



Mémoire présenté le 22/09/2020 devant Sorbonne Université et l'ISUP
pour l'obtention du diplôme de Statisticien Mention Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaristes

Par : Waël Redouane AALILOU

Titre : La réforme 100% Santé : une conciliation des enjeux éthiques et techniques

Confidentialité : Non Oui (Durée : 1 an 2 ans)

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

Membres présents du jury de l'Institut des Actuaristes :

Entreprise :  **GENERALI**

Nom : Generali France

Signature :

Membres présents du jury la filière :

Directeur du mémoire en entreprise :

Nom : Anne-Sophie SANQUER

Signature :

Invité :

Nom :

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 de l'entreprise

Bibliothèque :

Signature du candidat

Résumé

L'environnement juridique de l'assurance santé subit régulièrement des changements afin d'améliorer l'accès aux soins pour l'ensemble des bénéficiaires de l'assurance maladie. Pour illustrer l'impact que peuvent avoir les décisions réglementaires sur l'économie de la santé en France, il est possible de citer la réforme des contrats "Solidaires et Responsables" ou encore "l'Accord National Interprofessionnel". Le renoncement aux soins représente un axe qui a fait l'objet de nombreuses discussions par le gouvernement et les professionnels de santé. En effet, ce phénomène est davantage prononcé sur certains postes de santé comme l'optique, le dentaire ou l'audiologie. Ces derniers étant, de par leur coût, générateurs de forts restes à charge pour les ménages. Afin de lutter contre ce phénomène, la réforme "100% Santé" propose des paniers de soins offrant la possibilité de s'équiper à moindre coût pour les actes prothétiques en dentaire, audiologie ainsi que les équipements d'optique. Les restes à charge seraient supportés par le régime obligatoire et l'organisme complémentaire.

Ce mémoire vise à étudier les impacts de la mise en place des paniers de soins sur la prime pure d'un contrat d'assurance santé individuel. Pour ce faire, cette étude propose d'estimer dans quelles mesures les actions liées à la réforme vont modifier les dépenses et les remboursements de la complémentaire pour les actes prothétiques en dentaire. L'étude se focalise sur le périmètre du poste de garantie dentaire du fait de la sous-représentation des autres postes de garantie dans le portefeuille d'étude.

Dans un premier temps, ce mémoire vise à élaborer un tarif en prime pure d'un contrat d'assurance santé individuel. À l'aide d'un portefeuille géré par la Direction des Partenariats de Generali France, des modèles de régression sont utilisés pour approcher le coût et la fréquence des sinistres historiques du portefeuille. Il ressort de l'étude descriptive sur les données la nécessité de réaliser la tarification sur l'ensemble des actes de santé mutualisés tout en distinguant les caractères atypiques de la sinistralité. Ainsi, un modèle segmenté en trois sous-modèles a été retenu. Le premier concerne la sinistralité attritionnelle et utilise des modèles linéaires généralisés. Le second cible le caractère singulier de la sinistralité par le biais de modèles des valeurs extrêmes. Enfin, le dernier permet de relier la partie attritionnelle et atypique des sinistres par le biais d'une régression logistique.

Dans un second temps, une estimation de l'impact de la mise en place des paniers de soins en dentaire, sur la prime pure, est effectuée. Pour ce faire, une première étude est réalisée en se plaçant dans un état du monde similaire à celui du portefeuille initial. Ainsi, une variation des coûts moyens aboutit à un premier impact sur la prime pure. Ensuite, la baisse du renoncement aux soins est intégrée à l'étude d'impact. Celle-ci permet d'avoir une seconde estimation de l'impact sur la prime pure, en couplant les variations de coût moyen et de fréquence.

L'effet attendu de cette réglementation est la modification du comportement des assurés, du fait de l'arbitrage possible entre un panier de soins "100% Santé" et d'autres paniers de soins. Étant en vision prospective, aucune donnée sur la potentielle consommation de ces paniers n'est disponible. Plusieurs hypothèses, issues de jugements d'experts et scénarii, sont retenues dans le but d'estimer les impacts sur la prime pure du contrat étudié.

Mots-clés : Assurance maladie, Complémentaire santé, Réforme "100% Santé", Dentaire, Prime pure, GLM, TVE, Régression logistique, Impacts, Paniers de soins, Renoncement aux soins, Reste à charge

Abstract

Health insurance's legal environment is undergoing regular changes in order to improve access to care for all health insurance beneficiaries. To illustrate the impact that regulatory decisions can have on the health care economy in France, one can cite the reform of "Solidary and Responsible" contracts or the "National Interprofessional Agreement". Care renunciation is an issue that has been the subject of many debates by the government and health professionals. Indeed, this phenomenon is more pronounced in certain health posts such as optics, dentistry or audiology. Because of their cost, the latter generate high levels of dependency for households. In order to stand against this phenomenon, the "100% Health" reform proposes care baskets which offer the possibility of equipping oneself at a lower cost for prosthetic acts in dentistry, audiology as well as optical equipment. The remaining costs would be borne by the compulsory scheme and the complementary health insurance.

The aim of this paper is to study the impact of the introduction of care baskets on the pure premium of an individual health insurance policy. In order to do this, this study proposes to estimate to what extent the actions linked to the reform will modify the expenses and reimbursements of the complementary health insurance for dental prosthetic procedures. The study focuses on the scope of the dental guarantee item due to the under-representation of other guarantee items in the study portfolio.

Initially, the aim of this paper was to draw up a pure premium tariff for an individual health insurance contract. Using a portfolio managed by Generali France's Partnerships Department, regression models are used to approximate the cost and frequency of historical claims in the portfolio. The descriptive study of the data shows the need to carry out pricing on all pooled health acts while distinguishing the atypical features of the claims experience. Thus, a model segmented into three segments was adopted. The first one concerns attritional claims and uses generalized linear models. The second one targets the singularity of the claims experience through extreme value models. Finally, the last one allows to link the attritional and atypical part of the claims through a logistic regression.

In a second step, an estimation of the impact of dental care baskets introduction on the pure premium is carried out. To do this, an initial study is realized by placing ourselves in a state of the world similar to that of the initial portfolio. Thus, a variation in average costs leads to a first impact on the pure premium. Then, the renunciation of care decrease is integrated into the impact study. This provides a second estimate of the impact on the pure premium, by aggregating the variations in average cost and frequency.

The expected effect of this regulation is the modification of policyholders' behaviour, due to the possible trade-off between a "100% Health" care basket and other health baskets. Being a prospective view, no data on the potential consumption of these baskets are available. Several hypotheses, resulting from expert judgement and scenarios, are retained in order to estimate the impacts on the contract under study pure premium.

Keywords : *Health insurance, Complementary health insurance, "100% Health" reform, Dental, Pure premium, GLM, EVT, Logistic regression, Impacts, Care baskets, Care renunciation, Remainder of charges*

Note de synthèse










L'assurance santé en France s'articule autour de deux acteurs : la Sécurité Sociale et les organismes complémentaires. Les dépenses de santé croissent depuis le début des années 2000. En effet, le système de santé en France a pour principe de favoriser l'accès aux soins pour tous. Les remboursements des soins subissent donc des changements par le biais de diverses réglementations visant à améliorer cette accessibilité.

Le phénomène de renoncement aux soins est sujet à de nombreuses discussions par l'État et les professionnels de santé. En effet, pour les postes de garantie dentaire, optique et audiologie, les coûts sont très onéreux et induisent des restes à charge élevés. Par conséquent, les assurés sont contraints de renoncer aux soins. Plusieurs études menées à l'échelle nationale ont permis de mettre en évidence ce phénomène. En effet, les taux de renoncement aux soins pour les postes des actes prothétiques en dentaire, audiologie et les équipements d'optique s'élèvent respectivement à 16,8%, 32,5% et 22%.

Contexte et problématique

La réforme du "100% Santé", promesse de campagne du président de la République Emmanuel Macron, est prévue pour le 1^{er} Janvier 2019 et a pour principal moteur la baisse du renoncement aux soins. Des paniers de soins "100% Santé" seront proposés parmi le panel des produits d'assurance santé respectant le caractère "solidaire et responsable". La prise en charge de la dépense y est intégrale et est assurée par l'assurance maladie et les organismes complémentaires.

La mise en place s'étale sur trois ans. Cette réforme envisage de proposer des paniers "100% Santé" pour les actes prothétiques en dentaire, audiologie et les équipements d'optique. D'autres actions viennent accompagner la mise en place de ces paniers comme, par exemple, l'instauration de prix limite de vente pour certains actes ou encore l'évolution des différentes bases de remboursement. Le calendrier de la réforme est présenté par la figure suivante :

2019	2020	2021	2022/2023	Actions
				Intégration d'une nouvelle nomenclature
				Entrée en vigueur du panier de soins 100% Santé
				Application des conditions de prise en charge contrat responsable
				Évolution de la base de remboursement de la Sécurité Sociale
				Mise en place des prix limites de ventes

Calendrier de la réforme "100% Santé"

Cette réforme engendre des enjeux éthiques car l'objectif premier est la baisse du renoncement aux soins. De plus, la réforme engendre des enjeux socio-économiques. En effet, puisque la prise en charge résiduelle des dépenses est supposée être assurée par les organismes complémentaires, une hausse de la sinistralité est attendue, tant bien en coût qu'en fréquence. Ainsi, l'équilibre technique, garanti par le niveau des primes perçues, est incertain.

L'objectif de ce mémoire est d'estimer les conséquences financières et tarifaires de la réforme "100% Santé" du point de vue de l'assureur. Pour ce faire, un portefeuille d'assurance santé individuel, mis à disposition par la Direction des Partenariats de Generali France, est exploité. La première étape consiste à construire un tarif en prime pure qui servira de scénario central à l'étude d'impact. La seconde étape vise à choquer la sinistralité selon des scénarii "100% Santé" et d'évaluer l'impact sur la prime pure.

Ce portefeuille, issu de données réelles sur les prestations de santé en 2018, a fait l'objet de retraitements afin de corroborer le caractère approprié, l'exactitude et l'exhaustivité des données. À des fins de tarification, l'étude des facteurs de risque est nécessaire pour savoir quelles variables influent sur la sinistralité. Cette étude est réalisée par le biais d'analyses descriptives.

L'étude descriptive met en exergue le caractère explicatif de quatre paramètres sur la sinistralité, qui sont l'âge, le lieu de vie, le régime d'affiliation à l'assurance maladie et le niveau de garantie souscrit :

- La population des séniors, majoritairement représentée dans le portefeuille, de par les effets de l'Accord National Interprofessionnel, consomme plus d'actes de santé. Ce constat est d'autant plus prononcé concernant les actes visés par la réforme ;

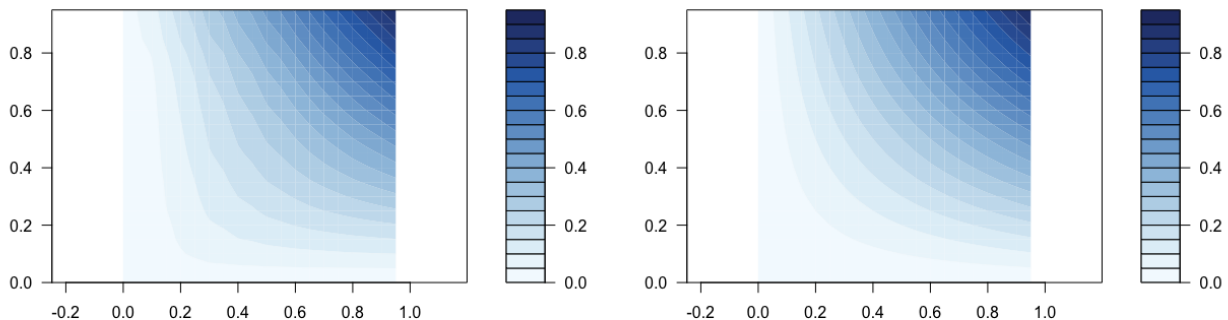
- Les grandes villes comme Paris ou Lille, sont sujettes à des dépenses plus onéreuses. L'accès aux soins dans ces grandes villes est favorisé, induisant ainsi une fréquence plus élevée ;
- Le régime d'affiliation influe sur la sinistralité par le biais du remboursement du régime obligatoire. Par exemple, le régime Alsace-Moselle présente des remboursements plus avantageux. Cependant, près de 85% des assurés du portefeuille sont affiliés au régime général ;
- Le niveau de garantie souscrit détermine la prise en charge de l'organisme complémentaire. Le portefeuille d'étude est composé majoritairement d'assurés ayant souscrit à des formules bas de gamme.

L'étude descriptive a révélée une sur-représentation de certaines modalités dans la base de données. Les formules haut de gamme sont sous-exposées (0,29% des actes) et le poste de garantie des "actes courants" est prépondérant (92% des actes). Ces disparités au niveau des expositions sont doublement problématiques. D'une part, lors de la tarification, une exhaustivité statistique est nécessaire pour faire converger le modèle sur l'ensemble du périmètre. D'autre part, dans le cadre d'une étude d'impact, si une sous-représentation est constatée, les résultats pourraient être plus volatiles dès lors qu'une sous-représentation, des actes visés par le "100% Santé", est constatée.

Modélisation de la prime pure

En assurance non-vie, une distinction est généralement faite entre fréquence et coût lors de la tarification. Selon cette approche, une hypothèse d'indépendance entre coût et fréquence doit être vérifiée. Une indépendance parfaite est rarement observée entre le coût et la fréquence des sinistres, impliquant une incertitude quant à la crédibilité de la méthode. Cependant, si les variables d'intérêt se rapprochent d'une quelconque indépendance, le fait de supposer le caractère indépendant du coût et de la fréquence est plausible.

L'étude des copules est effectuée pour vérifier le caractère pseudo-indépendant des variables. Les copules permettent de décrire la structure de dépendance entre des variables aléatoires. Cette étude est graphique et consiste à confronter la copule empirique des variables d'intérêt et la copule théorique indépendante :



Représentation de la copule empirique

Représentation de la copule indépendante

Les courbures lisses et convexes de la copule empirique permettent d'affirmer qu'une pseudo-indépendance est observée. Il est donc possible de séparer la sinistralité en Coût & Fréquence, selon la décomposition de Wald.

L'approche marché consiste à recourir aux modèles linéaires généralisés - *GLM* - pour prédire chacune des variables d'intérêt. Cette méthode est populaire pour sa simplicité d'interprétation et car elle permet d'obtenir un régresseur par classe de risque. Cependant, les lois statistiques sont sélectionnées dans une famille de lois restreinte : la famille exponentielle. Ces lois ne permettent pas de capter des comportements atypiques dans la sinistralité du fait du caractère moins épais de la queue de distribution. Le portefeuille d'étude étant sujet à des sinistres extrêmes, la modélisation de la prime pure dépend de si l'environnement est "extrême" ou non.

De plus, les *GLM* étant basés sur des lois statistiques, un nombre important de données est nécessaire pour assurer la convergence des modèles. La tarification en santé étant couramment réalisée par poste de garantie, les limites évoquées empêchent le calibrage des modèles. En effet, des sous-représentations pour les postes d'optique, par exemple, ne permettent pas de calibrer un *GLM*. En conséquence, une alternative à ces limites a été appliquée. Elle se fonde sur un écrêtement des sinistres atypiques et une non-segmentation de la prime pure par poste de garantie.

La modélisation de la prime pure est réalisée en trois étapes. La première consiste à ajuster un *GLM* pour la sinistralité attritionnelle. La seconde calibre un modèle des valeurs extrêmes ou un modèle déterministe pour la sinistralité

atypique. La troisième, vise à relier les parties atypique et attritionnelle par le biais d'un modèle de régression logistique pour la jointure.

	Modèle de coût		
Type de modèle	Attritionnel	Atypique	Jointure
Choix du modèle	GLM Inverse-Gaussien	Modèle déterministe	Régression logistique
Critère de validation	Résidu	-	AUC
Résultat validation	Validé	-	0,64

Récapitulatif des modèles de coût

	Modèle de fréquence		
Type de modèle	Attritionnel	Atypique	Jointure
Choix du modèle	GLM Binomial-Négative	Pareto Généralisé	Régression logistique
Critère de validation	Résidu	QQ-plot	AUC
Résultat validation	Validé	Validé	0,78

Récapitulatif des modèles de fréquence

Il découle de l'agrégation de ces trois modèles, une prime pure pour le contrat d'assurance santé étudié. Ces résultats constituent le scénario central adopté lors de l'étude d'impact de la réforme "100% Santé".

Estimation de l'impact du "100% Santé"

L'étude d'impact consiste, à partir de la prime pure en scénario central, à choquer la sinistralité selon des scénarii représentatifs de la réforme "100% Santé". Le choix des scénarii se révèle être une étape-clé de l'estimation de l'impact. En effet, il convient de préciser que cette estimation s'effectue en vision **prospective** et dans les conditions définies par la réforme à la date de rédaction de ce mémoire.

Cette étude est éclatée en deux étapes. Une première, relative à l'estimation brute de la réforme, où seuls les coûts sont modifiés au regard des nouvelles prises en charge prévues par les paniers de soins. Il s'agit d'un impact dit à "iso-périmètre". La seconde vise à intégrer la baisse du renoncement aux soins dans l'estimation de l'impact. À cet effet, une variation couplée de la fréquence et du coût moyen est envisagée.

Au vu des limites liées au portefeuille, des choix de modélisation sont appliqués. Le premier est la restriction de l'étude au poste de garantie dentaire. En effet, la faible part du portefeuille pour les postes de garantie optique et audiologie (respectivement 0,07% et 0,36%), ne saurait fournir un résultat statistiquement solide. Le second choix est relatif à l'horizon de projection. Il a été décidé de projeter la sinistralité probable jusqu'en 2021, année où la réforme sera pleinement en vigueur. Les résultats sont présentés par année de projection en considérant les variations année par année.

L'étude à iso-périmètre se base sur des données réelles du portefeuille de 2018. Ensuite, les données sont choquées pour constituer une base *as-if* "100% Santé". Suivant la définition de chaque panier de soins, une variation des bases de remboursement et l'instauration de prix limite de vente sont appliqués. Ainsi, pour chaque année $N \in \{2019, 2020, 2021\}$, de nouveaux remboursements sont obtenus. Enfin, pour obtenir l'impact final, des poids de répartition en fonction des paniers sont appliqués. Le caractère prospectif de l'étude impose de retenir des hypothèses sur l'arbitrage entre les différents paniers de soins. La Sécurité Sociale a estimé que, pour le poste de garantie dentaire, la répartition entre les paniers serait la suivante :

	Panier "100% Santé"	Panier "Tarif maîtrisé"	Panier "Tarif libre"
Pondérations	46%	25%	29%

Répartition entre les paniers estimés par la Sécurité Sociale

Afin d'étudier l'impact à ces répartitions, deux autres scénarii sont étudiés : un scénario équi-réparti donnant un même poids pour chaque panier et un scénario prudent où les poids attribués aux paniers "100% Santé" et "Tarif maîtrisé" sont respectivement de 80% et 15%.

Cette première étude à iso-périmètre permet de révéler des tendances sur les remboursements choqués. Plus le poids affecté au panier de soins "100% Santé" est grand, plus la prime pure augmente. Il s'agit d'un effet attendu car le panier de soins "100% Santé" impose une prise en charge intégrale du reste à charge. Par exemple, selon le scénario

de la Sécurité Sociale, la prime pure évolue, sur les trois années de projection, de +0,93% tandis que, selon le scénario prudent, la prime pure varie de +3,35%. Une autre tendance est relative au niveau de la formule souscrit. L'impact sur la prime pure est d'autant plus grand que le niveau de garantie est faible. En effet, les formules labellisées bas de gamme, impliquent des restes à charge *in fine* importants pour les prothèses dentaires, ces dernières étant des formules "au ticket modérateur".

La prime pure est obtenue en approchant la sinistralité totale du portefeuille. Puisque le poste de garantie dentaire représente 2,15% des actes, l'effet de mutualisation vient fortement réduire l'échelle de l'impact. Ainsi, l'impact à iso-périmètre s'élève à +0,93% selon le scénario de la Sécurité Sociale.

La seconde étape consiste à estimer la baisse du renoncement aux soins. Pour l'intégrer à l'étude, une relation mathématique entre ce taux et l'augmentation de la fréquence est utilisée. Trois scénarii de renoncement aux soins sont retenus.

Le premier suppose que le taux de renoncement aux soins applicable au portefeuille est celui de l'étude *EHIS-ESPS* menée par l'IRDES [18]. Le second consiste à adapter le premier scénario aux caractéristiques du portefeuille. Une méthode proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] est appliquée et vise à segmenter le taux de renoncement aux soins par variables socio-démographiques. Enfin, le dernier scénario vise à calibrer les taux de renoncement aux soins à l'aide des niveaux de reste à charge historiques du portefeuille sur le poste dentaire.

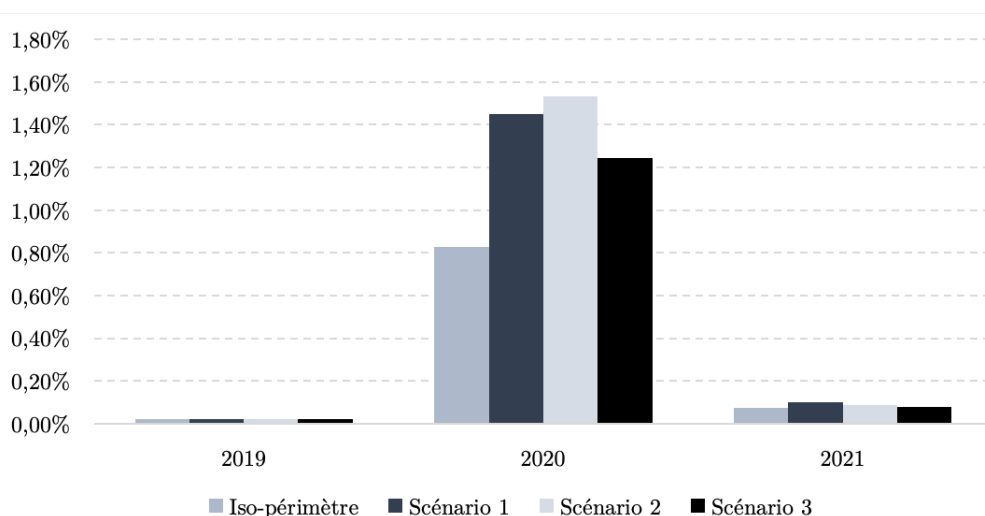
Finalement, les taux d'augmentation de la fréquence de consommation obtenus sont présentés dans le tableau suivant :

	2019	2020	2021
scénario 1 - Bas de gamme	0,00%	17,00%	2,56%
scénario 1 - Milieu de gamme	0,00%	17,00%	2,56%
scénario 1 - Haut de gamme	0,00%	17,00%	2,56%
scénario 2 - Bas de gamme	0,00%	20,06%	1,85%
scénario 2 - Milieu de gamme	0,00%	19,59%	1,81%
scénario 2 - Haut de gamme	0,00%	20,80%	1,92%
scénario 3 - Bas de gamme	0,00%	15,49%	1,43%
scénario 3 - Milieu de gamme	0,00%	13,31%	1,23%
scénario 3 - Haut de gamme	0,00%	12,00%	1,11%

Taux d'augmentation de la fréquence de consommation selon le scénario

L'année 2019 n'est pas sujette à une augmentation de la fréquence de consommation. En effet, aucun panier de soins n'est en vigueur cette année-là. Les augmentations ont lieu les deux dernières années de projection, avec une plus forte variations en 2020, du fait que la majorité des actes disposeront d'un panier "100% Santé".

En couplant ces augmentations de fréquence aux variations de coûts de l'étude à iso-périmètre, une nouvelle prime pure, en fonction du scénario, est calibrée. Le graphique ci-dessous présente les variations de la prime pure obtenue par rapport au scénario central :



Résultat de l'impact de la mise en place des paniers de soins "100% Santé" en dentaire sur la prime pure

Sur le périmètre du poste de garantie dentaire, c'est l'année 2020 qui présente l'impact le plus important. Ceci s'explique par le fait que plus de 75% des actes prothétiques en dentaire disposent d'un panier "100% Santé" ou "Tarif maîtrisé" cette année-là. L'année 2021, les impacts sont plus marginaux car ce sont les prothèses amovibles en résine qui disposent d'un panier de soins "100% Santé". Ces dernières représentent seulement 9% des actes prothétiques. Ainsi, les impacts sur la prime pure cumulés sur les trois années de projection sont de +1,57%, +1,64% et +1,34%, en fonction du scénario considéré. Il est important de noter que ces résultats sont ceux du portefeuille d'étude, qui présente une faible part d'actes prothétiques par rapport aux actes courants.

Les résultats obtenus dans le cadre de ce mémoire se reposent sur plusieurs hypothèses car la vision est prospective à la date de rédaction de ce mémoire. Pour aller plus loin et lorsque l'historique sera disponible, il conviendrait d'ajuster les taux d'augmentation de la fréquence afin d'avoir une vision plus exhaustive des potentiels impacts sur la prime pure.

Conclusion

En définitive, l'étude effectuée a permis de mettre en exergue différentes méthodes d'estimation de l'impact de la réforme "100% Santé", sur la prime pure, lorsque seul le périmètre du dentaire est considéré. Ces méthodes se fondent sur une vision *à priori* de la réforme car lors de la rédaction de ce mémoire, aucun panier de soins en dentaire n'est encore mis en place. Les hypothèses présentées permettent d'aboutir à un impact moyen de +1,5% sur la prime pure, calculée selon un modèle de tarification en trois étapes.

L'objectif étant de lutter contre le renoncement aux soins, une incertitude quant à la correcte mise en place de la réforme subsiste. En effet, le comportement des assurés reste délicat à prédire lorsque l'étude est effectuée *à priori*. De plus, dans le cadre du "100% Santé", le comportement des professionnels de santé devrait également être pris en considération. L'assureur se doit donc d'être prudent quant à l'estimation des impacts de cette réforme afin d'assurer son équilibre technique.

Executive summary



























Health insurance in France revolves around two players : Social Security and complementary organizations. Healthcare spending has been growing since the early 2000s. Indeed, the principle of the health system in France is to promote access to healthcare for all. Reimbursements for care are therefore undergoing changes through various regulations aimed at improving this accessibility.

The phenomenon of care renunciation is the subject of much discussion by the State and health professionals. Indeed, for the dental, optical and audiology guarantee posts, the costs are very expensive and result in substantial dependents. As a result, insured persons are forced to forego care. Several national studies have highlighted this phenomenon. Indeed, the rates of renunciation of care for dental, audiological and optical prosthetic treatment stations are 16.8%, 32.5% and 22% respectively.

Context and issues

The reform of the "100% Health", a campaign promise of the president of the republic Emmanuel Macron, is scheduled for January 1, 2019 and has as its main driver the decrease in the renunciation of healthcare. Baskets of care "100% Health" will be proposed among the panel of health insurance products respecting the "solidarity and responsibility" character. The coverage of the expenditure is integral and is ensured by the health insurance and the complementary organizations.

The implementation is spread over three years. This reform envisages offering "100% Health" baskets for prosthetic acts in dentistry, audiology and optical equipment. Other actions will accompany the introduction of these baskets, such as, for example, the introduction of maximum selling prices for certain procedures or changes in the various bases of reimbursement. The timetable for the reform is shown in the following figure :

2019	2020	2021	2022/2023	Actions
 				Integration of a new nomenclature
	 	 		Coming into force of the 100% Healthcare Basket
	 			Application of the conditions of assumption of responsibility contract
 	  	 		Change in the Social Security reimbursement basis
 	  	 		Implementation of sales limit prices

"100% Health" reform calendar

This reform raises ethical issues because the primary objective is to reduce the renunciation of care. In addition, the reform also raises socio-economic issues. Indeed, since the residual coverage of expenses is supposed to be provided by complementary organisations, an increase in the number of claims is expected, both in cost and frequency. Thus, the technical equilibrium, guaranteed by the level of premiums collected, is uncertain.

The objective of this paper is to estimate the financial and pricing consequences of the "100% Health" reform from the insurer's point of view. For this purpose, an individual health insurance portfolio, made available by the Partnerships Department of Generali France, is used. The first stage consists of constructing a pure premium tariff that will serve as a central scenario for the impact study. The second stage aims to shock the claims rate according to "100% Health" scenarios and to evaluate the impact on the pure premium.

This portfolio, derived from actual data on health benefits in 2018, has been restated to corroborate the appropriateness, accuracy and completeness of the data. For underwriting purposes, the study of risk factors is necessary to determine which variables influence the claims experience. This study is carried out through descriptive analyses.

The descriptive study highlights the explanatory nature of four parameters on claims experience which is age, place of residence, health insurance affiliation scheme and level of cover underwritten :

- The senior population, the majority of which is represented in the portfolio, due to the effects of the National Interprofessional Agreement, consumes more health acts. This observation is all the more pronounced with regard to the acts covered by the reform ;
- Large cities such as Paris or Lille are subject to more expensive expenses. Access to care in these large cities is favoured, leading to a higher frequency of care ;

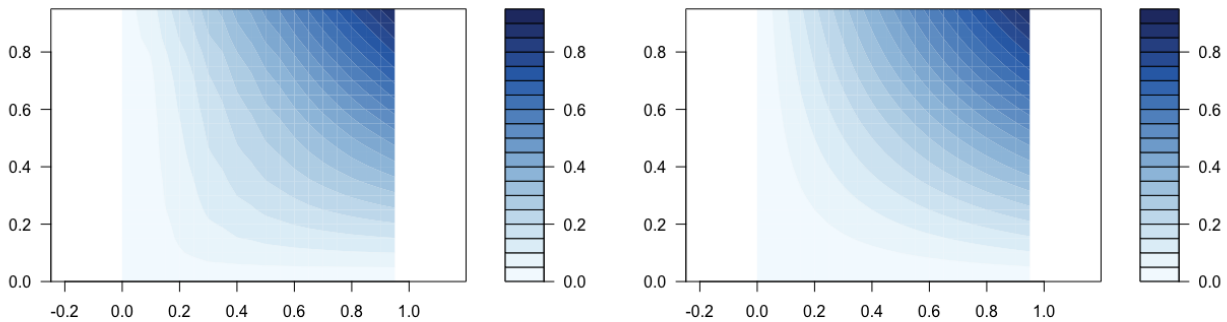
- The affiliation scheme influences the claims experience through the reimbursement of the compulsory scheme. For example, the Alsace-Moselle scheme offers more advantageous reimbursements. However, nearly 85% of the insured in the portfolio are affiliated to the general scheme ;
- The level of cover taken out determines the coverage of the complementary health insurance. The study portfolio is mainly made up of policyholders who have subscribed to low-end formulas.

The descriptive study revealed an over-representation of certain modalities in the database. The top-of-the-range formulas are under-represented (0.29% of procedures) and the guarantee item of "routine procedures" is preponderant (92% of procedures). These disparities in exposure are doubly problematic. When it comes to pricing, statistical exhaustiveness is necessary in order to make the models converge. Moreover, in the context of an impact study, if under-representation is found, the results could be more volatile if under-representation of the procedures covered by the "100% Health" guarantee is found.

Modeling pure premium

In non-life insurance, a distinction is generally made between frequency and cost when pricing. Under this approach, an assumption of independence between cost and frequency must be tested. Perfect independence is rarely observed between cost and claim frequency, stating uncertainty as to the credibility of the method. However, if the variables of interest are close to some independence, assuming the independence of cost and frequency is plausible.

The copula study is performed to test the pseudo-independence of the variables. Copulas are used to describe the dependency structure between random variables. This study is graphical and consists in comparing the empirical copula of the variables of interest and the independent theoretical copula :



Representation of the empirical copula

Representation of the independent copula

The smooth and convex curvatures of the empirical copula make it possible to affirm that a pseudo-independence is observed. It is therefore possible to separate the claims experience into Cost & Frequency, according to Wald.

The market approach consists in using generalized linear models - GLM - to predict each of the variables of interest. This method is popular for its simplicity of interpretation and the fact that it is possible to obtain a regressor by risk class. However, the statistical laws are selected from a restricted family of laws : the exponential family. These laws do not capture atypical behaviour in the claims experience due to the thinner tail of the distribution. As the study portfolio is subject to extreme claims, the modelling of the pure premium depends on whether the environment is "extreme" or not.

Furthermore, since the GLM are based on statistical laws, a comprehensive level of data is required to ensure model convergence. Since health pricing is commonly done by coverage item, the limitations mentioned above prevent the calibration of models. Indeed, under-representations for optical stations, for example, do not allow calibration of a GLM. Consequently, an alternative to these limits has been applied. It is based on a capping of atypical claims and a non-segmentation of the pure premium per coverage item.

The pure premium modelling is carried out in three steps. The first step consists in adjusting a GLM for attritional claims. The second calibrates an extreme value model or a deterministic model for atypical claims. The third aims to link the atypical and attritional parts through a logistic regression model for the joint.

	Cost Model		
Model Type	Attrititional	Atypical	Joints
Model choice	Inverse-Gaussian GLM	Deterministic Model	Logistic Regression
Validation Criteria	Residual	-	AUC
Result validation	Validated	-	0.64

Summary of cost models

	Frequency model		
Model Type	Attrititional	Atypical	Joints
Model choice	Binomial-Negative GLM	Generalized Pareto	Logistic Regression
Validation Criteria	Residual	QQ-plot	AUC
Result validation	Validated	Validated	0.78

Summary of frequency models

The aggregation of these three models results in a pure premium for the health insurance contract studied. These results constitute the central scenario adopted during the impact study of the "100% Health" reform.

Estimating the impact of the "100% Health"

The impact study consists, starting from the pure premium in the central scenario, of shocking the claims rate according to scenarios representative of the "100% Health" reform. The choice of scenarios is a key stage in estimating the impact. Indeed, it should be specified that this estimation is carried out in a **prospective** vision and under the conditions defined by the reform at the date of writing of this report.

This study is divided into two stages. The first relates to the rough estimate of the reform, where only the costs are modified in view of the new coverage provided by the care baskets. This is an "iso-perimeter" impact. The second aims to integrate the reduction in the number of people giving up care into the estimated impact. To this end, a coupled variation in frequency and average cost is envisaged.

In view of the limitations of the portfolio, modelling choices are applied. The first is the restriction of the study to the dental benefit item. Indeed, the small share of the portfolio for the optical and audiology guarantee items (0.07% and 0.36% respectively) cannot provide a statistically sound result. The second choice relates to the projection horizon. It was decided to project the probable claims experience until 2021, when the reform will be fully in force. The results are presented by year of projection, taking into account year-by-year variations.

The iso-perimeter study is based on actual portfolio data for 2018. Then, the data is shocked to form a basis as-if "100% Health". According to the definition of each basket of care, a variation of the reimbursement bases and the introduction of limit prices are applied. Thus, for each year $N \in \{2019, 2020, 2021\}$, new reimbursements are obtained. Then, to obtain the final impact, distribution weights according to baskets are applied. The prospective nature of the study requires assumptions to be made about the trade-off between the different baskets of care. The Social Security estimated that, for the dental guarantee post, the distribution between the baskets would be as follows :

	"100% Health" basket	"Controlled Tariff" basket	"Free Tariff" basket
Weightings	46%	25%	29%

Allocation between baskets estimated by Social Security

In order to study the impact on these distributions, two other scenarios are studied : an evenly distributed scenario giving the same weight for each basket and a conservative scenario where the weights attributed to the "100% Health" and "Controlled Tariff" baskets are respectively 80% and 15%.

This first iso-perimeter study reveals trends in shocked reimbursements. The greater the weight assigned to the "100% Health" care basket, the higher the pure premium increases. This is an expected effect because the "100% Health" care basket requires full coverage of the remaining expenses. For example, according to the Social Security scenario, the pure premium evolves, over the three years of projection, by +0.93% compared to the conservative scenario, where the pure premium varies by +3.35%. Another trend is relative to the level of the underwritten formula. The lower the level of cover, the greater the impact on the pure premium. Indeed, the formulas labeled "low end", implies important residual charges for dental prostheses, the latter being "co-payment" formulas.

The pure premium is obtained by approximating the total claims experience of the portfolio. Since the dental guarantee item represents 2.15% of the procedures, the mutualisation effect strongly reduces the scale of the impact. Thus, the impact at isoperimeter amounts to +0.93% according to the Social Security scenario.

The second estimate consists of a drop in the number of people who give up healthcare. To integrate it into the study, a mathematical relationship between this rate and the increase in frequency is used. Three scenarios of care renunciation are retained.

The first assumes that the care renunciation rate applicable to the portfolio is that of the EHIS-*ESPS* study conducted by IRDES [18]. The second consists in adapting the first scenario to the characteristics of the portfolio. A method proposed by (*Le Brigand, 2019*) [22] is applied and aims at segmenting the rate of abandonment of care by socio-demographic variables. Finally, the last scenario aims to calibrate the care renunciation rates using the levels of the portfolio's historical residual debt on the dental post.

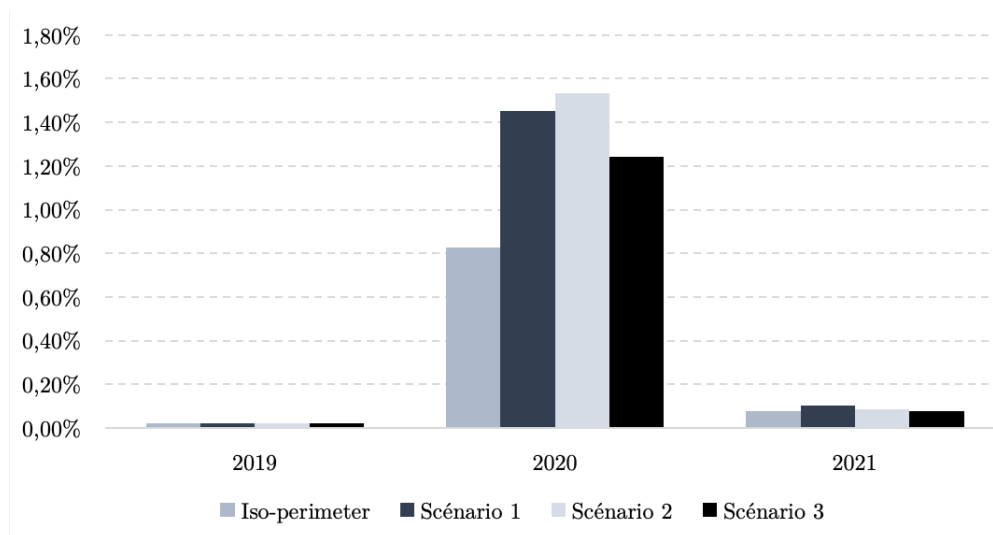
Finally, the rates of increase in the frequency of consumption obtained are presented in the following table :

	2019	2020	2021
scenario 1 - Low-range	0,00%	17,00%	2,56%
scenario 1 - Middle-range	0,00%	17,00%	2,56%
scenario 1 - High-range	0,00%	17,00%	2,56%
scenario 2 - Low-range	0,00%	20,06%	1,85%
scenario 2 - Middle-range	0,00%	19,59%	1,81%
scenario 2 - High-range	0,00%	20,80%	1,92%
scenario 3 - Low-range	0,00%	15,49%	1,43%
scenario 3 - Middle-range	0,00%	13,31%	1,23%
scenario 3 - High-range	0,00%	12,00%	1,11%

Rate of increase in frequency of consumption according to scenario

The year 2019 is not subject to an increase in the frequency of consumption. In fact, there is no basket of care in effect that year. The increases take place in the last two years of the projection, with a greater variation in 2020, as the majority of procedures will have a "100% Health" basket.

By coupling these frequency increases to the cost variations of the isoperimeter study, a new pure premium, depending on the scenario, is calibrated. The graph below shows the variations in the pure premium obtained in relation to the central scenario :



Result of the impact of the implementation of the "100% Health" dental care baskets on the pure premium

Within the perimeter of the dental guarantee post, the year 2020 has the greatest impact. This can be explained by the fact that more than 75% of dental prosthetic procedures have a "100% Health" or "Controlled Tariff" basket in that year. In the year 2021, the impacts are more marginal because it is the removable resin prostheses which have a "100% Health" care basket. These represent only 9% of prosthetic procedures. Thus, the cumulative impact on

the pure premium over the three years of the projection is +1.57%, +1.64% and +1.34%, depending on the scenario considered. It is important to note that these results are those of the study portfolio, which presents a low proportion of prosthetic procedures compared to standard procedures.

The results obtained within the framework of this thesis are based on several hypotheses because the vision is prospective at the date of writing of this thesis. In order to go further and when historical data is available, it would be advisable to adjust the rates of increase in frequency in order to have a more exhaustive view of the potential impacts on the pure premium.

Conclusion

In the end, the study carried out made it possible to highlight different methods for estimating the impact of the "100% Health" reform on the pure premium, when only the dental perimeter is considered. These methods are based on an a priori vision of the reform because, at the time of writing, no dental care basket had yet been put in place. The hypotheses presented lead to an average impact of +1.5% on the pure premium, calculated according to a three-step pricing model.

As the objective is to fight against the abandonment of care, there is still uncertainty as to the correct implementation of the reform. Indeed, the behaviour of policyholders remains difficult to predict when the study is carried out *a priori*. Moreover, in the context of the "100% Health", the behaviour of healthcare professionals should also be taken into account. The insurer must therefore be prudent in estimating the impacts of this reform in order to ensure its technical balance.

Remerciements

Je tiens à remercier François-Xavier DUB, Directeur des Solutions d'Assurance de Personnes, de m'avoir permis de rejoindre Generali France et en particulier la Direction des Partenariats. Je le remercie pour la confiance qu'il a témoignée à mon égard et pour sa disponibilité.

Je remercie également Anne-Sophie SANQUER, ma tutrice d'alternance, pour sa présence, son enthousiasme et surtout sa disponibilité tout au long de mon parcours dans la direction. Son engagement à mon égard m'a fortement aidé tant d'un point de vue professionnel que personnel. Un grand merci à Laetitia GHAMMARTE pour toute l'aide apportée durant cette année d'alternance.

Mes remerciements s'adressent aussi à l'ensemble de l'équipe Solutions d'Assurance de Personnes pour leur accueil et leur partage. Une grande pensée s'adresse aux alternants et stagiaires de la Direction des Partenariats pour tous les bons moments passés.

Je souhaite remercier mon tuteur académique, Olivier LOPEZ ainsi que l'ensemble des intervenants de l'ISUP pour la formation dont j'ai disposé.

Enfin, je remercie mes proches pour le soutien qu'ils m'ont témoigné tout au long de la rédaction de ce mémoire notamment Ghizlane CHOUIBANI, Styven PONNUSAMY, Naïra SAIDALI, Émilie SABOURIN, Yasmine GUEDJOU, Harris BABOUTANA, Ghislaine HMAZZOU, Khaoula LYOUBI, Yahya SAADANI et Marion COCUBE.

"La reconnaissance est la mémoire du coeur" - Hans Christian Andersen

Table des matières

Introduction	1
<i>I - Cadre de l'étude</i>	2
1 Le marché de l'assurance santé en France	3
1.1 La Direction des Partenariats - Generali France	3
1.2 Le fonctionnement de l'assurance santé	3
1.2.1 Le régime obligatoire : la Sécurité Sociale	4
1.2.2 Le régime complémentaire : les assurances santé	6
1.2.3 Visualisation du marché de la complémentaire santé en France	8
2 L'environnement juridique de l'assurance santé en France	11
2.1 Premier axe : les contrats solidaires et responsables	11
2.2 Deuxième axe : l'Accord National Interprofessionnel	12
2.3 Troisième axe : le "100% Santé"	12
2.3.1 Le phénomène de renoncement aux soins	12
2.3.2 Zoom sur les spécificités de la réglementation	14
3 Environnement et périmètre de l'étude	19
3.1 La base de données	19
3.2 Assimilation des données à travers l'étude descriptive	25
3.2.1 Statistiques générales sur les assurés	25
3.2.2 Effets des facteurs de risque sur la sinistralité	29
3.2.3 Distributions empiriques des coûts et du nombre de sinistres	33
4 Conclusion	37
<i>II - Tarification</i>	38
5 Assurance non-vie et tarification à priori	39
6 Modélisation de la prime pure	41
6.1 Un classique de la tarification : le modèle linéaire généralisé	41
6.2 Construction du tarif en 4 étapes	45
6.3 Une étude limitée par les données	47
6.4 Modèle alternatif	50
7 Application : tarification du contrat d'assurance santé individuel	57
7.1 Modélisation de la sinistralité attritionnelle	58
7.1.1 Modèle de fréquence attritionnelle	59
7.1.2 Modèle de coût attritionnel	64
7.2 Modélisation de la sinistralité atypique	70
7.2.1 Modèle de fréquence atypique	71
7.2.2 Modèle de coût atypique	72
7.3 Modélisation de l'apparition d'un sinistre atypique	73
8 Conclusion	77
<i>III - Impact tarifaire de la réforme</i>	78
9 Introduction à l'étude d'impact	79
9.1 Quelle démarche pour estimer l'impact de la réforme ?	79
9.2 Une étude adaptée aux limites du portefeuille	80
10 La réforme à iso-périmètre : une première estimation de l'impact	82
10.1 Exemple d'impact sur les prothèses céramo-métalliques	82
10.2 Généralisation de l'impact à iso-périmètre	86
10.3 Conclusion	94
11 Impact comportemental : baisse du renoncement aux soins	95
11.1 Première étude : taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement	96

11.2 Ajustement des taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement	101
11.3 Détermination d'une liaison entre le renoncement aux soins et le niveau de reste à charge	106
11.4 Conclusion	117
Conclusion générale	119
Références bibliographiques	i
Annexe A - Décret du 11 Janvier 2019	iii
Annexe B - Prix limite de vente et base de remboursement pour les postes du "100% Santé"	iv
Annexe C - Termes techniques en dentaire	vii
Annexe D - Tableau de garantie du produit étudié	x
Annexe E - Quelques lois de la famille exponentielle	xi
Annexe F - Dépendance et copules	xiii
Annexe G - Taux de renoncement aux soins de l'étude <i>EHIS-ESPS</i>	xiv
Liste des tableaux	xv
Liste des figures	xviii

Liste des abréviations

ACPR	Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution
ACS	Aide au paiement d'une Complémentaire Santé
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ALS	Alsace-Moselle
ANI	Accord National Interprofessionnel
AUC	<i>Area Under the Curve</i>
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i>
BRSS	Base de Remboursement de la Sécurité Sociale
CAS	Contrat d'Accès aux Soins
CCAM	Classification Commune des Actes Médicaux
CM	Coût Moyen
CMU-C	Couverture Maladie Universelle Complémentaire
CNAM	Caisse Nationale de l'Assurance Maladie
CNAMTS	Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés
CSG	Contribution Sociale Généralisée
DREES	Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques
EDF	Électricité de France
EHIS	<i>European Health Interview Survey</i>
ESPS	Enquête de la Santé et de la Protection Sociale
FFA	Fédération Française de l'Assurance
FR	Frais réels
GLM	<i>Generalized Linear Model</i>
GPD	<i>Generalized Pareto Distribution</i>
IRDES	Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé
MEF	<i>Mean Excess Function</i>
MEP	<i>Mean Excess Plot</i>
MSA	Mutuelle Sociale Agricole
NGAP	Nomenclature Générale des Actes Professionnels
OC	Organisme Complémentaire
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Économique
OPTAM	Option Pratique Tarifaire Maîtrisée
PF	Participation Forfaitaire
PLFSS	Projet de Loi de Financement de la Sécurité Sociale
PLV	Prix Limite de Vente
RAC	Reste à Charge
RAC-0	Reste à Charge Zéro
RATP	Régie Autonome des Transports Parisiens
RG	Régime Général
RO	Régime Obligatoire
ROC	<i>Receiver Operating Characteristic</i>
RSI	Régime Social des Indépendants
SNCF	Société Nationale des Chemins de fer Français
SS	Sécurité Sociale
TM	Ticket Modérateur
TNS	Travailleurs Non-Salariés
TVE	Théorie des Valeurs Extrêmes

Introduction

Les dépenses de santé et de biens médicaux en France s'élèvent, d'après la DREES, à près de 198 milliards d'euros en 2016, représentant ainsi une dépense de près de 2970 euros par habitant. La branche maladie de la Sécurité Sociale prend en charge environ 78% des dépenses des ménages. Le reste à charge est en partie pris en charge par les organismes complémentaires, afin de laisser le moins possible de résidus lors des dépenses de santé. Toutefois, la prise en charge reste disparate en fonction des secteurs de santé. En effet, certains postes jugés "non vitaux", à l'instar de l'optique ou du dentaire, sont relativement moins bien pris en charge par rapport aux soins hospitaliers ou aux actes de pharmacie.

Afin d'améliorer l'accès aux soins en France, le gouvernement et les professionnels de santé ont débattu afin de favoriser l'accès aux soins pour les actes de santé les plus sujets à des renoncements aux soins. En effet, lors de sa campagne, le président de la République a annoncé les mesures qui seront mises en place dans le cadre de la nouvelle réforme de l'assurance santé : le "100% Santé". Trois postes de garanties sont visés par cette réglementation : les actes d'équipement d'optique ainsi que les actes prothétiques en dentaire et en audiologie.

La vocation principale de cette réforme, suivant des principes éthiques, est de favoriser l'accès aux soins pour les ménages. Pour les postes pré-cités, un objectif de "reste à charge zéro", à compter du 1^{er} Janvier 2019, est envisagé à horizon 2023. La mise en place de paniers dits "100% Santé" est prévue pour les trois postes visés où, pour ces derniers, un remboursement intégral sera assuré par l'assurance maladie et les complémentaires santé. Des paniers de soins à "tarifs libres", représentatifs de la situation pré-réforme, seront également disponibles pour laisser le choix aux assurés de s'équiper à leur libre appréciation. De plus, cette réforme nécessite la collaboration de plusieurs acteurs. D'une part, les assurés devront adopter un comportement responsable face aux dépenses de santé. D'autre part, les professionnels de santé devront plafonner les prix de vente pour les équipements proposés. L'assurance maladie devra adapter les prises en charge afin d'entrer dans le cadre de la réforme. Et les assureurs devront estimer les impacts de la prise en charge résiduelle des dépenses de santé.

Les complémentaires santé, confrontées à cette nouvelle réforme, sont contraintes de s'adapter afin d'assurer l'équilibre technique des produits proposés. Cette étude s'articule autour de l'évaluation des potentiels impacts de la mise en place de ces paniers de soins sur la sinistralité et le tarif à travers la prime pure d'un contrat d'assurance santé individuel.

Ce mémoire propose d'estimer l'impact en trois étapes. Dans un premier temps, l'objectif est de comprendre les enjeux et le contexte du système de santé en France. Une première explication consiste à se focaliser sur les aspects micro et macro-économiques du marché de la santé en France. Cette partie vise aussi à retracer les principales réglementations passées et à venir du secteur de l'assurance santé en France, dont le "100% Santé" fait parti. Ce mémoire repose sur des données d'assurance santé individuelles mises à disposition par Generali France.

Dans un second temps, afin d'estimer les variations sur la prime pure liées à la réglementation "100% Santé", une tarification est réalisée. La tarification utilisée tient compte des potentielles limites du portefeuille d'étude. Elle a été réalisée en trois étapes. Une première étape consiste à approcher le coût et la fréquence des sinistres attritionnels par le biais de modèles linéaires généralisés. Une seconde étape vise à cibler le caractère atypique de la sinistralité en approchant le coût et la fréquence par des modèles des valeurs extrêmes ou des modèles déterministes. Enfin, une dernière étape consiste à relier la partie attritionnelle et la partie atypique. Cette jointure est réalisée à l'aide de probabilités simulées par des modèles de régression logistique. De ces trois étapes, résulte un tarif en prime pure qui servira de scénario central à l'étude de l'impact de la réforme "100% Santé".

Dans un troisième temps, une quantification des impacts de la mise en place des paniers de soins "100% Santé" sur la prime pure du contrat étudié, en vision prospective, est réalisée. Cette estimation repose sur deux aspects. Une estimation à iso-périmètre où seules les modifications de flux (en terme de coûts) suggérées par la mise en place des paniers de soins, sont modélisées. Cette estimation ne prend en compte aucune évolution de la façon de consommer les actes visés par la réforme. Or, l'objectif premier de la réforme est la baisse du renoncement aux soins, notion intrinsèquement liée à la fréquence de consommation. Ainsi, une seconde estimation est effectuée en prenant en considération des scénarii de diminution du taux de renoncement aux soins. Cette estimation vise à intégrer un effet progressif sur la fréquence de consommation des actes de santé visés par la réforme.

Cette étude est effectuée sur la base d'un portefeuille présentant une sur-représentation des actes jugés "courants" (comme les actes de pharmacie) induisant ainsi une faible exhaustivité statistique des postes d'optique et d'audiologie. L'étude de l'impact de la réglementation se restreint donc au poste de garanties dentaires. Cependant, les méthodologies utilisées dans cette étude peuvent être appliquées à tout type de portefeuille dès lors que les choix de scénarii sont adaptés.

Cette étude repose sur des données réelles à *priori*. Par conséquent, les données ne sont pas adaptées au schéma de cette réforme lors de la rédaction de ce mémoire. Des hypothèses et jugements d'expert, concernant la consommation future des actes de santé visés par la réglementation, sont retenus.

I - CADRE DE L'ÉTUDE

Présentation du cadre assurantiel de la santé et analyses préliminaires des données

1 Le marché de l'assurance santé en France

1.1	La Direction des Partenariats - Generali France	3
1.2	Le fonctionnement de l'assurance santé	3
1.2.1	Le régime obligatoire : la Sécurité Sociale	4
1.2.2	Le régime complémentaire : les assurances santé	6
1.2.3	Visualisation du marché de la complémentaire santé en France	8

Ce mémoire a pour objectif d'étudier les impacts que la nouvelle réforme de l'assurance santé en France, le "**100% Santé**", pourrait engendrer sur la prime pure d'un contrat d'assurance santé. Pour ce faire, un portefeuille d'assurance santé individuelle géré par le service Solutions d'Assurances de Personnes de la Direction des Partenariats de Generali France est exploité.

Le premier chapitre de ce mémoire présente l'assurance santé en France d'un point de vue macro-économique et micro-économique.

Après avoir rapidement présenté la Direction des Partenariats de Generali France, les fonctionnements des couvertures santé en France ainsi que le contexte réglementaire dans lequel les complémentaires santé évoluent sont exposés. Enfin, pour clôturer ce premier chapitre, vient l'étude du portefeuille exploité dans le cadre de ces travaux.

1.1 La Direction des Partenariats - Generali France

La Direction des Partenariats de Generali France accompagne ses partenaires dans la mise en place de produits d'assurances sur-mesure. Elle repose sur un fonctionnement en marque blanche, et créer des produits en accord avec les spécificités des partenaires. Les partenaires sont souvent des courtiers, qu'ils soient grossistes ou détaillants.

Cette direction s'articule autour de 4 services :

- Les Solutions d'assurance de Personnes ;
- Les Solutions d'assurance Dommages ;
- Les Opérations d'assurance ;
- Le Développement des Partenariats.

Les partenariats en assurance santé sont gérés par le service **Solutions d'assurance de Personnes**, qui exerce aussi en assurance emprunteurs et en assurance obsèques.

Le *business model* des Partenariats est assez atypique dans la mesure où il se détache du schéma traditionnel. En effet, cette direction ne travaille qu'avec des partenaires tels que les courtiers qui distribuent des affaires en marque blanche, c'est-à-dire que les produits sont vendus sous la marque du courtier et l'organisme assureur joue le rôle de porteur de risque. Une autre particularité est la totale délégation de la gestion, les apporteurs partenaires peuvent gérer les contrats eux-mêmes ou bien subdéléguer la gestion à un gestionnaire spécialisé. Ce *business model* reposant sur une délégation totale, suppose un commissionnement sur-mesure, adapté aux besoins des délégataires et de leur mode de distribution. Il existe donc une association entre enjeux techniques et enjeux *business*.

Pour correctement illustrer le fonctionnement d'un partenariat il convient de se concentrer sur la branche santé de la Direction. Le partenariat est dit bipartite, c'est-à-dire qu'il implique deux acteurs en plus du prospect : l'organisme assureur (ici Generali France) et le partenaire. Ces deux acteurs sont contractuellement engagés par des conventions dites de distribution et de gestion. Lorsque le gestionnaire diffère du distributeur, une convention de délégation de gestion est contractualisée entre Generali France et le délégataire. Le distributeur se doit d'apporter des affaires et le gestionnaire d'encaisser les primes, avancer les sinistres et d'assurer une bonne remontée des données sur le portefeuille.

La qualité et l'exactitude des données dépendent d'un gestionnaire autre que Generali, le risque relatif à la donnée est donc non négligeable pour l'assureur. Ainsi, des travaux de **qualité de la donnée** ont été réalisés dans le cadre de ce mémoire afin de corroborer l'exactitude des données.

Ce mémoire se base sur l'activité d'assurance santé de la Direction des Partenariat. Afin de mieux comprendre le schéma de l'assurance santé en France, une présentation préliminaire de ce secteur de l'assurance mérite d'être réalisée.

1.2 Le fonctionnement de l'assurance santé

L'assurance santé française s'articule selon deux niveaux, communément appelés "régimes" :

- Un régime dit obligatoire, dont tous les français sont membres. Ce régime est fourni par la branche maladie de la Sécurité Sociale ;
- Un régime complémentaire, ou facultatif, proposé par des organismes assureurs tels que les sociétés d'assurance, les mutuelles ou les institutions de prévoyance.

L'association de ces deux régimes a pour but de permettre aux français d'être couverts au mieux lors de la survenance d'un risque lié à la santé. Typiquement, un risque lié à la santé peut être défini comme la probabilité que des effets sur la santé surviennent à la suite d'une exposition de l'homme à une source de contamination ou une source de danger (par exemple, une grippe ou une blessure physique).

1.2.1 Le régime obligatoire : la Sécurité Sociale

Pour l'histoire, c'est en 1945, fin de la Seconde Guerre Mondiale, que les ordonnances du 4 et 19 Octobre [1] instaurent un système de protection des individus face aux conséquences financières des risques sociaux tels que la maladie, le décès ou les accidents de la vie courante : **la Sécurité Sociale**. Le but étant de permettre à tous d'avoir accès aux mêmes protections sociales de base, l'affiliation au régime de la Sécurité Sociale est obligatoire pour tout résident français.

La structure de la Sécurité Sociale

La Sécurité Sociale se découpe sous forme de 4 branches¹ répertoriant différents types de risque :

- La branche maladie ;
- La branche retraite ;
- La branche famille ;
- La branche accidents de travail et maladies professionnelles.

Chacune de ces branches est indépendante, c'est-à-dire que chacune d'elles doit être autonome et doit gérer de façon séparée son financement. Ces branches sont ensuite elles-mêmes gérées par des régimes. Par exemple pour la branche maladie, il existe 4 grands régimes :

- Le régime général (CNAMTS²), qui regroupe plus de 75% de la population française ;
- Le régime agricole (MSA³), qui regroupe les exploitants et salariés agricoles ;
- Le régime des indépendants (Sécurité Sociale des Indépendants), qui regroupe les travailleurs non-salariés tels que les artisans, les commerçants ou les professions libérales ;
- Et les régimes spéciaux qui concernent, par exemple, les salariés de la SNCF, de la RATP ou encore d'EDF.

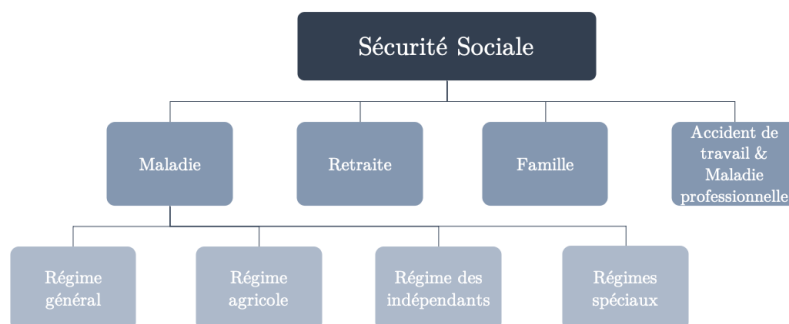


FIGURE 1 – Organisation de la Sécurité Sociale en deux niveaux

1. Plus précisément, une cinquième branche existe et est en charge des cotisations et du recouvrement
 2. Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés
 3. Mutuelle Sociale Agricole

La branche maladie de la Sécurité Sociale prend en charge une partie des frais médicaux des personnes couvertes par cette dernière ainsi que ceux de leurs ayants droit. Pour ce faire, une gestion par répartition est appliquée. Le principe de remboursement repose sur une mutualisation des risques et d'un transfert des biens portant vers les malades. Son financement, quant à lui, repose sur les cotisations sociales des salariés et différentes contributions payées par l'ensemble des français (comme la Contribution Sociale Généralisée - CSG - par exemple). C'est l'association entre cette gestion et ce financement qui permet à la Sécurité Sociale de prendre en charge une partie des frais médicaux. Les principes de remboursement de la Sécurité Sociale suit un schéma particulier qu'il convient de présenter.

Les principes de remboursement

En assurance santé, les remboursements se font en fonction de l'acte médical. Ces actes sont classifiés selon des codes dans divers documents comme la CCAM (Classification Commune des Actes Médicaux) et la NGAP (Nomenclature Générales des Actes Professionnels). Il existe 7 grandes classes d'acte médical : l'hospitalisation, la médecine courante, les auxiliaires médicaux, la pharmacie, l'optique, le dentaire et l'audiologie.

Chaque acte médical est associé à un coût total ou une dépense D , fixée par le praticien. Il s'agit d'une variable aléatoire car le praticien se voit, dans certains cas, autorisé à proposer ses propres honoraires. Pour chaque acte spécifique, la Sécurité Sociale définit une **base de remboursement** BR à laquelle elle applique un **taux de remboursement** r pour obtenir le montant de sa prise en charge. Le remboursement du régime obligatoire, avant participation forfaitaire, pour chaque acte est donc $M_{SS} = r \times BR$. Le tableau suivant résume les taux de remboursement des 7 grandes classes d'acte :

Classe d'acte	r
Hospitalisation	80%
Médecine courante	70%
Auxiliaires médicaux	60%
Pharmacie	15%, 30% ou 65%
Optique	60%
Dentaire	70%
Auditif	60%

La **participation forfaitaire** PF correspond à un montant fixe à la charge du patient et est due en fonction de l'acte. Sa définition se retrouve dans les articles $L322-2$ et $L322-4$ du Code de la Sécurité Sociale. Ce montant a été défini afin que l'individu soit responsabilisé face aux dépenses de santé. Par exemple, depuis 2005, pour chaque consultation avec un médecin généraliste ou un médecin spécialiste conventionné, la participation forfaitaire PF est fixée à 1€.

Le praticien fixant lui même son tarif, une nouvelle notion est à définir : le **dépassement d'honoraires**. Il s'agit de la différence entre la dépense de l'assuré D et la base de remboursement de la Sécurité Sociale BR . C'est souvent cette variable qui est à l'origine des restes à charge car en théorie, le tarif prévu par la Sécurité Sociale (BR) est le tarif applicable pour un acte donné.

Une dernière notion est à définir, celle du **ticket modérateur**. Le ticket modérateur TM correspond à la différence entre la base de remboursement BR , la somme du montant remboursé par la Sécurité Sociale $r \times BR$ et la participation forfaitaire PF . Formellement, $TM = BR \times (1 - r) - PF$.

Ainsi, le reste à charge de l'assuré après intervention de la Sécurité Sociale peut s'exprimer comme suit :

$$RAC_{postSS} = D - M_{SS}$$

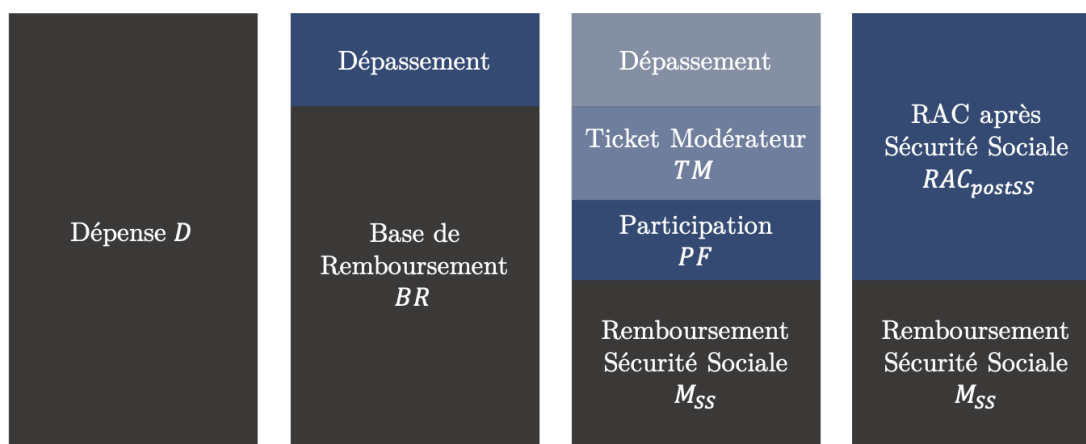


FIGURE 2 – Décomposition de la dépense de l'assuré après intervention de la Sécurité Sociale

Pour illustrer, deux exemples sont étudiés : une consultation chez un médecin généraliste et la pose d'une couronne dentaire pour un individu affilié au régime général de l'assurance maladie.

Dans le premier cas, a = consultation chez un médecin généraliste conventionné⁴ en secteur 1, où $D_a = 30\text{€}$. La base de remboursement pour cet acte est de $BR_a = 25\text{€}$ et le taux de remboursement vaut $r_a = 70\%$. Pour cet acte médical, une participation forfaitaire de 1€ est fixée. Donc finalement :

$$RAC_a^{postSS} = D_a - M_{SS_a} + PF = D_a - r_a \times BR_a + PF = 30 - 70\% \times 25 + 1 = 13,5\text{€}$$

En prenant le second cas, b = pose d'une couronne dentaire où $D_b = 450\text{€}$. La base de remboursement pour cet acte est de $BR_b = 107,50\text{€}$ et le taux de remboursement vaut $r_b = 70\%$ (il n'y pas de participation forfaitaire pour les actes réalisés par les chirurgiens-dentistes). Dans ce cas :

$$RAC_b^{postSS} = D_b - M_{SS_b} = D_b - r_b \times BR_b = 450 - 70\% \times 107,50 = 374,75\text{€}$$

Pour l'acte b , le reste à charge après remboursement de la Sécurité Sociale est relativement élevé, il représente $83,27\%$ de la dépense initiale. Ici l'assuré pourrait rencontrer des difficultés à prendre en charge l'intégralité de ces montants et potentiellement renoncer à se soigner. Il peut donc être nécessaire pour un individu de bénéficier d'un remboursement supplémentaire afin de réduire le reste à charge. C'est l'objet des assurances complémentaires en santé proposées par les organismes spécialisés.

1.2.2 Le régime complémentaire : les assurances santé

Conceptuellement, les organismes complémentaires ont pour but de proposer des garanties d'assurance santé permettant de réduire le reste à charge après remboursement de la Sécurité Sociale, lors d'une consommation d'un acte de santé. En effet, comme illustré dans l'exemple précédent, l'assuré peut avoir un reste à charge plus ou moins important selon l'acte de santé consommé. Ces garanties sont proposées par trois grands acteurs :

- Les sociétés d'assurance : souvent des sociétés anonymes dont le but est de réaliser des bénéfices. Le code régissant ces acteurs est le Code des Assurances ;
- Les institutions de prévoyance : qui sont des sociétés de personnes de droit privé, à but non lucratif ne gérant principalement que des contrats d'assurance santé collectifs. Elles sont régies par le Code de la Sécurité Sociale ;
- Les mutuelles : organismes à but non lucratifs organisant la solidarité entre leurs membres. Elles sont régies par le Code de la Mutualité.

Il existe deux types de complémentaires santé, les complémentaires **collectives** (obligatoires ou facultatives) qui sont proposées par les entreprises aux salariés, et les complémentaires **individuelles** qui, quant à elles, sont totalement facultatives. Ce mémoire se portant sur un produit d'assurance santé individuelle, l'étude se concentre sur ces dernières.

L'objectif étant de réduire, pour chaque acte de santé, la charge de l'assuré ou de ses bénéficiaires, l'organisme complémentaire propose de prendre en charge tout ou partie du reste à charge après remboursement de la Sécurité Sociale. La prise en charge est au choix de l'organisme complémentaire, cela peut être pour des actes bénéficiant d'un remboursement par la Sécurité Sociale ou non. Le montant de la prise en charge est aussi au choix de l'organisme complémentaire et peut s'exprimer de plusieurs façons dont voici quelques exemples :

4. La convention médicale est un ensemble de textes qui régit les liens entre les médecins et l'assurance maladie. Cet accord signé entre la Sécurité Sociale, le gouvernement et les principaux syndicats des professions médicales définit les tarifs de référence qui servent de base aux remboursements des frais de santé

- Remboursement exprimé en fonction de la base de remboursement : à l'image de la Sécurité Sociale, l'organisme complémentaire fixe un taux de prise en charge à appliquer à cette base. Ce taux de prise en charge peut inclure, ou non, le taux de remboursement de la Sécurité Sociale ;
- Remboursement exprimé en fonction des dépenses initiales : l'organisme complémentaire fixe un taux de prise en charge à appliquer à la dépense initiale liée à l'acte de santé ;
- Remboursement forfaitaire : l'organisme complémentaire fixe un montant en euros et pour l'acte en question, il intervient, au plus, à hauteur de ce montant.

Maintenant, en reprenant les notions de la partie précédente, il est supposé que l'assuré décide de se protéger contre tout ou partie de RAC_{postSS} et contracte une complémentaire santé avec un organisme assureur qui propose, pour un acte donné, un niveau de remboursement maximal noté R_{OC} . L'assuré se voit donc remboursé par la complémentaire le montant suivant :

$$M_{OC} = \max(0; \min(R_{OC}; D - PF) - M_{SS})$$

Finalement, le reste à charge de l'assuré, après intervention de l'organisme complémentaire, s'élève à :

$$RAC_{postOC} = D - M_{SS} - M_{OC}$$

Ce montant varie donc en fonction de R_{OC} et il ne peut être inférieur à PF dans le cas des contrats dits **solidaires et responsables** (notion définie en partie 2.1). La figure 3 illustre la décomposition de la dépense d'un acte de santé en respectant le schéma de couverture de l'organisme complémentaire :

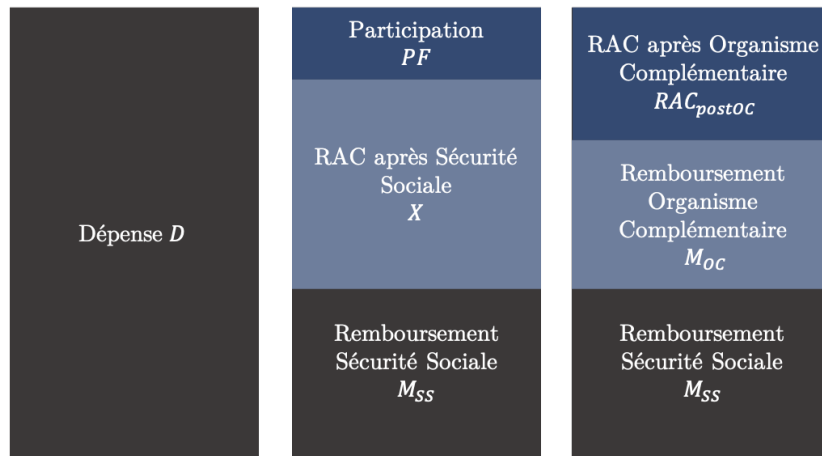


FIGURE 3 – Décomposition de la dépense de l'assuré après intervention de la complémentaire santé

En reprenant les deux exemples précédents, la consultation chez un médecin généraliste conventionné en secteur 1 et la pose d'une couronne dentaire, il est supposé que l'assuré a souscrit un contrat santé individuel auprès d'un organisme assureur dont les garanties sont exprimées comme suit :

- 120% de la base de remboursement de la Sécurité Sociale pour les actes de consultation chez un médecin généraliste. Pour simplifier, il est supposé que ce taux n'inclut pas la part de la Sécurité Sociale ;
- 200% de la base de remboursement de la Sécurité Sociale pour les poses de couronnes dentaires. De même, ce taux n'inclut pas la part de la Sécurité Sociale.

