

**Mémoire présenté le :**

**pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA  
et l'admission à l'Institut des Actuaires**

Par : Julie MARZIO

Critères de segmentation et impacts de la sélection médicale en assurance

Titre emprunteur

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

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

*Membre présents du jury de l'Institut  
des Actuaires*

Mme Célya MEUNIER  
Mme Sophie BORDELET  
Mr Anthony FAUCHON

*Membres présents du jury de l'ISFA*

Mr Pierre RIBEREAU

signature *Entreprise :*

Nom : April Santé Prévoyance

Signature :

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Mr Olivier BOUGAREL

Signature :

Invité :

Nom : Mr Jonathan LEGROS

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)*

*Signature du responsable entreprise*



*Signature du candidat*





## Résumé

---

*Mots-clés : Assurance emprunteur, Loi Lemoine, Sélection médicale, Segmentation, Tarification.*

---

Ce mémoire permet, tout en détaillant ses mécanismes, de découvrir le secteur particulier de l'assurance emprunteur, en présentant notamment la spécificité de l'engagement tarifaire, qui ne permet pas de réviser le tarif en cours de vie du contrat.

Dans le but de concevoir les meilleures offres possibles, April Santé Prévoyance est amené à travailler avec tous les acteurs du marché, qui sont par ailleurs très variés : assureurs, courtiers, réassureurs, etc... Le rôle de chacun est ainsi exposé dans le présent document avec un développement plus poussé sur le fonctionnement de la réassurance.

April étant un courtier en assurance, ce mémoire présente également comment changer d'assurance de prêt.

Le marché de l'assurance emprunteur est très réglementé et nous détaillons par la suite les différentes lois ayant impacté l'assurance emprunteur jusqu'à présent. La dernière en date, la loi Lemoine, permet notamment de supprimer toute sélection médicale pour un certain segment de la population. Cette dernière permettait d'ajouter des majorations ou des exclusions selon le profil de risque de l'assuré, et sa suppression entraînera un nouveau jeu de mutualisation qui aura un impact tarifaire.

La sélection des risques étant l'élément majeur de la tarification, nous détaillons ici la manière dont elle se déroule.

Dans le but d'étudier l'impact tarifaire de la segmentation des assurés via leur profil de risque (âge, statut professionnel...) ainsi que l'impact de la sélection médicale, un travail préalable sur les données, permettant d'avoir différentes bases propres, a été nécessaire.

Il est notamment question de bien gérer l'exposition à chacun des risques par tête puis par affaire selon l'aspect étudié. Pour l'étude de la segmentation, la maille choisie est la plus fine, à savoir par tête et pour l'étude de la sélection médicale, nous privilégions une maille par affaire, afin de recenser toutes les dates de déclaration de santé. De nombreux retraitements des dates des contrats, mais également des sinistres sont nécessaires à l'élaboration de bases de données cohérentes.

Une dernière étape de validation du processus de création des bases est effectuée et satisfaisante. Une modification des données afin de les anonymiser a été réalisée, ce qui implique que les résultats présentés dans ce mémoire sont en grande partie fictifs et ne doivent pas être utilisés tels que à des fins de tarification.

L'étude de la sélection médicale montre qu'après un certain laps de temps, son influence bénéfique s'estompe. En tronquant les bases de tout ce qui a eu lieu sous son effet, nous pouvons ainsi étudier les tendances comme si aucune sélection n'avait été faite. Le but est de se rendre compte au mieux des impacts de la loi Lemoine. Cependant, nous avons mis de côté l'aspect restrictif de cette loi en considérant tous les capitaux sous risques. Pourtant, comme présumé et confirmé par nos résultats, les capitaux élevés sont moins sinistrés que la moyenne observée dans le portefeuille. Dans le cadre de la loi Lemoine, cela va jouer en la défaveur des bons risques, qui seront moins nombreux, et donc par l'effet amoindri de mutualisation, devront payer des mensualités plus élevées.

Par ailleurs, nous ne pouvons considérer que les données disponibles, c'est-à-dire que les assurés sont tous passés par une sélection médicale ; les prospects ayant été refusés et pour

lesquels la loi a été créée afin de rendre l'égalité de l'accès aux prêts, n'ont pas pu être pris en compte dans cette étude. En les ajoutant, il serait logique d'observer une sinistralité plus grande, et donc, pour rester solvable, il faudra augmenter les mensualités de tous les assurés, davantage que ce que le préconiserait ce rapport. C'est pour ces deux raisons, qu'il faudrait en plus de ce qui est proposé par ce document, utiliser par deux fois la mutualisation des profils, ce qui entraînera une augmentation plus forte des mensualités de chacun des assurés.

Nous avons tout d'abord étudié l'effet bénéfique sur le risque de la sélection médicale dans le temps afin de pouvoir contourner son biais. Ensuite des modèles linéaires généralisés ont été mis en place, portant sur chacune des particularités impactant la sinistralité. Nous passons en revue toutes les caractéristiques une à une, d'abord sur le portefeuille global puis sur un échantillon afin de débiaiser les autres attributs des assurés.

Nous comparons ensuite les études réalisées sur le portefeuille complet et le portefeuille tronqué après que l'effet de la sélection médicale s'est estompé afin de proposer une première mesure d'impact de la suppression du questionnaire médical et donc de la loi Lemoine. Nous verrons que la mortalité ne semble pas être fortement déformée par la suppression de l'effet de la sélection médicale.

En définitive, que ce soit en arrêt de travail ou en décès, l'absence de sélection médicale aboutit à des primes qui devront, en moyenne, être augmentées. Ces augmentations pourront se faire différemment selon les caractéristiques assurées, afin d'être en adéquation avec la sinistralité observée du portefeuille actuel et de rester solvable tout en connaissant moins bien les profils des futurs assurés.

Par souci de confidentialité, les chiffres mentionnés dans ce mémoire ont été modifiés par rapport à la réalité. L'intérêt de ce travail est dans la présentation de la démarche permettant d'étudier les critères de segmentation et l'impact de la sélection médicale en fonction des profils étudiés. Les conclusions sont donc biaisées et ne peuvent en aucun cas être reprises comme référentiel de marché.

## Abstract

---

*Keywords : Borrower insurance; Lemoine Law; Medical selection; Segmentation; Pricing.*

---

This dissertation provides an overview of the mechanisms involved in the borrower insurance sector, including the specificity of the price commitment, which does not allow price revisions during the lifetime of the contract.

To create the best possible offers, April Santé Prévoyance must work with all the stakeholders on the market, which are very different: insurers, brokers, reinsurers, etc. The role of each protagonist is described in this document, with particular emphasis on how reinsurance works.

As April is an insurance broker, this work also presents how to change your loan insurance.

The borrower insurance market is highly regulated, and we will detail the various laws that have impacted the borrower insurance market so far. The latest law, the Lemoine Law, allows the removal of any medical selection for a certain segment of the population. This selection made it possible to add surcharges or exclusions according to the risk profile of the insured, thus its abolition will lead to a new set of mutualisation that will have an impact on prices.

Since risk selection is the major element of pricing, we will detail how it takes place.

In order to see the impact on the premium only due to the segmentation of the insured based on their risk profile (age, professional status, etc.) as well as the impact of medical selection, work on the data was necessary. It allowed us to have different bases.

It is crucial to correctly manage the exposure to every risk per capita and then per loan according to the aspect under study. For the segmentation, we chose the finest level, i.e., per capita, and for the medical selection, we preferred a loan level, to identify all the dates of health declarations. Reprocessing many contract dates, but also of many claims, was necessary to build coherent databases.

A final validation step of the database creation process was performed and gave us the approval to continue. The data have been modified to make them anonymous, which means that the results listed in this document are largely fictitious and should not be used as such for pricing purposes.

The study of medical selection shows that after a certain time, its positive influence fades out. By cutting the data from what occurred under its effect, we can study the trends as if no selection had been made. The goal is to get a better idea of the impact of the Lemoine Law. However, we have set aside the restrictive aspect of this law by considering all capitals at risk. However, as assumed and confirmed by our results, high capitals are less affected than the observed average in the portfolio. Under the Lemoine Law, this will disadvantage the good risks, which will be fewer, and therefore, through the reduced effect of mutualisation, will have to pay higher premium.

In addition, we consider only the available data, i.e., the insured have all gone through a medical selection; the prospects who were refused and for whom the law was created to give equal access to loans, could not be considered in this study. If they were added, it would be logical to observe a higher sinistrality, and therefore, we would have to increase the premium of all the insured to remain solvent. This increase would be bigger than what is recommended in this report. It is for these two reasons that, in addition to what

is suggested in this document, it will be necessary to use the mutualisation of profiles twice, which will lead to a greater increase in the premium of each of the insured people.

First, we studied the medical selection effect over time in order to avoid its bias. Then, generalized linear models were set up, dealing with each of the characteristics impacting the claims experience. We go through all the characteristics one by one, first on the overall portfolio and then on a sample to debunk the other attributes of the insured.

Finally, we compare the studies carried out on the full portfolio and on the truncated portfolio, after the effect of medical selection has faded, to expose an initial measure of the impact of the abolition of the medical selection and therefore of the Lemoine Law. We will see that mortality does not appear to be extremely distorted by the removal of the effect of medical selection.

In the end, whether it is for sick leave or death, the absence of medical selection leads to premium rates that will have to be increased on average. These increases can be implemented differently depending on the insured characteristics to match the claims experience of the current portfolio and remain solvent while knowing less about the profiles of the future insured.

In order to respect the confidentiality of April Santé Prévoyance, the figures given in this study have been changed from the actual situation. The interest of this work is in the presentation of the method used to study the segmentation criteria and the impact of medical selection on the profiles studied. The conclusions are therefore biased and can under no circumstances be used as a market benchmark.

# Remerciements

Je remercie tout d'abord mon manager et tuteur Jonathan Legros pour ses conseils, ses encouragements et son expertise.

Je tiens également à remercier tout particulièrement le directeur de l'équipe emprunteur d'April Santé Prévoyance, Olivier Bougarel, mes collègues actuaires Marine Dumora, Nathanaël Beluche et Léna Lannoy, ainsi que toute l'équipe conception emprunteur pour sa bienveillance et sa bonne humeur.

Je veux aussi remercier Anne Eyraud-Loisel pour son aide précieuse, ainsi que le corps enseignant de l'ISFA pour l'enseignement reçu.

Enfin je tiens à remercier mes camarades et amis auprès desquels j'ai davantage apprécié ces années à l'ISFA. Je remercie également mes parents et mon compagnon pour leur soutien sans faille.



# Table des matières

<b>Résumé</b>	<b>3</b>
<b>Abstract</b>	<b>5</b>
<b>Remerciements</b>	<b>7</b>
<b>Introduction</b>	<b>11</b>
<b>1 Contexte</b>	<b>13</b>
1.1 Les caractéristiques d'un contrat d'assurance emprunteur . . . . .	13
1.2 April et l'assurance emprunteur . . . . .	26
1.3 Les mécanismes pour changer d'assurance de prêt . . . . .	26
1.4 Les différentes lois déjà en vigueur . . . . .	28
1.5 Les nouveautés apportées par la loi Lemoine . . . . .	30
1.6 Le processus de sélection des risques . . . . .	32
<b>2 Préparation des bases</b>	<b>33</b>
2.1 Les différentes variables à disposition . . . . .	33
2.2 Création des bases . . . . .	37
2.3 Processus de validation . . . . .	41
<b>3 La théorie des méthodes utilisées par la suite</b>	<b>43</b>
3.1 L'estimateur des moments de Hoem . . . . .	43
3.2 Corrélation de Spearman . . . . .	45
3.3 Corrélation de Pearson . . . . .	47

3.4	Les régressions linéaires . . . . .	48
3.5	Les Modèles Linéaires Généralisés (GLM) . . . . .	50
<b>4</b>	<b>L'impact de la sélection médicale</b>	<b>53</b>
4.1	Effet de la sélection médicale . . . . .	53
4.2	Garantie décès . . . . .	54
4.3	Garantie arrêt de travail . . . . .	65
<b>5</b>	<b>Confrontation des résultats</b>	<b>81</b>
5.1	Informations préalables . . . . .	81
5.2	Effet de la sélection médicale sur les décès . . . . .	83
5.3	Effet de la sélection médicale sur les arrêts de travail . . . . .	87
	<b>Conclusion</b>	<b>95</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>97</b>
	<b>Annexes - Vérification exposition</b>	<b>99</b>

# Introduction

En France, obtenir un prêt n'est pas chose aisée. Il faut entre autres un apport, un emploi stable, ne pas s'endetter à plus d'un tiers de son salaire mensuel net et souscrire à une assurance emprunteur dans la plupart des cas.

L'assurance emprunteur permet à la banque d'être protégée, de même que l'assuré et sa famille, contre d'éventuels imprévus. Cette assurance n'est pas légalement obligatoire mais généralement la banque prêteuse impose à l'emprunteur d'en souscrire une et lui en propose une. Pour remplacer cette assurance, d'autres options sont possibles, notamment la caution, mais aussi le nantissement d'un capital ou encore l'hypothèque d'un bien immobilier. Cependant ces alternatives restent à valider par l'organisme de crédit.

Les assurances proposées par l'organisme prêteur, appelées généralement contrats groupe bancaire ou encore contrats individuel bancaire, sont en général plus chères que celles proposées par des assurances alternatives, appelées contrats alternatifs individuels. Cependant, pour pouvoir souscrire à une assurance alternative, il faut que les garanties soient au moins équivalentes à celles proposées et demandées par la banque prêteuse au risque que cette dernière n'accepte pas cette autre assurance et donc, par extension n'accorde pas le prêt. Il s'agit également d'une opportunité pour les prêteurs de pouvoir souscrire à d'autres garanties qui n'étaient pas proposées initialement par la banque.

Concrètement, grâce à cette assurance, en cas de survenance d'un aléa explicitement indiqué dans le contrat, l'assureur se substitue à l'assuré pour le remboursement total ou partiel de son prêt à la banque. Il s'agit notamment des cas suivants : décès, incapacité, invalidité, arrêt de travail ou perte d'emploi. Dans certains cas, le capital est remboursé sinon les mensualités sont prises en charge.

La législation française a beaucoup évolué au cours des 15 dernières années au profit des assurés, notamment pour leur permettre de faire jouer la concurrence.

Dernièrement la loi Lemoine, qui est entrée en vigueur dans le courant de l'année 2022, permet la résiliation infra-annuelle, modifie les caractéristiques du droit à l'oubli et instaure, pour une certaine population, la suppression du questionnaire de santé. Le but étant de faciliter l'accès aux prêts à des personnes qui étaient jugées comme porteuses de trop mauvais risques et qui, auparavant, ne trouvaient aucun organisme assureur pour les représenter.

Au vu de l'étroite liaison entre l'actuariat et la législation, le présent mémoire va étudier au mieux les impacts de cette nouvelle loi sur les tarifs en vigueur, leurs évolutions et leurs constructions mais aussi le rôle de la sélection médicale et de la segmentation dans le tarif final.

Dans un premier temps nous détaillerons les mécanismes de l'assurance emprunteur puis nous présenterons le contexte légal historique et le contenu de cette nouvelle loi. Face à la résiliation infra-annuelle, la compétitivité des offres est essentielle et c'est pourquoi nous verrons également les différentes étapes de la sélection des risques en assurance emprunteur.

Dans un deuxième temps, nous verrons toute la théorie des méthodes utilisées dans ce mémoire afin de bien comprendre les mécanismes qui entrent en jeu.

Dans un dernier temps, nous analyserons les effets de la sélection médicale. Nous mesurerons leur impact sur la sinistralité et nous comparerons l'efficacité des deux modes principaux de sélection médicale chez April : la télé-sélection et la e-sélection.

Pour ce faire, nous allons tout d'abord créer une base de données contenant toutes les informations à disposition et importantes pour tarifier un produit d'assurance emprunteur.

Puis nous verrons les dépendances de ces caractéristiques entre elles.

L'étude se poursuivra en analysant comment les variables retenues, indépendamment de l'effet de la sélection médicale, influencent les décès. Nous ferons de même concernant l'étude de la garantie arrêt de travail.

Par la suite nous allons utiliser différentes modélisations informatiques pour évaluer l'impact de la sélection des risques et en particulier de l'absence de sélection médicale sur les sinistres précoces et sur le tarif.

Le but est d'obtenir une vision claire des variables tarifantes permettant la segmentation d'un tarif et d'évaluer l'efficacité des modes de sélection médicale.

Par souci de confidentialité, les chiffres mentionnés dans ce mémoire ont été modifiés par rapport à la réalité. L'intérêt de ce travail est dans la présentation de la démarche permettant d'étudier les critères de segmentation et l'impact de la sélection médicale en fonction des profils étudiés. Les conclusions sont donc biaisées et ne peuvent en aucun cas être reprises comme référentiel de marché.

# Chapitre 1

## Contexte et mise en situation

### 1.1 Les caractéristiques d'un contrat d'assurance emprunteur

#### 1.1.1 L'assurance emprunteur en détail

##### Définition

L'assurance emprunteur est une assurance de prévoyance temporaire qui garantit la prise en charge de tout ou partie des échéances de remboursement ou du capital restant dû d'un crédit en cas de survenance de certains événements tels que le décès, qui est la seule garantie rendue obligatoire par les organismes, l'arrêt de travail ou encore la perte d'emploi, si ces garanties sont souscrites. Sa durée de couverture est au maximum égale à la durée du prêt.

Pour bénéficier d'une telle assurance, selon l'âge à la souscription et les capitaux assurés, un questionnaire de santé ou une déclaration d'état de santé doit être rempli selon le principe de bonne foi. Il est possible de devoir fournir, au moment de l'étude du dossier des résultats d'examens complémentaires selon les risques encourus et à la demande de l'assureur. Au vu des réponses à ces questionnaires, l'assureur peut demander de nouveaux documents de santé, refuser d'assurer tout ou partie, ou augmenter sa tarification.

Le contrat d'assurance emprunteur finalement proposé inclut l'irrévocabilité des garanties et le maintien du tarif tout au long de la vie du contrat. En définitive, en dépit d'un changement de situation, l'assuré aura les mêmes garanties pendant toute la durée du contrat. De plus, le tarif ne pourra pas être revalorisé. En effet, même si le risque de l'assuré augmente ou diminue, ses cotisations ne peuvent pas être modifiées.

## Les différents acteurs

Dans ce paragraphe, les liaisons entre les différents acteurs et leur rôle, vont être précisés. Le fonctionnement de la réassurance va aussi être abordé à la fin de cette section.

- **L'assuré** : assuré contre les différents risques mentionnés dans le contrat.