Donc pour ces deux actes, l'organisme complémentaire intervient, au plus, à hauteur de :

$$\begin{cases} R_{OC_a} = 120\% \times 25 = 30\text{€} \\ R_{OC_b} = 200\% \times 107,50 = 215\text{€} \end{cases}$$

Les montants de prise en charge pour ces actes sont donc calculés comme énoncé précédemment :

$$\begin{cases} M_{OC_a} = \max(0; \min(30; 30 - 1) - 70\% \times 25) = 11,5\text{€} \\ M_{OC_b} = \max(0; \min(215; 450) - 70\% \times 107,5) = 139,75\text{€} \end{cases}$$

Ainsi, les restes à charge, après intervention de tous remboursements, s'élèvent à :

$$\begin{cases} RAC_{postOC_a} = D_a - M_{SS_a} - M_{OC_a} = 30 - 17,50 - 11,50 = 1\text{€} \\ RAC_{postOC_b} = D_b - M_{SS_b} - M_{OC_b} = 450 - 75,25 - 139,75 = 235\text{€} \end{cases}$$

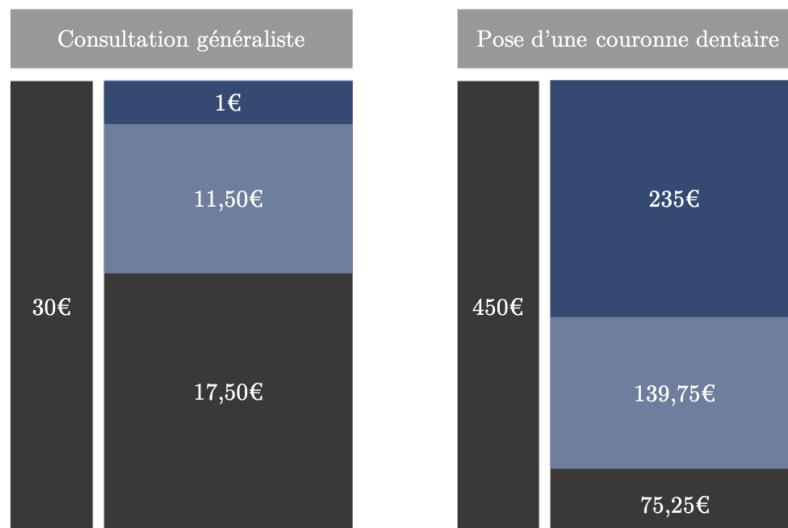


FIGURE 4 – Décomposition de la dépense pour les actes a et b : un reste à charge conséquent pour la couronne dentaire

Bien que pour l'acte a , le reste à charge soit faible, correspondant à la participation forfaitaire PF_a de 1€, pour l'acte b , le reste à charge est plus conséquent, il correspond à 52% de la dépense totale. Cet exemple introduit l'une des principales motivations de la réforme "100% Santé" : réduire les restes à charge finaux supportés par les ménages.

Naturellement, les assurés seront davantage attirés par des produits leur permettant de minimiser au plus leur reste à charge *in fine*. L'enjeu des organismes complémentaires est donc de proposer des produits adaptés aux besoins de ses assurés. Ce besoin a conduit à une multitude d'offres d'assurance santé sur le marché.

1.2.3 Visualisation du marché de la complémentaire santé en France

Il existe différentes formes juridiques des complémentaires santé en France. Chacune de ces entités est soumise à des règles prédéfinies par différents codes : les sociétés d'assurance régies par le Code des Assurances, les mutuelles par l'article *L111-1* du Code de la Mutualité et les institutions de prévoyance par l'article *L931-1* du Code de la Sécurité Sociale.

Ces trois acteurs constituent l'ensemble des organismes complémentaires en assurance santé. Cependant, la répartition entre ces différents acteurs n'est pas équi-répartie. En effet, les mutuelles ont une part de marché bien plus élevée, avoisinant les 50%⁵ :

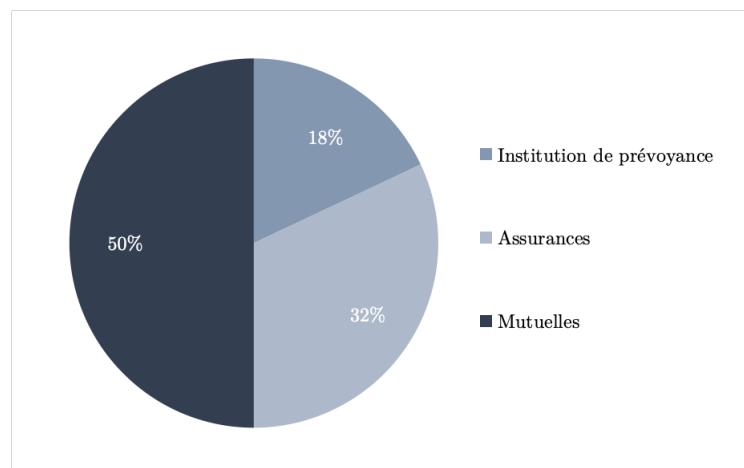


FIGURE 5 – La part de marché des mutuelles représente la moitié du marché de l'assurance santé

Les contrats d'assurance proposés par ces acteurs se divisent en deux catégories : les contrats d'assurance santé individuelles et les contrats d'assurance santé collectifs. En France, 95%⁶ des individus sont couverts par une complémentaire santé. Les contrats individuels concernent 54%⁵ de la population française assurée et 46%⁵ souscrivent à des contrats

5. Sources : L'assurance santé, XERFI 2018 [35] et Le marché de la santé et de la prévoyance, FFA 2018 [11]

6. Source : La complémentaire santé, Panorama de la DREES 2019 [8]

collectifs. Comme l'illustre la figure suivante, les institutions de prévoyance proposent majoritairement des contrats collectifs. Cela s'explique par le fait qu'elles assurent exclusivement les salariés, les anciens salariés et leurs ayants droit. Ces individus souscrivent, principalement, à des contrats proposés par leurs entreprises qui sont des contrats collectifs. Les mutuelles sont essentiellement présentes sur le marché des contrats individuels. Enfin, les sociétés d'assurance, quant à elles, avaient atteint un équilibre entre contrats individuels et collectifs jusqu'en 2016. Après 2016, l'Accord National Interprofessionnel conduit à la bascule d'environ 3,5 millions⁶ d'assurés des contrats individuels vers les contrats collectifs.

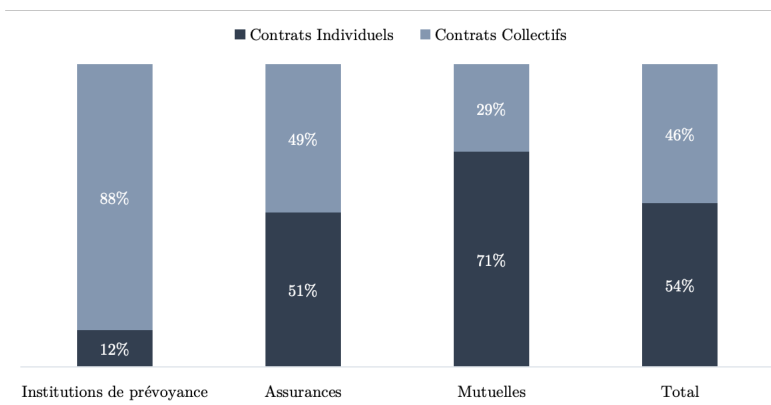


FIGURE 6 – Une répartition équilibrée inter-acteurs entre contrats collectifs et individuels

L'équilibre du marché des organismes complémentaires dépend surtout de l'âge de la population qu'ils assurent. En effet, les coûts des actes de santé croissent à mesure que la population vieillit. Les données *OPEN DAMIR 2016*⁷ révèlent que les coûts des actes de santé des individus de plus de 60 ans, qualifiés de population "sénior" dans la suite de ce mémoire, sont deux fois plus élevés que ceux des trentenaires. De plus, la consommation pour tout âge a évolué au fil des années, passant d'en moyenne 178€⁸ en 2011 à 202,3€⁸ en 2018. Cela peut se justifier par une amélioration du système médical, qui pousse les assurés à consommer même lorsque cela n'est pas forcément nécessaire. En joignant ces deux constats, il est possible de voir que l'assurance santé est très impactée (en termes de dépense) par la population dite "des séniors".

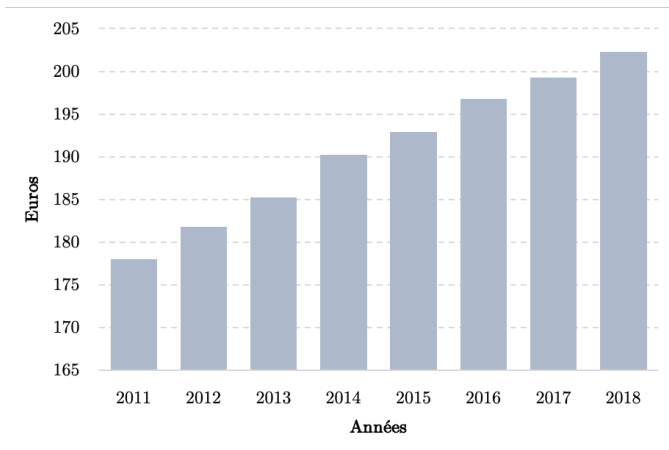
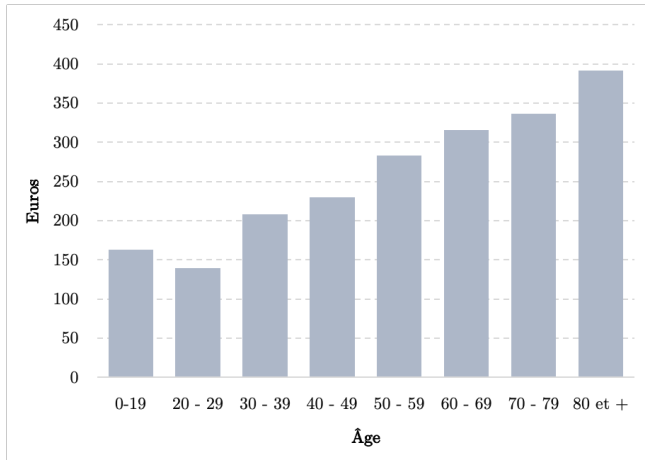


FIGURE 7 – L'âge : facteur structurant des dépenses de santé

FIGURE 8 – Une dépense moyenne croissante depuis le début de la décennie

Ainsi, à mesure que la population vieillit, le risque lié aux dépenses de santé croît. L'évolution de la pyramide des âges des français, tendant vers une augmentation de la longévité des individus, représente donc un nouvel enjeu. Les plus de 60 ans passant de 12,3 millions⁹ en 2018 à 23 millions⁹ estimés en 2040.

7. Base complète sur les dépenses d'assurance maladie inter-régimes. Ce jeu de données est une extraction du Système National Inter Régimes d'Assurance Maladie (SNIIRAM) portant sur l'ensemble des remboursements de l'assurance maladie tous régimes confondus
 8. Source : Dépenses de santé, INSEE 2018 [17]
 9. Source : Projections de la population française, INSEE [16]

Concernant le financement des dépenses de santé, une grande partie est assurée par le régime obligatoire. Depuis 2012, la part de prise en charge du régime obligatoire ne cesse d'augmenter atteignant en 2017, 78%¹⁰. La structure de financement des dépenses de santé est répartie comme suit :

	Part RO	Part OC	Part ménage	Part État
2012	76%	14%	9%	1%
2013	77%	14%	8%	1%
2014	77%	13%	8%	2%
2015	77%	13%	8%	2%
2016	78%	13%	8%	1%
2017	78%	13%	8%	1%

TABLE 1 – Évolution de la prise en charge des dépenses de santé en fonction des acteurs

La part des ménages est relativement stable depuis 2012 et stagne autour de 8%. La France est l'un des pays ayant une part des dépenses pour les ménages des plus faibles. En effet, le reste à charge des ménages suit une tendance baissière, perdant 10 points¹¹ entre les années 2000 et 2016. Cette chute est portée par des divergences de prises en charge en fonction des actes de santé. En effet, bien qu'une amélioration de la part des ménages est constatée, une disparité est visible en fonction des classes d'actes considérées. Les restes à charge pour les postes comme l'optique ou le dentaire restent, depuis les années 2000, relativement élevés.

Quant à la part des dépenses prise en charge par le régime obligatoire, elle est en moyenne de 77% pour des dépenses évaluées en 2016 à 198 milliards d'euros¹⁰ (soit environ 150 milliard d'euros à la charge du régime obligatoire). Ces parts de prises en charge ont engendrées un déficit très conséquent pour la branche maladie estimé à 4,8 milliard¹² d'euros en 2016. La Sécurité Sociale, jouant le rôle du régime obligatoire, essaye de se désengager au niveau de sa branche maladie afin de réduire son déficit. Ce désengagement se fait par le biais de différentes réglementations mettant par exemple en place des franchises médicales, baissant des taux de prise en charge pour certains médicaments, augmentant régulièrement des forfaits journaliers hospitaliers. Le *Projet de loi de financement de la Sécurité Sociale* prévoit une diminution continue du déficit à l'aide des réglementations passées et à venir ainsi qu'à une accélération de la croissance économique (augmentation de la masse salariale de 2,4% en 2016 pour le secteur privé).

10. Source : La complémentaire santé, Panorama de la DREES 2019 [8]

11. Source : Dépenses de santé et financement, OCDE

12. Source : Projet de loi de financement de la Sécurité Sociale de 2016

2 L'environnement juridique de l'assurance santé en France

2.1	Premier axe : les contrats solidaires et responsables	11
2.2	Deuxième axe : l'Accord National Interprofessionnel	12
2.3	Troisième axe : le "100% Santé"	12
2.3.1	Le phénomène de renoncement aux soins	12
2.3.2	Zoom sur les spécificités de la réglementation	14

Le marché de l'assurance santé est particulièrement volatile du fait du nombre de lois mises en place. La réglementation vise à réduire le déficit de la Sécurité Sociale tout en permettant aux assurés d'être bien couverts pour leurs dépenses de santé. Face à une réglementation changeante, les organismes complémentaires doivent savoir s'adapter.

Trois axes motivant les plus grandes réglementations en assurance santé sont à retenir :

- Améliorer l'accès aux soins et responsabiliser les patients ;
- Couvrir un maximum d'individus ;
- Limiter le renoncement aux soins.

Ils servent de fil conducteur à l'établissement des principales réglementations dont un bref rappel est effectué ici.

2.1 Premier axe : les contrats solidaires et responsables

Le premier axe vise à améliorer l'accès aux soins et à responsabiliser les individus face aux risques liés à la santé. Cette motivation a abouti à la création des contrats dits **solidaires et responsables**. Les termes du contrat solidaire et responsable ont été déterminés par décret le 18 novembre 2014 [2]. Le contrat est dit "solidaire" lorsque les cotisations ne dépendent pas de l'état de santé de l'individu et lorsqu'aucune information sur l'état de santé n'est demandée à l'adhésion comme en assurance automobile ou multi-risque habitation par exemple. La notion de "responsabilité" est, quant à elle, respectée lorsque le contrat suit le cahier des charges du contrat responsable, défini aux articles *R. 871-1* et *R. 871-2* du Code de la Sécurité Sociale.

La notion de responsabilité rejoint le souhait d'inciter les individus réclamant une prestation de santé, à respecter le parcours de soins et à avoir conscience des dépenses de santé qu'il engendre. D'après le glossaire de l'UNOCAM¹³, le parcours de soins correspond au *"circuit que les patients doivent suivre pour être pris en charge médicalement de façon personnalisée en optimisant l'offre de soins proposée en France. Organisé autour du médecin traitant, il concerne désormais tous les assurés de l'assurance maladie obligatoire et leurs ayants-droits de moins de 16 ans"*.

Les règles permettant de définir la responsabilité du contrat santé sont régulièrement mises à jour. À titre d'exemple, voici une liste non-exhaustive des règles à suivre pour bénéficier de la responsabilité du contrat santé :

- Le contrat prend au moins en charge le ticket modérateur *TM* pour une majorité des actes de santé ;
- Le contrat ne prend pas en charge la participation forfaitaire *PF* ;
- Pour bénéficier des remboursements sur dépassements d'honoraires ou majoration du ticket modérateur, il faut suivre le parcours de soins ;
- Depuis 2014, le contrat responsable est sujet à des plafonds de remboursement, notamment pour les actes d'optique.

Jusqu'au 1^{er} Avril 2015, les organismes complémentaires n'avaient pas pour obligation de respecter ces règles. Le décret du 18 Novembre 2014 est venu inciter les organismes complémentaires à respecter ce cahier des charges sous peine de se voir appliquer une sur-taxe de 7% faisant passer la taxe d'assurance de 13,27% à 20,27%.

L'objectif de cette réforme était d'abaisser le reste à charge des ménages et de limiter les dépassements d'honoraires des praticiens (notamment les praticiens conventionnés en secteur 2). Cependant, un effet inverse semble se dessiner peu à peu d'après une étude menée par le cabinet Mercer. Le plafonnement des garanties s'est couplé à une réduction des garanties proposées par les complémentaires. Le remboursement moyen a donc diminué de près de 50% et cela a entraîné une hausse du reste à charge. Finalement, cette réforme est venue fortement impacter les complémentaires santé. Les plafonds de garanties sont venus complexifier les schémas de couverture et pour plusieurs d'entre elles, les niveaux de garantie ont été abaissés. En contrepartie, l'accès aux soins a été amélioré.

13. Union Nationale des Organismes d'Assurance Maladie Complémentaire [31]

2.2 Deuxième axe : l'Accord National Interprofessionnel

Le second axe vise quant à lui à étendre la couverture pour un maximum de français. L'Accord National Interprofessionnel, conclu le 11 Janvier 2013 après des discussions entre les partenaires sociaux, vise à mettre en place une couverture santé pour tous les salariés du secteur privé et à assurer la conservation des garanties de prévoyance et de santé en cas de chômage. Ainsi, toutes les sociétés ont pour obligation d'être conformes à cet accord dès le 1^{er} Janvier 2016, c'est-à-dire de proposer une complémentaire santé respectant un panier de soins défini dans l'accord de branche et de prendre en charge une partie des cotisations (en théorie, au moins la moitié).

L'objectif premier de cet accord est de pouvoir couvrir un maximum d'individus contre le risque santé. Ce qui a été rapidement le cas car seulement un an après l'entrée en vigueur de l'accord, le taux de couverture a progressé d'un point, passant de 94% à 95%¹⁴.

Une première conséquence de cette réforme a été le basculement d'une part de l'individuel vers le collectif. Le nombre d'assurés passés vers le collectif a été estimé à plus de 3,5 millions¹⁵. Ce transfert ne concerne que les salariés du secteur privé, la part des contrats collectifs a ainsi augmenté passant de 43,6%¹⁵ en 2013 à 46,1%¹⁵ en 2016.

Une seconde conséquence a été le vieillissement des portefeuilles d'assurance individuels. Comme illustré par la figure 7, ce vieillissement à la souscription est générateur de baisse de résultat pour l'assureur car la population sénior présente un taux d'utilisation de la complémentaire plus important en sus d'être une population plus coûteuse.

Finalement, l'Accord National Interprofessionnel a permis d'élargir la couverture santé des salariés du secteur privé. Néanmoins, d'après l'IRDES¹⁶, cette réforme n'est pas venue fortement impacter le marché de l'assurance santé en France car les tendances mises en lumière par l'Accord National Interprofessionnel étaient déjà constatées. L'accord a cependant permis d'accélérer cette convergence.

2.3 Troisième axe : le "100% Santé"

"Nombre de nos concitoyens doivent renoncer à se soigner et sont ainsi « privés de la possibilité de sourire, de voir, d'entendre », ce qui entraîne chaque fois des drames individuels". Ces quelques mots prononcés par le président Macron lors du 42^e congrès de la Mutualité Française ont constitué une promesse lors de sa campagne présidentielle : d'ici à la fin du quinquennat certaines lunettes, prothèses dentaires et appareils auditifs seront pris en charge à 100% par la Sécurité Sociale et les complémentaires santé, donc sans reste à charge pour les ménages. Cette promesse de loi s'est vu donner le nom de **réforme "100% Santé"** et a pour but de favoriser l'accès aux soins et de limiter le renoncement aux soins sur les postes optiques, prothèses dentaires et auditives.

2.3.1 Le phénomène de renoncement aux soins

D'après une étude de l'OCDE, la France est l'un des pays du monde supportant le moins de reste à charge pour les ménages avec une tendance baissière depuis les années 2000. Cependant il s'agit d'un constat sur la globalité des postes de soins. À l'aide de la base *OPEN DAMIR 2016*, un zoom sur quatre des actes de santé visés par la réforme "100% Santé" est effectué :

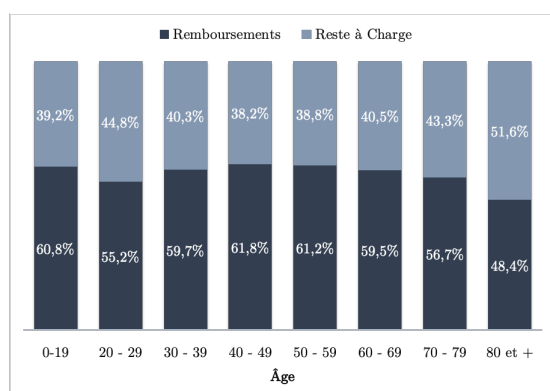


FIGURE 9 – Acte d'audioprothèse

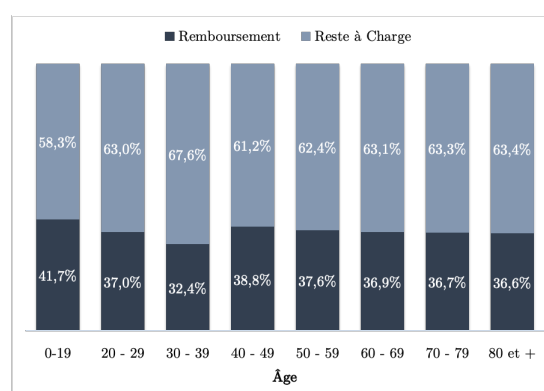


FIGURE 10 – Acte de prothèse amovible en résine

14. Source : La complémentaire santé, Panorama de la DREES 2019 [8]

15. Source : ACPR, états comptables et prudentiels, calculs DREES [9]

16. Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé

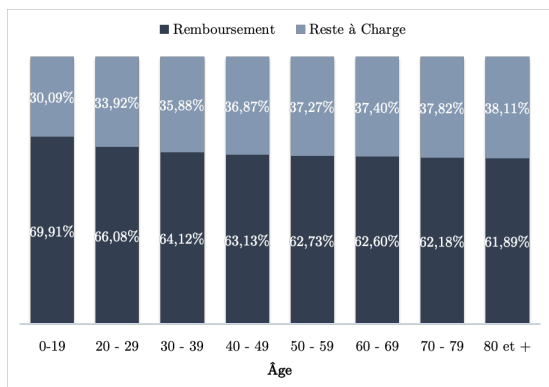


FIGURE 11 – Acte de prothèse fixe en céramique

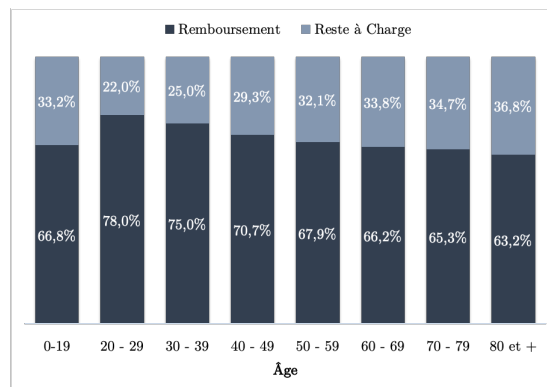


FIGURE 12 – Acte d'équipement en optique

Ces quatre actes ont des dépenses qui représentent des coûts élevés et qui engendrent donc le phénomène que le gouvernement cherche à minimiser : le renoncement aux soins. L'acte de renonciation à se soigner peut se définir selon plusieurs situations :

- Le coût de l'acte de santé : plus un acte est cher, moins il est facile de le consommer ;
- Le temps d'attente pour bénéficier des soins : dans certaines professions médicales, l'attente avant de consulter peut être excessivement longue ;
- L'accessibilité géographique : certaines régions ont plus ou moins de praticiens locaux, ce qui rend plus difficile l'accès aux soins ;
- D'autres raisons comme par exemple l'automédication ou encore l'attentisme.

Lorsqu'un individu renonce à se soigner les conséquences peuvent être graves, allant d'une simple maladie non traitée, à des aggravations coûteuses, des dépressions ou encore des isolements. 3%¹⁷ de la population de l'Europe des Quinze¹⁸ aurait déjà renoncé à se soigner en 2016 (dont 5% pour le poste de garantie dentaire). En France, ce taux est relativement faible et reste autour des 3% tandis que plus de 14% des grecs renoncent à se soigner comme l'illustre la figure suivante :

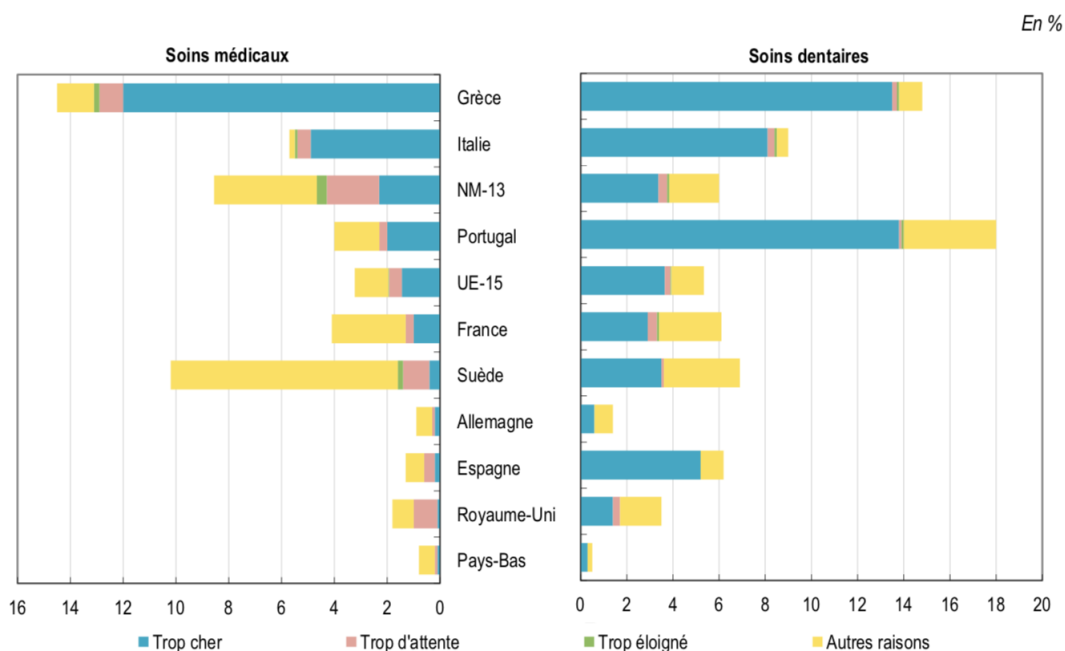


FIGURE 13 – La France présente des taux de renoncement aux soins relativement faible¹⁷

Cette figure illustre la différence notable entre les postes de garantie. En effet, pour les soins médicaux, le renoncement est d'environ 4% en France alors que pour les soins dentaires il est d'environ 6% selon cette étude. Les raisons financières

17. Source : Les dépenses de santé en 2017, Edition 2018 DREES [10]

18. L'Europe des Quinze regroupe les pays membres de l'Union Européenne entre 1995 et 2004

se démarquent ici et constituent le principal motif de renoncement aux soins quel que soit le pays. En Grèce, le motif principal est le prix pour 80% des cas de renoncement aux soins et ne cesse de croître depuis la crise de 2008. Tandis qu'en France, ce sont les réformes successives et les couvertures facilement accessibles qui ont permis de réduire ce taux de renoncement.

En plus du poste de garantie, ce taux varie en fonction de la situation des individus. Pour les postes comme le dentaire ou les prothèses auditives, le coût financier est très élevé et certaines personnes ne sont pas en mesure de régler les restes à charge. Le coût financier n'est cependant pas le seul phénomène entraînant le renoncement aux soins. La distance à parcourir pour se soigner ou encore le temps d'attente pour consulter peuvent être des éléments structurants. De plus, il est possible de voir avec l'étude de la DREES¹⁷, que le statut d'activité de l'individu influe aussi sur le niveau de renoncement aux soins (les actifs ont un taux de renoncement aux soins pour cause de coûts financiers moins élevé) :

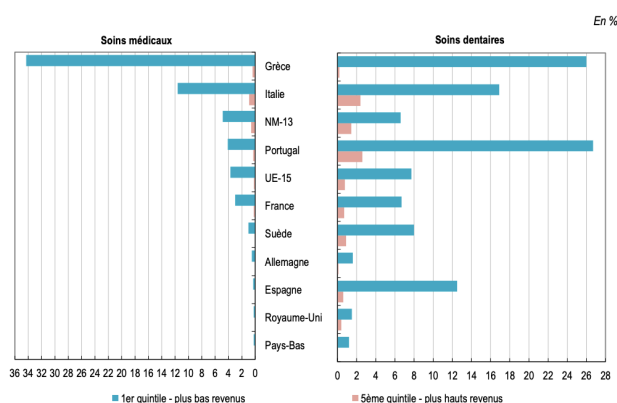


FIGURE 14 – Moins le revenu est grand, plus le renoncement est fréquent

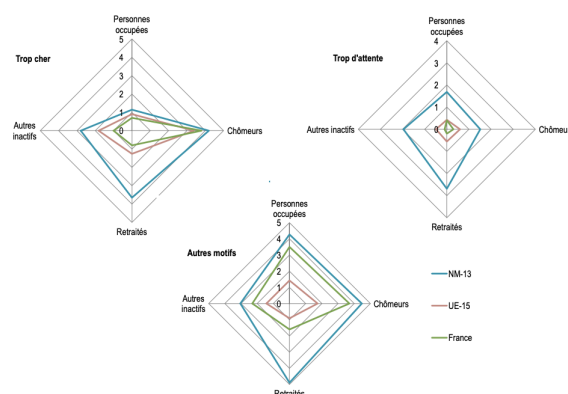


FIGURE 15 – Les chômeurs et retraités sont les plus sujets au renoncement

Ainsi, en France, en 2016, 7% des 20% les plus pauvres et 1% des 20% les plus riches déclarent avoir renoncé à se soigner pour des raisons financières. Les chômeurs sont ceux subissant le plus d'impact sur leur choix de se soigner pour cause de revenus et les retraités pour cause d'attentisme.

Finalement, les motivations de la réforme couvrent des aspects à la fois économiques (réduction du déficit de la Sécurité Sociale) et éthiques (volonté de minimiser le renoncement aux soins). Plus concrètement, dans la suite, sont présentées les différentes mesures prises pour aboutir au troisième axe d'amélioration du système de santé en France : la limitation du renoncement aux soins.

2.3.2 Zoom sur les spécificités de la réglementation

Les trois postes de garantie concernés par la réforme "100% Santé" sont l'optique, l'audiologie et le dentaire. Ces trois postes partagent une caractéristique commune : celle de laisser des restes à charge élevés.

Avec la réforme, il s'agit de proposer un panier de soins remboursé à 100% par l'assurance maladie et la complémentaire santé. Cette offre dite sans reste à charge, figurera dans tous les contrats d'assurance santé **solidaires et responsables**. La mise en place des paniers de soins entre donc dans le cahier des charges des contrats solidaires et responsables par le décret du 11 Janvier 2019 [3].

Le nombre de français souffrant de problèmes d'**auditions** est chiffré à 6 millions¹⁹ dont environ 50% sont susceptibles d'avoir besoin d'être appareillé. De plus, le taux d'appareillage en France est de l'ordre de 35%¹⁹ de la population en déficience auditive. En outre, le prix de l'équipement est cité comme étant l'une des grandes causes de non-équipement, ce dernier étant de près de 1500€¹⁹ par oreille. L'audiologie représente ainsi le poste où les restes à charge atteignent les valeurs les plus hautes.

Pour le cas du **dentaire**, et plus précisément des actes prothétiques en dentaire, le taux de renoncement aux soins s'établit autour de 16,8%²⁰. Ce renoncement peut avoir de grosses conséquences sur la vie des assurés que ce soit sur le plan social ou professionnel.

En **optique**, le taux de renoncement aux équipements est de l'ordre de 10%¹⁹ pour des restes à charge à hauteur de 22%¹⁹ de la dépense.

Cette réforme impose plusieurs axes d'actions conjointes dont voici quelques exemples :

19. Source : communiqué de presse du gouvernement, 13 Juin 2018 [24]

20. Source : L'Enquête santé européenne - Enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014 [18]

- La mise en place de prix limite de vente ayant pour but d'abaisser les prix moyens de vente des actes de santé ;
- L'augmentation de la base de remboursement du régime obligatoire ayant pour but une amélioration de la couverture globale ;
- L'augmentation des prises en charge des complémentaires santé (obligation de prendre en charge les actes prévus par le panier de soins).

Cette réforme a été votée par le projet de loi de financement de la Sécurité Sociale pour 2019, avec une instauration progressive à partir du 1^{er} Janvier 2019 pour une durée de 3 ans. La figure 16 présente le déroulé de la réforme :

2019	2020	2021	2022/2023	Actions
				Intégration d'une nouvelle nomenclature
				Entrée en vigueur du panier de soins 100% Santé
				Application des conditions de prise en charge contrat responsable
				Évolution de la base de remboursement de la Sécurité Sociale
				Mise en place des prix limites de ventes

FIGURE 16 – La majeure partie de la réforme étalée sur 3 ans : 2019 à 2021

Panier optique "100% Santé"

Le tarif médian d'un équipement optique²¹ est estimé à 290€ dont 135€ de monture. Le reste à charge s'élève en moyenne à 65€ soit 22% de la dépense totale pour environ 10% de renoncement aux soins. Ce reste à charge est dû aux très faibles remboursements de l'assurance maladie pour ces postes.

L'objectif est de proposer des équipements de qualité avec un reste à charge nul. Il est important de noter que les lentilles ne sont pas prévues dans le périmètre du "100% Santé".

La mise en vigueur de la réforme pour l'optique ne se fera pas de façon progressive. Elle sera effective de façon complète dès le 1^{er} Janvier 2020 et prévoit la mise en place de deux classes d'équipements :

- L'équipement de classe A : correspondant au panier "100% Santé" ;
- L'équipement de classe B : correspondant à un panier aux tarifs libres.

De plus, de nouvelles obligations pour les fabricants et les professionnels de santé sont mises en place. Notamment une obligation concernant la qualité des verres (traitements anti-rayures, anti-UV...), une obligation de fournir un devis comprenant une offre "100% Santé" et une obligation de proposer un éventail de montures.

Pour les équipements de classe A, la réforme impose des prix limites de vente qui seront variables selon l'équipement. Ces prix limites de vente varient entre 95€ et 370€ selon la correction avec un maximum de 30€ pour la monture (l'annexe B présente l'ensemble des prix limites de vente). Les équipements de classe B, quant à eux, ne sont pas soumis à un prix limite de vente. Ils devront être pris en charge dans la limite des plafonds des contrats solidaires et responsables qui baisse de 50€ pour les montures, passant de 150€ à 100€.

Les bases de remboursement de la Sécurité Sociale quant à elles, vont évoluer pour le poste optique en fonction de la classe de l'équipement (l'annexe B présente l'ensemble des nouvelles bases de remboursement). Les verres de classes A vont bénéficier de remboursements plus élevés (18%, en moyenne, du prix des équipements au lieu de 4%). Pour les verres de classes B, il y aura une baisse drastique de la base de remboursement (portée à 0,05€).

Une autre spécificité de la réforme en optique concerne la possibilité de réaliser des *mix* pour l'équipement, c'est-à-dire que l'assuré pourra réaliser des combinaisons entre les classes A et B. Par exemple un assuré pourra choisir de s'équiper avec des montures de classe B (panier libre) et des verres de classe A (panier "100% Santé"). Il sera également possible d'effectuer un panachage avec, pour un même équipement, un verre du panier B et un autre du panier A. Le schéma ci-dessous résume les actions qui seront mises en place pour le poste optique en respect de la réforme :

21. Un équipement optique correspond à une monture et deux verres

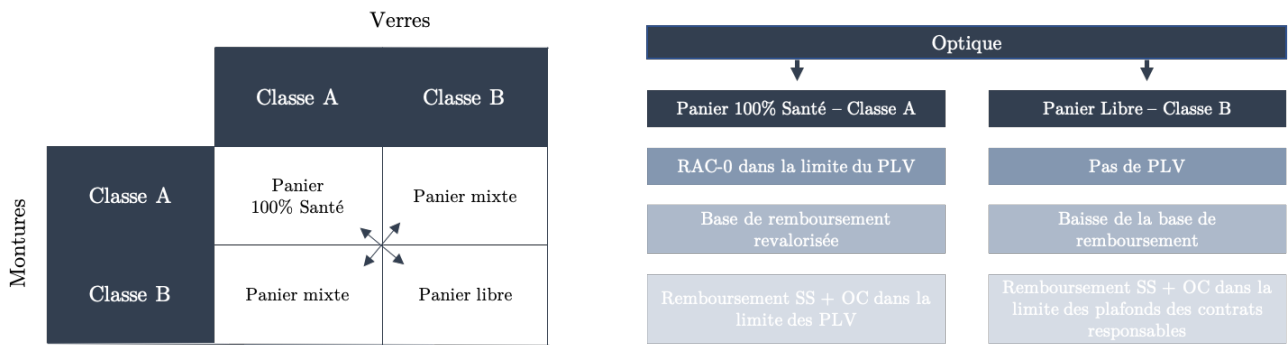


FIGURE 17 – Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste optique

Panier audiologie "100% Santé"

"Les frais assumés par l'assuré, après prise en charge par l'assurance maladie et la complémentaire, sont aujourd'hui particulièrement élevés. Ils sont estimés en moyenne à 850€ par oreille, pour un coût moyen d'équipement de 1500€ par oreille" [24]. Ce poste représente celui où le reste à charge est le plus élevé.

Comme pour le panier optique, les audioprothèses auront droit à la mise en place de deux paniers de soins :

- L'équipement de classe I : correspondant au panier "100% Santé" ;
- L'équipement de classe II : correspondant à un panier aux tarifs libres.

La mise en place pour ce poste sera étalée sur 3 ans, de 2019 à 2021. La création de ces paniers sera accompagnée d'une évolution des services proposés comme par exemple une allocation forfaitaire relative aux piles, une période d'essai, une garantie d'au moins 4 ans ou encore une obligation de délivrer un devis comprenant l'offre "100% Santé". En plus de cela, les équipements devront comprendre des options techniques assurant la qualité des appareils (3 pour les équipements de classe I et 6 pour les équipements de classe II).

Des prix limites de ventes seront aussi fixés pour ces équipements. En audiologie, les deux classes d'équipements seront soumis à des limitations. Pour les appareils de classe I, la valeur du plafond dépend de l'âge de la personne à équiper : pour les moins de 20 ans, le plafond sera fixé à 1400€ et pour les plus de 20 ans le plafond sera dégressif entre 2019 et 2021, passant de 1300€ à 950€. Et pour les appareils de classe II, le remboursement sera, dans le cadre des contrats solidaires et responsables, à hauteur des garanties de la formule souscrite, plafonné à 1700€. Les bases de remboursements seront aussi progressivement augmentées, passant de 200€ en 2018 à 400€ en 2021 (l'annexe B présente l'ensemble des futures bases de remboursements et prix limites de vente).

Pour ce poste, seulement 35% des individus ayant besoin de s'équiper le sont réellement. L'objectif de la réforme sur ce poste est de faire passer le taux à 50% au moins.

Le schéma suivant résume les actions qui seront menées pour le poste audiologie dans le cadre de la réforme :

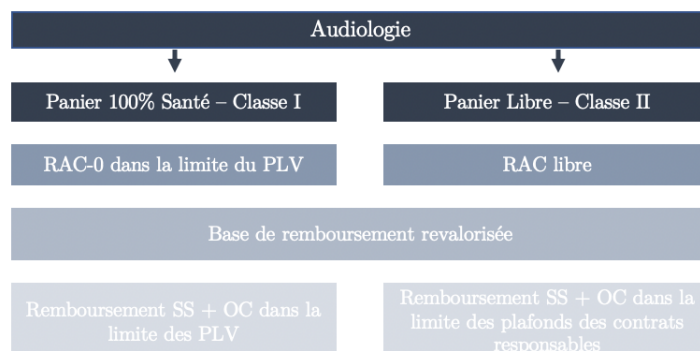


FIGURE 18 – Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste audiologie

Panier dentaire "100% Santé"

En dentaire, les dépassements impactent très fortement le reste à charge des assurés. Pour une couronne en céramique par exemple, le prix moyen est de 550€ mais à Paris, son prix est estimé à 900€. Ce qui engendre un reste à charge de l'ordre de 545,25€ au lieu de 195€ soit plus de 50% de la dépense. Ce poste représente le second poste avec les plus

grands restes à charge et plus de 16%²² des français reconnaissent avoir renoncé à des prothèses dentaires. Ce taux de renoncement varie en fonction des paramètres de l'individu et peut monter jusqu'à 30%, ce qui est relativement important pour un poste comme le dentaire.

Pour ce poste la mise en place sera plus étendue avec une mise en vigueur totale en 2023 (2020 pour les couronnes, inlay-onlay et bridges, 2021 pour les prothèses amovibles, et des évolutions de prix limites de vente et de bases de remboursement jusqu'en 2023). Les dentistes expliquent le montant élevé des prothèses dentaires par un faible remboursement de la Sécurité Sociale et surtout par la limitation des actes dentaires conservateurs (détartrage, traitement des caries...). Les dentistes misent donc sur les prothèses dentaires pour augmenter leur rémunération. En effet, elles représentent environ 50% des honoraires des dentistes.

Pour ce poste, la réforme prévoit non plus deux, mais trois paniers de soins :

- Le panier "100% Santé" : prise en charge intégrale par l'assurance maladie obligatoire et la complémentaire santé ;
- Le panier aux "tarifs maîtrisés" : via des actes à "entente limitée" et avec des honoraires limites de facturation et un reste à charge ;
- Le panier aux "tarifs libres" : choix libre des techniques et matériaux avec des actes à "entente libre", aucun honoraire limite de facturation mais avec un potentiel reste à charge.

Comme pour les autres postes, les fabricants et professionnels de santé auront pour obligation de délivrer un devis "100% Santé" et de garantir une qualité minimale pour les prothèses dentaires proposées dans les paniers de soins.

Les prothèses concernées par le panier "100% Santé" sont les couronnes céramo-métallique/bridge (pour les dents dites du sourire), les couronnes métalliques (pour toutes les dents) ainsi que les appareils amovibles en résine. Pour le panier à "tarifs maîtrisés", il s'agira de garantir les couronnes céramo-métallique (pour les dents intermédiaires), les bridges (pour les dents postérieures) ainsi que les appareils amovibles en stellite.

Le poste dentaire est associé à beaucoup d'actions liées à la réforme :

- Une hausse de la base de remboursement étalée sur 4 ans est envisagée. Les bases de remboursement vont dépendre du type de prothèse posée. Allant de 10€ pour les couronnes transitoires à 279,50€ pour les bridges (l'annexe B présente l'ensemble des bases de remboursement pour ce poste) ;
- Une instauration de prix limites de vente pour les paniers "100% Santé" et le panier "tarifs maîtrisés".

Le graphique suivant résume les plafonds de vente à compter du 01 Avril 2019 :

Prix limites de vente	Incisives, Canines et 1 ^{ère} prémolaires	2 ^{ème} prémolaires	Molaires	Type de panier
Métallique	290€			Panier 100% Santé
Polycristalline Monolithique Zircon	440€		440€	Panier tarif maîtrisés
Céramique Monolithique hors Zircon	500€	550€		Panier tarif libre
Céramo-métallique	500€	550€	Pas de prix limite	
Céramo-céramique et métallique précieux	Pas de prix limite			
Inlay-Core	175€ si panier 100% Santé ou panier tarif maîtrisé			
Prothèses transitoire	60€ si panier 100% Santé ou panier tarif maîtrisé			

FIGURE 19 – Prix limites en fonction de la localisation de la dent et du type de matériaux

Ces plafonds seront évolutifs d'avril 2019 jusqu'en 2023 (l'annexe B présente l'ensemble des prix limites de vente pour ce poste). Ces actions varient en fonction du type de dent ciblé.

La figure suivante résume les actions qui vont être menées pour le poste dentaire :

22. Source : L'Enquête santé européenne - Enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014 [18]

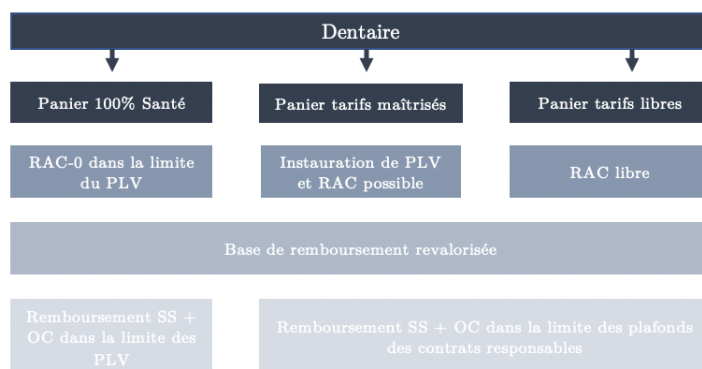


FIGURE 20 – Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste dentaire

Finalement, cette réforme, représentant le troisième axiome d'amélioration de la couverture santé, devrait permettre aux individus de choisir librement la couverture la mieux adaptée à leur situation. L'enjeu économique lié à l'augmentation des prises en charge par les complémentaires est nuancé par les actions prises sur les bases de remboursements et les prix limites de vente.

Néanmoins, une incertitude plane du fait que la réussite de la mise en place de la réforme est conditionnée par le comportement des praticiens. Leur rôle de conseil doit être suffisant pour que l'assuré soit en pleine conscience de choisir un panier "100% Santé" ou non. Finalement, cette réforme demande une implication de tous les différents acteurs : assurés, assureurs, état et professionnel de santé.

Dans ce mémoire, l'objectif est de visualiser les potentiels impacts tarifaires de la mise en place de ces différents paniers pour la complémentaire santé. Pour ce faire, il convient de concevoir une prime pure pour un produit d'assurance santé individuelle, de se placer dans un environnement "100% Santé" et d'observer les variations que le tarif encourt suite à ces scénarii. Pour cela, des données d'assurance santé provenant d'un portefeuille de la Direction des Partenariats de Generali France seront exploitées.

3 Environnement et périmètre de l'étude

3.1	La base de données	19
3.2	Assimilation des données à travers l'étude descriptive	25
3.2.1	Statistiques générales sur les assurés	25
3.2.2	Effets des facteurs de risque sur la sinistralité	29
3.2.3	Distributions empiriques des coûts et du nombre de sinistres	33

L'objet de cette partie est d'expliquer les différentes étapes de construction de la base de données nécessaire à l'étude et d'observer les caractéristiques qui en ressort. La structure des bases de données et les principaux traitements effectués sur celle-ci sont présentés dans un premier temps puis des statistiques descriptives du portefeuille d'étude sont exposées.

3.1 La base de données

Les données servent de socle à toute étude statistique. Toute étude actuarielle se fonde sur des données qui, dans l'idéal, doivent respecter trois critères ²³ :

- Caractère approprié ;
- Exactitude ;
- Exhaustivité.

Quelque soit l'étude menée, ces trois critères doivent servir de moteur à la conception de la base de données. Ainsi, la première réflexion menée a été de présélectionner les facteurs de risque. À savoir de quels types de données sont nécessaires à la réalisation de la tarification. En plus des données historiques de flux, il faut des informations complémentaires sur le consommant pour établir une tarification. En santé, la structure tarifaire dépend principalement de quatre critères :

- le niveau de la garantie ;
- l'âge de l'individu ;
- le régime d'affiliation à la Sécurité Sociale ;
- la zone géographique.

Le niveau de garantie détermine les montants pris en charge par la complémentaire santé en cas de survenance d'un sinistre garanti. Le comportement de l'assuré est également une variable structurante du niveau de garantie. En effet, un assuré ayant souscrit une formule dite "haut de gamme" a tendance à consommer un peu plus et/ou avoir un reste à charge moins élevé.

L'âge, quant à lui, est structurant au niveau du tarif car les besoins d'un individu ainsi que sa consommation dépendent de cette variable. Pour rappel, la figure 7, illustre que la consommation augmente avec l'âge (excepté pour les plus jeunes pour lesquels est observé un pic de consommation). Il est donc nécessaire pour l'étude de prendre en compte l'âge comme critère de tarification.

Le régime d'affiliation au régime obligatoire est structurant pour le tarif car, selon ce dernier, les prestations versées par le régime obligatoire varient. Par exemple, pour les assurés du régime Alsace-Moselle, les prestations sont plus importantes ²⁴.

Enfin, la zone géographique impacte aussi la tarification. En effet, il existe une corrélation entre la consommation d'acte de santé et le lieu de résidence d'un consommant. Par exemple, dans les grandes villes comme Paris ou les villes du nord de la France, les dépassements d'honoraires sont accentués et donc les coûts des prestations le sont également. À l'inverse, dans certaines autres villes, l'accès aux soins est difficile. Il s'agit alors de désert médical. Ces distinctions géographiques viennent donc impacter le coût moyen et la fréquence des sinistres.

Le sexe pourrait également influencer sur la tarification. Cependant la loi n°2007-1774 du 12 Décembre 2007 empêche, par son article 12, "*toute discrimination directe ou indirecte fondée sur la prise en compte du sexe comme facteur dans le calcul des primes et des prestations ayant pour effet des différences en matière de primes et de prestations*". Il est quand même intéressant d'avoir accès à cette donnée pour les études descriptives.

23. Ces critères ont été définis dans les textes d'exigence sur la qualité des données, mentionnées de façon explicite dans les textes de niveau 2 du règlement délégué adopté par la Commission Européenne le 17 janvier 2015

24. Ces régions étaient annexées par les Allemands entre 1871 et 1918. Territoire occupé, il profitait du régime de protection sociale allemand, qui offrait une forte socialisation de la prise en charge des dépenses médicales

Les bases de données à disposition sont celles d'un produit commercialisé par l'un des plus grands partenaires en santé de la Direction des Partenariats. Le gestionnaire en charge de ce partenariat fournit, mensuellement, des bases **flux** et des bases **stocks** :

- Les bases flux contiennent les données relatives aux sinistres, primes et commissions versées au partenaire ainsi qu'au gestionnaire au cours du mois en question ;
- Les bases stocks, quant à elles, renseignent sur l'ensemble des souscripteurs et de leurs ayants-droit.

La première étape consiste à construire et retraiter les bases de données. Cette étape de traitement permet d'utiliser deux bases : une base agrégée retraitée qui sert à analyser les caractéristiques du portefeuille à travers des études descriptives, et une base d'étude qui sert à la modélisation de la prime pure. Ces deux bases diffèrent seulement en leur structure mais aucune information n'est perdue en passant d'une base à une autre. La figure suivante résume le processus de construction des bases de données nécessaires à l'étude :



FIGURE 21 – Construction des bases de données

Quelles sont les informations de la base brute de sinistres ?

Comme expliqué précédemment, chaque mois un bordereau de flux de sinistralité est envoyé par le gestionnaire. Ce bordereau recense l'ensemble des prestations payées pour le mois passé. Chaque ligne de ce bordereau correspond à un et un seul acte de santé et, pour chacun de ces actes, nous retrouvons des informations telles que :

Informations sur le consommant	Informations sur l'acte
Numéro de police	Date des soins
Numéro de contrat	Date de paiement
Rang du bénéficiaire ²⁵	Poste de garantie
Sexe	Code et libellé de l'acte
Régime d'affiliation	Dépense de l'assuré
Formule souscrite	Montant de la base de remboursement
	Taux de remboursement du régime obligatoire
	Remboursement du régime obligatoire
	Taux de remboursement de l'organisme complémentaire
	Remboursement de l'organisme complémentaire

Il a été fait le choix de recueillir les données d'une **année calendaire complète**. En ce sens, les bases flux de sinistre du 01/01/2018 au 31/12/2018 sont utilisées et agrégées. Trois raisons ont motivé cette profondeur d'historique. La première est que ce partenaire est assez conséquent pour avoir une exhaustivité statistique sur seulement une année. La seconde est pour simplifier les futurs retraitements. En effet, les cahiers des charges²⁶ ont changé entre les années antérieures et l'année considérée. La dernière raison concerne l'environnement juridique, car l'année 2018 semble être l'année la plus stable depuis les précédentes réglementations mises en place. Comme une ligne correspond à un acte de santé et que le produit étudié est l'un des plus conséquents, la base brute de flux de sinistres agrégée se retrouve avec 1 670 425 actes.

La base flux de sinistres n'étant, à elle seule, pas suffisante pour faire une quelconque tarification, une jointure avec la base stock doit être effectuée pour récupérer les données propres aux consommateurs.

Quelles sont les informations de la base brute de stock ?

Des bases stocks accompagnent l'envoi des bases flux. Ces bases répertorient les informations concernant l'ensemble des bénéficiaires ayant été couverts par cette complémentaire au moins un jour avant la date d'extraction. Les données

25. Le rang du bénéficiaire est son statut par rapport au souscripteur (lui-même, son/sa conjoint(e) ou son/ses enfant(s))

26. Par cahier des charges il est sous-entendu contenu du bordereau

présentes dans ces bases permettent d'associer à chaque acte médical de la base flux de sinistre, des caractéristiques du consommant au moment du sinistre. Dans le cadre d'une tarification, où chaque caractéristique d'un individu sert à affiner le tarif, cette étape est indispensable.

Pour illustrer voici une liste non-exhaustive des informations présentes dans ces bases stock :

Informations sur le consommant
Numéro de police
Numéro de contrat
Rang du bénéficiaire
Sexe
Date de naissance
Régime d'affiliation
Département du souscripteur
Date d'effet du contrat
Date de fin d'effet du contrat
État du contrat et motif de cet état
Formule souscrite

En récupérant la base brute de stock au 31/12/2018, un total de 54 275 bénéficiaires est obtenu dont 32 214 souscripteurs.

Comment réaliser la jointure entre les bases flux de sinistre et la base stock ?

Afin d'obtenir une base exploitable pour la tarification, il est nécessaire de faire une jointure entre les deux bases. La base résultante est la base agrégée brute de retraitements.

Afin de fusionner la base flux de sinistre et la base stock, il est nécessaire de trouver une **clé** permettant de retrouver chaque individu dans les deux bases. Le numéro de contrat ne suffit pas ici. En effet, pour un même contrat, plusieurs bénéficiaires peuvent exister. De ce fait, la clé est constituée à la fois du numéro de contrat et du rang du bénéficiaire.

En effectuant la jointure, la base de données atteint une volumétrie de 1 690 235 lignes et 20 variables. Cette base de données recense l'ensemble des sinistres survenus lors de l'exercice et l'information sur l'individu sinistré. De plus, si un individu n'a pas eu recours à sa garantie, une ligne est présente pour ce dernier mais sans information de flux de sinistre.

Voici finalement une synthèse des variables conservées pour cette étude :

Informations sur le consommant	Informations sur l'acte
Numéro de contrat	Date des soins
Rang du bénéficiaire	Date de paiement
Sexe	Poste de garantie
Régime d'affiliation	Code et libellé de l'acte
Formule souscrite	Dépense de l'assuré
Département du souscripteur	Montant de la base de remboursement
Date de naissance	Taux de remboursement du régime obligatoire
Date d'effet	Remboursement du régime obligatoire
Date de fin d'effet	Taux de remboursement de l'organisme complémentaire
État du contrat et motif de cet état	Remboursement de l'organisme complémentaire

Construction de la base agrégée retraitée

Cette partie a pour objectif de présenter une partie des retraitements et des choix appliqués sur la base de données brutes. À des fins d'exploitation les plus simples possibles, un retraitement de la base agrégée est nécessaire. Ce retraitement permet de corriger des biais que certaines modalités peuvent engendrer comme par exemple les montants de remboursements de la complémentaire négatifs (liés à des possibles indus) ou encore ajouter des informations nécessaires telles que la zone, l'exposition ou encore le reste à charge.

Premier retraitement : suppression de modalités

La base de données contient une information relative aux **remboursements d'autres mutuelles**. Il s'agit de remboursements qui interviennent en plus du remboursement de la complémentaire. Ces modalités sont à retirer dans cette étude. En effet, l'objectif est de modéliser la charge de la complémentaire et ces modalités viennent biaiser légèrement

la modélisation du fait que l'assuré, sachant qu'il a accès à des remboursements en plus, adopte un comportement potentiellement différent. Il y a seulement 52 actes ayant un montant non nul pour cette variable (soit 0,003% de la base totale). Leur retrait a donc peu d'impact.

Une seconde modalité est à retirer : les indus. Il s'agit de montants payés par la complémentaire qui n'auraient pas dû l'être. Par exemple, un individu ayant changé de complémentaire santé se rend en pharmacie alors que la télétransmission n'a pas encore pris en compte sa nouvelle complémentaire. Le remboursement a donc été effectué par l'ancienne complémentaire, il s'agit d'indus. Dans ces travaux, il est nécessaire de les écarter car l'objectif est de modéliser la charge sinistre propre à l'assureur. Or, ces montants, négatifs dans la base, représentent une sorte de gain. En chiffrant, 1 395 indus sont présents dans la base (soit 0,08% de la base totale). Leur retrait a donc peu d'impact.

De la même façon que pour les indus, un troisième retraitement consiste à retirer les actes présentant des dépenses négatives. Ces actes sont liés à des problèmes de qualité de la donnée et représentent 21 732 actes (pour 1,27 millions d'euros de charge). Il est fait le choix de les écarter de cette étude.

Finalement, les schémas suivants résument l'impact, non-significatif, des suppressions de modalités :

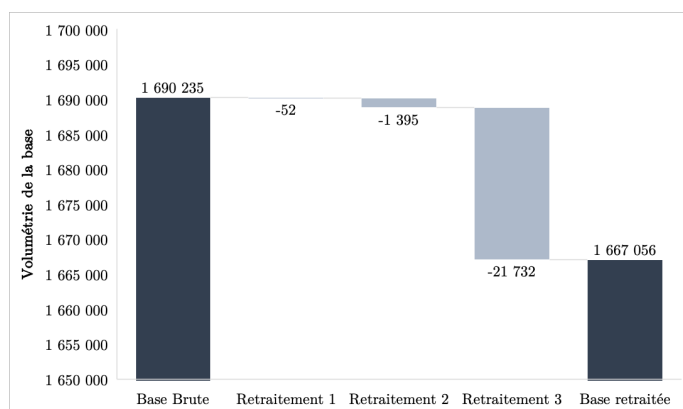


FIGURE 22 – 23 179 actes écartés de l'étude

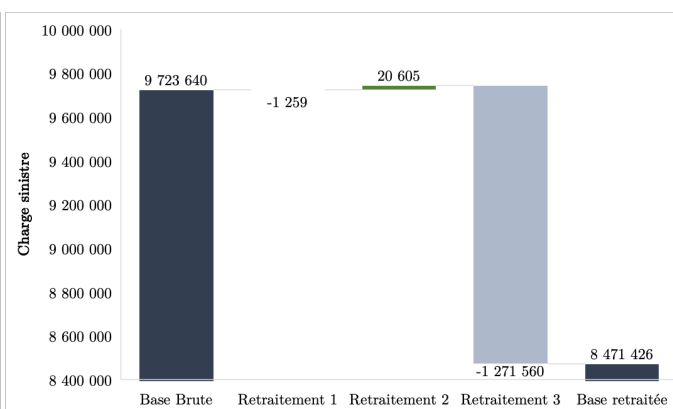


FIGURE 23 – Une charge diminuée de 1,2M€

Second retraitement : ajout de variables

La zone géographique étant un facteur de risque en santé, il convient de la prendre en compte dans la tarification. Cependant il est très fastidieux de faire une tarification pour chacune des zones départementales au vu de leur nombre. C'est ici qu'un **zonier** est intéressant, en effet, il permet de réduire le nombre de zones géographiques à considérer, tout en discriminant de façon juste, les profils de risque. La première variable ajoutée est donc la zone.

Le zonier utilisé correspond à celui propre au partenaire considéré. En effet, ici il n'était pas possible d'utiliser un zonier global de Generali France car dans le cadre d'un partenariat, le courtier vend les contrats selon sa cible. La cible peut s'avérer être telle que le zonier global de Generali France ne convienne plus. Il est sûrement possible d'améliorer le zonier utilisé pour qu'il convienne mieux au portefeuille. Cependant il ne s'agit pas de l'objet de ce mémoire. Le zonier qui est utilisé est représenté comme suit :

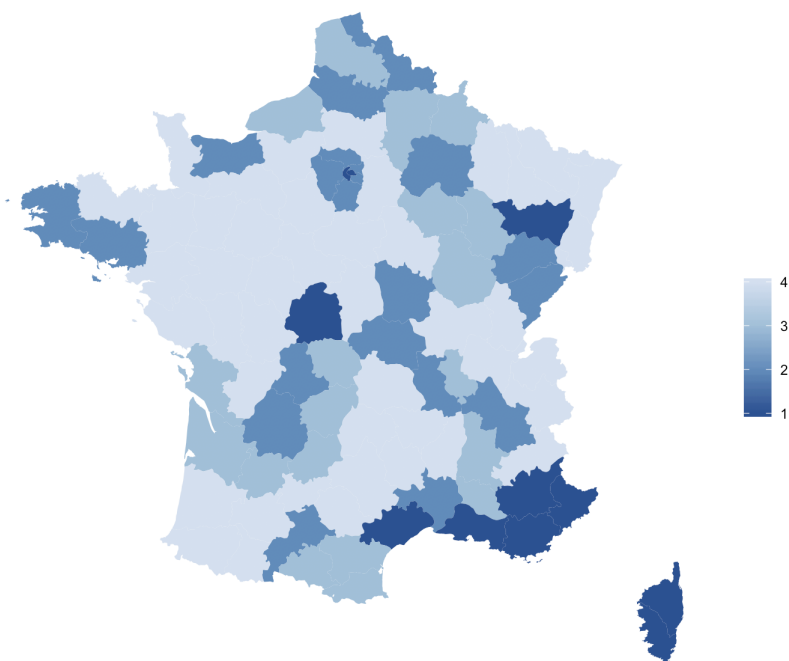


FIGURE 24 – Paris et la Côte d’Azur représentent les zones les plus à risque au sens de ce zonier

Il prend quatre modalités labélisées de 1 à 4. La zone où la sinistralité est la plus élevée (induisant ainsi un tarif plus élevé) correspond à la zone 1 (zone sombre dans la cartographie) et à l’inverse celle où la sinistralité est la moins élevée prend la modalité 4 (zone claire dans la cartographie). Ainsi, ce zonier prend bien en compte le phénomène de surconsommation dans les grandes agglomérations comme Paris, Poitiers, Marseille ou encore La Corse.

Une autre variable intéressante à ajouter est le montant du reste à charge, qui est utile pour les études descriptives. En reprenant les notations de la partie 1.2.1, le reste à charge *in fine* correspond à :

$$RAC_{postOC} = D - M_{SS} - M_{OC}$$

Il est donc très simple de calculer le reste à charge. Cependant, après calcul, quelques anomalies sont constatées. En effet, 227 actes ont des restes à charge négatifs. Or, avoir un reste à charge négatif correspond à un enrichissement et cela entre en contradiction avec le principe indemnitaire qui régit l’assurance santé. Ces anomalies correspondent à des problèmes de qualités de la donnée. Ainsi, il convient donc de retirer ces modalités de la base de données.

Finalement, la première base agrégée est achevée permettant d’effectuer une étude descriptive. Cette base est appelée dans la suite du mémoire "base agrégée retraitée". Pour la construction du tarif, il convient de construire une autre base : la base d’étude.

Construction de la base d’étude

La construction de la base d’étude se fait à partir de la base agrégée retraitée. Cette base est utilisée à des fins de tarification et recense, par individu, les coûts et les nombres de sinistres observés. Chacun des coûts et des nombres de sinistre est calculé par poste de garantie. En effet, en santé, il est courant d’effectuer une tarification dite modulaire, c’est-à-dire un tarif par poste de garantie. Les postes de garanties correspondent à des regroupements d’actes.

Il est intéressant de s’interroger sur l’utilité de grouper les actes. Ce groupement vient du fait que plusieurs actes dans la base désignent des actes relativement proches. De plus, dans cette étude d’analyse d’impacts d’une réforme, il est plus facile d’interpréter et de piloter les résultats sur des groupements de poste plutôt que pour chacun des actes (161 actes différents sont recensés dans la base de données).

Il est possible de distinguer six grands postes de garantie différents :

- Les actes courants : comme par exemple les consultations, la pharmacie ou encore les auxiliaires médicaux ;
- Les appareillages : appareillage orthopédique et auditif ;
- Le dentaire : les soins dentaires ou encore les prothèses dentaires ;
- L’hospitalisation : actes chirurgicaux, techniques ou les séjours ;
- L’optique : montures, verres ou lentilles ;
- Les prestations complémentaires : les soins à l’étranger ou les vaccins.

Ainsi, pour chaque profil et pour chacun de ces postes de garantie, la base d'étude recense le coût observé et le nombre de sinistres observés. Ce sont ces deux variables qui permettent de réaliser la tarification selon une approche "**Coût moyen & Fréquence**" (cette méthode de tarification est expliquée plus en détail en partie 5). Il convient de définir quelques notions au préalable.

Soient un poste de garantie et une période d'observation données (ici, la période d'observation est l'année 2018). En notant I l'ensemble des individus présents en portefeuille, alors pour tout $i \in I$ correspond un nombre de sinistres pour le poste de garantie et la période d'observation considérés noté N_i . Soit $C_{i,k}$ ($k \in \{1, \dots, N_i\}$) le montant du k^e sinistre de l'individu i pour le poste de garantie et la période d'observation considérés alors la charge sinistre totale s'exprime comme suit :

$$C_i = \sum_{k=1}^{N_i} C_{i,k}$$

Donc le coût moyen de l'individu i pour le poste de garantie et la période d'observation considérés :

$$CM_i = \frac{C_i}{N_i}$$

Quant à la fréquence observée pour l'individu $i \in I$, pour le poste de garantie et la période considérée, elle se calcule par la formule suivante :

$$F_i = \frac{N_i}{E_i}$$

avec E_i l'exposition de l'individu au risque. L'exposition est une mesure de durée non constante pour chaque observation. Elle correspond au nombre d'année police de l'individu, c'est-à-dire la fraction de l'année durant laquelle il est exposé au risque sur toute la période d'observation. Ici, cette valeur varie entre 0 et 1 et se calcule comme suit :

$$E_i = \frac{\text{nombre de jour de présence dans l'année}}{\text{nombre de jour dans l'année}} = \frac{(Date_{\text{début effet}} - Date_{\text{fin effet}})}{365,25}$$

Dans le cas où la date de fin d'effet n'est pas renseignée, il faut prendre la fin de la période d'observation (31/12/2018 dans ces travaux). De plus, dans cette étude, il a été décidé de retirer les individus ayant une exposition inférieure à 15 jours sur l'année. En effet, ces derniers correspondent à des individus ayant été présents peu de temps en portefeuille et si ces individus ont consommé rapidement un acte de santé leur fréquence est plus importante. D'autant plus qu'il n'y a que très peu d'individus dans ce cas (56 individus). Le choix a donc été de les écarter de l'étude.

Il est aussi possible de remarquer que la formule de calcul de l'exposition présente l'inconvénient de supposer que la répartition des sinistres sur une année est uniforme. Cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée en pratique. En effet, il peut y avoir plus de consommation durant certaines périodes (par exemple en hiver). Dans ces travaux, il sera supposé que l'hypothèse est vérifiée.

Les notions étant définies, il est possible d'expliquer comment a été construite la base d'étude. Elle se divise en deux sous-bases :

- La sous-base fréquence ;
- La sous-base coût.

La période d'observation est d'une année calendaire du 01/01/2018 au 31/12/2018.

Première base : La sous-base fréquence

Cette sous-base, extraite de la base agrégée retraitée contient les informations nécessaires à la modélisation de la fréquence des sinistres. Pour ce faire, pour chaque individu $i \in I$, est calculé N_i le nombre de sinistres annuel et l'exposition E_i . Cette sous-base est donc une version plus agrégée de la base retraitée ayant 34 697 observations.

Seconde base : la sous-base coût

Cette sous-base est aussi extraite de la base agrégée retraitée. Pour l'obtenir, chaque acte de remboursements C_i strictement positif²⁷ est recensé. Ici, aucun regroupement n'est effectué par profil afin de ne pas perdre d'information sur les coûts. Il s'agit donc d'une sous-base de la base retraitée ayant 1 624 117 observations. Les seules différences avec cette dernière sont la segmentation par poste de garantie et le retrait des montants de charge nuls. Cette sous-base est divisée en six, correspondant au nombre de poste de garantie.

Finalement, les bases qui sont nécessaires à l'élaboration de la tarification contiennent les informations suivantes :

²⁷ Le caractère strictement positif vient du fait que nous chercherons à modéliser une charge pour la complémentaire. Les montants négatifs ou nuls ne correspondent pas à une charge à proprement parlé

Informations sous-base fréquence - vision agrégée	Informations sous-base coût - vision ligne à ligne
Numéro de contrat	Numéro de contrat
Rang du bénéficiaire	Rang du bénéficiaire
Date d'effet	Date d'effet
Date de fin d'effet	Date de fin d'effet
Âge	Âge
Zone	Zone
Régime d'affiliation	Régime d'affiliation
Formule souscrite	Formule souscrite
Exposition	Coût d'un acte
Nombre de sinistres total	
Fréquence observée	

3.2 Assimilation des données à travers l'étude descriptive

Les bases de données étant construites et retraitées, il est possible d'effectuer des statistiques descriptives afin de mieux connaître le portefeuille de l'étude. Il s'agit ici d'une étape clé de l'étude car, en fonction des observations, certains choix spécifiques peuvent être réalisés pour la suite de l'étude.

Pour les études descriptives, la base agrégée retraitée est utilisée. L'étude descriptive est divisée en trois parties :

- Statistiques générales sur les assurés : l'objectif est de savoir **qui** est assuré par le produit ;
- Étude des effets des facteurs de risque sur la sinistralité : l'objectif est de savoir **combien et comment** les assurés dépensent ;
- Distributions empiriques des coûts et de la fréquence des sinistres.

3.2.1 Statistiques générales sur les assurés

L'objectif est de comprendre qui sont les personnes concernées par cette étude. Ainsi, l'étude des distributions permet d'identifier les individus assurés par le produit. À toutes fins utiles, le tableau de garantie²⁸ du produit étudié est disponible en annexe D.

Distribution par âge et par sexe

Une grande majorité du portefeuille correspond naturellement aux souscripteurs du contrat, représentant ainsi 59,36%. Or, en assurance santé, il est possible de faire profiter des garanties aux ayants droit du souscripteur (enfants ou conjoint). Ici, les proportions totales des ayants droits sont relativement proches :

	Femme	Homme	Total
Souscripteur	31,96%	27,39%	59,36%
Conjoint	13,02%	5,96%	18,97%
Enfant	10,28%	11,39%	21,67%
Total	55,26%	44,74%	100,00%

TABLE 2 – Une répartition hommes/femmes équilibrée

Une plus grande proportion de souscripteur femme est constatée dans le portefeuille (31,96% contre 27,39% d'homme). La proportion totale de femme dans le portefeuille est ainsi majoritaire atteignant 55,26%.

En ajoutant la dimension "âge" à cette étude, une population centrée autour des âges les plus élevés, avec un pic au niveau de la tranche 60-70 ans est observée. C'est donc l'un des effets de l'Accord National Interprofessionnel, présenté en partie 2.2. Un léger pic chez les jeunes bénéficiaires (entre 0 et 19 ans) est observé et représente la part d'enfants dans le portefeuille (21,67% des bénéficiaires). L'âge maximal autorisé à la souscription de ce produit étant de 89 ans, aucun âge n'est observé au delà de cette limite.

²⁸. Le tableau de garantie recense pour chaque acte, la prise en charge prévue au contrat

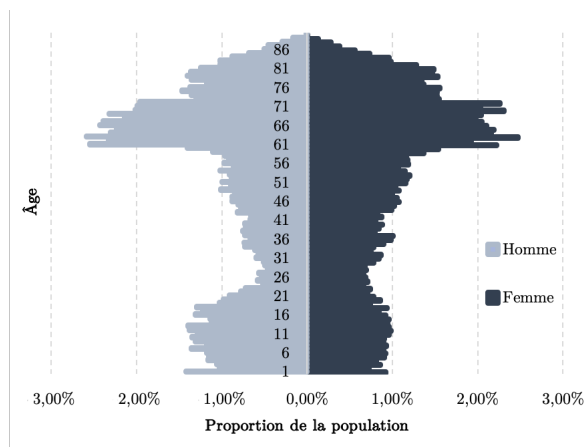


FIGURE 25 – Pyramide des âges du portefeuille

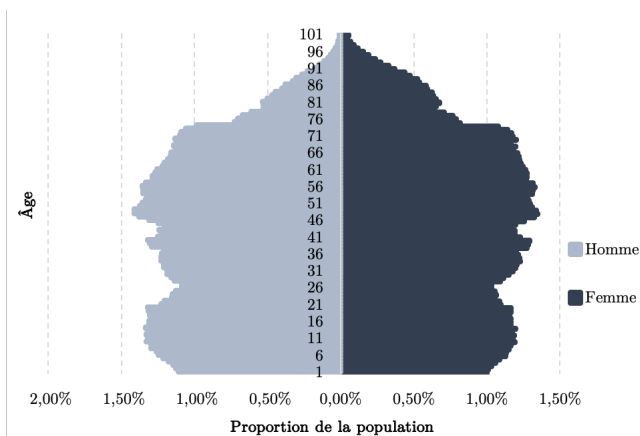


FIGURE 26 – Pyramide des âges des français²⁹

La forme de la pyramide se dessine selon le *business model* de distribution. En effet, l'âge cible du produit considéré tourne autour de la soixantaine. Ici, il est possible de constater un pic pour la tranche des "séniors".

La structure de la pyramide des âges du portefeuille diffère de la pyramide des âges de la population française. Ainsi, il est possible de noter une forte augmentation du nombre de personnes âgées de 60 à 70 ans qui représente un peu plus d'un quart de la population assurée, avec une cavité au niveau des tranches 20-50 (qui correspond à la population des actifs, souscrivant majoritairement à des contrats collectifs). La pyramide française ne présente pas ces caractéristiques, car elle est relativement stable de 5 à 65 ans. Il est possible de s'attendre à avoir une courbure similaire du fait que 95%³⁰ des français sont couverts contre le risque santé. Cependant la réglementation (notamment l'Accord National Interprofessionnel) est venu modifier la répartition par âge des assurés contre ce risque.

Distribution par formule

Le produit étudié présente six formules. Ces formules proposent des niveaux de remboursement croissants. Dans la suite, les labels "F x " sont affectés pour faire référence à la formule x .

Une majeure partie des bénéficiaires (63,56%) a recours à la formule "F2" proposant des remboursements légèrement supérieurs au ticket modérateur. Cette formule "entrée de gamme" permet de bénéficier d'une bonne couverture pour une cotisation modérée. De plus, la suite de ces travaux montre qu'une grande partie de la sinistralité historique sur ce portefeuille concerne des postes d'actes courants, généralement couverts en grande partie par cette formule. 21,26% des assurés ont souscrit à la formule "F3" qui présente de meilleurs remboursements, notamment en optique et dentaire.

La formule au ticket modérateur "F1" concerne 5,77% du portefeuille et dans des proportions bien moins grandes, les formules "F5" et "F6" représentent respectivement 0,18% et 0,11% du portefeuille. Ainsi, une sous-représentation est constatée pour les formules haut de gamme (formules 5 et 6). Cette sous-représentation peut s'avérer problématique lors de la modélisation de la prime pure. En effet, il n'y a que très peu d'individus ayant souscrit ces formules et donc il n'y aura pas un recul statistique suffisant. Dans le cas où ce problème biaise fortement les résultats, il conviendra de procéder à des potentiels regroupements.

Ainsi, indépendamment de la formule choisie, les tendances de distribution sont relativement proches. Le pic de souscription pour toutes les formules se situe autour de 60 ans. Afin d'améliorer la lecture des graphiques, les distributions des formules 1 à 4 et celles des formules 5 et 6 sont tracées séparément :

29. Source : Pyramide des âges, INSEE 2019

30. Source : La complémentaire santé, Panorama de la DREES 2019 [8]

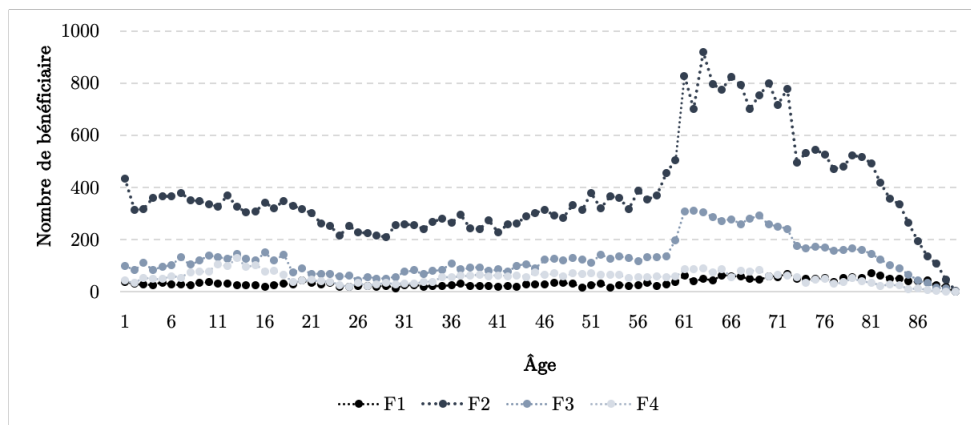


FIGURE 27 – Une sur-représentation des plus basses formules est observée

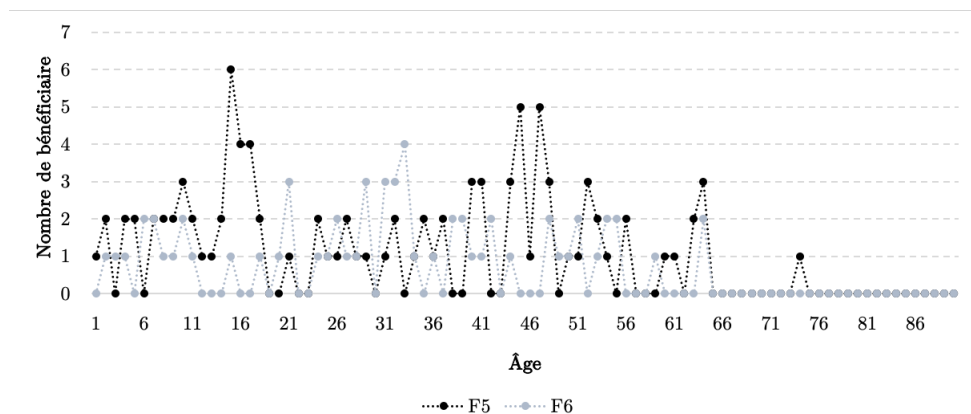


FIGURE 28 – Peu d'individus souscrivent aux formules haut de gamme

Un premier constat structurant peut ainsi être formulé. En effet, dans le cadre d'une tarification discriminante, une profondeur d'historique est requise pour chacune des modalités des facteurs de risque. Ici, la formule souscrite est un facteur de risque, donc pour les formules 5 et 6, le modèle risque d'avoir des difficultés à converger. Il est donc nécessaire de garder à l'esprit cette limite tout au long de ce mémoire. De plus, l'objectif étant d'estimer l'impact de la réglementation "100% Santé" sur la prime pure, ce constat sur la distribution des formules est important et va orienter le choix des scénarii lors de l'étude d'impact. En effet, une première intuition peut amener à penser que les individus souscrivant à des formules "entrée de gamme" ont sûrement plus tendance à vouloir profiter de la garantie sans reste à charge que les individus ayant souscrit une formule "haut de gamme", qui n'ont pas les mêmes reste à charge.

Distribution par zone géographique

Comme expliqué précédemment, le lieu d'habitation est un facteur de risque à prendre en compte lors d'une tarification en assurance santé. Ce facteur de risque prend la forme du zonier présenté par la figure 24. Ici, il est intéressant d'analyser la répartition des assurés en fonction des différentes régions et quelles sont les zones les plus consommatrices d'acte de santé. L'effet couplé de ces deux distributions doit être capté par le zonier. C'est-à-dire qu'une zone ayant beaucoup d'assurés et où les dépenses moyennes sont élevées devrait être une zone risquée au sens du zonier considéré. À l'inverse, une zone faiblement représentée dans le portefeuille et où les dépenses sont faibles devrait être une zone non-risquée au sens du zonier.

La répartition du portefeuille sur l'ensemble de la France est assez homogène. Il y a cependant des zones où la proportion est grande. Par exemple, le Nord-Pas-De-Calais concentre une grande partie du portefeuille. Ainsi, plus il y a d'individus dans une zone, plus il y aura un risque d'avoir des sinistres dans cette dernière. Il faut donc regarder les dépenses moyennes d'un assuré dans chacune des régions et coupler le constat précédent avec cette donnée.

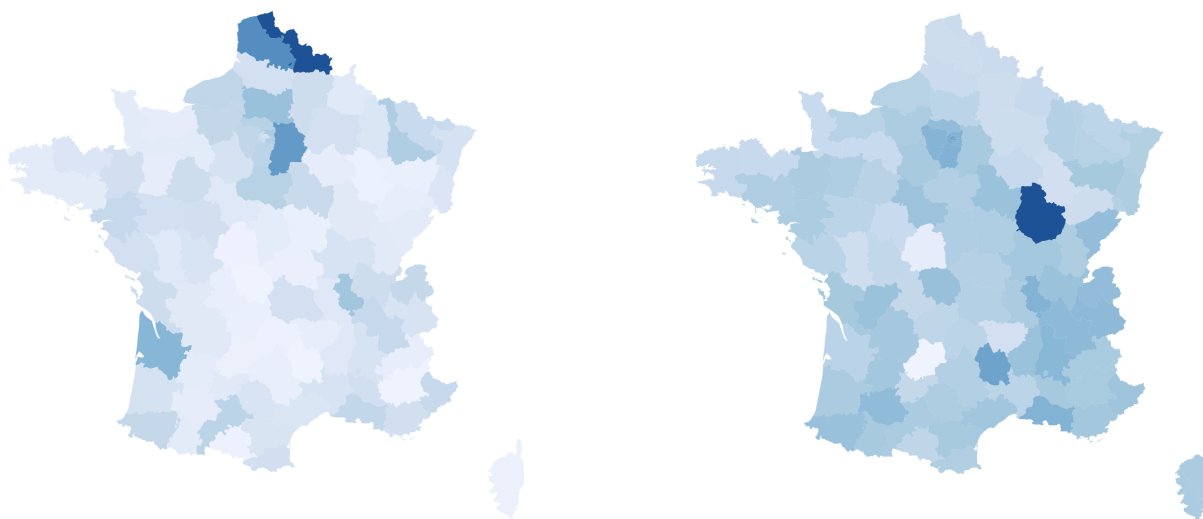


FIGURE 29 – Les nordistes sont très présents dans le portefeuille

FIGURE 30 – Des dépenses homogènes sur l'ensemble du pays

Les zones les plus sombres correspondent respectivement aux zones ayant le plus d'assurés et aux zones où les dépenses sont le plus élevées. Les dépenses moyennes sont plus élevées en Côte d'Or et en Île-De-France. En croisant cela avec la distribution du nombre de bénéficiaires par région, le zonier utilisé semble correctement discriminer les assurés par zone.

Distribution par régime d'affiliation

Il y a cinq segments de régime d'affiliation dans cette étude :

- Le régime général ;
- Le régime agricole ;
- Le régime Alsace-Moselle ;
- Le régime des travailleurs non-salariés (TNS) ;
- Les autres régimes.

Le régime d'affiliation est souvent considéré comme un facteur de risque en assurance santé car les niveaux de remboursement selon le régime peut varier. Par exemple, pour le régime Alsace-Moselle, les assurés bénéficient de meilleurs remboursements que le régime général. En effet, les départements regroupés dans ce régime ont conservé le régime d'assurance maladie obligatoire mis en place par l'Allemagne pendant la guerre, période durant laquelle, ce territoire était annexé à l'Allemagne. Ce dernier prévoit par exemple une prise en charge à 90% pour les actes de consultations, contre 70% pour le régime général. Cependant, le régime général couvre une grande majorité des français. C'est ce qui est remarqué dans le portefeuille étudié, plus de 80% des assurés sont affiliés au régime général. Par simplicité de lecture, la distribution est divisée par tranches d'âge (par pas de 10 ans) :

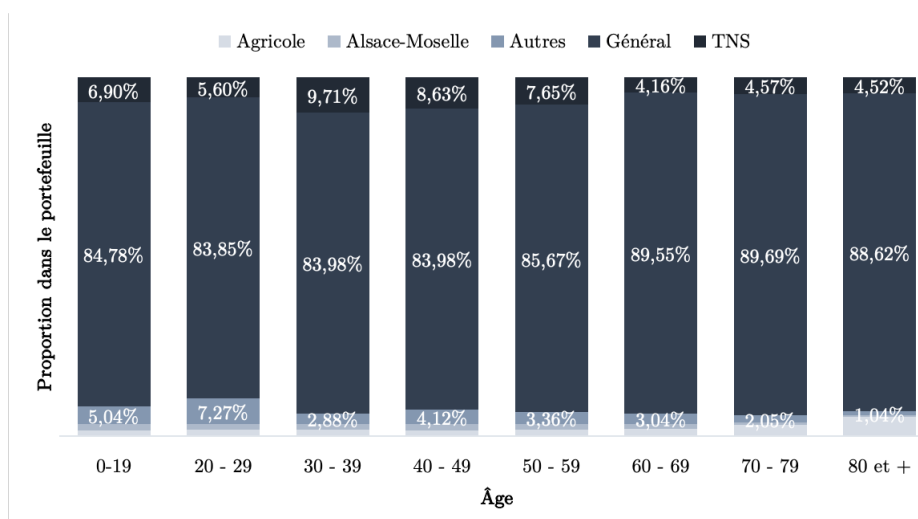


FIGURE 31 – Le régime général est majoritaire dans le portefeuille

Comme pour la sous-représentation des formules haut de gamme, la sur-représentation du régime général peut être problématique au moment de la modélisation de la prime pure. En effet, pour pouvoir correctement modéliser l'effet d'une variable il est nécessaire d'avoir un volume statistiquement grand pour chaque modalité.

Finalement, cette partie a permis de définir quels **profils d'assurés** sont impactés par la réforme "100% Santé" dans le cadre de cette étude. Maintenant, il convient de voir **comment** ces individus dépensent, afin d'avoir un premier avis sur les potentiels impacts.

3.2.2 Effets des facteurs de risque sur la sinistralité

Quatre facteurs de risque ont été identifiés : l'âge, la formule souscrite, le régime d'affiliation et la zone géographique. Les deux derniers facteurs ont fait l'objet de statistiques dans les parties précédentes. Il convient maintenant d'étendre l'étude descriptive sur les facteurs âge et formule garantie. L'objectif est de comprendre comment se répartissent les dépenses et les remboursements pour les assurés du portefeuille d'étude. Pour ce faire, une observation de la "réaction" de la sinistralité face aux facteurs de risque a été réalisée..

Effet de l'âge sur la sinistralité

Premièrement, la figure 32 témoigne d'une hausse des dépenses moyennes autour de l'adolescence. Ce phénomène s'explique en grande partie par les dépenses d'optiques et dentaires chez les adolescents. En effet, les problèmes de vue se manifestent généralement pendant l'adolescence, ce qui déclenche l'acquisition de lunettes ou de lentilles. De plus, à l'adolescence, les personnes ayant des problèmes de vision passent d'une monture d'enfant à une monture d'adulte, généralement plus chère. Outre les frais dentaires, les appareils dentaires sont également engagés en grande partie pendant l'adolescence. Enfin, ces effets sont aggravés par le fait que la Sécurité Sociale offre une couverture limitée des frais d'optique et de soins dentaires, transférant ainsi l'essentiel de la charge de remboursement à la compagnie d'assurance.

Entre 40 et 70 ans, les dépenses et les remboursements suivent une progression légèrement croissante, ce qui est globalement dû au processus général de vieillissement et aux dépenses associées.

Finalement, après une stabilisation au cours de la période de 70 à 75 ans, les dépenses et les remboursements commencent à diminuer légèrement. Une première explication est que les principales dépenses d'optique ont été engagées à un plus jeune âge. Aucune autre dépense coûteuse n'est donc nécessaire pour ces actes de santé. De plus, à partir de 70 ans, les dépenses médicales sont particulièrement concentrées dans les postes de garantie hospitalisation, pharmacie et soins courants, qui sont en grande partie financées par la Sécurité Sociale.

Il est constaté un pic conséquent autour de 85 ans. Les individus de cet âge sont souvent sujets à des opérations plutôt coûteuses du fait de la détérioration de la santé.

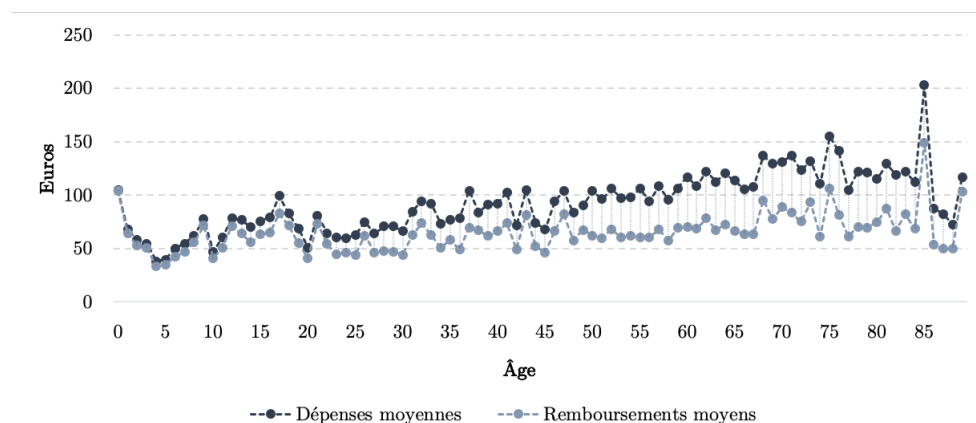


FIGURE 32 – L'écart entre dépenses et remboursements se creuse avec l'âge

Cependant, l'écart entre les dépenses moyennes et les remboursements moyens se creuse avec l'âge. En effet, les âges les plus jeunes sont remboursés de façon plus importante (pour certains postes de garantie) par la Sécurité Sociale et se stabilisent une fois l'âge adulte atteint. Il est donc intéressant de regarder l'évolution du ratio suivant pour tout âge t :

$$R_t = \frac{\text{Remboursement Moyen}_t}{\text{Dépense Moyenne}_t}$$

Tranches d'âge	R_t
0-10	90,49%
11-20	83,87%
21-30	76,54%
31-40	70,73%
41-50	72,26%
51-60	61,93%
61-70	61,36%
71-80	61,57%
80 et plus	66,78%

TABLE 3 – Des remboursements décroissants avec l'âge

Dans le cadre de cette étude, le ratio est élevé au cours des premières années de vie (autour de 90%). Cependant, à partir de ce moment, le ratio suit une progression décroissante jusqu'aux âges les plus élevés pour atteindre les 61% aux âges les plus grands. Ces tendances dans le ratio remboursements/dépenses confirment les résultats observés sur le graphique précédent.

Enfin, la fréquence d'occurrence des sinistres a été analysée. L'occurrence est égale à 1 si le nombre d'actes médicaux pour une police est supérieur ou égal à 1 et 0 sinon. Les valeurs obtenues ne deviennent pas extrêmement volatiles après le seuil des 60 ans. La volatilité augmente après les âges de l'adolescence. Ces informations sont utiles car elles permettent de remarquer que peu importe l'âge, les assurés consomment au moins une fois (fréquence d'occurrence très proche de 100%).

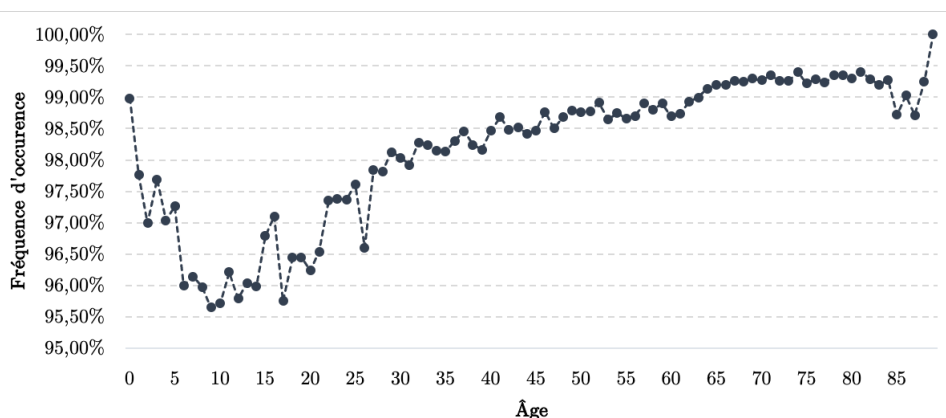


FIGURE 33 – Des fréquences d'occurrence proche de 100% pour chaque âge

Bien que dans l'ensemble, comme l'illustre l'étude précédente, les assurés sont plutôt bien remboursés, ce n'est pas le cas pour les postes concernés par le "100% Santé". En effet, pour les âges les plus jeunes, le reste à charge n'est pas forcément conséquent (bien que les remboursements moyens soient très bas) mais plus le portefeuille vieillit plus l'écart se creuse entre les dépenses et les remboursements de la complémentaire.

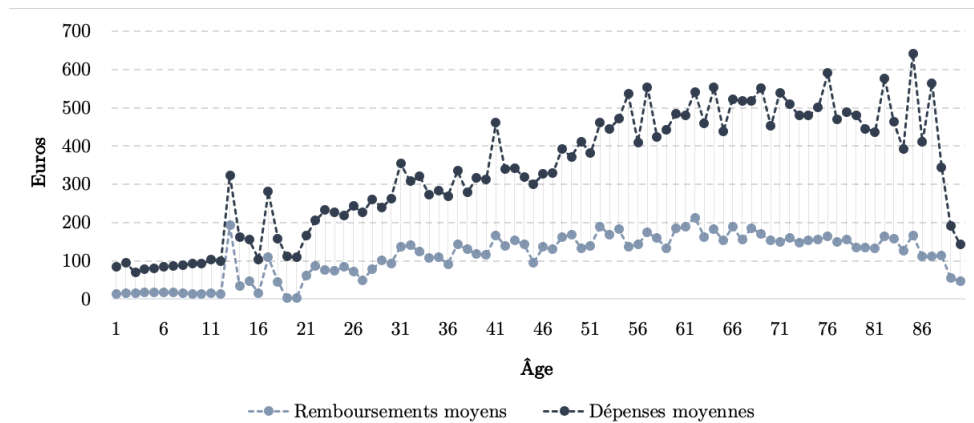


FIGURE 34 – Des remboursements pour les postes visés par la réforme nettement plus faibles que la dépense initiale

Pour illustrer ces disparités conséquentes entre les actes concernés ou non par le "100% Santé", les ratios R_t pour les âges à partir de 40 ans ont été superposés pour les actes suivants :

- Prothèse dentaire fixe en céramique : acte concerné par le "100% Santé" ;
- Chambre particulière en hôpital : acte très courant et relativement bien pris en charge ;
- Pharmacie 65% : acte quasiment toujours remboursé à 100%.

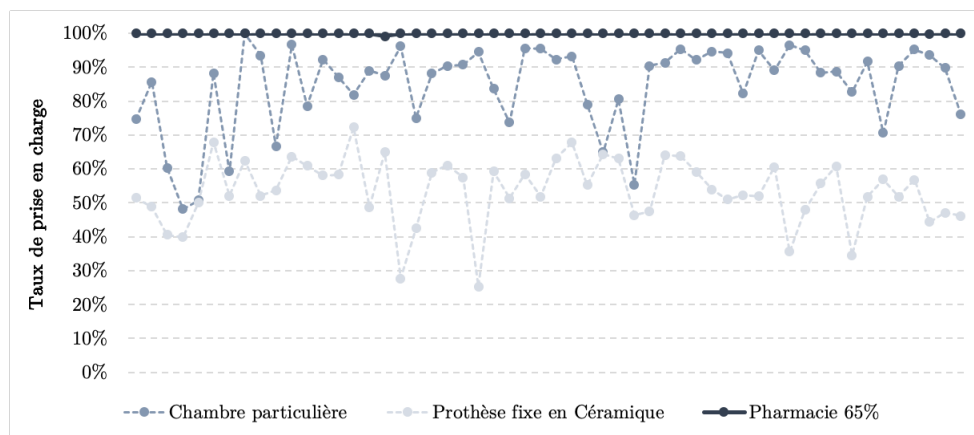


FIGURE 35 – Le poste de garantie : un élément structurant sur le niveau de reste à charge

Ces résultats permettent d'appuyer le fait que les postes concernés par la réforme sont nettement moins bien pris en charge par les organismes complémentaires, et en particulier pour le produit étudié. Ce graphique permet aussi d'effectuer une première analyse sur le potentiel poids des postes de pharmacie. Au vu des forts niveaux de ratio R_t sur le portefeuille global et ceux des actes de "pharmacie 65%", il est possible d'intuire que ces derniers sont prépondérants dans le portefeuille.

L'effet de la formule souscrite

La formule souscrite est, par définition, un facteur de risque car elle définit les prises en charge de la complémentaire santé. En plus d'influer sur la sinistralité, la formule souscrite influe sur les potentiels choix des assurés.

Premièrement, à mesure que la couverture et les garanties d'un contrat s'améliorent, les remboursements de la complémentaire santé augmentent mécaniquement. Deuxièmement, l'assurance santé est souvent sujette à l'aléa moral : au cas où la réalisation d'un risque X pourrait être influencée par une personne, cette dernière modifiera son comportement s'il est assuré contre X . Par exemple, une personne bénéficiant d'une assurance maladie complémentaire a tendance à dépenser davantage en actes médicaux liés aux soins dentaires qu'une personne ne bénéficiant pas d'une telle assurance. Par conséquent, dans le cadre du hasard moral, il est possible de s'attendre à ce que les dépenses engendrées par les personnes souscrivant la formule la plus généreuse soient plus élevées que les formules les moins généreuses.

Le premier tableau présente les dépenses moyennes et les remboursements moyens par formule en euros afin de voir s'il y a un hasard moral ou non. Le second permet d'illustrer la prise en charge de la complémentaire selon le niveau de la

formule souscrite. Il est exprimé ici en pourcent car les montants en euros des formules hautes ne sont pas significatifs du fait de leur sous-représentation dans le portefeuille.

	Dépenses moyennes	Remboursements RO moyens	Remboursements OC moyens
F1	107,33€	44,51€	15,84€
F2	104,91€	40,08€	23,46€
F3	106,85€	41,34€	27,26€
F4	97,47€	32,47€	30,93€
F5	53,06€	24,07€	18,48€
F6	51,64€	16,27€	23,30€

TABLE 4 – Dépenses et remboursements moyens en fonction de la formule souscrite

D'après ce tableau, plus les formules montent en gamme dans les formules moins l'assuré dépense. Allant de 107,33€ pour la formule la plus basse à un peu moins de la moitié pour la formule la plus haute. L'effet du hasard moral n'est donc pas présent dans ce portefeuille. Néanmoins, il est important de garder ce point d'attention à l'esprit, les formules haut de gamme (5 et 6) n'étant que peu représentées dans le portefeuille d'étude.

	Dépenses moyennes	Remboursements RO moyens	Remboursements OC moyens
F1	100%	41%	15%
F2	100%	38%	22%
F3	100%	39%	26%
F4	100%	33%	32%
F5	100%	45%	35%
F6	100%	32%	45%

TABLE 5 – Plus la formule est haut de gamme, plus le remboursement est grand

A l'aide de ce tableau, il est possible de remarquer que plus la formule est haut de gamme, plus le remboursement est grand. Passant de 15% du montant des dépenses pour la formule 1 à 45% pour la formule 6. En effet, bien que les dépenses des individus des formules 5 et 6 soient peu exposées, la complémentaire intervient à un plus haut niveau d'où un coût plus élevé.

Dans l'optique de la réglementation "100% Santé", l'impact dépend des formules. En effet, une formule bas de gamme laisse, pour les postes concernés, des restes à charge bien plus conséquents que pour les formules haut de gamme. C'est sûrement sur ces formules bas de gamme que l'impact risque d'être le plus significatif.

L'effet du poste de garantie

Pour finir cette étude descriptive sur les flux de sinistre, la répartition de la sinistralité est étudiée selon les différents postes de garantie. En effet, le coût d'un assuré dépend de sa consommation, qui varie selon les postes de garantie. De plus, la réglementation étudiée ici ne touche que trois postes de garantie : l'optique, le dentaire et l'audiologie. L'impact de la réforme sur le portefeuille dépend fortement du poids qu'ont ces postes sur la sinistralité globale (bien que cette sinistralité risque d'augmenter avec la réforme).

Pour avoir une vision plus fine que le poste de garantie, des regroupements en sous-poste de garantie ont été réalisés.

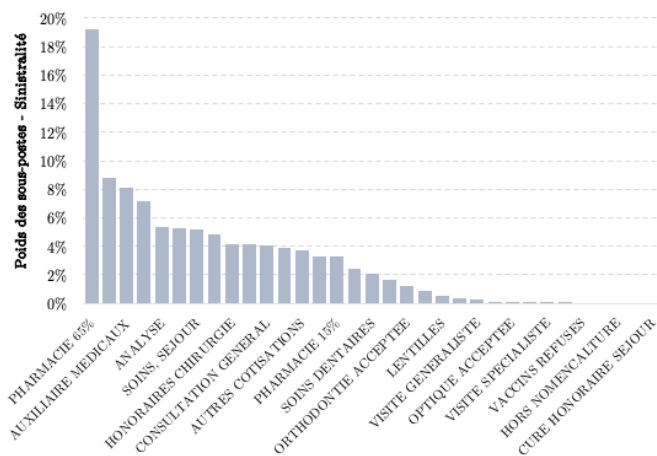
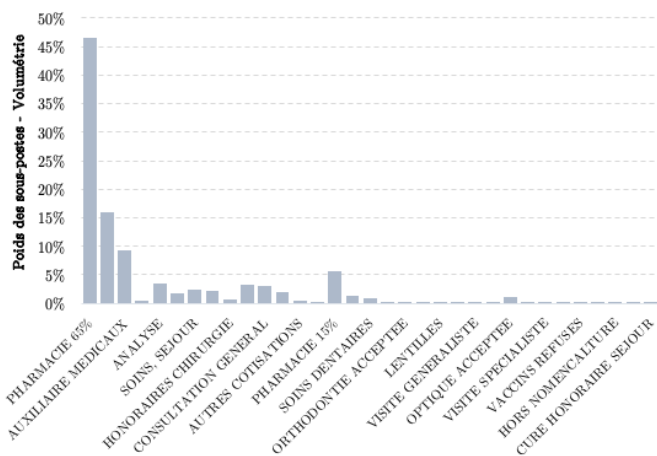


FIGURE 36 – Les actes de pharmacie sont sur-représentés dans le portefeuille

FIGURE 37 – Un poids sur la sinistralité différent selon l'acte considéré

Dans un premier temps, il est possible de remarquer qu'en nombre d'acte, la "pharmacie 65%"³¹ prédomine avec une proportion de 46,5% suivi de loin par les "auxiliaires médicaux" avec 15,9%. Les actes dentaires, d'optique et d'appareillage auditif représentent respectivement 2,15%, 0,07% et 0,36% en proportion.

Deuxièmement, en ventilant la charge sinistre totale par sous-poste de garantie, les résultats obtenus sont sensiblement proches de ceux présentés pour la volumétrie des actes. Pour les actes de pharmacie, bien que représentant la plus grande proportion en terme de volumétrie, il est possible de remarquer que la charge sinistre n'est pas tant différente de celle des autres postes. Ces derniers, bien que très nombreux, sont peu coûteux pour la complémentaire santé car en plus de leur faible coût unitaire, ils sont généralement bien pris en charge par le régime obligatoire. Les postes ciblés par la réforme du "100% Santé" sont coûteux. Par exemple, pour les actes prothétiques en dentaire, le poids sur la sinistralité est de 4,85% pour une volumétrie de seulement 2,15%, soit un peu plus du double.

Pour conclure cette étude descriptive, les distributions empiriques des coûts et du nombre de sinistres sont étudiées.

3.2.3 Distributions empiriques des coûts et du nombre de sinistres

La tarification en assurance non-vie est souvent réalisée en utilisant une approche Coût & Fréquence. Cette dernière étude descriptive vise à connaître les distributions empiriques des variables d'intérêts qui seront modélisée : le coût et le nombre de sinistres. Dans un premier temps, quelques statistiques sur le coût et le nombre de sinistres sont exposées en fonction des facteurs de risques identifiés précédemment. Les sous-bases coût et fréquence sont utilisées pour effectuer ces statistiques. Pour rappel, la sous-base fréquence recense la fréquence des sinistres (et donc le nombre de sinistres) par individus et la sous-base coût recense pour chaque acte le coût d'un sinistre.

Coût moyen et nombre de sinistres par âge

En règle général, l'âge s'impose comme l'un des critères les plus structurant du tarif. Ainsi l'étude du nombre de sinistres et du coût moyen se concentre pour les âges rentrant dans le cadre de souscription. L'âge varie donc entre 0 et 89 ans.

Les figures suivantes illustrent les distributions empiriques des coûts et du nombre de sinistres par âge. Aux distributions sont superposées l'exposition du portefeuille d'étude pour chaque âge. En effet, en fonction de la valeur de l'exposition, la statistique est plus ou moins fiable. Fonctionnant par moyenne, s'il n'y a que très peu d'exposition, une moyenne sur ces individus ne saurait être représentative.

31. Les actes de pharmacie $x\%$ sont des actes pris en charge à hauteur de $x\%$ par la Sécurité Sociale

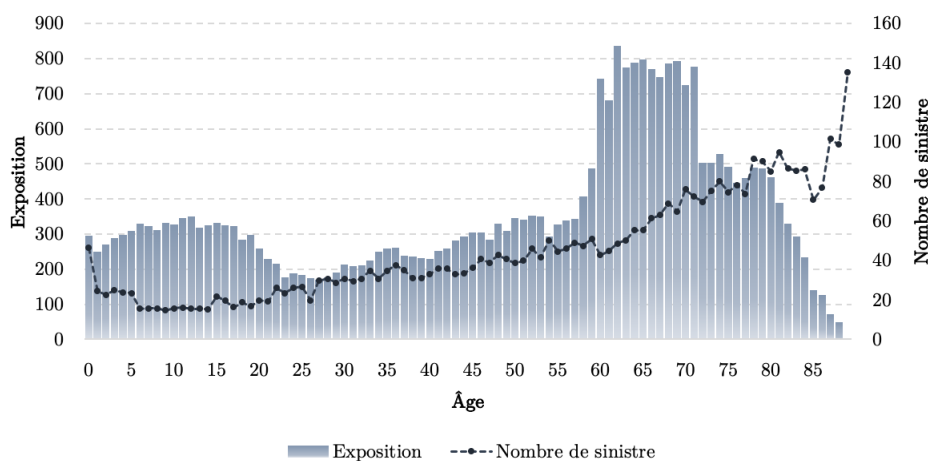


FIGURE 38 – Distribution empirique du nombre de sinistres

Le nombre de sinistres augmente avec l'âge. Ceci est sûrement dû au fait que plus un individu vieillit, plus ce dernier aura besoin d'avoir accès aux soins. Autrement, la tendance est croissante avec l'âge, ce qui rejoint les observations réalisées en partie 3.2.2. Pour les âges les plus élevés, l'exposition diminue à mesure que l'âge croît. Cela engendre ainsi une distribution légèrement plus volatile pour les grands âges.

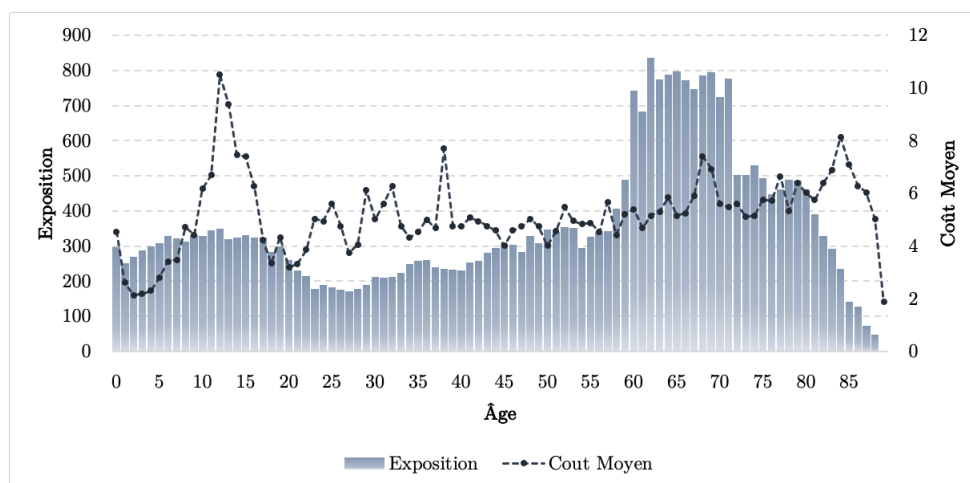


FIGURE 39 – Distribution empirique des coûts moyens

Quant au coût moyen, une très légère croissance avec l'âge est à noter, avec des pics notables à l'adolescence. Ceci est en partie dû aux dépenses d'optique et dentaire. Autrement, les coûts moyens sont très légèrement croissants avec une grande décroissance vers 87 ans. Ce grand pic de décroissance vient du fait qu'il n'y a que très peu d'exposition pour les individus de cet âge et donc cette donnée n'est pas représentative d'un réel "coût moyen".

L'exposition ici est relativement faible pour les bas âges et augmente drastiquement pour la population "séniors". En effet, ici, l'exposition correspond à la présence ou non d'un sinistre et ce sont les plus âgés qui sont plus sujets à des sinistres, comme l'illustre la figure 33.

Coût moyen et nombre de sinistres par zone

La zone est aussi considérée comme une variable structurante d'un tarif en assurance santé. À l'image de ce qui a été fait pour l'âge, les distributions des coûts et du nombre de sinistres en fonction des zones ont été tracées. Pour rappel, dans cette étude, les zones les plus risquées sont labelisées par "1" et les moins risquées par "4".

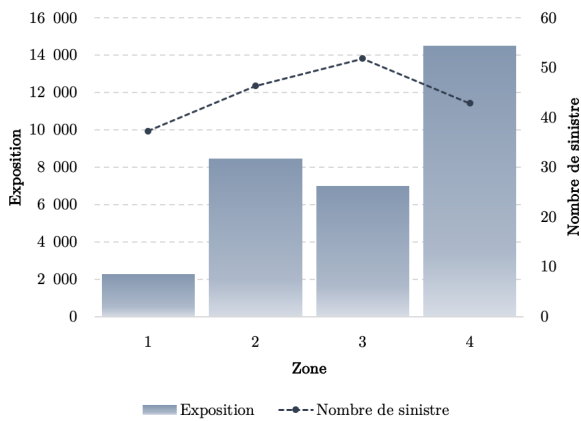


FIGURE 40 – Effet de la zone sur le nombre de sinistres

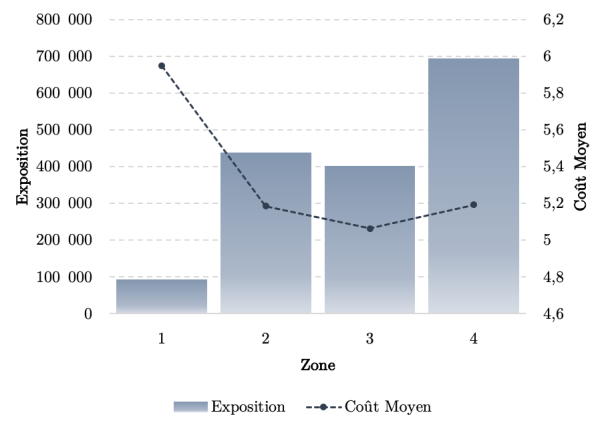


FIGURE 41 – Effet de la zone sur les coûts moyens

La zone influe sur la sinistralité et le comportement des assurés. De manière contre-intuitive, le nombre de sinistres augmente avec la zone (sauf de la zone 3 à 4). Ce constat est dû à une exposition plus élevée sur les zones les plus hautes. Cependant plus la zone augmente moins les coûts sont élevés (sauf de la zone 3 à 4). Ce qui est en accord avec l'étude menée précédemment.

Coût moyen et nombre de sinistres par formule

La formule permet de définir le niveau de remboursements pour les actes de santé. Intuitivement, il est possible de s'attendre à avoir des coûts moyens importants pour les formules les plus haut de gamme. Le nombre de sinistres, quant à lui, étant fortement dépendant du comportement des assurés et des individus cibles du portefeuille, il est difficile d'avoir une intuition pré-analyse. D'autant plus qu'il a été vu précédemment que ce portefeuille n'était pas sujet au hasard moral.

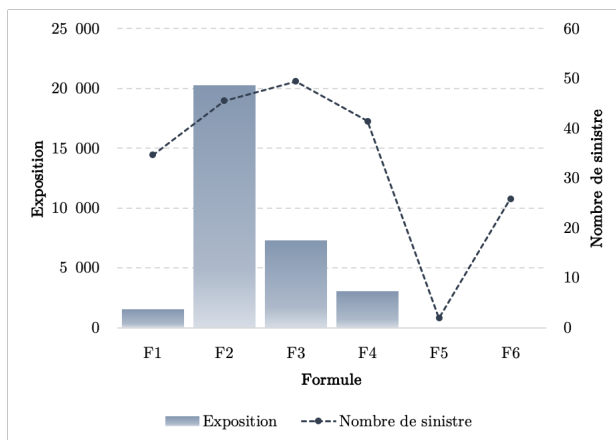


FIGURE 42 – Effet de la formule sur le nombre de sinistres

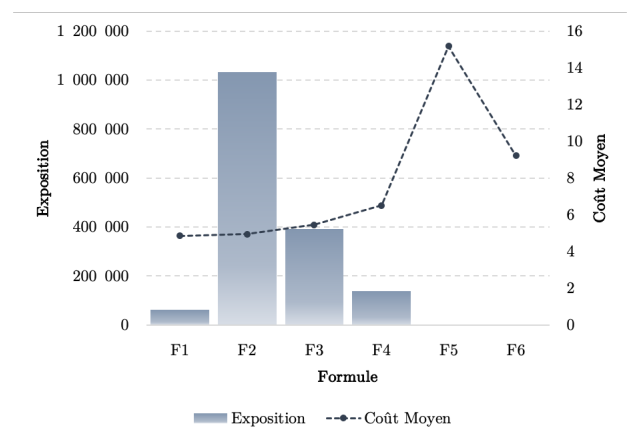


FIGURE 43 – Effet de la formule sur les coûts moyens

Ces figures permettent de mettre en exergue une grande limite liée aux données étudiées. Il n'y a que peu d'exposition pour les formules les plus haut de gamme, donc il est difficile de capter des comportements pour ces formules. C'est pour cela qu'il y a un pic de décroissance pour ces dernières. Par contre, concernant le coût, une augmentation de la formule 1 à la formule 4 est observable. Pour la fréquence une décroissance est observée à partir de la formule 3.

Coût moyen et nombre de sinistres par régime

Le régime d'affiliation est souvent utilisé en assurance santé pour la tarification. En effet, les remboursements proposés par le régime obligatoire diffèrent d'un régime à un autre. Notamment en Alsace-Moselle qui possède un régime bénéficiant de remboursement plus avantageux par le régime obligatoire. Cinq régimes sont présents dans la base de données : général (RG), agricole (AGRI), Alsace-Moselle (ALS), travailleurs non-salariés (TNS) et les autres régimes (AUTRES). Les graphiques suivants représentent le coût moyen et le nombre de sinistres en fonction du régime d'affiliation :

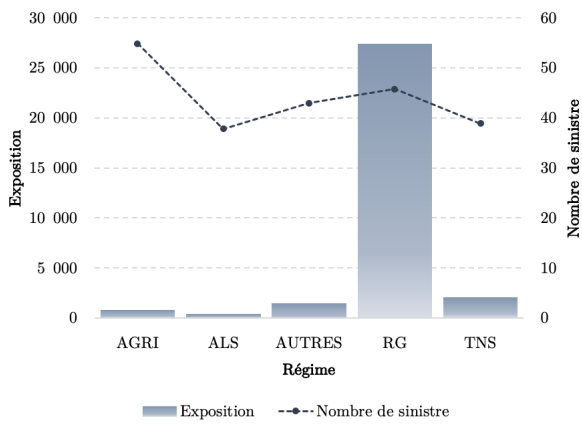


FIGURE 44 – Effet du régime sur le nombre de sinistres

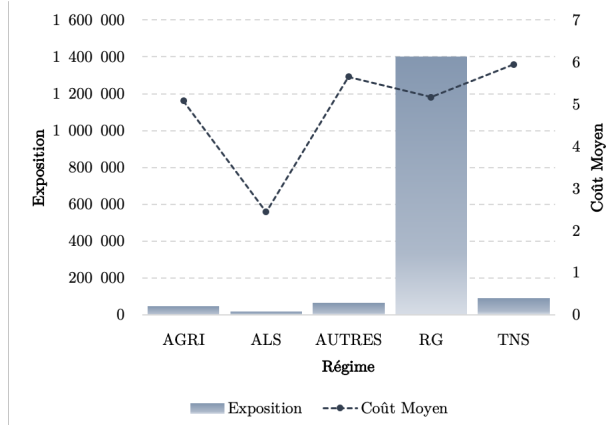


FIGURE 45 – Effet du régime sur les coûts moyens

Les régimes autres que "ALS" (Alsace-Moselle), ayant des remboursements identiques, ont des fréquences et coûts est à peu près identiques. Néanmoins, il est possible de voir que que le coût moyen et la fréquence en Alsace-Moselle est plus faible que pour les autres régimes. Ceci est dû aux remboursements plus avantageux par le régime obligatoire.

4 Conclusion

Dans ce premier chapitre, l'objectif était de visualiser le cadre dans lequel cette étude allait être menée. Premièrement, il était nécessaire de faire un rappel sur les fonctionnements, l'environnement économique et l'environnement juridique de l'assurance santé en France. L'environnement économique est intrinsèquement lié à l'environnement juridique qui régit l'assurance santé. En effet, bien que la France ait un système des plus performants pour favoriser l'accès aux soins, un déficit est supporté par la branche maladie du régime obligatoire. Ainsi, différentes mesures ont été et seront mises en place pour réduire ce déficit tout en améliorant l'accès aux soins. La dernière en date étant la réforme du "100% Santé", objet de ce mémoire.

L'objectif étant de mesurer l'impact de la réforme "100% Santé" sur la prime pure d'un contrat d'assurance santé, les données utilisées dans le cadre de cette étude ont été présentées dans un second temps. Une base de données issues d'un des plus grands partenaires de la Direction des Partenariats a été mise à disposition par Generali France. Après une première étape de construction de la base de données, une assimilation des données a été effectuée par le biais de l'étude descriptive.

Les données de tous travaux actuariels se doivent, dans l'idéal, de vérifier des critères de pertinence, exactitude et exhaustivité. À travers la conception de la base de données et l'étude descriptive il a été possible de vérifier que :

- Les données étaient à caractère approprié : c'est-à-dire que pour réaliser cette étude, les données peuvent être utilisées et collent aux besoins de l'étude ;
- Les données étaient exactes : c'est-à-dire qu'aucune anomalie mettant en cause ce caractère n'a été identifiée ;
- Les données étaient exhaustives : c'est-à-dire que la volumétrie étaient, *à priori*, suffisante pour apprécier les risques sous-jacents et pour réaliser une quelconque étude statistique.

Les textes de niveau 2 du règlement délégué adopté par la Commission Européenne le 17 janvier 2015 indique, par son article 20, que toute étude doit savoir identifier et documenter les limites liées aux données. Ici, il a été possible de mettre en évidence des limites liées à la sur/sous-représentation de certaines modalités dans le jeu de données. Ces limites viennent fortement impacter l'étude car elles nécessitent d'appliquer soit un plan de remédiation soit d'effectuer des choix afin d'écarter ces limites.

Le prochain chapitre vise à construire un modèle de tarification approchant la sinistralité historique. Il y convient donc d'évaluer les distributions de la sinistralité pour pouvoir construire un tarif "**best estimate**". Ce tarif va ensuite jouer le rôle de scénario central pour l'étude d'impact de la réforme "100% Santé", objet du troisième chapitre.

II - TARIFICATION

De la théorie mathématique aux problématiques de tarification en assurance santé

5 Assurance non-vie et tarification à priori

L'industrie de l'assurance est une institution sociale qui vise à permettre aux particuliers et aux entreprises de se protéger contre des risques, comme par exemple un accident de voiture, une tempête ou contre la maladie. En échange d'une prime π payée par le particulier, la compagnie d'assurance supportera toute perte financière provenant de la réalisation du risque assuré.

Une des particularités importantes du secteur de l'assurance est le **cycle de production inversé**. Alors que les sociétés classiques connaissent leur coût avant de connaître leurs revenus, les sociétés d'assurance doivent proposer un prix π avant de connaître le coût associé à cette transaction. Il incombe à la compagnie d'assurance d'évaluer les conséquences financières probables de la réalisation du risque susmentionné et de calculer un prix juste π pour couvrir ces pertes futures éventuelles. Bien entendu, l'objectif de toute entreprise étant de générer un profit, le prix π doit être constitué d'une prime pure π_{pure} , qui comptabilise la perte financière probable si le risque se matérialise, une quantité c pour couvrir les coûts annexes et une marge m qui va permettre à l'entreprise de générer un profit.

L'assurance est régie par un principe de mutualisation qui tire sa définition mathématique à travers un résultat important : **la Loi des Grands Nombres**.

Théorème (Loi faible des Grands Nombres). *Soit Y_1, \dots, Y_n ($n \in \mathbb{N}^*$) des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées selon la même loi que Y . En supposant que $\mathbb{E}[Y] < +\infty$, alors :*

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathbb{P}} \mathbb{E}[Y]$$

En assurant et en regroupant un grand nombre de risques équivalents et indépendants, l'entreprise est assurée que la somme des primes pures lui permettra d'atteindre un équilibre technique en ce qui concerne les paiements faits aux clients (lorsque les effets d'anti-sélection sont exclus).

Soit Y le paiement dû par la compagnie d'assurance à un client en cas de réalisation du risque spécifié au contrat d'assurance. Il est supposé ici que la quantité Y est une variable aléatoire, ce qui est le cas standard en assurance non-vie et, plus particulièrement, en assurance santé car les praticiens sont libres, dans certains cas, de proposer leurs propres honoraires. L'assureur doit néanmoins proposer à son client un prix fixe π à la signature du contrat. Il est supposé pour l'instant que $\pi = \pi_{pure}$. L'objectif est de trouver la meilleure valeur possible pour π . Pour atteindre cet objectif, l'assureur peut souhaiter minimiser sa perte quadratique attendue, qui pénalise les sur/sous-évaluations de π . De plus, la perte quadratique peut se décomposer comme suit :

$$\mathbb{E}[(Y - \pi)^2] = \mathbb{V}[Y] + (\mathbb{E}[Y] - \pi)^2$$

L'assureur doit donc fixer le prix suivant pour minimiser la perte quadratique prévue :

$$\pi = \mathbb{E}[Y]$$

Le problème devient alors l'élaboration d'un modèle probabiliste pouvant raisonnablement représenter la variable aléatoire Y afin de calculer l'attente ci-dessus. Bien que l'assureur puisse modéliser directement le paiement total Y , il est courant dans le secteur de l'assurance non-vie de décomposer Y en deux parties.

En assurance santé, cette décomposition se fait souvent par une approche dites **Coût & Fréquence**. Il s'agit d'une méthode traditionnelle d'assurance non-vie qui présente l'avantage d'être simple à mettre en œuvre et permet aussi une bonne estimation de la consommation des assurés. D'un point de vue pilotage, cette méthode se démarque car elle permet de modéliser de façon **indépendante** le coût moyen et la fréquence. En effet, il paraît plus simple de maîtriser l'impact d'un évènement selon qu'il agit sur la fréquence ou sur le coût. Typiquement, cette étude consiste à mesurer l'impact d'une réglementation à la fois sur le coût moyen des sinistres du fait d'une couverture intégrale du reste à charge et à la fois sur la fréquence, car le but de cette réglementation reste de limiter au maximum le renoncement aux soins.

Mathématiquement, en notant C_i les variables aléatoires représentant la charge sinistre d'un acte de santé i et N la variable aléatoire correspondant au nombre total de sinistres. Il est possible de modéliser la variable Y selon le modèle collectif qui s'écrit comme suit :

$$Y = \sum_{i=1}^N C_i$$

Ce modèle distingue ainsi la modélisation du nombre de sinistres par assuré (on parlera de modèle de comptage) et celle du coût des sinistres quel que soit l'assuré (on parlera de modèle de coût). Finalement, en supposant que N est **indépendante** de C_i eux même indépendants et identiquement distribués de même loi que la variable aléatoire C , par la formule de Wald :

$$\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^N C_i\right] = \mathbb{E}[C] \times \mathbb{E}[N]$$

Ainsi, l'espérance de la consommation globale d'un acte de santé correspond au produit de l'espérance du coût d'un sinistre et de l'espérance du nombre de sinistres, sous la condition d'indépendance entre ces deux variables. Bien que très pratique, l'hypothèse d'indépendance est relativement forte et n'est pas toujours vérifiée. Pour pallier à cette contrainte, il existe d'autres méthodes qui permettent de modéliser directement la prime pure π (comme les modèles de Tweedie par exemple).

À partir de maintenant, il n'est plus supposé que $\pi = \pi_{pure}$. Il est important de noter que la prime pure ne suffit pas à assurer un équilibre du portefeuille à court terme. Ce constat tire sa véracité du **Théorème Central Limite**.

Théorème (Théorème Central Limite). *Soit Y_1, \dots, Y_n ($n \in \mathbb{N}^*$) des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées selon la même loi que Y . En supposant que Y admet un moment d'ordre 2 (c'est-à-dire que $\mathbb{E}[Y^2] < +\infty$) alors, en posant $S_n = \sum_{i=1}^n Y_i$:*

$$\sqrt{n} \left(\frac{S_n}{n} - \mathbb{E}[Y] \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \mathbb{V}[Y])$$

Donc en supposant que la compagnie possède un portefeuille avec n assurés et que les sinistres survenus Y_1, \dots, Y_n sont indépendants, identiquement distribués et respectent les conditions du théorème. Alors, si chaque individu paie seulement la prime pure $\pi_{pure} = \mathbb{E}[Y]$ et si n est assez grand :

$$\mathbb{P}[n\pi_{pure} - S_n < 0] = \mathbb{P}\left[\sqrt{n} \left(\frac{S_n}{n} - \pi_{pure} \right) < 0\right] \approx \frac{1}{2}$$

La probabilité de réaliser une perte à court terme, en supposant que l'assuré ne paie que la prime pure, est proche des 50%. Il est ainsi question d'insuffisance de la prime pure. De ce fait, l'assureur ajoute des chargements pour s'assurer de ne pas réaliser de perte et une marge pour s'assurer un gain.

Il y a donc un réel enjeu technique lors de l'élaboration d'une prime d'assurance. Cet enjeu suit deux axes :

- Établir une prime pure π_{pure} permettant de réaliser un équilibre technique à la souscription ;
- Charger suffisamment la prime afin d'assurer l'équilibre technique à plus long terme.

Dans la suite, un modèle de tarification à l'aide de notre base de données sera calibré. Dans ce chapitre, la prime pure est modélisée en approchant la sinistralité par un modèle **Coût & Fréquence**. Cette prime pure servira de socle à l'étude d'impact qui sera réalisée au chapitre suivant.

6 Modélisation de la prime pure

6.1	Un classique de la tarification : le modèle linéaire généralisé	41
6.2	Construction du tarif en 4 étapes	45
6.3	Une étude limitée par les données	47
6.4	Modèle alternatif	50

Dans cette partie, il convient de modéliser la prime pure du produit d'assurance santé présenté en annexe D. Pour ce faire, une approche **Coût & Fréquence** est utilisée. Selon cette méthode, en reprenant les notations ci-dessus et en se donnant un ensemble \mathcal{F} d'informations sur un assuré au moment de l'élaboration du tarif, la quantité à modéliser peut se décomposer comme suit :

$$\pi_{pure}(\mathcal{F}) = \mathbb{E}[Y|\mathcal{F}] = \mathbb{E}[C|\mathcal{F}] \times \mathbb{E}[N|\mathcal{F}]$$

Conceptuellement, la tarification en assurance santé s'effectue par poste de garantie. C'est-à-dire que pour un poste de garantie donné i , $\pi_{pure}^i(\mathcal{F})$ est modélisé par une approche Coût & Fréquence et pour obtenir le montant de la prime pure du contrat total, une mutualisation non-pondérée est effectuée :

$$\pi_{pure}(\mathcal{F}) = \sum_i \pi_{pure}^i(\mathcal{F})$$

Cette approche tire sa motivation du fait que la consommation selon un poste de garantie donné n'est pas exactement la même que pour un autre poste de garantie. Par exemple, la consommation d'un acte d'hospitalisation et celle d'un acte de pharmacie n'est pas la même. Elle permet ainsi d'approcher de façon séparée, les distributions de la sinistralité par poste de garantie. Cependant, d'un point de vue purement mathématique, le fait de segmenter par poste de garantie ou non, est équivalent.

La filtration \mathcal{F} permet d'appliquer au tarif une discrimination en fonction des caractéristiques de l'individu comme par exemple l'âge, la zone ou encore la formule souscrite au contrat. La modélisation doit donc prendre en compte les effets de ces variables explicatives dans l'estimation de la prime pure. Cela fait penser aux méthodes de régression qui analysent la relation d'une variable par rapport à une ou plusieurs autres. Le modèle de régression le plus connu est le modèle de **régression linéaire**. Dans les problématiques de statistique ou d'économétrie, la régression linéaire cherche à établir une relation linéaire entre une variable d'intérêt Y et plusieurs variables explicatives $X = {}^t(X_1, \dots, X_m)$ ($m \in \mathbb{N}^*$). Mathématiquement, cela revient à poser la relation suivante :

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i + \epsilon$$

où les coefficients β_i sont les paramètres du modèle et ϵ un bruit blanc gaussien³² servant à approcher l'erreur potentielle du modèle. Ce modèle, suppose donc que $\epsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ où σ correspond à l'écart-type des erreurs (constante par homoscedasticité). Il s'agit donc d'un modèle tel que $Y|X$ suit une loi normale. Ce modèle est appelé "modèle linéaire gaussien".

Cette hypothèse de normalité est contraignante en pratique, car il n'est pas courant d'avoir cette hypothèse vérifiée. Cette contrainte est allégée dans les **modèles linéaires généralisés** qui suppose que la loi de $Y|X$ appartient à la famille des lois exponentielles.

6.1 Un classique de la tarification : le modèle linéaire généralisé

Historiquement, les modèles les plus fréquemment utilisés pour réaliser une tarification en assurance non-vie sont les **Modèles Linéaires Généralisés** (*GLM* pour *Generalized Linear Model* en anglais). Ce modèle est une extension de son ancêtre, le modèle linéaire classique. Il permet, sans bousculer de façon brutale les hypothèses du modèle linéaire, d'introduire une souplesse dans les structures modélisées. Un modèle linéaire généralisé permet, comme le modèle linéaire classique, de modéliser les potentielles relations entre une variable à expliquer Y et des variables explicatives $X = {}^t(X_1, \dots, X_m)$ ($m \in \mathbb{N}^*$), mais en supposant que la variable Y est une réalisation d'une distribution appartenant à une famille de loi : **la famille des lois exponentielles**. Ce modèle permet de mieux appréhender le risque aléatoire Y en exploitant des relations avec des quantités déterministes connues. Ainsi le modèle permet d'écrire :

$$g(\mathbb{E}[Y|X]) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i$$

³². Un bruit blanc gaussien est une variable aléatoire suivant un loi normale centrée et vérifiant la propriété d'homoscedasticité

La relation de dépendance entre la sortie et les régresseurs est maintenant non-linéaire, dans le sens où c'est l'image de la variable d'intérêt qui dépend linéairement des variables explicatives. Ce modèle dépend de trois paramètres-clés :

- Une **distribution de probabilité** appartenant à la famille de loi exponentielle ;
- Un **prédicteur linéaire**³³ $g(\mathbb{E}[Y|X])$, héritage de la régression linéaire classique ;
- Une fonction permettant de relier les variables explicatives à la prédiction : **la fonction de lien**

Distributions de la famille exponentielle

Les distributions appartenant à la famille exponentielle sont indispensables à l'application d'un modèle linéaire généralisé. Elles sont définies comme suit :

Définition (Famille exponentielle). *Un modèle statistique $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}_{\theta, \phi})$ est appelé famille exponentielle si les probabilités $\mathbb{P}_{\theta, \phi}$ admettent une densité f de la forme :*

$$f(y; \theta, \phi) = \exp\left(\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)} + c_\phi(y)\right)$$

avec :

- θ : paramètre canonique ;
- ϕ : le paramètre de dispersion ;
- $\theta \mapsto b(\theta)$ de classe \mathcal{C}^2 et convexe ;
- $(\phi, y) \mapsto c_\phi(y)$ ne dépendant pas de θ ;
- $\phi \mapsto a(\phi)$ non nulle.

Ces lois présentent la particularité de vérifier deux résultats pratiques. En supposant que $Y \sim \mathbb{P}_{\theta, \phi}$ avec $\mathbb{P}_{\theta, \phi}$ appartenant à une famille exponentielle, alors :

$$\begin{cases} \mathbb{E}(Y) = b'(\theta) \\ \mathbb{V}(Y) = b''(\theta) \times a(\phi) \end{cases}$$

Plusieurs lois usuelles appartiennent à cette famille de loi. La loi normale ou encore d'autres lois que l'on rencontre fréquemment comme par exemple la loi de Poisson ou la loi Gamma sont des lois appartenant à la famille exponentielle. L'appartenance à cette famille de loi est nécessaire dans l'application des modèles linéaires généralisés. Un rappel de quelques lois classiques de la famille exponentielle est réalisé en annexe E. Très souvent, les choix de distributions sont dépendants des données. En effet, pour modéliser une variable continue (typiquement les coûts de sinistre) il convient de choisir une loi à valeurs continues dans la famille exponentielle et pour modéliser un nombre ou une probabilité d'occurrence (typiquement la fréquence) il convient de choisir une loi à valeurs discrètes.

Les fonctions de lien

Le choix de la fonction de lien g est aussi essentiel lors de la modélisation. Ce choix est libre³⁴ mais est souvent implicitement suggéré par le modèle. En effet, comme la loi de $Y|X$ appartient à une famille exponentielle alors en reprenant les notations des familles exponentielles, il vient que $g(\mathbb{E}[Y|X]) = g(b'(\theta))$. Ainsi, la **fonction de lien canonique** correspond à la fonction $g = (b')^{-1}$.

De plus, l'utilisation des résultats d'un modèle linéaire généralisé dépend de cette fonction de lien. Si la fonction de lien utilisée est la fonction identité, par exemple, le modèle sera additif :

$$\mathbb{E}[Y|X] = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i$$

En revanche, si la fonction de lien utilisée est le logarithme, le modèle sera multiplicatif :

$$\ln(\mathbb{E}[Y|X]) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i \iff \mathbb{E}[Y|X] = \exp\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i\right)$$

La fonction de lien logarithmique est souvent préférée en pratique. En effet, cette fonction permet d'obtenir des modèles ayant l'avantage de prendre en compte les effets des facteurs de risque de façon proportionnelle. Ainsi, une variation selon l'une des variables explicatives produit un impact sur la sortie en proportion des valeurs des autres variables, et non pas en valeur absolue. Dans la suite de ce mémoire, un **modèle multiplicatif** sera utilisé, c'est-à-dire qu'une fonction de lien logarithmique servira de socle aux modèles.

33. Ce prédicteur linéaire est malgré tout contraint par une pseudo-linéarité et une relation additive en les facteurs de risque

34. Sous réserve de monotonie et de différentiabilité

L'estimation des paramètres

Le modèle défini, il convient d'estimer les coefficients de régression β_0, \dots, β_m . C'est la méthode du **maximum de vraisemblance** qui est majoritairement utilisée dans le cas des modèles linéaires généralisés. Par définition, la vraisemblance correspond au produit de fonctions de densité indépendantes et identiquement distribuées. Pour en déterminer le maximum, il faut déterminer la valeur du paramètre annulant la dérivée de la vraisemblance (tout en ayant une dérivée seconde négative). À des fins pratiques et puisque le logarithme est une fonction strictement croissante, il est fréquent de déterminer le maximum de la log-vraisemblance.

Soit Y la variable d'intérêt telle que $Y|X$ suit une loi de la famille exponentielle. En notant f la densité associée et θ son paramètre, le modèle linéaire généralisé permet d'écrire :

$$g(\mathbb{E}[Y|X]) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i$$

En notant g_c la fonction de lien canonique associée au modèle, il est possible d'exprimer θ comme fonction du prédicteur linéaire :

$$\theta = g_c(g^{-1}(\beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i))$$

En utilisant la définition de la vraisemblance, il vient que :

$$\mathcal{L}(Y_1, \dots, Y_n; \theta; \beta) = \prod_{i=1}^n f(Y_i; \theta) = \prod_{i=1}^n f(Y_i; g_c(g^{-1}(\beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i)))$$

Grâce aux propriétés de la fonction de lien et au fait que f appartiennent à une famille exponentielle, il est possible de dériver selon le paramètre β , l'équation à résoudre pour obtenir les coefficients estimés est donc :

$$\partial_\beta \ln(\mathcal{L}(Y_1, \dots, Y_n; \theta; \beta)) = 0$$

Il n'existe pas de formule fermée pour l'expression des coefficients, mais des méthodes de résolutions numériques itératives permettent d'effectuer l'estimation, comme par exemple l'algorithme de **Newton-Raphson**. Cet algorithme, très majoritairement utilisé, est une procédure itérative dont chacun des pas d'itération t prend la forme :

$$\hat{\beta}^{(t)} = \hat{\beta}^{(t-1)} - \left(\partial_{\beta^2}^2 \ln(\mathcal{L}(Y_1, \dots, Y_n; \theta; \beta)) \Big|_{\hat{\beta}^{(t-1)}} \right)^{-1} \times \left(\partial_\beta \ln(\mathcal{L}(Y_1, \dots, Y_n; \theta; \beta)) \Big|_{\hat{\beta}^{(t-1)}} \right)$$

Rôle de la variable offset et exposition

Pour expliquer la notion d'offset prenons un exemple. Dans une optique de tarification d'un contrat, il faut prédire le nombre de sinistres moyen qui pourrait survenir l'année suivante. Or, pour des données qui n'ont été observées que 6 mois dans l'année, il convient de pondérer la fréquence de sinistre par l'exposition. Une police observée 1 an aura en moyenne deux fois plus de sinistres que ceux dont seulement 6 mois d'observations sont disponibles. Pour intégrer ce phénomène d'échelle au modèle linéaire généralisé, l'écriture du modèle est remplacée par :

$$g\left(\mathbb{E}\left[\frac{Y}{\omega} \middle| X\right]\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i$$

où ω correspond à l'*offset*. Donc si le nombre de sinistres est modélisé à l'aide d'une fonction de lien logarithmique, le modèle s'écrit :

$$\ln(\mathbb{E}[Y|X]) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i + \ln(\omega)$$

L'*offset* a donc pour but de normaliser le nombre de sinistres en ramenant un effet moyen. Très souvent, l'*offset* est utilisé lors de la modélisation du nombre de sinistres annuel et correspond à **l'exposition au risque**. Cependant, il convient de remarquer que l'exposition n'est pas une variable explicative du modèle. Aucun coefficient de régression n'est associé à celle-ci.

Les outils théoriques intrinsèques à la définition du modèle ont été définis. Néanmoins, dans tout modèle de régression, deux autres étapes sont nécessaires : la sélection des variables explicatives et la validation du modèle.

Choix des variables explicatives

Le modèle linéaire généralisé permet de modéliser une relation entre une variable d'intérêt et des variables explicatives. Une variable explicative est significative lorsque l'ajout (ou le retrait) de cette dernière améliore les résultats au sens de critères définis. Pour tester la significativité des ces variables sur le modèle, il existe plusieurs méthodes comme par exemple le test de Wald ou les procédures de recherche automatique des meilleurs modèles.

Test de Wald

Le test de Wald est un test reposant sur des hypothèses asymptotiques et permet de comparer deux modèles emboîtés. Soient \mathcal{M}_1 et \mathcal{M}_2 tels que $\mathcal{M}_1 \subset \mathcal{M}_2$. Ces deux modèles sont supposés partager les mêmes catégorisations et les mêmes distributions à la différence que le modèle \mathcal{M}_2 possède des variables explicatives en plus. Pour tester la significativité, il convient de tester :

- H_0 : les paramètres ajoutés au modèle \mathcal{M}_2 sont nuls ;
- H_1 : il existe un des paramètres supplémentaires du modèle \mathcal{M}_2 non nul.

Comme l'estimateur du maximum de vraisemblance vérifie des propriétés asymptotiques sur la loi des estimateurs, il est possible de tester ces hypothèses. Le test de Wald va regarder si l'écart entre les coefficients estimés sans contraintes $\hat{\beta}$ et les coefficients estimés avec contraintes $\hat{\beta}_{H_0}$ est égal à 0. La statistique de test est ici :

$$S = {}^t(Q\hat{\beta})(Q\hat{I}_{\hat{\beta}}^{-1}Q)^{-1}Q\hat{\beta}$$

avec Q la matrice $q \times (m + 1)$ telle que $Q\beta = {}^t(\beta_1, \dots, \beta_q)$ où q est la différence du nombre de paramètres des deux modèles et $\hat{I}_{\hat{\beta}}$ la matrice d'information de Fisher. Sous l'hypothèse nulle, cette statistique suit asymptotiquement une loi du χ^2 à q degrés de liberté. L'hypothèse H_0 est rejetée dès que la statistique dépasse le fractile d'ordre $1-\alpha$ de la loi asymptotique. Le test de Wald est souvent utilisé pour tester la significativité des résultats d'un modèle linéaire généralisé.

Cependant, le fait que le test de Wald conduit à un coefficient "statistiquement significatif" dans un ajustement *GLM* correspond simplement au fait que l'hypothèse de nullité fournit une *p-value* de test suffisamment faible pour conduire à un rejet de cette hypothèse pour un niveau de confiance donné. Il est donc courant de coupler le test de Wald à d'autres méthodes de sélection de variables telles que les procédures automatiques.

Procédures automatiques

Les méthodes présentées ici sont des méthodes automatiques permettant de choisir le meilleur modèle au regard des critères de qualité comme l'*AIC*, le *BIC* et la déviance.

L'*AIC* (*Akaike Information Criterion*) est une mesure classique de comparaison entre différents modèles. Ce critère se définit à l'aide de la vraisemblance associée au modèle. L'*AIC* correspond à deux fois la différence entre le nombre de paramètres du modèle et la log-vraisemblance : $AIC = 2(m - \ln(\mathcal{L}))$. Ce critère aura tendance à préférer des modèles ayant de nombreuses variables explicatives et permet d'effectuer un compromis entre le biais et le besoin de modéliser les données avec un petit nombre de paramètres. Moins ce critère est grand, plus le modèle est "bon".

Le *BIC* (*Bayesian Information Criterion*), comme l'*AIC*, est aussi une mesure de comparaison entre modèles. Il se définit aussi à l'aide de la vraisemblance : $BIC = -2 \ln(\mathcal{L}) + m \ln(n)$. Ce critère est préféré à l'*AIC* lorsque le modèle a un nombre plus restreint de variables explicatives, car le logarithme du nombre d'observations n est multiplié au nombre de paramètres. Ainsi, cela permet d'appliquer une plus forte pénalité pour privilégier les modèles avec moins de variables explicatives. Comme pour l'*AIC*, moins ce critère est grand, plus le modèle est "bon".

En pratique, pour tester si une variable explicative est significative en utilisant ces critères une procédure *stepwise* peut être utilisée. À partir d'un modèle initial, des variables explicatives sont ajoutées et si ce nouveau modèle améliore les résultats au sens des critères définies ci-dessus (on parle de méthode *forward*), alors la variable est jugée significative. Cette procédure fonctionne aussi dans l'autre sens : à partir du modèle complet, des variables sont retirées une à une et si les résultats s'améliorent (on parle de méthode *backward*) la variable est jugée significative. Ces deux critères sont appropriés pour comparer des modèles construits à partir de distributions différentes de la variable réponse.

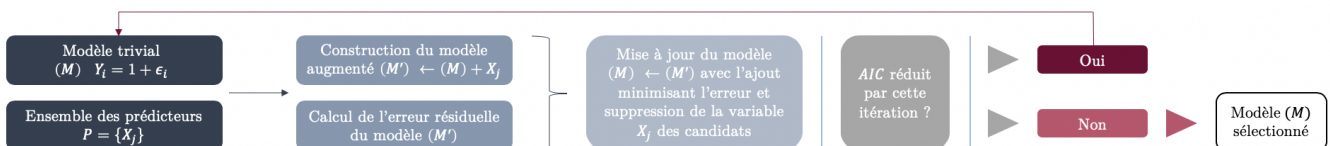


FIGURE 46 – Exemple schématisé : algorithme *stepwise forward*

Dans le cas de deux modèles emboîtés, il est préférable de comparer **les déviances**. La déviance est aussi un moyen de vérifier la qualité de l'ajustement du modèle sur les données. La déviance consiste à comparer le modèle estimé à un modèle "saturé". Ce modèle saturé est un modèle linéaire généralisé avec la même loi et la même fonction de lien que le modèle estimé, mais il a autant de paramètres que d'observations. Autrement dit, la déviance permet de comparer

un modèle où la variable d'intérêt suit une certaine loi à un modèle avec les valeurs observées de la variable réponse. Le modèle saturé est "parfaitement" ajusté aux données, a un biais nul et une variance infinie.

La déviance est définie comme la différence entre la log-vraisemblance du modèle saturé et la log-vraisemblance du modèle estimé multiplié par deux fois le paramètre de dispersion : $\mathcal{D} = 2\phi(\ln(\mathcal{L}_{estimate}) - \ln(\mathcal{L}_{sature}))$

Un modèle présentant une faible déviance sera préféré, car ce critère mesure un écart entre log-vraisemblance et donc mesure la distance entre les valeurs modélisées et les valeurs observées. De plus, la déviance suit une loi du χ^2 à $(n - m)$ degrés de liberté (n est le nombre d'observations de la variable réponse et m est le nombre de paramètres du modèle estimé). Donc, elle peut aussi servir comme statistique de test d'adéquation du modèle.

Cette étape sert à savoir quelles variables sont à conserver pour avoir un modèle des plus optimal au sens de critères prédéfinis. Cependant, ces méthodes ne permettent pas d'arbitrer sur le fait qu'un modèle soit valide ou non. Une dernière étape est donc à réaliser : **la validation du modèle**.

Validation du modèle - analyse des résidus

De manière générale, les résidus constituent une mesure d'écart entre la moyenne des valeurs prédites par le modèle pour la réponse, et la valeur observée pour celle-ci. Cet écart constitue la définition des résidus. Dans le cadre des modèles linéaires classiques, lorsque le modèle est correctement ajusté, les résidus sont indépendants et identiquement distribués selon une loi normale centrée et réduite. Dans le cas généralisé, la normalité des résidus n'est plus posée comme hypothèse, mais cette analyse des résidus reste essentielle car elle permet de vérifier que l'erreur reste aléatoire ou de repérer des valeurs atypiques. Il existe plusieurs types de résidus, dont les plus connus sont les **résidus de déviance** et les **résidus de Pearson**.