- **Le souscripteur** : souscrit au contrat d'assurance pour se prémunir des risques pouvant survenir, empêchant l'assuré de rembourser tout ou partie de son prêt.

En assurance emprunteur, l'assuré et le souscripteur sont souvent la même personne. Les co-contrats et les contrats souscrits en couple dérogent à cette règle. En effet, le souscripteur qui est aussi assuré s'assure et assure aussi le co-contractant, selon les quotités, pouvant différer selon les assurés, mais devant au moins valoir 100 % à deux sur la garantie décès au risque que la banque refuse la demande.

Les quotités représentent le pourcentage de couverture de l'assuré et donc de remboursement le cas échéant.

- **Le bénéficiaire** : celui qui bénéficie de l'assurance si un risque assuré survient.

- **La banque** : organisme prêteur qui peut proposer une assurance via des partenaires ou, dans le cas des bancassureurs, via sa branche assurantielle.

Dans le cas de l'assurance de prêts, la banque est le bénéficiaire en cas de survenance du risque assuré et l'assurance lui paye, via le courtier grossiste dans notre cas, les montants dus en se substituant à l'assuré.

- **Le courtier grossiste** : crée des produits, les distribue via un réseau de courtiers indépendants, suit la vie du produit en interne et propose la gestion des sinistres.

Il met également en relation les assurés avec les assureurs via des courtiers. Ces derniers sont rémunérés par des commissions.

Il a une bonne connaissance des problématiques techniques et des prix pratiqués étant donné qu'il travaille avec plusieurs partenaires assureurs et réassureurs différents.

- **L'assureur** : organisme qui assure le prêt.

L'assureur se voit verser les primes commerciales par le courtier grossiste qui les touche lui-même de l'assuré. En contrepartie, il lui verse le remboursement des montants dus en cas de sinistres que le courtier grossiste aura, au préalable, payés à la banque.

- **Les réassureurs** : différents organismes qui couvrent l'assureur pour une certaine part de risque.

Ils permettent à l'assureur de limiter son exposition aux risques et d'optimiser ses fonds propres.

## Zoom sur la réassurance

Deux catégories de réassurance existent : non proportionnelle et proportionnelle.

● **La réassurance proportionnelle** : la prime et l'indemnisation suivent le même pourcentage, ce qui simplifie les comptes.

Les types de couverture proportionnelles sont : Quote-Part (QP) et Excédent de Plein (XP).

● Concernant les traités en quote-part, les sinistres et les primes sont reversés proportionnellement selon un pourcentage prédéfini : si le résultat technique de l'assurance (cédante de risque) est positif, alors la cédante verse x % de ce résultat au réassureur. Dans le cas contraire, c'est le réassureur qui verse x % de la perte.

Un schéma présente deux exemples de traités de quote-part. La partie verte représente ce qui reste à payer pour l'assureur, en positif, pour les primes, comme en négatif, pour les sinistres. La partie bleue représente ce qui est échangé avec le réassureur, une partie des primes lui est versé et il rembourse à l'assureur une même part des sinistres.

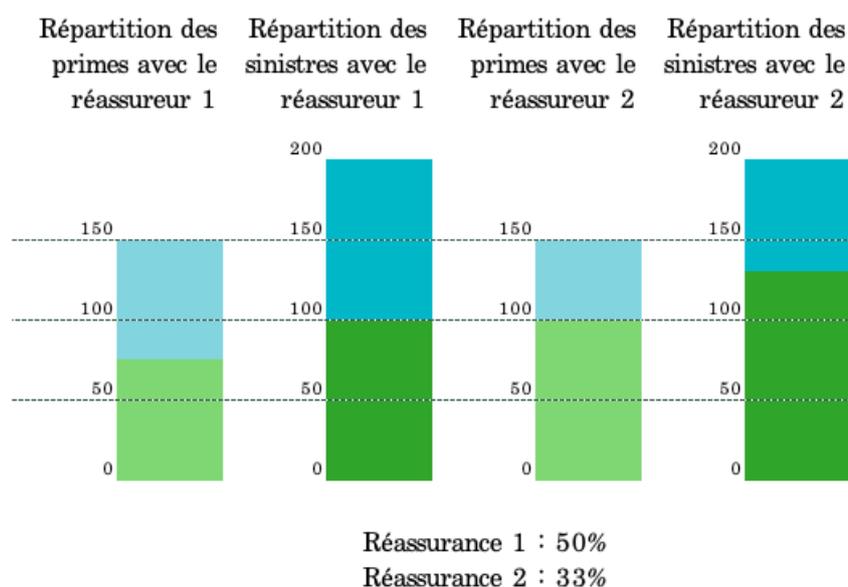


FIGURE 1.1 – Structure de réassurance en quote-part

Cet exemple reprend bien l'idée qu'il s'agit d'un contrat proportionnel tant pour les primes que pour les sinistres.

Pour le contrat avec le réassureur 1 qui est à 50 %, le réassureur touche 75 de primes et paye 100 de sinistres. Le résultat de l'assureur est de  $(150 - 75) - (200 - 100) = -25$ . Pour le second contrat à 33 %, le réassureur reçoit 50 des primes et paye 65 des sinistres. Le résultat de l'assureur est de  $100 - 135 = -35$ .

● Pour un contrat en excédent de plein, il s'agit de définir un plein de rétention qui servira à calculer le taux de cession, différent selon les affaires. Les traités XP reprennent l'idée

des quotes-parts mais en l'appliquant par affaire. Le taux de cession se calcule comme suit  $\max(\frac{\text{Capital sous risque} - \text{Plein de rétention}}{\text{Capital sous risque}}, 0)$  et sera à l'origine du calcul de reversement des primes et des sinistres.

Les taux de cession par tête se révisent généralement chaque année étant donné que le capital restant dû décroît.

Un exemple avec six assurés distincts illustre ceci :

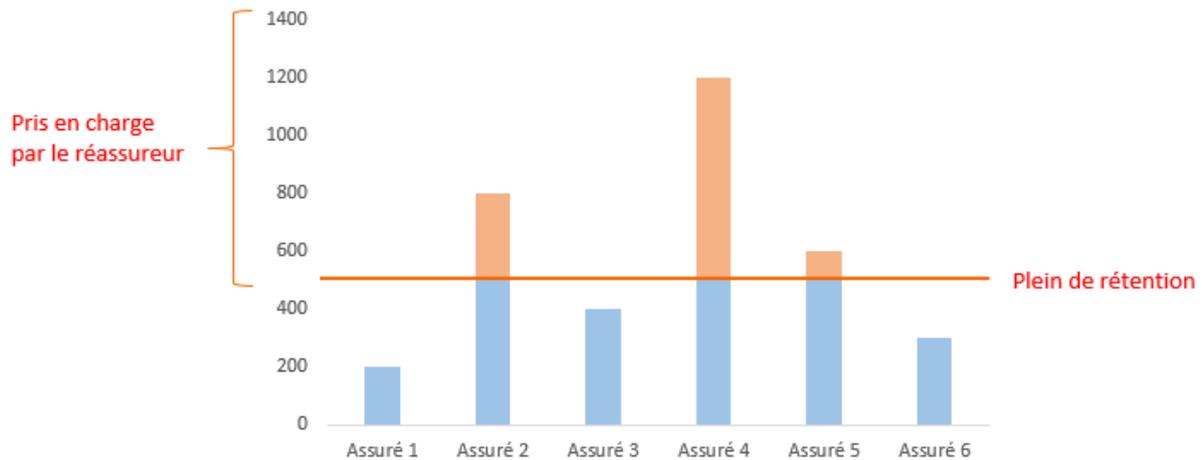


FIGURE 1.2 – Structure de réassurance XP

Ici seuls les assurés 2, 4 et 5 vont déclencher la réassurance. Leur taux de cession respectif est de 38 %, 58 % et 17 %. Ainsi le réassureur va toucher les primes, pondérées par le taux de cession respectif des trois assurés ; il va également payer les sinistres à hauteur de ce même pourcentage. Pour les assurés 1, 3 et 6, la cédante conserve les risques car le capital assuré est inférieur au plein de rétention, le taux de cession est donc nul. Le réassureur ne touche pas de primes sur ces affaires et ne payera pas pour les sinistres à venir de ces assurés.

L'excédent de plein permet donc à l'assureur de limiter ses pertes en conservant la plus grande partie de sa prime tout en bénéficiant d'une protection proportionnelle pour ses risques les plus importants.

● **La réassurance non proportionnelle** : Deux formes de traités sont le plus souvent utilisées en assurance des emprunteurs : excédent de perte annuelle (Stop Loss) ou excédents de sinistres (XS).

● Un traité XS peut fonctionner par risques ou par événements. Dans le premier cas, le total des sinistres est sommé selon les risques (les catastrophes naturelles, les graves...) et dans le second, le total est pris par date (tornade X, tsunami Y...). Le but étant de se protéger contre les risques de pointe qui sont occasionnels et de haute envergure.

Pour ces traités, qui sont non proportionnels, le réassureur définit une prime en amont de la couverture. Cette prime dépendra des paramètres du produit sur lequel la couverture est mise

en place.

Les paramètres du contrat sont les suivants :

- La priorité : le seuil de déclenchement par sinistre de la couverture de réassurance,
- La portée : le montant maximum par sinistre pris en charge par la réassurance.

Ci-dessous un exemple des sinistres couverts par un XS avec une priorité de 500 et une portée de 500 :

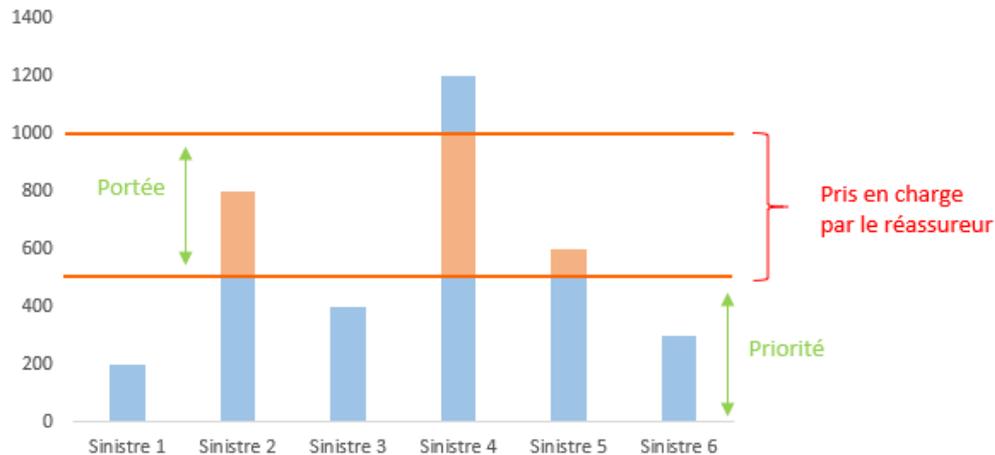


FIGURE 1.3 – Structure de réassurance XS

La partie bleue reste à la charge de l'assureur tandis que les parties orange sont cédées aux réassureurs. Dans cet exemple, trois sinistres vont être, en partie, pris en charge par la réassurance : un de 800, un de 1200 et un de 600. Sur ces trois sinistres, l'assureur aura à charge  $500 + 500 + 200 + 500 = 1700$  et le réassureur  $300 + 500 + 100 = 900$ . En tout sur les six sinistres l'assureur payera  $200 + 500 + 400 + 700 + 500 + 300 = 2600$  au lieu de 3500. Dans les faits plusieurs contrats de réassurance peuvent être émis afin de limiter l'exposition au risque de l'assureur à la priorité.

- Les contrats Stop Loss protègent contre le risque de fréquence consistant en la répétition importante de petits sinistres. Les contrats Stop Loss protègent le ratio S/P annuel, qui est le résultat global cumulé, avec un seuil de déclenchement et une capacité qui sont exprimés en pourcentage du ratio S/P annuel.

Les paramètres du contrat sont définis comme suit :

- Le seuil de déclenchement : seuil à partir duquel la protection du réassureur intervient,
- La capacité : protection maximale du S/P garantie par le réassureur.

Ainsi à partir d'un S/P et jusqu'à un niveau de S/P défini par la capacité, la réassurance prend en charge les sinistres pour faire revenir le S/P au niveau du déclenchement. Par exemple avec une couverture qui se déclenche à 110 % de S/P et allant jusqu'à 130 % de S/P :

- Si le S/P est à 120 %, le réassureur paye pour faire revenir le S/P à 110 %,
- Si le S/P est à 105 %, le réassureur n'intervient pas.

## Schéma récapitulatif

Le schéma suivant illustre les liaisons entre les acteurs du marché (avec une réassurance en quote-part). Il permet de préciser plusieurs points.

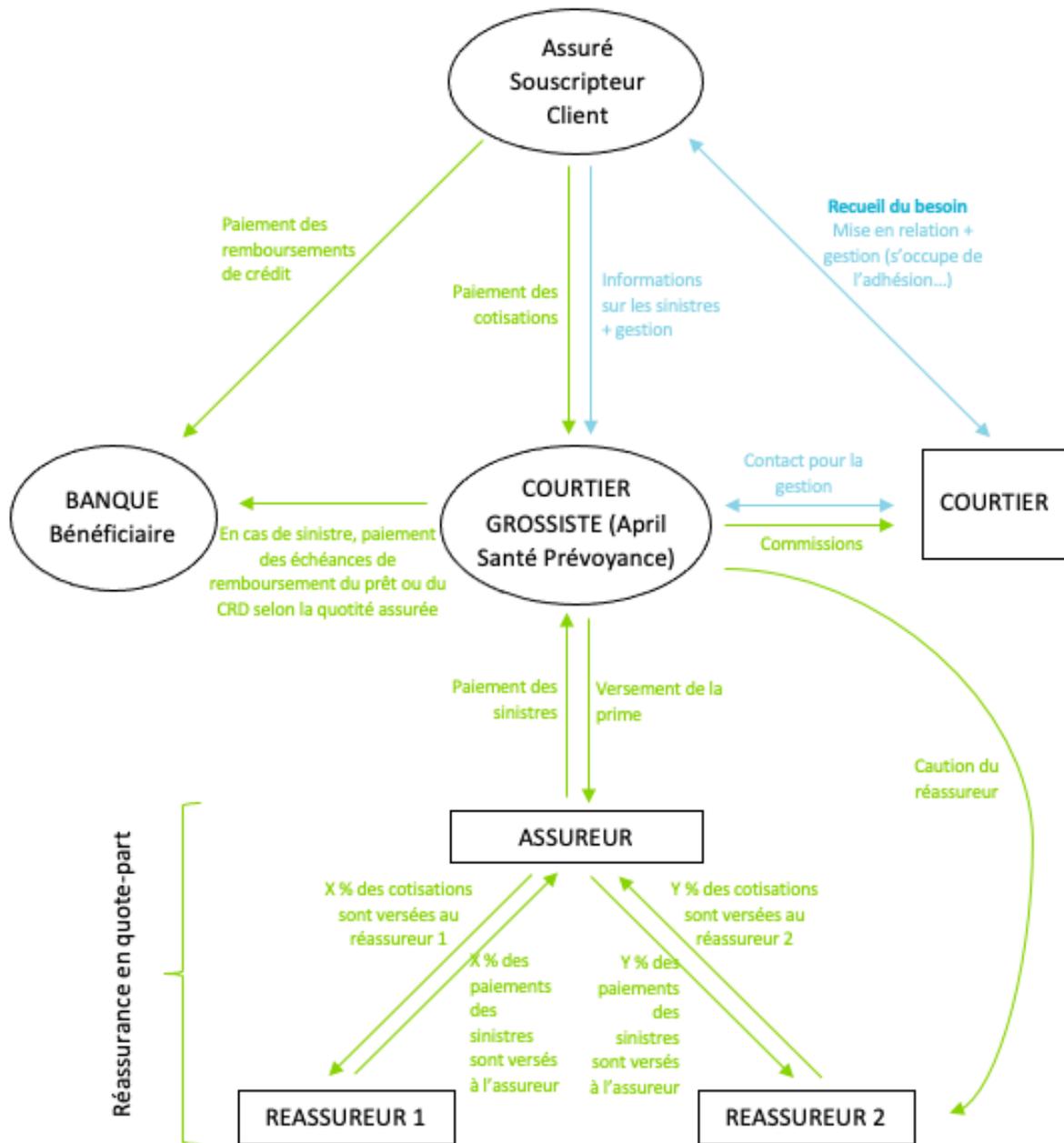


FIGURE 1.4 – Les différents acteurs

Les flèches vertes représentent les flux d'argent tandis que les flèches bleues représentent les flux d'informations.

- L'assuré reste le client du courtier.

- L'assuré peut communiquer sur ses sinistres directement avec le courtier grossiste mais peut également passer par le courtier indépendant qui l'a mis en relation avec le courtier grossiste. La gestion est effectuée par le courtier grossiste.
- Pour les actes de gestion et de distribution, l'assureur paye le courtier grossiste.
- L'assureur paye, en cas de sinistre couvert, les montants dus à la place de l'assuré à la banque, qui est bénéficiaire de l'assurance. Le courtier grossiste peut jouer l'intermédiaire et percevoir le remboursement de l'assureur pour le verser à la banque.
- Le courtier grossiste se rémunère grâce aux commissions de gestion et distribution.
- Les courtiers se rémunèrent grâce aux commissions d'apport.

### 1.1.2 Les différents emprunts

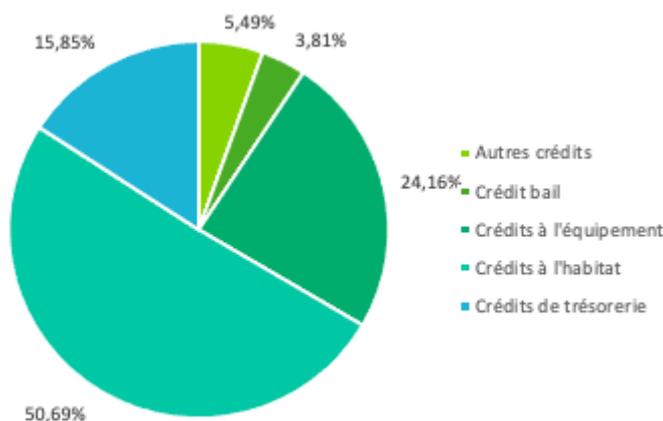


FIGURE 1.5 – Nombre de prêts à la clientèle non financière par type de crédits en 2020

#### ● Prêts immobiliers

Les prêts immobiliers sont les plus courants en France, engageant généralement de plus grosses sommes d'argent et étant étalés sur de plus longues échéances. Leur but est généralement l'achat d'une résidence, principale ou secondaire, mais peut tout aussi bien couvrir des dépenses de travaux d'aménagements ou de rénovations.

#### ● Prêts à la consommation

Les prêts à la consommation sont quant à eux généralement plus courts étant donné leurs montants moins élevés qui ne doit pas dépasser 75 000 €. Ces derniers ont pour but de financer tous types d'achats.

## ● Prêts professionnels

Les prêts professionnels sont rattachés à une personne physique ou morale et ont une vocation professionnelle. Leur utilité peut être de couvrir l'achat de matériel mais également l'achat de locaux de bureaux.

## ● Crédits-Bails

Les prêts sous forme de crédit-bail consistent à payer une mensualité pour un bien tout en gardant l'option de l'acheter à terme. Autrement dit, il s'agit d'une location avec option d'achat.

### 1.1.3 Les différentes garanties proposées

Les garanties proposées dans les contrats d'assurance alternatifs doivent reprendre un certain nombre des garanties proposées par la banque pour faire suite à l'accord mis en place par le Comité Consultatif du Secteur Financier (CCSF) qui régule l'équivalence des garanties. En effet, un contrat d'assurance alternatif se doit d'avoir au moins les mêmes garanties que celles proposées par l'organisme bancaire au risque de se voir refuser ce contrat d'assurance par la banque prêteuse.

Dans les cas où le capital est remboursé, dans la limite de la quotité décès assurée, à la suite d'un décès ou d'une Perte Totale et Irréversible d'Autonomie (PTIA), l'assurance prend fin.

La quotité assurée peut varier selon les besoins, mais la quotité des garanties non obligatoires (autres que décès et PTIA) est imposée par les assureurs comme devant être inférieure ou égale à la quotité de la garantie décès et PTIA pour limiter les phénomènes d'antisélection.

En général, et sur demande bancaire, la quotité pour la garantie décès et PTIA doit être égale à 100 %, sauf dans le cas des co-emprunts où la somme des quotités décès et PTIA par tête doit être au minimum égale à 100 %. Dans ce cas précis la banque demande des pourcentages dépendant des apports, des besoins et des risques de chacun. En effet, certains contrats avec deux assurés, ont des quotités décès à 50 % par assuré. Ainsi si l'un des deux meurt, la moitié du capital est remboursée à la banque et l'assurance ne court plus que sur une tête, le contrat de la personne décédée prend fin. Dans le cas où les deux s'assurent avec une quotité décès à 100 %, si l'un des deux meurt, le capital restant dû est réglé à la banque et l'autre contractant n'a plus rien à régler, les assurances des deux contractants prennent donc fin. Les exemples ci-dessus sont valables pour les autres garanties. Les principales garanties des contrats d'assurance emprunteur sont listées ci-dessous.

## LES GARANTIES QUI INDUISENT LE REMBOURSEMENT DU CAPITAL

### ● La garantie décès

La garantie décès est obligatoire dans un contrat d'assurance emprunteur. Lors de l'occurrence de ce dernier, sous conditions, l'assureur doit rembourser le capital restant dû à la banque prêteuse pondérée par la quotité assurée. Dans le cas d'un prêt à plusieurs, avec une assurance sur plusieurs têtes, seule la part correspondant à la quotité définie par l'assuré décédé du capital restant dû est remboursée.

Le capital est remboursé dans la limite du montant garanti inscrit sur le contrat.

Le paiement du capital met fin à l'assurance.

La garantie décès cesse à partir d'un âge explicité dans les conditions générales.

La garantie n'est mise en place que selon certaines conditions, notamment quand le décès fait suite à un accident ou à certaines maladies couvertes. Le suicide, dépendamment de sa date par rapport à la prise d'effet du contrat, peut, ou non, déclencher le remboursement du capital restant dû. L'accident à la suite d'une pratique sportive non exclue dans le contrat est indemnisé. Certaines exclusions peuvent être rachetées selon ce que propose l'assureur.

### ● La garantie PTIA

La garantie de Perte Totale et Irréversible d'Autonomie, consécutive à un accident ou à certaines maladies garanties, est associée à la garantie décès, notamment car l'assureur rembourse également le montant du capital restant dû, pondéré par la quotité correspondante, à la banque. De même que la garantie décès doit absolument être souscrite, la banque rend la garantie PTIA obligatoire.

Le capital est remboursé dans la limite du montant garanti inscrit sur le contrat.

Le paiement du capital met fin à l'assurance.

La quotité de la garantie PTIA doit être égale à celle de la garantie décès.

La garantie PTIA cesse à partir d'un certain âge généralement antérieur à celui de la garantie décès.

## LES DIFFÉRENTES GARANTIES FACTULTATIVES D'ARRÊT DE TRAVAIL

Deux garanties existent en arrêt de travail l'Incapacité Temporaire Totale (ITT) et l'Invalidité Permanente Totale (IPT)

Rappelons que ces garanties doivent être souscrites avec une quotité inférieure ou égale à celle attribuée aux garanties décès et PTIA, notamment pour les co-contrats. De plus, la banque empêche que ces garanties soient souscrites sans la garantie décès.

Pour que ces garanties soient effectives, l'invalidité permanente doit être constatée et évaluée par un médecin agréé choisi par l'assureur après consolidation de l'état de santé de l'assuré. Ensuite, selon le taux d'invalidité déclaré, l'assuré se trouve en invalidité permanente partielle ou

totale. De la même manière, l'incapacité doit être constatée par un médecin agréé de l'assureur, à la différence que l'état de l'assuré n'a pas besoin d'être stable.

## ● L'Incapacité Temporaire Totale

L'ITT se déclenche quand l'assuré ne peut en aucune façon exercer son métier ou toute autre profession (garantie moins couvrante), en fonction des conditions générales auxquelles l'assuré a souscrit. Lorsque cette garantie se déclenche, la prise en charge est garantie par l'organisme assureur tout au long de la durée d'invalidité et le paiement des mensualités, selon la quotité souscrite, est effectué par l'assureur. Pour une quotité inférieure à 100 %, l'assuré garde à charge le paiement de la mensualité non prise en charge par l'assureur.

En assurance des emprunteurs cette garantie n'est pas liée à la définition de la sécurité sociale.

## ● L'Invalidité Permanente Totale

L'IPT se déclenche quand le taux d'invalidité permanente de l'assuré est supérieur à un seuil défini dans les conditions générales, qui est égal à 66 %. Ce seuil est déterminé grâce à un barème croisé qu'il est possible de retrouver dans les conditions générales.

Barème croisé

TAUX PROFESSIONNEL	TAUX FONCTIONNEL								
	20	30	40	50	60	70	80	90	100
10				29,24	33,02	36,59	40,00	43,27	46,42
20			31,75	36,94	41,60	46,10	50,40	54,51	58,48
30		30,00	36,34	42,17	47,62	52,78	57,69	62,40	66,94
40	25,20	33,02	40,00	46,42	52,42	58,09	63,50	68,68	73,68
50	27,14	35,57	43,09	50,00	56,46	62,57	68,40	73,99	79,37
60	28,85	37,80	45,79	53,13	60,00	66,49	72,69	78,62	84,34
70	30,37	39,79	48,20	55,93	63,16	70,00	76,52	82,79	88,79
80	31,75	41,60	50,40	58,48	66,04	73,19	80,00	86,54	92,83
90	33,02	43,27	52,42	60,82	68,68	76,12	83,20	90,00	96,55
100	34,20	44,81	54,29	63,00	71,14	78,84	86,18	93,22	100,00

FIGURE 1.6 – Création du seuil de l'IPT

En cas d'invalidité permanente totale, l'assureur doit verser à la banque les mensualités ou le capital restant dû selon l'option choisie.

## ● L'Invalidité Permanente Partielle

L'IPP est déclenchée quand l'invalidité permanente de l'assuré est comprise entre deux seuils et inférieure au seuil minimal de l'IPT, soit souvent les seuils suivants : 33 % et 66 %. Ils sont définis via un barème croisé comme celui vu pour l'IPT. S'ensuit le paiement des mensualités, à hauteur de la quotité définie dans le contrat et à hauteur d'environ 50 % (pratique différente selon les assureurs) du montant garanti, à la banque par l'assureur, le reste étant à la charge de l'assuré.

Le paiement du capital met fin à l'assurance si la quotité assurée est égale à celle assurée en décès et PTIA.

## ● La garantie perte d'emploi

Lorsque cette garantie est souscrite et que l'assuré se retrouve sans emploi, dû à un licenciement économique, l'assureur rembourse, selon la quotité prévue, les mensualités à la banque, le temps que l'assuré trouve un nouveau travail. Cependant, avant d'être indemnisé, l'assuré fait face à un délai de carence et à une franchise.

## LES AUTRES GARANTIES

### ● La garantie ISPM

La garantie Invalidité Spéciale Professions Médicales est facultative et vient compléter les garanties décès et PTIA pour les professionnels du secteur médical et protège ces derniers contre les risques d'une invalidité professionnelle à 100 %. En cas d'occurrence, le capital restant dû, restreint à la quotité assurée, est remboursé à l'organisme prêteur par l'assureur. Le taux d'invalidité professionnelle dépend des répercussions de l'arrêt de travail de l'assuré sur l'exercice de sa profession. Le capital est remboursé dans la limite du montant garanti inscrit sur le contrat. Le paiement du capital met fin à l'assurance. La garantie ISPM cesse à partir d'un certain âge, généralement antérieur à celui de la garantie PTIA.

### ● Les Maladies Non Objectivables

Les MNO sont des maladies non quantifiables par les professionnels de santé. Ces maladies peuvent être physiques ou psychologiques par exemple des maux de dos, de la dépression ou de la fatigue chronique imposant des suivis constants et des arrêts de travail à répétition. Pour que la garantie se déclenche, il faut pouvoir justifier d'une hospitalisation durant un nombre de jours minimum, spécifié par le contrat. Pour les personnes ayant des MNO, le rachat de franchise existe afin d'être encore mieux couvert.

Chez April Santé Prévoyance, le rachat de franchise est matérialisé par l'option confort.

## 1.1.4 Les autres termes du contrat

### Les exclusions

L'exclusion au contrat d'assurance indique que si la survenance de cet événement exclu est avérée alors l'assureur ne sera pas tenu d'indemniser l'assuré.

Suivant la déclaration de santé du prospect et ses habitudes de vie, certains assureurs peuvent proposer des majorations, des rachats d'exclusions, refuser certaines garanties ou refuser totalement d'assurer.

Chez April par exemple, les suites de blessures de guerre ou de présence lors d'un acte terroriste ne sont pas assurées.

### Les franchises

La franchise, en assurance emprunteur, représente la durée avant perception de la compensation assurantielle à la suite d'un sinistre couvert. Choisie lors de la souscription du contrat, plusieurs options existent : généralement 30 jours, 60 jours, 90 jours, 180 jours ou 360 jours. La plupart des personnes choisissent 90 jours de franchise.

## 1.1.5 Les types de cotisations

### Deux modes de cotisations existent généralement en assurance emprunteur

● Les cotisations fixes : durant toute la vie du contrat, l'assuré payera des cotisations assurantielles de même montant, correspondant à un pourcentage du capital emprunté. Cela permet à l'assuré de maîtriser son budget assurantiel. Ce mode de cotisation profite à l'assuré en cas de rachat anticipé.

● Les cotisations variables : ce type de cotisation dépend du capital restant dû à payer à la banque. En effet, en fin de vie du contrat, leur montant est moins élevé. L'intérêt est, pour l'assureur, de pallier les chutes de ses assurés. Chutes dues à un changement d'assurance.

Généralement, au début du contrat, les cotisations fixes sont plus intéressantes que les cotisations variables, mais au global, sur toute la durée du prêt, les montants dus en cotisations fixes sont plus élevés que pour les cotisations variables.

Un exemple pour un assuré ayant les caractéristiques suivantes est développé ci-dessous :

Age : 41 ans	Assuré pour 250 000 € pendant 204 mois à partir du 1/01/2022
Non-fumeur	Prenant les garanties décès, IPT et ITT uniquement
CSP1 <sup>1</sup>	Taux d'intérêt : 1,7 %

---

1. Nous avons par la suite groupé les statuts professionnels en 3 Catégories Socio-Professionnelle, les CSP 1 sont a priori les statuts professionnels les moins sinistrés, les CSP 2 sont moyennement sinistrés et les CSP 3 groupe les statuts qui sont les plus sinistrés.

- Cotisations fixes : 40,45 € par mois soit un total sur 204 mois de 8 251,25 €.
- Cotisations variables : total sur 204 mois de 7 542,3 €.

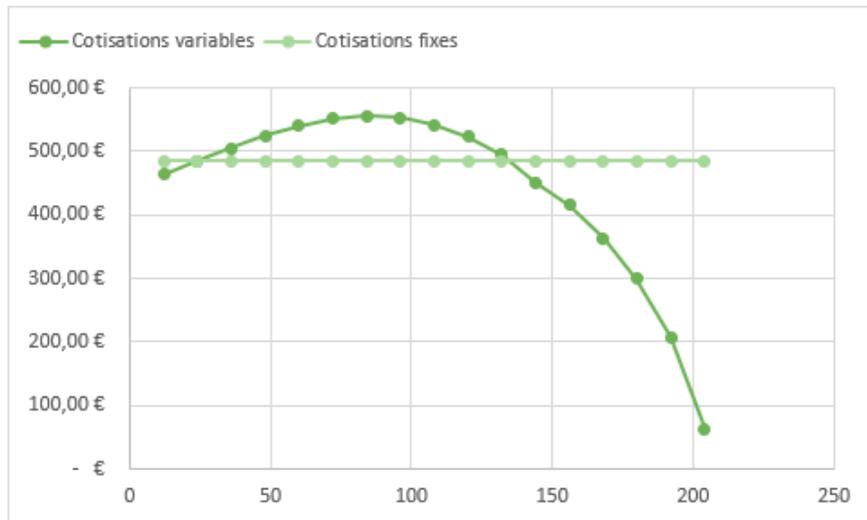


FIGURE 1.7 – Évolution des différentes cotisations par an sur la vie du contrat

Pour un assuré souhaitant rester jusqu'à la fin de vie de son prêt dans le même organisme, le plus intéressant serait de choisir les cotisations variables. Cependant pour un assuré qui pense changer de contrat après plusieurs années, du fait notamment qu'il veuille adapter son contrat en fonction de ses projets de vie, les cotisations fixes seront plus adaptées. En effet, en changeant d'assurance avant que la courbe des cotisations variables ne passe en dessous de la courbe des cotisations fixes, l'assuré bénéficie toujours des montants les plus avantageux. Le processus peut se répéter jusqu'à la fin du prêt.

Initialement, les banques proposaient des assurances en cotisations fixes et les assureurs alternatifs des produits à cotisations variables afin d'avoir une compétitivité à l'ultime par rapport aux banques. Pour avoir des produits défensifs et plus compétitifs, les banques ont lancé des produits à cotisations variables alors que, pour enrichir leur gamme et par souci de cohérence vis à vis des banques, les assureurs alternatifs ont lancé des produits à cotisations fixes.

### Remboursement in fine

Concernant les prêts remboursables de manière *in fine*, l'assuré ne rembourse que les taux d'intérêt pendant la durée du prêt et, à l'échéance de celui-ci, rembourse le capital emprunté.

## 1.2 April et l'assurance emprunteur

April Santé Prévoyance était la filiale originelle d'April avant que l'entreprise ne se diversifie. April se développe également à l'international et est présent dans plus de 30 pays.

April Santé Prévoyance est un courtier grossiste qui anime un réseau de courtiers indépendants. Ainsi, April Santé Prévoyance crée différents produits en fonction des profils demandeurs d'offres. Grâce à sa connaissance du terrain tirée de ses nombreux collaborateurs tels que des assureurs, réassureurs et courtiers, April propose des produits compétitifs et est notamment connu pour surtout utiliser le phénomène de segmentation afin d'avoir des tarifs préférentiels. De plus, April Santé Prévoyance est composé de divers métiers lui permettant d'entretenir de bonnes relations avec ses courtiers indépendants.

La gamme assurance emprunteur APRIL a obtenu le Label d'Excellence 2022 décerné par les Dossiers de l'Épargne.

## 1.3 Les mécanismes pour changer d'assurance de prêt

La plupart des Français assurent leur prêt auprès de la banque prêteuse. Pourtant, ce n'est pas toujours la solution la plus économique.

En effet, les organismes d'assurance ont une segmentation moins importante : par exemple, les assureurs alternatifs ont plutôt tendance à tarifer âge par âge alors que les contrats groupe vont plutôt segmenter par tranches d'âges.

Les banques, quant à elles, utilisent fortement la mutualisation. Ainsi, les bons risques, payant pour les moins bons, ont moins intérêt à rester assurés auprès de leur organisme de crédit.

En définitive, assurer son prêt dans un organisme alternatif ou plutôt spécialiste est généralement plus intéressant. De plus les banques prennent une commission et des marges importantes ce qui accentue l'écart de tarifs. Au vu de la longueur de la plupart des prêts et dans le contexte des taux bas, l'assurance représente une part non négligeable d'un budget ainsi, s'assurer à moindre coût permet d'augmenter son pouvoir d'achat.

Une fois l'assurance alternative choisie, signer le contrat puis le faire valider par la banque, suffit à valider ce changement. En plus de cela, la banque doit valider le nouveau contrat au cas où les garanties ne soient pas équivalentes. Le cas échéant, cela annule le contrat nouvellement signé. Par la suite résilier l'ancienne assurance suffit, que ce soit auprès de la banque ou ailleurs.