Les résidus de déviance sont définis à l'aide des "contributions" des observations à la déviance et les résidus de Pearson sont définis comme le rapport entre la distance observé/prédit, et la racine de la variance de l'estimé. Mathématiquement :

résidus de déviance $r_{\mathcal{D}}^i$	résidus de Pearson r_P^i
$sign(y_i - \hat{y}_i)\sqrt{d_i}$	$\frac{y_i - \hat{y}_i}{\sqrt{\mathbb{V}[\hat{y}_i]}}$

avec $d_i = 2(\ln(\mathcal{L}_{estimate}) - \ln(\mathcal{L}_{sature}))$ et $\hat{y}_i = g^{-1}\left(\sum_{k=0}^m \hat{\beta}_k x_{i,k} + \omega_i\right)$.

Dans un univers idéaliste, nous disposerions de résidus qui, lorsque le modèle est valide, constituent des réalisations de variables aléatoires centrées, de variance unitaire et indépendantes. Dans le monde réel, il est rare de vérifier ces critères. Mais le cadre idéalisé reste une référence approximative pour valider ou non le modèle. Pour des raisons pratiques, les résidus de Pearson seront utilisés pour valider les modèles, bien qu'il semblerait que les résidus de déviance approchent mieux la loi normale que les autres formes de résidus. En effet, ces résidus corrigeraient une asymétrie que l'on observe sur les résidus de Pearson. Ces deux études fournissant généralement des résultats similaires.

Conclusion sur les modèles linéaires généralisés

Les modèles linéaires généralisés sont, de par leur simplicité, encore très utilisés malgré l'apparition de nouvelles méthodes de régression (comme les méthodes de *machine learning* par exemple). Le modèle linéaire généralisé permet d'obtenir un correctif pour chaque modalité de chaque variable explicative, et ce, pour le coût et la fréquence. Ces correctifs sont exprimés en fonction des variables explicatives et permettent donc de mettre en lumière des potentielles interactions. Cependant, il présente des limites notables comme l'hypothèse d'un lien paramétrique entre la variable à expliquer et les variables explicatives, ou encore le fait que le choix se restreint à des familles exponentielles. De plus, aucune valeur dites "extrêmes" ne doit être présente, car les lois exponentielles appartiennent à une famille de loi à queue fine³⁵.

6.2 Construction du tarif en 4 étapes

Le but ici est de réaliser une tarification d'un contrat d'assurance santé individuel. Pour ce faire, les modèles linéaires généralisés seront utilisés pour modéliser le coût et la fréquence des sinistres. Les variables explicatives du modèle seront les facteurs de risques identifiés dans la partie 3.1 : l'âge, la zone, le régime ainsi que la formule.

Comme évoqué précédemment, une approche **Coût & Fréquence** est utilisée pour modéliser la prime pure. Ainsi, pour chacune des deux variables d'intérêt, un *GLM* sera ajusté. Ce processus d'ajustement de modèle à nos données sera divisé en 4 étapes définies comme suit :

35. À l'inverse, les valeurs extrêmes sont des lois caractérisées par une queue de distribution épaisse

1. Analyse de la distribution de la variable d'intérêt afin de trouver une loi appartenant à une famille exponentielle pouvant correspondre à cette dernière et choix de la fonction de lien ;
2. Test de la significativité des variables explicatives ;
3. Calibrage des effets des variables explicatives ;
4. Et enfin, analyse des résidus du modèle à des fins de validation.

Les étapes 2 à 4 ont été expliquées précédemment. Il convient maintenant de présenter la première étape.

Pour qu'un modèle linéaire généralisé ajuste correctement les données et soit d'une bonne qualité prédictive, il est important d'avoir des réalisations homogènes. C'est-à-dire qu'il faut que l'on puisse modéliser les réalisations à partir d'une et une seule loi de probabilité. Cette condition est cruciale, car le modèle linéaire généralisé vient puiser les distributions dans une famille de loi précise. Donc, la première étape consiste à analyser la distribution des variables d'intérêt pour vérifier si les données sont homogènes et si une loi exponentielle est potentiellement utilisable.

Cette première analyse est principalement graphique, mais elle peut être appuyée par des méthodes statistiques comme par exemple le test d'adéquation de loi de **Cramer-Von Mises** ou **Kolmogorov-Smirnov**. Cependant, ces méthodes ne seront pas utilisées ici. En effet, ces tests statistiques conduisent à un rejet de l'hypothèse d'adéquation lorsque le nombre de données tend vers l'infini. La statistique de rejet de l'hypothèse nulle dépend du nombre d'observations n et plus n grandit, plus il est probable que le résultat du test conduise à un rejet. Ainsi, aucune méthode statistique ne sera utilisée pour déterminer la loi à calibrer.

L'alternative sera de puiser un modèle parmi ceux classiquement utilisés lors d'une modélisation *GLM*. Pour arbitrer parmi les candidats, il convient de se fier à la fois à l'étude graphique et aux distributions fournissant des valeurs minimales pour les critères *AIC*, *BIC* et de déviance.

La fréquence : les modèles de comptage classiques

Un modèle de comptage permet de modéliser des variables d'intérêt dont les distributions de probabilité sont discrètes et positives, c'est-à-dire $Y \in \mathbb{N}$. Pour rappel, le nombre de sinistres correspond au nombre d'actes survenus sur une année calendaire. Il s'agit ainsi d'une variable discrète ou de comptage.

Classiquement, deux modèles de comptage sont utilisés : le **modèle de Poisson** et le **modèle Binomial-Négatif**. Ces deux modèles sont des *GLM* dont les lois de la famille exponentielle sous-jacentes sont respectivement une loi de Poisson (notée $\mathcal{P}(\lambda)$, $\lambda > 0$) et une loi Binomiale-Négative (notée $\mathcal{BN}(r, p)$, $r > 0$ et $p \in [0; 1]$). Ces distributions sont rappelées en annexe E.

Le modèle de Poisson est très largement utilisé en assurance non-vie pour modéliser les phénomènes de fréquence. Ce modèle peut cependant présenter quelques limites. Selon les cas, il est possible de constater de fortes variabilités de la fréquence pour un même profil d'individu. En d'autres termes, il est possible qu'un ensemble d'individus de mêmes caractéristiques (en terme de facteur de risque) ait une sinistralité (en terme de fréquence) significativement différente. Ce phénomène d'hétérogénéité de la variable d'intérêt au sein d'une même classe d'individu porte le nom de **surdispersion**.

La distribution de Poisson se base sur un unique paramètre λ quelles que soient les observations d'une même classe. Ainsi, sous l'hypothèse Poisson, aucune sur-dispersion n'est envisageable. C'est-à-dire que la variance des observations au sein d'une même classe ne peut être plus grande que la variance d'une distribution de Poisson.

Afin d'ajouter une dimension supplémentaire au choix du modèle, il convient de vérifier si les données sont dispersées ou non. Mathématiquement, cela revient à vérifier que la fonction ϕ , définie ci-après, appliquée à $Y|X$ est supérieure ou non à 1 :

$$Y|X \mapsto \phi(Y|X) = \frac{\mathbb{V}[Y|X]}{\mathbb{E}[Y|X]}$$

Il n'est pas rare, en pratique, d'être en présence de données sur-dispersées. Ainsi, calibrer un modèle linéaire généralisé basé sur une loi de Poisson n'est pas toujours adapté. C'est là que le modèle Binomial-Négatif peut avoir un intérêt. La loi Binomiale-Négative est encore appelée loi Poisson-Gamma³⁶ car elle peut se définir à l'aide d'une loi de Poisson dont le paramètre est soumis à un effet aléatoire suivant une loi Gamma. Cet aléa conduit à une dispersion plus élevée que la loi de Poisson. En effet, si $Y|X \sim \mathcal{P}(\Lambda)$ et Λ est soumis à un effet aléatoire suivant une $\Gamma(\eta, \eta)$ avec $\eta \in \mathbb{R}_*^+$ alors, il vient que :

$$Y|X \sim \mathcal{BN}\left(\eta, \frac{\eta}{\Lambda + \eta}\right)$$

36. Il s'agit d'un cas particulier du modèle de mélange Poissonien. Ces modèles consistent à ajouter un effet aléatoire au paramètre λ afin de réécrire le modèle de Poisson

Or, à l'aide des propriétés des familles exponentielle, il est possible de retrouver l'espérance et la variance dans le cas d'une loi Binomiale-Négative, ces quantités sont telles que, en posant $s = \frac{\eta}{\Lambda + \eta}$:

$$\begin{cases} \mathbb{E}[Y|X] = \frac{\eta(1-s)}{s} \\ \mathbb{V}[Y|X] = \Lambda + \frac{\Lambda^2}{\eta} \end{cases}$$

Donc la dispersion $\phi(Y|X) = 1 + \Lambda/\eta > 1$. Ainsi, dans le cas d'une Binomiale-Négative, les données sont dispersées.

Finalement pour choisir le meilleur modèle de comptage, il convient de regarder à la fois :

- L'allure de la distribution empirique comparée aux lois candidates ;
- Le caractère dispersé des données ;
- L'ajustement fournissant des valeurs de *AIC*, *BIC* et déviance les plus faibles.

Le coût : les modèles de coût classiques

Un coût de sinistre est caractérisé par un montant strictement positif. Ainsi, un modèle de coût permet de modéliser des variables d'intérêts dont les distributions de probabilité sont continues et positives, c'est-à-dire $Y \in \mathbb{R}_+^*$. Le nombre de lois de probabilité entrant dans le cadre d'une modélisation de coût est relativement grand dans la famille exponentielle.

Cependant, dans le cadre d'une tarification en assurance santé, il est courant de restreindre le nombre de candidats à trois : le **modèle Gamma**, le **modèle Log-Normale** et le **modèle Inverse-Gaussien**. Il s'agit de *GLM* dont les lois exponentielles sous-jacentes sont respectivement une loi Gamma (notée $\Gamma(r, \beta)$, $r, \beta > 0$), une loi Log-Normale (notée $\mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$, $\mu \in \mathbb{R}$ et $\sigma > 0$) et une loi Inverse-Gaussienne (notée $\mathcal{IG}(\lambda)$, $\lambda > 0$).

Tandis que les lois Gamma et Inverse-Gaussienne appartiennent à la famille exponentielle, ce n'est pas le cas de la loi Log-Normale. Le modèle Log-Normale est obtenu en considérant une régression linéaire classique sur le logarithme de la variable d'intérêt :

$$\ln(Y) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i + \epsilon$$

avec $\epsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$. Cette façon détournée de poser le modèle, tire sa véracité du fait qu'une variable aléatoire $Y \sim \mathcal{LN}(\mu, \sigma^2)$ si et seulement si $\ln(Y) \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Cependant, il convient de remarquer que :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[Y] = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \neq \exp(\mathbb{E}[\ln(Y)]) \\ \mathbb{V}[Y] = \exp(2\mu + \sigma^2) \times (\exp(\sigma^2) - 1) \neq \exp(\mathbb{V}[\ln(Y)]) \end{cases}$$

Donc, si la variable d'intérêt est modélisée selon un modèle Log-Normal, pour passer des estimations faites à partir du modèle sur $\ln(Y)$ à des prédictions sur le coût Y , il faut multiplier la prédiction par $\exp(\sigma^2/2)$.

Finalement, à l'instar du modèle de fréquence, pour choisir le meilleur modèle de coût, il convient de se fier à la fois à :

- L'allure de la distribution empirique comparée aux lois candidates ;
- L'ajustement fournissant des valeurs de *AIC*, *BIC* et déviations les plus faibles.

Remarque (Recherche graphique de la distribution). *Une recherche graphique de la distribution des variables d'intérêt passe par une estimation des lois théoriques. Dans notre cas, les paramètres de ces lois ont été estimés par une méthode des moments.*

Nos estimations ne prennent donc pas en compte les variables explicatives du modèle. Or, dans le cas d'un modèle linéaire généralisé, l'estimation de ces paramètres dépend de ces dernières. La bonne démarche à suivre serait donc de lancer chacun des modèles linéaires généralisés et comparer les critères de qualité estimés en prenant en compte les variables explicatives du modèle. Néanmoins, les résultats sont, en général, sensiblement similaires.

6.3 Une étude limitée par les données

Dans un cadre idéal, la modélisation est réalisée par poste de garantie. Ainsi, les actes de santé du portefeuille ont été segmentés en six postes de garantie :

- Les actes courants ;
- Les appareillages ;

- Le dentaire ;
- L'hospitalisation ;
- L'optique ;
- Les prestations complémentaires.

L'objectif est, pour chaque poste de garantie, de modéliser le coût et la fréquence. S'agissant d'un modèle statistique, il est nécessaire, après segmentation en différents postes de garantie, d'avoir un échantillon suffisamment exhaustif pour chaque segment.

Or, avant même de commencer à chercher une distribution, une première limite liée aux données est observable. En effet, une grande majorité de la sinistralité sont des actes du poste de garantie des "actes courants". Comme vu lors de l'étude descriptive, les actes de pharmacie sont prépondérants dans le portefeuille (voir la figure 36). Une ventilation selon les postes de garantie a été ré-effectuée selon ces six postes dont les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

	Nombre d'actes	Proportion
Actes courants	1 494 641	92,03%
Appareillages	29 300	1,80%
Dentaire	34 919	2,15%
Hospitalisation	60 111	3,70%
Optique	1 177	0,07%
Prestations complémentaires	3 969	0,24%

TABLE 6 – Le poste de garantie des actes courants sur-représenté dans le portefeuille

Avoir une **sous-représentation** est impactant car statistiquement, pour calibrer un modèle linéaire généralisé, il est nécessaire d'avoir le nombre d'observations n suffisamment grand pour converger. Outre cette limite, il se peut aussi que la sous-représentation ne permette pas de trouver une loi adéquate pour modéliser la variable d'intérêt.

Une autre limite va être la présence de **sinistres extrêmes** (ou atypiques). Ces sinistres sont caractérisés par des valeurs nettement supérieures à la moyenne. Si les **sinistres normaux** (ou attritionnels) se situent au cœur de la distribution, ces sinistres rares, se concentrent en queue de distribution. Leurs impacts dans notre cas sont doubles. D'une part, les sinistres atypiques ne peuvent être captés par des lois à queue fine comme c'est le cas pour les lois de la famille exponentielle. D'autre part, le but de cette étude est d'estimer un impact tarifaire de la réglementation "100% Santé". Cette réglementation impliquera potentiellement des remboursements nettement plus grand pour les complémentaires et augmentera sûrement le taux de survenance d'un sinistre atypique.

Les valeurs-clés³⁷ pour le coût des sinistres par poste de garantie ont été calculées. Les premiers et troisièmes quartiles sont très bas (proche de 0) car il y a une très grande quantité de remboursements de la complémentaire dont le montant est bas. Ces valeurs illustrent la présence d'extrêmes pour ces postes de garantie, car les écarts entre le maximum et le troisième quartile sont très élevés pour chacun des postes de garantie. Ce constat est fait pour tous les postes de garanties considérés. En calculant ces quantités, les résultats suivants sont obtenus :

	Minimum	1 ^{er} quartile	Moyenne	3 ^e quartile	Maximum
Actes courants	0,02	0,71	3,54	4,28	5548,00
Appareillages	0,01	4,11	16,19	21,27	693,70
Dentaire	0,02	5,78	27,19	14,46	1000,00
Hospitalisation	0,01	1,00	28,75	18,00	4428,90
Optique	0,16	12,2	41,52	59,75	150,00
Prestations complémentaires	0,92	30,00	34,5	47,00	668,84

TABLE 7 – Le portefeuille est sujet à des coûts extrêmes sur l'ensemble des postes

Pour le nombre de sinistres, le même constat est observable excepté pour certains postes de garantie comme l'optique. Une autre limite est à retenir : la prédominance de la valeur 0 dans le nombre de sinistres. En effet, beaucoup d'individus ne consomment pas forcément dans chacun des postes de garantie. Venant ainsi réduire les premières valeurs-clés et ainsi creuser l'écart entre attritionnel et atypique.

37. Par valeurs-clés, il est fait référence au minimum, 1^{er} et 3^e quartile, moyenne et maximum

	Minimum	1 ^{er} quartile	Moyenne	3 ^e quartile	Maximum
Actes courants	0	0	33	44	1766
Appareillages	0	0	1	0	73
Dentaire	0	0	0	0	62
Hospitalisation	0	0	1	0	694
Optique	0	0	0	0	9
Prestations complémentaires	0	0	0,11	0	13

TABLE 8 – Le portefeuille est sujet à des fréquences extrêmes sur le poste des actes courants et hospitalisation

Ces deux limites rendent ainsi difficile d'observer une adéquation graphique entre les distributions empiriques et les distributions candidates. La première étape de la tarification consiste à trouver une loi approchant la distribution des coûts et des nombres de sinistres. Pour illustrer, la distribution des variables d'intérêts est tracée pour les postes de garantie "actes courants" et "optique". Pour le coût des sinistres, une loi Gamma, une loi Inverse-Gaussienne et une loi Log-Normale ont été superposées aux distributions empiriques. Afin d'améliorer la clarté des graphiques, les figures ont été tronquées et il n'est affiché que les distributions pour les premiers quantiles :

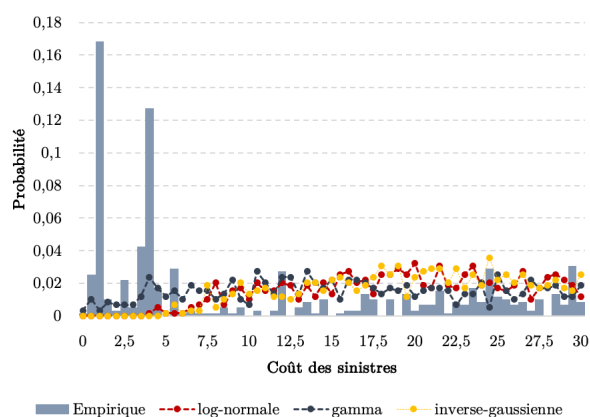
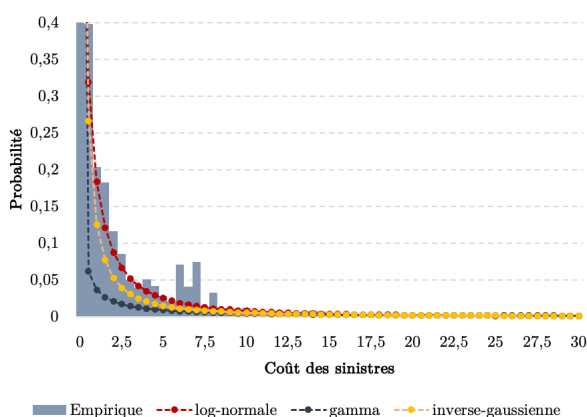


FIGURE 47 – Étude de la distribution des coûts moyens : actes courants : FIGURE 48 – Étude de la distribution des coûts moyens : optique

Les estimations des paramètres des lois se font par **méthode des moments**. En effet, des formules fermées pour les moments d'ordre 1 et 2 pour chacune de ces lois existent. Ainsi, les adéquations graphiques ne sont pas bonnes. En effet, les limites évoquées précédemment viennent gêner l'adéquation avec les lois théoriques. Alors que pour le poste de garantie "actes courants", les écarts entre la loi Log-Normale et la distribution empirique ne semblent pas très forts, pour les postes de garantie comme l'optique, il est impossible de dire que les lois théoriques choisies approchent la distribution empirique. Une solution serait de retirer les valeurs présentant des pics (correspondants aux forfaits) et de les modéliser à part. Cependant, ce travail serait chronophage, car cela implique un modèle de fréquence par forfait.

Maintenant, il convient de regarder les distributions pour le nombre de sinistres :

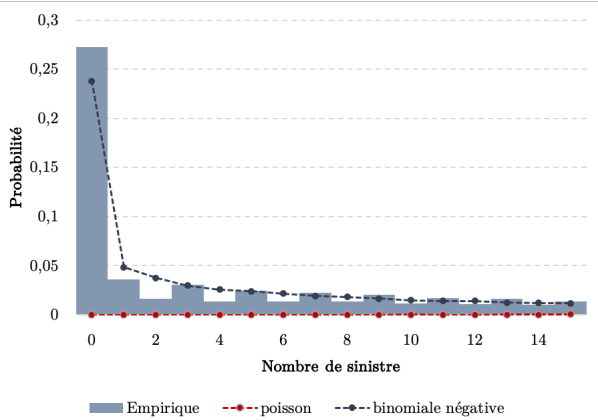


FIGURE 49 – Étude de la distribution du nombre de sinistres : actes courants

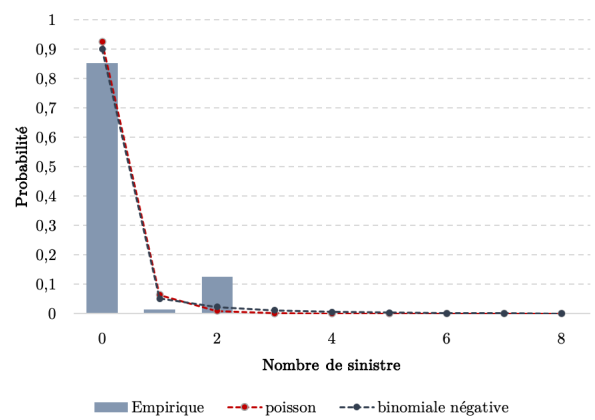


FIGURE 50 – Étude de la distribution du nombre de sinistres : optique

Comme pour le coût, la distribution du nombre de sinistres a été tracée en superposant une loi de Poisson et une loi Binomiale-Négative dont les paramètres sont aussi estimés par méthode des moments. Ici, dans l'ensemble, il y a de meilleures adéquations avec la loi Binomiale-Négative pour chacun des postes. Néanmoins, les adéquations ne sont pas forcément bonnes pour chacun des postes de garantie.

Finalement, sauf pour le poste "actes courants" les adéquations se font assez mal au regard de l'étude graphique. Cela est notamment dû aux limites évoquées précédemment. Ces limites, liées à la structure de notre base de données, sont très problématiques car elles empêchent une modélisation par modèle linéaire généralisé. Pour pallier ce problème, une alternative se basant sur un écrêtement des sinistres atypiques et une non-segmentation par poste de garantie est proposée.

6.4 Modèle alternatif

Précédemment, il a été vu que l'approche classique ne fonctionnait pas sur nos données. En effet, la décomposition par poste de garantie et la présence de sinistres atypiques viennent gêner le calibrage des variables d'intérêt à l'aide de modèles linéaires généralisés.

Ici, une alternative permettant de modéliser la sinistralité en prenant en compte les limites précitées est proposée. L'idée est de ne plus modéliser le coût et la fréquence par poste de garantie, mais plutôt de regarder le coût global et la fréquence globale lorsque tous les postes sont mutualisés. Cette modélisation sera faite différemment selon que l'environnement soit dit "extrême" ou non.

Une modélisation sur le portefeuille mutualisé

Usuellement, en assurance santé, la tarification est effectuée poste de garantie par poste de garantie et le tarif final est obtenu en sommant les sous-tarifs de chaque poste de garantie. Cette segmentation est relativement pertinente quand chacun des postes de garantie présente un volume de données suffisant à faire converger le modèle.

Ici, comme le montre le tableau 6, une sur-représentation du poste des actes courants et une sous-représentation des autres postes existe. Ce constat entraîne une impossibilité statistique d'effectuer une tarification poste par poste. De ce fait, il est fait le choix de modéliser la prime pure en considérant **l'ensemble des postes mutualisés**.

Ce choix, bien que discutable, n'est pas réellement gênant pour l'étude. En effet, l'objectif est d'estimer l'impact de la réforme "100% Santé" sur la prime pure totale du contrat étudié. Il serait néanmoins pertinent d'effectuer cette étude avec plus de données afin d'observer l'effet de chacun des postes de garantie sur la tarification.

Traitements des sinistres atypiques

Si des modèles basés uniquement sur des variables catégorielles sont considérées, la prime pure est la moyenne empirique dans la classe considérée. Mais cette méthode devient alors très vite sensible aux données atypiques (d'autant plus que les classes sont d'effectif restreint). De plus, les modèles linéaires généralisés n'étant pas adaptés pour les distributions à queues lourdes (où les extrêmes sont davantage représentés), il devient nécessaire de traiter les sinistres atypiques à part. Il est alors question **d'écrêtement**. La prime moyenne est calculée par groupe tarifaire en écartant les gros sinistres, qui seront répartis sur l'ensemble de la population.

Il est supposé ici que les sinistres atypiques sont ceux dépassant un seuil u fixé *a priori*. L'écrêtement tient sa véracité de la formule des probabilités totales :

Théorème (Formule des probabilités totales). *Soit un évènement A d'un ensemble Ω et (B_i) une partition de Ω telle que $\mathbb{P}[B_i]$ non nulle pour tout i . Alors :*

$$\mathbb{P}[A] = \sum_i \mathbb{P}[A \cap B_i] = \sum_i \mathbb{P}[A|B_i] \times \mathbb{P}[B_i]$$

Donc, en particulier, il est possible d'écrire, pour tous évènements A, B tels que $\mathbb{P}[B]$ non nul :

$$\mathbb{P}[A] = \mathbb{P}[A|B] \times \mathbb{P}[B] + \mathbb{P}[A|{}^cB] \times \mathbb{P}[{}^cB]$$

avec cB le complémentaire de l'évènement B . Cette formule se généralise en passant à l'espérance et en travaillant sur des variables aléatoires. Donc en prenant l'évènement $B = \{\text{Le sinistre n'est pas atypique}\}$ qui s'écrit $B = \{Y \leq u\}$ et en remplaçant la probabilité $\mathbb{P}[\cdot]$ par une probabilité conditionnelle $\mathbb{P}[\cdot|X]$, il vient :

$$\mathbb{E}[Y|X] = \mathbb{E}[Y|X, Y \leq u] \times \mathbb{P}[Y \leq u|X] + \mathbb{E}[Y|X, Y > u] \times \mathbb{P}[Y > u|X]$$

Le premier terme $\mathbb{E}[Y|X, Y \leq u]$ correspond à la partie attritionnelle des sinistres. Sa modélisation se fait à l'aide des modèles linéaires généralisés. Le second terme $\mathbb{E}[Y|X, Y > u]$ correspond à la partie atypique des sinistres. Sa modélisation peut se faire soit à l'aide de **modèle des valeurs extrêmes**, soit à l'aide d'un modèle déterministe en ne prenant que la moyenne des excès. En effet, il est possible de voir que :

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[Y|X, Y > u]] = \mathbb{E}[Y|Y > u]$$

Autrement dit, il est possible de ne plus distinguer par classe les sinistres atypiques.

La jointure entre ces deux modèles dépendants d'une probabilité $\mathbb{P}[Y \leq u|X]$, il convient d'estimer la probabilité qu'un individu ayant les caractéristiques X soit sujet à un sinistre atypique. Cette estimation est faite à l'aide d'un **modèle de régression logistique**.

Finalement, la prédiction sera basée sur trois modèles, le premier modélisant les sinistres attritionnels (ou plus petit que le seuil u), le second pour les sinistres atypiques (dépassant le seuil u) et le dernier pour estimer la probabilité d'occurrence d'un sinistre atypique.

Ce choix de modélisation présente des avantages et des inconvénients. Le principal avantage est la prise en compte du comportement différent des grandes valeurs. Cependant, ce choix de modélisation dépend fortement du choix du seuil u qui doit être choisi tel que :

- u suffisamment grand afin de capter les sinistres atypiques ;
- u suffisamment petit afin d'avoir assez d'observation pour calibrer un modèle.

Il convient de faire un bref rappel sur la théorie des valeurs extrêmes pour définir le choix de ce seuil.

Modélisation des sinistres atypiques : théorie des valeurs extrêmes

La théorie des valeurs extrêmes fournit des outils mathématiques permettant de modéliser les comportements des valeurs extrêmes. En pratique, un extrême est une valeur que prend une distribution lorsqu'elle dépasse un seuil u fixé. La modélisation de ces excédents s'appelle la méthode des seuils ou *Peak Over Threshold* en anglais.

L'objectif est donc d'approcher la distribution de ces excédents par une "distribution des valeurs extrêmes". La distribution des excédents est définie par :

$$F_u(x) = \mathbb{P}[Y - u \leq x | Y > u]$$

Il faut trouver une approximation de la distribution des excédents. C'est le **théorème de Pickands** qui fournit ce résultat asymptotique.

Théorème. [Théorème de Pickands] *Soit F_u la fonction de répartition des excès et F la fonction de répartition de la variable d'intérêt. En notant $x^+ = \sup(x : F(x) < 1)$, alors, lorsque u est suffisamment grand :*

$$\lim_{u \rightarrow x^+} \left[\sup_{x \in]0; x^+ - u[} |F_u(x) - G_{\xi, \sigma(u)}(x)| \right] = 0$$

avec $G_{\xi, \sigma(u)}$ la fonction de répartition d'une loi Pareto Généralisée, définie comme suit :

$$G_{\xi, \sigma(u)}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{x}{\sigma(u)}\right)^{-1/\xi} & \text{si } \xi \neq 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{x}{\sigma(u)}\right) & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

Donc pour u assez grand, il existe $\sigma(u)$ et ξ tels que $F_u(x) \approx G_{\xi, \sigma(u)}$. Cette loi dépend de trois paramètres, le paramètre de queue ξ qui représente l'épaisseur de la queue de distribution, le paramètre d'échelle $\sigma(u)$ qui dépend du seuil u et enfin le paramètre u qui correspond au paramètre de position. L'estimation de ξ et de σ se fait généralement par **maximum de vraisemblance** (bien que d'autres méthodes existent comme l'estimateur de Hill ou l'estimateur par QQ-plot).

Ce modèle présente l'avantage d'être adapté pour les modélisations des valeurs extrêmes. Cependant, il ne permet pas de segmenter par catégorie de risque comme dans une régression *GLM*. Il fournit une espérance de la variable d'intérêt, mais pas une espérance conditionnée par les caractéristiques des individus. Il serait possible modéliser ces valeurs extrêmes par un modèle linéaire généralisé cependant ces modèles ne sont pas vraiment adaptés. Une autre solution serait d'utiliser le modèle des valeurs extrêmes et d'appliquer des coefficients correctifs³⁸ par individu.

Maintenant, il convient de trouver le seuil u optimal. Le choix du seuil est crucial afin d'avoir un compromis biais/variance raisonnable. Il ne doit pas être trop petit afin de ne pas considérer des valeurs qui ne seraient pas des sinistres atypiques, et pas trop grand afin d'avoir une exhaustivité statistique suffisante.

Choix du seuil de séparation

Le choix du seuil de séparation des sinistres attritionnels/atypiques est une étape-clé de cette modélisation. De la théorie des valeurs extrêmes découle plusieurs méthodes de choix du seuil. La méthode la plus répandue est celle de la **Mean Excess Function**. Cette fonction est définie comme suit :

$$e(u) = \mathbb{E}[Y - u | Y > u]$$

Ainsi, il est possible de montrer que pour $Y \sim GPD(\sigma, \xi)$:

$$e(u) = \frac{\sigma(u)}{1 - \xi} + u \frac{\xi}{1 - \xi} \mathbb{1}_{(\sigma(u) + \xi u > 0)}$$

Cette fonction est linéaire en u et elle n'est valable que si le paramètre de queue est inférieur à 1. En pratique, pour choisir le seuil approprié, il suffit donc de tracer le *Mean Excess Plot* empirique pour nos différentes statistiques d'ordre, soit :

$$\{(Y_{(k)}; e_n(Y_{(k)})) ; k = 1 \dots n\} \text{ avec } e_n(Y_{(k)}) = \frac{1}{k} \sum_{i > k} Y_i - Y_{(i)}$$

Où les $Y_{(k)}$ sont les variables d'intérêts ordonnées. Ainsi, il suffit de regarder à partir de quelle statistique d'ordre, une allure linéaire apparaît. Cette statistique d'ordre correspond au seuil u .

Dans le cadre de ce mémoire, il a été décidé de déterminer deux seuils : un **seuil coût** et un **seuil fréquence**. En effet, la modélisation traite de façon totalement indépendante la fréquence et le coût de sinistres. Classiquement, un seul seuil est calculé en considérant la charge sinistre coût et fréquence puis les données sont séparées à l'aide de ce seuil unique.

Seuil des coûts

Pour le coût des sinistres, il a été remarqué qu'une tendance linéaire apparaissait assez rapidement, pour un coût avoisinant les 16€. Ce nombre semble assez faible pour être considéré comme seuil d'extrême. Cependant comme la fonction *Mean Excess* est une moyenne, elle est sensible aux valeurs proches de 0. Comme une très grande proportion des actes sont concentrés dans le poste "actes courants", qui sont très bien remboursé par la Sécurité Sociale, la charge de la complémentaire est faible pour ces actes et fait baisser la valeur à retenir pour le seuil.

Pour pallier ce biais, l'étude du seuil est réalisée en excluant le poste de garantie des "actes courants". Le *Mean Excess Plot* ainsi obtenu est le suivant :

38. Un correctif est coefficient exprimé en % qui se calcule généralement en faisant le rapport de la consommation moyenne des individus considérés et de la consommation moyenne du portefeuille

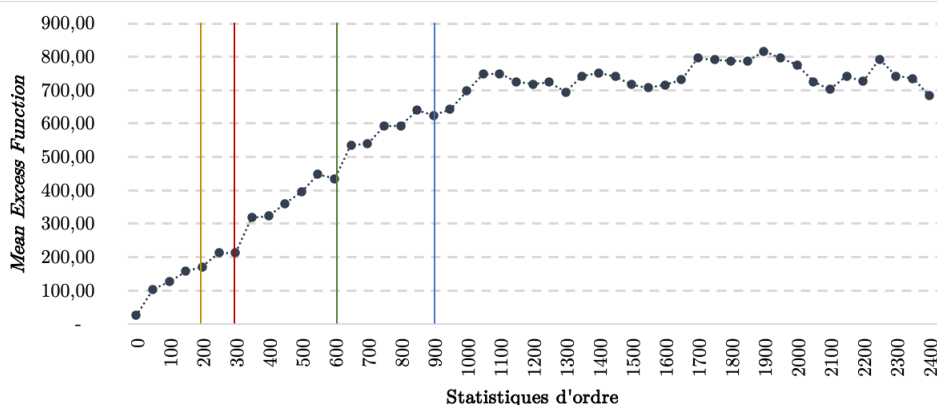


FIGURE 51 – Mean Excess Plot des coûts en excluant les actes courants

Les traits horizontaux correspondent aux seuils candidats et font respectivement référence aux valeurs 200, 300, 600 et 900. Le seuil optimal, selon cette méthode, est celui à partir duquel la tendance devient le plus linéaire possible. Ainsi, le seuil est choisi en calibrant un modèle linéaire à partir du seuil considéré et en comparant les coefficients de détermination R^2 rapportés au nombre d'observations au-delà du seuil. Pour rappel, le R^2 est défini comme suit :

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

où n est le nombre d'observations après le seuil, y_i la valeur observée du Mean Excess Plot pour la i^e observation et \hat{y}_i l'estimation de y_i par le modèle linéaire. Les résultats³⁹ sont les suivants :

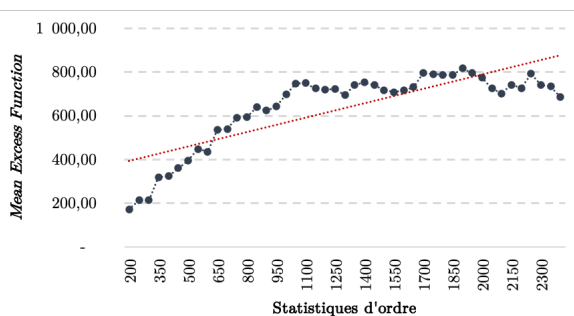


FIGURE 52 – Seuil candidat : 200€

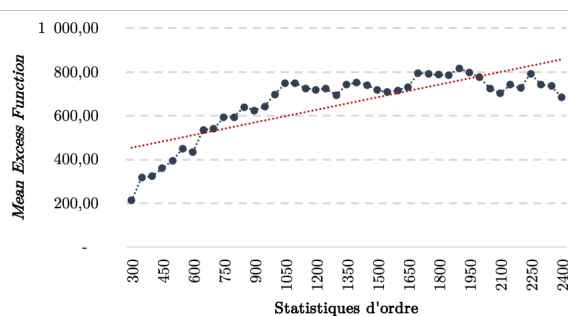


FIGURE 53 – Seuil candidat : 300€

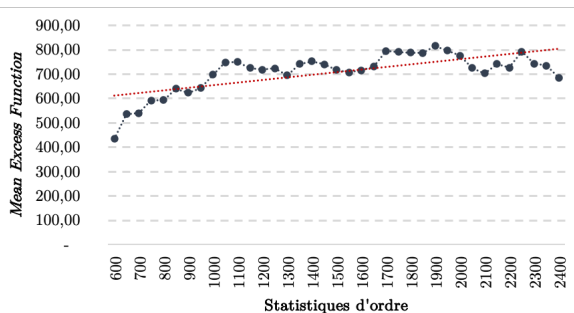


FIGURE 54 – Seuil candidat : 600€

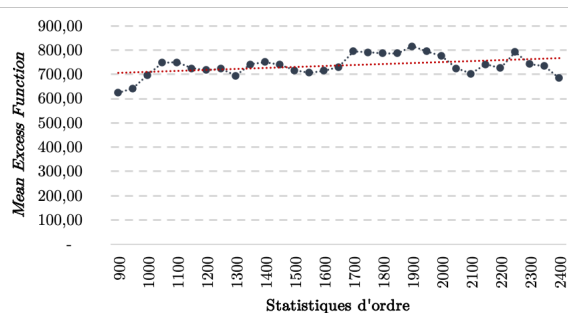


FIGURE 55 – Seuil candidat : 900€

Seuil	200	300	600	900
R^2	66%	63%	48%	17%
Nombre d'observations	3047	1120	289	140
R^2 rapporté au nombre d'observations	0,02%	0,06%	0,17%	0,12%

39. Ici, les graphiques sont tronqués pour commencer à partir du seuil considéré. Le tracé des courbes est donc à comprendre à l'envers "plus c'est droit, moins la tendance linéaire est constatée"

Au vu des résultats, le seuil choisi pour le coût correspond à la statistique d'ordre 200. Il est important de noter que, puisque le poste de garantie des "actes courants" a été exclu pour pallier le biais de cette méthode, ce choix est discutable. Après discussions en interne, ce seuil semble cohérent avec les coûts atypiques que le produit a eu historiquement. Une simple comparaison avec la moyenne des charges permet de valider ce point (cette dernière étant autour des 5€ sur ce portefeuille au vu du poids des postes de pharmacie).

Seuil de fréquence

Pour le nombre de sinistres, la tendance linéaire survient environ à partir de la statistique d'ordre 160. À l'image du coût, le choix du seuil est effectué en se basant sur le rapport des R^2 avec le nombre d'observations. Les seuils candidats sont : 160, 240, 300 et 360. Les résultats sont les suivants :

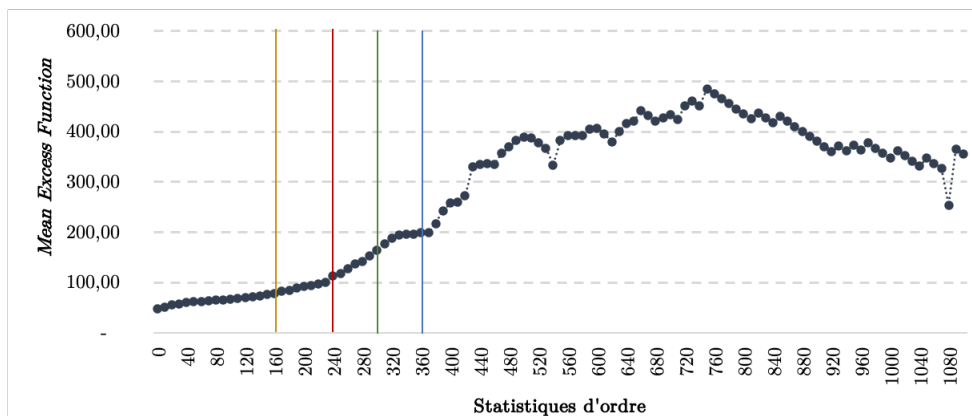


FIGURE 56 – Mean Excess Plot du nombre de sinistres

Les résultats de l'étude des R^2 sont les suivants :

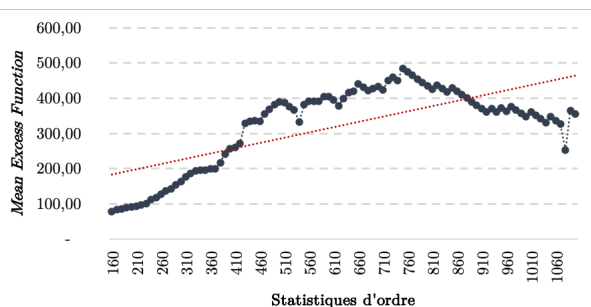


FIGURE 57 – Seuil candidat : 160 sinistres

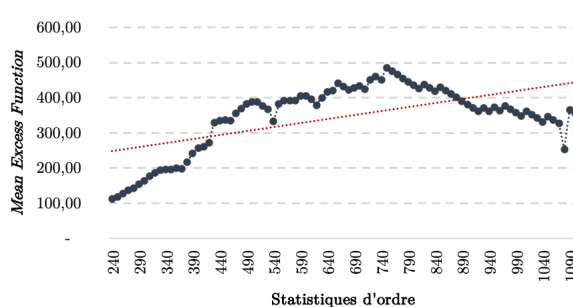


FIGURE 58 – Seuil candidat : 240 sinistres

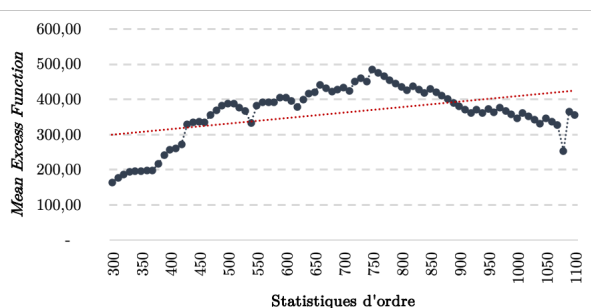


FIGURE 59 – Seuil candidat : 300 sinistres

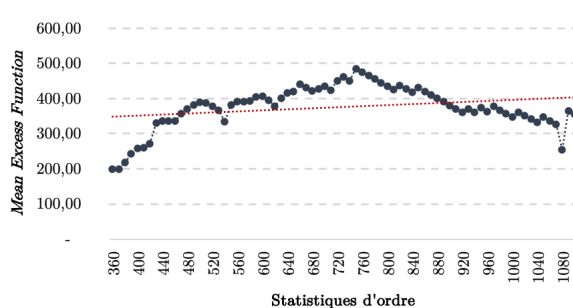


FIGURE 60 – Seuil candidat : 360 sinistres

Seuil	160	240	300	360
R^2	67%	64%	58%	42%
Nombre d'observations	1721	420	232	146
R^2 rapporté au nombre d'observations	0,04%	0,12%	0,25%	0,29%

Les résultats de cette étude appuient le choix d'utiliser un seuil de 160 sinistres pour séparer les attritionnels des atypiques.

Deux nouvelles bases ont donc été construites : la base "sinistres attritionnels" correspondants aux bases tel que le nombre de sinistres et le coût sont inférieurs à leur seuil respectif et la base "sinistres atypiques" correspondants aux bases tel que le nombre de sinistres et le coût sont supérieurs à leur seuil respectif. La sinistralité est modélisée différemment selon s'il s'agit d'un environnement extrême ou non.

Afin de définir le tarif final, il reste à déterminer la probabilité pour un individu ayant les caractéristiques X d'être sujets aux sinistres atypiques. Pour ce faire, une régression logistique est effectuée.

Estimation des occurrences d'évènement extrêmes : la régression logistique

Cas particulier du modèle linéaire généralisé, la régression logistique est l'une des méthodes statistiques les plus utilisées pour expliquer une variable binaire. Elle reprend une grande partie des caractérisations des modèles linéaires généralisés. La régression logistique traite des variables à expliquer prenant généralement deux valeurs. Dans ce cas, il s'agit de régression logistique binaire.

Soit une variable à expliquer $Y \in \{0, 1\}$ (ici, il s'agit de la survenance d'un sinistre atypique). Le cadre étant le même que pour le modèle linéaire généralisé, $X = {}^t(X_1, \dots, X_m)$ des variables explicatives qui peuvent être quantitatives ou qualitatives sont à disposition. Il convient donc d'expliquer l'espérance conditionnelle de la variable d'intérêt Y comme une combinaison linéaire des variables explicatives. Y ne prenant que deux valeurs, pour modéliser l'espérance conditionnelle $\mathbb{E}[Y|X = x]$ il faut connaître la probabilité que Y prenne la valeur 1 car, par définition de l'espérance :

$$\mathbb{E}[Y|X = x] = \mathbb{P}[Y = 1|X = x] \times 1 + \mathbb{P}[Y = 0|X = x] \times 0 = \mathbb{P}[Y = 1|X = x] = h_\beta(x)$$

Cette probabilité est une fonction paramétrique dans le cas du modèle logistique. Le choix de la forme de cette fonction est libre, mais dans le cadre d'une régression logistique, la fonction suivante est couramment utilisée :

$$h_\beta(x) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_k \beta_k)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m x_k \beta_k)}$$

Il s'agit donc d'un modèle linéaire généralisé dont la loi de $Y|X$ est une loi Binomiale (où Bernoulli lorsque $n = 2$) avec une fonction de lien *logit*. Le modèle s'écrit alors :

$$\text{logit}(\mathbb{P}[Y = 1|X = x]) = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k X_k$$

Le modèle logistique étant un modèle linéaire généralisé, les notions évoquées en 6.1 s'appliquent. Cependant pour l'interprétation des coefficients estimés par une régression logistique, il y a quelques différences. En supposant que le modèle n'a qu'une seule variable explicative ($\beta \in \mathbb{R}$) et en traçant la fonction $x \mapsto h_\beta(x)$ pour différentes valeurs de β , le graphe suivant est obtenu :

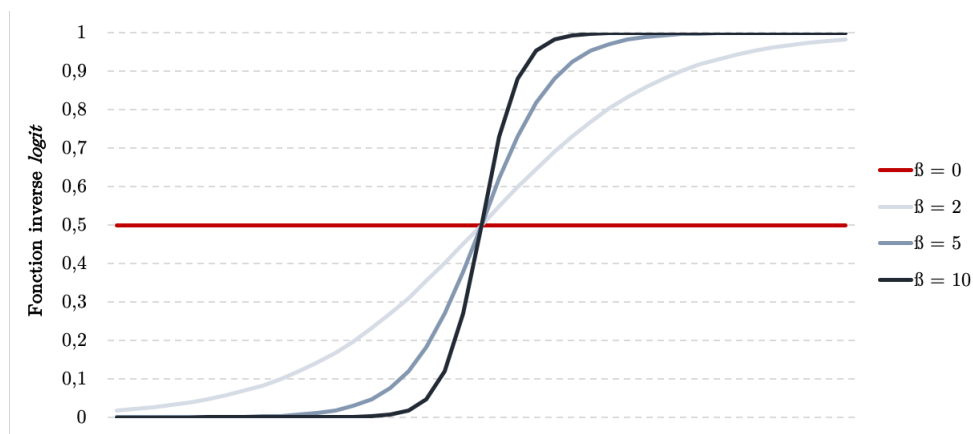


FIGURE 61 – Sensibilité de h_β au paramètre β

Il vient que :

- Pour de faibles valeurs de β , une large plage de valeurs de x , pour lesquelles la fonction se situe aux alentours de 0,5 est obtenue. Pour ces valeurs, la probabilité que $Y = 1$ sera proche de 0,5 et il sera donc difficile d'arbitrer ;

- Lorsque β est plus grand, la plage où la fonction est proche de 0,5 diminue et la fonction est proche des limites pour un grand nombre de valeurs de x . Donc la probabilité que $Y = 1$ sera souvent proche de 1 ou 0, ce qui risque de minimiser les erreurs de prévisions.

Ainsi, une interprétation possible est que "plus β est grand, plus le pouvoir discriminant du modèle est fort" mais cette interprétation dépend des valeurs de x . Ainsi, il convient d'avoir recourt aux *odds-ratios*. Ils servent à mesurer l'effet d'une variable explicative dans le modèle. L'idée est de raisonner en terme de rapport de cotes. Par exemple, s'il y a 25% de chance de gagner un jeu alors sur 4 personnes une gagne et les autres perdent, soit un rapport de 1 gagnant sur quatre.

La chance pour un individu d'obtenir $Y = 1$ sachant que $X = x$ est définie par :

$$odds(x) = \frac{\mathbb{P}[Y = 1|X = x]}{1 - \mathbb{P}[Y = 1|X = x]}$$

L'*odds-ratio* mesure l'évolution du rapport des *odds* lorsque X passe d'une valeur x à une autre \tilde{x} :

$$O_{ratio} = \frac{odds(\tilde{x})}{odds(x)}$$

En pratique, ces quantités sont utilisées pour interpréter les résultats. En effet, pour le modèle logistique, il est possible de voir que :

$$O_{ratio} = \exp(\beta_1(x_1 - \tilde{x}_1) + \dots + \beta_m(x_m - \tilde{x}_m))$$

Pour mesurer l'influence d'une variable explicative sur l'*odds-ratio*, il suffit de considérer deux observations qui diffèrent seulement par la j^e variable explicative. Alors dans ce cas :

$$O_{ratio} = \exp(\beta_j(x_j - \tilde{x}_j))$$

Donc une variation d'une unité de la j^e variable correspond à un *odds-ratio* de $\exp(\beta_j)$. Le coefficient β_j permet de jauger l'influence de la j^e variable sur $odds(x_j)$ lorsque x_j varie d'une unité. Finalement, un *odds-ratio* de 1 signifie qu'il y a une absence d'effet, un *odds-ratio* supérieur à 1 correspond à une augmentation du phénomène et un *odds-ratio* inférieur à 1 correspond à une diminution du phénomène.

Conclusion sur le modèle alternatif

Cette alternative, qui a pour but de corriger les limites liées aux données, se décompose donc en 3 modèles. Le premier modèle permet de modéliser le coût et la fréquence des sinistres attritionnels en fonction des variables explicatives à l'aide de modèles linéaires généralisés. Le second a pour objectif de capter les comportements atypiques du jeu de données en exploitant la théorie des valeurs extrêmes. Et afin de joindre ces deux modèles et sortir le tarif final, une régression logistique est utilisée. La figure suivante illustre le nouveau processus de construction du tarif :

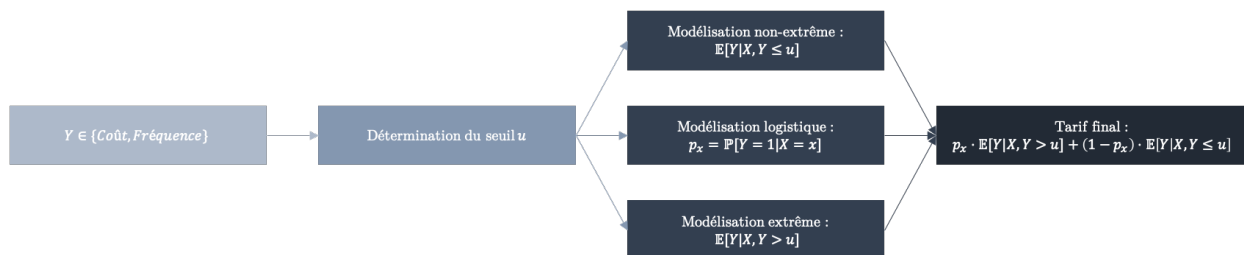


FIGURE 62 – Récapitulatif de l'alternative à la modélisation

Ce modèle présente l'avantage d'être une alternative facile à mettre en œuvre. Néanmoins, il est important de noter les défauts suivants :

- La non-segmentation par poste de garantie, sort du cadre classique et repose entièrement sur une mutualisation entre les différents postes. Elle ne permet pas de pouvoir piloter de façon optimale la tarification du contrat santé ;
- La modélisation des sinistres atypiques n'est pas discriminante. Bien qu'en moyenne, les résultats sont mathématiquement équivalents, l'application de correctifs est préférable pour plus de précisions.

Maintenant que les modèles sont théoriquement expliqués, il est possible de les appliquer afin d'estimer le coût moyen et la fréquence et ainsi obtenir le tarif en prime pure.

7 Application : tarification du contrat d'assurance santé individuel

7.1	Modélisation de la sinistralité attritionnelle	58
7.1.1	Modèle de fréquence attritionnelle	59
7.1.2	Modèle de coût attritionnel	64
7.2	Modélisation de la sinistralité atypique	70
7.2.1	Modèle de fréquence atypique	71
7.2.2	Modèle de coût atypique	72
7.3	Modélisation de l'apparition d'un sinistre atypique	73

Remarque. Dans cette partie, le logiciel R a été utilisé pour lancer les modèles. Et pour chaque test statistique effectué, un seuil de 5% a été considéré.

La méthodologie suggérée par l'approche Coût & Fréquence traite indépendamment la fréquence et le coût moyen. Cette hypothèse forte d'indépendance doit donc être vérifiée afin d'appliquer les méthodes précitées. Il est cependant rare en assurance santé que cette hypothèse soit entièrement vérifiée notamment si la sinistralité est divisée par poste de garantie. Dans cette étude, où aucune séparation par poste n'est effectuée, il convient de voir si une indépendance entre le coût moyen et la fréquence est présente.

Pour avoir une première intuition, il convient de vérifier si les deux variables étaient sujettes à des corrélations. Pour ce faire, trois mesures sont calculées : le coefficient de Pearson, le coefficient de Kendall et le coefficient de Spearman. Les deux dernières mesures sont détaillées dans l'annexe F. Les résultats obtenus sont les suivants :

Coefficient	Valeur
Coefficient de Pearson	-0,05
Coefficient de Kendall	-0,02
Coefficient de Spearman	-0,03

TABLE 9 – Le coût et le nombre de sinistres semblent ne pas être corrélés

Plus ces mesures sont proches de 0, plus la relation entre les variables d'intérêt est faible. Le coefficient de corrélation de Pearson montre une corrélation linéaire très faible entre les deux variables. Les coefficients de Kendall et de Spearman montrent aussi une relation assez faible. Ces constats sont rassurants car si ces mesures étaient éloignées de 0 en valeur absolue, il serait possible de dire que les variables ne sont pas indépendantes par propriété de ces mesures.

Afin de détecter une éventuelle dépendance, le *scatter plot* est tracé. En effet, une indépendance entre la fréquence et le coût des sinistres montrerait une uniformisation des points dans le *scatter plot* :

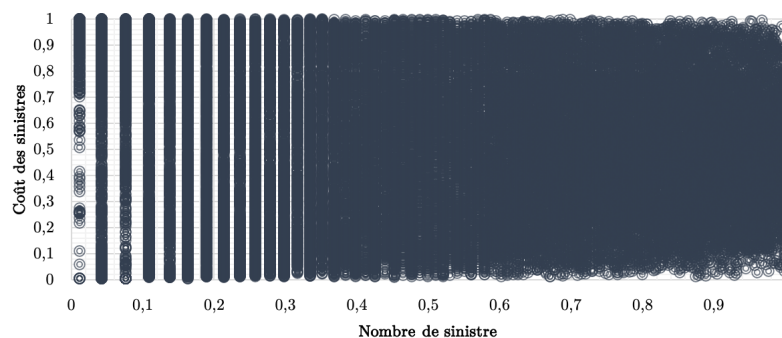


FIGURE 63 – Une non-uniformisation mettant à mal l'hypothèse d'indépendance

Ici, les points ne sont pas répartis uniformément. En effet, il est possible de remarquer que la densité des points est plus forte à certains endroits qu'à d'autres. Cependant, ce graphe ne permet toujours pas d'infirmer une indépendance. Pour se fixer sur cette hypothèse, il est possible de réaliser un test d'indépendance du χ^2 . Cependant, ce test n'est pas optimal ici, car il ne semble pas avoir une parfaite indépendance entre les deux variables. Or, il est possible de se rapprocher de cette hypothèse ici. Pour voir cela les **copules** sont utilisées. Pour ne pas alourdir la lecture, la théorie des copules est rappelée en annexe F. Les copules permettent de décrire la structure de dépendance entre des variables

aléatoires. Il convient donc de comparer la copule empirique à la copule indépendante. En traçant la représentation en deux dimensions de ces copules, les résultats suivants sont obtenus :

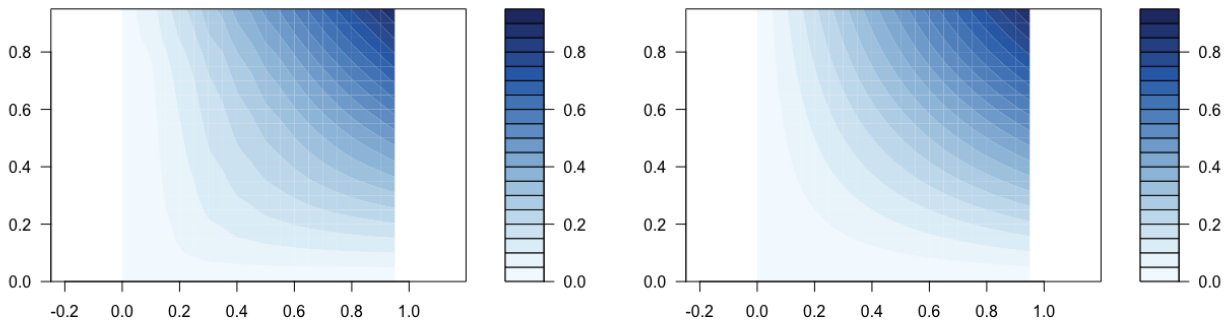


FIGURE 64 – Représentation de la copule empirique FIGURE 65 – Représentation de la copule indépendante

La copule indépendante présente des courbures lisses et convexes. Ainsi, plus la copule empirique s’y approche, plus l’hypothèse d’indépendance est plausible. Ici, il est possible de voir une certaine ressemblance entre les deux représentations des copules. Ainsi, les deux graphiques précédents montrent une faible dépendance entre la fréquence et le coût. L’hypothèse d’indépendance n’est pas en parfaite adéquation avec les données, mais celle-ci est acceptable au vu de ces résultats. Il est possible d’affiner cette analyse en regardant quelle est la structure de dépendance entre ces deux variables, mais il ne s’agit pas de réaliser cela ici. Finalement, dans toute la suite, les variables d’intérêt seront supposées indépendantes. Ainsi la décomposition de Wald est applicable et il est maintenant possible de passer à la modélisation de la sinistralité à l’aide du modèle présenté dans la partie précédente.

7.1 Modélisation de la sinistralité attritionnelle

Il a été décidé de modéliser séparément le coût moyen et la fréquence selon que les sinistres soient atypiques ou attritionnels. Dans cette partie, la modélisation de la fréquence et du coût en environnement attritionnel sont traitées.

Pour ce faire, les modèles linéaires généralisés sont utilisés. En amont, il convient de vérifier si les variables explicatives utilisées sont corrélées entre elles. De manière générale, ces modèles nécessitent une absence de corrélation entre les variables explicatives auquel cas le modèle pourrait peiner à performer. En effet, en présence de variables corrélées, les effets individuels propres à chacune des variables seront mal quantifiées et les coefficients estimés ne seront pas solides. Pour s’assurer que cela est bien vérifié au sein de nos données, plusieurs indicateurs existent. La plus connue est la matrice de corrélation. Cependant, celle-ci n’est valable que lorsque toutes les variables sont quantitatives. En présence de variables explicatives qualitatives, le V de Cramer est souvent utilisé. La méthode du V de Cramer consiste à discrétiser les variables quantitatives, de les associer aux variables qualitatives et de mesurer leur dépendance deux à deux, à travers la statistique de test du χ^2 . Le V de Cramer entre deux variables catégorielles A et B avec respectivement r et s modalités est défini par :

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \times \inf(r - 1, s - 1)}}$$

où, en notant $n_i.n_j./n$ l’effectif théorique sous l’hypothèse d’indépendance entre A et B,

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{\left(n_{i,j} - \frac{n_i.n_j.}{n}\right)^2}{\frac{n_i.n_j.}{n}}$$

Le V de Cramer est une mesure comprise entre 0 et 1, plus celui-ci est proche de 1 et plus la corrélation entre les variables est forte. Ici, il y a quatre variables explicatives qui sont l’âge, la zone, le régime et la formule dont voici les valeurs du V de Cramer :

	Âge	Régime	Zone	Formule
Âge	1			
Régime	0,11	1		
Zone	0,09	0,08	1	
Formule	0,10	0,04	0,07	1

TABLE 10 – Matrice du V de Cramer

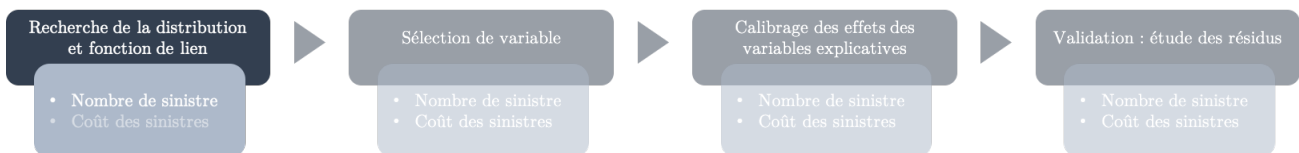
Au vu de la valeur assez faible des coefficients, toutes les variables semblent globalement peu dépendantes entre elles (coefficient inférieur à 0,15). Ce résultat n'est pas étonnant au vu de la définition même des variables explicatives. Il est rare, en santé, d'être dans un cas de variables fortement corrélées. En assurance automobile, le résultat contraire n'aurait pas été étonnant, en effet, certains facteurs de risque sont intrinsèquement liés (par exemple l'âge et l'ancienneté du permis).

Une non-corrélation est rassurante ici car, moins de régresseurs sont disponibles, moins le modèle est construit selon une maille fine. Il convient maintenant de passer à la modélisation des variables d'intérêt.

7.1.1 Modèle de fréquence attritionnelle

Au regard de ce qui a été présenté dans la partie précédente, il convient de procéder en quatre étapes : détermination de la distribution de la fréquence et choix de la fonction de lien, sélection des variables explicatives, calibrage des effets des variables explicatives et validation du modèle.

Étape 1 : Détermination de la distribution de la fréquence et choix de la fonction de lien



La loi de probabilité pour la fréquence est à choisir entre la loi de Poisson et la loi Binomiale-Négative. Dans toute cette partie N_{attri} fait référence au nombre de sinistres en dessous du seuil u_{nombre} qui vaut, pour rappel, 160.

La distribution est déterminée en trois étapes : l'étude graphique, l'étude de la dispersion et la comparaison des critères de qualité AIC , BIC et déviance.

Une loi de Poisson et une loi Binomiale-Négative sont superposées à la distribution empirique. Les paramètres sont estimés à l'aide d'une méthode des moments. Pour plus de visibilité, il a été décidé de tronquer les graphes afin de n'afficher que les premiers quantiles :

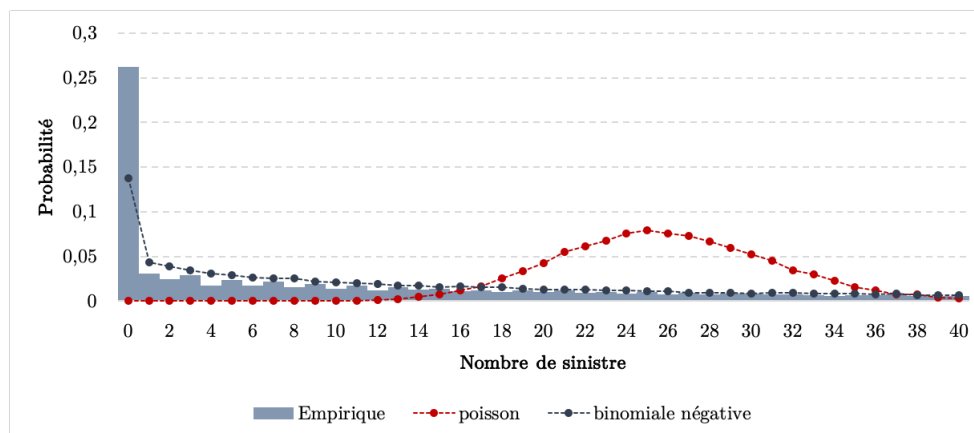


FIGURE 66 – Étude graphique de la distribution du nombre de sinistres : La loi Binomiale-Négative préconisée

Visuellement, la loi Binomiale-Négative semblent bien plus proches des fréquences empiriques que la loi de Poisson. Le calcul du coefficient de dispersion ϕ vient conforter ce constat. En effet, le coefficient de dispersion pour une loi de Poisson est de 1 (il est question de réalisation équi-dispersées) tandis que pour une loi Binomiale-Négative, ce coefficient est strictement supérieur à 1. En estimant ce coefficient, il vient :

$$\phi(N_{attri}|X) = 1,92 > 1$$

Le coefficient est supérieur à 1, ce qui suggère l'utilisation de la loi Binomiale-Négative plutôt que la loi de Poisson. Le choix de la distribution semble donc se dessiner. Pour s'en convaincre, regardons les critères de qualité *AIC*, *BIC* et déviance :

	Loi de Poisson	Loi Binomiale-Négative
<i>AIC</i>	1 247 503	305 442
<i>BIC</i>	1 247 511	305 459
Déviance	781 233	36 532

TABLE 11 – Les critères de qualité suggèrent d'utiliser un modèle Binomial-Négatif

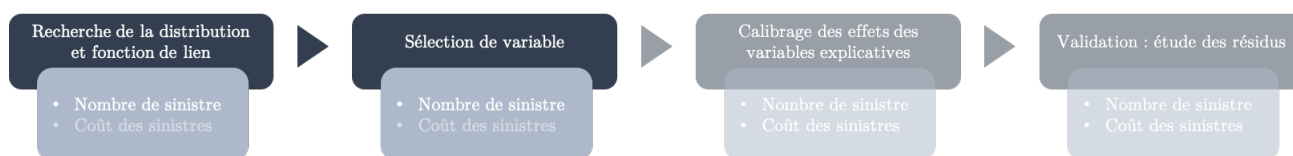
Quel que soit le critère, les valeurs pour la loi Binomiale-Négative sont nettement plus faibles donc il paraît plus approprié de choisir la loi Binomiale-Négative plutôt que la loi de Poisson.

Finalement, en utilisant la dispersion, le graphique ou les critères de qualité, la même conclusion est faite : la loi Binomiale-Négative est la plus appropriée pour modéliser la fréquence des sinistres attritionnels. La fonction de lien utilisée sera la fonction logarithmique. Donc, le modèle s'écrit, avec $N_{attri}|X \sim BN$:

$$\ln(\mathbb{E}[N_{attri}|X]) = {}^t X \beta$$

Avant de lancer le modèle, une étape de sélection *à priori* des variables explicatives est à effectuer.

Étape 2 : Sélection des variables explicatives



Avant de réaliser la sélection de variables, il convient de parler de la variable âge. Elle est comprise entre 0 et 89 donc l'inclure dans le modèle impliquerait d'estimer **90 coefficients**. En terme de temps de calcul, cela peut-être trop long donc il faut re-paramétriser la variable. Diverses méthodes existent comme par exemple les regroupements par tranche d'âge ou l'utilisation de fonctions polynomiales.

Dans ce mémoire, des courbes *splines*⁴⁰ sont utilisées pour réduire le nombre de coefficients à paramétrer. Elles correspondent à des fonctions polynomiales par morceaux définies sur un intervalle $[a, b]$ tel que :

$$a = i_0 < i_1 < \dots < i_{k-1} < i_k = b$$

En d'autre terme, chaque *spline* est une fonction continue par morceaux présentant un caractère polynomiale sur chacun des segments. Sur chacun des intervalles $[i_{j-1}, i_j]$ est défini un polynôme P_j à valeurs réelles. Donc pour une *spline* à k intervalles :

$$S(t) = P_j(t), \forall t \in [t_{j-1}, t_j] \quad (j = 1, \dots, k)$$

Les morceaux de courbes sont déterminés de sorte à ce que la courbe *spline* finale soit au moins de classe \mathcal{C}^0 entre chaque point frontière : les nœuds. Ce qui permet donc de lisser les coefficients obtenus. Une *spline* va dépendre de deux paramètres :

- Les nœuds : permettent de savoir où commence chaque polynôme. Leur détermination est généralement réalisée graphiquement en prenant les valeurs extrémales (c'est-à-dire où la tangente est le plus vertical possible) ;
- Le degré du polynôme : le choix de ce degré sera réalisé en comparant les *AIC* obtenus avec chacun des degrés. Le degré sera choisi entre 1, 2, 3 et 4.

La distribution empirique du nombre de sinistres attritionnels est tracée afin d'observer les valeurs extrémales :

40. En plus de réduire le nombre de coefficients, les *splines* permettent d'obtenir un effet lissé qui est souvent pratique lors de régression. Les *splines* sont très largement utilisé avec les **modèles additifs généralisés**

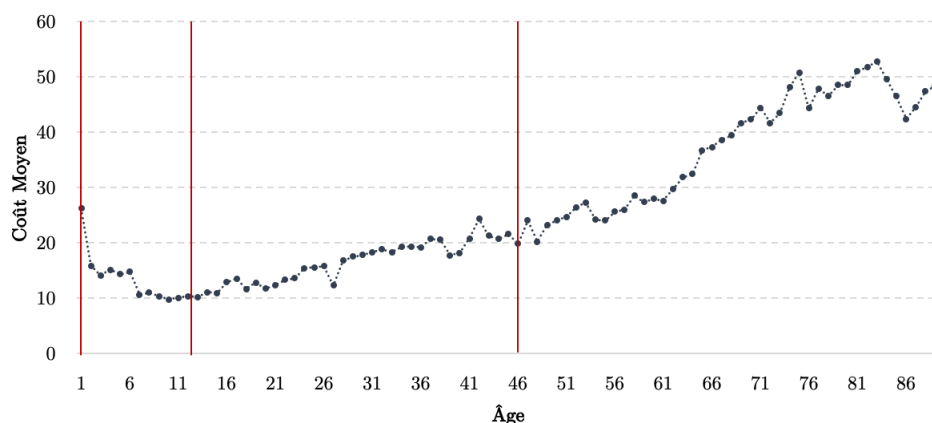


FIGURE 67 – Recherche graphique des nœuds pour les *splines*

Il y a trois valeurs pour lesquelles les valeurs sont extrémales : 1 an, 12 ans et 46 ans. Une décroissance de 1 à 12 ans est remarquée suivi ensuite d'une faible croissance jusqu'à 46 ans. Et enfin, une forte croissance jusqu'à la fin de distribution. Les nœuds choisis sont donc 1, 12 et 46 ans.

Le choix du degré est choisi en minimisant l'*AIC*. Ainsi, il est possible de lancer le modèle complet en faisant varier les niveaux de degré et les résultats obtenus sont les suivants :

	Degré 1	Degré 2	Degré 3	Degré 4
<i>AIC</i>	295 078	295 059	295 097	295 025

C'est le degré 4 qui fournit les meilleurs résultats. Finalement, la variable âge sera recodifiée à l'aide de courbe *spline* dont les paramètres sont des nœuds à 1, 12 et 46 ans et un degré 4 pour les polynômes. Soit un degré de liberté de 7. Ainsi, le paramétrage des variables explicatives est le suivant :

- Âge : utilisation de *spline* de degré 4 à 3 nœuds. Ce qui donne 7 degrés de liberté pour cette variable ;
- Zone : aucun reparamétrage. Il y a donc quatre modalités donc 3 degrés de liberté ;
- Régime : aucun reparamétrage. Il y a donc cinq modalités donc 4 degrés de liberté ;
- Formule : aucun reparamétrage. Il y a donc six modalités donc 5 degrés de liberté.

Afin de sélectionner les variables, un test de Wald est effectué dont voici les résultats :

	Degré de liberté	χ^2	$\text{Pr} > \chi^2$
Âge	7	4 492	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Zone	3	81	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Régime	4	32	0,0001939
Formule	5	40	$< 2,2 \times 10^{-16}$

TABLE 12 – Des *p-values* faible sauf pour la variable Régime

Au vu de ce test, les variables sont toutes à conserver. Pour la variable "régime", la *p-value* est plus grande ce qui pourrait suggérer une non-significativité de la variable. Pour s'en convaincre une sélection automatique est réalisée en considérant le critère *AIC* et il ressort que l'*AIC* sans utilisation de la variable régime est plus bas. Finalement, il est décidé d'écarter la variable "régime" du modèle.

Le modèle sélectionné, il convient d'estimer les coefficients du modèle et de réaliser le calibrage des effets des variables explicatives.

Étape 3 : Calibrage de l'effet des variables explicatives



Le calibrage des effets des variables a pour but de peaufiner le modèle afin de mieux s'ajuster aux données. Cette étape consiste à regarder les coefficients estimés et de voir si des regroupements sont nécessaires entre modalités non-significatives.