Ce point s'illustre avec quelques exemples tirés du *Rapport 2020, Bilan de l'assurance emprunteur*<sup>1</sup> :

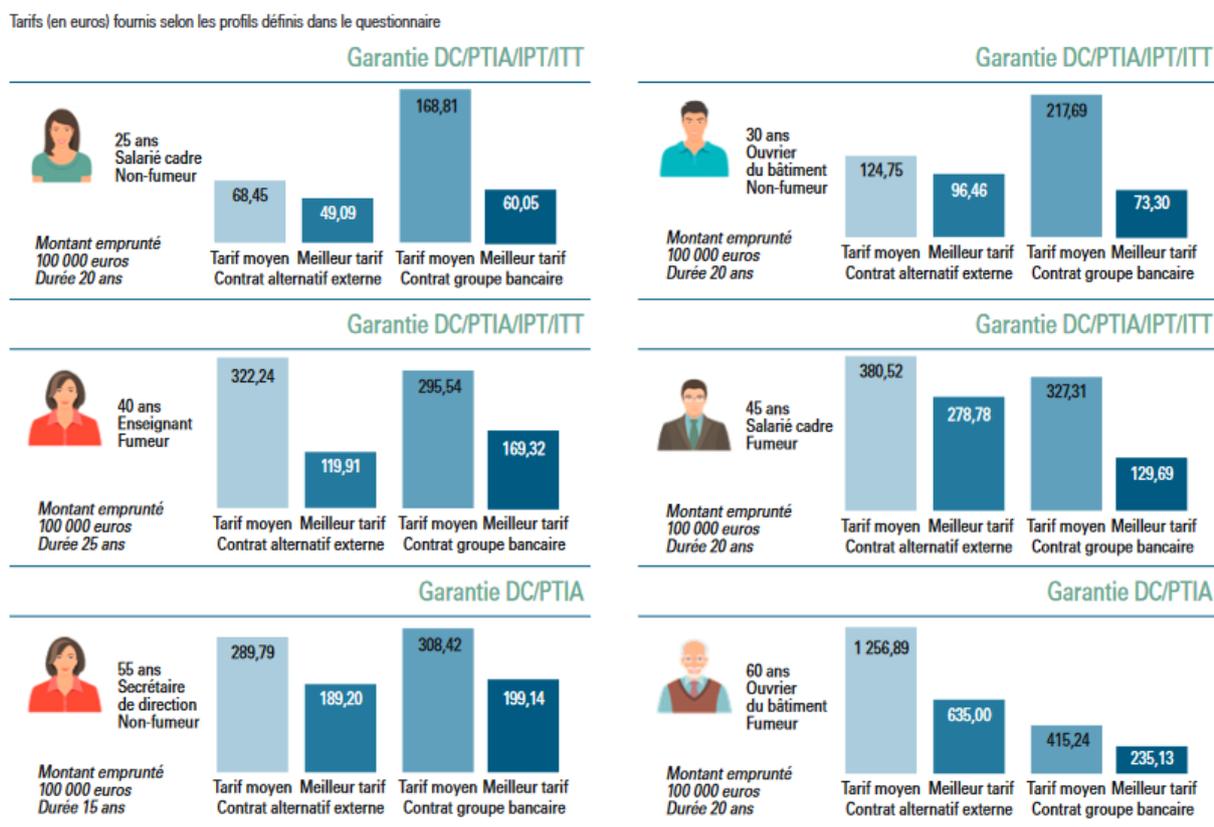


FIGURE 1.8 – Comparaison entre contrats groupes bancaires et alternatif selon différents types d'assurés

Cette étude présente autant de profils qui auraient intérêt à s'assurer en contrat groupe bancaire qu'en contrat alternatif. Ainsi, ce qui ressort de cette étude c'est que tous les profils n'ont pas intérêt à s'assurer auprès d'un assureur alternatif notamment les séniors fumeurs. En lien avec ce constat, pour les garanties arrêts de travail, et donc les profils plus jeunes, les assureurs alternatifs semblent plus compétitifs.

Toutes les personnes de l'étude qui sont non-fumeur ont plutôt intérêt à choisir une assurance alternative, ceci laisse penser que les établissements bancaires négligent ce critère. La catégorie socio-professionnelle semble être bien exploitée par les deux types d'assurance, de même que l'âge.

Notons également que certains profils peuvent trouver une bonne assurance chez les deux concurrents comme l'enseignant fumeur de 40 ans qui trouvera le meilleur tarif chez un assureur alternatif mais qui en moyenne aura un meilleur contrat auprès de sa banque.

D'après cette étude, les variables suivantes seraient discriminantes : l'âge, la catégorie socio-professionnelle, le fait de fumer ou non, le capital emprunté et la durée de l'emprunt.

1. CCSF, Actélior

## 1.4 Les différentes lois déjà en vigueur

Pour aider le consommateur dans ce changement d'assureur, plusieurs lois françaises aident les souscripteurs d'assurances emprunteur à gagner en pouvoir d'achat. Elles sont détaillées chronologiquement ci-après.

### ● La convention AERAS

La convention AERAS (s'Assurer et Emprunter avec un Risque Aggravé de Santé) de juillet 2006, entrée en vigueur en janvier 2007, a permis de faciliter l'accès à l'assurance et à l'emprunt des personnes ayant ou ayant eu un grave problème de santé. Pour ce faire, une réduction des majorations tarifaires pratiquées et une limite aux exclusions précédemment employées a été mis en place. Dans le cadre de l'assurance emprunteur, cette convention concerne uniquement les prêts immobiliers et professionnels.

Trois niveaux existent pour une étude de dossier :

- Niveau 1 : lorsque le prospect a un risque standard.
- Niveau 2 : lorsqu'une assurance de premier niveau est refusée ou proposée avec un certain niveau de majoration alors le prospect passe au niveau 2. À ce stade, le dossier est étudié avec des compléments possibles.
- Niveau 3 : lorsque le prospect a une grosse pathologie et que les études des niveaux 1 et 2 n'ont pas amené de solutions sans un excès de surprime, alors, sous conditions, la demande est amenée à un pool de réassureurs. Ils sont choisis par le bureau commun des assurances collectives (BCAC) et font partie des plus gros réassureurs du marché. Ce sont eux qui se positionnent quant à la suite du dossier.

Aucun prérequis n'est demandé pour les niveaux 1 et 2 néanmoins les conditions d'accès au niveau 3 sont les suivantes :

- o Avoir moins de 71 ans à l'échéance du prêt,
- o Si l'emprunt concerne la résidence principale alors il doit être inférieur à 320 000 € (hors prêt relais),
- o Pour les autres cas de prêt immobiliers et professionnels, alors les encours ne doivent pas excéder 320 000 €.

Uniquement 20 %<sup>1</sup> des dossiers de 3<sup>ème</sup> niveau sont assurés. Si aucune assurance n'est proposée à l'issue de ces études, alors le prospect devra trouver une alternative à l'assurance, comme la caution ou l'hypothèque.

La convention prévoit également, sous conditions de ressources, pour les assurés du niveau 3 d'écarter leurs surprimes. Ainsi la majoration des tarifs reste raisonnable pour l'assuré. Pour les prêts immobiliers à taux zéro, la majoration du tarif d'assurance est entièrement prise en charge par les réassureurs.

Dans le cadre de cette convention, la Garantie Invalidité Spécifique (GIS) se doit d'être proposée à toute personne ne pouvant pas souscrire à une garantie invalidité aux conditions standard. Elle se déclenche pour les seuils d'invalidité supérieurs à 70 %.

---

1. Source interne

## ● La loi Chatel

La loi Chatel, datant de janvier 2008, oblige la compagnie d'assurance à informer son client de l'approche de la date anniversaire de son contrat afin que l'assuré puisse, s'il le souhaite, y mettre fin.

Auparavant, le titulaire d'un contrat d'assurance devait, pour le résilier avant sa tacite reconduction, retrouver de lui-même la date d'effet de son contrat. Avec cette loi, l'assureur doit obligatoirement envoyer un courrier rappelant la date anniversaire du contrat au plus 3 mois et au moins 15 jours avant cette dernière. Si la banque ne respecte pas le délai de 15 jours avant la date anniversaire alors le souscripteur a de nouveau 20 jours pour résilier son assurance. Si la banque n'envoie pas de courrier rappelant la date anniversaire du contrat, alors l'assuré peut le résilier à tout moment.

Dans les faits, ce rappel est effectué dans les petites lignes d'un courrier envoyé à l'assuré.

## ● La loi Lagarde

Le 1er juillet 2010 la loi Lagarde prend effet et instaure la délégation d'assurance. Son but est de permettre aux contractants de prêts, prêts immobiliers mais aussi les prêts à la consommation, de choisir où assurer ces derniers, laissant le choix de s'assurer dans un organisme autre que celui de la banque prêteuse. L'intérêt de la délégation d'assurance est de permettre au consommateur de faire jouer la concurrence et ainsi d'augmenter son pouvoir d'achat.

Une condition est nécessaire avant de choisir le contrat d'assurance de prêt qui viendra remplacer celui proposé par la banque : l'équivalence des garanties entre les deux assurances est obligatoire. Dans le cas contraire, la banque peut refuser cet autre contrat d'assurance. Choisir un autre contrat d'assurance que celui proposé par la banque ne devra pas impacter le taux d'intérêt du prêt et ne devra pas ajouter de nouveaux frais.

Cependant, cette loi ne concerne que les prêts ayant une date d'effet postérieure au 1er juillet 2010 car elle ne concerne pas les consommateurs ayant déjà un prêt. Autrement dit, le choix de prendre un autre organisme assureur de prêt doit être fait avant de signer le prêt immobilier à la banque.

## ● La loi de séparation des activités bancaires

En 2013, la loi de séparation des activités bancaires apporte beaucoup de changements législatifs pour les banques. Concernant l'assurance emprunteur, cette loi encadre la procédure de souscription d'un prêt en imposant aux banques de répondre rapidement aux emprunteurs qui souhaitent s'assurer auprès d'une compagnie alternative. Elle interdit également aux banques d'augmenter leurs frais si les emprunteurs s'assurent chez un concurrent.

## ● La loi Hamon

La loi Hamon, applicable depuis le 26 juin 2014, vient intensifier l'impact de la loi Lagarde en permettant à l'assuré de changer d'assurance emprunteur jusqu'à 1 an après la signature du prêt. Cependant la banque doit être avertie un mois à l'avance.

## ● L'amendement Bourquin

La loi Sapin II, qui utilise l'amendement Bourquin, est entrée en vigueur le 1er janvier 2018. Cette loi permet à l'emprunteur de changer d'assurance chaque année à la date anniversaire de son prêt avec un préavis de 2 mois. La loi n'impacte que les contrats souscrits après le 22 février 2017. Pour les autres, la loi a été applicable en 2018.

La loi Sapin II ajoute, par rapport à la loi Chatel, concernant l'assurance emprunteur, la possibilité de changer d'organisme assureur sans qu'il y ait de tacite reconduction du contrat.

# 1.5 Les nouveautés apportées par la loi Lemoine

Cette loi a été promulguée le 17 février 2022 et est entrée en vigueur le 1er juin 2022 pour les nouveaux contrats et le 1er septembre pour les contrats en cours concernés.

## ● La fin de la sélection médicale

Pour les contrats couvrant des personnes physiques qui réalisent un emprunt immobilier (habitation et mixte) remboursés avant les **60 ans** des assurés et dont l'ensemble des encours des contrats de crédit ne dépasse pas les **200 000 €**, la sélection médicale sera supprimée.

Cette mesure ne concerne que les prêts immobiliers personnels. En effet, les prêts professionnels ne sont pas concernés, de même que les prêts à la consommation, qui ne sont pas touchés par cette nouvelle mesure.

Les assureurs sont désavantagés par rapport aux bancassureurs qui ont des informations médicales sur leurs clients. En effet, les questionnaires de santé dans le but d'accorder le prêt par la banque sont toujours en vigueur.

L'impact tarifaire de cette suppression du questionnaire médical sera probablement une hausse des prix des assurances par prudence face à un risque pour lequel les assureurs n'ont pas de table d'expérience sur laquelle se baser.

## ● Le recul du droit à l'oubli

Depuis le 1er mars 2022 et pour tous les prêteurs, le droit à l'oubli est passé de 10 ans à 5 ans. L'Hépatite C a été ajoutée à la liste des maladies faisant l'objet du droit à l'oubli.

Ainsi les personnes ayant fini leur protocole thérapeutique du Cancer et de l'Hépatite C depuis 5 ans ne sont plus tenues d'en informer leur assureur quel que soit l'âge de diagnostic de la maladie.

Durant l'été 2022, le gouvernement travaille sur d'autres axes d'amélioration et d'élargissement de cet aspect de la loi (ajout d'autres maladies notamment). Il rendra sa conclusion en septembre 2022.

## ● La résiliation infra-annuelle

Cette loi établit également la résiliation infra-annuelle des contrats emprunteurs concernant les achats immobiliers ou investissements immobiliers (habitation et mixte), c'est-à-dire que la résiliation devient possible à tout moment dans la vie du contrat d'assurance et sans aucun préavis. Cet aspect de la loi permet d'ouvrir davantage le marché.

La résiliation est à notifier par simple courrier, lettre recommandée, email ou recommandé électronique auprès de l'ancien assureur. Ce dernier a 10 jours pour se prononcer et doit objectiver en cas de refus.

Les impacts principaux de la résiliation infra-annuelle seront : une volatilité plus forte des stocks avec un risque de chute accrue et une opportunité notamment pour les assureurs alternatifs d'améliorer leur production en concrétisant des affaires en reprise.

## ● Objectifs de la loi

L'objectif de cette loi est de prôner l'égalité des chances dans l'achat immobilier en permettant aux emprunteurs de faire davantage jouer la concurrence à tout instant et de manière plus aisée. Elle permettra également aux mauvais risques d'avoir des prix plus avantageux car ces derniers seront moins détectés. De plus, elle permettra à certains profils d'obtenir un prêt, chose qui leur était jusqu'alors impossible car ces personnes ne trouvaient pas d'assurance voulant prendre le risque de les assurer.

## ● Critique de cette loi

Pour une personne ayant un risque non assurable aujourd'hui, cette loi va lui permettre un accès à la propriété et donc à moyen terme va augmenter son pouvoir d'achat. Mais comme dans tout progrès pour les uns, les autres en sont affectés aussi et les personnes qui avaient déjà la possibilité d'emprunter, autrement dit, les bons risques concernés par le périmètre de la loi, vont ressentir la hausse des prix due à l'élargissement de l'exposition aux risques et cela va faire baisser leur pouvoir d'achat.

Le délai accordé aux assureurs pour mettre en place les nouveaux tarifs sans sélection médicale de moins de 6 mois est relativement court. En effet, évaluer l'impact tarifaire de la sélection médicale et de sa suppression, sans historique de maintien et de chute des nouveaux profils est assez compliqué. Ainsi par prudence et par méconnaissance des risques, des marges

de prudence vont être ajoutées et les tarifs vont augmenter pour toute la classe de la population qui emprunte moins de 200 000 € avec un terme d'emprunt avant leurs 60 ans. De plus, la mise en place de cette loi demande des développements informatiques qui prennent du temps.

## 1.6 Le processus de sélection des risques

Le processus de sélection des risques est capital pour l'assureur. En effet, une segmentation doit être établie pour attirer les bons risques et éviter l'antisélection, mais également pour proposer le tarif le plus juste possible afin de garder un équilibre technique.

Différents types de risques existent : le risque médical, le risque lié à la pratique sportive, le risque lié à des séjours ou à une résidence à l'étranger et le risque professionnel. Ce processus de sélection est capital pour l'assureur car il permet d'exclure les risques non assurables et de majorer les prospects présentant un surrisque. Pour prendre en considération l'augmentation du risque de l'assuré, l'assureur peut ajouter des majorations tarifaires par rapport au tarif pratiqué de base. L'assureur peut aussi décider d'exclure certains sports ou certains pays ; il est alors proposé à l'assuré de racheter certaines de ces exclusions. Et enfin l'assureur a aussi le droit de refuser certaines garanties au prospect ou alors de refuser de l'assurer.

Afin de mieux connaître le risque encouru, notamment de santé, l'assureur va demander au prospect de remplir une déclaration des risques prenant souvent la forme d'un questionnaire personnel de santé. Chez April Santé Prévoyance, plusieurs approches sont possibles : la déclaration papier, la déclaration en télé-sélection (TS) ou encore l'e-sélection.

- TS : la sélection des risques se fait par téléphone avec un conseiller formé. L'algorithme sous-jacent s'adapte aux déclarations des prospects.
- e-sélection : la sélection se fait par internet et est totalement digitalisée. Le prospect n'a pas de conseiller pour l'aider dans cette démarche. Les questions s'ajustent en fonction des réponses fournies par le prospect pour tarifer au mieux. Ce mode de sélection est valable jusqu'à un certain point.
- papier : cette sélection papier concerne les anciens produits qui n'avaient pas les autres outils à disposition, et plus à la marge des produits avec de la mixité entre TS et e-sélection où les gestionnaires décident de faire passer l'affaire en papier.

Pour l'e-sélection, le prospect est en autonomie sur une plateforme virtuelle dédiée, et dès qu'il répond à une question qui entraînerait une augmentation du risque pris, ce dernier est redirigé vers un autre moyen de sélection avec des documents ou analyses complémentaires à fournir.

Cependant, le risque n'est pas lié uniquement à l'état de santé actuel et passé de l'assuré. Certaines de ses habitudes de vie et de ses caractéristiques sont aussi de très bons indicateurs du niveau de risque encouru.

# Chapitre 2

## Préparation des bases

Afin de proposer un tarif maîtrisé, les risques sous-jacents doivent être mesurés et quantifiés. Ainsi, la prime d'assurance des assurés dépend des caractéristiques du prêt mais également de différents paramètres tarifant concernant l'assuré lui-même. Ces variables peuvent concerner entre autres sa santé, sa catégorie socio-professionnelle (CSP), son âge ou son lieu de résidence.

Le but de ce mémoire est de pouvoir confirmer ou non nos intuitions concernant les corrélations entre les variables tarifantes et les impacts de ces dernières sur la sinistralité.

La finalité de cette étude va être de valider la démarche des business plan d'April Santé Prévoyance et la tarification qui en découle mais aussi d'étudier la sinistralité des différentes populations afin de voir si le mode de sélection est suffisamment efficace.

### 2.1 Les différentes variables à disposition

Pour tarifier convenablement la prime d'assurance, plusieurs informations sont accessibles par les assureurs mais toutes ne permettent pas d'expliquer la sinistralité des assurés. Certaines variables sont également corrélées entre elles, ce qui complique l'analyse.

Nous verrons par exemple plus loin que le montant assuré, qui permet d'évaluer le niveau de vie est une variable explicative de la sinistralité. Cependant, ce type de variable doit être étudié en lien avec le lieu de résidence de l'assuré. En effet, il a notamment été constaté que la sinistralité dans les grandes métropoles est moins importante que celle dans les villages ou villes de taille moyenne. Le but du présent document sera, dans le cadre de cet exemple, d'essayer de décorrélérer le fait que de nombreux assurés plutôt aisés se trouvent dans les grandes villes et ont donc un niveau de vie plus agréable, ce qui expliquerait aussi cette sous sinistralité. Finalement, l'enjeu est de débiaiser ces variables au maximum et de les étudier plus en détail.

Dans le cadre de cette étude, quatre bases de données sont créées à partir de celles à disposition. À l'intérieur de chacune, divers identifiants permettront de réaliser les jointures et de recueillir toutes les informations nécessaires. Deux bases distinctes vont être créées, une concernant les personnes ayant souscrit à la garantie décès et une autre avec les personnes ayant souscrit en plus à la garantie arrêt de travail.