Calibrage de l'effet de l'âge

Un graphe permettant de comparer la fréquence observée et la fréquence estimée par le modèle en fonction de l'âge de l'individu est tracé :

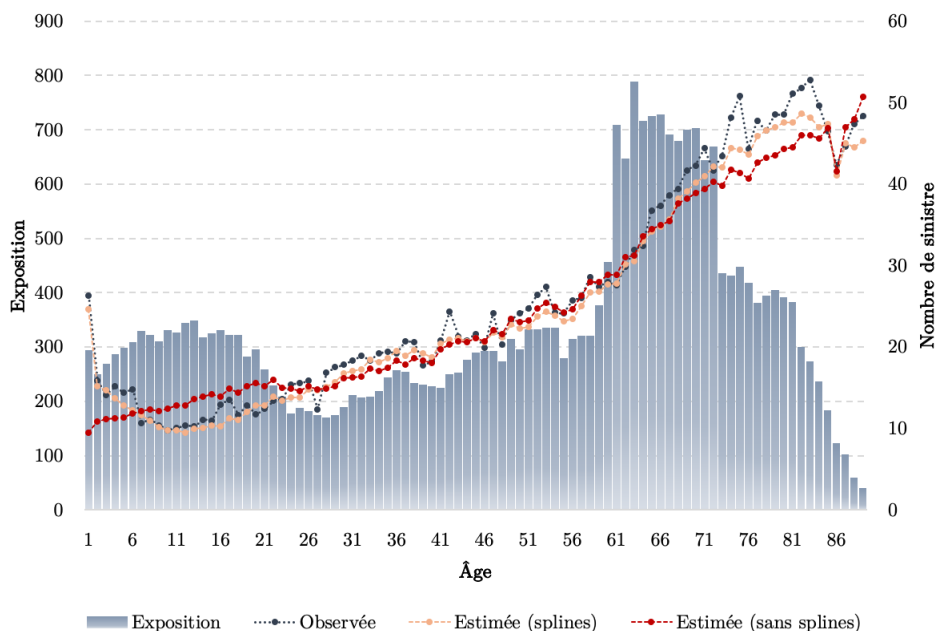


FIGURE 68 – Le modèle *spliné* approche mieux la distribution en fonction de l'âge

L'exposition est relativement importante pour tous les âge sauf à partir de 81 ans. Ce manque d'exposition pour les âges élevés entraîne une variance plus importante de la fréquence pour ces âges. Néanmoins, la fréquence observée semble proche de la fréquence estimée dans l'ensemble. La légère décroissance pour les âges faibles (jusqu'à l'adolescence) est aussi observable. Puis s'en suit une croissance jusqu'à l'âge senior. Le modèle semble donc bien prendre en compte l'effet de l'âge sur la fréquence.

La prédiction avec un modèle *non-spliné* est ajoutée au graphique et il vient que la courbe *splinée* améliore nettement les prédictions en fonction de l'âge. En plus d'ajouter un effet plus lisse à la courbe, elle approche mieux l'observé pour les âges faibles et pour les âges élevés. Cela confirme la pertinence de l'utilisation des *splines* pour calibrer l'effet de l'âge.

Calibrage de l'effet de la zone

Le zonier appliqué ici comporte quatre zones allant de 1 (zone la plus risquée) à 4 (zone la moins risquée). Les coefficients $\hat{\beta}$ estimés par le modèle sont tracés ainsi que leur intervalle de confiance à 95% (calculé à l'aide de la normalité asymptotique de l'estimateur du maximum de vraisemblance). Il est aussi intéressant de regarder, en fonction de l'exposition, la fréquence estimée par zone afin de la comparer avec la fréquence observée. Les résultats sont les suivants :

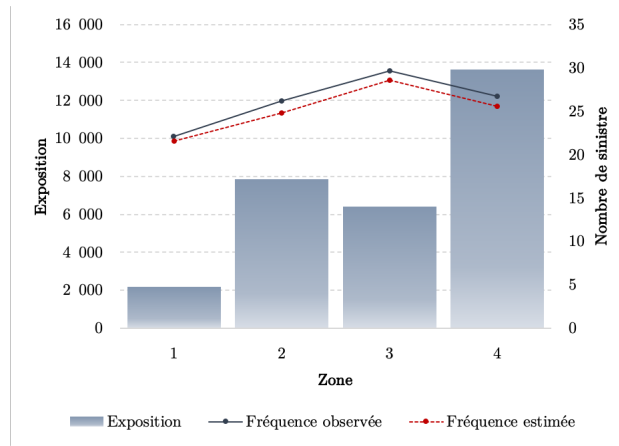
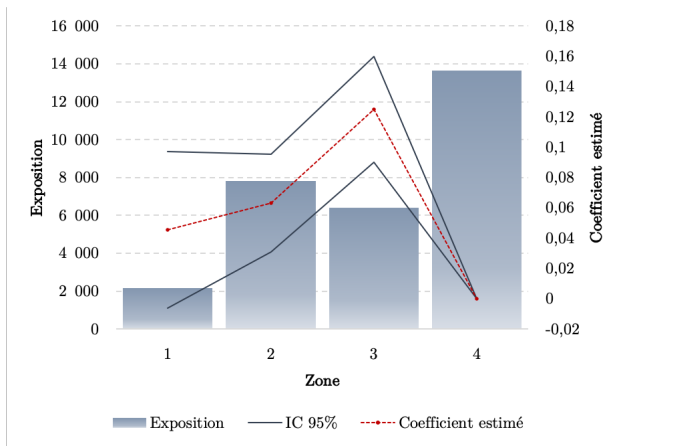


FIGURE 69 – Coefficients estimés par le modèle en fonction de la zone

FIGURE 70 – Comparaison observé/estimé en fonction de la zone

La classe de référence est choisie comme étant la classe la plus exposée soit la zone 4. De façon générale, la modalité la plus exposée est considérée comme étant la modalité de référence. Le choix de cette modalité n'influe pas sur le pouvoir prédictif du modèle. Cependant, c'est à cette valeur que seront comparées les autres modalités et donc ce choix peut influencer sur l'interprétation des coefficients.

Les coefficients estimés présentent une hausse de la fréquence dans les autres zones. Pour la zone 1, l'intervalle de confiance est relativement large, ce qui est dû à une exposition nettement plus faible pour cette zone. En effet, il est difficile d'avoir une faible variance lorsque la variable est sous-représentée. Des regroupements sont possibles afin d'améliorer les résultats (par exemple regrouper les zones 1 et 2) mais le produit à tarifier doit-être segmenté par zone d'où l'intérêt d'avoir un coefficient par zone.

Si non, quelle que soit la zone considérée, la fréquence observée est très proche de la fréquence estimée (bien que légèrement supérieure). Ainsi, le modèle semble plutôt bien approcher la sinistralité en terme de fréquence selon la zone.

Il est possible de s'attendre ici à avoir une stricte décroissance en fonction de la zone du fait que le risque décroît avec la zone selon l'interprétation de notre zonier. Or, cette tendance n'est observée que pour les zones 1 à 3. Cela traduit le fait que, en terme de nombre de sinistres, la zone 4 ne soit pas la plus risquée. En effet, en observant la figure de droite, le nombre de sinistres observé pour la zone 4 est légèrement inférieur à celui de la zone 3.

Calibrage de l'effet de la formule souscrite

Le produit étudié comporte six formules allant de 1 à 6. Le niveau de couverture est croissant par formule. À l'image de ce qui a été réalisé pour la zone, les coefficients estimés ont été tracés avec leurs intervalles de confiance ainsi que la fréquence estimée par le modèle pour chaque formule. La formule la plus exposée est la formule 2, elle servira donc de formule de référence.

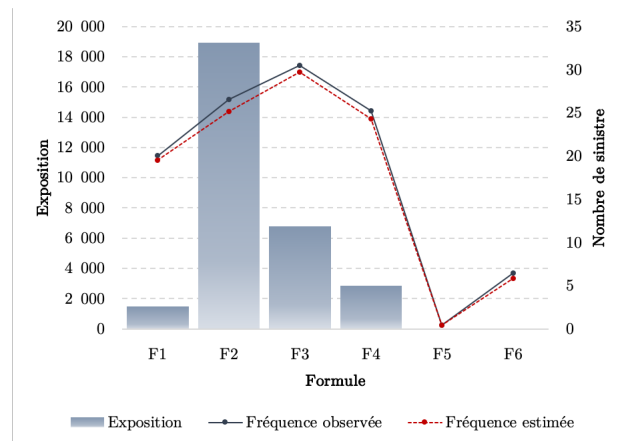
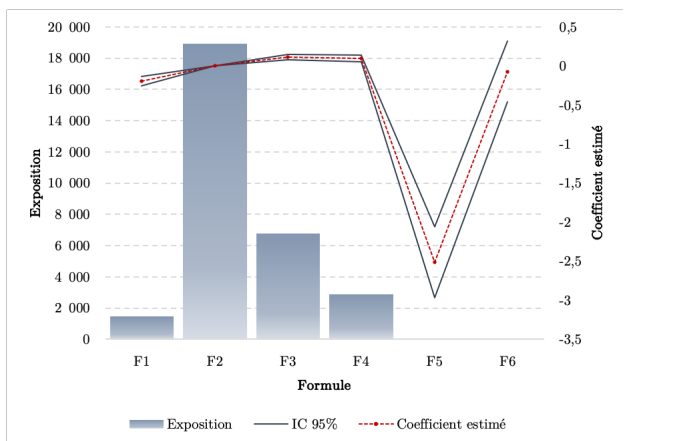


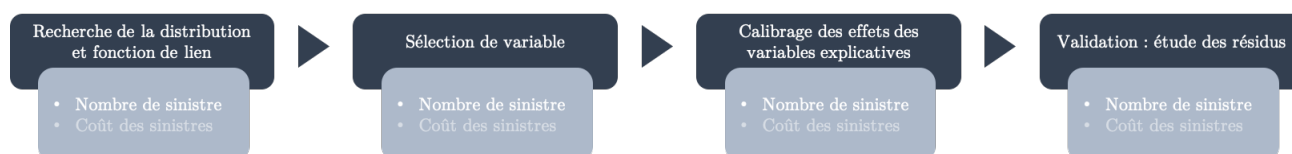
FIGURE 71 – Coefficients estimés par le modèle en fonction de la formule

FIGURE 72 – Comparaison observé/estimé en fonction de la formule

Ici aussi, la fréquence observée et la fréquence estimée par le modèle sont proches. Une hausse jusqu'en formule 4 puis un pic de décroissance pour la formule 5 est observable. La croissance peut s'expliquer par le raisonnement suivant : plus une personne est couverte, plus elle aura des facilités à aller consommer et donc son nombre de sinistres augmentera. Ce raisonnement est mis à mal par les résultats de la formule 5 car la fréquence diminue pour cette formule. L'exposition peut venir expliquer cela car pour cette formule, l'exposition est proche de 0. Ce manque d'exposition est visible au regard des intervalles de confiance. Une solution serait de regrouper entre elles les formules 4, 5 et 6 afin de corriger le biais apporté par le manque d'exposition. Or, comme pour la zone, il y a une nécessité d'avoir un coefficient par formule d'où le choix de conserver cette segmentation.

Finalement, au vu de ces résultats de modélisation, il est possible de dire que le modèle estimé approche assez bien les données. Cependant, le manque d'exposition vient réduire la précision de certaines estimations. La dernière étape consiste à analyser les résidus du modèle à des fins de validation.

Étape 4 : Analyse des résidus



Afin de valider ce modèle, il convient de regarder les résidus de ce dernier, plus précisément les résidus agrégés, encore appelés *crunched residuals*. Ces résidus ont pour but de regrouper en paquets iso-exposés les résidus du modèle. Ces paquets sont faits à partir des valeurs prédites triées dans l'ordre croissant afin que ceux-ci soient homogènes en terme de risque prédit. Les résidus de Pearson sont utilisés ici.

Les résidus groupés de Pearson du modèle de fréquence attritionnelle ont été tracés en fonction de l'indice de la classe de risque :

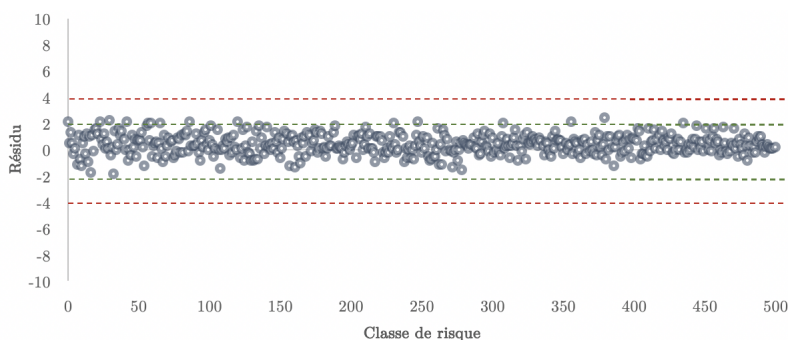


FIGURE 73 – Des résidus de Pearson ne remettant pas en doute la validation du modèle

Ici, aucune tendance particulière traduisant un caractère pseudo-aléatoire des résidus n'est visible. De plus, presque tous les résidus sont compris entre -2 et 2⁴¹ correspondant aux seuils optimaux de validité. Cela témoigne d'une bonne adéquation du modèle, car l'idéal est une normalité centrée et réduite des résidus et donc une valeur moyenne proche de 0 ainsi qu'une allure plutôt inhomogène traduisant l'aléa. Néanmoins, dans le monde idéal, l'ensemble des résidus sont à 0. Le modèle ici est bon mais perfectible (notamment en ajoutant des variables explicatives ou en regroupant certaines modalités non-significatives).

Finalement, au vu des résultats obtenus, le modèle est valide. Maintenant, il convient de passer à la modélisation des coûts attritionnels.

7.1.2 Modèle de coût attritionnel

À l'image de ce qui a été réalisé pour la modélisation de la fréquence attritionnelle, les coûts attritionnels sont modélisés en respectant le protocole en 4 étapes : détermination de la distribution des coûts et choix de la fonction de lien, sélection des variables explicatives, calibrage des effets des variables explicatives et validation du modèle.

41. Pour définir les niveaux des seuils de valeurs anormalement élevées pour les résidus, on s'appuie sur la loi normale centrée réduite $\mathbb{P}[\mathcal{N}(0, 1) \notin [-t_\alpha, t_\alpha]]$. Ainsi, chaque résidu a une probabilité α de se trouver hors de l'intervalle

Étape 1 : Détermination de la distribution des coûts et choix de la fonction de lien



La loi de probabilité pour les coûts est à choisir parmi trois candidats : la loi Gamma, la loi Log-Normale et la loi Inverse-Gaussienne. Dans toute cette partie, C_{attri} désigne le coût des sinistres en dessous du seuil u_{cout} qui vaut, pour rappel, 200.

La détermination de la distribution s'effectue en deux niveaux : une étude graphique et une comparaison des critères de qualité AIC , BIC et déviance.

Le graphique suivant permet de comparer la distribution empirique de C_{attri} et les distributions théoriques candidates dont les paramètres sont estimés à l'aide d'une méthode des moments. Pour améliorer la lecture du graphique, seuls les premiers quantiles sont affichés :

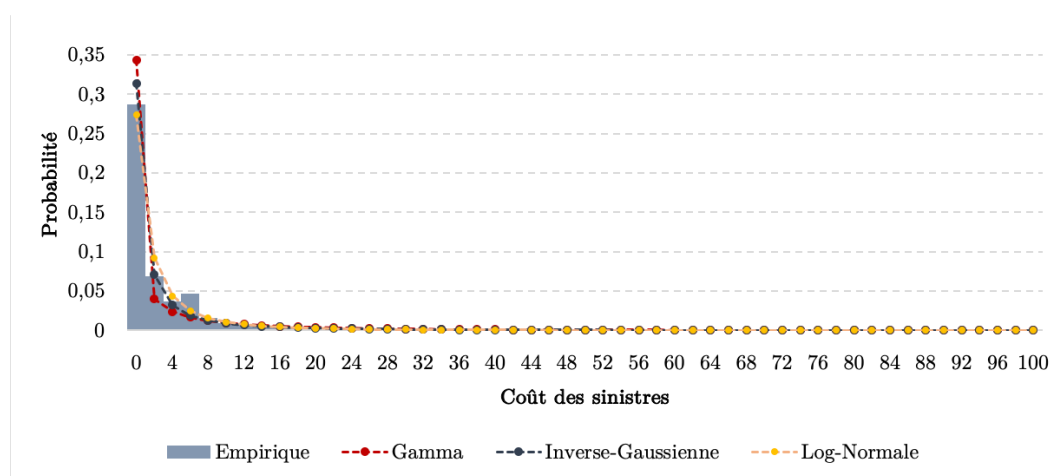


FIGURE 74 – Étude graphique de la distribution du nombre de sinistres : la loi Gamma est la moins adaptée

Visuellement, les distributions théoriques semblent relativement bien approcher la distribution empirique. Sauf la loi Gamma qui est celle approchant le moins bien la loi empirique ici. Pour les deux autres distributions, il est difficile de pouvoir réaliser un arbitrage du fait de leur proximité. Une comparaison des critères de qualité a été réalisée afin de choisir finalement la loi. Les résultats sont les suivants :

	Loi Gamma	Loi Inverse-Gaussienne	Loi Log-Normale
AIC	7 870 466	7 102 630	7 230 445
BIC	7 870 491	7 102 655	7 230 470
Déviance	2 899 741	1 299 544	2 516 274

TABLE 13 – Les critères de qualités suggère d'utiliser un modèle Inverse-Gaussien

Au regard de ces valeurs, la loi Inverse-Gaussienne semble être la plus adaptée. C'est donc cette loi qui servira à calibrer le modèle linéaire généralisé pour les coûts. La fonction de lien logarithmique sera utilisée pour rendre le modèle multiplicatif. Ainsi, le modèle s'écrit, avec $C_{attri} \sim IG$:

$$\ln(\mathbb{E}[C_{attri}|X]) = {}^t X \beta$$

Le choix de la distribution étant réalisé, il est maintenant possible de passer à l'étape suivante qui consiste à réaliser une sélection *à priori* des variables explicatives.

Étape 2 : Sélection des variables explicatives



De la même façon que pour la fréquence attritionnelle, un retraitement de la variable âge a été effectué afin de réduire le nombre de coefficients à estimer. Les *splines* sont, ici aussi, utilisés pour réduire la dimension de cette variable. Il est ainsi nécessaire de déterminer les nœuds et le degré des polynômes.

Pour déterminer les nœuds, la distribution empirique des coûts attritionnels a été tracée :

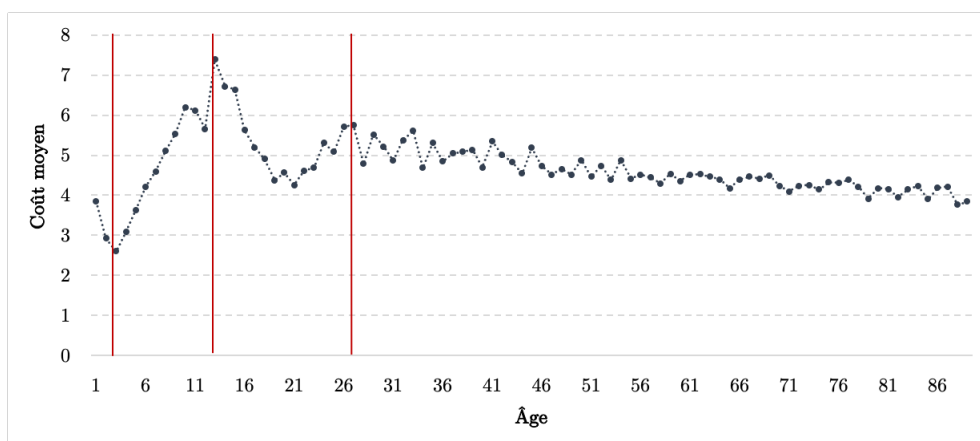


FIGURE 75 – Recherche graphique des nœuds pour les *splines*

Cette figure suggère de considérer les noeuds pour les âges : 3, 13 et 27 ans. Une croissance pour les bas âges est visible puis ensuite une décroissance progressive jusqu'en fin de distribution. Un nœuds à 21 ans aurait pu être ajouté, mais cela augmenterait le nombre de paramètres pour des résultats potentiellement peu différents.

Le choix du degré est réalisé en obtenant un modèle minimisant l'AIC. Ainsi, le modèle complet est lancé en faisant varier le degré des polynômes et les résultats suivants sont obtenus :

	Degré 1	Degré 2	Degré 3	Degré 4
<i>AIC</i>	7 093 338	7 093 140	7 093 335	7 093 232

C'est le degré 2 qui est le plus performant au sens du critère *AIC*. Ainsi, la variable âge va être recodifiée à l'aide de courbe *spline* dont les noeuds sont 3, 13 et 27 ans et dont le degré est 2. Soit un degré de liberté de 5. Finalement, le paramétrage des variables explicatives est le suivant :

- Âge : utilisation d'un spline de degré 2 à 3 nœuds. Ce qui donne 5 degré de liberté pour cette variable ;
- Zone : aucun reparamétrage. Il y a donc quatre modalités donc 3 degré de liberté ;
- Régime : aucun reparamétrage. Il y a donc cinq modalités donc 4 degré de liberté ;
- Formule : aucun reparamétrage. Il y a donc six modalités donc 5 degré de liberté.

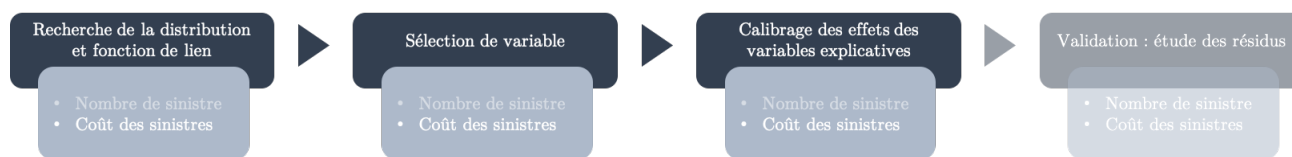
Le tableau suivant présente les résultats du test de Wald pour le modèle de coût attritionnel :

	Degré de liberté	χ^2	$\text{Pr} > \chi^2$
Âge	5	2 035,62	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Zone	3	190,59	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Régime	4	2 168,26	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Formule	5	945,64	$< 2,2 \times 10^{-16}$

TABLE 14 – Toutes les variables semblent pertinente au sens du test de Wald

En se fixant un seuil de significativité à 5%, toutes les variables passent le test de Wald. Une sélection automatique vient valider ce constat en montrant que l'*AIC* est minimal lorsque toutes les variables sont présentes. Le modèle sélectionné, il est possible de passer au calibrage des effets des variables explicatives. Ici, toutes les variables explicatives sont conservées.

Étape 3 : Calibrage de l'effet des variables explicatives



Les coefficients estimés, il convient, comme pour la fréquence des sinistres, d'étudier le calibrage des effets des variables explicatives. L'objectif ici est de regarder les coefficients estimés et de voir si des regroupements sont nécessaires entre différentes modalités non-significatives.

Calibrage de l'effet de l'âge

Le graphe permettant de comparer le coût moyen observé et le coût moyen estimé par le modèle en fonction de l'âge de l'individu est tracé :

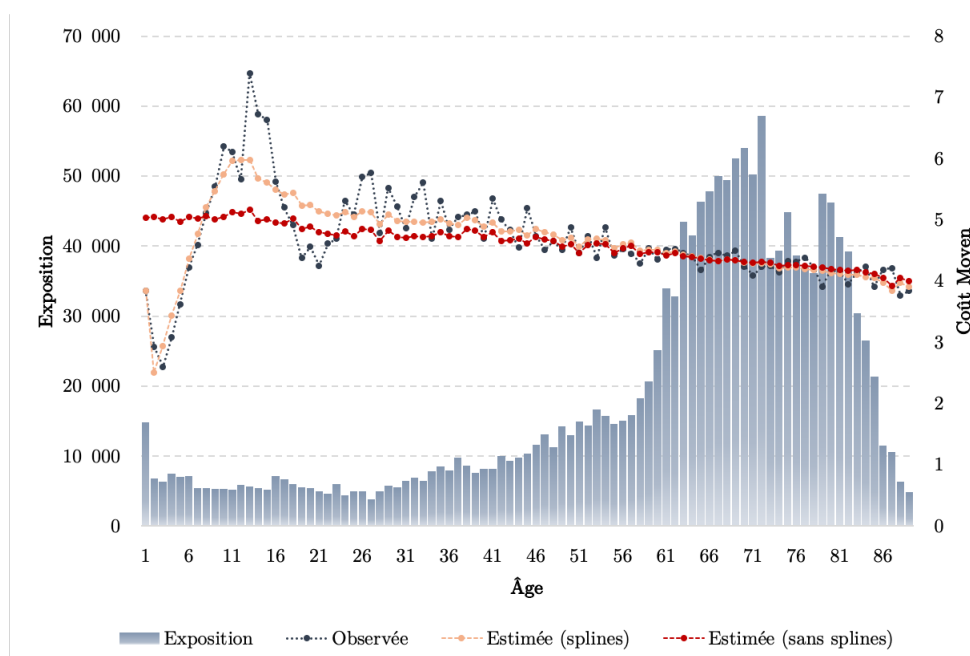


FIGURE 76 – Un modèle qui approche bien l'observé sur les âges élevés

À la différence de la figure 39, en excluant les extrêmes, le coût moyen observé suit une tendance légèrement décroissante avec l'âge. De plus, l'exposition est faible pour les bas âges et tend à croître jusqu'à l'âge "sénior". L'exposition faible des bas âges entraîne une légère différence entre les coûts observés et modélisés. Cependant, la même tendance que pour l'observé est retrouvée.

Le modèle estimé avec *splines* approche assez bien la distribution empirique des coûts moyens par âge, en particulier pour les grands âges. Néanmoins, l'estimation *splinée* ne capte pas le pic au niveau de l'adolescence notamment dû au manque d'exposition pour ces âges.

Comme pour la fréquence, l'ajout de courbe *spline* au modèle améliore nettement l'estimation du coût moyen en fonction de l'âge. Sans utilisation de *spline*, le coût moyen à l'adolescence est nettement sous-estimé. Une autre alternative serait de réaliser des tranches d'âge. Or, cette alternative est souvent moins pertinente que l'ajout de *spline* et est plus difficile à mettre en place, car elle nécessite de trouver les tranches les plus optimales (au sens du critère *AIC* ou en effectuant des segmentations à l'aide de méthode d'apprentissage statistique par exemple).

Calibrage de l'effet de la zone

Pour rappel, le zonier est divisé en 4 zones allant de 1 (zone la plus risquée) à 4 (zone la moins risquée). La zone géographique a un impact significatif sur le coût. En effet, les dépassements d'honoraire en grande agglomération sont susceptibles d'être plus élevés de par la plus grande proportion de spécialiste de santé. De ce fait, la logique voudrait que le coût soit décroissant avec la zone. Pour rappel, la modalité de référence a été choisie comme étant celle ayant le plus d'exposition, soit la zone 4.

Les figures suivantes présentent, en fonction de l'exposition, les coefficients estimés par le modèle pour la zone et les coûts moyens estimés par zone :



FIGURE 77 – Coefficients estimés par le modèle en fonction de la zone

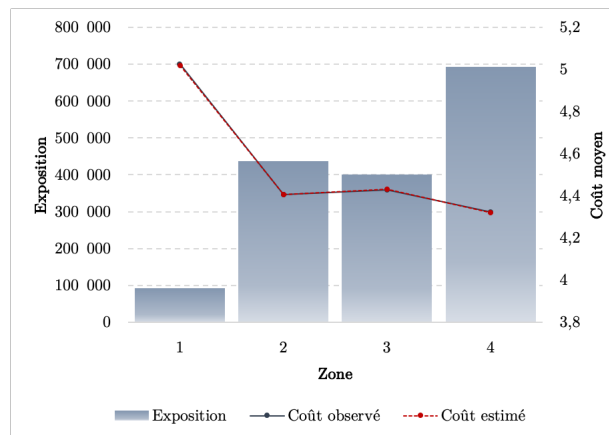


FIGURE 78 – Comparaison observé/estimé en fonction de la zone

L'effet de décroissance en fonction de la zone est capté par le modèle estimé. Les coefficients estimés par le modèle présentent une forte décroissance entre la zone 1 et la zone 3. Néanmoins une légère croissance apparaît entre la zone 3 et la zone 4.

La largeur des intervalles de confiance à 95% rassure aussi sur la volatilité des coefficients. En effet, moins l'intervalle est large, moins le coefficient estimé est volatil. Cette faible volatilité vient du fait que l'exposition pour chaque zone est relativement haute, induisant mécaniquement moins de volatilité. De plus, au regard de la figure de droite, le coût moyen estimé est très proche de l'observé ce qui rassure sur la qualité du calibrage de la zone.

Calibrage de l'effet de la formule

La formule apparaît aussi comme une variable ayant une grande influence sur le coût. En effet, plus la formule sera haute, plus l'assuré se verra rembourser les dépassements. De ce fait, le coût est censé être croissant avec la formule. Pour rappel, le produit propose six formules dont les prises en charge sont croissantes. Les figures 79 et 80 représentent, en fonction de l'exposition, les coefficients estimés par le modèle pour la formule ainsi que les coûts moyens estimés par formule.

Une croissance des coefficients par formule est observable, notamment de la formule 1 à 4. Il y a un grand pic de croissance de la formule 4 à 5 qui se suit d'une décroissance à la formule 6. L'effet attendu est visible de la formule 1 à 5, mais pas pour la formule 6. Pour cause, l'exposition pour ces deux formules est très basse donc statistiquement, le modèle peine à ajuster correctement les coefficients de ces modalités. De plus, la très faible exposition pour les formules 5 et 6 induit une variance très élevée pour nos coefficients et donc des intervalles de confiance excessivement grands. Une solution serait, comme pour la fréquence, de regrouper les formules 4, 5 et 6 pour corriger cela, mais il est préférable garder le détail par formule ici pour des raisons commerciales.

En ce qui concerne le coût estimé, le modèle est proche de l'observé pour les formules 1 à 4 (celles présentant les plus grandes expositions). Une légère surestimation est visible pour la formule 5 et une sous-estimation pour la formule 6. Finalement, hormis les hautes formules, le calibrage de l'effet de la formule semble être pertinent.

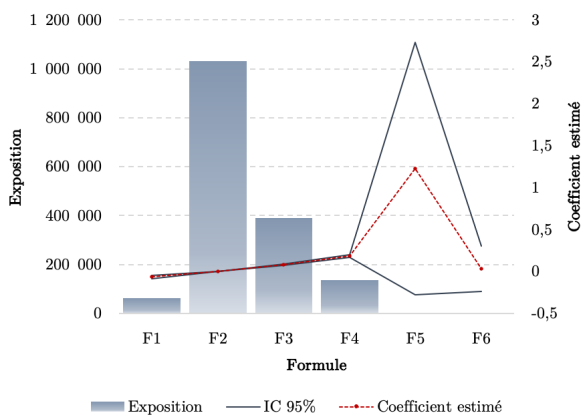


FIGURE 79 – Coefficients estimés par le modèle en fonction de la formule

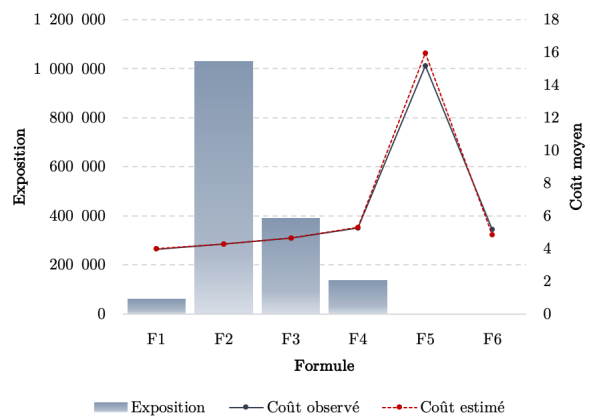


FIGURE 80 – Comparaison observé/estimé en fonction de la formule

Calibrage de l'effet du régime

Pour le coût, la variable régime a été conservée dans la modélisation. Cette variable est particulière dans notre cas, car une très grande partie du portefeuille se retrouve dans une seule modalité : le régime général. Les coefficients du modèle estimé ainsi que les coûts moyens estimés en fonction du régime d'affiliation et en fonction des expositions ont été tracés ici.

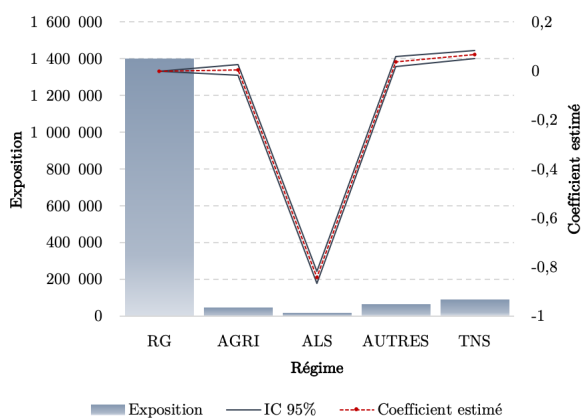


FIGURE 81 – Coefficients estimés par le modèle en fonction du régime

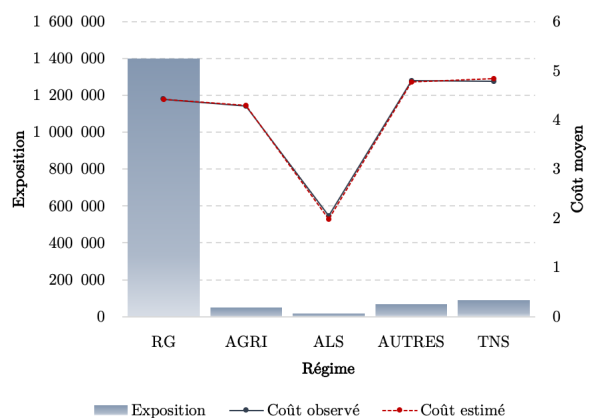
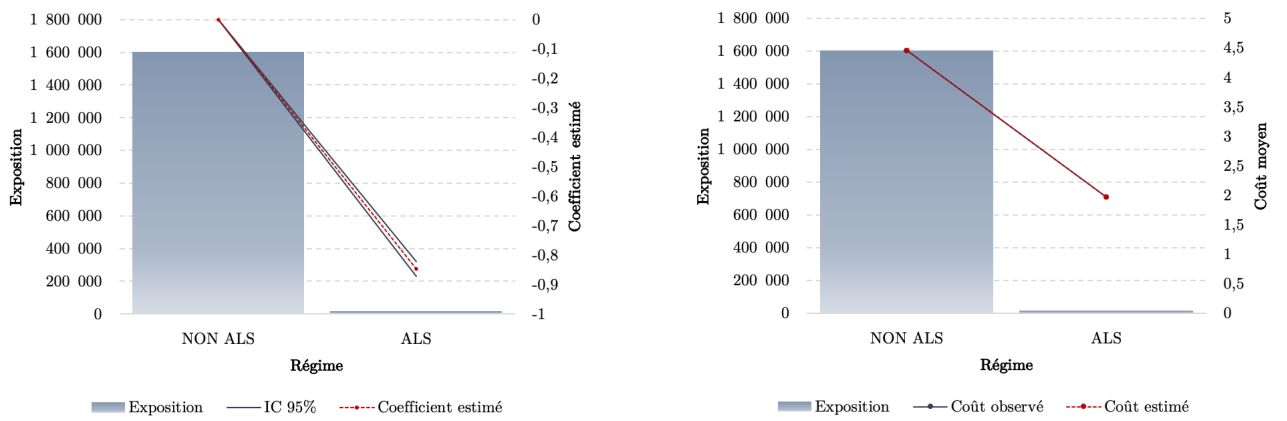


FIGURE 82 – Comparaison observé/estimé en fonction du régime

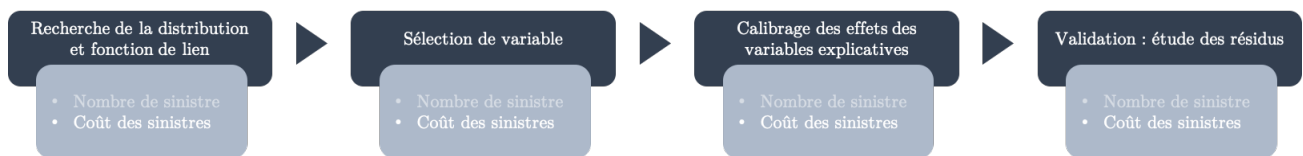
La Sécurité Sociale fait varier ses taux de prises en charge selon le régime. Par exemple, le régime Alsace-Moselle (ALS) bénéficie de meilleurs remboursements du régime obligatoire et donc les restes à charge après intervention de ce dernier sont plus bas. L'estimation permet de retrouver ce constat, car la prise en charge de la complémentaire est nettement plus basse pour ce régime. Il est difficile d'émettre d'autres constats. Tous les autres régimes présentent des coefficients relativement proches du fait que pour tous ces régimes, le remboursement est le même. Il est donc fait le choix de reparamétrer cette variable en ne donnant que deux modalités : régime Alsace-Moselle et régime non Alsace-Moselle. En estimant à nouveau les paramètres, les résultats sont les suivants :



L'interprétation n'est pas bien différente que précédemment, mais ce regroupement permet une légère réduction du critère *AIC* et permet de n'avoir que deux coefficients plutôt que 5.

La dernière étape consiste à observer les résidus à des fins de validation du modèle.

Étape 4 : Analyse des résidus



Comme pour la fréquence, pour valider le modèle, il convient de regarder les résidus de ce dernier. Le graphique des résidus groupés de Pearson du modèle de coût attritionnel en fonction de l'indice de la classe de risque a donc été tracé :

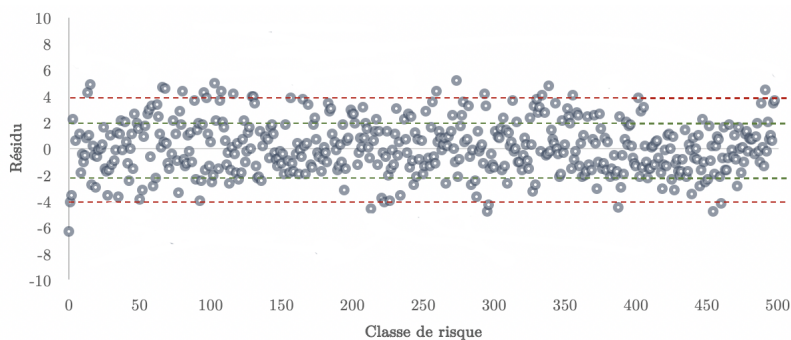


FIGURE 83 – Des résidus disparates mais inclus dans la zone de confiance

Aucune tendance particulière n'est visible sur ce graphique. Malgré quelques valeurs s'écartant du nuage de point, il y a globalement des valeurs comprises dans nos intervalles d'acceptation. Dans un univers idéalisé, l'ensemble des résidus se trouve dans le premier intervalle d'acceptation (comme pour le modèle de fréquence). Ici, il est possible de remarquer que certains blocs de résidus se situent au-delà de ce premier niveau de confiance. Ce constat met à mal la validation du modèle. Cependant, la quasi-totalité des blocs de résidus se trouve dans le second intervalle d'acceptation. Ainsi, au sens de ce critère, le modèle est valide.

Finalement, une modélisation à l'aide de modèles linéaires généralisés a été effectuée pour la sinistralité attritionnelle (au sens des seuils prédéfinis). Il faut maintenant modéliser la partie de la prime pure relative aux sinistres atypiques. C'est l'objet de la partie suivante.

7.2 Modélisation de la sinistralité atypique

Ici, il convient de modéliser la partie atypique de la sinistralité. Pour rappel, si Y est la variable d'intérêt et u le seuil à partir duquel les valeurs de Y sont considérées comme étant atypique alors il faut modéliser :

$$\mathbb{E}[Y|X, Y > u]$$

qui en moyenne est égal à $\mathbb{E}[Y|Y > u]$. Donc l'objectif ici sera d'ajuster un modèle des valeurs extrêmes sur nos données afin d'estimer cette quantité. Dans le cas où le modèle des valeurs extrêmes n'est pas adapté, il sera appliqué, pour simplifier, un modèle déterministe⁴².

7.2.1 Modèle de fréquence atypique

Pour rappel, le seuil pour le nombre de sinistres u_{nombre} a été fixé, par la méthode du *Mean Excess Plot*, à 160 sinistres. Notons alors $N_{atyp} = N - u_{nombre} | N > u_{nombre}$.

La méthode de détermination du seuil utilisée fait le postulat que N_{atyp} suit une loi de Pareto Généralisée. Donc, pour juger la crédibilité de ce seuil, il convient de voir si les données s'apparentent à une loi de Pareto Généralisée.

La loi de Pareto Généralisée dépend de deux paramètres : un paramètre noté ξ correspondant au paramètre de queue et un paramètre d'échelle σ . En pratique, la méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer ces paramètres, car elle permet d'obtenir des lois asymptotiques utiles pour les deux paramètres. D'autres estimateurs vérifiant la normalité asymptotique existent pour le paramètre ξ comme l'estimateur de Hill par exemple.

Pour la loi de Pareto Généralisée, la log-vraisemblance s'exprime comme :

$$\mathcal{L}(y_1, \dots, y_s; \sigma, \xi) = \begin{cases} -s \log(\sigma) - \left(1 + \frac{1}{\xi}\right) \sum_{i=1}^s \log\left(1 + \frac{\xi}{\sigma} y_i\right) & \text{si } \xi \neq 0 \\ -s \log(\sigma) - \frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^s y_i & \text{si } \xi = 0 \end{cases}$$

avec y_i ($i \in \{1, \dots, s\}$) les valeurs prises par la variable d'intérêt dépassant le seuil u_{nombre} . Donc les estimateurs des paramètres sont obtenus en maximisant ces quantités :

$$(\hat{\sigma}, \hat{\xi}) = \max_{\sigma, \xi} \mathcal{L}(\sigma, \xi)$$

Ici, en prenant $Y = N_{atyp}$, les estimations obtenues sont les suivantes :

Paramètre	$\hat{\sigma}$	$\hat{\xi}$
Estimateur	56,62	0,26
Intervalle de confiance (95%)	[53,12 ; 60,12]	[0,21 ; 0,30]

TABLE 15 – Un paramètre de queue strictement positif caractéristique d'une lourdeur de la queue de distribution

Le paramètre de queue est strictement positif avec 95% de certitude. Ainsi, cela confirme bien que la distribution calibrée appartient au domaine des valeurs extrêmes. Les graphiques suivants ont pour but d'illustrer si l'adéquation de N_{atyp} avec une loi Pareto Généralisée de paramètres $\hat{\sigma}$ et $\hat{\xi}$ est correcte. Le premier graphique compare la distribution empirique des excédants avec la distribution théorique calibrée à l'aide d'un modèle des valeurs extrêmes. Le second graphique compare les quantiles empiriques et les quantiles théoriques :

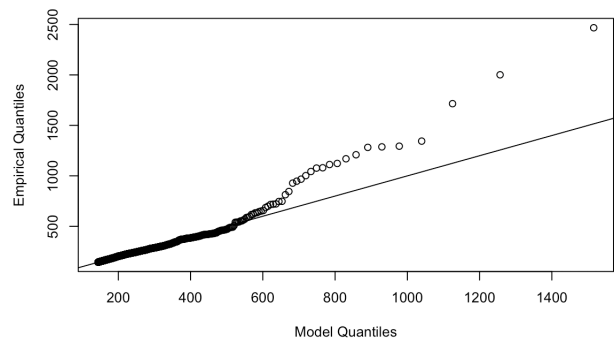
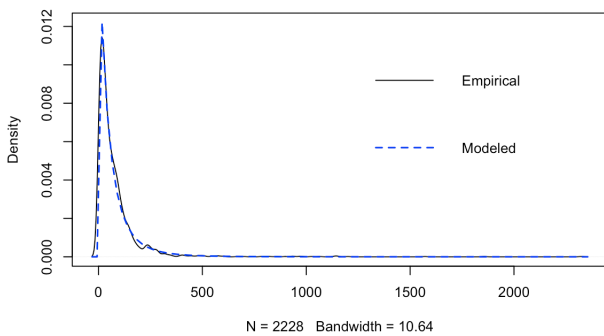


FIGURE 84 – Comparaison des distributions empiriques et théoriques : les deux distributions sont proches

FIGURE 85 – Graphique quantile-quantile : une adéquation bonne qui se dégrade pour les grands quantiles

42. Le modèle déterministe consiste à approcher $\mathbb{E}[Y|Y > u]$ par la moyenne empirique des excédents

Au vu de ces graphiques, les densités sont très proches, ce qui traduit une bonne adéquation du modèle. Le graphique de droite, correspondant au *quantile-quantile plot* confirme que le modèle *GPD* s'adapte aux données, du moins pour les premiers quantiles. Cependant, plus les quantiles sont élevés moins l'alignement est observé traduisant une légère faiblesse en queue de distribution. Malgré tout, il est possible de dire que le modèle s'ajuste correctement aux données.

Pour estimer la quantité $\mathbb{E}[N_{atyp}]$, il convient de calculer l'espérance mathématique d'une loi Pareto Généralisé. Le paramètre de queue étant estimé non-nul, la fonction de répartition de la loi Pareto Généralisé s'écrit :

$$G_{\xi,\sigma}(x) = 1 - \left(1 + \xi \frac{x}{\sigma}\right)^{-1/\xi}$$

La loi de Pareto Généralisé vérifie la propriété suivante : "Il existe un moment d'ordre k dès lors que $\xi < \frac{1}{k}$ ". Ici, il est donc possible d'exprimer l'espérance mathématique (moment d'ordre 1) comme suit :

$$\mathbb{E}[GPD(\xi, \sigma)] = \frac{\sigma}{1 - \xi}$$

Finalement il résulte, en moyenne, que $\mathbb{E}[N - u_{nombre}|X] = 76,12$. Ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[N|X, Y > u_{nombre}] &= \mathbb{E}[GPD(\hat{\xi}, \hat{\sigma})] + u_{nombre} \\ &= \hat{\sigma}/(1 - \hat{\xi}) + 160 \\ &= 236,51 \end{aligned}$$

En calculant la moyenne empirique des nombres de sinistres dépassant le seuil, il vient que l'estimation est assez proche de l'observé. En effet, la moyenne empirique est de 234,66 sinistres pour les extrêmes.

Une étude supplémentaire a été effectuée afin de voir si les distributions classiquement utilisées pour la modélisation du nombre de sinistres pouvaient être calibrées aux données de sinistre atypique : la loi de Poisson et la loi Binomiale-Négative. L'étude réalisée est graphique et permet de voir qu'aucune de ces deux lois ne permet d'approcher la distribution du nombre de sinistres atypiques :

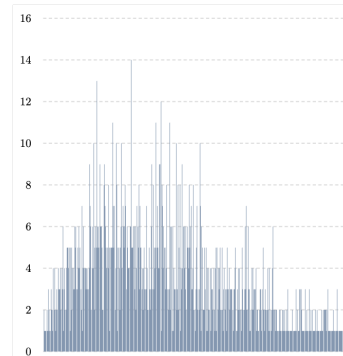
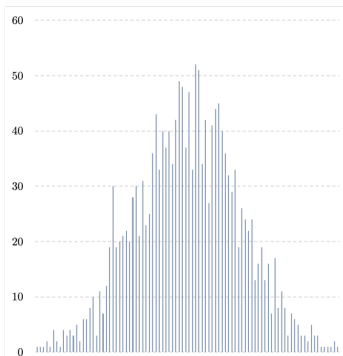
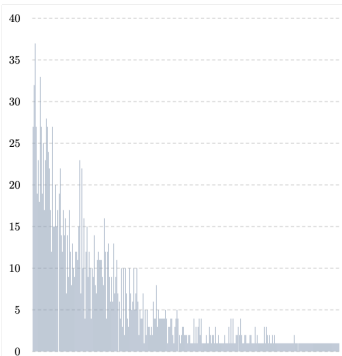


FIGURE 86 – Distribution empirique du nombre de sinistres extrêmes

FIGURE 87 – Distribution de Poisson

FIGURE 88 – Distribution Binomiale-Négative

De plus, d'après le critère *AIC*, la distribution *GPD* est la plus appropriée :

	Loi Pareto Généralisé	Loi Poisson	Loi Binomiale-Négative
<i>AIC</i>	18 374	95 709	20 292

TABLE 16 – Le critère *AIC* motive notre choix de modélisation : la *GPD* est plus appropriée

La partie atypique du nombre de sinistres a ainsi été modélisée. Il convient maintenant de réaliser la même étude pour les coûts atypiques.

7.2.2 Modèle de coût atypique

Pour la modélisation des coûts atypiques $C_{atyp} = C - u_{cout}|C > u_{cout}$, le seuil a été fixé à 200€. Ce seuil a été calculé à l'aide de la *Mean Excess Function* appliquée à l'ensemble des coûts hormis les "actes courants" qui venaient drastiquement baisser ce seuil. De ce fait, la modélisation *GPD* n'est pas adaptée pour le coût des sinistres extrêmes.

Les figures suivantes montrent bien que l'adéquation avec une loi Pareto Généralisée n'est pas bonne :

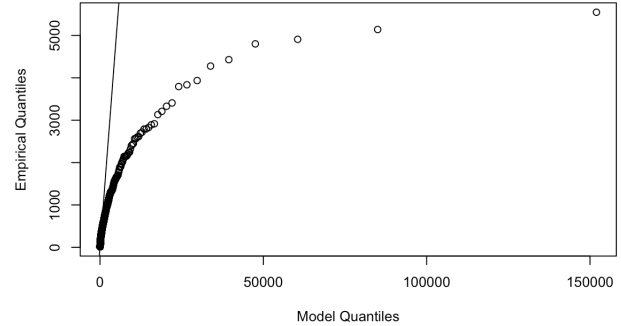
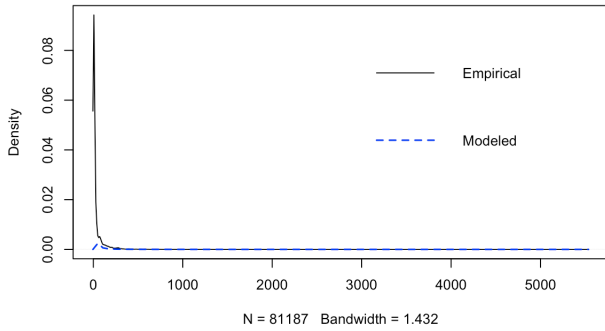


FIGURE 89 – Comparaison des distributions empiriques et théoriques : aucune proximité

FIGURE 90 – Un graphique quantile-quantile rejetant l'adéquation

Afin de pallier à cela, un modèle déterministe consistant à simplement estimer la moyenne des coûts atypiques par la moyenne empirique est utilisé. En effet :

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[C|X, C > u_{cout}]] = \mathbb{E}[C|C > u_{cout}]$$

Donc le coût des sinistres atypiques est estimé par la moyenne empirique des coûts extrêmes, soit 416,46€.

À l'image du nombre de sinistres atypiques, il a été testé si la distribution des sinistres atypiques s'apparentait aux distributions classiquement utilisées pour la modélisation des coûts : Gamma, Log-Normale et Inverse-Gaussienne. Or, pour ces lois, le calibrage n'est pas optimal. En effet, les sinistres atypiques sont caractérisés par des distributions à queue lourde et les distributions candidates ne respectent pas toutes ce critère (la loi Gamma et Log-Normale étant des lois de la famille exponentielle). La loi Log-Normale peut-être assimilée à une distribution à queue lourde, mais ici, les distributions sont graphiquement très différentes. D'où le choix de retenir la moyenne empirique afin d'estimer la moyenne des coûts atypiques.

Finalement, la partie atypique de notre modèle a été estimée. Les méthodes utilisées présentent l'avantage d'être très simple à mettre en œuvre et lorsqu'une loi des valeurs extrêmes se calent aux données il est possible d'effectuer des estimations plus précises. Néanmoins, cette méthode présente le désavantage de ne pas segmenter par facteurs de risque. Ce désavantage peut être pallier par l'ajout de correctif par caractéristiques des individus. En santé, les comportements extrêmes étant particulièrement rares, le calcul des correctifs ne serait pas précis.

7.3 Modélisation de l'apparition d'un sinistre atypique

La dernière étape de la modélisation est l'estimation de la probabilité d'occurrence d'un sinistre atypique pour le coût et le nombre de sinistres afin d'effectuer une jointure entre les parties attritionnelles et atypiques. Il convient donc, pour chacune des variables d'intérêt Y ⁴³, de déterminer $p_Y(X) = \mathbb{P}[Y = 1|X = x]$ pour tout x . Cette probabilité va permettre de faire la jointure entre la modélisation extrême et la modélisation non-extrême.

Pour modéliser ces probabilités, la régression logistique présentée en 6.4 est utilisée. Étant un cas particulier des modèles linéaires généralisés, il convient d'effectuer une partie des étapes de ces derniers (sélection de variables, estimation des coefficients et validation du modèle). Ici, les sous-bases fréquence et coût non-segmentées serviront de base de référence au modèle. Au préalable, une variable indicatrice de sinistre atypique à l'aide des seuils u_{cout} et u_{nombre} , respectivement égaux à 200 et 160, a été ajoutée.

Étape 1 : Sélection des variables explicatives

À l'image de ce qui a été fait pour la modélisation des sinistres attritionnels, un test de Wald est effectué afin de sélectionner les variables significatives. Le re-paramétrage des variables explicatives suivants a préalablement été réalisé :

- Âge : découpage en 8 tranches d'âge. Ce qui donne 7 degrés de liberté pour cette variable ;
- Zone : aucun re-paramétrage. Il y a quatre modalités donc 3 degrés de liberté ;
- Régime : regroupement des régimes différents du régime général. Ce qui donne deux modalités soit 1 degré de liberté ;
- Formule : création de deux catégories : formules basses (1 à 3) et formules hautes (4 à 6). Ce qui donne 1 degré de liberté.

43. Ici, la variable Y représente l'apparition d'un sinistre atypique en coût et en fréquence

Les regroupements ici ont été réalisés de sorte à maximiser les critères de qualité et de sorte à avoir des classes "logique"⁴⁴. Ces classes ont aussi été effectuées de sorte à avoir une exposition relativement grande dans chacune des classes. Par exemple, deux paquets pour la formule ont été construits car les formules 5 et 6 n'ont que très peu d'exposition.

Les résultats des tests de Wald sont présentés dans les tableaux ci-dessous :

	Degré de liberté	χ^2	$\Pr > \chi^2$
Âge	7	2 391,34	$< 2,2 \times 10^{-16}$
Zone	3	60,77	$4,029 \times 10^{-13}$
Régime	1	0,37	$> 0,5$
Formule	1	11,42	0,0007251

TABLE 17 – Test de Wald pour le modèle d'apparition d'un nombre de sinistres atypiques

	Degré de liberté	χ^2	$\Pr > \chi^2$
Âge	7	41,34	$6,979 \times 10^{-7}$
Zone	3	25,48	$1,224 \times 10^{-5}$
Régime	1	0,094	$> 0,5$
Formule	1	197,180	$< 2,2 \times 10^{-16}$

TABLE 18 – Test de Wald pour le modèle d'apparition d'un coût atypique

Au vu de ces résultats, la variable régime n'est pas significative pour le modèle au seuil 5% si bien pour le coût que pour le nombre de sinistres. Il a donc été décidé de l'écartier de l'étude pour modéliser $p_Y(X)$.

Pour interpréter les résultats, les rapports de côtes définis en partie 6.4 sont étudiés. Ces ratios vont permettre de juger la pertinence des variables explicatives sur le modèle.

Étape 2 : Estimation des coefficients et interprétations des résultats

Le modèle logistique est une méthode répandue en assurance grâce à son interprétation simple et claire. Pour interpréter les résultats d'une régression logistique, les rapports de côte sont préférés aux coefficients estimés bruts.

La classe de référence est définie comme celle qui est la plus exposée. Pour ces modalités, le coefficient est fixé à 0 et donc correspond à un rapport de côte à 1 par passage à l'exponentielle. Pour voir l'effet des autres modalités par rapport à cette référence, il suffit de regarder si les rapports de côte sont supérieurs ou inférieurs à 1.

Pour le coût et la fréquence, la probabilité $p_Y(X)$ a été modélisée à l'aide de trois variables explicatives dont les modalités sont regroupées comme dit plus haut. Les graphiques suivants présentent les rapports de côtes ainsi que leur intervalle de confiance pour chacune des variables explicatives. En notant C la variable coût et N la variable nombre de sinistres :

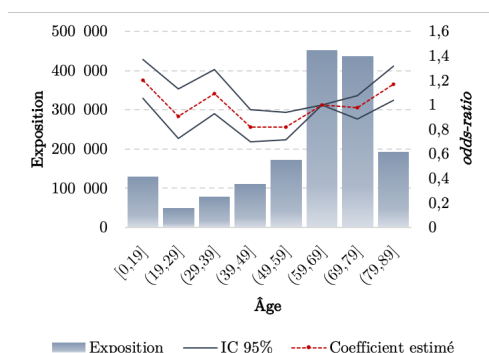


FIGURE 91 – $O_{ratio}^{age}(C)$

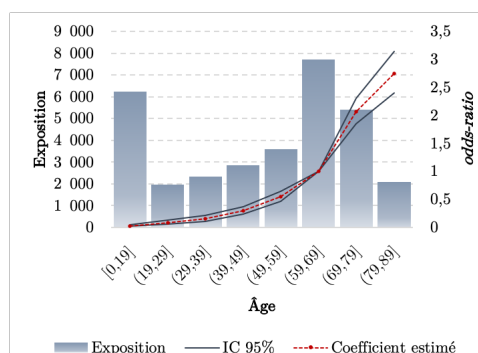


FIGURE 92 – $O_{ratio}^{age}(N)$

44. Le sens du terme logique ici est à comprendre comme "nous ne regroupons pas ensemble des modalités qui n'ont rien à voir entre elles"

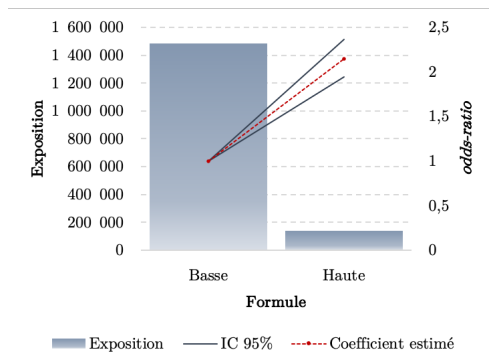


FIGURE 93 – $O_{ratio}^{formule}(C)$

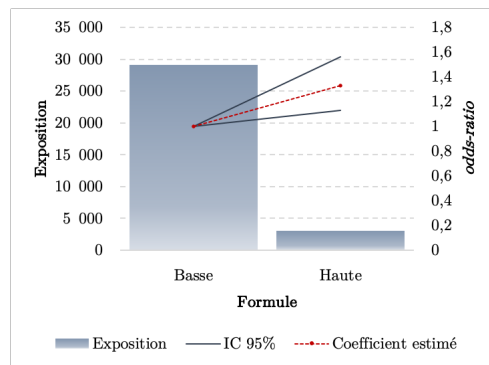


FIGURE 94 – $O_{ratio}^{formule}(N)$

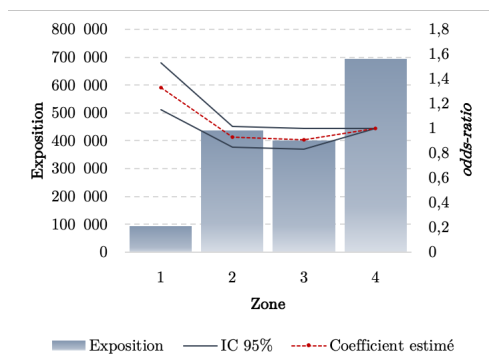


FIGURE 95 – $O_{ratio}^{zone}(C)$

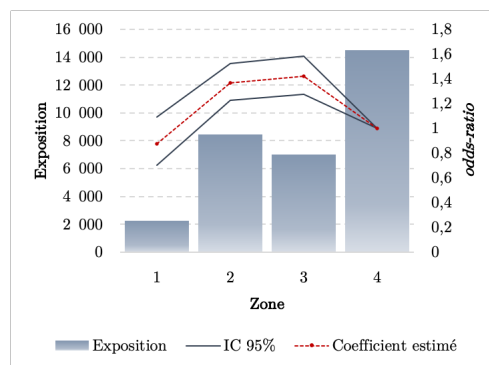


FIGURE 96 – $O_{ratio}^{zone}(N)$

Au vu de ces figures, les points suivants sont notables :

- Pour la modélisation de $p_C(X)$:
 - Pour l'âge, entre les tranches d'âge $[0;19]$ et $[39;49]$, il y a une décroissance des ratios puis une croissance sur les autres classes. Ce résultat paraît en accord avec les analyses faites précédemment. En effet, plus l'âge augmente plus les dépenses des assurés augmentent (avec un pic à l'adolescence) donc pour ces âges, le risque d'apparition d'un coût atypique est grand. Au vu des expositions sur les classes $[19;29]$ et $[29;39]$ il se pourrait qu'une stricte croissance en groupant ces deux classes soit observable. Néanmoins, pour presque toutes les classes, les intervalles de confiance sont relativement étroits ;
 - Pour la formule, les formules hautes présentent le ratio le plus élevé. Donc plus la formule est haute, plus la probabilité d'apparition d'un sinistre atypique en coût est grande au vu de ces résultats. Les formules hautes proposant de meilleurs remboursements, ce constat paraît plausible ;
 - Pour la zone, celles jugées à risques sont les plus basses. Donc en faisant un raisonnement analogue pour les atypiques, les zones les plus basses sont les plus sujettes à l'apparition de sinistres atypiques. D'après les résultats, moins la zone est haute, plus l'*odd-ratio* est élevé, ce qui confirme le raisonnement précédemment cité. Néanmoins, une stabilité à partir de la zone 2 est observable, de ce fait, la zone 1 est nettement plus à risque (au sens d'apparition d'un coût atypique) que les autres zones.
- Pour la modélisation de $p_N(X)$:
 - Pour l'âge, une croissance stricte est visible. Donc plus un individu est âgé plus le risque d'avoir un nombre très important de sinistres est grand. Ceci est en accord avec les études descriptives faites plus tôt. Les expositions étant relativement élevées, des ratios relativement précis au vu des intervalles de confiance sont obtenus ;
 - À l'image du coût, plus la formule est haute plus le ratio est élevé. Ici, l'intervalle de confiance pour les ratios est assez large traduisant une volatilité plus forte. Ce qui est notamment dû à une exposition particulièrement faible des hautes formules ;
 - Pour la zone, une courbe concave pour les ratios est obtenue. Ainsi, la zone la moins sujette au risque extrême est la première.

Avec ces coefficients, les probabilités obtenues présentent les valeurs-clés suivantes :

	Minimum	1 ^{er} quartile	Moyenne	3 ^e quartile	Maximum
$p_C(X)$	0,0013	0,0016	0,0019	0,0019	0,006
$p_N(X)$	0,0014	0,0049	0,05	0,075	0,23

TABLE 19 – Valeurs-clés des probabilités obtenues

Globalement, pour la fréquence, les probabilités sont plus hautes. En effet, au maximum, un individu a 23% de "chance" d'avoir un extrême. C'est-à-dire d'avoir recouru à plus de 160 actes dans l'année. Il n'est pas étonnant ici d'obtenir des probabilités plus élevées pour la fréquence. En effet, c'est le poste des "Actes Courants" qui est le plus représenté dans notre portefeuille et la consommation de ces actes se fait de façon plus fréquente que les autres actes donc les chances d'avoir plus de sinistre sont plus grandes. Néanmoins, en moyenne, les probabilités restent faibles ce qui est rassurant au vu du caractère coûteux d'un sinistre atypique.

La dernière étape pour ce modèle est la validation. La validation du modèle en régression logistique se fait de façon légèrement différente que pour les modèles linéaires généralisés classiques.

Étape 3 : Validation du modèle

En régression logistique binaire, il existe plusieurs façons de valider le modèle. L'une des plus répandue est la validation à l'aide de la courbe *ROC*. Une valeur de référence π est fixée *a priori*, il est possible d'utiliser le modèle comme un classificateur fournissant une prédiction de type 0/1 pour la réponse. Il est prédit 1 lorsque l'estimation est supérieure à π et 0 sinon. Il y a donc deux types d'erreur : prédire 0 lorsque la réponse est 1 ou l'inverse.

En pratique, un jeu de données de test⁴⁵ est utilisé. Pour une valeur de π , la sensibilité (proportion de 1 correctement prédite) et la spécificité (proportion de 0 correctement prédite) sont calculées. Lorsque π augmente la sensibilité décroît et la spécificité croît.

La courbe *ROC* est obtenue en représentant, lorsque π parcourt $[0,1]$, les points de coordonnées :

$$(1 - \text{spécificité}, \text{sensibilité})$$

Une courbe concave joignant (0,0) et (1,1) est ainsi obtenue. Plus la concavité est forte et plus le pouvoir discriminant des modèles est élevé. Les résultats du modèle sont les suivants :

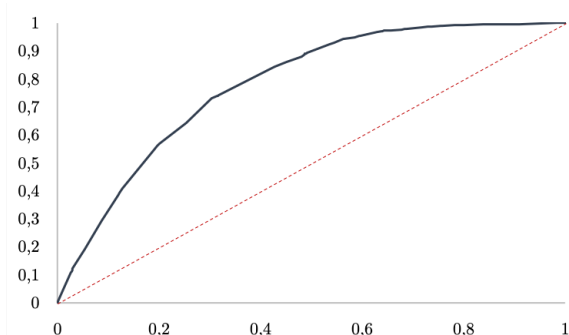


FIGURE 97 – Courbe *ROC* pour le nombre de sinistres

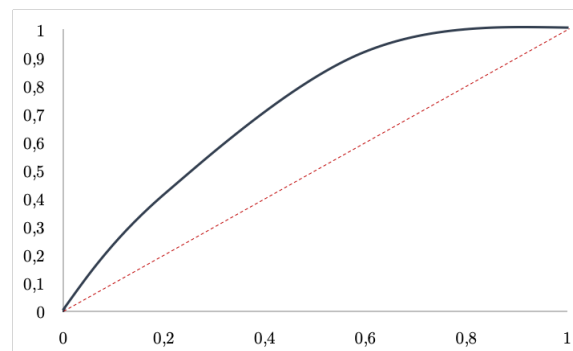


FIGURE 98 – Courbe *ROC* pour le coût moyen

Les deux courbes obtenues présentent une légère concavité. Elle est plus prononcée pour le modèle de fréquence que pour le modèle de coût. Le modèle semble discriminer de façon pertinente mais pas optimale. Pour s'en convaincre, l'aire sous la courbe, ou *AUC*, est souvent utilisée pour mesurer la proximité de la courbe avec le cas d'une discrimination parfaite. Cette valeur est comprise entre 1/2 et 1 (plus elle est proche de 1 plus le pouvoir discriminant est grand).

En calculant les *AUC* pour les deux modèles, il vient que $AUC_{freq} = 0,78$ et $AUC_{cout} = 0,64$. Ces résultats viennent valider la précédente conjecture : les résultats sont corrects mais pas optimaux. En effet, la régression logistique est relativement pertinente lorsque le phénomène à modéliser représente au moins 30% de la base. Ici, le phénomène d'occurrence d'un sinistre atypique (en coût et fréquence) représente moins de 10% de la base. Des méthodes plus efficaces peuvent être appliquées comme par exemple les méthodes d'apprentissage. Autrement des stratégies d'échantillonnage peuvent être appliquée pour équilibrer un jeu de donnée. Cependant, ce n'est ici pas l'objet de ce mémoire.

45. Dans notre cas, la base de test utilisée est constituée des premiers bordereaux de l'année 2019 (Janvier à Avril)

8 Conclusion

La première étape de cette étude consistait à réaliser la tarification du produit cible afin d'étudier les potentiels impacts de la réforme "100% Santé". Après avoir fait quelques rappels théoriques sur la tarification en assurance santé par les modèles linéaires généralisés, une modélisation poste par poste a été testée.

Il a été constaté que les distributions empiriques par poste de garantie ne correspondaient pas à des distributions appartenant à la famille exponentielle, famille au cœur de l'utilisation des modèles linéaires généralisés. Une alternative reposant sur une non-décomposition par poste de garantie et un traitement des sinistres atypiques a ainsi été expérimentée. Cette alternative a pour avantage de trouver une loi statistique modélisant au mieux la fréquence et le coût. Le désavantage ici est la non-segmentation par poste de garantie. En effet, pouvoir scinder la sinistralité par poste de garantie a des avantages notamment en terme de pilotage du coût et de la fréquence. Néanmoins, ici, il convient de voir les impacts sur la tarification globale du contrat, de ce fait, il a été fait le choix de se passer de cette segmentation.

La modélisation a donc été divisée en 3 : une modélisation pour les attritionnels, une modélisation pour les atypiques et une modélisation pour l'arbitrage entre atypique et attritionnel. La partie attritionnelle a été modélisée par un modèle linéaire généralisé Inverse-Gaussien pour le coût et Binomial-Négatif pour la fréquence. Concernant la partie atypique, un seuil a été fixé dont la véracité est issue du théorème de Pickands. Il a donc été vérifié que les coûts et la fréquence atypique entrait dans le cadre de ce théorème.

Seule la fréquence atypique a été modélisée à l'aide d'un modèle des valeurs extrêmes. Pour le coût, des méthodes déterministes ont été utilisées pour estimer en moyenne le coût des sinistres atypiques. Finalement, la dernière étape consistait à modéliser les probabilités faisant la jointure entre les atypiques et les attritionnels. Pour ce faire, une régression logistique, variante très utilisée des modèles linéaire généralisés, a été appliquée.

Finalement, le tarif en prime pure est obtenu comme suit :

$$\begin{aligned}\pi_{pure}(X) &= \mathbb{E}[C|X] \times \mathbb{E}[N|X] \\ &= [(1 - p_C(X)) \times \mathbb{E}[C_{attri}|X] + p_C(X) \times \mathbb{E}[C_{atyp}|X]] \\ &\quad \times [(1 - p_N(X)) \times \mathbb{E}[N_{attri}|X] + p_N(X) \times \mathbb{E}[N_{atyp}|X]]\end{aligned}$$

Au vu des résultats de modélisation, ce modèle est valide, néanmoins, statistiquement, il est plus intéressant d'avoir une base de données plus exhaustive pour capter des comportements. Typiquement, pour pouvoir diviser en poste de garantie il faudrait bien plus d'historique sinistre par poste afin de calibrer une loi et un modèle statistique. Ici, la prépondérance des actes de soins courants vient freiner la correcte modélisation par poste de garantie. Des méthodes d'apprentissage statistiques couplées à des méthodes d'échantillonnage pourraient potentiellement améliorer les résultats et permettre de pallier les limites évoquées. Cependant, cette alternative n'a pas été traitée dans ce mémoire.

La dernière étape de ce mémoire consiste à analyser quels pourraient être les impacts de la réforme "100% Santé" d'un point de vue prospectif. C'est l'objet de la troisième et dernière partie.

III - IMPACT TARIFAIRE DE LA RÉFORME

Estimation de la variation de la prime pure selon des scénarii "100% Santé" en vision prospective

9 Introduction à l'étude d'impact

9.1	Quelle démarche pour estimer l'impact de la réforme?	79
9.2	Une étude adaptée aux limites du portefeuille	80

9.1 Quelle démarche pour estimer l'impact de la réforme?

L'objectif de cette partie est de mesurer les potentielles conséquences tarifaires de la nouvelle réglementation de l'assurance santé en France : le "**100% Santé**". Cette réglementation, visant à réduire les restes à charge supportés par les ménages, aura potentiellement un impact sur la sinistralité des postes visés par celle-ci. Ces impacts sur la sinistralité peuvent être mesurés selon trois axes :

- Un impact à iso-périmètre : cet impact est relatif aux coûts futurs engendrés par la mise en place des nouvelles bases de remboursement et des prix limites de vente. Cet impact mesure les conséquences brutes de la réforme, il est ainsi question d'un impact sur le coût moyen ;
- Un impact lié à la baisse du renoncement aux soins : cet impact mesure les conséquences des potentiels changements de comportement des assurés. La consommation se verra changée afin de prendre en compte les baisses potentielles de renoncement aux soins. Il est ainsi question d'un impact couplé de la fréquence et de coût moyen ;
- Un impact d'interaction coût et fréquence : prenant en compte les interactions possibles entre les coûts et la fréquence. L'interaction, ici, est à comprendre dans le sens où "si la fréquence varie de x alors le coût varie de y " (ou réciproquement).

La modélisation des prestations du portefeuille d'étude a abouti à une prime pure en scénario central. Ce premier tarif a été construit dans la partie précédente à l'aide d'une approche **Coût & Fréquence** sur la sinistralité totale du portefeuille. Cette approche segmentée présente l'avantage, en plus de ceux soulignés en partie 5, de se coller parfaitement aux trois axes d'impacts cités au-dessus.

L'étude d'impact se fera en deux étapes. Une première consiste à regarder l'impact à iso-périmètre, et la seconde en posant des hypothèses sur la variation du renoncement aux soins. Le troisième axe relatif à l'impact d'interaction ne sera pas étudié. Non pas par simplicité, mais car il a été prouvé, en partie 7, que la prise en charge par la complémentaire en terme de coût et de nombre de sinistres était proche de l'indépendance. Donc l'effet d'interaction, sous cette hypothèse, serait négligeable, voir nul.

La démarche qui sera utilisée sera finalement la suivante :

- Impact à iso-périmètre : l'état du monde est similaire à celui du portefeuille actuel. La sinistralité constatée, en terme de coût, sera modifiée pour être conforme à l'environnement préconisé par la réforme "100% Santé". Cette étude mettra en lumière un impact brut de la réforme, c'est-à-dire un impact prenant simplement en compte les différentes variations de base de remboursement et de prix limite de vente ;
- Impact de la variation du renoncement aux soins : la structure du portefeuille, en terme de fréquence, sera modifiée en fonction de divers scénarii de renoncement aux soins. Ici, les coûts choqués à iso-périmètre et la fréquence modifiée en fonction des scénarii choisis seront utilisés. C'est cet impact-là qui mesurera de façon plus précise, les potentielles conséquences de la réforme.