Les bases à notre disposition et que nous allons remanier afin de croiser toutes les variables qui nous intéressent dans le cadre de ce mémoire sont listées ci-après.

La base des **affaires** comporte plusieurs variables qui sont importantes dans le cadre de notre étude :

- Code adhérent commun pour les prêts sur plusieurs têtes,
- Code personne unique par tête,
- Garantie DC, Garantie PTIA,
- Garantie IPT, Garantie ITT, Option Confort, variables uniquement renseignées lorsque les personnes ont souscrit la garantie arrêt de travail,
- Date de création,
- Nature du projet : affaire nouvelle ou reprise via les lois Hamon et Bourquin,
- Durée de l'emprunt,
- Quotité DC, Quotité AT,
- Fumeur.

La base des **assurés** qui contient toutes les informations le concernant :

- Date de naissance,
- Statut lié à la profession pour ensuite créer des catégories de profession,
- Code postal,
- Pays.

La base des **prêts** comporte plusieurs variables qui sont importantes dans le cadre de notre étude :

- Date d'effet,
- Date de fin,
- Durée d'emprunt initiale,
- Montant initial.

La base des **sinistres** comporte plusieurs variables qui sont intéressantes pour cette étude :

- Date d'effet du prêt,
- Garantie, afin de savoir si le sinistre se réfère à la garantie décès ou arrêt de travail,
- Date du sinistre,
- Date de clôture, qui n'est remplie qu'en cas d'arrêt de travail,
- Différentes informations sur le sinistre : Cause sinistre, Statut sinistre et Forme sinistre.

Pour finir, les codes postaux, conjointement à l'information du pays ont été retravaillés pour créer la variable zone géographique.

Voici un zonier présentant une représentation géographique par fréquence de personne, les zones ayant le numéro le plus élevé sont celles où la population est la plus dense.

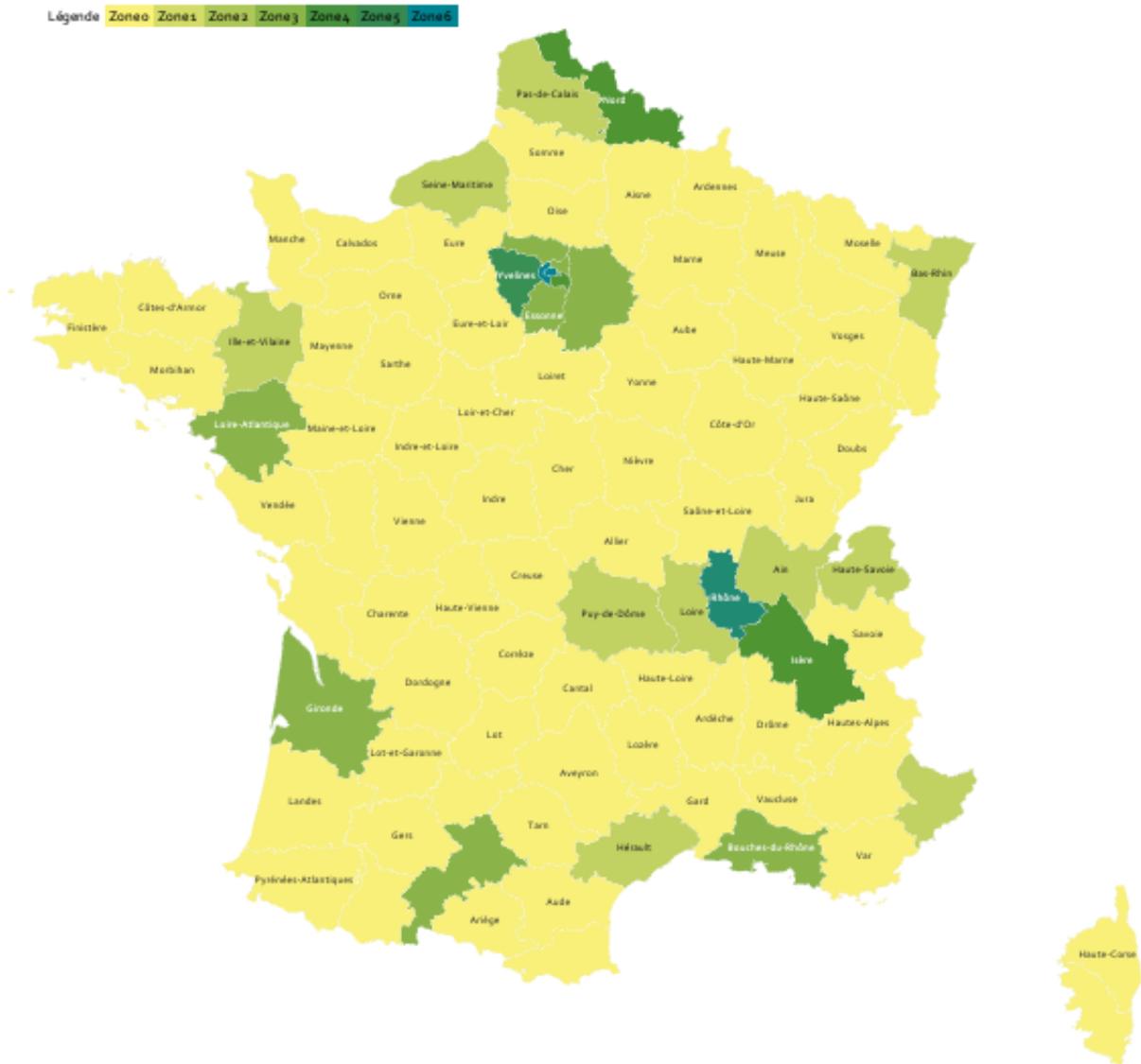


FIGURE 2.1 – Répartition des personnes assurées chez ASP en France

Les étrangers et les populations d'outre-mer se retrouvent en zone 0 avec les départements ayant le moins souscrit à une assurance de prêt April Santé Prévoyance.

Ainsi nous pouvons regrouper ou isoler l'Île de France (dont les codes postaux sélectionnés sont les suivants : 75, 77, 78, 91, 92, 93, 94 et 95), le département du Rhône et Isère (69, 38), le département de la Haute-Garonne (31), le département des Alpes-Maritimes et Bouches-du-Rhône (06, 13), le département du Nord (59) et enfin le département de la Gironde (33). Les pays étrangers et les DOM-TOM forment également deux autres groupes distincts, en effet il est intéressant de les laisser à part car leur sinistralité est supposée particulière même s'ils ne sont pas le public principalement visé par April Santé Prévoyance. Les autres départements de

France ont finalement été regroupés ensemble dans une catégorie nommée "Autres France".

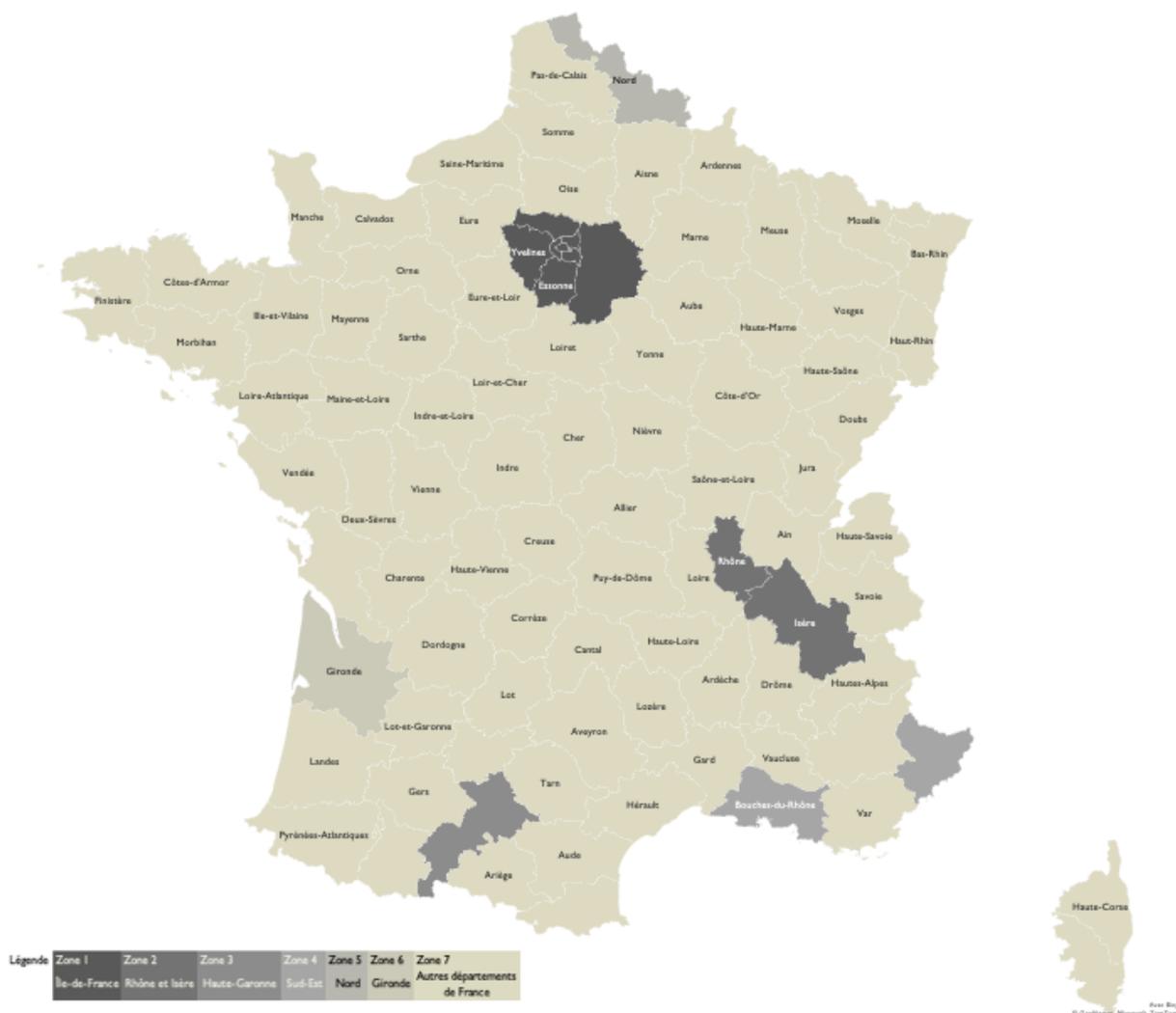


FIGURE 2.2 – Création des zones géographiques

Les autres caractéristiques assurés (l'âge à l'adhésion, le capital assuré, la durée d'emprunt initiale, l'information fumeur, le mode de sélection, la nature du projet et le statut professionnel) vont être pour l'instant conservées brutes afin de faire des tests d'impacts sur la sinistralité puis elles seront regroupées afin d'avoir plus de poids dans les modélisations.

Le but sera de trouver les variables qui impactent la sinistralité de l'assuré et dans quelle mesure.

## 2.2 Création des bases

Pour recueillir toutes les informations importantes, une concaténation des différentes variables évoquées ci-dessus a été nécessaire.

Pour ce faire, dans un premier temps la clé retenue afin d'avoir la jointure la plus juste possible a été une clé par personne. En effet, l'intérêt est de voir par personne le nombre de sinistres et leur durée tout en gardant à l'esprit que le but est de trouver les variables qui aggravent la sinistralité. Par la suite, pour étudier l'effet de la sélection médicale, une clé par dossier (code personne x code adhérent x date d'effet) sera utilisée. L'intérêt de cette maille moins précise sera de conserver l'information de la date d'effet car, jusqu'à présent, une sélection médicale, plus ou moins poussée, avait lieu à chaque nouvelle souscription.

La base des affaires, la base des prêts et la base des sinistres ont été mises en commun dans le but de créer quatre bases de données finales, deux pour la garantie décès avec les sinistres décès ou PTIA (BDDF 2 et 4) et deux pour la garantie arrêt de travail contenant les sinistres incapacités et invalidités (BDDF 1 et 3). Ces bases serviront d'origine à tous les travaux effectués dans ce mémoire. Ainsi, nous avons à disposition, pour chacune des études, une base pour chaque garantie : une base arrêt de travail (BDDF 1) et une base décès (BDDF 2) pour l'étude préliminaire de la segmentation avec la clé par personne. Et pour l'étude de la sélection médicale également une base arrêt de travail (BDDF 3) et une base décès (BDDF 4) avec une clé par affaire.

Il est important de noter également que les bases finales de l'étude par affaire servent d'abord à étudier la durée de l'effet de la sélection médicale via des tables de mortalité et d'entrée en arrêt de travail puis sont retravaillées pour supprimer les sinistres ayant eu lieu sous l'effet de la sélection médicale. Effectivement, ce qui nous intéresse ici est de voir la sinistralité sans cet effet afin de pouvoir anticiper au mieux les impacts de cette nouvelle loi.

### ● Les modes de sélection

Afin d'avoir la meilleure information possible concernant les modes de sélection, un travail de recherche et de mise en adéquation a été effectué sur des bases provenant des outils de gestion.

Plusieurs degrés de sélection entrent également en jeu (déclaration simple de l'état de santé, examens plus ou moins poussés...) mais ce n'est pas l'aspect sur lequel cette étude s'est intéressée au vu du contexte actuel de l'assurance emprunteur.

L'information "*Adhésion avec télé-sélection*" est remplie automatiquement par les plateformes d'enregistrements des contrats au moment de l'adhésion et c'est sur cette instruction que la variable mode de sélection se base. Ainsi pour les contrats ayant cette donnée de renseignée, leur mode de sélection sera défini comme la télé-sélection et concernant les autres contrats qui n'ont simplement pas d'information automatique de ce type rempli, leur mode de sélection sera défini comme e-sélection ou papier n'étant pas en mesure de faire la distinction.

## Le retraitement des prêts et des sinistres

Certains prêts, de même que certains sinistres, peuvent être déclarés alors qu'un contrat, respectivement un sinistre, était déjà en cours.

Pour l'étude préliminaire, afin d'avoir qu'une seule ligne par code personne, un biais a été contourné : pour les personnes avec plusieurs prêts, la date de fin la plus récente et la date d'effet la plus ancienne ont été retenues, comme présenté dans le schéma suivant en *CAS 1*. Certaines personnes ont certes contracté des prêts disjoints mais cela ne représente que 2 % du portefeuille et, dans le temps imparti, l'étude n'a pas été affinée plus loin étant donné la part impactée.

Pour l'étude de la sélection médicale, qui sera illustrée en *CAS 2*, toutes les dates d'effets sont importantes, puisqu'à chaque nouveau contrat, une nouvelle étude de sélection médicale a lieu. Ainsi, dans le cas où plusieurs contrats courent sur la même période, ces prêts peuvent alors être imbriqués l'un dans l'autre ou se chevaucher.

Pour pallier cela, des macros SAS ont été itérées à plusieurs reprises, réalisant dans cet ordre précis :

1. Des tris décroissants par date de fin de sinistre, puis croissants par date d'effet,
2. Puis des comparaisons ligne à ligne en forçant la date de fin au maximum des dates de fin entre la ligne précédente et celle étudiée.

Si les contrats sont imbriqués, comme représenté par les prêts 2 et 3 de l'exemple, imbriqués dans le prêt 1, il faut traiter d'abord les contrats 1 et 3 en allongeant la date de fin de contrat du contrat 3 à la date de fin de celui finissant le plus tard dans le temps (ici le contrat 1) et en modifiant la date de fin du contrat 1 à la date d'effet du contrat le plus récent, en l'occurrence le 3. En réitérant le processus, nous avons tenu compte d'un éventuel autre prêt qui commencerait sur cette même période (prêt 2).

Si les contrats se chevauchent, comme les contrats 1 et 4, alors il faut encore une fois tronquer la date de fin du contrat le plus ancien à la date d'effet du plus récent et prendre ensuite le maximum des deux dates de fin.

La frise chronologique des prêts fournie ci-dessous permet de visualiser cela :

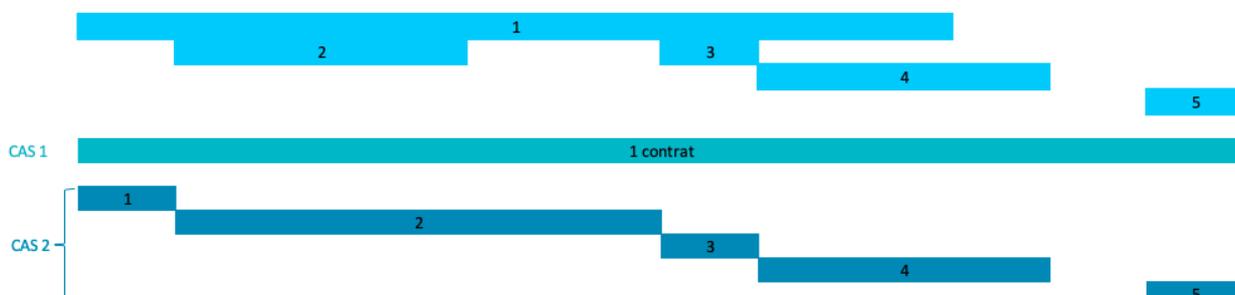


FIGURE 2.3 – Exemple visuel de plusieurs contrats problématiques

Les deux études vont traiter de la même manière les sinistres se chevauchant ou étant imbriqués. Sur la partie de la sélection médicale, les prêts sont travaillés plus en détail et c'est pourquoi l'information de la date exacte du sinistre doit être conservée. Pour réaliser cela, une jointure entre la base initiale des informations de sinistres et la base des sinistres retravaillés a été réalisée.

Lors du retraitement des sinistres, un compteur est mis en place afin d'avoir par personne le nombre de sinistres déclarés, notamment pour l'étude préliminaire de la segmentation où nous avons une ligne par personne.

Les sinistres vont donc être triés et puis nous ne conserverons que les dates extrêmes afin de n'avoir qu'une ligne par sinistre se chevauchant ou étant imbriqué. Évidemment si une personne a des sinistres distincts nous gardons plusieurs lignes.

Ci-dessous est présenté un exemple de retraitement de sinistres imbriqués et se chevauchant :

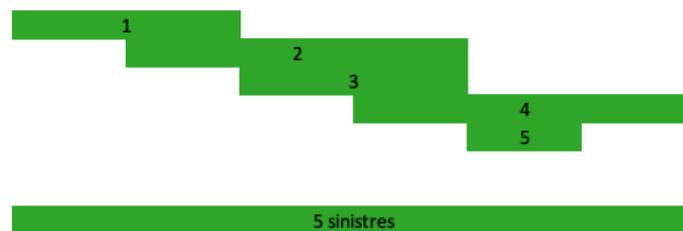


FIGURE 2.4 – Exemple visuel de plusieurs sinistres se chevauchant

## ● L'exposition

Une fois ces ajustements effectués, le calcul de l'exposition aux risques a lieu. L'exposition représente la durée de toute période où l'assuré est couvert et exposé au risque. Ainsi s'il a déjà déclaré un sinistre il n'est plus exposé, le risque étudié ayant eu lieu. Pour le risque lié à la garantie décès, s'il y a un sinistre décès durant la période de couverture alors le calcul était le suivant :  $\min(\text{date de sinistre}, \text{date de fin}) - \text{date d'effet}$ . Sans décès recensé l'exposition revient à  $\text{date de fin} - \text{date d'effet}$ . Les jours d'arrêt de travail ne sont pas supprimés de l'exposition des bases étudiant le risque décès puisqu'il ne s'agit pas du même risque étudié. Pour la garantie arrêt de travail il a fallu compter le nombre de jours d'arrêts de travail sous couverture, sans les doubler dans le cas où plusieurs sinistres étaient déclarés.

Les exemples ci-dessous retracent tous les cas de figure. Ils ont été étudiés et vérifiés en détail à la fin de l'élaboration des bases pour s'assurer de la justesse de l'étude. Il s'agit de frises chronologiques des contrats et sinistres. La toute première représentation en bleu clair montre les informations brutes obtenues dans les fichiers en entrée, en-dessous de ce premier état des lieux se trouvent les informations des contrats et des sinistres retravaillés. Les sinistres sont de couleur vert foncé. L'exposition en arrêt de travail est la partie non sinistrée et donc non hachurée de vert. Le nombre de sinistres par contrat a également été inscrit en-dessous des frises des cas 1 et 2 qui seront les sorties finales des bases retraitées.

Le cas 1 représente le cas où l'étude est faite par personne, en prenant pour exposition la date de fin la plus récente et la date d'effet la plus ancienne.

Le *cas 2* représente la seconde étude, par affaire. Afin de bien étudier la sélection médicale, toute nouvelle affaire, même si elle arrive en cours d'une autre affaire, crée une nouvelle ligne pour l'assuré afin d'avoir la date de sélection médicale la plus récente. Cette réflexion doublera certains sinistres si l'assuré souscrit un nouveau contrat alors qu'il était déjà couvert et sinistré. Cependant ces cas sont à la marge.

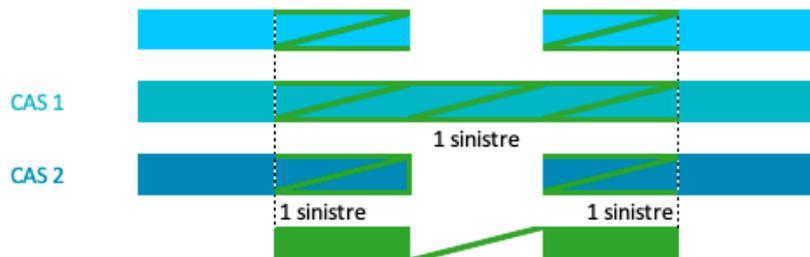


FIGURE 2.5 – Exemple de l'exposition avec deux contrats disjoints

Concernant le *cas 1*, le contrat a été allongé et il n'est pas possible de savoir ce qu'il s'est réellement passé durant la période centrale, notamment si l'assuré s'est remis à travailler et à de nouveau déclarer un sinistre, par exemple. C'est un biais dont nous avons conscience mais qui est limité à uniquement 2 % du portefeuille. Ici pour le *cas 2*, deux sinistres seront enregistrés alors qu'en réalité il s'agit d'un seul et même sinistre connu grâce aux dates de sinistres enregistrées dans la base. Encore une fois, impossible de savoir ce qu'il s'est passé pendant la période blanche. Cependant pour le cas 2, cette manière de compter les sinistres en retraitant des prêts peut augmenter le nombre de sinistres comme nous allons le voir dans l'exemple suivant.

Nous ajoutons donc une période d'exposition - ou non si, comme dans l'exemple, un sinistre est en cours pendant cette période d'absence d'information - fictive qui n'existe pas du point de vue des assureurs.

Ici nous avons repris l'exemple initial en ajoutant des sinistres distincts afin de voir tous les retraitements effectués en un seul schéma :

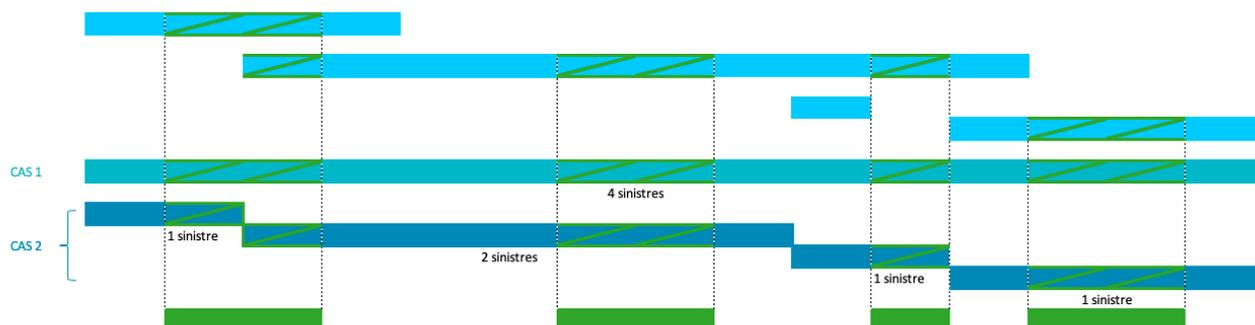


FIGURE 2.6 – Exemple de l'exposition avec des sinistres distincts

Dans ce cas, il est clairement représenté le fait que pour le *cas 2*, à chaque nouvelle date

d'effet, un nouveau contrat est fictivement, ou non, créé. Cela montre aussi l'écart que nous pouvons créer en termes de nombre de sinistres.

Pour finir, ce dernier cas de figure regroupe les deux aspects précédents et les spécificités à prendre en compte notamment le fait d'avoir plusieurs sinistres se chevauchant, même si dans les faits ces cas sont marginaux.

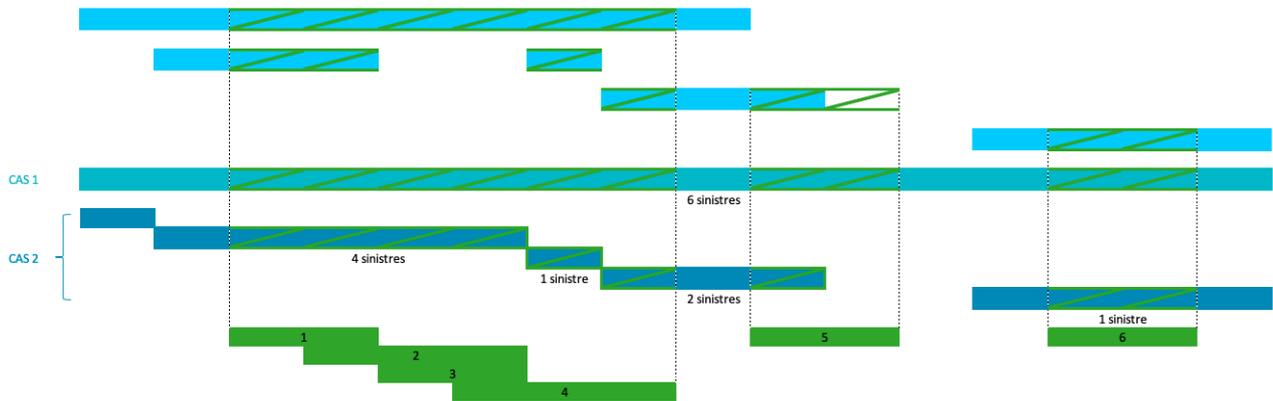


FIGURE 2.7 – Exemple de l'exposition avec des sinistres se chevauchant

Le calcul qui a été fait pour obtenir l'exposition pour la garantie arrêt de travail est le suivant :  $date\ de\ fin - date\ d'effet - (nombre\ de\ jours\ sinistrés\ distincts)$  où le *nombre de jours sinistrés distincts* a été obtenu après retraitement. Le but de ce dernier est de conserver une ligne par sinistre se chevauchant en gardant la date minimale de sinistre et maximale de fin, et ensuite de calculer le nombre de jours en arrêt de travail de la manière suivante :  $date\ fin\ du\ sinistre - date\ début\ sinistre$  puis en sommant par code personne.

## 2.3 Processus de validation

Tout au long de l'élaboration des différentes bases de données, des vérifications ont été mises en place afin de confirmer que des doublons n'avaient pas été créés avec les nombreuses jointures effectuées. Le nombre de lignes est cohérent pour les bases finales sur lesquelles vont porter les études.

Une vérification du code a été effectuée en prenant pour origine des bases construites à la main pour vérifier l'exposition. Un jeu sur certains contrats qui auraient pris uniquement la garantie arrêt de travail a également été réalisé, même si dans les faits ces cas ne devraient pas exister. Ces vérifications se trouvent en annexe A.

La base de télé-sélection a été validée en la comparant à une base fournie par les data scientists ayant également accès à cette information via un autre outil.

Une comparaison avec les informations provenant des fiches de chacun des produits a été effectuée pour vérifier l'ordre de grandeur des données.

Les résultats de toutes ces vérifications étaient favorables à la poursuite de l'étude.

Des contrôles de robustesse ont également été mis en place afin de s'assurer que les données étaient exploitables pour l'étude, ils se sont également avérés favorables à la poursuite de l'étude.

# Chapitre 3

## La théorie des méthodes utilisées par la suite

Dans cette partie nous allons voir la théorie de chacune des méthodes mises en œuvre dans ce mémoire afin d'étudier l'impact de la segmentation dans les tarifs et celui de la sélection médicale. Nous commençons par les estimateurs de Hoem, qui ont été utilisés dans le cadre de l'approximation de la durée de la sélection médicale, puis les deux tests de corrélation monotone et linéaire de Spearman et Pearson pour une étude préliminaire des corrélations entre les variables, enfin les modélisations des régressions linéaires ainsi que les modèles linéaires généralisés (GLM) afin d'étudier les dépendances entre la sinistralité et les caractéristiques des assurés.

### 3.1 L'estimateur des moments de Hoem

Avant de développer sur le fonctionnement de cet estimateur, il faut présenter deux notions qui sont prises en charge par cet estimateur : la censure et la troncature. En effet, les données ne sont pas toujours complètes notamment sur toute la durée de l'observation. Les estimateurs de Hoem nous permettent de contourner ce biais d'information tout en regardant, à un âge donné, le taux de déclaration d'un sinistre pendant la  $n^{\text{ème}}$  année d'ancienneté alors que, la plupart du temps, l'anniversaire d'un contrat ne coïncide pas avec celui de l'assuré.

● **Censure** : Si la déclaration d'un sinistre se fait avant ou après le début de l'observation, alors nous parlons de censure gauche, respectivement de censure droite.

● **Troncature** : Nous pouvons parler de troncature droite, respectivement gauche, si l'assuré n'entre dans l'étude qu'après un certain laps de temps, respectivement s'il part avant la fin de l'étude.

Illustrons les termes de censure et troncature par un schéma :

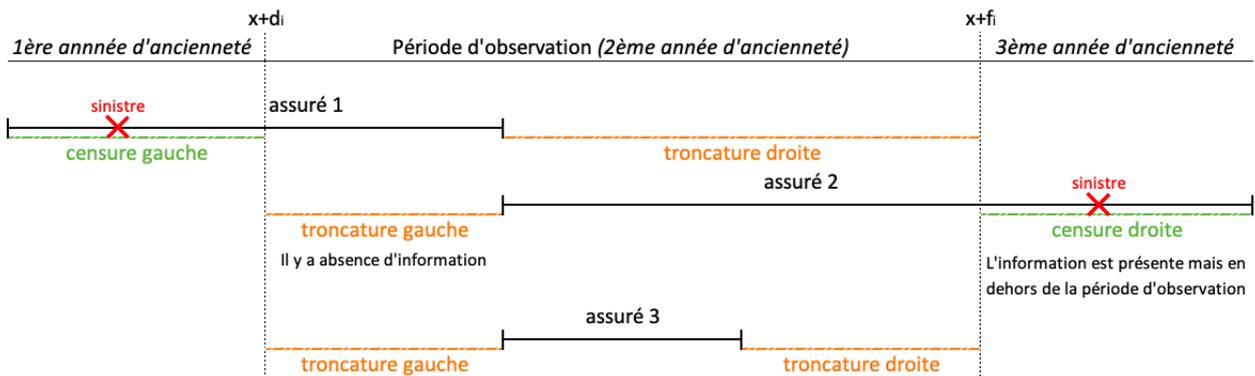


FIGURE 3.1 – Explication schématique de la censure et de la troncature

Remarquons également que la censure gauche ne fonctionne que pour les arrêts de travail bien entendu. La période d'observation de notre étude ne permet pas non plus d'avoir des troncatures gauches.

### Le calcul des estimateurs de Hoem

C'est l'estimateur de Hoem qui a été utilisé afin de calculer l'effet de la sélection médicale. Ce modèle a été implémenté par les équipes d'April Santé Prévoyance en amont de la réalisation de ce mémoire et a été utilisé dans le cadre de celui-ci. Nous allons présenter le fonctionnement de cet estimateur dans le présent paragraphe.

Il existe deux classes d'estimateurs : paramétrique ou non-paramétrique, l'estimateur de Hoem fait partie des estimateurs paramétriques. Les actuaires de l'équipe avaient songé à utiliser les estimateurs de Kaplan-Meier mais les avaient trouvés inadaptés à cette application. Ces estimateurs avaient l'avantage, quant à eux, d'être non-paramétriques.

Le principe de l'estimateur de Hoem est d'estimer le taux d'entrée en arrêt de travail, ou le taux de mortalité, autrement dit, le risque de déclarer un sinistre, tout en tenant compte des éléments de censure et troncature que nous avons détaillé plus haut. Cet estimateur permet, sur une période de temps donnée  $[x; x + 1]$  durant laquelle l'assuré a  $x$  ans, de calculer la probabilité de déclarer un sinistre sur un nouveau segment  $[d_i; f_i]$ , appelé la période d'observation qui est incluse dans  $[x; x + 1]$  et qui sera dans notre cas, les différentes années d'ancienneté. En analysant le passage de l'assuré d'un état sain à un état d'incapacité ou d'invalidité de travailler ou à un état plus dégradé pour le risque décès et PTIA, seules les périodes d'exposition et d'indemnisation pour l'assureur sont ainsi conservées par cette méthode. Dans le cadre du présent document, l'âge de l'assuré a été mis de côté a posteriori, pour l'exploitation des résultats afin d'avoir un nombre d'observations augmenté et donc une robustesse plus élevée, notamment pour regarder l'impact de la sélection médicale selon le mode de sélection des risques. Nous aurions pu conserver cette information et supprimer au cas par cas les sinistres en fonction de l'âge des assurés des bases mais dans le temps imparti nous avons fait le choix de tronquer les

sinistres à partir d'une certaine ancienneté identique pour tous les âges.

Considérons les variables aléatoires indépendantes  $X_{i \in [0;N]}$ , rattachées à l'âge  $x$  et qui valent 1 si l'individu  $i$  est sinistré et 0 sinon, c'est-à-dire qu'elles suivent une loi de Bernoulli de paramètre  $f_{i-d_i} q_{x+d_i}$  représentant la probabilité de déclarer un sinistre sur la période d'observation qui est  $[x+d_i; x+f_i]$ , connaissant son état valide au temps  $x+d_i$ . Posons également  $s_x = \sum_{i=1}^N S_i$  qui comptabilise le nombre de sinistres à l'âge  $x$  pour un panel de  $N$  assurés.

Nous avons  $\mathbb{E}[X_i] = f_{i-d_i} q_{x+d_i}$  par les simples propriétés de la loi de Bernoulli.

Simplifions l'expression de l'espérance :

En supposant que le taux de mortalité, ici assimilé à un taux de chute de l'assuré lors de l'observation par réalisation du risque étudié, soit linéaire tel que  ${}_tq_n = at + b$ , où  $n$  est le début de l'observation et  $t \in [0; 1]$ .

Pour  $t=0$ , les propriétés des taux de mortalité nous donnent  ${}_0q_n = 0 = b$ ,

Pour  $t=1$ , nous avons  ${}_1q_n = q_n = a + b = a$ ,

En combinant les deux, nous obtenons donc  ${}_tq_n = at = t \times q_n$ .

Finalement, en utilisant l'approximation suivante  $f_{i-d_i} q_{x+d_i} \approx_{d_i} p_x - f_i p_x$  qui stipule que la probabilité de mourir (déclarer un sinistre et donc de chuter) entre les temps  $[x+d_i; x+f_i]$  est la même que la probabilité de survivre entre les temps  $[x; x+d_i]$  moins celle de survivre entre les temps  $[x; x+f_i]$ , nous obtenons

$$f_{i-d_i} q_{x+d_i} \approx_{d_i} p_x - f_i p_x = (1 - d_i q_x) - (1 - f_i q_x) = f_i q_x - d_i q_x = f_i \times q_x - d_i \times q_x = (f_i - d_i) \times q_x$$

Nous avons ainsi :  $\mathbb{E}[S_i] \approx (f_i - d_i) \times q_x$ .

En prenant  $Y_i = \frac{X_i}{(f_i - d_i)}$ , également indépendantes car  $X_i$  l'était, alors  $\mathbb{E}[Y_i] = \frac{\mathbb{E}[X_i]}{(f_i - d_i)} \approx q_x$ .

En utilisant la loi des grands nombres, nous obtenons enfin l'estimateur de Hoem :

$$\hat{q}_x = \frac{s_x}{\sum_{i=1}^N (f_i - d_i)}$$

L'estimateur de Hoem est donc sans biais.

## 3.2 Corrélation de Spearman

L'indicateur de Spearman utilise les rangs des observations et permet d'obtenir une corrélation non paramétrique basée sur la monotonie. En définitive, ce coefficient permet de regarder l'évolution des données les unes à la suite des autres et de vérifier leur infériorité ou supériorité respective. L'ordre est important ici, contrairement à l'écart relatif des variables les unes par rapport aux autres qui est laissé de côté lors de cette étude ; cette information interviendra lors de l'étude de Pearson que nous détaillerons par la suite.