L'illustration suivante permet de synthétiser la démarche de mesure d'impact :

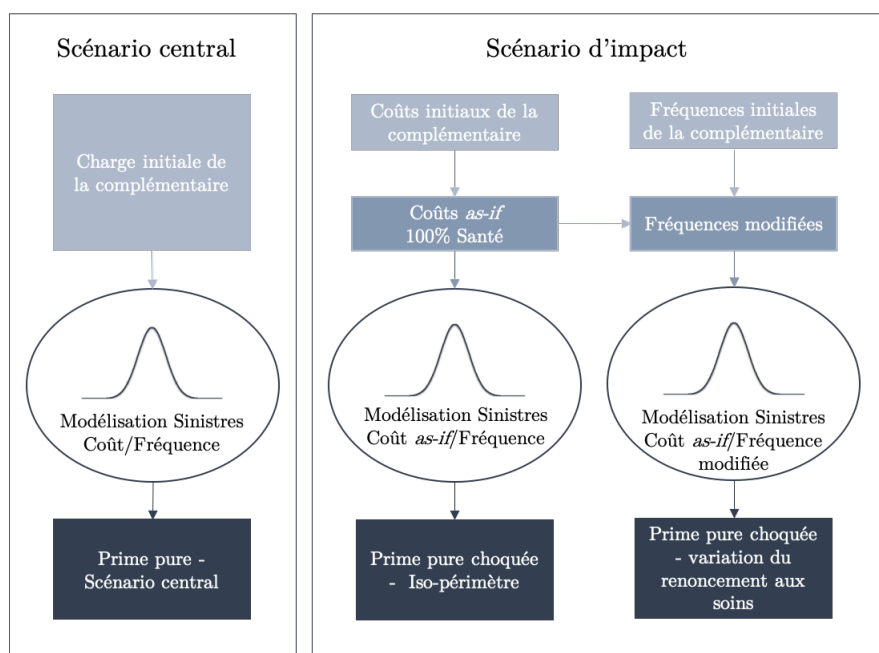


FIGURE 99 – Une mesure d'impact en deux étapes : iso-périmètre et fréquence modifiée

Bien entendu, l'impact va dépendre des scénarii étudiés. Ces scénarii dépendront d'un certain nombre d'hypothèses, motivés par différents échanges avec les collaborateurs de la Direction des Partenariats et par des références bibliographiques. Le choix des scénarii est une étape-clé de ce mémoire. Il permet d'obtenir la nouvelle sinistralité et ainsi d'en déduire la prime pure. Les fluctuations seront donc sensibles à ces différents choix de scénarii.

Il est important de rappeler que ce mémoire est réalisé en vision **prospective**, la réforme n'étant pas entièrement mise en place lors de la rédaction de ce mémoire. De ce fait, une bonne partie des scénarii seront issus de jugement d'expert et devront, lorsque l'historique le permettra, faire l'objet d'une revue ou d'ajustements.

9.2 Une étude adaptée aux limites du portefeuille

Plusieurs limitations et choix ont été pris lors de cette étude. En effet, les limites constatées dans la partie précédente ont fait l'objet d'alternative lors de la modélisation de la prime pure.

La première limitation de l'étude concerne les postes de garantie qui feront l'objet d'une étude d'impact. En effet, comme le montre la figure 36 et le tableau 6, une sous-représentation des postes de garantie concernés par la réforme "100% Santé" est constatée, notamment pour les postes optique et audiologie. Cette sous-représentation, ayant fait l'objet d'une non-segmentation par poste de garantie lors de la tarification, engendrerait, ici, un impact dont la pertinence ne serait pas totalement crédible. De plus, étant en vision prospective, aucune potentielle souscription entraînant une augmentation de la sinistralité sur ces postes de garantie n'est supposée. L'étude se fonde sur une augmentation ou une diminution de la sinistralité sur les individus ayant déjà contracté avec la complémentaire.

Il a été décidé ainsi de ne pas mesurer l'impact sur ces deux postes. L'étude se portera donc sur le **poste de garantie dentaire**. Néanmoins, les méthodologies appliquées peuvent être ré-adaptées pour les deux autres postes (*modulo* le choix des scénarii). Dans l'idéal, il serait pertinent de jauger l'impact sur un portefeuille exposé aux risques liés aux trois postes de garantie afin d'estimer de façon juste l'impact.

La seconde limitation effectuée est relative à l'horizon de projection des futurs flux de prestations. La réforme prévoit une mise en place progressive s'étendant jusqu'en 2023 pour le poste de garantie dentaire. Cependant, une grande partie de la réforme sera en vigueur à horizon 2021. Ainsi, l'étude est réalisée sur les trois premières années de mise en place : 2019, 2020 et 2021. Seules les mesures pour les actes de prothèses amovibles en métal prennent effet à partir de 2022 et ne représentent que 3,97% des actes prothétiques du poste de garantie dentaire.

La dernière limitation a été prise à des fins de facilité de lecture et d'interprétabilité des résultats. Il a été décidé de traiter la variable "formule" en arborant les segmentations suivantes :

- Garantie bas de gamme : regroupant les formules 1 et 2 du produit étudié ;
- Garantie milieu de gamme : regroupant les formules 3 et 4 du produit étudié ;

- Garantie haut de gamme : regroupant les formules 5 et 6 du produit étudié ;

Les résultats seront présentés pour chaque segmentation de formule et au total en considérant les moyennes pondérées des impacts par segment de formule. Trois types d'impacts seront présentés. Un impact dit "Intra-poste de garantie" qui mesure l'impact des variations de flux au sein du poste de garantie considéré. Un impact "Inter-poste de garantie" qui mesure l'impact sur le portefeuille total après mutualisation des postes de garanties. Et un impact sur la prime pure moyenne du contrat d'assurance étudié.

Il sera supposé de surcroît les hypothèses suivantes :

- Les distributions calibrées dans la partie précédente ne changeront pas significativement après application des scénarii. Seuls les paramètres des modèles seront ré-estimés. Ce choix n'est pas aberrant car la tarification a été réalisée en considérant l'ensemble des postes de garantie et le poids sur la sinistralité des postes choqués est faible. Ainsi, l'effet de mutualisation des actes n'engendrerait que très peu de variation des distributions ;
- L'impact de la réforme sur le poste de garantie dentaire n'influe pas sur l'impact des autres postes de garantie.

10 La réforme à iso-périmètre : une première estimation de l'impact

10.1 Exemple d'impact sur les prothèses céramo-métalliques	82
10.2 Généralisation de l'impact à iso-périmètre	86
10.3 Conclusion	94

Dans cette section, l'objectif est d'estimer les impacts de la réforme "100% Santé" sur le périmètre des actes prothétiques en dentaire, lorsque l'état du monde est le même que celui du portefeuille actuel. Il s'agit donc d'une estimation brute de la réforme qui met en évidence les fluctuations de coûts moyens et non de fréquence. Dans ce cas-ci, le comportement des assurés n'est donc pas modifié et la proportion d'individus ayant consommé en 2018 sera la même que de 2019 à 2021.

Pour commencer, la démarche sera illustrée à l'aide d'un exemple concret du poste de garantie dentaire. L'étude sera ensuite élargie sur l'ensemble du poste de garantie dentaire. Les résultats seront présentés par gamme de produits de trois façons différentes. La première sera une analyse intra-poste de garantie (impact seulement sur le poste de garantie dentaire), une analyse inter-poste de garantie (impact sur le portefeuille dans sa globalité) et une dernière analyse sur la prime pure.

10.1 Exemple d'impact sur les prothèses céramo-métalliques

L'objectif ici est d'illustrer les variations qu'encourent les remboursements de la complémentaire santé et les restes à charge après la mise en place des différents paniers de soins prévus par la réforme "100% Santé". Cette partie sert de prémisse à l'étude d'impact iso-périmètre et vise à illustrer le principe qui sera utilisé sur l'ensemble des actes prothétiques.

Seules les variations de flux lorsqu'un assuré consomme une prothèse dentaire de type **couronne fixe céramo-métallique** sont étudiées. Pour cette prothèse, la réforme sera pleinement effective à partir du 1^{er} Janvier 2020 et proposera 3 paniers de soins :

- Un panier de soins "100% Santé", qui modifiera la prise en charge de la complémentaire de sorte à ce que le reste à charge *in fine* soit nul ;
- Un panier de soins "Tarif maîtrisé", où les honoraires des praticiens seront limités par l'application de prix limite de vente ;
- Un panier de soins "Tarif libre", représentatif de la situation pré-réforme.

Les remboursements et paniers de soins disponibles vont dépendre du type de matériau utilisé et de la localisation de la dent à remplacer. Ce sont ces paramètres qui influent sur les prix moyens de vente, bases de remboursements et sur les prix limites de vente. Cet exemple est réalisé en fonction de chaque localisation définie par la réforme et en considérant des prix moyens de vente. L'impact pour trois formules est étudié (une par segment de formule défini précédemment) et pour une formule très haut de gamme fictive.

Pour la couronne fixe céramo-métallique, les prix moyens, bases de remboursement et prix limites de vente en fonction de la localisation sont résumés dans la figure suivante :

Couronne Céramo-métallique	Incisives, Canines et 1 ^{ère} prémolaire			2 ^{ème} prémolaire			Molaire			Type de panier
	Prix moyen	PLV	BrSS	Prix moyen	PLV	BrSS	Prix moyen	PLV	BrSS	
Pré-réforme	600€	-	107,50€	850€	-	107,50€	1100€	-	107,50€	Panier 100% Santé
Post-réforme	600€	500€	120€	850€	550€	120€	1100€	-	120€	Panier Tarif maîtrisé
										Panier Tarif libre

FIGURE 100 – Une augmentation des bases de remboursement et des honoraires limités post-réforme

Avant l'instauration de la réforme, aucun plafond limite de vente n'est fixé. Ainsi, avant la réforme, les calculs sont fondés sur des prix de vente égaux aux prix moyens communiqués par le gouvernement. Cependant, après la réforme, il est supposé que les prix de vente moyens sont les prix limite de vente. En effet, en supposant que le praticien privilégiera de maximiser son profit, il proposera des prestations au prix le plus hauts possible, soit le prix limite de vente.

Cas 1 : Les formules bas de gamme

Soit un premier assuré souscrivant à la formule 2 du produit étudié. La prise en charge contractuelle pour les prothèses dentaires y est à hauteur de 150% de la base de remboursement (y compris la part de la Sécurité Sociale qui est de 70%).

Donc, en fonction de la localisation de la dent, l'assuré aura accès à un type de panier particulier. Pour le panier "100% Santé" (qui concerne les incisives, canines et 1^{er} prémolaires), la dépense dans cet exemple serait de 600€ avant la réforme, soit, une prise en charge de la complémentaire calculée comme suit :

$$\text{Remboursement complémentaire} = (150\% - 70\%) \times 107,50 = 86\text{€}$$

Ainsi, avant la réforme, le reste à charge représente 73,12% de la dépense (soit 438,75€). Après la réforme, le prix de vente est limité à 500€ et l'assureur se doit de prendre en charge entièrement le reste à charge qui incombe à l'assuré. La base de remboursement passant de 107,50€ à 120€, la part de prise en charge de la Sécurité Sociale est plus élevée. Finalement, la prise en charge de l'assureur est maintenant égale à :

$$\text{Remboursement complémentaire} = \text{Dépense} - \text{Remboursement SS} = 500 - 70\% \times 120 = 416\text{€}$$

Ainsi une augmentation de la prise en charge de +384% est constatée, soit une variation de +330€, pour une diminution du reste à charge de 100%.

Pour le panier "Tarif maîtrisé" (qui concerne les 2^e prémolaires), en arborant le même principe, l'augmentation de la prise en charge serait de +11,6% soit environ +10€ pour une diminution du reste à charge de +46,3% soit +318€. Les effets sont bien différents ici, car l'assureur prend en charge à hauteur des garanties proposées, le seul changement faisant varier la prise en charge est la base de remboursement passant de 107,50€ à 120€. A l'opposé, l'assuré subit bien moins de reste à charge du fait de la diminution du prix de vente passant de 850€ à 550€.

Pour le panier "Tarif libre", la prise en charge augmenterait aussi de +11,6% du fait de l'augmentation de la base de remboursement, mais ici le reste à charge baisserait seulement de 2% soit -18€ car aucun plafond n'est appliqué et les prises en charge sont celles prévues par la formule, soit 150% pour cet exemple.

Finalement, les figures suivantes résument les variations de prise en charge pour chaque tiers (Sécurité Sociale, complémentaire) et les restes à charge (RAC) de l'assuré en fonction du type de panier :

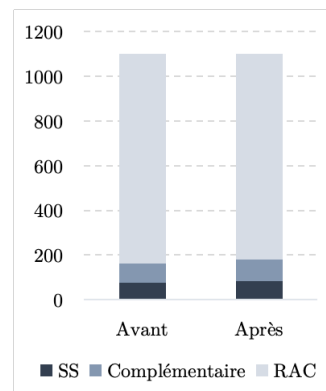
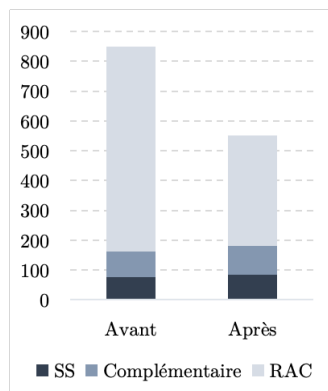
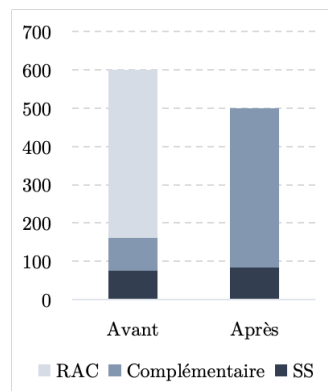


FIGURE 101 – Panier "100% Santé" FIGURE 102 – Panier "Tarif maîtrisé" FIGURE 103 – Panier "Tarif libre"

L'impact pour les formules bas de gamme est relativement élevé si l'assuré se dirige vers un panier de soins "100% Santé", cependant pour les autres paniers, l'impact sur les remboursements de la complémentaire est plus négligeable, car la prise en charge se limite aux garanties fixées au contrat.

Cas 2 : les formules milieu de gamme

Le même travail est effectué en considérant qu'un autre assuré souscrivait à une formule milieu de gamme (prenons la formule 4 du contrat étudié par exemple). Cette formule prévoit un remboursement à hauteur de 250% de la base de remboursement (y compris la part de la Sécurité Sociale qui est de 70%) pour les actes de prothèses dentaires.

Ici, en fonction du panier de soins, les impacts sont les suivants :

- Panier "100% Santé" : augmentation de la prise en charge de +115% soit +222€, couplée à une diminution du reste à charge de -100% ;
- Panier "Tarif maîtrisé" : augmentation de la prise en charge de +11,6% soit +22€, couplée à une diminution du reste à charge de -57% soit -331€ ;

- Panier "Tarif libre" : augmentation de la prise en charge de +11,6% soit +22€, couplée à une diminution du reste à charge de -3% soit 31€.

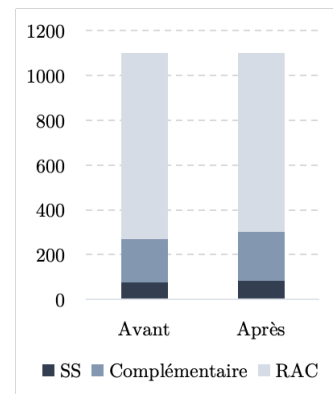
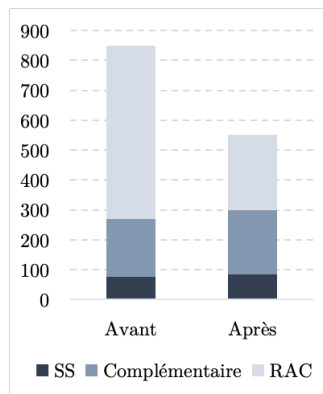
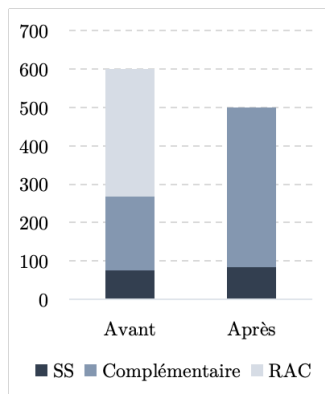


FIGURE 104 – Panier "100% Santé" FIGURE 105 – Panier "Tarif maîtrisé" FIGURE 106 – Panier "Tarif libre"

Pour le panier "100% Santé", une augmentation de la prise en charge nettement moins importante que pour les formules bas de gamme est constatée. La formule milieu de gamme, prenant initialement 100% de prise en charge supplémentaire, le delta entre avant et après la réforme est plus faible que pour les premières formules.

Pour le panier "Tarif maîtrisé", comme pour les formules bas de gamme, les effets de la réforme sont identiques pour l'assureur du fait de la seule variation de la base de remboursement, passant de 107,50€ à 120€. Le niveau de reste à charge est alors entièrement expliqué par l'instauration de prix limite de vente.

Et finalement, pour le panier "Tarif libre", l'impact est relativement proche de celui de la formule bas de gamme.

Cas 3 : les formules haut de gamme

La formule la plus haut de gamme du produit (formule 6) garantie un remboursement à hauteur de 300% de la base de remboursement (y compris la part de la Sécurité Sociale qui est de 70%). En reprenant les mêmes principes que précédemment, les résultats suivants sont obtenus :

- Panier "100% Santé" : augmentation de la prise en charge de +68% soit +168€, couplée à une diminution du reste à charge de -100% ;
- Panier "Tarif maîtrisé" : augmentation de la prise en charge de +11,6% soit +28€, couplée à une diminution du reste à charge de -63% soit -337€ ;
- Panier "Tarif libre" : augmentation de la prise en charge de +11,6% soit +28€, couplée à une diminution du reste à charge de -3% soit -37€.

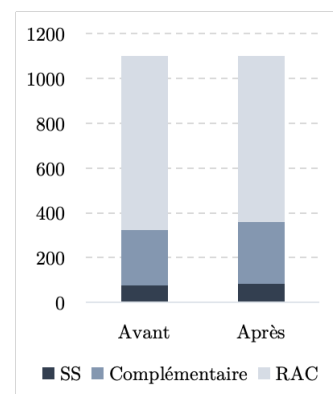
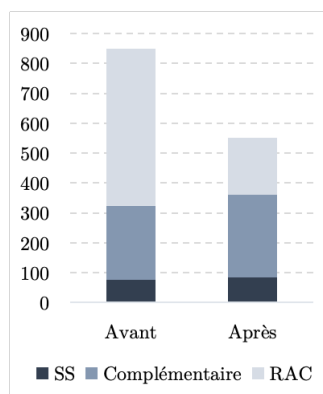
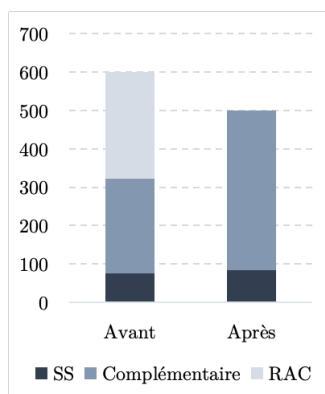


FIGURE 107 – Panier "100% Santé" FIGURE 108 – Panier "Tarif maîtrisé" FIGURE 109 – Panier "Tarif libre"

Le remboursement pour les formules les plus haut de gamme du produit est plus élevé que celui des formules milieu de gamme (+50% de prise en charge supplémentaire). Néanmoins, bien que meilleure, la prise en charge reste relativement faible comparé à des produits très haut de gamme existants sur le marché.

Cet exemple a mis en lumière le fait que les impacts peuvent être significatifs et le sont d'autant plus que la formule est bas de gamme. Pour les formules très haut de gamme existantes sur le marché (garantissant par exemple 600% de

la base de remboursement), l'impact serait nettement moins grand et la réforme 100% Santé n'aurait alors que peu d'intérêt. Les mêmes travaux ont été réalisés en prenant une formule fictive à 600% et les résultats sont les suivants :

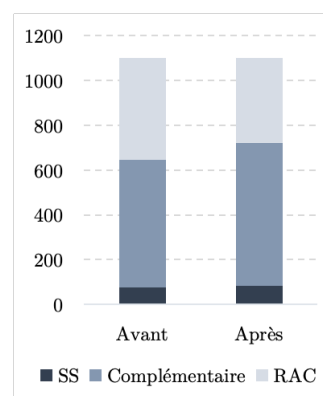
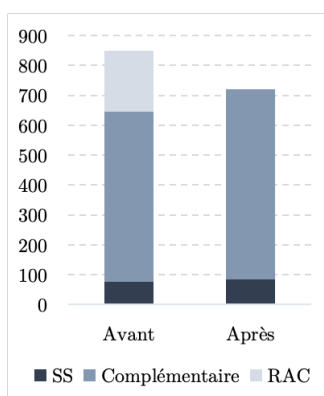
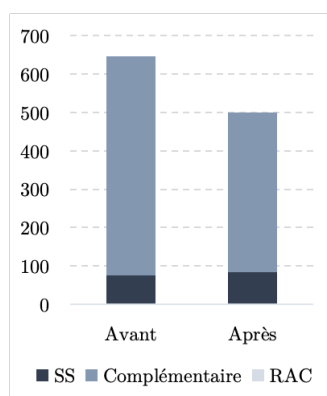


FIGURE 110 – Panier "100% Santé" FIGURE 111 – Panier "Tarif maîtrisé" FIGURE 112 – Panier "Tarif libre"

Dans certains cas, pour les formules haut de gamme, la réforme pourrait même être favorable à l'assureur. En effet, l'instauration de prix limite de vente ferait diminuer la prise en charge (qui est déjà relativement proche du reste à charge) et donc viendrait diminuer la prise en charge par rapport à la situation pré-réforme.

Les figures suivantes résument les impacts de cet exemple :

€	Panier 100% Santé		Panier maîtrisés		Panier libre	
	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC
150%	330,00	-438,75	10,00	-318,75	10,00	-18,75
250%	222,50	-331,25	22,50	-331,25	22,50	-31,25
300%	168,75	-277,50	28,75	-337,50	28,75	-37,50
600%	-153,75	0,00	66,25	-205,00	66,25	-75,00

FIGURE 113 – Impacts en €

%	Panier 100% Santé		Panier maîtrisés		Panier libre	
	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC
150%	384%	-100%	12%	-46%	12%	-2%
250%	115%	-100%	12%	-57%	12%	-4%
300%	68%	-100%	12%	-64%	12%	-5%
600%	-27%	0%	12%	-100%	12%	-16%

FIGURE 114 – Impacts en %

Le premier tableau permet de visualiser les variations de remboursement de la complémentaire et les variations de reste à charge en euro pour une couronne céramo-métallique en fonction des paniers de soins et du niveau de garantie. Finalement, avec cet exemple, il est possible de faire des premières conjectures quant à l'impact à iso-périmètre. Le panier "100% Santé" représentera un coût élevé pour la complémentaire d'autant plus que la formule souscrite est faible. Le panier "Tarif maîtrisé" permet, quant à lui, de limiter les prises en charge de la complémentaire tout en réduisant considérablement les restes à charge. Et, pour le panier "Tarif libre", qui est le plus représentatif de la situation actuelle, le faible impact est seulement dû aux variations des bases de remboursement et des prix limites.

Le second tableau permet de visualiser les variations relatives de remboursements et des restes à charge. L'objectif de la réforme, qui est de réduire les restes à charge des ménages, est respecté en fonction des paniers de soins. Pour le panier "100% Santé" le reste à charge diminuera de 100% (sauf pour les très haut de gamme, car ces garanties ne laissaient déjà plus de reste à charge à l'assuré). Pour le panier "Tarif maîtrisé", les restes à charge se verront considérablement diminuer grâce aux prix limites de vente. Et pour le panier "Tarif libre", seuls les changements de base de remboursement feront varier les prises en charge et donc les restes à charge, variant ainsi marginalement.

Cet exemple permet d'illustrer la méthodologie qui sera appliquée pour l'étude d'impact à iso-périmètre et d'avoir une première idée sur les tendances de ces impacts. Cependant, les impacts présentés dans cet exemple doivent prendre en compte les potentielles répartitions entre les différents paniers. En effet, étant *à priori* de la réforme, la vision exacte du poids de chaque panier n'est pas connue, mais la Sécurité Sociale a estimé la répartition entre les paniers comme suit :

	Panier "100% Santé"	Panier "Tarif maîtrisé"	Panier "Tarif libre"
Pondérations	46%	25%	29%

TABLE 20 – Répartition entre les paniers estimée par la Sécurité Sociale

Pour ainsi obtenir l'impact complet sur les prestations de la complémentaire, il faut donc pondérer les impacts par ces poids. En reprenant les exemples précédents et en appliquant ces pondérations, l'impact est, en fonction des formules, le suivant :

	Impact en €	Impact en %
150%	157,20	182,79%
250%	114,50	59,17%
300%	93,15	37,67%
600%	-34,95	-6,13%

TABLE 21 – Impact sur les prestations de la complémentaire après pondération entre les paniers

Dans la suite, une estimation moins ciblée de l'impact de la réforme "100% Santé" pour le poste dentaire, est réalisée en considérant trois scénarii de répartition entre les paniers :

- Répartition de la Sécurité Sociale : donnant respectivement aux paniers "100% Santé", "Tarif maîtrisé" et "Tarif libre" les poids 46%, 25% et 29% ;
- Répartition équi-répartie : donnant respectivement aux paniers "100% Santé", "Tarif maîtrisé" et "Tarif libre" les poids 33,33%, 33,33% et 33,33% ;
- Répartition prudente : donnant respectivement aux paniers "100% Santé", "Tarif maîtrisé" et "Tarif libre" les poids 80%, 15% et 5%.

10.2 Généralisation de l'impact à iso-périmètre

L'objectif de cette partie est d'estimer quels sont les impacts de la mise en place des paniers de soins pour le poste de garantie dentaire. Pour ce faire, il faut au préalable identifier les actes éligibles dans notre portefeuille.

Pour rappel, ce sont les prothèses dentaires qui sont ciblées par la réforme "100% Santé". La figure suivante présente la répartition des actes dentaires du portefeuille ainsi que les dépenses moyennes :

Poste de garantie - Dentaire (2,15% du portefeuille)	Poids	Dépenses moyennes
Dont soins conservateurs	59%	40 €
Dont autres types de dépenses	16%	120 €
Dont prothèses dentaires	25%	562 €
<i>Dont couronnes métalliques</i>	<i>22%</i>	<i>363 €</i>
<i>Dont couronnes céramiques</i>	<i>48%</i>	<i>603 €</i>
<i>Dont bridges</i>	<i>0%</i>	<i>0 €</i>
<i>Dont inlay-core</i>	<i>17%</i>	<i>245 €</i>
<i>Dont couronnes amovible résine</i>	<i>9%</i>	<i>1 160 €</i>
<i>Dont couronnes amovible métal</i>	<i>4%</i>	<i>1 153 €</i>
<i>Dont inlay/onlay</i>	<i>0%</i>	<i>284 €</i>

FIGURE 115 – Les actes prothétiques représentent le quart des actes en dentaire

Cette figure met en évidence le fait que les soins conservateurs (comme par exemple le détartrage ou le traitement des caries) représentent une bonne partie des actes en dentaire (en terme de volumétrie). Les actes prothétiques représentent quant à eux, le quart des actes du poste de garantie dentaire, soit 0,54% des actes de l'ensemble du portefeuille. De plus, le portefeuille ne contient aucun acte relatif à la pose de couronne de type Bridges. Cette figure met aussi en lumière le fait que bien que les poids soient faibles pour les actes prothétiques, la dépense moyenne pour ces actes est nettement plus grande.

Maintenant, pour chaque acte éligible, sera appliquée la méthodologie illustrée dans l'exemple précédent afin d'estimer l'impact à iso-périmètre de la réforme. Pour rappel, cette méthode consiste à se placer en environnement "100% Santé" pour chaque acte et chaque année de projection et ensuite d'appliquer les remboursements *as-if* "100% Santé". L'impact par panier est ensuite pondéré en fonction du scénario de répartition considéré. Les résultats sont présentés par gamme de formules définies précédemment : bas de gamme, milieu de gamme et haut de gamme.

Une ventilation du volume par segment de formule a été réalisée et il vient que 60,04% des actes sont relatifs aux formules bas de gamme, 39,90% pour les formules milieu de gamme et 0,06% pour les formules haut de gamme. Dans toute la suite, les poids des formules seront respectivement notées ω_{bas} , ω_{milieu} et ω_{haut} .

Au vu de ces répartitions entre les formules, il est possible de s'attendre à un impact relativement plus prononcé sur les formules bas de gamme et à une volatilité⁴⁶ plus grande sur les formules haut de gamme (du fait du peu de données disponibles). La formule étant un élément structurant sur l'impact total, il est important de garder en tête que les impacts sur les formules sous-exposées sont sensibles au fait qu'il n'y ait que très peu de données. Le fait d'avoir un poids plus fort sur les formules bas de gamme pourrait augmenter légèrement l'impact. En effet, il a été vu avec l'exemple précédent que plus la formule est haut de gamme, moins l'impact est grand pour l'assureur. Cependant, la proportion des actes concernés par le "100% Santé" sur le poste de garantie dentaire, reste relativement faible donc il est possible d'avoir des impacts relativement faibles après mutualisation des actes.

Afin de réaliser cette étude, certaines hypothèses et règles sont posées et serviront à orienter les réflexions :

- Les frais réels de l'année N sont égaux aux prix limites de vente si ce plafond existe. Dans ce cas, pour le panier "100% Santé" et "Tarif maîtrisé", les frais réels sont les prix limites et pour le panier "Tarif libre" les frais réels sont ceux de l'année $N - 1$;
- L'assuré ne s'oriente pas vers un autre type de prothèse, c'est-à-dire que si l'assuré a consommé une prothèse en céramique en $N - 1$, alors quelles que soient les variations de flux, l'assuré consommera ce même type de prothèse en N . Cependant, des répartitions entre les différents paniers seront appliquées (c'est-à-dire que pour une prothèse consommée, les remboursements par panier seront calculés et afin d'obtenir l'impact, les poids selon la répartition seront appliqués) ;
- Les prix limites de vente et bases de remboursement N seront appliqués pour l'année N , il y aura donc, quel que soit le choix de panier, une variation plus ou moins légère des remboursements ;
- L'année $N - 1$ sert de référence pour l'impact de l'année N . C'est-à-dire que les résultats seront présentés en considérant les variations entre $N - 1$ et N .

Pour effectuer une étude plus fine, il conviendrait de considérer que si une prothèse plus chère (et/ou de meilleure qualité) est accessible avec des restes à charges *as-if* N moins élevés que l'année $N - 1$, alors l'assuré se dirigerait vers cette prothèse. L'impact serait donc sensiblement différent. Cependant, ce point n'a pas été traité lors de cette étude d'impact car seules les variations de flux sont modélisées et non pas les changements de comportement d'un assuré.

Résultats intra-poste de garantie dentaire

En utilisant la répartition préconisée par la Sécurité Sociale, les variations de prestations et de reste à charge au sein du poste de garantie dentaire sont les suivantes :

46. Le terme volatilité est ici à comprendre comme une incertitude. En effet, moins il y a de données, plus l'incertitude sur le niveau de l'impact sera sensible à l'ajout de nouvelles données

Répartition de la Sécurité Sociale - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	98,44 €	101,28 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	177,51 €	185,69 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	242,77 €	247,52 €

Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	26,90%	2,88%
Milieu de gamme	-	0,71%	11,97%	4,61%
Haut de gamme	-	-1,37%	6,99%	1,96%

Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-78,10%	-2,47%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-50,47%	-16,74%
Haut de gamme	-	-0,14%	-10,20%	-0,01%

FIGURE 116 – Résultat de l'impact intra-poste de garantie selon le scénario de répartition de la Sécurité Sociale

De légères augmentations de prises en charge par l'assureur en 2019, pour les formules bas de gamme et milieu de gamme, sont visibles. Cette variation non-significative est principalement due au fait qu'aucun panier de soins n'a été mis en place cette année-là, seules les nouvelles bases de remboursement et les prix limites de vente viennent influencer sur le niveau de remboursement. La base de remboursement se voit légèrement augmenter pour plusieurs actes saufs pour les inlay-core où une diminution est effectuée. L'expression des garanties étant en fonction de cette dernière, la hausse est ainsi mécanique. La variation est légèrement plus grande pour les formules bas de gamme (+5,70% d'augmentation sur les prestations) et très légère pour les formules milieu de gamme (+0,71% d'augmentation sur les prestations). Quant aux formules haut de gamme, il y a une baisse des remboursements de la complémentaire. Cela peut s'expliquer par le fait que certains plafonds ont été fixés. La garantie étant la plus généreuse, la probabilité d'atteindre ce plafond est plus grande qu'en 2018 et donc génère un léger gain pour l'assureur.

Concernant les restes à charge de 2019, il n'y a pas de réels commentaires à formuler, ils sont liés à la faible augmentation des prises en charge de l'assureur. Néanmoins, pour les formules haut de gamme, le reste à charge varie de -0,14% malgré une variation aussi négative pour l'assureur. Cette variation est négative, car des prix limites de vente ont été appliqués. De ce fait, l'assuré a des chances de payer moins cher sa prothèse dentaire et donc d'avoir un reste à charge plus faible à iso-périmètre.

L'année 2020 marque l'année-clé de la mise en place de la réforme. Ce sont tous les types de couronnes dentaires fixes et les inlay-core qui disposeront d'un panier "100% Santé" et dans certains cas, d'un panier "Tarif maîtrisé". Pour les formules bas de gamme, il y a une forte augmentation de la prise en charge (+26,90% d'augmentation sur les prestations). Plusieurs explications peuvent être formulées :

- Les couronnes fixes et les inlay-core représentent plus de 76% des actes de prothèses dentaires sur le portefeuille et les formules bas de gamme pèsent pour 60% de la répartition en dentaire ;
- La base de remboursement augmente pour un bon nombre d'actes concernés (120€ pour les couronnes dentaires) ;
- La prise en charge était relativement faible en 2019. Or, puisque ce scénario pondère à 49% le panier "100% Santé", un grand nombre des actes sont pris en charge à 100% par l'assureur en 2020.

Comme l'illustre l'exemple précédent, pour les couronnes, l'impact est très grand notamment sur les formules bas de gamme. Couplé aux poids que représentent ces dernières, un impact sur les prestations de +26,90% est obtenu. Quant aux formules milieu de gamme, l'impact est légèrement plus faible (+11,97% sur les prestations) et est dû au fait que la ventilation des actes pour ces postes représentent 40% des actes dentaires (contre 60% pour les formules bas de gamme). De plus, il a été constaté que les individus ayant souscrit ces formules ont tendance à consommer plutôt des prothèses amovibles qui bénéficient des paniers "100% Santé" à partir de 2021.

Comme attendu, l'impact pour les formules haut de gamme est nettement plus faible (augmentation des prestations de +6,99%). Cette légère augmentation est due aux couronnes dentaires, mais reste plus faible du fait de la sous-représentation de ces formules dans le portefeuille. Au vu du peu d'individus ayant souscrit à ces formules, la volatilité de nos impacts sur cette dernière est plus élevée. Néanmoins, la tendance attendue qui est que "l'impact est d'autant plus faible que le segment de formule est élevé" est tout de même constatée.

Un autre point à souligner en 2020, concerne les diminutions de reste à charge sur le portefeuille. Les assurés des formules bas de gamme supportent un reste à charge diminué de -78,10% en 2020. Moins important, le reste à charge

pour les deux autres formules varient respectivement de -50,47% et -10,20%. La significativité des baisses de reste à charge est en accord avec les objectifs de la réforme pour ce poste et avec les augmentations de prises en charge de la complémentaire.

Il est important de noter ici que les prix limites de ventes viennent "nuancer" les impacts et limiter les augmentations de prises en charge. Sans l'instauration de ces plafonds, les remboursements de la complémentaire exploseraient. L'exemple précédent a été repris en considérant qu'aucun prix limite de vente n'est appliqué (c'est-à-dire que le prix de vente post-réforme correspond aux prix moyens du portefeuille en 2018). Les résultats obtenus sont les suivants :

%	Panier 100% Santé		Panier maîtrisés		Panier libre	
	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC	Complémentaire	RAC
150%	500%	-100%	12%	-3%	12%	-2%
250%	167%	-100%	12%	-5%	12%	-4%
300%	109%	-100%	12%	-7%	12%	-5%
600%	-9%	0%	12%	-37%	12%	-16%

FIGURE 117 – Sans prix limites, les prestations exploseraient pour le panier "100% Santé"

Cette figure est à mettre en parallèle de la figure 114. Deux choses sont visibles : d'une part, les prises en charge pour le panier "100% Santé" exploseraient (surtout pour les formules bas de gamme) passant, pour la formule garantissant 150% de la base de remboursement, de +383,72% de prise en charge à +500%. D'autre part, les restes à charge ne diminueraient que très peu pour le panier "Tarif maîtrisé" (même pour les formules les plus haut de gamme).

Enfin, en 2021, les paniers "100% Santé" et "Tarif maîtrisé" seront disponibles pour les prothèses amovibles en résine et les inlay/onlay. Comme une grande partie de la réforme s'est déroulé en 2020, les impacts cette année-là sont plus légers (+2,88% sur les prestations pour les formules bas de gamme et +1,96% sur les prestations pour les formules haut de gamme). L'impact est plus prononcé pour les formules milieu de gamme du fait qu'un bon nombre des actes de prothèses amovibles en résine sont consommés par des individus ayant souscrit à cette formule (61,2% des individus ayant souscrit aux formules milieu de gamme). La mise en place de prix limites de vente pour ces actes vient nuancer fortement les dépenses, car le plafond passe à 850€ alors que le prix moyen des dépenses pour cet acte dans le portefeuille était de 1160€. À noter aussi que les actes d'inlay/onlay n'ont quasiment aucun impact ici, ces derniers représentant 0,23% des actes prothétiques en dentaire.

Finalement, sous la répartition entre paniers estimée par la Sécurité Sociale, il est possible de dire qu'à horizon 2021, la réforme s'approche de son objectif sur le portefeuille : minimiser les restes à charge des ménages. Les résultats totaux de cette étude d'impact à iso-périmètre sont résumés dans la figure 118. Afin d'obtenir l'impact total par année, il faut pondérer en fonction des ω , c'est-à-dire :

$$\text{Impact total}_N = \omega_{bas} \times \text{Impact}_N(bas) + \omega_{milieu} \times \text{Impact}_N(milieu) + \omega_{haut} \times \text{Impact}_N(haut)$$

Répartition de la Sécurité Sociale - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
total	-	3,70%	20,94%	3,57%

Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
total	-	-4,83%	-67,04%	-8,16%

FIGURE 118 – Résultats de l'impact intra-poste de garantie à iso-périmètre après agrégation des formules

L'impact cumulé sur les trois années est obtenu en agrégeant les impacts année par année. Il suffit d'appliquer la formule suivante :

$$\text{Impact cumulé} = (1 + \text{Impact total}_{2019}) \times (1 + \text{Impact total}_{2020}) \times (1 + \text{Impact total}_{2021}) - 1$$

La prise en charge augmente de +29,89% sur les trois années de projection cumulées. Le reste à charge baisse aussi de façon notable sur les trois années de projection cumulées, atteignant ainsi -71,16%.

Néanmoins, ces impacts sont très fortement corrélés aux répartitions entre les paniers. La Sécurité Sociale a calibré sa répartition en étudiant la consommation des affiliés au régime sur l'année 2017. Pour effectuer une sensibilité des impacts à cette répartition, le même travail est réalisé, mais en considérant deux autres scénarii de répartition : un

scenario d'équi-répartition et un scenario prudent. Les résultats intra-poste de garantie dentaire, avec ces répartitions, sont les suivants :

Equi-répartition - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	92,67 €	95,01 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	172,77 €	183,55 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	240,35 €	243,45 €

Equi-répartition - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	19,47%	2,53%
Milieu de gamme	-	0,71%	8,98%	6,24%
Haut de gamme	-	-1,37%	5,93%	1,29%

Equi-répartition - Intra-poste de garantie Dentaire				
Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-48,47%	-11,21%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-18,25%	-18,54%
Haut de gamme	-	-0,14%	-8,75%	-1,24%

FIGURE 119 – Scenario d'équi-répartition

Répartition prudente - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	180,31 €	200,45 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	258,40 €	302,55 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	284,48 €	296,51 €

Répartition prudente - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	132,45%	11,17%
Milieu de gamme	-	0,71%	63,00%	17,09%
Haut de gamme	-	-1,37%	25,38%	4,23%

Répartition prudente - Intra-poste de garantie Dentaire				
Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-91,78%	-8,48%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-64,12%	-10,10%
Haut de gamme	-	-0,14%	-24,65%	-1,00%

FIGURE 120 – Scenario prudent

Pour le scenario d'équi-répartition, l'impact est légèrement moins fort sur les prestations que pour le scenario de la Sécurité Sociale car 33,33% des individus se dirigeront vers le panier "Tarif libre" (contre 29% dans le scenario de la Sécurité Sociale). Ce panier étant celui engendrant le moins de charge pour la complémentaire. L'autre différence vient du fait que le poids affecté au panier "100% Santé" est réduit de plus de 10%, ce panier représentant le panier le plus coûteux pour l'assureur. De plus, le panier "Tarif maîtrisé" est davantage pondéré. Ce dernier permet de limiter l'impact sur les remboursements (car nous remboursons à hauteur des garanties souscrites) mais permet de réduire les restes à charge grâce aux plafonds instaurés.

Les impacts de première année sont les mêmes car aucun panier "100% Santé" ou "Tarif maîtrisé" n'est mis en place. Les effets de la deuxième année sont nettement moins élevés car le poids du panier "100% Santé" est réduit et c'est ce dernier qui impactait le plus l'année 2020 dans le scenario de la Sécurité Sociale. De même, pour l'année 2021, de légères baisses sur les prestations par rapport au scenario de la Sécurité Sociale sont observées, ces baisses ne sont que marginales. Or, pour les restes à charge, il y a une légère diminution. En effet, le panier "Tarif maîtrisé" est davantage pondéré et influe sur le niveau de reste à charge comme l'exemple sur les couronnes céramo-métallique le montre. Ce scenario illustre l'importance de la répartition selon les paniers. Pour ce scenario, l'impact sur les prestations cumulé sur les trois années de projection est de +24,33% soit 5,56 points de moins que le scenario de répartition de la Sécurité Sociale.

Pour avoir une vision plus pessimiste, le même travail est effectué en prenant un scenario « catastrophe » où 80% des actes seront sur le panier "100% Santé" et seulement 5% sur le panier "Tarif libre". Les impacts sont très conséquents comme l'illustre la figure 120. Atteignant jusqu'à +132% d'augmentation en 2020 et +141% d'impact au total sur les trois années de projection. Les restes à charge seront tout aussi impactés pour atteindre au plus 92% de diminution en 2020 (soit 83,31% de diminution totale sur les trois années).

Ce scenario serait générateur de très grosse conséquences financières. Ici, le portefeuille n'est que très peu exposé au risque du "100% Santé" mais si la sinistralité serait amenée à varier fortement sur ces postes, les conséquences pourrait être très forte si un effet de hasard moral viendrait à se dessiner (comme l'illustre ce scenario). Néanmoins, ce scenario n'est que très peu probable. L'estimation de la Sécurité Sociale semble être celle la plus proche de la réalité, car elle a été obtenue à l'aide d'une étude de la consommation de la Sécurité Sociale en 2017. Pour rappel, ces répartitions font l'objet d'hypothèses prospectives, il conviendrait de revoir ces dernières une fois que la vision sera plus claire.

Les résultats précédents ont été obtenus en ne regardant que les variations sur le poste de garantie dentaire. Afin d'avoir une vision plus générale, il convient de regarder comment ces fluctuations impactent le portefeuille total.

Résultats inter-poste de garantie dentaire

Les impacts estimés précédemment se concentraient autour du poste de garantie dentaire. Or, afin de juger de l'impact sur le produit étudié, il convient de mutualiser l'impact intra-poste de garantie dentaire avec les autres postes de garantie. Ici, il convient de regarder l'impact qu'engendre la réforme "100% Santé" sur l'ensemble du portefeuille. Pour rappel, le poste de garantie dentaire représente 2,15% des actes du portefeuille. Soit un poids de 0,54% des actes prothétiques concernés par la réforme "100% Santé".

Après mutualisation, les résultats obtenus, en fonction scenario de répartition, sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Inter-poste de garantie Dentaire				Equi-répartition - Inter-poste de garantie Dentaire				Répartition prudente - Inter-poste de garantie Dentaire			
Prestations (€)	2019	2020	2021	Prestations (€)	2019	2020	2021	Prestations (€)	2019	2020	2021
Bas de gamme	0,03%	1,28%	0,02%	Bas de gamme	0,03%	1,28%	0,02%	Bas de gamme	0,03%	1,28%	0,02%
Milieu de gamme	0,00%	0,28%	0,21%	Milieu de gamme	0,00%	0,28%	0,21%	Milieu de gamme	0,00%	0,28%	0,21%
Haut de gamme	-0,01%	0,02%	0,00%	Haut de gamme	-0,01%	0,02%	0,00%	Haut de gamme	-0,01%	0,02%	0,00%
total	0,02%	0,88%	0,10%	total	0,02%	0,67%	0,14%	total	0,02%	3,45%	0,22%

FIGURE 121 – Résultats de l'impact inter-poste de garantie à iso-périmètre : le choix de répartition est structurant

En considérant la répartition entre les paniers de la Sécurité Sociale, des tendances similaires à celles de l'impact intra-poste de garantie dentaire sont observées. Or, les ordres de grandeur des impacts sont nettement plus faible. Cet effet est dû au fait que le poste de garantie dentaire ne représente qu'une petite part des actes du portefeuille total (2,15% des actes). Les prestations de la complémentaire en 2019 augmentent légèrement par rapport à 2018 (+0,02%) du fait du faible impact intra-poste de garantie (+3,70%). Cela s'explique par le fait qu'aucun panier de soins "100% Santé" ne soit encore mis en place cette année-là. Seuls les changements de base de remboursement et les mises en place de plafond viennent faire varier les prestations de la complémentaire.

En 2020, l'impact est plus fort car la majorité des paniers commencent à être en vigueur pour plusieurs prothèses. L'impact serait alors de +1,28% pour les formules bas de gamme, +0,28% pour les formules milieu de gamme et +0,02% pour les formules haut de gamme. L'impact total pour cette année-là est finalement de +0,88%.

Pour finir, en 2021, l'augmentation est légèrement plus faible et est principalement portée par la mise en place des paniers de soins pour les prothèses amovibles. L'impact atteint un total de +0,10% cette année-là. Finalement, un impact brut de la réforme de +1% cumulé sur les 3 années de projection est obtenu. Ainsi, après mutualisation entre les différents postes de garantie, l'impact est relativement faible. Sur ce portefeuille, une grande partie des actes se concentre sur le poste des "actes courants", le poste de garantie dentaire représentant 2,15% des actes (soit 0,54% pour les actes prothétiques). C'est donc l'**effet de mutualisation** qui vient réduire l'échelle de l'impact.

Pour les deux autres scenarii, les remarques sont les mêmes que pour l'étude intra-poste de garantie. Avec des impacts plus nuancés pour le scenario équi-répartie car le poids du panier "100% Santé" a été réduit. Cependant, bien que le poste de garantie dentaire ne présente que 2,15% des actes, l'impact avec le scenario prudent est beaucoup plus grand, avoisinant +3,70% sur les prestations de la complémentaire (porté par le fort impact de l'année 2020).

Finalement, les résultats attendus sur les prestations corroborent avec les conjectures faites précédemment. À savoir :

- Plus la formule est haut de gamme, moins l'impact sur les prestations est grand ;
- L'impact intra-poste de garantie dentaire est relativement élevé mais, étant donné la répartition des actes prothétiques sur l'ensemble du portefeuille, l'impact inter-poste de garantie est plus faible ;
- Plus le poids sur le panier "100% Santé" est grand, plus l'impact sur les prestations de la complémentaire est élevé.

Les travaux précédents ont permis d'obtenir des changements de remboursement lignes à lignes sur notre portefeuille. Ainsi, une nouvelle base de données choquée est obtenue et permet de construire un nouveau tarif suivant la méthodologie présentée en partie 6. Le principe est de refaire tourner le modèle en prenant les nouveaux remboursements calculés précédemment.

Résultats de l'impact sur la prime pure

Il est important de noter que l'impact estimé ici ne prend en compte que les fluctuations de coûts. Aucune évolution de la fréquence n'est supposée, cette étude fait l'objet de la partie suivante. Pour rappel, il a été supposé que les distributions n'évoluaient pas car la part du poste de garantie dentaire dans le portefeuille (et en particulier des actes prothétiques concernés par le "100% Santé") est faible. En effet, la modélisation de la prime pure a été réalisée en considérant tous les postes de garantie mutualisés.

Cette fois, les résultats sont présentés pour chaque scenarii en fonction des segmentations de formule et des tranches d'âge définies comme suit :

- Enfants : âge compris entre 0 et 19 ans inclus ;
- Actifs : âge compris entre 20 et 59 ans inclus ;
- Séniors : âge supérieur ou égale à 60 ans.

Les résultats sont présentés en prenant les variations relatives par classe et par année de projection. Pour le scenario de la Sécurité Sociale, les variations de prime pure obtenues sont les suivantes :

2019				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,01%	0,00%	0,05%	0,03%
Milieu de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%
Haut de gamme	0,00%	-0,01%	-0,01%	0,00%
total	0,01%	0,00%	0,03%	0,02%

2020				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,21%	0,41%	2,18%	1,25%
Milieu de gamme	0,08%	0,12%	0,28%	0,19%
Haut de gamme	0,00%	0,03%	0,04%	0,02%
total	0,16%	0,29%	1,42%	0,83%

2021				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,01%	0,01%	0,03%	0,02%
Milieu de gamme	0,01%	0,15%	0,31%	0,18%
Haut de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,00%
total	0,01%	0,06%	0,14%	0,08%

Total				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	1,25%	0,02%	1,30%
Milieu de gamme	0,01%	0,19%	0,18%	0,37%
Haut de gamme	0,00%	0,02%	0,00%	0,03%
total	0,02%	0,83%	0,08%	0,93%

FIGURE 122 – Résultats de l'impact sur la prime pure à iso-périmètre : 0,93% d'augmentation en moyenne

Pour ce scénario, les impacts sur la prime pure sont relativement proches des impacts sur les prestations inter-poste de garantie. En effet, la prime pure étant construite de sorte à approcher la sinistralité historique par des lois statistiques, le fait d'avoir des impacts relativement proches de la sinistralité choquée est rassurant et témoigne d'une certaine cohérence du modèle. Le schéma suivant compare les impacts obtenus sur la sinistralité inter-poste de garantie (présenté dans la figure 121) et les résultats sur la prime pure :

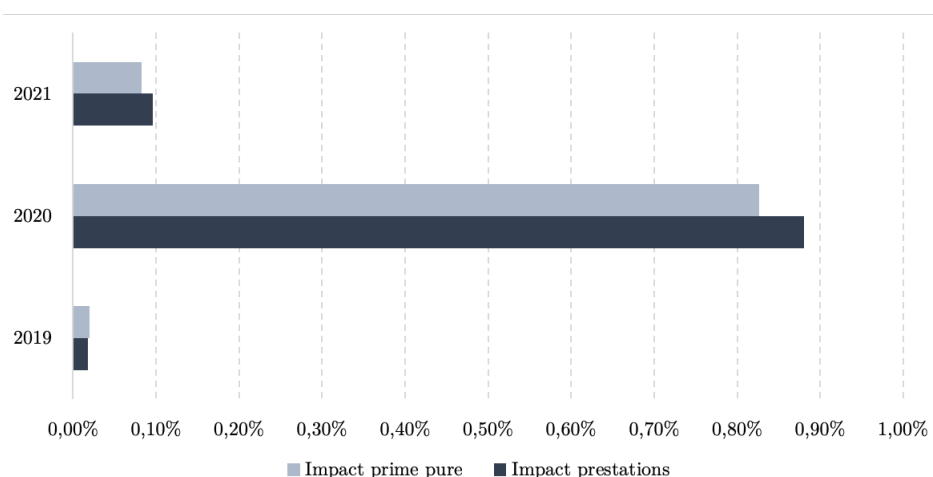


FIGURE 123 – L'impact sur la prime pure est proche de l'impact sur la sinistralité inter-poste de garantie

Les tendances obtenues sont les mêmes que pour la variation des prestations :

- 2019 : un impact relativement faible, voir négatif dans certains cas, qui est dû aux seules variations de bases de remboursement et de mise en place de prix limite de vente. L'impact sur la population des enfants est négligeable (+0,01% en moyenne), pour les actifs, l'impact est nul en moyenne (compensation entre basses et hautes formules) et pour les séniors, l'impact est d'en moyenne +0,03% ;
- 2020 : un impact plus prononcé, notamment sur la population des séniors. L'impact est plus fort pour les garanties bas de gamme atteignant +2,18% chez les séniors. L'impact est dégressif avec l'augmentation des gammes de formules. Les enfants sont les moins impactés, car la majorité des prestations sont concentrées chez les séniors et les actifs (les enfants ne consommant que très peu, voir jamais de prothèses dentaires sur notre portefeuille) ;
- 2021 : l'impact le plus important est sur les formules milieu de gamme pour les séniors dû au fait qu'en 2021 ce sont les prothèses amovibles qui disposent d'un panier de soins "100% Santé" et "Tarif maîtrisé". Ces prothèses sont très majoritairement consommées par les individus ayant souscrit aux formules milieu de gamme.

Ici, il a été intégré une dimension "âge" dans l'étude. Ainsi, la population des séniors a une prime pure qui varie plus fortement que les autres tranches. En effet, le portefeuille est principalement constitué de séniors et ce sont ces derniers qui sont les plus consommateurs de prothèses dentaires. De plus, la population des enfants n'est pas réellement consommatrice de couronne dentaire, le principal coût pour le poste dentaire, chez les enfants, concerne l'orthodontie

et les soins conservateurs. Les actifs quant à eux sont les moins représentés dans le portefeuille d'où un impact moins élevé.

Finalement, une évolution du tarif de +0,93% sur les trois années de projection est attendue. Bien que les postes concernés par le "100% Santé" ne représentent que 0,54% des actes du portefeuille, ces derniers pèsent pour un peu moins du double sur la sinistralité. L'impact d'environ +1% est donc relativement crédible au vu de notre portefeuille.

En considérant les variations avec les deux autres scénarii de répartition entre les paniers les résultats obtenus sont les suivants :

Total				
Equi-répartition - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	1,09%	0,04%	1,16%
Milieu de gamme	0,01%	0,14%	0,30%	0,44%
Haut de gamme	0,00%	0,03%	0,01%	0,03%
total	0,02%	0,71%	0,14%	0,87%

FIGURE 124 – scénario d'équi-répartition

Total				
Répartition prudente - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	3,86%	0,29%	4,19%
Milieu de gamme	0,01%	2,00%	0,08%	2,08%
Haut de gamme	0,00%	0,68%	0,01%	0,68%
total	0,02%	3,12%	0,20%	3,35%

FIGURE 125 – scénario prudent

Comme attendu, des variations similaires à celles précédemment constatées en inter-poste de garantie sont visibles. À noter que pour l'année 2019, les impacts sont identiques du fait qu'aucun panier de soins "100% Santé" n'est effectif à cette date. L'impact cumulé sur les trois années de projection pour le scénario d'équi-répartition est de +0,87% soit 0,05 points de moins que le scénario de la Sécurité Sociale. Tandis que pour le scénario prudent, l'impact cumulé sur les trois années de projection serait de +3,34% sur la prime pure, soit 2,24 points de plus que le scénario de la Sécurité Sociale.

Finalement, il est possible de formuler le constat suivant : "Plus le poids pour le panier "Tarif libre" est grand, moins l'impact sur la tarification est grand. Et plus la formule est bas de gamme, plus les chances de payer plus de sinistre sont grandes". Cependant, l'effet de mutualisation entre les postes vient fortement limiter l'impact de la réforme. En effet, dans notre cas le portefeuille n'est pas exposé de façon critique au risque dentaire.

10.3 Conclusion

Dans cette partie, l'objectif était de voir comment les coûts moyens varieraient pour le poste de garantie dentaire et à fortiori, comment la prime pure varierait. Cette étude d'impact à iso-périmètre a permis de mettre en lumière des tendances dans l'évolution des prestations. La première tendance est relative au niveau de garantie. Plus une garantie sera haut de gamme, moins l'impact sur les prestations (et donc sur la prime pure) sera grand. La sinistralité, pour une répartition de la Sécurité Sociale varierait alors de +1% sur les trois années de projections et +0,93% sur la prime pure moyenne du contrat.

La seconde tendance concerne la répartition entre les différents paniers. L'impact est obtenu en pondérant les remboursements par le poids que chaque panier représenterait post-réforme. Le scénario de référence est celui de la Sécurité Sociale et, en réalisant des sensibilités sur cette répartition, il vient que plus le poids sur les paniers "100% Santé" est grand, plus les prestations de la complémentaire sont impactées. Le panier "Tarif maîtrisé" permet de pouvoir considérablement réduire les restes à charge sans pour autant impacter les prises en charge de la complémentaire. Et finalement, le panier "Tarif libre", représentatif de la situation pré-réforme, impacterait moins les prestations de la complémentaire.

La figure suivante résume l'ensemble des résultats obtenus lors de cette étude d'impact :

Récapitulatif des impacts				
Intra-poste de garantie				
	2019	2020	2021	Cumulé
Répartition de la Sécurité Sociale	3,70%	20,94%	3,57%	29,89%
Equi-répartition	3,70%	15,28%	4,01%	24,33%
Répartition prudente	3,70%	104,68%	13,53%	140,97%
Inter-poste de garantie				
	2019	2020	2021	Cumulé
Répartition de la Sécurité Sociale	0,02%	0,88%	0,10%	1,00%
Equi-répartition	0,02%	0,67%	0,14%	0,82%
Répartition prudente	0,02%	3,45%	0,22%	3,69%
Tarif				
	2019	2020	2021	Cumulé
Répartition de la Sécurité Sociale	0,02%	0,83%	0,08%	0,93%
Equi-répartition	0,02%	0,71%	0,14%	0,87%
Répartition prudente	0,02%	3,12%	0,20%	3,35%

Cependant, il convient de rappeler que cette étude présente certaines limites, notamment :

- La répartition entre les différents paniers utilisée est celle de la Sécurité Sociale. Pour avoir une vision plus précise, il conviendrait d'effectuer une étude de la consommation des assurés de notre portefeuille ;
- Cette étude repose sur des hypothèses émises par jugement d'expert. Les hypothèses peuvent différer en fonction des organismes réalisant l'étude ;
- L'exposition sur le poste de garantie dentaire représente une très faible partie de l'exposition totale, les résultats peuvent être sensiblement plus volatile que si l'étude avait été effectuée sur un échantillon plus exhaustif ;
- Par simplification, il a été supposé que les distributions statistiques ne changeaient pas avec l'augmentation des coûts. Cette hypothèse est crédible car nous calibrons sur l'ensemble des postes de garantie et non pas poste par poste. Néanmoins, cette hypothèse empêche une potentielle dynamisation du modèle. L'idéal étant de repasser par une étude de la distribution à ajuster lors de la modélisation *GLM*.

11 Impact comportemental : baisse du renoncement aux soins

11.1	Première étude : taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement	96
11.2	Ajustement des taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement	101
11.3	Détermination d'une liaison entre le renoncement aux soins et le niveau de reste à charge	106
11.4	Conclusion	117

La première estimation de l'impact de la réforme "100% Santé" était relative aux coûts moyens. L'état du monde était similaire à celui du portefeuille initial et une estimation du niveau de l'impact sur la prime pure a été réalisée lorsque les remboursements des actes prothétiques en dentaire étaient choqués. Le résultat de l'impact cumulé sur les 3 années de projection était ainsi une variation positive de +0,92%.

Cette estimation ne prenait cependant en compte aucune variation de la fréquence de consommation des actes prothétiques en dentaire. Or, les comportements des assurés en assurance santé sont souvent corrélés à l'environnement juridique. Plus un accès aux soins est simple, plus un individu aura tendance à consommer. La réforme "100% Santé" ne devrait donc pas déroger à cette règle. En effet, cette réglementation vise à réduire le renoncement aux soins, et les mesures prises ont eu pour fil conducteur une diminution de ce taux. Une augmentation de la fréquence de consommation est donc fortement probable à travers cette réforme.

Cette partie vise à intégrer l'effet de changement de fréquence de consommation à l'impact obtenu à iso-périmètre. Il s'agit donc ici d'agrèger l'augmentation des coûts moyens et l'augmentation de la fréquence de consommation afin d'observer les variations de la prime pure. La figure suivante résume le cheminement qui sera utilisé pour aboutir à l'impact :

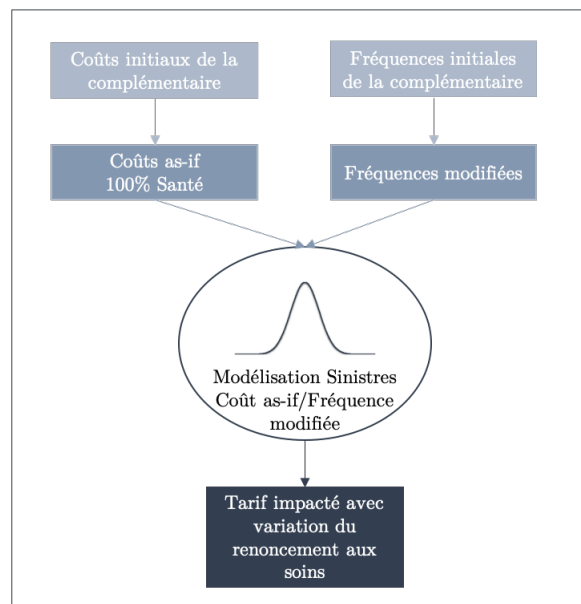


FIGURE 126 – Processus d'estimation de l'impact avec prise en compte du renoncement aux soins

Dans un premier temps, afin de se faire une idée de l'impact global, un taux d'augmentation de la fréquence calculé à partir de l'étude *EHIS-ESPS* menée par l'IRDES [18] est supposé. Le taux de renoncement aux soins utilisé ne prendra pas en compte les caractéristiques de notre portefeuille. Il ne s'agira que d'une première estimation qui vise à illustrer les potentiels impacts d'une augmentation de la fréquence de consommation. Ensuite, les données segmentées par variables socio-démographiques de cette même étude sont utilisées et une méthodologie proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] pour obtenir des taux de renoncement aux soins adaptés à la structure de notre portefeuille est exploitée. Et pour finir, les taux obtenus sont challengés en proposant une méthode se basant sur les niveaux de reste à charge. Cette dernière méthodologie vise à intégrer un effet dégressif selon le niveau de garantie souscrit, aux taux de renoncement aux soins.

Il est important de garder à l'esprit que l'estimation de l'impact est issue d'hypothèses prospectives. Ces dernières seront évidemment discutables après avoir eu un historique permettant de réadapter les hypothèses. Dans cette partie,

contrairement à la partie précédente, il est seulement considéré la répartition entre les différents paniers proposée par la Sécurité Sociale soit, 49% pour le panier "100% Santé", 25% pour le panier "Tarif maîtrisé" et 29% pour le panier "Tarif libre". De plus, il est considéré ici que l'objectif du gouvernement, qui est de réduire le taux de renoncement aux soins à 0%, est atteint. C'est cette hypothèse qui permettra de relier mathématiquement le taux de renoncement aux soins et le taux d'augmentation de la fréquence. Cette hypothèse est forte mais reste néanmoins cohérente au vu des mesures mises en place.

11.1 Première étude : taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement

Cette analyse vise à se faire une première idée sur ce que pourrait être l'impact de la réforme "100% Santé" en prenant en compte les variations de la fréquence de consommation.

Le communiqué de presse du gouvernement évoque que "le taux de renoncement moyen pour des raisons financières mesuré par l'enquête *EHIS-ESPS* (2014) [18] s'établissait à 16,8% en moyenne". Intrinsèquement, la notion de renoncement aux soins peut être reliée à la notion de fréquence de consommation. En effet, moins un individu renonce à se soigner, plus la consommation d'acte santé se verra augmenter. L'objectif de la réforme est de ramener ce taux de renoncement aux soins à 0%, c'est-à-dire de faire passer le taux de consommation d'acte de santé à 100% (lorsqu'un individu est confronté à ce dilemme). Le poste de garantie dentaire est un poste où une forte hausse de la fréquence est attendue de par le fort taux de renoncement aux soins.

La relation entre le taux de renoncement aux soins et l'augmentation de la fréquence, qui va servir de socle à toute notre étude, peut-être prouvée mathématiquement. Elle consiste à approcher l'augmentation de la fréquence de consommation par une fonction du taux de renoncement aux soins. Si τ_{freq} est le taux d'augmentation de la fréquence de consommation et $\gamma_{renoncement}$ le taux de renoncement aux soins, il vient que :

$$\tau_{freq} = f(\gamma_{renoncement}) = \frac{\gamma_{renoncement}}{1 - \gamma_{renoncement}}$$

En effet, sous l'hypothèse du gouvernement, qui est de réduire le taux de renoncement aux soins à 0%, il est possible d'écrire :

$$\text{consommation actuelle} * (1 + \tau_{freq}) = 100\%$$

Or, la consommation actuelle peut être vue comme $1 - \gamma_{renoncement}$. Alors en remplaçant dans la formule au-dessus, l'expression de f souhaitée est obtenue.

Ainsi, il est possible d'estimer une augmentation de la fréquence de consommation à l'aide du taux de renoncement aux soins moyen énoncé par l'étude *EHIS-ESPS* [18]. Pour un taux de renoncement aux soins de +16,8%, l'augmentation de la fréquence de consommation serait donc de +20,19%. Il est décidé ici de considérer que cette augmentation de +20% sera étalée sur les 3 années de projection : 2019, 2020 et 2021. La répartition se fera comme suit :

	2019	2020	2021	Cumulé
τ_{freq}	0,00%	17,00%	2,56%	20,19%

TABLE 22 – Une forte augmentation de la fréquence de consommation en 2020

Aucune hypothèse d'augmentation de la fréquence de consommation en 2019 n'est supposée car cette année-là, aucun panier de soins n'est en vigueur pour le poste de garantie dentaire. Seules les bases de remboursements varient et quelques plafonds sont mis en place. Il s'agit d'une année de transition, elle n'est donc pas la plus représentative d'une potentielle augmentation de la fréquence.

En 2020, une augmentation très forte de +17% est supposée. C'est l'année-clé de la mise en place de la réforme pour le poste de garantie dentaire. Les paniers de soins pour une grande partie des actes prothétiques seront disponibles et une augmentation notable de la fréquence pourrait être observée.

En 2021, l'augmentation est plus faible car le cœur de la réforme se déroule en 2020. Elle a été calculée de sorte à atteindre 20,19% sur les 3 années de projection cumulées. Quelques paniers seront disponibles pour cette année-là (comme les prothèses amovibles en résine par exemple) d'où une légère augmentation de +2,56%.

Comme pour l'étude à iso-périmètre, l'année $N - 1$ sert de référence pour l'année N . C'est-à-dire que de 2018 à 2019, il y aura une augmentation de +0% de la fréquence, de 2019 à 2020, une augmentation de +17% et enfin de 2020 à 2021, une augmentation de +2,56%.

Donc, en pratique, pour chaque année de projection, il y aura :

- Un coût *as-if* "100% Santé", calculé dans la partie précédente. À chaque ligne de la base de données sera associé un remboursement selon le panier et selon l'année considérée ;
- Une fréquence pour les actes prothétiques qui sera augmentée en fonction des taux précédemment cités.

Ici, les résultats sont présentés comme dans la partie précédente. Ces derniers prennent en compte les augmentations de fréquence de consommation. Les impacts sont ainsi présentés sur les prestations intra-poste de garantie dentaire, inter-poste de garantie et sur la prime pure.

Résultats intra-poste de garantie dentaire

Pour rappel, la répartition entre les paniers de la Sécurité Sociale a été utilisée pour estimer l'impact. Les résultats, avant mutualisation entre les différents postes de garantie sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	108,54 €	112,32 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	183,99 €	193,20 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	245,77 €	250,76 €

Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	39,92%	3,48%
Milieu de gamme	-	0,71%	16,06%	5,01%
Haut de gamme	-	-1,37%	8,32%	2,03%

Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-71,10%	-2,07%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-38,12%	-12,21%
Haut de gamme	-	-0,14%	-8,21%	-0,01%

FIGURE 127 – Résultats de l'impact intra-poste de garantie selon le scénario +20%

Pour la première année de projection, les augmentations des prises en charge sont identiques à celles présentées à iso-périmètre soit +5,70% pour les formules bas de gamme, +0,71% pour les formules milieu de gamme et -1,37% pour les formules haut de gamme. Pour rappel, les variations de prise en charge pour cette année-là sont entièrement expliquées par les changements de base de remboursement et par la mise en place de prix limite de vente. L'explication plus détaillée de ces variations est la même que pour l'étude à iso-périmètre. Exactement le même argument est valable pour les variations de reste à charge. Le lecteur est invité à se référer à la partie 10.2 pour les explications des variations de l'année 2019.

L'année 2020, qui est l'année-clé de la mise en place de la réforme, met en lumière une très forte augmentation de la prise en charge de la complémentaire. Les tendances sont les mêmes que pour l'étude à iso-périmètre, c'est-à-dire que plus la gamme de produits est élevée, moins l'impact est fort. Pour les formules bas de gamme, +39,92% d'impact sur les prestations est attendu. Ce fort impact est principalement porté par les couronnes dentaires et les inlay-core qui représentent à eux deux environ 76% des actes prothétiques du portefeuille. Couplé aux augmentations des bases de remboursement de la Sécurité Sociale et aux poids des formules bas de gamme dans le portefeuille, l'impact atteint près de +40% sur les prestations. Pour les formules milieu et haut de gamme, les variations respectives seraient de +16,06% et +8,32%.

Les restes à charge de 2020 sont, quant à eux, en accord avec les augmentations de prise en charge. En effet, ils suivent une tendance plus ou moins symétrique par rapport aux variations des prestations. Les variations de reste à charge sont néanmoins plus faible que ceux calculés à iso-périmètre car la somme des restes à charge n'est plus aussi faible (si la fréquence augmente, la somme des restes à charge augmente) d'où une augmentation du taux de reste à charge. Sur l'ensemble du poste de garantie dentaire, le reste à charge, après augmentation de la fréquence, est diminué de -57,90% pour 2020 avec respectivement pour les formules bas, milieu et haut de gamme, des variations de -71,10%, -38,12% et -8,21%.

En 2021, seulement 2,56% d'augmentation de la fréquence a été appliquée, de ce fait, l'impact est plus léger pour toutes les gammes de produits. Pour les formules bas de gamme et haut de gamme, l'impact est respectivement de +3,48% et +2,03% sur les prestations. Une hausse plus forte est constatée pour les formules milieu de gamme atteignant +5,01%. Pour rappel, cette différence est due au fait que les individus ayant souscrit aux formules milieu de gamme

ont tendance, ici, à être consommateurs de prothèses amovibles en résine qui bénéficient d'un panier de soins "100% Santé" en 2021.

Finalement, sur les trois années de projection, les impacts cumulés sont de +40,74% pour les prestations et -62,38% pour les restes à charge. À titre de comparaison avec l'étude à iso-périmètre, les prises en charge prennent 10,85 points après application d'un taux d'augmentation de la fréquence de 20,19% sur les trois années de projection. La figure suivante compare les résultats obtenus à iso-périmètre et ceux obtenus ici en intra-poste de garantie dentaire :

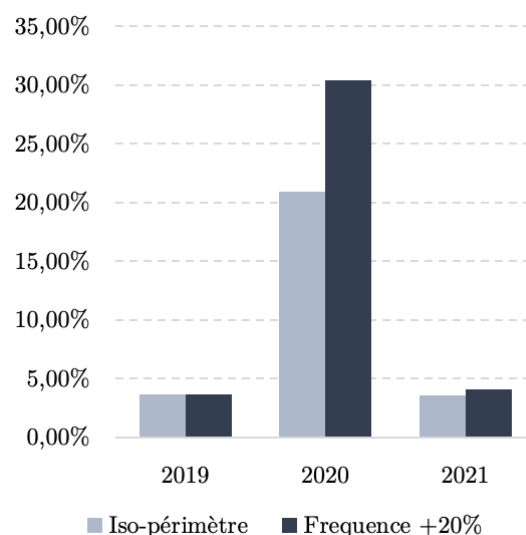


FIGURE 128 – Un impact mécaniquement plus fort que l'étude à iso-périmètre

Les tendances sont identiques à celle de l'étude à iso-périmètre. La différence ici est visible sur l'échelle de l'impact. En effet, mécaniquement, vu que la fréquence a été augmentée, couplée à l'impact coûts, la variation de sinistralité se voit être davantage augmentée. La prochaine étape consiste à voir comment varie la prise en charge après mutualisation entre les différents postes de garantie du portefeuille.

Résultats inter-poste de garantie dentaire

Les impacts estimés précédemment se concentraient autour du poste de garantie dentaire. Il convient maintenant de mutualiser l'impact obtenu en intra-poste de garantie dentaire avec les autres postes de garantie. Ici, l'étude se concentre sur l'impact qu'engendre la réforme "100% Santé" sur l'ensemble du portefeuille. Pour rappel, au sein du portefeuille total, le poste de garantie dentaire représente 2,15% des actes dont 0,54% sont relatifs aux actes prothétiques visés par la réforme "100% Santé".

Après mutualisation, les résultats obtenus sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Inter-poste de garantie Dentaire			
Prestations (%)	2019	2020	2021
Bas de gamme	0,03%	1,98%	0,03%
Milieu de gamme	0,00%	0,34%	0,28%
Haut de gamme	-0,01%	0,02%	0,00%
total	0,02%	1,32%	0,13%

FIGURE 129 – Résultats de l'impact inter-poste de garantie selon le scénario +20%

Après mutualisation des postes de garantie, les tendances sont inchangées. Or, les ordres de grandeur des impacts sont réduits. Comme expliqué lors de l'étude à iso-périmètre, le fait de mutualiser le poste de garantie dentaire avec l'ensemble du portefeuille permet de réduire considérablement l'impact car le poids du poste de garantie dentaire est faible par rapport au poste de garantie des "actes courants".