Pour une variable binaire telle que la variable fumeur, uniquement deux valeurs de rangs seront définies, plus ou moins élevées et éloignées selon le nombre de chaque observation. Le fait

de n'avoir que deux niveaux, ou dans une moindre mesure peu de niveaux, complexifie l'analyse de corrélation avec une analyse de Spearman. Cependant lorsqu'une corrélation se dégage, alors qu'il y a peu de niveaux, elle en est d'autant plus forte. À l'inverse, le fait de ne pas trouver de corrélation ne signifie pas que les variables sont totalement indépendantes car il y a trop peu de nuance pour pouvoir trouver une corrélation. Le coefficient de Spearman n'est pas adapté à des variables binaires mais plutôt à des variables ordinales.

Pour deux variables  $X = (x_i)_{i=\llbracket 1:n \rrbracket}$  et  $Y = (y_i)_{i=\llbracket 1:n \rrbracket}$  qui seraient dans le cadre de notre étude, par exemple l'âge et le capital assuré, leurs rangs vont être donnés par  $R_i$  qui est le rang de  $x_i$  et  $S_i$  celui de  $y_i$ . De plus,  $\bar{R}$  et  $\bar{S}$  sont les moyennes des valeurs des rangs de  $R_i$  et  $S_i$  respectivement.

Le coefficient de corrélation de Spearman entre les jeux de données X et Y,  $\theta_{XY}$  s'obtient grâce à la formule ci-dessous :

$$\theta_{XY} = \frac{\sum_i ((R_i - \bar{R})(S_i - \bar{S}))}{\sqrt{\sum_i (R_i - \bar{R})^2 \sum_i (S_i - \bar{S})^2}}$$

Plus  $\theta_{XY}$  est proche de 1, plus les deux variables X et Y auront le même profil de monotonie. Si le coefficient de Spearman tend vers -1 alors les variables auront des profils de monotonie qui tendent à s'opposer. Pour un  $\theta_{XY}$  aux alentours de 0, aucune corrélation de monotonie n'est à recenser et les variables seront indépendantes.

Exemple :

Soient trois suites pouvant s'apparenter à l'âge avec la suite X et le montant assuré avec les suites Y et Z.

Nous avons ordonné par âge croissant afin que ce soit visuellement plus parlant.

X	Y	Z
18	35 000	35 000
20	100 000	40 000
22	60 000	45 000
25	150 000	55 000
32	22 000	46 000
33	1 000 000	800 000
40	1 200 000	850 000
42	1 250 000	880 000
45	80 000	1 000 000
50	250 000	1 200 000

TABLE 3.1 – Exemple 1 - Spearman

Les rangs sont les suivants :

- Rangs de X = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10,
- Rangs de Y = 2, 5, 3, 6, 1, 8, 9, 10, 4, 7,
- Rangs de Z = 1, 2, 3, 5, 4, 6, 7, 8, 9, 10.

Les moyennes des rangs sont toutes égales à 5,5, effectivement nous n'avons pas ici de valeurs en double.

Les coefficients de Spearman sont  $\theta_{XY} = 0,54$  et  $\theta_{XZ} = 0,99$ . Ainsi la corrélation entre X et Z paraît élevée pourtant il est clair que l'écart est considérable entre la personne de 32 ans et celle de 33 ans qui assurent respectivement 46 000 € et 800 000 €. Nous étudierons de nouveau cette corrélation avec la méthode de Pearson et verrons cette fois-là que la corrélation est moins évidente. Cependant dans le cadre de cette étude, étant donné que nous avons un nombre conséquent d'observations, cet effet est moins visible que pour notre exemple.

Sous SAS nous avons utilisé le programme *PROC CORR* en précisant en option que nous voulions une corrélation de Spearman.

### 3.3 Corrélation de Pearson

Cet indicateur permet d'ajouter une information de poids sur les variables, par ailleurs, il ajoute la notion de linéarité. Ainsi l'écart entre les variables, s'il suit une relation de proportionnalité, renforcera le coefficient de Pearson.

Reprenons nos deux variables  $X = (x_i)_{i=\llbracket 1:n \rrbracket}$  et  $Y = (y_i)_{i=\llbracket 1:n \rrbracket}$  représentant toujours, par exemple, l'âge et le capital assuré.

La formule pour obtenir les coefficients de corrélation de Pearson entre les suites X et Y est donnée par  $r_{xy}$  :

$$r_{xy} = \frac{\sum_i w_i (x_i - \bar{x}_w)(y_i - \bar{y}_w)}{\sqrt{\sum_i w_i (x_i - \bar{x}_w)^2 \sum_i w_i (y_i - \bar{y}_w)^2}}$$

Où  $w_i$  est le poids affecté aux variables, dans notre cas nous prendrons l'exposition au risque, et  $\bar{x}_w$  et  $\bar{y}_w$  les moyennes des  $x_i$  et  $y_i$  pondérées par ces  $w_i$ .

En reprenant l'exemple précédent, avec un poids de 1 et avec les mêmes suites X, Y et Z, les moyennes sont respectivement de 32,7 ans, 414 700 € et 495 100 €. Ainsi, les coefficients obtenus sont les suivants :  $r_{xy}=0,43$  et  $r_{xz}=0,93$ .

Ils sont tous les deux moins élevés que les coefficients de Spearman, en effet les liens entre les variables X et Y et X et Z sont plus monotones que linéaires. En effet, nous avons vu que l'écart entre la personne de 32 ans et celle de 33 ans était rigoureusement monotone mais trop élevé par rapport aux écarts entre les autres personnes.

L'information obtenue avec Pearson est donc plus fine et vient compléter celle obtenue avec Spearman.

Si maintenant l'exposition vient pondérer nos suites comme suit :  $expo = (1, 2, 10, 8, 5, 8, 15, 7, 3, 1)$  alors les moyennes deviennent  $\bar{x}_w = 38,6$  ans,  $\bar{y}_w = 637 750$  € et  $\bar{z}_w = 757 333,3$  €. Et les coefficients de Pearson deviennent :  $r_{xy}=0,10$  et  $r_{xz}=0,90$ .

Ajoutons deux nouvelles suites de variables pour bien saisir l'aspect de linéarité ajouté par Pearson :

X	L	I
18	35 000	35 000
20	37 000	37 000
22	39 000	39 000
25	42 000	42 000
32	49 000	49 000
33	50 000	50 000
40	57 000	- 57 000
42	59 000	- 59 000
45	62 000	- 62 000
50	67 000	- 67 000

TABLE 3.2 – Exemple 2 - Pearson

Les coefficients de Spearman avec ces deux nouvelles listes valent  $\theta_{XL} = 1$  et  $\theta_{XI} = -0,58$  alors que les coefficients de Pearson sont de  $r_{XL} = 1$  et  $r_{XI} = -0,85$ . Il est ici clair que pour Pearson, les suites X et I sont malgré tout liées tandis que pour Spearman elles ne le sont pas autant.

Ainsi pouvoir comparer les deux indicateurs reste primordial pour pouvoir nuancer nos propos.

Sous SAS nous avons réalisé une *PROC CORR* sans préciser d'option puisque c'est la corrélation de Pearson qui est générée automatiquement.

### 3.4 Les régressions linéaires

Le but d'une régression linéaire est de savoir quels sont les paramètres expliquant la variable sur laquelle porte l'étude.

Le modèle est le suivant :  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1_i} + X_{2_i} + \dots X_{k_i} + \epsilon_i$ . Nous modélisons, dans le cadre de ce mémoire, l'occurrence d'un sinistre, modélisé par la variable  $Y$ , selon les différents paramètres testés, tels que l'âge, les montants assurés, ..., qui sont les  $X_1, X_2, \dots, X_k$ .  $\epsilon$  représente les erreurs du modèle.

Plusieurs informations sont utiles lors de la réalisation d'une régression : le coefficient de détermination  $R^2$ , la statistique de Fisher  $F$  et les différentes p-values associées à chacun des paramètres testés.

### 3.4.1 Les coefficients de détermination $R^2$ et $\bar{R}^2$

Le coefficient de détermination, permet d'évaluer la performance du modèle. Compris entre 0 et 1, il représente le pourcentage expliqué par le modèle.

La formule d'obtention du  $R^2$  est la suivante :

$$R^2 = \frac{SCE}{SCT}$$

Où SCE est la somme des carrés expliqués par le modèle tel que  $SCE = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$  et SCT la somme des carrés totale définie par  $SCT = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ , avec n la taille de l'échantillon.

Les variables dotées d'un chapeau sont celles qui ont été estimées par le modèle et celles dotées d'une barre représentent la moyenne.

Le  $\bar{R}^2$  est le coefficient  $R^2$  ajusté. Il se calcule de la manière suivante :

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-p-1} * \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}$$

Le coefficient de détermination ajusté  $\bar{R}^2$  est utilisé lorsqu'un grand nombre de variables sont étudiées en même temps dans une modélisation.

### 3.4.2 Le F de Fisher

Le test de Fisher global permet de savoir si tous les coefficients associés aux paramètres du modèle testé sont nuls simultanément ou si au moins un de ces paramètres est significatif.

La statistique de Fisher est donnée par :

$$F = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 - \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2} * \frac{n-p-1}{p} = \frac{SCE}{SCR} * \frac{n-p-1}{p}$$

Où SCR est la somme des carrés des résidus tel que  $SCR = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$ , avec n la taille de l'échantillon et p le nombre de variables explicatives choisies dans le modèle testé.

En effet, le modèle peut aussi s'écrire sous cette forme :  $Y_i = \hat{Y}_i + \hat{\epsilon}_i$ .

Il est nécessaire d'avoir  $F \sim F_{p,n-p-1}$  pour que l'hypothèse soit vérifiée, avec  $F_{p,n-p-1}$  le coefficient de référence obtenu dans une table de Fisher.

### 3.4.3 Les p-values

Pour qu'une variable ait un impact significatif sur la donnée expliquée, il est nécessaire que sa p-value soit inférieure à 0,05. Un autre moyen de vérifier la significativité d'un paramètre est de s'assurer que 0 n'appartient pas à l'intervalle de confiance dans lequel se trouve l'estimation de la variable en question. Dans le cas où la variable est non significative, il faut l'écartier de la suite de l'étude.

### 3.4.4 L'application avec SAS

Sous SAS, pour effectuer une régression linéaire, nous avons utilisé la fonction *PROC REG*. Afin de savoir si la statistique de Fisher est convenable et si l'hypothèse de nullité simultanée de tous les coefficients du modèle est rejetée ou non, il suffit de regarder si la p-value associée à la valeur de  $F$  est inférieure ou non à 0,05. Si la valeur est bien inférieure à 0,05 alors le test est concluant : au moins un coefficient est non nul et une variable au moins explique le modèle.

## 3.5 Les Modèles Linéaires Généralisés (GLM)

Les GLM sont basés sur la méthode des régressions linéaires tout en ajoutant une dimension statistique avec une loi de probabilité et une fonction lien. De plus, les paramètres étudiés ne sont pas uniquement des variables telles que l'âge ou le montant assuré mais des sous-catégories, que nous appellerons modalités de variables, comme les personnes âgées de 30 à 40 ans ou des catégories socio-professionnelles par exemple.

De la même manière que pour les régressions linéaires classiques, ce modèle permet de prédire une variable à partir de différents paramètres significatifs. Cependant ici, un profil de référence doit être établi afin de pouvoir se rapporter à ce dernier et évaluer l'impact de la modalité qui est en train d'être étudiée. Nous allons étudier les paramètres un à un afin de bien évaluer l'impact de chacune des variables en connaissant les autres déjà étudiées en amont. Ainsi nous allons pouvoir proposer une étude des variables qui sera la plus débiaisée possible.

Dans le cadre de notre étude, la variable qui nous intéresse et par rapport à laquelle nous voulons étudier l'impact des différents paramètres, sera toujours la probabilité d'occurrence d'un sinistre.

Le modèle GLM s'écrit de la même manière que celui de la régression linéaire classique :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} + \epsilon_j$$

Il va prédire des estimations de betas distincts selon les différentes modalités de variables et il conviendra à l'opérateur de faire le calcul afin de trouver l'estimation du  $Y_i$  cherchée. Dans le cadre de cette étude c'est l'impact des variables sur la sinistralité qui va nous intéresser. Autrement dit  $Y_i$  représente la sinistralité.

Lorsqu'un modèle GLM est appliqué il convient de choisir la loi : Poisson, Gamma, Exponentielle, Normale, Log-Normale... Et la fonction lien : identité, logarithme, exponentielle... qui dépend de la loi établie.

Par exemple, la loi de Poisson est utilisée pour modéliser une variable de comptage, implémentée avec une fonction lien logarithme.

La loi Gamma est quant à elle, employée pour une donnée représentant une durée, utilisée avec la fonction lien inverse.

Puis dépendamment de la fonction lien utilisée, le modèle devient

$$g(Y_i) = \log(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{A_1} + \beta_2 \mathbf{1}_{A_2} + \dots \Leftrightarrow Y_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{A_1} + \beta_2 \mathbf{1}_{A_2} + \dots)$$

$$g(Y_i) = \frac{1}{Y_i} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{A_1} + \beta_2 \mathbf{1}_{A_2} + \dots \Leftrightarrow Y_i = \frac{1}{\beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{A_1} + \beta_2 \mathbf{1}_{A_2} + \dots}$$

Pour notre étude nous réaliserons des modélisations GLM avec une loi Binomiale pour pouvoir analyser l'impact de chacun des paramètres étudiés les uns après les autres.

Les impacts, ou correctifs, à appliquer en cas de tarification, qui vont être présentés par la suite sont obtenus via l'enchaînement des procédures suivantes :

$$\begin{aligned} \text{logit}p_x &= \exp(\beta_0 + \beta_i) \\ q_{x0} &= 1 - \frac{\exp(\beta_0)}{1 + \exp(\beta_0)} = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0)} \\ q_x &= 1 - \frac{\text{logit}p_x}{1 + \text{logit}p_x} = \frac{1}{1 + \text{logit}p_x} \\ \text{correctif} &= \frac{q_x}{q_{x0}} = \frac{1 + \exp(\beta_0)}{1 + \text{logit}p_x} \end{aligned}$$

Ainsi si le correctif est inférieur à 1, la sinistralité liée au profil étudié, et donc aux  $\beta_i$ , est plus faible que le profil de référence. Au contraire, s'il est supérieur à 1 alors la caractéristique, liée au  $\beta_i$ , étudiée augmente la sinistralité.

La méthode de travail adoptée dans ce mémoire est la suivante : nous regardons un à un les paramètres explicatifs et nous tronquons le portefeuille sous-jacent afin de s'affranchir des potentiels biais que les variables apporteraient en étant liées entre elles.

Nous aurions aussi pu commencer notre étude avec un seul paramètre explicatif, puis en fonction des résultats du GLM ajouter un autre paramètre en ayant préalablement connaissance de l'impact de la référence que nous prenions et donc ne conserver qu'une part du portefeuille. En suivant ce cheminement nous aurions fini l'étude avec un GLM global contenant tous les paramètres mais en ayant réduit petit à petit le portefeuille initial à un profil d'assuré type.



# Chapitre 4

## L'impact de la sélection médicale

Dans ce chapitre, nous allons évaluer l'effet de la sélection médicale sur les bases 3 et 4, contenant tous les sinistres par affaire, puis nous réduirons ces bases en enlevant les sinistres ayant eu lieu sous l'effet de la sélection médicale.

Nous verrons pour chacune des garanties décès puis arrêt de travail des statistiques descriptives du portefeuille avec les expositions et les taux d'entrée pour certaines particularités des assurés. Par la suite nous regarderons les répartitions des caractéristiques les unes par rapport aux autres. Pour finir, nous rentrerons dans l'étude statistique avec les différents tests de Spearman et Pearson, puis le test de significativité avec une régression linéaire et enfin les différentes modélisations GLM sur tout le portefeuille puis en le restreignant à certains profils cibles.

### 4.1 Effet de la sélection médicale

Les effets de la sélection médicale ont été mesurés via l'élaboration de taux d'entrée en arrêts de travail et de taux de mortalité, par année d'ancienneté en utilisant la méthode de Hoem. Le ratio qui nous permet de mesurer l'impact de la sélection médicale est obtenu à partir des taux d'entrée en arrêt de travail et de mortalité, à l'année d'ancienneté en question par rapport aux taux obtenus jusqu'à extinction. Nous avons étudié pour chaque ancienneté année par année jusqu'à un maximum de  $m$  années,  $m$  étant suffisant pour avoir observé un changement de comportement dans la sinistralité des assurés.

En décès, en reprenant les notations standard, le taux de mortalité est noté  $q_x$ .

Pour  $n$  allant de 1 à  $m$  :

$$q_{x_{\text{année ancienneté}_n}} = \frac{\text{nombre de décès}_{\text{année ancienneté}_n}}{\text{exposition}_{\text{année ancienneté}_n}}$$

Pour  $n > m$  :

$$q_{x_{\text{année ancienneté}_\infty}} = \frac{\text{nombre de décès}_{\text{année ancienneté}_\infty}}{\text{exposition}_{\text{année ancienneté}_\infty}}$$

Pour  $n$  de 1 à  $m$  :

$$\text{impact sélection médicale}_{\text{année ancienneté}_n} = \frac{Q_{\text{année ancienneté}_n} - 1}{Q_{\text{année ancienneté}_\infty}}$$

L'étude pour le risque arrêt de travail est analogue, avec le taux de mortalité qui devient le taux d'entrée en arrêt de travail.

$$\text{taux entrée arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_n} = \frac{\text{nombre d'arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_n}}{\text{exposition}_{\text{année ancienneté}_n}}$$

Pour  $n > m$  :

$$\text{taux entrée arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_\infty} = \frac{\text{nombre d'arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_\infty}}{\text{exposition}_{\text{année ancienneté}_\infty}}$$

Pour  $n$  de 1 à  $m$  :

$$\text{impact sélection médicale}_{\text{année ancienneté}_n} = \frac{\text{taux entrée arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_n}}{\text{taux entrée arrêt de travail}_{\text{année ancienneté}_\infty}} - 1$$

L'*année ancienneté*<sub>∞</sub> représente la quantité mesurée après  $n$  années et jusqu'à extinction en termes de somme des sinistres ou des expositions. L'*année ancienneté* <sub>$n$</sub>  représente de la même manière les indicateurs pour l'année d'ancienneté  $n$  uniquement, pour  $n < m$ .

Pour la garantie décès, après la troisième année, les taux d'entrée en décès sont constants, ainsi il est possible d'estimer qu'après la troisième année, la sinistralité n'est plus biaisée. Pour la garantie arrêt de travail, il n'y a pas de tendance franche qui se dégage. Le meilleur résultat que nous ayons obtenu dans le temps imparti et que nous avons donc décidé de garder est que la sélection médicale en arrêt de travail s'estompe après 1 an d'ancienneté.