En 2020, ce sont les formules bas de gamme qui sont porteuses de l'impact. En effet, ces formules présentent, après mutualisation, un impact de +1,98% sur les prestations totales. Pour les formules milieu de gamme, l'impact est plus faible et atteint +0,34%. Enfin, pour les formules haut de gamme, l'impact est quasi nul atteignant +0,02%. Pour

rappel, les formules haut de gamme sont sous-représentées dans le portefeuille. De ce fait, les résultats obtenus pour cette gamme de produits sont bien plus volatiles que pour les autres gammes de formules. Finalement, en pondérant par les poids de chaque gamme de formules, l'impact total sur l'année 2020 est de +1,32%.

En 2021, une augmentation de la fréquence de 2,56% est appliquée pour chacune des formules. L'impact cumulé est de +0,13% qui est majoritairement porté par les formules milieu de gamme présentant une augmentation de +0,28% des prestations totales du portefeuille. Comme expliquées précédemment, ces formules ont une grande part de la sinistralité en prothèse dentaire sur les actes de type "prothèse amovible en résine", ces dernières bénéficiant de paniers de soins à partir de 2021. Pour les autres gammes de formule, les impacts sont presque entièrement absorbés par la mutualisation des postes de garantie.

Finalement, comme pour l'impact à iso-périmètre, la mutualisation entre les différents postes de garantie vient limiter l'impact sur l'ensemble du portefeuille. La sinistralité se voit augmentée de +1,47%, après application des 20% d'augmentation de la fréquence, cumulée sur les trois années de projection (contre +1% sans augmentation de la fréquence). Comme attendue, l'augmentation de la fréquence est concentrée sur l'année 2020, année-clé de la mise en place de la réforme en dentaire. La figure suivante compare les résultats de l'impact inter-poste de garantie avec et sans augmentation de la fréquence de consommation :

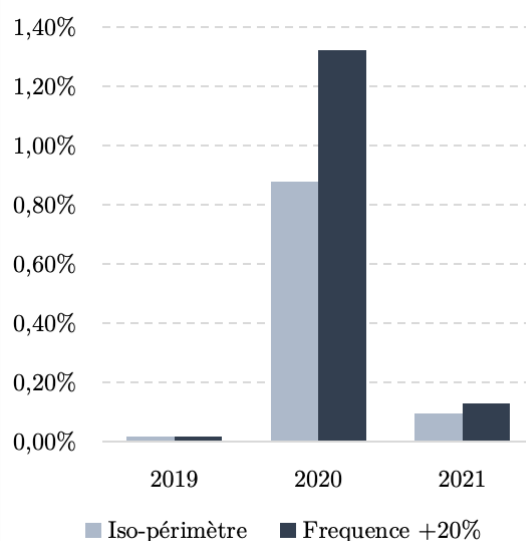


FIGURE 130 – Des tendances similaires à l'impact intra-poste : l'échelle de l'impact est réduite par la mutualisation

Pour finir cette première étude, il convient de voir comment la fréquence choquée fait varier la prime pure du contrat étudié. Les variations obtenues précédemment ont permis d'obtenir une sinistralité choquée après augmentation de la fréquence. Il est donc possible de refaire tourner le modèle afin de voir comment la prime pure réagit face à ces fluctuations.

Résultats de l'impact sur la prime pure

Ici, à la différence de l'étude à iso-périmètre où seule la distribution des coûts moyens était choquée, le modèle de fréquence est ici modifié. Il est cependant supposé que la distribution ne change pas quelle que soit la variable d'intérêt modélisée. Seuls les paramètres des lois sont ré-estimés. Les résultats sont présentés par gamme de formules et par tranche d'âge (Enfants, Actifs et Séniors) :

2019				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,01%	0,00%	0,05%	0,03%
Milieu de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%
Haut de gamme	0,00%	-0,01%	-0,01%	0,00%
total	0,01%	0,00%	0,03%	0,02%

2020				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,29%	0,51%	3,67%	2,06%
Milieu de gamme	0,12%	0,22%	0,89%	0,53%
Haut de gamme	0,00%	0,06%	0,05%	0,03%
total	0,22%	0,39%	2,56%	1,45%

2021				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,03%	0,01%	0,04%	0,03%
Milieu de gamme	0,02%	0,01%	0,38%	0,21%
Haut de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,00%
total	0,03%	0,01%	0,18%	0,10%

Total				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	2,06%	0,03%	2,13%
Milieu de gamme	0,01%	0,53%	0,21%	0,74%
Haut de gamme	0,00%	0,03%	0,00%	0,03%
total	0,02%	1,45%	0,10%	1,57%

FIGURE 131 – Résultats de l'impact sur la prime pure après augmentation de la fréquence de 20%

Les fluctuations de prime pure présentent des tendances identiques à celles explicitées dans la partie "iso-périmètre". À savoir :

- 2019 : un impact faible, expliqué par les changements de base de remboursement et de mise en place des prix limite de vente sur certaines prothèses. L'impact est identique à celui estimé à iso-périmètre car aucune augmentation de la fréquence n'a été appliquée en 2019 ;
- 2020 : un impact plus fort notamment chez les séniors où la variation moyenne est de +2,56%. L'impact est dégressif en fonction de la gamme de produits. Passant de +2,06% pour les formules bas de gamme à +0,03% pour les formules haut de gamme ;
- 2021 : un impact plus faible car l'augmentation de la fréquence n'est que de +2,56% cette année-là. Au total, une augmentation de +0,10% est attendue.

De plus, comme pour l'étude à iso-périmètre, c'est la population des séniors qui a une prime pure qui varie le plus. En effet, pour le portefeuille étudié, ce sont les séniors qui sont les plus consommateurs de prothèses dentaires.

L'impact est relativement faible sur la prime pure car cette dernière est modélisée en considérant l'ensemble des postes de garantie. L'impact sur la prime pure est proche de l'impact sur les prestations en inter-poste de garantie, car le modèle approche la sinistralité pour déterminer la prime pure. L'impact cumulé sur les trois années de projection serait ici de +1,57% (contre +0,92% à iso-périmètre). La prime pure de l'année 2020 se voit augmenter de +1,45% et celle de 2021 de +0,10%. La figure suivante compare les résultats de l'impact à iso-périmètre et ceux obtenus ici :

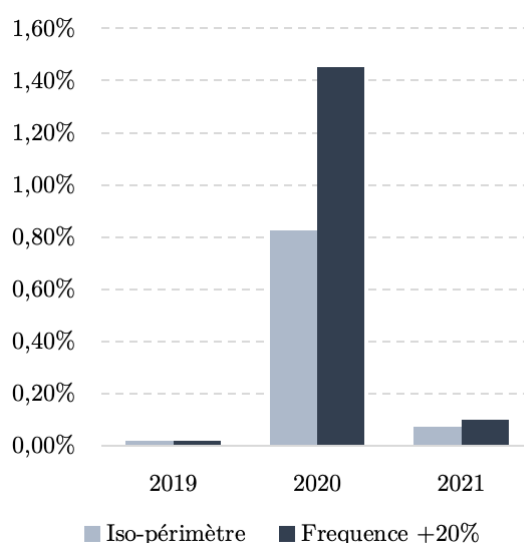


FIGURE 132 – Comparaison des impacts précédemment obtenus

L'écart entre la sinistralité choquée et la prime pure choquée est plus grand que lors de l'étude à iso-périmètre. En effet, l'écart était de 0,08 points (+1% pour la sinistralité choquée contre +0,92% pour la prime pure choquée) alors qu'ici l'écart est de 0,10 points (+1,47% contre +1,57%). Moins l'écart est grand, plus le modèle approche la sinistralité historique. Donc ici, le fait d'ajouter la dimension fréquence vient très légèrement réduire le pouvoir prédictif du modèle. Cependant, les écarts restent marginaux.

Cette première étude d'impact a permis de mettre en évidence le fait que la fréquence pourrait impacter, de façon plus prononcée qu'à iso-périmètre, la prime pure du contrat santé. Néanmoins, les tendances observées sont identiques quelle que soit la dimension regardée (plus la formule est élevée, moins l'impact est fort et plus la tranche d'âge est grande, plus la prime pure varie).

L'étude a été réalisée en considérant une hypothèse d'augmentation de la fréquence issue d'une enquête à l'échelle nationale. Ainsi, la pertinence d'appliquer ce taux d'augmentation de la fréquence n'est pas forcément optimale car notre portefeuille n'est potentiellement pas représentatif de l'échantillon utilisé par l'IRDES lors de l'étude. De plus, le taux considéré n'est pas discriminant, c'est-à-dire qu'il est le même quels que soit la gamme de produits ou les âges des consommateurs. Il convient donc, pour avoir une estimation plus précise, d'adapter le taux d'augmentation de la fréquence. C'est l'objet du prochain scénario.

Pur la suite des interprétations, nous ne reviendrons plus sur les tendances des impacts. En effet, les tendances ne changeaient pas par rapport à l'étude à iso-périmètre. Seuls les niveaux des impacts subissent des variations pour les années 2020 et 2021.

11.2 Ajustement des taux de renoncement aux soins communiqués par le gouvernement

Dans cette sous-partie, les taux d'augmentation de fréquence sont estimés à l'aide des taux de renoncement aux soins. Les taux de renoncements aux soins fournis par l'enquête *EHIS-ESPS* [18] réalisée par l'IRDES sert de base à l'étude. Comme cité précédemment, pour le poste de garantie dentaire, le taux global moyen de renoncement aux soins a été estimé à 16,8%. Cette étude a été segmentée en fonction de plusieurs variables socio-démographiques comme l'âge, le sexe, la profession ou encore les revenus. Le tableau de l'annexe G résume les chiffres de cette étude.

Cependant, la structure du portefeuille utilisé pour réaliser notre étude d'impact peut être différente de l'échantillon utilisé par l'IRDES lors du calcul de ces taux de renoncement aux soins. Il convient donc d'adapter ces taux afin de les "coller" à notre portefeuille. Pour ce faire, une méthodologie proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] est exploitée. Cette méthodologie consiste à déterminer une augmentation de la fréquence de consommation (à l'aide des taux de renoncements aux soins) tout en tenant compte des spécificités du portefeuille.

La démarche utilisée par (*Le Brigand, 2019*) [22] pour calculer ces taux adaptés est résumée dans la suite. Les taux adaptés sont calculés en fonction de l'âge et du sexe (seules variables en commun avec l'étude de l'IRDES) et peuvent être calculés comme suit, pour un âge x et un sexe s :

$$\gamma_{\text{renoncement adapté}}(x, s) = p(x, s) \times \gamma_{\text{renoncement IRDES}}$$

avec $p(x, s)$ la proportion d'assuré d'âge x et de sexe s dans le portefeuille et $\gamma_{\text{renoncement IRDES}}$ le taux de renoncement aux soins communiqué par l'étude pour un individu d'âge x et de sexe s .

Le premier terme $p(x, s)$ peut être calculé, en supposant que les individus d'âge x ont une répartition selon le sexe équivalente à celle du portefeuille, comme suit :

$$p(x, s) = p(x) \times p(s)$$

où $p(\cdot)$ est la fonction retournant la proportion d'assuré dans le portefeuille. Afin de vérifier cette hypothèse, les assurés ont été regroupés en fonction des tranches définies dans l'étude de l'IRDES afin de comparer les répartitions hommes/femmes. Les tranches sont les suivantes :

- 18 à 39 ans (il sera considéré les individus de 0 à 39 ans) ;
- 40 à 64 ans ;
- 65 ans et plus.

Le tableau suivant montre que l'hypothèse est relativement vérifiée pour le portefeuille d'étude :

Tranches IRDES	Femmes	Hommes
0-34 ans	55,61%	44,39%
35-64 ans	58,71%	41,29%
65 ans et plus	55,72%	44,28%
Portefeuille global	55,26%	44,74%

TABLE 23 – Répartition hommes/femmes dans le portefeuille

Le second terme $\gamma_{\text{renoncement IRDES}}$ est calculé comme le rapport entre le produit des taux de renoncement par catégories et le taux de renoncement moyen de 16,8% de l'étude :

$$\gamma_{\text{renoncement IRDES}}(x, s) = \frac{\gamma(x) \times \gamma(s)}{16,8\%}$$

où $\gamma(\cdot)$ est la fonction retournant le taux de renoncement aux soins issus de l'étude IRDES, en fonction d'une variable socio-démographique. Ici, la variable x prend les valeurs des tranches définies au-dessus et la variable s prend les valeurs "Hommes" et "Femmes". (*Le Brigand, 2019*) [22] apporte une preuve à cette relation issue d'un problème probabiliste. En se plaçant dans un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et considérant les évènements suivants :

- A_x : l'assuré appartient à la tranche x ;
- S_s : l'assuré est de sexe H (homme) ou F (femme) ;
- R : l'assuré renonce à se soigner.

Il convient ainsi de calculer la probabilité qu'un assuré renonce à se soigner sachant qu'il appartient à la tranche A_x et qu'il est de sexe S_s . Mathématiquement, cela revient à calculer $\mathbb{P}[R|A_x \cap S_s]$.

Or, les évènements A_x et S_s sont, par structure, indépendants. Ainsi, la formule de Bayes permet d'écrire :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[A_x \cap S_s | R] &= \frac{\mathbb{P}[R|A_x \cap S_s] \times \mathbb{P}[A_x \cap S_s]}{\mathbb{P}[R]} \\ &= \frac{\mathbb{P}[R|A_x \cap S_s] \times \mathbb{P}[A_x] \times \mathbb{P}[S_s]}{\mathbb{P}[R]} \\ &= \frac{\mathbb{P}[R|A_x] \times \mathbb{P}[A_x]}{\mathbb{P}[R]} \times \frac{\mathbb{P}[R|S_s] \times \mathbb{P}[S_s]}{\mathbb{P}[R]} \end{aligned}$$

Ainsi, en isolant le terme cherché et en simplifiant, il vient que :

$$\mathbb{P}[R|A_x \cap S_s] = \frac{\mathbb{P}[R|A_x] \times \mathbb{P}[R|S_s]}{\mathbb{P}[R]}$$

Cette égalité, en sortant des notations probabilistes, permet de retomber sur la formule de $\gamma_{\text{renoncement IRDES}}(x, s)$. En suivant cette méthodologie et en moyennant par formule, les taux de renoncement aux soins adaptés à notre portefeuille obtenus sont les suivants :

Gamme de produit	$\gamma_{\text{renoncement adapté}}$
Bas de gamme	16,71%
Milieu de gamme	16,38%
Haut de gamme	17,22%

TABLE 24 – Taux de renoncements aux soins adaptés à la structure du portefeuille

Ici, le taux de renoncement aux soins adapté de notre portefeuille ne suit pas de tendance liée à la formule. En effet, la méthodologie utilisée ne discrimine qu'en fonction de l'âge et du sexe. Par la suite, une méthodologie permettant d'intégrer la dimension "formule de garantie" dans le calibrage des taux de renoncement aux soins est proposée.

Finalement, en appliquant la relation de passage des taux de renoncement aux soins vers les taux d'augmentation de la fréquence, les taux suivants sont utilisés pour choquer les fréquences :

Gamme de produit	τ_{freq}
Bas de gamme	20,06%
Milieu de gamme	19,59%
Haut de gamme	20,80%

TABLE 25 – Taux d’augmentation de la fréquence adaptés à la structure de notre portefeuille

La méthodologie proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] suggère de considérer l’augmentation de la fréquence seulement sur l’année de mise en place clé de la réforme, c’est-à-dire 2020. Ici, une autre hypothèse est utilisée. En 2019, les taux d’augmentation de fréquence seront portés à 0% car aucun panier de soins "100% Santé" n’est disponible pour le poste de garantie dentaire. En 2020, les taux ajustés précédemment construits seront utilisés. En 2021, ce sont les prothèses amovibles en résine et les inlay-onlay qui disposeront de panier "100% Santé". Il a été décidé ici d’effectuer une augmentation de fréquence en pondérant, par le poids de ces actes, les taux ajustés. Les poids sont présentés dans la figure 115. Pour les actes de prothèse amovible en résine et d’inlay-onlay, le poids est de 9,24%. Ce qui aboutit ainsi à une augmentation de la fréquence répartie comme suit :

Gamme de produit	$\tau_{freq}(2019)$	$\tau_{freq}(2020)$	$\tau_{freq}(2021)$
Bas de gamme	0,00%	20,06%	1,85%
Milieu de gamme	0,00%	19,59%	1,81%
Haut de gamme	0,00%	20,80%	1,92%

TABLE 26 – Répartition de l’augmentation de la fréquence adapté à notre portefeuille sur les trois années de projection

Les taux calibrés sont plus élevés que ceux de l’impact précédent. Il est ainsi possible de s’attendre à un impact plus grand. Le même principe que dans l’exemple précédent est appliqué afin d’estimer les variations de remboursements intra-poste de garantie dentaire, inter-poste de garantie et sur la prime pure. Pour rappel, il est seulement considéré la répartition préconisée par la Sécurité Sociale. De plus, les explications des tendances sont exactement les mêmes que pour l’impact précédent ou celui à iso-périmètre. Seuls les niveaux des impacts seront étudiés.

Résultats intra-poste de garantie dentaire

Les taux d’augmentation de la fréquence ajustés à notre portefeuille ont été appliqués et les variations de prestations et de reste à charge, avant mutualisation entre les différents postes de garantie, obtenus sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	109,79 €	113,30 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	189,74 €	198,66 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	248,36 €	253,32 €

Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	41,54%	3,20%
Milieu de gamme	-	0,71%	19,69%	4,70%
Haut de gamme	-	-1,37%	9,46%	2,00%

Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-69,14%	-2,32%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-31,12%	-15,21%
Haut de gamme	-	-0,14%	-8,07%	-0,03%

FIGURE 133 – Résultats de l’impact intra-poste de garantie après avoir appliqué les taux adaptés

Aucune augmentation de la fréquence n’a été appliquée en 2019. Les impacts sont identiques au cas précédent et à fortiori au cas à iso-périmètre. Les premières différences sont visibles pour l’année 2020. Cette année-là, l’impact est porté par les formules bas de gamme. Ces dernières présentent une augmentation des prestations de l’ordre de +41,54% après avoir choqué la fréquence de +20,47%. À titre de comparaison, sans augmentation de la fréquence, l’augmentation de la sinistralité était de +26,90%, soit une variation de +14 points. Les formules milieu de gamme et haut de gamme présentent, quant à elles, des variations respectives de +19,69% et +9,46% soit une augmentation,

par rapport au cas à iso-périmètre, de +7,71 et +2,46 points. L'ajustement des taux de renoncement aux soins induit une plus forte variation de la sinistralité intra-poste de garantie dentaire. En pondérant par le poids de chaque gamme de formules, l'impact total pour l'année 2020 est de l'ordre de +32,80% sur les prestations de la complémentaire.

Les restes à charge de l'année 2020, quant à eux, présentent une baisse relativement forte pour les formules bas de gamme (-69,14% de reste à charge pour les ménages). Symétriquement à l'augmentation des prestations, plus la formule est haute, moins la part à la charge de l'assuré après remboursement est élevée. Ainsi, nous pouvons affirmer que pour cette année-là, une convergence vers l'objectif de la réforme se dessine. Au total, pour l'année 2020, le reste à charge des assurés est diminué de -53,93%.

En 2021, les impacts sont plus marginaux car une légère augmentation de la fréquence est appliquée pour chacune des formules. Atteignant ainsi +3,20%, +4,70% et +1,94% pour les formules bas, milieu et haut de gamme, soit une augmentation agrégée sur l'année de +3,80%. De la même façon, les restes à charge sont réduits de façon plus faible qu'en 2020, les assurés supporteront 7,46% de reste à charge en moins par rapport à l'année 2020.

En intra-poste de garantie dentaire, les impacts cumulés sur les 3 années de projection sont de +42,94% sur les prestations et -59,41% pour les restes à charge.

À titre de comparaison, l'histogramme des impacts totaux en intra-poste de garantie dentaire dans le cas iso-périmètre, fréquence augmentée de +20% sur 3 ans et celui étudié ici a été tracé :

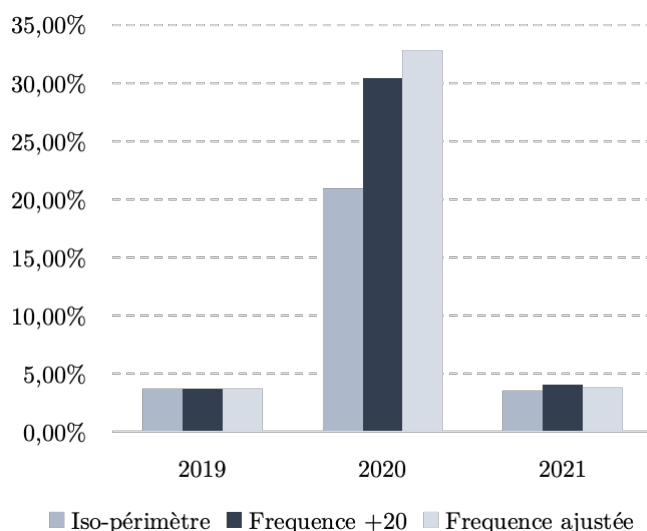


FIGURE 134 – Comparaison des impacts intra-poste de garantie obtenus précédemment

Ce graphique permet d'illustrer le fait que l'impact est plus fort en 2020 lorsque les taux adaptés à notre portefeuille sont appliqués. En effet, l'augmentation de la fréquence de consommation dans ce cas est d'en moyenne +20,15% tandis que pour le cas précédent, l'augmentation de la fréquence de 2020 était de +17%. En 2021, c'est l'effet inverse qui est constaté car l'augmentation de la fréquence dans le cas précédent était plus forte (+2,56% contre en moyenne +1,86% ici). Néanmoins, les écarts restent non-significatifs pour 2021.

La prochaine étape consiste à mutualiser l'ensemble des postes de garantie et d'observer comment la sinistralité varie sur le portefeuille total.

Résultats inter-poste de garantie dentaire

Les résultats obtenus au-dessus se focalisent sur le poste de garantie dentaire. Maintenant, ces impacts sont intégrés dans le portefeuille total. Les impacts en inter-poste de garantie sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Inter-poste de garantie Dentaire			
Prestations (%)	2019	2020	2021
Bas de gamme	0,03%	2,12%	0,02%
Milieu de gamme	0,00%	0,48%	0,22%
Haut de gamme	-0,01%	0,04%	0,01%
total	0,02%	1,46%	0,10%

FIGURE 135 – Résultats de l'impact inter-poste de garantie selon le scenario de taux de renoncement adaptés

À la différence du cas intra-poste de garantie dentaire, les impacts sont beaucoup plus faible après mutualisation. En effet, nous passons en 2020 d'un impact de +41,54% à un impact de +1,32%. Ce sont les formules bas de gamme choquée en 2020 qui porte la majorité de l'impact, ces dernières augmentant de +2,12% sur le portefeuille global (contre +0,48% et +0,04% pour les formules milieu et haut de gamme). Ici encore, étant donné le faible poids du poste de garantie dentaire sur l'ensemble du portefeuille, l'impact est relativement maîtrisé.

Pour l'année 2021, les formules milieu de gamme sont celles qui varient le plus, du fait du poids des prothèses amovibles en résine pour ces formules. Atteignant ainsi un impact de +0,22%. Pour les deux autres formules, les impacts sont très faibles après mutualisation (+0,02% pour les formule bas de gamme et +0,01% pour les formules haut de gamme). Pour cette année-là, l'impact agrégé est finalement de +0,10%.

Ainsi, la mutualisation entre les différents postes de garanties, réduit fortement l'échelle de l'impact. Les prestations globales du portefeuille, sur les trois années de projection cumulées, n'augmentent que de +1,58% selon ce scenario d'augmentation de la fréquence de consommation.

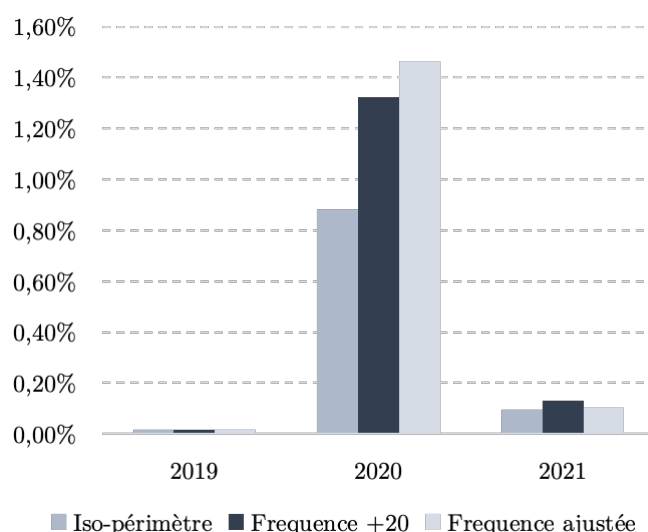


FIGURE 136 – Comparaison des impacts inter-poste de garantie obtenus précédemment

À iso-périmètre, l'impact inter-poste de garantie était de +1% alors qu'avec une augmentation de la fréquence ajustée, l'impact serait de +1,58% soit 0,58 point de plus. En 2020, l'impact est de +0,88% a iso-périmètre contre +1,46% dans ce cas, c'est cette année-là qui est porteuse du plus grand impact. Les autres années l'augmentation de la fréquence est soit nulle (en 2019) soit plus faible (en 2021, elle est d'en moyenne +1,87%).

Pour finir cette seconde estimation de l'impact, voyons comment la prime pure varie après avoir choqué la fréquence avec les taux d'augmentation ajustés à notre portefeuille.

Résultats de l'impact sur la prime pure

Ici, les résultats de l'impact sur la prime pure du contrat étudié sont présentés. Nous avons donné en *input* du modèle de tarification, la nouvelle sinistralité choquée avec les taux d'augmentation de la fréquence ajustés. Les résultats sont présentés par gamme de formules et par tranche d'âge (Enfants, Actifs et Séniors) :

2019				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,01%	0,00%	0,05%	0,03%
Milieu de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%
Haut de gamme	0,00%	-0,01%	-0,01%	0,00%
total	0,01%	0,00%	0,03%	0,02%

2020				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,32%	0,52%	3,89%	2,19%
Milieu de gamme	0,13%	0,26%	0,91%	0,55%
Haut de gamme	0,00%	0,06%	0,05%	0,03%
total	0,24%	0,41%	2,70%	1,53%

2021				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,02%	0,01%	0,03%	0,03%
Milieu de gamme	0,02%	0,01%	0,33%	0,18%
Haut de gamme	0,00%	0,00%	0,02%	0,01%
total	0,02%	0,01%	0,15%	0,09%

Total				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	2,19%	0,03%	2,25%
Milieu de gamme	0,01%	0,55%	0,18%	0,73%
Haut de gamme	0,00%	0,03%	0,01%	0,04%
total	0,02%	1,53%	0,09%	1,64%

FIGURE 137 – Résultats de l'impact sur la prime pure après utilisation des taux adaptés

C'est l'année 2020 qui est porteuse ici aussi du plus gros impact. Notamment chez les séniors ayant souscrit à un produit bas de gamme, l'impact sur la prime pure atteint ici +3,89%. L'histogramme suivant compare les différents impacts sur la prime pure obtenus précédemment :

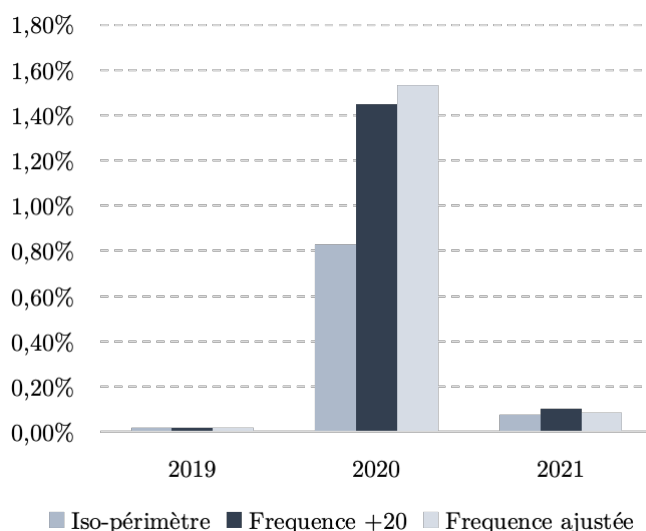


FIGURE 138 – Comparaison des impacts sur la prime pure obtenus précédemment

Le modèle permet d'approcher relativement bien la sinistralité choquée. En effet, la sinistralité varie de +1,58% et la prime pure de +1,64%. La légère différence vient car le modèle n'est pas "parfait", néanmoins, les faibles écarts traduisent une certaine robustesse du modèle.

Finalement, la méthodologie proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] présente l'avantage de calibrer des taux d'augmentation de la fréquence plus précis et dont la justification est motivée par l'étude des renoncements aux soins. Cependant, le taux utilisé est construit à l'aide de l'âge et du sexe seulement. Or, la variable "formule" devrait être structurante sur le taux de renoncement aux soins. En effet, un individu ayant souscrit à une formule limitant ses restes à charge ne sera probablement pas sujet à un même taux de renoncement aux soins qu'une personne ayant un reste à charge plus élevé. Il convient donc de proposer une méthodologie permettant d'estimer les taux de renoncement aux soins par formule à l'aide des taux de reste à charge.

11.3 Détermination d'une liaison entre le renoncement aux soins et le niveau de reste à charge

La méthodologie utilisée précédemment ne permet pas d'intégrer la variable "formule" dans le calibrage des taux de renoncement aux soins. Ici, une méthode permettant d'estimer des taux de renoncement aux soins à l'aide des niveaux de reste à charge des assurés, lorsque ces derniers consomment un acte prothétique, est proposée. Le principe est le

suivant : "Si le niveau de reste à charge est supérieur à un certain seuil, alors l'assuré décide de renoncer à se soigner. Sinon, il ne renonce pas à se soigner". Ces taux de renoncement aux soins seront calculés en fonction des âges et des gammes de formules. L'approche qui sera utilisée s'articulera autour de trois étapes :

- La première étape consiste à calculer les taux de reste à charge pour chaque acte prothétique. Ces derniers correspondent au rapport entre les remboursements perçus et la dépense liée à l'acte prothétique ;
- La seconde étape a pour but de lisser les taux de reste à charge obtenus afin de réduire la volatilité des niveaux de reste à charge. Une distribution de taux de reste à charge lissée par gamme de formules est obtenue ;
- La troisième et dernière étape consiste à déterminer le seuil à partir duquel un individu renonce à se soigner. Ce seuil est fonction du taux moyen lissé obtenu à l'étape précédente. Le principe est que si le taux de reste à charge constaté est supérieur à ce seuil, alors cette personne sera supposée comme renonciatrice à se soigner. Des niveaux de renoncements aux soins par formule et par âge sont ainsi obtenus.

La figure suivante décrit de façon plus synthétique la méthodologie de calibrage du taux de renoncement aux soins :

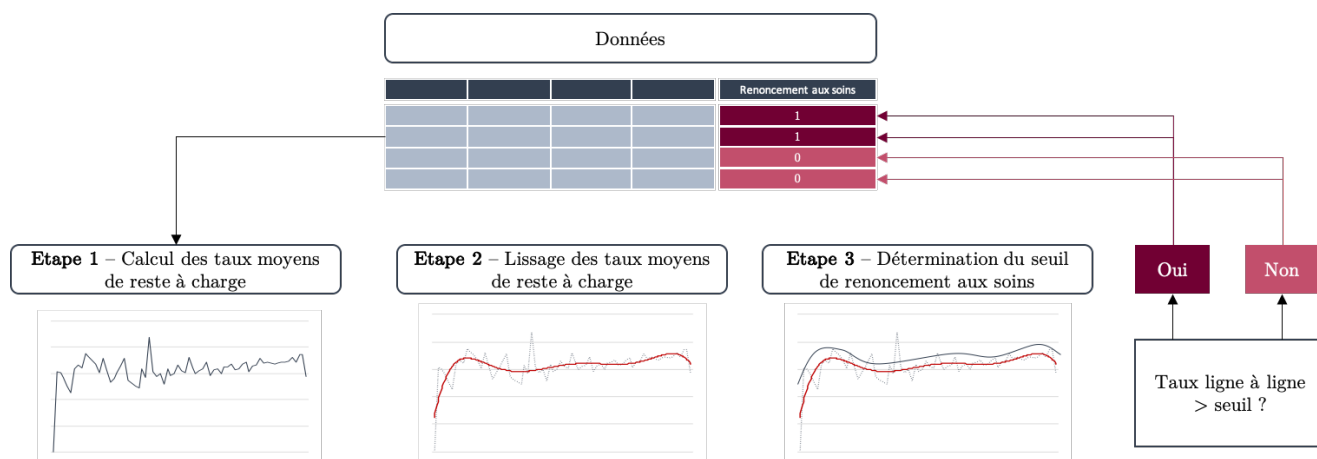


FIGURE 139 – Un processus d'estimation du renoncement aux soins en 3 étapes

Pour illustrer, soit un individu âgé de 60 ans ayant souscrit à la formule 4 (250% de prise en charge, y compris la part de la Sécurité Sociale) du produit étudié. Cet individu souhaite bénéficier d'une pose d'une couronne dentaire céramo-métallique. Pour simplifier les chiffres de l'exemple en partie 10.1 sont repris. Ainsi, pour une dépense de 600€, l'assuré aura un reste à charge de 331,25€. En notant τ_{RAC} le taux de reste à charge, il vient :

$$\tau_{RAC} = \frac{331,25}{600} = 55,2\%$$

En supposant que le couple de valeurs (âge = 60 ans, formule = milieu de gamme) présente un taux de reste à charge moyen lissé de 70% et d'un seuil calculé à 80%, alors l'individu considéré n'est pas supposé comme renonciateur aux soins ($55,2\% < 80\%$). Pour un autre individu, de la même classe, ayant un taux de reste à charge de 82% par exemple, cet individu sera supposé comme renonciateur aux soins.

Les taux de renoncements aux soins ainsi obtenus sont ensuite convertis en taux d'augmentation de la fréquence de consommation :

$$\tau_{freq} = \frac{\gamma_{renoncement}}{1 - \gamma_{renoncement}}$$

Cette méthodologie permet de relier les niveaux de reste à charge et les taux de renoncement aux soins. De plus, cela permet d'inclure une dimension "formule" aux taux de renoncement aux soins. Cependant, cette méthode peut paraître simpliste. En effet, les données utilisées ici sont des données d'individus n'ayant pas renoncé aux soins. De plus, le niveau de seuil, jouant un rôle clé dans cette méthodologie, sera issu d'hypothèse de normalité. Finalement, cette méthodologie servira de comparatif aux deux scénarii précédemment testés.

De plus, par manque de données sur les formules haut de gamme, il nous est impossible d'appliquer cette méthodologie. Nous utiliserons un *proxy* pour déterminer le taux de renoncement aux soins pour cette gamme de formules.

Étape 1 : Calcul des taux moyens de restes à charge

Nous allons calculer les taux de reste à charge lignes à lignes pour les actes prothétiques. Pour rappel, les taux de reste à charge sont calculés, pour un acte i comme suit :

$$\tau_i^{RAC} = \frac{\text{Remboursement Sécurité Sociale}_i + \text{Remboursement Complémentaire}_i}{\text{Dépense}_i}$$

Pour chaque individu ayant consommé un acte prothétique, le taux de reste à charge associé à sa dépense est obtenu. Ensuite, pour un niveau de formule donné g et un âge donné x , la moyenne des taux de reste à charge est calculé comme :

$$\tau_{moyen}^{RAC}(g, x) = \frac{1}{n(g, x)} \times \sum_{i=1}^{n(g, x)} \tau_i^{RAC}(g, x)$$

Où $n(g, x)$ est le nombre d'actes prothétiques consommé par des individus ayant souscrit à la formule g et d'âge x . Cette étude a été effectuée pour les segments de garantie bas de gamme et milieu de gamme. La formule haut de gamme n'étant statistiquement pas représentative. Pour cette dernière un *proxy* est effectué afin d'obtenir les taux de renoncement aux soins.

Ainsi, pour les formules bas de gamme et milieu de gamme, les distributions de taux moyens de reste à charge obtenus sont les suivantes :

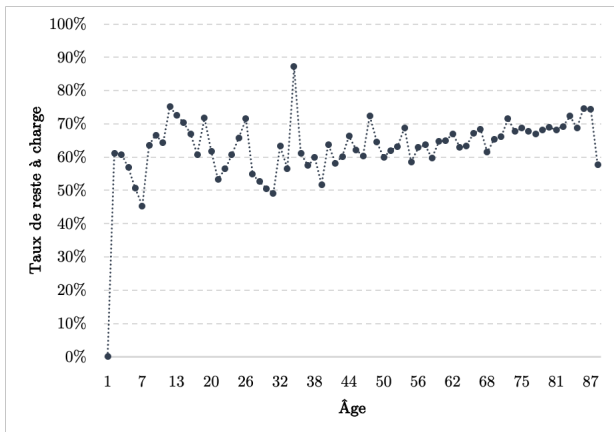


FIGURE 140 – Taux de reste à charge pour les formules bas de gamme

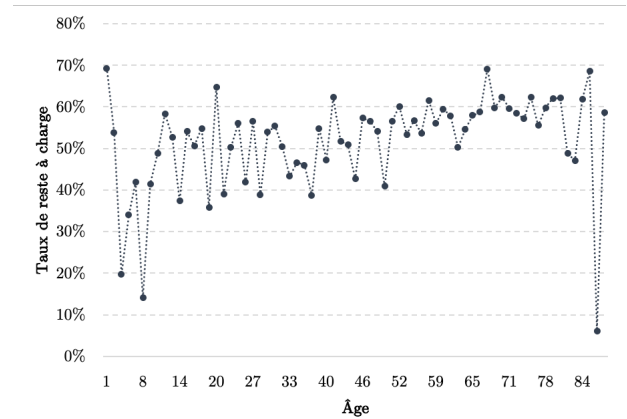


FIGURE 141 – Taux de reste à charge pour les formules milieu de gamme

Les taux de reste à charge pour les formules bas de gamme sont élevés, avec un cœur de la distribution entre 60% et 80%. Quant aux formules milieu de gamme, les taux sont relativement plus faible avec un cœur de distribution entre 40% et 60%. Une légère tendance croissante en fonction de l'âge quel que soit la formule est observable.

Néanmoins, une grande volatilité des taux de reste à charge est observable. Cette volatilité est due aux différences d'expositions par âge. En effet, il n'y a pas la même exhaustivité statistique pour chaque modalité. Le poste dentaire ne représentant que 2,15% des actes, le fait de segmenter par âge induit une exhaustivité encore plus réduite par classe considérée. Par exemple, pour les formules bas de gamme, il n'y a qu'un seul individu âgé de 31 ans ayant consommé un acte prothétique. De ce fait, la moyenne n'est en réalité pas une moyenne, mais la seule valeur du groupe considéré. Or, n'avoir qu'une seule valeur, ou très peu, n'est pas représentatif d'un réel taux moyen de reste à charge. Pour limiter cette volatilité, il a été décidé d'effectuer un lissage des taux moyens de reste à charge obtenu.

Étape 2 : Lissage des taux de restes à charge

Afin de ne pas obtenir des sauts trop grands entre les différents âges, les distributions sont lissées par lissage polynomial. Ce lissage s'effectue par le biais d'une régression polynomiale. Cette régression constitue une extension des régressions linéaires classiques en introduisant des transformations polynomiales comme prédicteurs au sein du modèle. Le lissage polynomial peut être vu comme une régression linéaire multiple, où les observations sont construite à partir des puissances d'une seule variable. Si on appelle (X, Y) le couple de variables aléatoires considéré, alors la régression polynomiale est le modèle qui s'écrit, pour toute réalisation i du couple de variables aléatoires :

$$Y_i = P_n(X_i) + \epsilon_i$$

avec $P_n(x)$ un polynôme de degré n et ϵ_i le résidu du modèle. Le degré du polynôme est un paramètre crucial au bon calibrage du modèle. Il doit être assez grand pour capter les comportements de la variable d'intérêt et assez faible pour ne pas entrer dans une problématique de sur-apprentissage⁴⁷.

47. Le sur-apprentissage, (*overfitting* en anglais), est une analyse statistique qui correspond trop étroitement ou exactement à des données. Cette analyse peut ne pas correspondre à des données supplémentaires ou ne pas prévoir de manière fiable les observations futures

Lissage de la courbe pour les formules bas de gamme

Un lissage polynomial a été effectué pour les formules bas de gamme en considérant les degrés de 2 à 20. Graphiquement, plus le degré du polynôme est grand, plus la courbe lissée est proche de la distribution des restes à charge, avec une stabilisation à partir du degré 15. Cette tendance est confirmée par l'étude des coefficients de détermination, le polynôme de degré 15 fournit un R^2 de 74%. Pour illustrer, les courbes lissées ne sont affichées que pour les degrés 2, 6, et 15 :

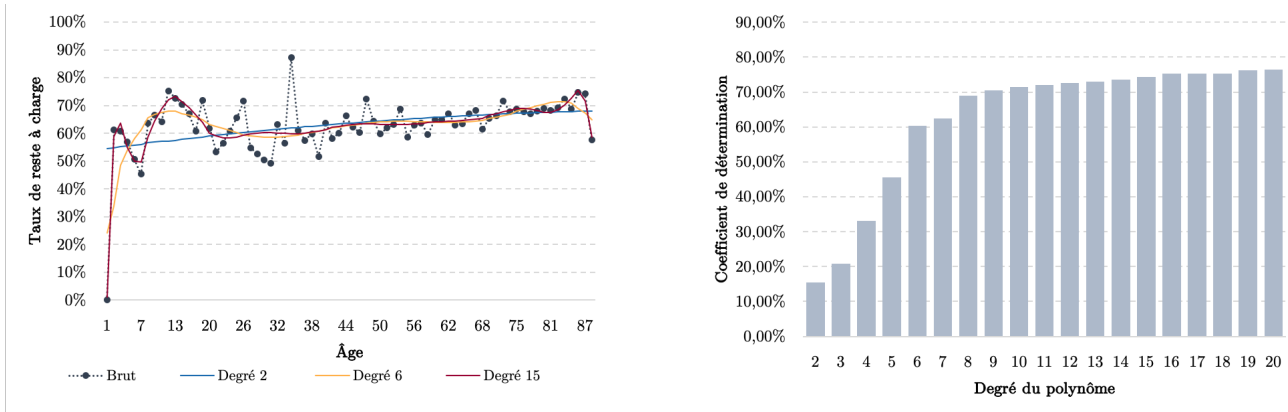


FIGURE 142 – Lissage des taux pour les formules bas de gamme

FIGURE 143 – Des R^2 du modèle croissants avec le degré du polynôme

Cependant, pour des degrés trop élevés, le risque de sur-apprentissage est fort. Il est donc décidé de retenir la courbe permettant d'avoir un compromis optimal entre le niveau de R^2 et un sur-apprentissage limité. Finalement, il a été décidé de retenir la courbe lissée par une régression polynomiale de degré 6 :

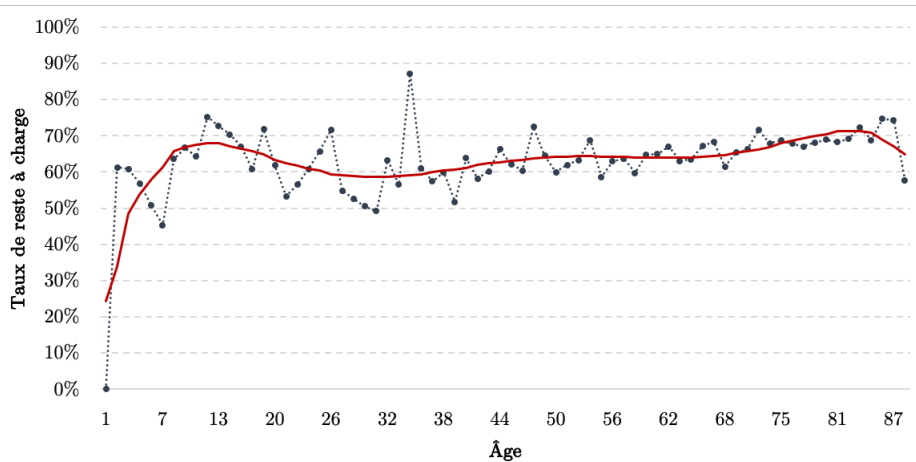


FIGURE 144 – Taux de reste à charge sélectionnés pour les formules bas de gamme

Lissage de la courbe pour les formules milieu de gamme

Un lissage polynomial a été effectué pour les formules milieu de gamme en considérant les degrés de 2 à 20. Graphiquement, comme précédemment, plus le degré du polynôme est grand, plus la courbe lissée est proche de la distribution des restes à charge. Cependant, au vu de la forte volatilité des taux de reste à charge pour cette gamme de formules, le modèle polynomial peine à se coller aux données. Le R^2 ne prend de grande valeur qu'à partir du degré 15. Or, plus le degré est grand, moins l'effet lissé est observé et plus le sur-apprentissage est probable. Pour illustrer, les courbes lissées ne sont affichées que pour les degrés 2, 6, et 15 :

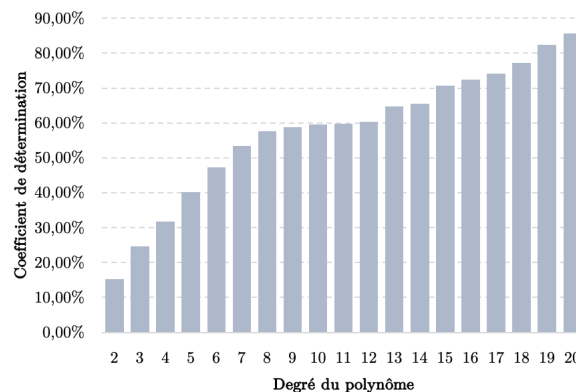
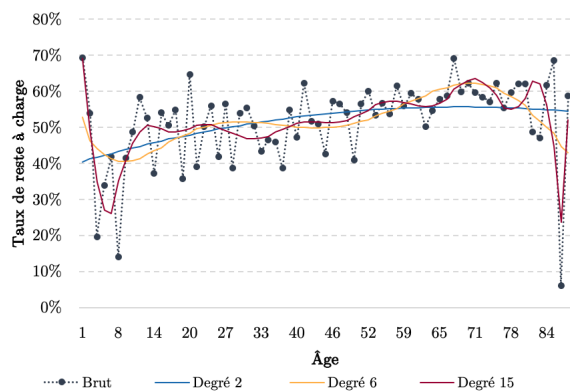


FIGURE 145 – Lissage des taux pour les formules bas de gamme de FIGURE 146 – Des R^2 du modèle croissants avec le degré du polynôme

Ici, il a été décidé de conserver, comme pour les bas de gamme, les taux lissés par polynôme de degré 6. D'autres méthodes de lissage ont été testées pour cette gamme de formules (lissage *LOESS* et lissage par *spline*), mais les résultats ne sont pas nettement mieux que pour le lissage polynomial. La distribution des taux de reste à charge pour les formules milieu de gamme est donc la suivante :

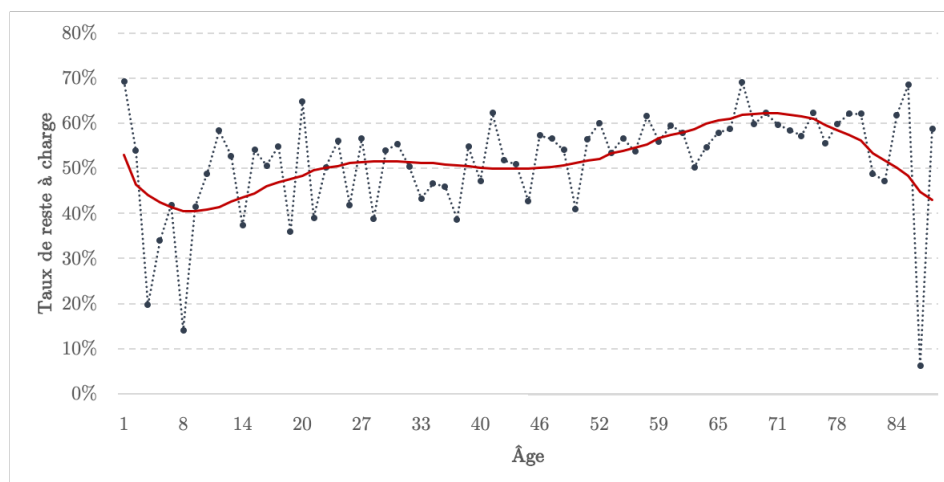


FIGURE 147 – Taux de reste à charge sélectionnés pour les formules milieu de gamme

Les résultats de ce lissage ne sont cependant pas des plus optimaux. En effet, on ne peut pas affirmer qu'un modèle linéaire présentant un R^2 inférieur à 70% soit bon. Cependant, l'objectif est de lisser les taux et le modèle polynomial est relativement simple à mettre en œuvre, il est donc décidé de retenir les résultats de ces lissages.

Une distribution de taux de reste à charge moyen par âge et par formule est maintenant disponible. Ces taux ont été obtenus en moyennant des taux de reste à charge d'individus n'ayant pas renoncé aux soins. Afin de relier ces taux de reste à charge aux taux de renoncement aux soins, il est supposé que, dépassé un certain seuil, les assurés n'auraient pas accepté de se soigner et auraient donc renoncé aux soins. Une distribution de taux de renoncement aux soins sera ainsi obtenue et sera ensuite convertie en taux d'augmentation de la fréquence de consommation.

Étape 3 : Choix du seuil de renoncement aux soins

Le choix du seuil de renoncement aux soins est ici une hypothèse structurante de l'étude d'impact. Cependant, seules des données d'assurés ayant déjà consommé un acte sont disponibles, le choix de seuil sera posé de façon purement hypothétique. Pour le déterminer un intervalle de confiance gaussien est construit autour des taux moyens lissés. Les individus dont le taux de reste à charge sera supérieur à la borne supérieure de cet intervalle seront considérés comme des individus renonçant aux soins.

Ainsi, pour chaque âge x et niveau de garantie g , un intervalle de confiance est construit à l'aide d'un quantile k d'une loi normale centrée réduite :

$$\left[\tau_{\text{RAC Moyen}}^{\text{lissé}}(g, x) \pm k \times \frac{\sigma(g, x)}{\sqrt{n(g, x)}} \right]$$

avec $\sigma(g, x)$ l'écart-type des restes à charge pour un individu d'âge x et de formule g . La taille de l'intervalle est ici très importante, en effet, un intervalle trop grand ne permettrait de n'avoir que très peu, voir pas, de renoncement aux soins et à l'inverse un intervalle trop petit impliquerait trop de renoncement aux soins. Nous proposons ici de construire des intervalles de confiance selon 3 niveaux de confiance : 99%, 95% et 90%. Les résultats obtenus sont les suivants :

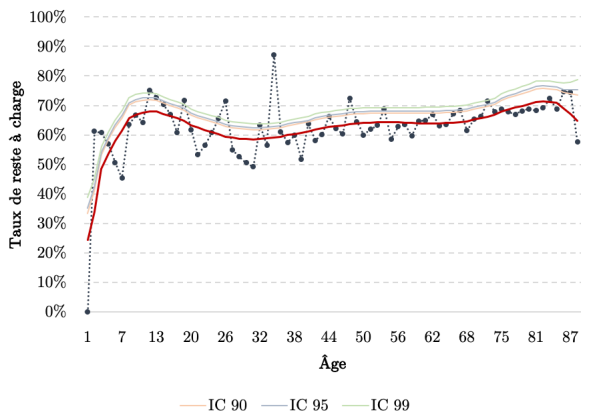


FIGURE 148 – Intervalles de confiance pour les formules bas de gamme

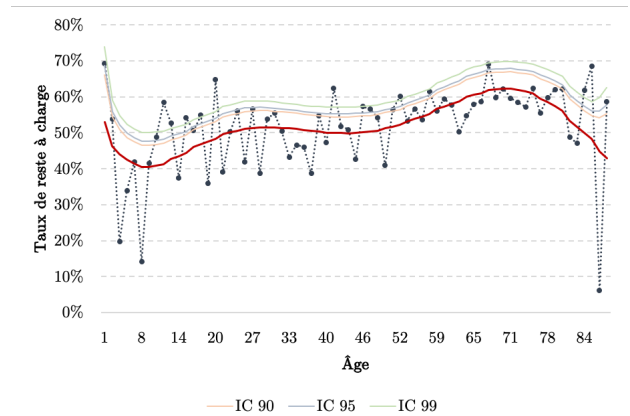


FIGURE 149 – Intervalles de confiance pour les formules milieu de gamme

Plus les niveaux de confiance sont élevés, plus la borne supérieure est élevée. Cette tendance influe fortement sur le niveau de renoncement aux soins. En effet, plus la borne est élevée, plus le seuil de reste à charge est grand et donc moins l'individu est susceptible (au sens de cette méthode) de renoncer aux soins.

Ainsi, il est possible d'en déduire les distributions de renoncement aux soins pour chaque catégorie. En moyennant par formule, les taux de renoncement aux soins obtenus sont les suivants, pour les formules bas de gamme et milieu de gamme :

Gamme de produit	$\gamma_{\text{adapté}}$ avec IC 90	$\gamma_{\text{adapté}}$ avec IC 95	$\gamma_{\text{adapté}}$ avec IC 99
Bas de gamme	17,24%	13,41%	4,98%
Milieu de gamme	15,48%	11,75%	3,45%

TABLE 27 – Taux de renoncement aux soins obtenus à l'aide de l'étude des restes à charge

En fonction du niveau de confiance, les taux de renoncement aux soins varient fortement. Pour un niveau de confiance de 90%, des taux sensiblement proches sont de ceux obtenus par la méthodologie proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22] sont calculés. Avec une confiance de 95%, les taux obtenus sont proche des 13% et enfin, avec un niveau de confiance à 99%, les taux sont relativement proche de 4%. De plus, à l'aide de cette méthode, une dégression des taux de renoncement aux soins à mesure que la gamme grandit est obtenue.

Pour rappel, il n'y a pas eu de calibrage pour les formules haut de gamme. Cette méthodologie se basant sur des moyennes par segment, si un segment est sous-représenté, la méthodologie n'est plus viable. C'est le cas pour les formules haut de gamme. Afin de déterminer le taux de renoncement aux soins pour les formules haut de gamme, un *proxy* est calculé à l'aide des résultats obtenus pour les formules bas de gamme et milieu de gamme.

En notant R la fonction qui retourne le niveau de prise en charge d'un acte prothétique d'une formule donnée, nous pouvons calculer le niveau de remboursement moyen par segment de formule comme :

$$\left\{ \begin{array}{l} R(b) = \frac{R(\text{formule 1}) + R(\text{formule 2})}{2} = \frac{100\% + 150\%}{2} = 125\% \\ R(m) = \frac{R(\text{formule 3}) + R(\text{formule 4})}{2} = \frac{200\% + 250\%}{2} = 225\% \\ R(h) = \frac{R(\text{formule 5}) + R(\text{formule 6})}{2} = \frac{275\% + 300\%}{2} = 287,5\% \end{array} \right.$$

où b , m et h font respectivement référence aux formules bas de gamme, milieu de gamme et haut de gamme. Or, la méthodologie précédemment utilisée a permis d'attribuer aux niveaux bas de gamme et milieu de gamme un taux de renoncement aux soins. Ainsi, l'objectif est de calculer $\gamma_{renoncement}(h)$, le taux de renoncement aux soins pour les formules haut de gamme à l'aide du système suivant :

$$\begin{cases} R(b) \longrightarrow \gamma_{renoncement}(b) \\ R(m) \longrightarrow \gamma_{renoncement}(m) \\ R(h) \longrightarrow \gamma_{renoncement}(h) \end{cases}$$

À l'aide de ce système, un système en croix est obtenu en prenant les variations absolues. En effet, en passant d'une gamme de produits à une autre (et donc d'un remboursement moyen a à un remboursement moyen b), le taux de renoncement aux soins varie d'un certain nombre de points (passant de x à y). Le système devient :

$$\begin{cases} R(m) - R(b) \longrightarrow \gamma_{renoncement}(m) - \gamma_{renoncement}(b) \\ R(h) - R(m) \longrightarrow \gamma_{renoncement}(h) - \gamma_{renoncement}(m) \end{cases}$$

Ainsi, il vient que :

$$\gamma_{renoncement}(h) - \gamma_{renoncement}(m) = \frac{((R(h) - R(m)) \times (\gamma_{renoncement}(m) - \gamma_{renoncement}(b)))}{R(m) - R(b)}$$

Et finalement :

$$\gamma_{renoncement}(h) = \gamma_{renoncement}(m) + \frac{((R(h) - R(m)) \times (\gamma_{renoncement}(m) - \gamma_{renoncement}(b)))}{R(m) - R(b)}$$

Cette méthode présente l'avantage d'être très simple à mettre en place. Cependant, elle suppose que les potentielles tendances de distribution de taux de reste à charge pour les formule haut de gamme sont similaires à celle des deux autres gammes de produits. Or, cette hypothèse peut, en fonction des portefeuilles, ne pas être vérifiée. De plus, les niveaux de renoncement aux soins sont obtenus en regardant les taux de restes à charge seulement, il serait intéressant de coupler cela avec les **montants** de reste à charge pour affiner l'étude. En effet, avoir un taux de reste à charge faible et un montant de reste à charge élevé induirait potentiellement des renoncements aux soins.

Finalement, à l'aide de ce *proxy*, les taux finaux de renoncement aux soins obtenus sont les suivants, en fonction de l'intervalle de confiance :

Gamme de produit	$\gamma_{renoncement}$ adapté avec IC 90	$\gamma_{renoncement}$ adapté avec IC 95	$\gamma_{renoncement}$ adapté avec IC 99
Bas de gamme	17,24%	13,41%	4,98%
Milieu de gamme	15,48%	11,75%	3,45%
Haut de gamme	14,38%	10,71%	2,49%

TABLE 28 – Le niveau de confiance fixé influe fortement sur les taux de renoncement aux soins construits

Les taux étant maintenant calibrés, il est possible de passer à l'étude de l'impact en suivant le même schéma que précédemment. Ici, le choix de n'étudier que le cas des taux de renoncements aux soins issus d'un intervalle de confiance à 95% est posé. En effet, pour l'intervalle à 90%, les taux de renoncement aux soins s'approchent relativement des taux de la seconde étude et ceux obtenus avec un intervalle à 99% sont plutôt faibles, et sont jugés non-représentatif de la situation prévue par la réforme. En reprenant le même principe que pour la méthode précédente (pour les répartitions entre les différentes années), les taux suivants serviront de base à l'étude d'impact :

Gamme de produit	$\gamma_{renoncement}$ adapté	τ_{freq}	$\tau_{freq}(2019)$	$\tau_{freq}(2020)$	$\tau_{freq}(2021)$
Bas de gamme	13,41%	15,49%	0,00%	15,49%	1,43%
Milieu de gamme	11,75%	13,31%	0,00%	13,31%	1,23%
Haut de gamme	10,71%	12%	0,00%	12,00%	1,11%

TABLE 29 – Taux d'augmentation de la fréquence retenus pour le troisième scenario

Le même principe que pour les scenarii précédents est maintenant appliqué afin d'estimer les variations de remboursement intra-poste de garantie dentaire, inter-poste de garantie et sur la prime pure. Pour rappel, seule la répartition de la Sécurité Sociale est considérée.

Résultats intra-poste de garantie dentaire

Les fréquences historiques ont été choquées à l'aide des taux précédemment calibrés. Avant mutualisation entre les différents postes de garantie, les résultats d'impacts obtenus sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Intra-poste de garantie Dentaire				
Prestations (€)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	73,39 €	77,57 €	105,74 €	108,90 €
Milieu de gamme	157,41 €	158,53 €	180,75 €	189,21 €
Haut de gamme	230,05 €	226,90 €	243,71 €	248,50 €

Prestations (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	5,70%	36,32%	2,99%
Milieu de gamme	-	0,71%	14,02%	4,68%
Haut de gamme	-	-1,37%	7,41%	1,97%

Reste à charge (%)	2018	2019	2020	2021
Bas de gamme	-	-6,20%	-75,41%	-2,41%
Milieu de gamme	-	-2,78%	-43,74%	-16,01%
Haut de gamme	-	-0,14%	-5,55%	-0,01%

FIGURE 150 – Résultats de l'impact intra-poste de garantie selon le scénario de taux calibré à l'aide des restes à charge

L'impact sur les prestations des formules bas de gamme est le plus élevé, atteignant +36,32%. Les impacts sont ensuite dégressifs avec l'augmentation de la gamme de formules, +14,02% pour les formules milieu de gamme et +7,41% pour les formules haut de gamme. Finalement, en agrégeant les impacts par gamme de formules de cette année-là, une variation des prestations de +27,40% est obtenue. À titre de comparaison avec le cas à iso-périmètre, où l'impact sur l'année 2020 était de +20,94%, +6,46 points d'impact supplémentaire sur les prestations sont observables.

Comme pour les scénarii précédents, les restes à charge de l'année 2020 sont réduits de façon notable, notamment pour les formules bas de gamme où la variation atteint -75,41%. En agrégeant toutes les gammes de formule, la variation de reste à charge pour l'année 2020, selon ce scénario, serait de l'ordre de -62,73%.

En 2021, les impacts sont plus faibles, car une légère augmentation de la fréquence est appliquée pour chacune des formules (en moyenne +1,26%). Atteignant ainsi +2,99%, +4,68% et 1,97% pour les formules bas, milieu et haut de gamme. Les restes à charge sont quant à eux, à l'image de la faible augmentation des prestations de cette année-là. En agrégeant les gammes de formules, les prestations et les restes à charge de l'année 2021 varient respectivement de +3,66% et -7,83%.

En se concentrant sur le poste de garantie dentaire, un impact agrégé de +36,95% sur les prestations et -67,31% sur les restes à charge sont obtenus.

À l'aide de l'histogramme ci-après, les impacts totaux sur le poste de garantie dentaire sont comparés selon le scénario considéré : iso-périmètre, fréquence choquée de +20% sur 3 ans, fréquence choquée obtenus selon la méthodologie de (*Le Brigand, 2019*) [22] et la méthode présentée ici⁴⁸.

48. Dans les graphiques suivants "Fréquence RAC" fera référence à la méthode utilisée ici et "Fréquence ajustée" fera référence à la méthode proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22]

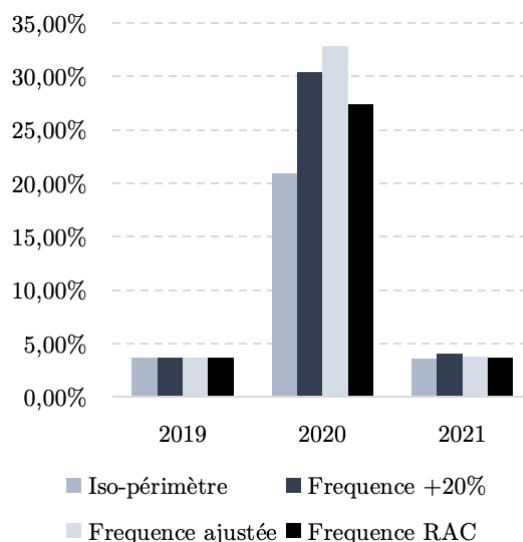


FIGURE 151 – Comparaison des impacts intra-poste de garantie obtenus précédemment

En 2019, les impacts sont tous identiques et égaux à ceux de l'étude à iso-périmètre car aucune augmentation de la fréquence n'a été appliquée. En 2020, l'impact est d'autant plus fort que l'augmentation moyenne de la fréquence appliquée est grande. La graphique suivant compare les augmentations de la fréquence moyenne appliquée pour l'année 2020 :

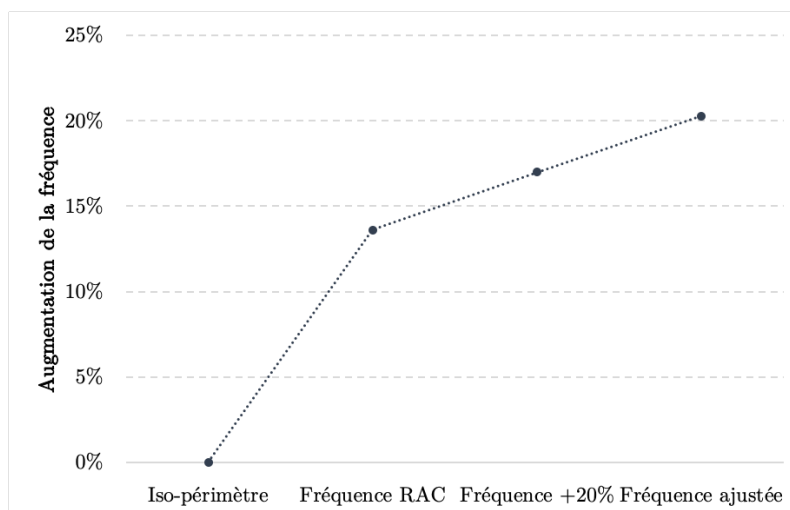


FIGURE 152 – Comparaison des taux d'augmentation de la fréquence de 2020 selon les scénarii

La prochaine étape consiste à mutualiser l'ensemble des postes de garantie afin d'observer comment la sinistralité varie sur le portefeuille total.

Résultats inter-poste de garantie dentaire

L'ensemble des postes de garantie ont été mutualisés après avoir choqué les remboursements en dentaire. Les résultats obtenus sur le portefeuille total sont les suivants :

Répartition de la Sécurité Sociale - Inter-poste de garantie Dentaire			
Prestations (%)	2019	2020	2021
Bas de gamme	0,03%	1,81%	0,02%
Milieu de gamme	0,00%	0,30%	0,22%
Haut de gamme	-0,01%	0,03%	0,01%
total	0,02%	1,21%	0,10%

FIGURE 153 – Résultats de l'impact inter-poste de garantie

Après mutualisation entre les différents postes de garantie, le niveau des impacts est bien plus faible. En 2020, les formules bas de gamme supportent une variation plus forte de +1,81% sur les prestations. Suivi des formules milieu de gamme avec +0,30% et des formules haut de gamme avec 0,03%. L'impact agrégé sur l'année 2020 est de +1,21% après augmentation de la fréquence calibrée à l'aide des niveaux de reste à charge.

En 2021, les formules milieu de gamme sont celles qui sont les plus impactées, du fait du poids des prothèses amovibles en résine pour ces formules. Atteignant ainsi un impact de +0,22%. Pour les deux autres formules, les impacts sont très faibles après mutualisation (+0,023% pour les formules bas de gamme et +0,0085% pour les formules haut de gamme). En agrégeant les gammes de formules, un impact de l'ordre de +0,10% sur les prestations est obtenu.

Les tendances en fonction du scénario testé se ressemblent comme l'illustre l'histogramme ci-après. À iso-périmètre, l'impact inter-poste de garantie était de +1% alors qu'avec une augmentation de la fréquence à l'aide des taux de restes à charge l'impact serait de +1,32% soit 0,32 point de plus. En 2020, l'impact est de +0,88% à iso-périmètre contre +1,21% dans ce cas, c'est cette année-là qui est porteuse du plus grand impact. Les autres années, l'augmentation de la fréquence est soit nulle (en 2019), soit plus faible (en 2021, elle est d'en moyenne 1,26%) :

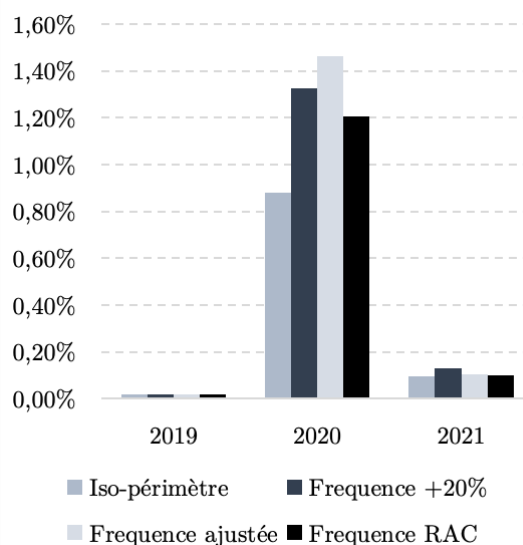


FIGURE 154 – Comparaison des impacts inter-poste de garantie obtenus précédemment

Pour finir, voyons comment la prime pure varie après avoir choqué la fréquence selon ce scénario.

Résultats de l'impact sur la prime pure

Ici, les résultats de l'impact sur la prime pure du contrat étudié sont présentés. Les résultats par gamme de formules et tranche d'âge sont illustrés ci-après :

2019				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,01%	0,00%	0,05%	0,03%
Milieu de gamme	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%
Haut de gamme	0,00%	-0,01%	-0,01%	0,00%
total	0,01%	0,00%	0,03%	0,02%

2020				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,21%	0,40%	3,31%	1,84%
Milieu de gamme	0,10%	0,18%	0,57%	0,35%
Haut de gamme	0,00%	0,04%	0,05%	0,03%
total	0,17%	0,31%	2,21%	1,24%

2021				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	Enfant	Actifs	Séniors	total
Bas de gamme	0,02%	0,00%	0,03%	0,02%
Milieu de gamme	0,01%	0,01%	0,30%	0,16%
Haut de gamme	0,00%	0,00%	0,02%	0,01%
total	0,02%	0,00%	0,14%	0,08%

Total				
Répartition de la Sécurité Sociale - Tarif				
Tarif (%)	2019	2020	2021	total
Bas de gamme	0,03%	1,84%	0,02%	1,89%
Milieu de gamme	0,01%	0,35%	0,16%	0,52%
Haut de gamme	0,00%	0,03%	0,01%	0,04%
total	0,02%	1,24%	0,08%	1,34%

FIGURE 155 – Résultat de l'impact sur la prime pure

L'impact est légèrement inférieur au cas précédent, atteignant +1,34% sur la prime pure moyenne. C'est l'année 2020 qui est porteuse ici aussi du plus fort impact (+1,24% sur la prime pure). Notamment chez les séniors ayant souscrit à une formule bas de gamme, l'impact sur la prime pure atteint ici les +3,31%. Pour l'année 2021, les impacts sont très faibles sur la prime pure (+0,08%). Cet impact est entièrement porté par la population des séniors ici aussi. Sinon, le modèle permet de relativement bien approcher la sinistralité choquée. En effet, la sinistralité varie de +1,32% et la prime pure de +1,34%.

À l'image de ce qui a été fait pour l'étude intra et inter-poste de garantie, les histogrammes permettant de comparer les scénarii testés entre eux sont tracés :

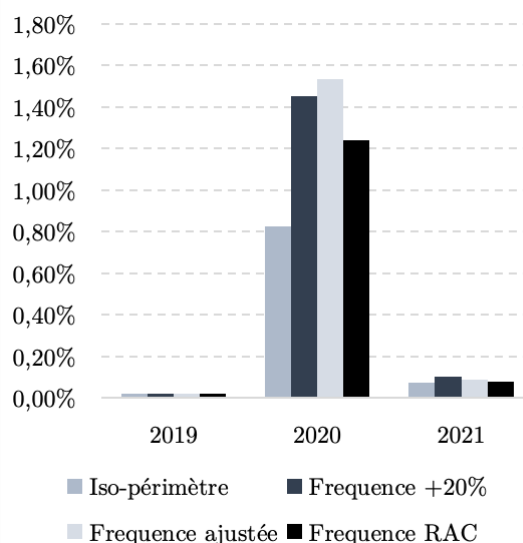


FIGURE 156 – Comparaison des impacts sur la prime pure obtenus précédemment

La méthodologie proposée ici présente l'avantage de calibrer des taux d'augmentation de la fréquence en incluant les niveaux de garantie et dont la justification est motivée par l'étude des restes à charge (qui sont intrinsèquement liés au niveau de renoncement aux soins). Cependant, cette méthode dépend d'un seuil calculé comme étant la borne supérieure d'un intervalle gaussien. Or, l'hypothèse gaussienne n'est pas forcément vérifiée. De plus, le calibrage a été réalisé en utilisant des individus n'ayant pas renoncé aux soins, seuls données disponibles pour réaliser cette étude.

11.4 Conclusion

Dans cette section, l'objectif était de mesurer à quel point l'augmentation de la fréquence et des coûts moyens allait faire varier la prime pure du contrat étudié. Pour ce faire, l'objectif de la réforme a été supposé atteint, cela a donc permis de construire une relation entre les taux de renoncements aux soins et l'augmentation de la fréquence de consommation. Le tout était donc de trouver des scénarii de renoncements aux soins appropriés.

Une première estimation a été effectuée en se basant sur l'étude de l'IRDES. Le taux de renoncement aux soins était de 16,8%, soit une augmentation de la fréquence de consommation de 20,19%. L'impact sur la prime pure moyenne du contrat étudié serait de +1,57% et est majoritairement porté par les formules bas de gamme. Cette première estimation de l'impact a notamment permis de voir que les tendances étaient les mêmes qu'à iso-périmètre c'est-à-dire plus la gamme de formules est grande, moins fort est l'impact et la mutualisation des postes de garantie permet d'absorber une bonne partie de l'impact. Limitant l'atteinte d'une situation critique pour l'assureur.

La seconde estimation consistait à adapter les taux de renoncement aux soins de l'étude de l'IRDES au portefeuille selon l'âge et le sexe. La méthodologie utilisée, proposée par (*Le Brigand, 2019*) [22], a permis de déduire des taux de renoncements aux soins plus élevés que la méthode précédente. Les taux d'augmentation de la fréquence obtenus étaient de l'ordre de +20,29%. L'impact est donc être plus grand, à savoir de +1,64% sur la prime pure. Cette méthode présente l'avantage d'être fondée sur une étude solide et d'être adaptée à la structure de notre portefeuille. Cependant, aucune prise en compte de l'effet "niveau de garantie" n'est inclut dans cette méthodologie.

La troisième et dernière estimation avait pour but d'utiliser les taux de reste à charge par gamme de formules et par âge afin d'en déduire les niveaux de renoncement aux soins. Cette méthode se base sur une hypothèse de seuil de renoncement aux soins et permet d'obtenir un impact sur la prime pure de +1,34%. Les taux de renoncement obtenus étant plus faible que ceux des estimations précédentes. Cette méthodologie a permis de mettre en lien deux notions qui sont intrinsèquement liées : le niveau de reste à charge et le taux de renoncement aux soins. De plus, cette méthode présente l'avantage de prendre en compte le niveau de garantie dans le calibrage des taux de renoncement aux soins. Néanmoins, il serait pertinent d'affiner en prenant en compte le montant de reste à charge en plus de sa proportion.

Quelle que soit la méthodologie utilisée, l'estimation de l'impact a été réalisée en vision **prospective**. Ainsi, les hypothèses quant aux renoncements aux soins peuvent varier en fonction de l'organisme réalisant l'étude. De plus, ces hypothèses ont été basées, pour les deux premiers scénarii, sur une étude de l'IRDES réalisée en 2014.

La figure suivante résume les niveaux des impacts obtenus :

Récapitulatif des impacts				
<i>Intra-poste de garantie</i>				
	2019	2020	2021	Cumulé
Iso-périmètre	3,70%	20,94%	3,57%	29,89%
Fréquence +20%	3,70%	30,38%	4,09%	40,74%
Fréquence adaptée	3,70%	32,80%	3,80%	42,95%
Fréquence RAC	3,70%	27,40%	3,66%	36,96%
<i>Inter-poste de garantie</i>				
	2019	2020	2021	Cumulé
Iso-périmètre	0,02%	0,88%	0,10%	1,00%
Fréquence +20%	0,02%	1,32%	0,13%	1,47%
Fréquence adaptée	0,02%	1,46%	0,10%	1,59%
Fréquence RAC	0,02%	1,32%	0,13%	1,47%
<i>Tarif</i>				
	2019	2020	2021	Cumulé
Iso-périmètre	0,02%	0,83%	0,08%	0,93%
Fréquence +20%	0,02%	1,45%	0,10%	1,57%
Fréquence adaptée	0,02%	1,53%	0,09%	1,64%
Fréquence RAC	0,02%	1,24%	0,08%	1,34%

Enfin, sur le portefeuille étudié, la prime pure se voit que très légèrement impactée par la mise en place des paniers de soins "100% Santé" lorsque seulement le poste de garantie dentaire est étudié. Ce faible impact vient de **l'effet de mutualisation** des différents actes de soins. En effet, l'étude a montré que lorsque l'impact intra-poste de garantie est étudié, les impacts de la réforme sur les dépenses et la prime pure sont bien plus forts. C'est le poids des actes dentaire dans le portefeuille qui vient drastiquement faire chuter l'échelle de l'impact.

Ainsi, quelques limites sont à souligner pour cette étude :

- Cette étude est centrée sur le poste de garantie dentaire. Les conclusions sur l'impact seraient potentiellement différentes si l'ensemble des postes de garantie concernés par la réforme faisait l'objet d'une étude d'impact ;
- Le portefeuille est placé en situation de *run-off* lors de cette étude. Ainsi, aucune affaire nouvelle n'est supposée. Le fait d'intégrer des affaires nouvelles peut faire varier le niveau de l'impact, notamment si des effets de hasard moral venaient à se dessiner en raison de la réforme.

Conclusion générale

Face au caractère onéreux des postes dentaire, optique et audiologie, la réforme "100% Santé" prévoit des paniers de soins intégralement pris en charge par l'assurance maladie et les complémentaires santé. Ce mémoire vise à déterminer les impacts de la mise en place de ces paniers de soins sur la prime pure d'un produit d'assurance santé individuel. Face à une réglementation qui évolue, les organismes assureurs se doivent d'adapter le tarif des contrats santé pour ne pas mettre en péril l'équilibre technique.

La tarification modulaire, classiquement utilisée en santé, n'a pas été réalisée. Cela est dû, entre autres, au fait que le portefeuille d'étude présentait une sur-représentation du poste de garantie des "actes courants". Pour pallier à cette sous-représentation, une alternative a été expérimentée, consistant en une modélisation mutualisée et une segmentation de la sinistralité.

Un modèle ventilé en trois classes a été appliqué pour approcher la sinistralité. Une première classe modélisant le coût par un *GLM* Inverse-Gaussien et la fréquence attritionnelle par un *GLM* Binomial-Négatif. La deuxième classe concerne la partie atypique. Pour la modéliser, la théorie des valeurs extrêmes a été utilisée. Enfin, le dernier modèle permet de relier les parties attritionnelles et atypiques par le biais d'une régression logistique. De ces trois étapes, découle une prime pure "best estimate" qui a servi de scénario central à l'étude d'impact réalisée.

La dernière partie du mémoire a consisté à faire varier la sinistralité en se plaçant dans un environnement *as-if* "100% Santé". L'étude descriptive et les limites observées lors de la tarification ont conduit à limiter l'étude d'impact seulement sur le poste de garanties dentaires. Les deux autres postes, l'optique et l'audiologie, étant largement sous-représentés dans le portefeuille. Du fait du caractère prospectif de l'étude, des hypothèses et scénarii ont été posés afin de corroborer le caractère approprié des impacts. Deux étapes ont été expérimentées : une étude à iso-périmètre et une étude prenant en compte la baisse souhaitée du renoncement aux soins.

L'impact à iso-périmètre est relatif aux variations de coûts moyens. Ces variations représentent les changements de prix limites de vente et bases de remboursement qui influent sur la sinistralité et par conséquent sur la prime pure. Trois scénarii ont été testés en fonction de la répartition des actes prothétiques entre les paniers proposés : un scénario estimé par la Sécurité Sociale, un scénario d'équi-répartition et un scénario prudent. De manière générale, les résultats obtenus, en fonction du scénario de répartition, sont des variations à la hausse de 0,93%, 0,87% et 3,35%. Ainsi, plus le poids donné au panier de soins "100% Santé" est grand, plus l'impact sur la prime pure moyenne est élevé. De plus, des tendances permettent de mettre en lumière le fait que le niveau de garantie souscrit influe sur l'impact car plus la formule sera haut de gamme, moins l'impact sera élevé.

Une seconde estimation, portant sur la prise en compte de la baisse du renoncement aux soins, est réalisée. L'objectif est d'estimer des taux de renoncement aux soins permettant de choquer la fréquence, et de coupler cela à l'augmentation des coûts de l'étude à iso-périmètre. Trois nouveaux scénarii ont été testés. Un premier considérant un taux de renoncement aux soins unique, issu d'une étude menée par l'IRDES. Ce scénario engendrerait un impact sur la prime pure de +1,57%. Le second scénario est une adaptation du premier aux caractéristiques du portefeuille et engendrerait un impact sur la prime pure de +1,64%. Le troisième scénario permet d'obtenir des taux de renoncement aux soins à l'aide des taux de reste à charge. Il a abouti à un impact sur la prime pure de +1,34%.

Étant donné le poids du poste de garantie dentaire dans le portefeuille, l'effet de mutualisation permet de réduire l'échelle de l'impact. En effet, en intra-poste de garantie, l'impact est de l'ordre de 40%. Les résultats présentés dans ce mémoire sont représentatifs du portefeuille utilisé. Le périmètre étant limité au poste de garantie dentaire, la même étude appliquée sur un autre portefeuille pourrait potentiellement donner des impacts plus significatifs.

Afin d'approfondir l'étude et de pallier aux limites évoquées, d'autres pistes pourraient être envisagées :

- La modélisation de la prime pure a été effectuée sur la sinistralité mutualisée. Une tarification modulaire pourrait être envisagée lorsque l'exhaustivité statistique le permet. En effet, dans le cadre de cette étude, il serait intéressant de voir les variations de la prime pure par poste de garantie ;
- Lors de l'étude d'impact, seuls les actes prothétiques en dentaire ont été considérés. Les mêmes travaux pourraient être effectués en considérant l'ensemble des postes ciblés par la réglementation ;
- Le portefeuille est mis en situation de *run-off*, aucune affaire nouvelle n'est envisagée. La réforme pourrait engendrer des effets d'anti-sélection. Le cas échéant, les affaires nouvelles pourraient fortement impacter la prime pure. Il conviendrait alors d'effectuer une étude de la consommation des assurés pour intégrer des potentiels changements de comportement liés aux nouveaux assurés (souscription massive de la formule la plus bas de gamme par exemple) ;
- Les hypothèses d'augmentation de la fréquence ont été établies en vision prospective. Aucune certitude quant au niveau de cette augmentation n'est possible car beaucoup de facteurs entrent en jeu. Par exemple, l'année 2020, qui constitue l'année-clé de la mise en place en dentaire, a été fortement perturbée par la pandémie du Covid-19. Par conséquent, la fréquence pourrait être sous-estimée par rapport aux hypothèses retenue lors de cette étude de par les mesures sanitaires mises en place.

Références Bibliographiques

- [1] Assemblée nationale et Sénat (1945). *Ordonnance n° 45-2250 du 4 octobre 1945 portant organisation de la Sécurité Sociale*. Ordonnance relative à la mise en place du système de Sécurité Sociale en France.
- [2] Assemblée nationale et Sénat (2014). *Décret n° 2014-1374 du 18 novembre 2014 relatif au contenu des contrats d'assurance maladie complémentaire bénéficiant d'aides fiscales et sociales*. Décret relatif au contenu des contrats solidaires et responsables.
- [3] Assemblée nationale et Sénat (2019). *Décret n° 2019-21 du 11 janvier 2019 visant à garantir un accès sans reste à charge à certains équipements d'optique, aides auditives et soins prothétiques dentaires*. Décret relatif à la réforme 100% Santé.
- [4] Bérard J. (2019). *Modèles linéaires généralisés*. Cours sur les modèles linéaires généralisés dispensés par le DUAS.
- [5] Charpentier A. (2010). *Statistique de l'assurance*. Méthodes de tarification en assurance non-vie.
- [6] Charpentier A. et Dutang C. (2012). *L'actuariat avec R*. Cours d'actuariat non-vie et modélisation avec R.
- [7] D'Humières S. (2018). *Impact de divers scénarios de remboursement de la Sécurité sociale sur les tarifs des complémentaires santé*. Mémoire d'actuariat, ENSAE.
- [8] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistique, DREES (2019). *La complémentaire santé. Acteurs, bénéficiaires, garanties*. Panorama de la DREES.
- [9] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistique, DREES et Autorité de contrôle prudentiel et de résolution, ACPR (2017). *Complémentaire santé : un organisme d'assurances sur quatre gère exclusivement des contrats individuels en 2015*. Étude du marché de la santé en France.
- [10] Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistique, DREES (2018). *Les besoins de soins non satisfaits en Europe*. Etude du renoncement aux soins en Europe.
- [11] Fédération Française de l'assurance, FFA (2018). *Le marché de la santé et de la prévoyance*. Etude du marché de la santé et de la prévoyance en France.
- [12] Gibert A. (2019). *Prothèse dentaire : le guide complet*. Dentaly.
- [13] Guillot A. (2015). *Apprentissage statistique en tarification non-vie : quel avantage opérationnel ?*. Mémoire d'actuariat, ENSAE.
- [14] Hammin J. (2018). *La réforme 100% Santé : quelles origines et quels effets ?*. Mémoire d'actuariat, ISFA.
- [15] Institut des Actuaire (2019). *Actualités du GT santé - Focus 100% Santé : les enjeux, les impacts*. Portail Documentation - Institut des Actuaire.
- [16] Institut National de la Statistique et des Études Économique, INSEE (2017). *Les projections de population*. Outils pédagogiques - Population - Estimations et projections de population.
- [17] Institut National de la Statistique et des Études Économique, INSEE (2018). *Les dépenses de santé en 2018*. Étude des dépenses de santé en France.
- [18] Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé, IRDES (2014). *L'Enquête santé européenne - Enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014*. Étude sur le renoncement aux soins en Europe.
- [19] KPMG (2018). *Panorama des acteurs et des nouvelles dynamiques de l'Assurance Santé en France*. Étude du marché de la santé en France.
- [20] Kratz M. (2019). *Théorie des valeurs extrêmes et copules*. Cours sur la théorie des valeurs extrêmes et la théorie des copules dispensés par l'ISUP.
- [21] Laurent R. (2012). *Régression logistique avec R*. Cours sur la régression logistique dispensé par l'Université de Rennes.
- [22] Le Brigand T. (2019). *Comment la réforme « 100% Santé » va-t-elle faire évoluer les équilibres techniques ?* Mémoire d'actuariat, EURIA.

- [23] Millet F. (2014). *Analyse de la sinistralité et tarification d'un produit d'assurance complémentaire santé*. Mémoire d'actuariat, ISFA.
- [24] Ministère des solidarités et de la santé (2018). *100% Santé - Des soins pour tous, 100% pris en charge*. Dossier de presse du mercredi 13 juin 2018.
- [25] Ministère des solidarités et de la santé (2019). *100% Santé - Des soins pour tous, 100% pris en charge*. Dossier de presse de décembre 2019.
- [26] Noureddine B. et al. (2009). *Les sinistres graves en assurance automobile : Une nouvelle approche par la théorie des valeurs extrêmes*. Revue MODULAD.
- [27] Perrin G. (2016). *Complémentaire santé : l'impact négatif des contrats responsables sur les restes à charge*. L'ARGUS de l'assurance.
- [28] PwC (2015). *Club Solvabilité 2, les 10 clés de la qualité des données*. Article relatif à la qualité des données au sens de Solvabilité 2.
- [29] SPAC Actuaire (2019). SPAC Actuaires. *100% Santé*. Publications - SPAC Actuaires.
- [30] Thomas M. (2018). *Économétrie de l'assurance non-vie*. Cours d'économétrie appliqué à l'assurance non-vie dispensés par l'ISUP.
- [31] UNOCAM (2020). *Glossaire*. Glossaire de l'UNOCAM.
- [32] Vernin-Biencale J. (2019). *Création d'un outil permettant d'estimer les impacts de la réforme 100% santé à partir de l'historique d'un portefeuille*. Mémoire d'actuariat, ISFA.
- [33] Viel L. (2018). *ANI : un impact limité en 2016 (drees)*. L'ARGUS de l'assurance.
- [34] Viel L. (2018). *Complémentaire santé : ce que l'ANI a vraiment changé*. L'ARGUS de l'assurance.
- [35] XERFI France (2018). *L'assurance Santé*. Étude du marché de la santé en France.

Annexe A - Décret du 11 Janvier 2019

Décrets, arrêtés, circulaires

TEXTES GÉNÉRAUX

MINISTÈRE DES SOLIDARITÉS ET DE LA SANTÉ

Décret n° 2019-21 du 11 janvier 2019 visant à garantir un accès sans reste à charge à certains équipements d'optique, aides auditives et soins prothétiques dentaires

NOR : SSA51831969D

Publics concernés : assurés ; organismes d'assurance maladie complémentaire et leurs adhérents ; distributeurs.

Objet : détermination des règles que doivent respecter les contrats complémentaires en santé pour bénéficier des aides fiscales et sociales attachées au dispositif des « contrats responsables et solidaires » dans le cadre de la réforme « 100 % santé ».

Entrée en vigueur : les dispositions du décret s'appliquent aux contrats souscrits ou renouvelés à compter du 1^{er} janvier 2020 pour les dispositions relatives à l'optique et au dentaire et à compter du 1^{er} janvier 2021 pour les dispositions relatives aux aides auditives.

Notes : le décret modifie le cahier des charges des contrats dits « responsables et solidaires » pour l'application de l'article 51 de la loi de financement de la sécurité sociale pour 2019. Il précise le panier minimum des garanties applicable à certains postes de soins que doivent respecter les contrats complémentaires en santé pour bénéficier des aides fiscales et sociales attachées à ce dispositif. Pour les dispositifs d'optique médicale, les aides auditives et les soins prothétiques dentaires, aux équipements et prothèses du panier de soins « 100 % santé », ces niveaux de prise en charge sont fixés de façon à garantir un accès sans reste à charge à des équipements de qualité dans ces trois secteurs.

Enfin, afin de s'assurer de la pleine mise en œuvre de la réforme dans ces différentes composantes, il est créé un comité de suivi de la réforme « 100 % santé », qui se substitue à l'observatoire des prix et de la prise en charge en optique médicale.

Références : les dispositions du code de la sécurité sociale modifiées par le décret peuvent être consultées, dans leur rédaction issue de cette modification, sur le site *Legifrance* (<https://www.legifrance.gouv.fr/>).

Le Premier ministre,

Sur le rapport de la ministre des solidarités et de la santé,

Vu le code de la sécurité sociale, notamment son article L. 871-1 ;

Vu la loi n° 2018-1203 du 22 décembre 2018 de financement de la sécurité sociale pour 2019, notamment son article 51 ;

Vu le décret n° 2014-1374 du 18 novembre 2014 relatif au contenu des contrats d'assurance maladie complémentaire bénéficiant d'aides fiscales et sociales ;

Vu la saisine du conseil de l'Union nationale des caisses d'assurance maladie en date du 15 novembre ;

Vu l'avis du conseil de l'Union nationale des organismes d'assurance maladie complémentaire en date du 17 décembre 2018 ;

Le Conseil d'Etat (section sociale) entendu,

Décrète :

Art. 1^{er}. – L'article R. 871-2 du code de la sécurité sociale est ainsi modifié :

1^o Le 3^o est remplacé par les dispositions suivantes :

« 3^o Des dépenses d'acquisition des dispositifs médicaux d'optique médicale à usage individuel soumis au remboursement, dans les conditions suivantes :

– à hauteur des frais exposés par l'assuré en sus des tarifs de responsabilité dans la limite des prix fixés en application de l'article L. 165-3 pour les verres et les montures appartenant à une classe à prise en charge renforcée définie en application du deuxième alinéa de l'article L. 165-1, la prestation d'appairage pour des verres d'indices de réfraction différents et le supplément applicable pour les verres avec filtre, dans les conditions définies par la liste prévue par le même article ;

– en respect des limites ci-dessous, si le contrat, le bulletin d'adhésion ou le règlement prévoit une couverture des frais exposés par l'assuré en sus de la participation mentionnée au 1^o pour l'équipement

« 5^o Des frais de soins dentaires prothétiques exposés par l'assuré en sus des tarifs de responsabilité dans la limite des honoraires de facturation fixés par la convention prévue à l'article L. 162-9 ou, en l'absence de convention applicable, par le règlement arbitral prévu à l'article L. 162-14-2, pour les actes définis par arrêté des ministres chargés de la santé et de la sécurité sociale, en fonction du service rendu et des caractéristiques esthétiques ; »

Art. 2. – I. – Il est créé auprès des ministres chargés de la santé et de la sécurité sociale un comité de suivi de la réforme « 100 % santé ».

Ce comité est chargé d'évaluer la mise en œuvre de la réforme de la prise en charge des prestations et équipements dentaires, d'optique médicale et d'audiologie. Il remet aux ministres chargés de la santé et de la sécurité sociale, tous les deux ans au plus tard le 30 septembre, un rapport portant sur les pratiques constatées et formulant, le cas échéant, des préconisations.

Il se réunit en trois formations définies par les II à IV du présent article.

II. – La formation « assurance maladie obligatoire et assurance maladie complémentaire » est chargée de suivre notamment l'évolution, dans les trois secteurs concernés, des frais restant à la charge des assurés, des montants de prestations prises en charge par l'assurance maladie obligatoire et par l'assurance maladie complémentaire, des garanties des contrats d'assurance complémentaire en santé, ainsi que des cotisations ou primes des contrats bénéficiant d'aides fiscales et sociales mentionnées à l'article L. 871-1 du code de la sécurité sociale. Elle s'attache également à suivre la mise en œuvre des engagements pris en matière de lisibilité des contrats d'assurance complémentaire en santé.

Elle comprend des représentants des ministres chargés de la santé et de la sécurité sociale, de l'Union nationale des caisses d'assurance maladie, de l'Union nationale des associations agréées d'usagers du système de santé et des organismes d'assurance maladie complémentaire.

III. – La formation « audiologie » est chargée d'analyser les volumes, les prix de vente, les caractéristiques et la qualité des aides auditives des classes à prise en charge renforcée ou n'en faisant pas l'objet. Elle s'attache également à suivre leur niveau de remboursement par les contrats d'assurance complémentaire en santé. Elle analyse les données relatives à la satisfaction des assurés et à leur accès effectif à ces équipements. Elle évalue les évolutions du marché de ces équipements, ainsi que de la filière dans laquelle s'inscrivent leur production et leur distribution.

Elle comprend, outre les personnes mentionnées au II, des représentants des ministres chargés de l'économie et de l'industrie et des syndicats professionnels du secteur de l'audioprothèse.

IV. – La formation « optique médicale » est chargée d'analyser les volumes et les prix de vente, ainsi que les caractéristiques et la qualité des équipements d'optique des classes à prise en charge renforcée ou n'en faisant pas l'objet. Elle s'attache également à suivre leur niveau de remboursement par les contrats d'assurance complémentaire en santé. Elle analyse les données relatives à la satisfaction des assurés et à leur accès effectif à ces équipements. Elle évalue les évolutions du marché de ces équipements, ainsi que de la filière dans laquelle s'inscrivent leur production et leur distribution. Elle s'intéresse enfin aux enjeux de la filière de l'optique médicale.

Elle comprend, outre les personnes mentionnées au II, des représentants des ministres chargés de l'économie et de l'industrie et des syndicats professionnels du secteur de l'optique médicale.

V. – La composition et les règles de fonctionnement du comité sont fixées par arrêté des ministres chargés de la santé et de la sécurité sociale.

Art. 3. – L'article 3 du décret du 18 novembre 2014 susvisé est abrogé.

Art. 4. – Les dispositions de l'article 2 peuvent être modifiées par décret.

Art. 5. – Les dispositions des 3^o et 5^o de l'article R. 871-2 du code de la sécurité sociale dans leur rédaction issue du présent décret s'appliquent aux contrats souscrits ou renouvelés à compter du 1^{er} janvier 2020, sous réserve des dispositions du troisième alinéa du présent article.

Les dispositions du 4^o de l'article R. 871-2 du code de la sécurité sociale dans leur rédaction issue du présent décret s'appliquent aux contrats souscrits ou renouvelés à compter du 1^{er} janvier 2021.

Les dispositions du 5^o de l'article R. 871-2 du code de la sécurité sociale dans leur rédaction issue du présent décret s'appliquent aux actes pour lesquels l'entente directe est limitée et sans reste à charge tels que définis dans la convention prévue à l'article L. 162-9, aux dates fixées par la convention organisant les rapports entre les chirurgiens-dentistes libéraux et l'assurance maladie signée le 21 juin 2018.

Art. 6. – La ministre des solidarités et de la santé et le ministre de l'action et des comptes publics sont chargés, chacun en ce qui le concerne, de l'exécution du présent décret, qui sera publié au *Journal officiel* de la République française.

Fait le 11 janvier 2019.

EDOUARD PHILIPPE

Par le Premier ministre :

La ministre des solidarités et de la santé,

AGNES BUZIN

d'équipements composés de verres ou d'une monture appartenant à une classe prévue à l'article L. 165-1 autre que celles à prise en charge renforcée susmentionnée :

« a) Au minimum à 50 euros et au maximum à 420 euros dans les cas suivants :

– par équipement à verres unifocaux sphériques dont la sphère est comprise entre – 6,00 et + 6,00 dioptries ;

– par équipement à verre unifocaux sphéro-cylindriques dont la sphère est comprise entre – 6,00 et 0 dioptries et dont le cylindre est inférieur ou égal à + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verre unifocaux sphéro-cylindriques dont la sphère est positive et dont la somme S (sphère + cylindre) est inférieure ou égale à 6,00 dioptries ;

« b) Au minimum à 125 euros et au maximum à 560 euros par équipement comportant un verre mentionné au a et un verre mentionné au c ;

« c) Au minimum à 200 euros et au maximum à 700 euros dans les cas suivants :

– par équipement à verres unifocaux sphériques dont la sphère est hors zone de – 6,00 à + 6,00 dioptries ;

– par équipement à verre unifocaux sphéro-cylindriques dont la sphère est comprise entre – 6,00 et 0 dioptries et dont le cylindre est supérieur à + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verre unifocaux sphéro-cylindriques dont la sphère est inférieure à – 6,00 dioptries et dont le cylindre est supérieur ou égal à 0,25 dioptrie ;

– par équipement à verre unifocaux sphéro-cylindriques dont la sphère est positive et dont la somme S est supérieure à 6,00 dioptries ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphériques dont la sphère est comprise entre – 4,00 et + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphéro-cylindriques dont la sphère est comprise entre – 8,00 et 0,00 dioptries et dont le cylindre est inférieur ou égal à + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphéro-cylindriques dont la sphère est positive et dont la somme S est inférieure ou égale à 8,00 dioptries ;

« d) Au minimum à 125 euros et au maximum à 610 euros par équipement comportant un verre mentionné au a et un verre mentionné au f ;

« e) Au minimum à 200 euros et au maximum à 750 euros par équipement comportant un verre mentionné au c et un verre mentionné au f ;

« f) Au minimum à 200 euros et au maximum à 800 euros dans les cas suivants :

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphériques dont la sphère est hors zone de – 4,00 à + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphéro-cylindriques dont la sphère est comprise entre – 8,00 et 0 dioptries et dont le cylindre est supérieur à + 4,00 dioptries ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphéro-cylindriques dont la sphère est inférieure à – 8,00 dioptries et dont le cylindre est supérieur ou égal à 0,25 dioptrie ;

– par équipement à verres multifocaux ou progressifs sphéro-cylindriques dont la sphère est positive et dont la somme S est supérieure à 8,00 dioptries.

« Lorsque l'équipement est composé de verres différents appartenant à une même catégorie a, c ou f définies ci-dessus, les montants minimum et maximum de prise en charge des frais exposés par l'assuré pour l'équipement sont ceux afférents à cette catégorie.

« Dans tous les cas, la prise en charge d'une monture est limitée à 100 euros.

« Les montants minimum et maximum mentionnés ci-dessus incluent la part des dépenses prises en charge par l'assurance maladie obligatoire et la participation des assurés mentionnée au 1^o pour l'acquisition de l'équipement.

« Ces garanties s'appliquent aux frais exposés pour l'acquisition d'un équipement composé de deux verres et d'une monture, par période de deux ans, à l'exception des cas pour lesquels un renouvellement anticipé est prévu dans la liste mentionnée à l'article L. 165-1, notamment pour les enfants de moins de 16 ans et en cas d'évolution de la vue. » ;

2^o Le 4^o devient le 6^o ;

3^o Après le 3^o, sont insérées les dispositions suivantes :

« 4^o Des dépenses d'acquisition des dispositifs médicaux d'aides auditives dans les conditions suivantes :

« a) A hauteur des frais exposés par l'assuré en sus des tarifs de responsabilité, dans la limite des prix fixés en application de l'article L. 165-3, pour les appareils appartenant à une classe à prise en charge renforcée définie en application du deuxième alinéa de l'article L. 165-1 ;

« b) Au maximum à 1 700 euros par aide auditive, incluant la part des dépenses prise en charge par l'assurance maladie obligatoire et la participation mentionnée au 1^o pour les appareils appartenant à une classe autre que celles à prise en charge renforcée.

« Ces garanties s'appliquent aux frais exposés pour l'acquisition d'une aide auditive par période de quatre ans dans les conditions précisées par la liste prévue à l'article L. 165-1 ;

La ministre de l'action et des comptes publics,
GERALD DARMANIN

Annexe B - Prix limite de vente et base de remboursement pour les postes du "100% Santé"

La réforme du "100% Santé" prévoit la mise en place de prix limite de vente et la modification de certaines bases de remboursement. Ces montants vont dépendre du type de panier et du poste concerné. Pour rappel, les postes de garantie visés par la réforme du "100% Santé" sont les actes d'optique (lunettes et montures), les actes prothétiques en dentaire et les appareillages auditifs.

B.1 Prix limite et base de remboursement en Dentaire

En dentaire, trois paniers seront disponibles, le panier "100% Santé", le panier Tarif maîtrisé et le panier Tarif libre (pour ce dernier panier, aucun prix limite de vente n'est prévu par la réforme).

Dentaire - Panier "100% Santé"

Acte	BrSS 2019	BrSS 2020	BrSS 2021
Couronnes métalliques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Couronnes céramiques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Bridges	279,50 €	279,50 €	279,50 €
Inlay-Core	90,00 €	90,00 €	90,00 €
Couronnes amovible résine	172,00 €	172,00 €	172,00 €
Couronnes amovible métal	182,75 €	182,75 €	182,75 €
Inlay/Onlay	100,00 €	100,00 €	100,00 €

Acte	PLV 2019	PLV 2020	PLV 2021
Couronnes métalliques	320,00 €	290,00 €	290,00 €
Couronnes céramiques	530,00 €	500,00 €	500,00 €
Bridges	1 465,00 €	1 465,00 €	1 465,00 €
Inlay-Core	230,00 €	175,00 €	175,00 €
Couronnes amovible résine	-	-	850,00 €
Couronnes amovible métal	-	-	-
Inlay/Onlay	-	-	-

Dentaire - Panier Tarif maîtrisé

Acte	BrSS 2019	BrSS 2020	BrSS 2021
Couronnes métalliques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Couronnes céramiques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Bridges	279,50 €	279,50 €	279,50 €
Inlay-Core	90,00 €	90,00 €	90,00 €
Couronnes amovible résine	172,00 €	172,00 €	172,00 €
Couronnes amovible métal	182,75 €	182,75 €	182,75 €
Inlay/Onlay	100,00 €	100,00 €	100,00 €

Acte	PLV 2019	PLV 2020	PLV 2021
Couronnes métalliques	-	-	-
Couronnes céramiques	-	550,00 €	550,00 €
Bridges	-	-	1 635,00 €
Inlay-Core	230,00 €	175,00 €	175,00 €
Couronnes amovible résine	-	-	850,00 €
Couronnes amovible métal	-	-	1 500,00 €
Inlay/Onlay	-	-	350,00 €

Dentaire - Panier Tarif libre

Acte	BrSS 2019	BrSS 2020	BrSS 2021
Couronnes métalliques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Couronnes céramiques	107,50 €	120,00 €	120,00 €
Bridges	279,50 €	279,50 €	279,50 €
Inlay-Core	90,00 €	90,00 €	90,00 €
Couronnes amovible résine	172,00 €	172,00 €	172,00 €
Couronnes amovible métal	182,75 €	182,75 €	182,75 €
Inlay/Onlay	100,00 €	100,00 €	100,00 €

B.2 Prix limite et base de remboursement en Optique

Décrets, arrêtés, circulaires

TEXTES GÉNÉRAUX

MINISTÈRE DES SOLIDARITÉS ET DE LA SANTÉ

Décision du 6 mars 2019 fixant les tarifs et les prix limites de vente au public (PV) de dispositifs et de prestations d'optique médicale inscrits sur la liste prévue à l'article L. 165-1 du code de la sécurité sociale

NOR : S0421900105

Le comité économique des produits de santé, Vu le code de la santé publique, Vu le code de la sécurité sociale, notamment les articles L. 165-1, L. 165-2 et L. 165-3 ; Vu l'article 1 du décret n° 2019-147 du 27 février 2019 relatif aux obligations des fabricants et distributeurs d'équipements d'optique, aides auditives et soins podologiques dentaires et aux pénalités financières afférentes ; Vu l'article 3 du décret n° 2018-1076 du 11 décembre 2018 relatif aux modalités de prise en charge de dispositifs médicaux et prestations associées pour la prise en charge d'optique médicale au chapitre 2 du titre II de la liste des produits et prestations remboursables (LPP) prévue à l'article L. 165-1 du code de la sécurité sociale (NOR : S163252104 du Journal officiel du 13 décembre 2018) ; Vu les avis de projet de fixation de tarifs et de prix limites de vente au public (PV) de dispositifs et prestations d'optique médicale inscrits sur la liste prévue à l'article L. 165-1 du code de la sécurité sociale (NOR : S163252104 et S163252105) publiés en application de l'article R. 165-15 du code de la sécurité sociale (Journal officiel du 24 juin 2019) ;

Vu l'avis de la Commission nationale d'évaluation des dispositifs médicaux et des technologies de santé du 25 septembre 2018, consultable sur le site internet de la Haute Autorité de santé ; Vu l'addition du 3 octobre 2018 par le Comité économique des produits de santé des organisations professionnelles et des entreprises l'ayant sollicitée ; Vu les propositions de conventions adressées à l'ensemble des organisations professionnelles le 12 décembre 2018 ;

Vu la délibération du Comité économique des produits de santé, dans sa séance du 6 mars 2019, fixant les tarifs de responsabilité et les prix limites de vente des dispositifs médicaux et prestations d'optique médicale relevant de la présente décision ;

Considérant le vœu du FNOF (Fédération nationale des opticiens de France) et du GBOF (groupement des industriels et fabricants de l'optique) de signer la convention proposée par le Comité économique des produits de santé et par voie de conséquence l'accord conventionnel entre le Comité et ces deux organisations ;

Considérant la signature de cette convention par le BOF (rassemblement des opticiens de France) et par le SYNOM (syndicat national des centres d'optique médicale) ;

Considérant qu'en application des articles L. 165-2 et L. 165-3 susvisés, les tarifs de responsabilité et les prix des produits et prestations inscrits par le présent décret sont applicables à compter de la date de la fixation de la présente décision sans préjudice de l'application de l'article L. 165-1 susvisé et de la fixation de la présente décision tant que les tarifs de responsabilité et les prix des produits et prestations relevant de la présente décision ne sont pas modifiés ;

Considérant que en l'absence d'accord conventionnel, il y a lieu de fixer, par décision du Comité économique des produits de santé, en application des articles L. 165-2 et L. 165-3 susvisés, les tarifs de responsabilité et les prix des produits et prestations relevant de la présente décision ;

– une reconnaissance prévue des volumes de ventes d'équipements d'optique médicale dans le cadre de la réforme du « 100 % Santé » en raison d'une augmentation de la base de remboursement sur les produits de classe A ;

– un classement tarifaire de ces produits en fonction de la base de remboursement sur les produits de classe A ;

– un aménagement tarifaire de ces produits en fonction des conditions d'utilisation d'accès sans reste à charge pour les équipements d'optique médicale appartenant aux classes de produits à prise en charge renforcée prévue à l'article L. 165-1 susvisé ;

- un accès de santé publique majorant le montant de la prise en charge des patients dans un contexte où le remboursement aux soins est estimé à 10% des patients ayant besoin d'un équipement d'optique médicale ;
- l'appartenance des produits et prestations relevant de la présente décision à une classe à prise en charge renforcée prévue en application du deuxième alinéa de l'article L. 165-1 susvisé ;
- Agès en avoir délibéré.

Décide :

Art. 1^{er}. – Les tarifs de responsabilité et les prix limites de vente au public en euros TTC des dispositifs médicaux et prestations visés dans le tableau ci-dessous sont fixés comme suit :

CODE	DESIGNATION	TARIF en € TTC (1 ^{er} janvier 2019)	PV en € TTC (1 ^{er} janvier 2019)
220200	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	20,20	35,00
220202	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 1 à 4,00	9,70	20,00
220411	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 2,00 à 4,00	11,00	22,00
220414	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 6,00	14,20	43,00
220480	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 6,00 à 8,00	14,20	43,00
220204	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère 4,00 à 12,00	20,20	35,00
220421	OPHTAL. verre unifocal classe A, sphère < -1,00	2	

B.3 Prix limite et base de remboursement en Audiologie

Avis et communications

AVIS DIVERS

MINISTÈRE DES SOLIDARITÉS ET DE LA SANTÉ

Avis relatif à la tarification des aides auditives
visées à l'article L. 165-1 du code de la sécurité sociale
NOR : SSAS1832316V

En application de la convention entre le comité économique des produits de santé et :

- le Syndicat national de l'industrie des technologies médicales (SNITEM),
- le Syndicat National de l'Audition Mutualiste (SYNAM),
- le Syndicat National des Entreprises de l'Audition (SYNEA),
- le Syndicat National des Audioprothésistes (UNSAF).

Les tarifs et les prix limites de vente au public en € TTC (PLV) des produits visés ci-dessous sont fixés comme suit :

a) Tarifs

CODE	DÉSIGNATION	TARIF en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2019	TARIF en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2020	TARIF en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2021
2325120	Aide auditive, classe I, droite, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2337749	Aide auditive, classe I, gauche, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2307926	Aide auditive, classe II, droite, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2369117	Aide auditive, classe II, gauche, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2351057	Aide auditive, classe I, droite, > 20 ans	300,00	350,00	400,00
2365119	Aide auditive, classe I, gauche, > 20 ans	300,00	350,00	400,00
2392520	Aide auditive, classe II, droite, > 20 ans	300,00	350,00	400,00
2341840	Aide auditive, classe II, gauche, > 20 ans	300,00	350,00	400,00

b) Prix limites de vente

CODE	DÉSIGNATION	PLV en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2019	PLV en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2020	PLV en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2021
2325120	Aide auditive, classe I, droite, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2337749	Aide auditive, classe I, gauche, ≤ 20 ans	1400,00	1400,00	1400,00
2351057	Aide auditive, classe I, droite, > 20 ans	1300,00	1100,00	950,00
2365119	Aide auditive, classe I, gauche, > 20 ans	1300,00	1100,00	950,00

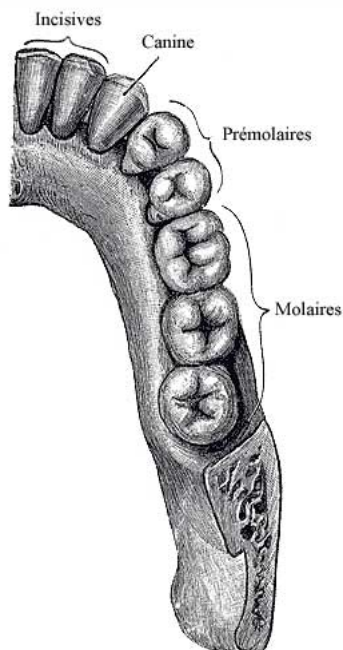
c) Accessoires

CODE	DÉSIGNATION	TARIF en € TTC à compter du 1 ^{er} janvier 2019
2356882	Aide auditive, Piles sans mercure 10 ou équivalent (B/6)	1,50
2356907	Aide auditive, Piles sans mercure 312-marron ou équivalent (B/6)	1,50
2332976	Aide auditive, Piles sans mercure 13-orange ou équivalent (B/6)	1,50
2317149	Aide auditive, Piles sans mercure 675-bleue ou équivalent (B/6)	1,50

Annexe C - Termes techniques en Dentaire

Cette annexe vise à réaliser une présentation des termes techniques en Dentaire. Plus précisément, nous allons présenter les caractéristiques des prothèses cibles de la réforme "100% Santé".

La dentition humaine est généralement caractérisée par trois familles de dent : les incisives, les canines et les molaires.



Très souvent les caries, les parodontites ou les accidents de la vie conduisent à devoir remplacer une ou plusieurs dents. Il est ainsi possible d'avoir recours à une prothèse dentaire pour remplacer la dent "perdue". Il existe un très grand nombre de prothèses dentaires. Nous détaillons ici une liste non-exhaustive de ces dernières.

La prothèse dentaire amovible

Les prothèses amovibles sont des prothèses venant remplacer une ou plusieurs dents. La prothèse amovible partielle est une prothèse à châssis métallique qui va remplacer une partie de la dentition. Elle s'appuie sur les gencives mais également les dents restantes grâce à des crochets. La prothèse amovible complète est préconisée lorsqu'il y a une absence totale de dents. C'est celle-ci que l'on appelle couramment dentier. Elle est réalisée avec une base en résine et des fausses dents en résine et se place directement sur la muqueuse.



FIGURE 157 – Prothèse amovible partielle

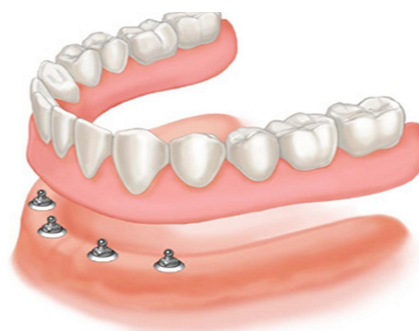


FIGURE 158 – Prothèse amovible complète

Illustration d'une couronne dentaire

La couronne dentaire est une prothèse dentaire fixe. Elle se pose sur la dent originelle lorsqu'une dent est trop abîmée et qu'elle ne peut pas être restaurée par un soin dentaire classique.

Elle a pour but de recouvrir une dent endommagée pour lui rendre son esthétique, sa forme et sa fonction dans la bouche. Elle est le plus souvent en céramique car cette matière est très maniable et présente une couleur proche des véritables dents. Dans certains cas, la couronne dentaire est associée à un inlay-core ancré dans la racine de la dent.



FIGURE 159 – Couronne dentaire

Le bridge

Le bridge permet de remplacer une ou plusieurs dents perdues en faisant un pont entre deux dents existantes. Le bridge a donc besoin de pilier, il utilise deux dents avoisinantes qui seront retaillées afin de le fixer. Son inconvénient est qu'il peut fragiliser les dents sur lesquelles il prend appui. Il est donc très courant d'avoir à les remplacer à long terme, augmentant ainsi la longueur du bridge.

Dans certains cas, pour bien fixer le bridge, il est nécessaire de dévitaliser et de tailler les dents piliers.



FIGURE 160 – Illustration d'un bridge

Inlay/Onlay

La pratique de l'Inlay/Onlay a pour but de reconstituer et consolider une dent fragilisée par des caries grâce à un matériau composite. L'inlay répare l'intérieur de la dent et l'onlay recouvre l'extérieur de la dent par un collage. À la différence des couronnes, il s'agit ici d'un remplacement partiel de la dent.



FIGURE 161 – Illustration d'un inlay, onlay et couronne

Inlay-Core

L'inlay-core est souvent utilisé pour consolider une dent lorsque cette dernière est très abîmée et qu'il est impossible de poser une couronne sur le reste de la dent. L'inlay-core est constitué d'une sorte de vice qui s'intègre dans la racine et d'un moignon qui recouvre la partie de la dent où sera scellée la couronne.

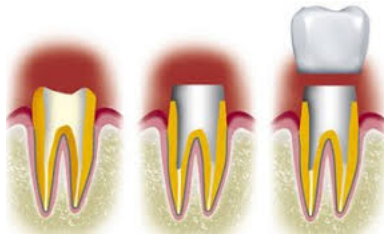


FIGURE 162 – Pose d'une couronne à l'aide d'un inlay-core

Quel que soit le type de couronne, des différences notables peuvent être observées en fonction des matériaux utilisés pour fabriquer la couronne : métal, céramique, titane, zircone, résine...



Annexe D - Tableau de garantie du produit étudié

TABLEAU DE GARANTIE

	FORMULE 1	FORMULE 2	FORMULE 3	FORMULE 4	FORMULE 5	FORMULE 6
HOSPITALISATION SECTEUR CONVENTIONNÉ						
Frais de séjour (y compris maternité)	100%	Frais réels	Frais réels	Frais réels	Frais réels	Frais réels
Forfait journalier hospitalier	Frais réels	Frais réels	Frais réels	Frais réels	Frais réels	Frais réels
Frais de séjour et honoraires en rééducation fonctionnelle, maison de repos, convalescence (suite à hospitalisation)	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Chirurgie et anesthésie (y compris maternité) pour les médecins adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO (ATM - ADC hors dentaire - ADE)	100%	150%	200%	225%	275%	300%
Chirurgie et anesthésie (y compris maternité) pour les médecins non adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO (ATM - ADC hors dentaire - ADE)	100%	130%	180%	200%	200%	200%
Chambre particulière	Néant	45€/jour	55€/jour	65€/jour	75€/jour	85€/jour
Lit accompagnant	Néant	15€/jour	15€/jour	15€/jour	15€/jour	15€/jour
Frais de transport	100%	100%	100%	150%	150%	200%
HOSPITALISATION SECTEUR NON CONVENTIONNÉ						
Frais de séjour (y compris maternité)	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Frais journalier hospitalier	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Chirurgie et anesthésie (y compris maternité - hors chirurgie dentaire)	100%	100%	100%	100%	100%	100%
DENTAIRE						
Soins dentaires, Inlays-Onlays et parodontologie remboursés par le RO (SDE - ADA - ADC dentaire - ADI - ATM - AXI - INO - END - TDS)	100%	100%	150%	150%	200%	200%
Prothèses dentaires, Inlay-Core, implantologie et orthodontie remboursés par le RO (PAM - PAR - PFC - PFM - RPN - PDT - ICO - IMP) et (TO - ORT)	100%	150%	200%	250%	275%	300%
Plafond dentaire (hors soins)	Illimité	Illimité	900 €	1 200 €	1 400 €	1 600 €
OPTIQUE ACCEPTÉE OU REFUSÉE PAR LE RO						
Monture et verre (équipement) :						
- Equipement à verres simples ou équipement avec un verre simple et un verre complexe ou très complexe	100%	125 €	175 €	200 €	250 €	300 €
- Equipement avec des verres complexes ou très complexes	100%	200 €	250 €	300 €	350 €	400 €
Lentilles (par an) (y compris lentilles jetables)	100%	100 €	100 €	100 €	120 €	120 €
CONSULTATION ET PHARMACIE						
Pharmacie	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Médecins généralistes ou spécialistes pour les médecins adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO	100%	100%	125%	150%	200%	250%
Médecins généralistes ou spécialistes pour les médecins non adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO	100%	100%	105%	130%	175%	200%
Auxiliaires médicaux	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Actes techniques médicaux (Médecins adhérents et non adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO) (ATM - ADC hors dentaire - ADA)	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Analyses - Actes de biologie	100%	100%	100%	125%	175%	200%
Imagerie Médicale pour les médecins adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO (ADI - ADE)	100%	100%	100%	125%	175%	200%
Imagerie Médicale pour les médecins non adhérents à l'OPTAM ou l'OPTAM-CO (ADI - ADE)	100%	100%	100%	105%	125%	125%
Médecines naturelles (forfait annuel) (Ostéopathie, Chiropractie, Etiopathie, Homéopathie, Pédicure)	Néant	30 €	50 €	70 €	90 €	110 €
PRESTATIONS DIVERSES						
Cure thermale	100%	100%+100€	100%+100€	100%+150€	100%+150€	100%+150€
Prothèses et appareillages (petit appareillage et accessoires)	100%	100%	125%	150%	200%	250%
Prothèses orthopédiques, auditives, capillaires, mammaires et grand appareillage	100%	100%	125%	150%	200%	250%

Les prestations sont exprimées en pourcentage de la base de remboursement de la Sécurité Sociale
Ces taux de prises en charges incluent la part de la Sécurité Sociale

OFFRE 100% Santé

DENTAIRE	TOUTE FORMULE
Prothèses dentaires et Inlay-Onlay 	Zéro reste à charge dans la limite du panier 100% Santé
OPTIQUE ACCEPTÉE OU REFUSÉE PAR LE RO	TOUTE FORMULE
Montures et verres 	Zéro reste à charge dans la limite du panier 100% Santé
PRESTATIONS DIVERSES	TOUTE FORMULE
Prothèses auditives 	Zéro reste à charge dans la limite du panier 100% Santé

Annexe E - Quelques lois de la famille exponentielle

Les lois appartenant à une famille exponentielles sont celles dont les densités s'écrivent :

$$f(y; \theta, \phi) = \exp\left(\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)} + c_\phi(y)\right)$$

avec :

- θ : paramètre canonique ;
- ϕ : le paramètre de dispersion ;
- $\theta \mapsto b(\theta)$ de classe \mathcal{C}^2 et connexe ;
- $(\phi, y) \mapsto c_\phi(y)$ ne dépendant pas de θ ;
- $\phi \mapsto a(\phi)$ non nulle.

Nous avons parlé en partie 6.1 de la loi normale qui appartient à cette famille de loi. Cette dernière n'est cependant pas utilisée en pratique de par sa symétrie et la possibilité de prendre des valeurs négatives. Cependant, d'autres lois, plus classiques appartiennent à la famille exponentielle dont voici une liste non-exhaustive :

Loi de Poisson

La loi de Poisson est une loi de probabilité discrète définie par son paramètre d'intensité λ . Si Y suit une loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$ alors pour tout $k \in \mathbb{N}$:

$$f(k; \lambda) = \mathbb{P}[Y = k] = \exp(-\lambda) \frac{\lambda^k}{k!}$$

En réécrivant cette densité, nous avons :

$$f(k; \lambda) = \exp(k \ln(\lambda) - \lambda + k!)$$

On retrouve bien une loi de la famille exponentielle en posant :

θ	ϕ	$b(\theta)$	$c_\phi(y)$	$a(\phi)$
$\ln(\lambda)$	1	$\exp(\theta)$	$-\ln(y!)$	1

La moyenne et la variance de cette loi sont égales et valent λ . Cette égalité entre variance et espérance est d'ailleurs la particularité de la loi de Poisson. Son utilisation n'est donc pas recommandée si des phénomènes de sur-dispersion sont observés. Dans ce cas, il est conseillé d'utiliser d'autres lois moins restrictives telles que la loi Binomiale Négative.

Loi Binomiale-Négative

Soit Y une variable aléatoire suivant une loi binomiale négative de paramètre r et p . L'expérience consiste en une série de tirages indépendants, donnant un succès avec une probabilité p et un échec avec une probabilité $1-p$. Y représente le nombre de tirages nécessaires pour obtenir r succès. La densité de la loi binomiale négative $BN(r, p)$ s'écrit, pour tout $k \in \mathbb{N}$:

$$f(k; p, r) = \mathbb{P}[Y = k] = C_k^{k+r-1} p^r (1-p)^k$$

En réécrivant cette densité nous avons :

$$f(k; p, r) = \exp\left(k \ln(1-p) + r \ln(p) + \ln\left(\frac{k^{r-1}}{\Gamma(r)}\right)\right)$$

où $\Gamma(x) = \int_{y \geq 0} e^{-y} y^{x-1} dy$. Nous retrouvons bien une loi de la famille exponentielle en posant :

θ	ϕ	$b(\theta)$	$c_\phi(y)$	$a(\phi)$
$\ln(1-p)$	1	$-r \ln(1 - e^\theta)$	$\ln(y^{r-1}/\Gamma(r))$	1

Ici, l'espérance vaut $r(1-p)/p$ et la variance vaut $r(1-p)/p^2$. Ces deux lois appartiennent aux familles de loi exponentielles discrètes et sont classiquement utilisées pour modéliser des phénomènes discrets.

Loi Gamma

Soit Y une variable aléatoire. Nous disons que Y suit une loi Gamma de paramètre r et β strictement positifs si la loi de probabilité s'écrit comme suit :

$$f(y; \beta, r) = \frac{\beta^r}{\Gamma(r) y^{r-1} \exp(-\beta y)}$$

En réécrivant cette densité, nous avons :

$$f(y; \beta, r) = \exp(-r \ln(\beta) - \beta y + (r - 1) \ln(y) - \ln(\Gamma(\beta)))$$

où $\Gamma(x) = \int_{y \geq 0} e^{-y} y^{x-1} dy$. Nous retrouvons bien une loi de la famille exponentielle en posant :

θ	ϕ	$b(\theta)$	$c_\phi(y)$	$a(\phi)$
$-\beta$	1	$-r \ln(-\theta)$	$-(r - 1) \ln(y) - \ln(\Gamma(\beta))$	1

L'espérance de cette loi vaut r/β et sa variance r/β^2 .

Loi Inverse-Gaussienne

Soit Y une variable aléatoire. Nous disons que Y suit une loi inverse-gaussienne de paramètre λ strictement positifs si la loi de probabilité s'écrit comme suit :

$$f(y; \mu, \lambda) = \left(\frac{\lambda}{2\pi y^3} \right)^{1/2} \exp\left(-\frac{\lambda(y - \mu)^2}{2\mu^2 y} \right)$$

En réécrivant cette densité, nous avons :

$$f(y; \mu, \lambda) = \exp\left(-\lambda \left(\frac{y}{2\mu^2} - \frac{1}{y} \right) + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{\lambda}{2\pi y^3} \right) - \frac{\lambda}{2y} \right)$$

Nous retrouvons bien une loi de la famille exponentielle en posant :

θ	ϕ	$b(\theta)$	$c_\phi(y)$	$a(\phi)$
$-1/(2\mu^2)$	λ	$-(-2\theta)^{1/2}$	$1/2 \ln(\phi/(2\pi y^3)) - \phi/2y$	$1/\lambda$

L'espérance de cette loi vaut μ et sa variance μ^3/λ .

Annexe F - Dépendance et copules

Bien que d'usage courant en assurance, le terme corrélation est souvent mal compris. Alors que la corrélation n'est qu'une mesure de dépendance particulière en statistique (souvent appelé corrélation linéaire, ou de Pearson), les praticiens ont tendance à désigner tous les concepts de dépendance par ce même terme.

Le coefficient de corrélation linéaire, mesure canonique de la dépendance en univers gaussien, perd beaucoup de sa pertinence lorsqu'on quitte cet univers. Il existe donc d'autres mesures de dépendances appelé mesure de concordance.

Définition. Une mesure ρ est dite de concordance si elle vérifie les cinq axiomes suivants :

1. $\rho(X, Y) = \rho(Y, X)$;
2. $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$;
3. $\rho(X, Y) = 1$ si et seulement si X et Y sont comonotones ;
4. $\rho(X, Y) = -1$ si et seulement si X et Y sont contre-comonotones ;
5. $\rho(g(X), Y) = (-)\rho(X, Y)$ si g est (dé)croissante.

Des mesures de concordances connues sont le τ de Kendall et le ρ de Spearman. Il est important de noter que le ρ de Pearson (communément appelé corrélation linéaire) n'est pas une mesure de concordance pour cause de non-respect des axiomes 2 et 3. Cependant, il peut être intéressant de connaître la valeur pour voir si les variables sont linéairement liées.

L'intérêt de regarder ces mesures de concordance vient du fait que d'une part nous nous affranchissons de l'hypothèse de linéarité entre les variables et d'autre part que si deux variables sont indépendantes alors la mesure de concordance vaut 0. Le τ de Kendall et le ρ de Spearman sont définies comme suit :

Définition (τ de Kendall). Soient (X_1, Y_1) et (X_2, Y_2) deux vecteurs aléatoires indépendants et identiquement distribués copies de (X, Y) . Alors le τ de Kendall est définie comme la probabilité de concordance moins la probabilité de discordance de ces vecteurs aléatoires :

$$\tau_{kendall} = \mathbb{P}[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - \mathbb{P}[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0]$$

Le tau de Kendall est une mesure de concordance, elle vérifie les cinq axiomes.

Définition (ρ de Spearman). Soient (X_1, Y_1) , (X_2, Y_2) et (X_3, Y_3) trois copies indépendantes de (X, Y) . Alors le ρ de Spearman est définie comme étant proportionnel à la probabilité de concordance moins la probabilité de discordance de ces vecteurs aléatoires :

$$\rho_{spearman} = 3 * (\mathbb{P}[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) > 0] - \mathbb{P}[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) < 0])$$

Le rho de Spearman est aussi une mesure de concordance. Ces mesures donnent une première idée quant à la dépendance entre les variables car lorsque deux variables aléatoires sont indépendantes, ces mesures valent 0. Pour connaître la structure de dépendance entre deux variables, nous utilisons les copules :

Définition (Copule bivariée). Une copule bivariée, notée C , est une fonction dont le domaine est :

- en cas de fonctions marginales continues : $[0, 1] \times [0, 1]$;
- en cas de fonctions marginales discrètes : $S_1 \times S_2$ où S_1 et S_2 sont des sous-ensembles de $[0, 1]$.

De façon équivalente une copule bivariée est une fonction de répartition ayant des marges uniformes. Elle est caractérisée par les axiomes suivants :

- $C(u, 0) = C(0, v) = 0$ pour tout u, v ;
- $C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1) - C(u_1, v_2) + C(u_1, v_1) \geq 0$ pour tout $u_1 \leq u_2$ et $v_1 \leq v_2$;
- $C(u, 1) = u$ et $C(1, v) = v$ pour tout u, v .

Le théorème de Sklar permet donc de faire la jointure entre les notions de dépendance et de copule :

Théorème (Théorème de Sklar en dimension 2). Soit F la fonction de répartition jointe entre X et Y avec les distributions marginales F_X et F_Y . Alors, il existe une copule C telle que, pour tout $x, y \in \mathbb{R}$:

$$F(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y))$$

Si les marges sont continues, alors C est unique. Autrement C est unique sur le support de ses marges. Réciproquement, si C est une copule et F_X, F_Y sont des fonctions de répartition univariées alors la fonction définie par :

$$F(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y))$$

est une fonction de répartition bivariée de marges F_X et F_Y

Annexe G - Taux de renoncement aux soins de l'étude *EHIS-ESPS*

L'étude *EHIS-ESPS* a été réalisée par l'IRDES en 2014. L'objectif était d'estimer le taux de renoncement aux soins en fonction du poste de garantie considéré. La figure suivante résume les résultats de cette enquête pour le poste de garantie Dentaire uniquement :

	Effectif brut	% pondéré	Indice à âge et sexe comparable
Variables sociodémographiques			
Age			
18 à 39 ans	475	16,2	
40 à 64 ans	851	18,2	
65 ans ou plus	367	15,0	
Sexe			
Homme	658	15,2	
Femme	1 035	18,3	
Occupation principale			
Actif occupé	794	15,8	0,90
Chômeur	226	27,2	1,61
Retraité	426	14,5	0,96
Femme / homme au foyer	115	21,0	1,16
Etudiant / enfant	24	8,5	0,56
Autre situation	107	30,6	1,74
Non renseigné	1		
Profession de la personne de référence du ménage			
Agriculteur	45	11,8	0,74
Artisan, commerçant	155	18,3	1,10
Cadre et profession intellectuelle	145	7,9	0,46
Profession intermédiaire	306	14,8	0,87
Employé administratif	208	20,9	1,22
Employé de commerce	165	27,3	1,58
Ouvrier qualifié	446	20,7	1,24
Ouvrier non qualifié	177	21,1	1,27
Inactif n'ayant jamais travaillé	27	17,2	1,09
Non renseigné	19		
Diplôme obtenu le plus élevé			
Aucun diplôme	415	22,9	1,39
Certificat d'études primaires (CEP)	137	18,6	1,22
1 ^{er} cycle : brevet jusqu'à CAP/BEP	531	19,8	1,18
2 nd cycle : baccalauréat	226	15,7	0,92
Supérieur	353	12,1	0,70
Scolarité / études en cours	24	8,5	0,56
Autre diplôme ou non renseigné	7		
Revenu mensuel par unité de consommation, répartition en quintiles (indice OCDE)			
1 ^{er} quintile [0 - 952 €[442	28,4	1,69
2 ^e quintile [952 - 1 330 €[361	23,1	1,39
3 ^e quintile [1 330 - 1 680 €[257	16,2	0,96
4 ^e quintile [1 680 - 2 222 €[198	12,8	0,76
5 ^e quintile [2 222 € - Max]	130	7,5	0,44
Non renseigné	305	16,1	0,98

	Effectif brut	% pondéré	Indice à âge et sexe comparable
Variables sociodémographiques			
Type de ménage			
Personne seule	398	20,7	1,28
Famille monoparentale	214	25,6	1,46
Couple sans enfant	416	13,1	0,81
Couple avec enfant(s)	595	15,4	0,88
Autre situation	70	24,9	1,49
Zonage en aires urbaines			
Commune de grand pôle	976	18,2	1,08
Commune en couronne de grand pôle	406	15,2	0,90
Commune de petit ou moyen pôle	118	16,1	0,97
Commune en couronne de petit/moyen pôle	92	12,7	0,76
Commune isolée hors de l'influence d'un pôle	88	15,3	0,93
Adresse non géocodée	13		
Variables de protection sociale			
Exonération du ticket modérateur pour raison médicale			
Oui	465	19,5	1,23
Non	1 219	16,1	0,94
Non renseigné	9		
Présence d'une complémentaire santé (CS) privée ou de la CMU complémentaire (CMU-C)			
Bénéficiaire d'une CS privée	1 329	15,3	0,91
Bénéficiaire de la CMU-C	180	21,7	1,25
Ne bénéficie pas d'une CS	163	40,1	2,45
Situation indéterminée	21		
Variables d'état de santé			
Comment est votre état de santé en général ?			
Très bon	151	8,9	0,52
Bon	506	14,2	0,83
Assez bon	462	21,9	1,34
Mauvais	163	28,9	1,79
Très mauvais	32	38,6	2,44
Non renseigné	379		
Avez-vous une maladie ou un problème de santé qui soit chronique ou de caractère durable ?			
Oui	650	19,7	1,20
Non	606	13,4	0,78
Ne sait pas	53	22,0	1,32
Non renseigné	384		
Etes-vous limité(e) depuis au moins 6 mois à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ?			
Oui, fortement limité	198	27,9	1,79
Oui, limité, mais pas fortement	330	20,1	1,22
Non	774	13,7	0,80
Non renseigné	391		
Ensemble	1 693	16,8	1,00

Liste des tableaux

1	Évolution de la prise en charge des dépenses de santé en fonction des acteurs	10
2	Une répartition hommes/femmes équilibrée	25
3	Des remboursements décroissants avec l'âge	30
4	Dépenses et remboursements moyens en fonction de la formule souscrite	32
5	Plus la formule est haut de gamme, plus le remboursement est grand	32
6	Le poste de garantie des actes courants sur-représenté dans le portefeuille	48
7	Le portefeuille est sujet à des coûts extrêmes sur l'ensemble des postes	48
8	Le portefeuille est sujet à des fréquences extrêmes sur le poste des actes courants et hospitalisation	49
9	Le coût et le nombre de sinistres semblent ne pas être corrélés	57
10	Matrice du V de Cramer	59
11	Les critères de qualité suggèrent d'utiliser un modèle Binomial-Négatif	60
12	Des <i>p-values</i> faible sauf pour la variable Régime	61
13	Les critères de qualités suggère d'utiliser un modèle Inverse-Gaussien	65
14	Toutes les variables semblent pertinente au sens du test de Wald	66
15	Un paramètre de queue strictement positif caractéristique d'une lourdeur de la queue de distribution	71
16	Le critère AIC motive notre choix de modélisation : la <i>GPD</i> est plus appropriée	72
17	Test de Wald pour le modèle d'apparition d'un nombre de sinistres atypiques	74
18	Test de Wald pour le modèle d'apparition d'un coût atypique	74
19	Valeurs-clés des probabilités obtenues	76
20	Répartition entre les paniers estimée par la Sécurité Sociale	86
21	Impact sur les prestations de la complémentaire après pondération entre les paniers	86
22	Une forte augmentation de la fréquence de consommation en 2020	96
23	Répartition hommes/femmes dans le portefeuille	102
24	Taux de renoncements aux soins adaptés à la structure du portefeuille	102
25	Taux d'augmentation de la fréquence adaptés à la structure de notre portefeuille	103
26	Répartition de l'augmentation de la fréquence adapté à notre portefeuille sur les trois années de projection	103
27	Taux de renoncement aux soins obtenus à l'aide de l'étude des restes à charge	111
28	Le niveau de confiance fixé influe fortement sur les taux de renoncement aux soins construits	112
29	Taux d'augmentation de la fréquence retenus pour le troisième scénario	112

Liste des figures

1	Organisation de la Sécurité Sociale en deux niveaux	4
2	Décomposition de la dépense de l'assuré après intervention de la Sécurité Sociale	6
3	Décomposition de la dépense de l'assuré après intervention de la complémentaire santé	7
4	Décomposition de la dépense pour les actes <i>a</i> et <i>b</i> : un reste à charge conséquent pour la couronne dentaire	8
5	La part de marché des mutuelles représente la moitié du marché de l'assurance santé	8
6	Une répartition équilibrée inter-acteurs entre contrats collectifs et individuels	9
7	L'âge : facteur structurant des dépenses de santé	9
8	Une dépense moyenne croissante depuis le début de la décennie	9
9	Acte d'audioprothèse	12
10	Acte de prothèse amovible en résine	12
11	Acte de prothèse fixe en céramique	13
12	Acte d'équipement en optique	13
13	La France présente des taux de renoncement aux soins relativement faible ¹⁷	13
14	Moins le revenu est grand, plus le renoncement est fréquent	14
15	Les chômeurs et retraités sont les plus sujets au renoncement	14
16	La majeure partie de la réforme étalée sur 3 ans : 2019 à 2021	15
17	Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste optique	16
18	Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste audiology	16
19	Prix limites en fonction de la localisation de la dent et du type de matériaux	17
20	Récapitulatif des mesures de la réforme pour le poste dentaire	18
21	Construction des bases de données	20
22	23 179 actes écartés de l'étude	22
23	Une charge diminuée de 1,2M€	22
24	Paris et la Côte d'Azur représentent les zones les plus à risque au sens de ce zonier	23
25	Pyramide des âges du portefeuille	26
26	Pyramide des âges des français ⁴⁹	26
27	Une sur-représentation des plus basses formules est observée	27
28	Peu d'individus souscrivent aux formules haut de gamme	27
29	Les nordistes sont très présents dans le portefeuille	28
30	Des dépenses homogènes sur l'ensemble du pays	28
31	Le régime général est majoritaire dans le portefeuille	28
32	L'écart entre dépenses et remboursements se creusent avec l'âge	29
33	Des fréquences d'occurrence proche de 100% pour chaque âge	30
34	Des remboursements pour les postes visés par la réforme nettement plus faibles que la dépense initiale	31
35	Le poste de garantie : un élément structurant sur le niveau de reste à charge	31
36	Les actes de pharmacie sont sur-représentés dans le portefeuille	33
37	Un poids sur la sinistralité différent selon l'acte considéré	33
38	Distribution empirique du nombre de sinistres	34
39	Distribution empirique des coûts moyens	34
40	Effet de la zone sur le nombre de sinistres	35
41	Effet de la zone sur les coûts moyens	35
42	Effet de la formule sur le nombre de sinistres	35
43	Effet de la formule sur les coûts moyens	35
44	Effet du régime sur le nombre de sinistres	36
45	Effet du régime sur les coûts moyens	36
46	Exemple schématisé : algorithme <i>stepwise forward</i>	44
47	Étude de la distribution des coûts moyens : actes courants	49
48	Étude de la distribution des coûts moyens : optique	49
49	Étude de la distribution du nombre de sinistres : actes courants	50
50	Étude de la distribution du nombre de sinistres : optique	50
51	<i>Mean Excess Plot</i> des coûts en excluant les actes courants	53
52	Seuil candidat : 200€	53
53	Seuil candidat : 300€	53
54	Seuil candidat : 600€	53
55	Seuil candidat : 900€	53
56	<i>Mean Excess Plot</i> du nombre de sinistres	54
57	Seuil candidat : 160 sinistres	54
58	Seuil candidat : 240 sinistres	54
59	Seuil candidat : 300 sinistres	54

60	Seuil candidat : 360 sinistres	54
61	Sensibilité de h_β au paramètre β	55
62	Récapitulatif de l'alternative à la modélisation	56
63	Une non-uniformisation mettant à mal l'hypothèse d'indépendance	57
64	Représentation de la copule empirique	58
65	Représentation de la copule indépendante	58
66	Étude graphique de la distribution du nombre de sinistres : La loi Binomiale-Négative préconisée	59
67	Recherche graphique des nœuds pour les <i>splines</i>	61
68	Le modèle <i>spliné</i> approche mieux la distribution en fonction de l'âge	62
69	Coefficients estimés par le modèle en fonction de la zone	63
70	Comparaison observé/estimé en fonction de la zone	63
71	Coefficients estimés par le modèle en fonction de la formule	63
72	Comparaison observé/estimé en fonction de la formule	63
73	Des résidus de Pearson ne remettant pas en doute la validation du modèle	64
74	Étude graphique de la distribution du nombre de sinistres : la loi Gamma est la moins adaptée	65
75	Recherche graphique des nœuds pour les <i>splines</i>	66
76	Un modèle qui approche bien l'observé sur les âges élevés	67
77	Coefficients estimés par le modèle en fonction de la zone	68
78	Comparaison observé/estimé en fonction de la zone	68
79	Coefficients estimés par le modèle en fonction de la formule	69
80	Comparaison observé/estimé en fonction de la formule	69
81	Coefficients estimés par le modèle en fonction du régime	69
82	Comparaison observé/estimé en fonction du régime	69
83	Des résidus disparates mais inclus dans la zone de confiance	70
84	Comparaison des distributions empiriques et théoriques : les deux distributions sont proches	71
85	Graphique quantile-quantile : une adéquation bonne qui se dégrade pour les grands quantiles	71
86	Distribution empirique du nombre de sinistres extrêmes	72
87	Distribution de Poisson	72
88	Distribution Binomiale-Négative	72
89	Comparaison des distributions empiriques et théoriques : aucune proximité	73
90	Un graphique quantile-quantile rejetant l'adéquation	73
91	$O_{ratio}^{age}(C)$	74
92	$O_{ratio}^{age}(N)$	74
93	$O_{ratio}^{formule}(C)$	75
94	$O_{ratio}^{formule}(N)$	75
95	$O_{ratio}^{zone}(C)$	75
96	$O_{ratio}^{zone}(N)$	75
97	Courbe <i>ROC</i> pour le nombre de sinistres	76
98	Courbe <i>ROC</i> pour le coût moyen	76
99	Une mesure d'impact en deux étapes : iso-périmètre et fréquence modifiée	80
100	Une augmentation des bases de remboursement et des honoraires limités post-réforme	82
101	Panier "100% Santé"	83
102	Panier "Tarif maîtrisé"	83
103	Panier "Tarif libre"	83
104	Panier "100% Santé"	84
105	Panier "Tarif maîtrisé"	84
106	Panier "Tarif libre"	84
107	Panier "100% Santé"	84
108	Panier "Tarif maîtrisé"	84
109	Panier "Tarif libre"	84
110	Panier "100% Santé"	85
111	Panier "Tarif maîtrisé"	85
112	Panier "Tarif libre"	85
113	Impacts en €	85
114	Impacts en %	85
115	Les actes prothétiques représentent le quart des actes en dentaire	86
116	Résultat de l'impact intra-poste de garantie selon le scénario de répartition de la Sécurité Sociale	88
117	Sans prix limites, les prestations exploseraient pour le panier "100% Santé"	89
118	Résultats de l'impact intra-poste de garantie à iso-périmètre après agrégation des formules	89
119	Scénario d'équi-répartition	90

120	Scenario prudent	90
121	Résultats de l'impact inter-poste de garantie à iso-périmètre : le choix de répartition est structurant	91
122	Résultats de l'impact sur la prime pure à iso-périmètre : 0,93% d'augmentation en moyenne	92
123	L'impact sur la prime pure est proche de l'impact sur la sinistralité inter-poste de garantie	92
124	scenario d'équi-répartition	93
125	scenario prudent	93
126	Processus d'estimation de l'impact avec prise en compte du renoncement aux soins	95
127	Résultats de l'impact intra-poste de garantie selon le scenario +20%	97
128	Un impact mécaniquement plus fort que l'étude à iso-périmètre	98
129	Résultats de l'impact inter-poste de garantie selon le scenario +20%	98
130	Des tendances similaires à l'impact intra-poste : l'échelle de l'impact est réduite par la mutualisation	99
131	Résultats de l'impact sur la prime pure après augmentation de la fréquence de 20%	100
132	Comparaison des impacts précédemment obtenus	100
133	Résultats de l'impact intra-poste de garantie après avoir appliqué les taux adaptés	103
134	Comparaison des impacts intra-poste de garantie obtenus précédemment	104
135	Résultats de l'impact inter-poste de garantie selon le scenario de taux de renoncement adaptés	105
136	Comparaison des impacts inter-poste de garantie obtenus précédemment	105
137	Résultats de l'impact sur la prime pure après utilisation des taux adaptés	106
138	Comparaison des impacts sur la prime pure obtenus précédemment	106
139	Un processus d'estimation du renoncement aux soins en 3 étapes	107
140	Taux de reste à charge pour les formules bas de gamme	108
141	Taux de reste à charge pour les formules milieu de gamme	108
142	Lissage des taux pour les formules bas de gamme	109
143	Des R^2 du modèle croissants avec le degré du polynôme	109
144	Taux de reste à charge sélectionnés pour les formules bas de gamme	109
145	Lissage des taux pour les formules bas de gamme	110
146	Des R^2 du modèle croissants avec le degré du polynôme	110
147	Taux de reste à charge sélectionnés pour les formules milieu de gamme	110
148	Intervalles de confiance pour les formules bas de gamme	111
149	Intervalles de confiance pour les formules milieu de gamme	111
150	Résultats de l'impact intra-poste de garantie selon le scenario de taux calibré à l'aide des restes à charge	113
151	Comparaison des impacts intra-poste de garantie obtenus précédemment	114
152	Comparaison des taux d'augmentation de la fréquence de 2020 selon les scenariii	114
153	Résultats de l'impact inter-poste de garantie	115
154	Comparaison des impacts inter-poste de garantie obtenus précédemment	115
155	Résultat de l'impact sur la prime pure	116
156	Comparaison des impacts sur la prime pure obtenus précédemment	116
157	Prothèse amovible partielle	vii
158	Prothèse amovible complète	vii
159	Couronne dentaire	viii
160	Illustration d'un bridge	viii
161	Illustration d'un inlay, onlay et couronne	viii
162	Pose d'une couronne à l'aide d'un inlay-core	ix