En définitive, tous les contrats ayant un sinistre décès dont la date de survenance intervient avant trois ans d'ancienneté ont été supprimés. Pour les contrats ayant un sinistre arrêt de travail avant un an d'ancienneté, le sinistre a été supprimé. Ainsi, l'exposition des assurés sera au moins de 1 an en arrêt de travail et de 3 ans en décès. Une autre façon de voir les choses aurait été de tronquer le début des contrats et de débiter l'étude après trois ans d'ancienneté, respectivement un an pour l'arrêt de travail.

## 4.2 Garantie décès

### 4.2.1 Choix des variables non discriminantes

Les variables qui nous intéressent parmi celles à disposition doivent être non corrélées entre elles, puisque pour étudier l'impact sur la sinistralité, les tests statistiques nécessitent des variables décorréées. Le taux d'entrée en arrêt de travail que nous allons évoquer par la suite résulte du ratio entre le nombre de sinistres et l'exposition au risque.

Lorsqu'il est question d'écarts exprimés en point de pourcentage, par rapport au total, il s'agit du rapport fait entre la catégorie en question et le total de sinistres ou d'exposition selon ce qui est étudié.

## ● Population sous-jacente liée à la garantie décès

Le portefeuille contient 1 000 000 d'assurés dont 1 000 sinistrés. En moyenne les assurés souscripteurs de la garantie décès ont 41 ans, deux ans de plus que pour la garantie arrêt de travail.

La répartition des fumeurs du portefeuille est sensiblement la même que pour la garantie arrêt de travail avec 85 % de non-fumeurs, en nombre d'assurés et de sinistres. La mortalité croît avec l'âge peu importe l'exposition sous-jacente. Cela correspond bien aux tables de mortalité référentes.

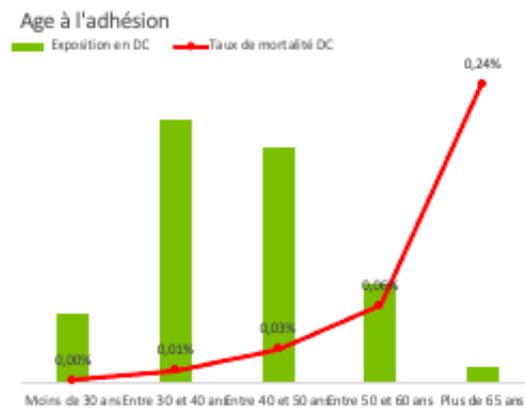


FIGURE 4.1 – Expositions et taux d'entrées par âges à l'adhésion

Le taux de mortalité semble indépendant de l'exposition pour les capitaux assurés, effectivement il est relativement constant et oscille entre 0,02 % et 0,03 %. Il tombe à 0 pour les capitaux les plus élevés car nous n'avons pas d'exposition.

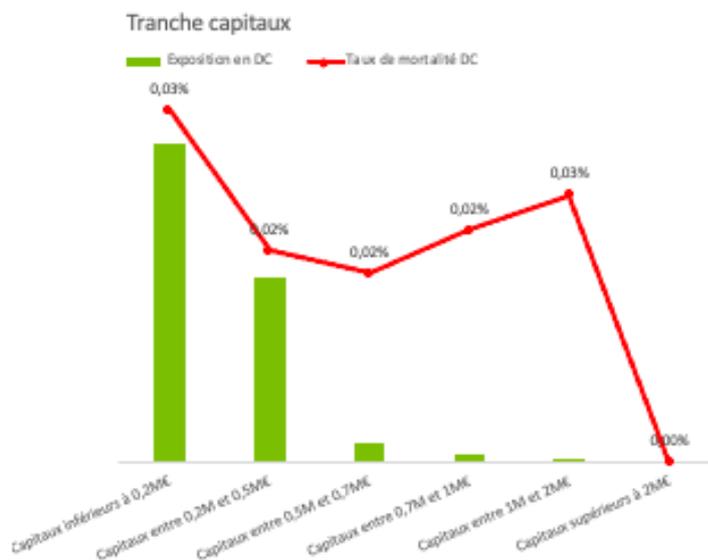


FIGURE 4.2 – Expositions et taux d'entrées par capitaux assurés

Deux zones géographiques ont des taux de mortalité bas par rapport à leur exposition : l'Île-de-France et les autres régions de France. Les DOM-TOM ont le taux de mortalité le plus élevé.

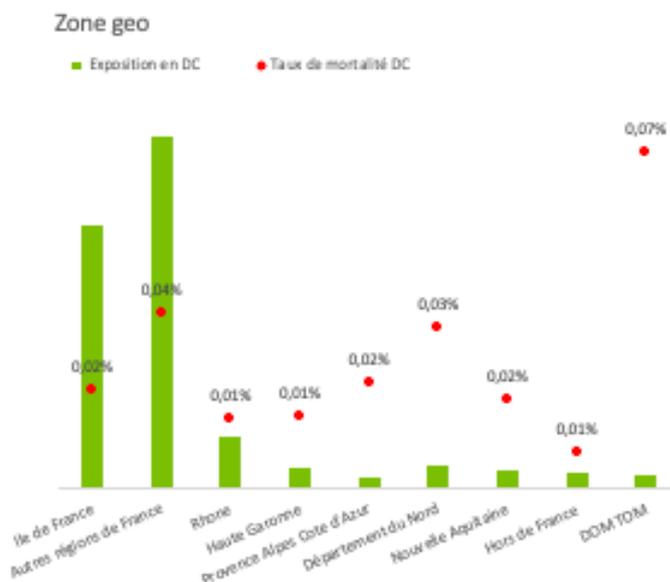


FIGURE 4.3 – Expositions et taux d'entrées par zones géographiques

Les statuts professionnels ayant les meilleurs rapports exposition par nombre de sinistres sont les employés et ensuite, parmi d'autres professions, les cadres. Ceux qui ont le taux de mortalité le plus élevé sont les sans professions et assimilés.

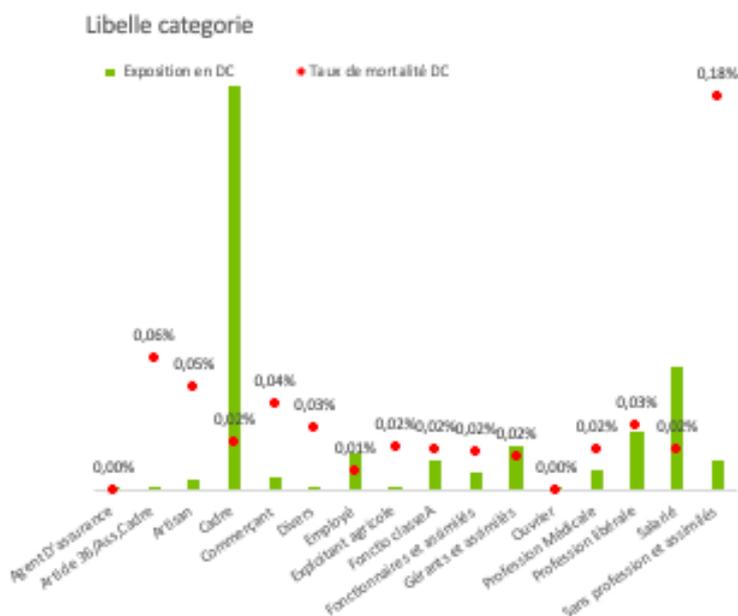
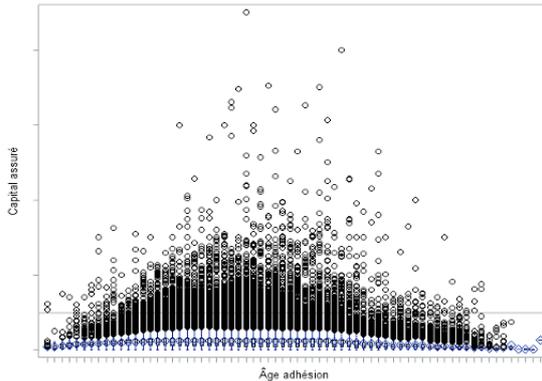


FIGURE 4.4 – Expositions et taux d'entrées par statuts professionnels

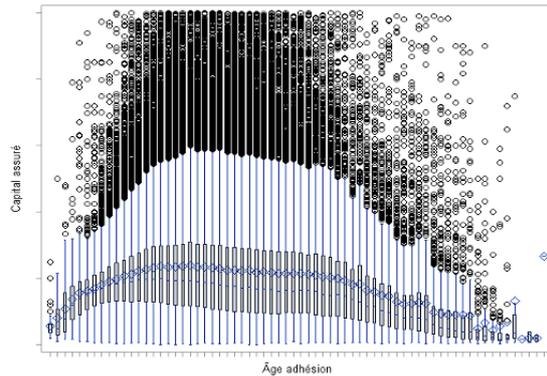
## ● Étude bivariée

Comme il est possible de le lire sur les graphiques ci-dessous, les capitaux sont d'abord croissants avec l'âge à l'adhésion jusqu'à 45 ans environ puis décroissants jusqu'aux âges les plus avancés.

Répartition des capitaux par âge à l'adhésion



Répartition des capitaux en-dessous de la ligne horizontale par âge à l'adhésion



## Corrélations globales

### ● Spearman

Les variables qui sont liées de façon monotone sont les suivantes : durée d'emprunt initiale liée positivement au capital assuré (41 %) et négativement à l'âge à l'adhésion (- 41 %). Le mode de sélection est lié au capital assuré (26 %). Dans une moindre mesure, le statut professionnel est lié à la zone géographique et ces deux variables sont liées au capital assuré.

	Âge adhésion	Capital assuré	Durée emprunt initiale	Fumeur	Mode sélection	Nature projet	Statut professionnel	Zone géographique
Âge adhésion	100%	-10%	-41%	-5%	7%	-5%	2%	0%
Capital assuré	-10%	100%	41%	-2%	26%	-2%	-17%	-14%
Durée emprunt initiale	-41%	41%	100%	1%	4%	2%	-7%	-9%
Fumeur	-5%	-2%	1%	100%	-1%	2%	4%	3%
Mode sélection	7%	26%	4%	-1%	100%	-2%	-5%	-3%
Nature projet	-5%	-2%	2%	2%	-2%	100%	5%	2%
Statut professionnel	2%	-17%	-7%	4%	-5%	5%	100%	16%
Zone géographique	0%	-14%	-9%	3%	-3%	2%	16%	100%

FIGURE 4.5 – Statistiques de Spearman pour la garantie DC

### ● Pearson

Ce test vient confirmer la corrélation entre la durée d'emprunt initiale et l'âge à l'adhésion, en effet en plus d'une corrélation monotone, ces variables sont liées linéairement avec un coefficient de - 44 %. Il met également en lumière le lien linéaire entre le mode de sélection

et le capital assuré (35 %) mais étant donné le faible pourcentage de corrélation donné par Spearman entre ces deux variables nous allons quand même les conserver pour l'instant.

	Âge adhésion	Capital assuré	Durée emprunt initiale	Fumeur	Mode sélection	Nature projet	Statut professionnel	Zone géographique
Âge adhésion	100%	-2%	-44%	-6%	7%	-5%	13%	4%
Capital assuré	-2%	100%	23%	-1%	35%	-2%	-10%	-6%
Durée emprunt initiale	-44%	23%	100%	0%	4%	2%	-10%	-7%
Fumeur	-6%	-1%	0%	100%	-1%	2%	2%	1%
Mode sélection	7%	35%	4%	-1%	100%	-2%	-3%	3%
Nature projet	-5%	-2%	2%	2%	-2%	100%	3%	0%
Statut professionnel	13%	-10%	-10%	2%	-3%	3%	100%	6%
Zone géographique	4%	-6%	-7%	1%	3%	0%	6%	100%

FIGURE 4.6 – Statistiques de Pearson pour la garantie DC

### Variables finalement retenues

Pour l'élaboration du test de significativité, conformément aux résultats donnés par ces deux tests, nous supprimons la variable de la durée d'emprunt initiale qui, est fortement corrélée à deux autres caractéristiques des assurés. Ainsi, il reste l'âge à l'adhésion, le capital assuré, l'information fumeur, la nature du projet, le statut professionnel, la zone géographique et le mode de sélection.

### ● Test de significativité

Après avoir effectué le test de significativité suivant nous ne conservons que les variables significatives.

Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr >  t
Intercept	1	-0,00302	0,00082	-3,69	0,0002
Âge adhésion	1	0,00011739	0,0000056	20,95	<.0001
Capital assuré	1	-6,48E-10	2,57E-10	-2,52	0,0116
Fumeur	1	0,00037531	0,00024183	1,55	0,1207
Nature projet	1	-0,00057827	0,00074092	-0,78	0,4351
Statut professionnel	1	0,0000976	0,00001185	8,24	<.0001
Zone géographique	1	-5,94E-07	0,00002969	-0,02	0,984
Mode sélection	1	-0,00041078	0,00021845	-1,88	0,06

FIGURE 4.7 – Régression linéaire

D'après la régression linéaire effectuée, nous pouvons éliminer les variables nature du projet, zone géographique et mode de sélection qui n'ont pas un impact significatif sur la sinistralité. Cependant, nous allons conserver le mode de sélection car cette variable nous intéresse pour la finalité de l'étude.

## ● Conclusion sur la corrélation des catégories retenues

Nous avons de nouveau réalisé un test de Pearson pour évaluer les coefficients de corrélation entre la sinistralité et les autres caractéristiques retenues et nous avons -1 % de corrélation entre les capitaux assurés et la sinistralité et au maximum 3 % entre l'âge à l'adhésion et la sinistralité. Ainsi la corrélation entre les caractéristiques des assurés et la sinistralité n'est pas, au global, forte, de même que le  $R^2$  du modèle nous l'avait laissé présager et nous allons donc affiner l'analyse avec des modélisations GLM.

	Nombre de sinistres	Âge adhésion (catégories)	Fumeur	Statut professionnel	Capital assuré (catégories)
Nombre de sinistres	100%	3%	0%	2%	-1%
Âge adhésion	3%	100%	-5%	10%	-1%
Fumeur	0%	-5%	100%	2%	-1%
Statut professionnel	2%	10%	2%	100%	-10%
Capital assuré	-1%	-1%	-1%	-10%	100%

FIGURE 4.8 – Statistiques de Pearson

## 4.2.2 Modèle GLM

### Général

Nous avons tout d'abord modélisé le modèle GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{statut} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{capitaux} + \beta_5 \times \mathbf{1}_{sélection} + \epsilon$ . Le profil de référence est : un assuré non-fumeur, cadre, de 30 à 40 ans, assurant des capitaux entre 200 000 et 500 000 €, ayant souscrit en e-sélection.

Au global, sur tout le portefeuille les premières constatations que nous pouvons faire sont les suivantes : en termes de profession, les employés, les professions médicales et les gérants et assimilés semblent avoir une sinistralité plus faible que celle des cadres suivant le profil de référence. La télé-sélection a aussi un impact important sur la sinistralité avec un correctif à 68 % traduisant une sous-sinistralité de cette population.

À l'inverse, en excluant les personnes âgées de moins de 30 ans - étant donné qu'elles ne sont pas assez représentées pour être significatives - l'âge à l'adhésion a bien un impact positif sur la sinistralité, plus les adhérents sont âgés à l'adhésion, plus ils meurent par rapport aux 30 à 40 ans.

param	modalite	pvalue	correctif_qx
Fumeur	OUI	0,0001	151%
Libelle_categorie	Agent D'assurance	0,9993	0%
Libelle_categorie	Article 36/Ass,Cadre	0,0005	270%
Libelle_categorie	Artisan	<,0001	206%
Libelle_categorie	Commerçant	0,0081	151%
Libelle_categorie	Divers	0,697	81%
Libelle_categorie	Employé	0,0011	52%
Libelle_categorie	Exploitant agricole	0,9261	96%
Libelle_categorie	Fonctio classeA	0,9063	102%
Libelle_categorie	Fonctionnaires et assimilés	0,1869	75%
Libelle_categorie	Gérants et assimilés	<,0001	43%
Libelle_categorie	Ouvrier	0,9981	0%
Libelle_categorie	Profession Médicale	0,0496	66%
Libelle_categorie	Profession libérale	0,3284	110%
Libelle_categorie	Salarié	0,003	127%
Libelle_categorie	Sans profession et assimilés	<,0001	256%
cat_age	1, Inf à 30 ans	<,0001	22%
cat_age	3, 40 - 50 ans	<,0001	278%
cat_age	4, 50 - 65 ans	<,0001	572%
cat_age	5, Sup à 65 ans	<,0001	1109%
Tranche_capitaux	0_Capitaux_inf_200	0,0599	112%
Tranche_capitaux	2_Capitaux_sup_500_inf_700	0,5352	91%
Tranche_capitaux	3_Capitaux_sup_700_inf_1000	0,2361	125%
Tranche_capitaux	4_Capitaux_sup_1000_inf_2000	0,4791	81%
Tranche_capitaux	5_Capitaux_sup_2000	0,9987	0%
strate	TS	0,0009	68%

FIGURE 4.9 – GLM initial

### Impact de la variable fumeur

L'étude de la variable fumeur s'obtient en appliquant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, la variable fumeur est non significative.

L'étude de la variable fumeur, après avoir réduit le portefeuille aux seuls profils précisés, est présentée dans le tableau ci-dessous. Nous avons tronqué une première fois le portefeuille au premier profil, appliqué le GLM puis recommencé le processus avec le deuxième profil.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Fumeur	OUI	Cadre, e-sel, 30-50 ans, € < 500k	161 %
Fumeur	OUI	Cadre, e-sel, 30-40 ans, € ∈ [200k ; 500k]	979 %

TABLE 4.1 – GLM DC sur différents profils restrictifs selon l'information fumeur

En ne conservant que les assurés de 30 à 50 ans qui assurent des prêts d'un montant inférieur à 500 000 €, de profession cadre ayant souscrit en e-sélection ou en papier le correctif à appliquer à la variable fumeur est de 161 %, ainsi les fumeurs subissent une majorité de sinistres par rapport aux non-fumeurs.

En tronquant encore le portefeuille aux seuls assurés de 30 à 40 ans assurant des capitaux entre 200 000 et 500 000 €, cadres et ayant souscrit en e-sélection ou papier alors le correctif devient 979 %. Autrement dit, toutes choses égales par ailleurs, en moyenne, les fumeurs ont une sinistralité plus élevée de 2,28 points par rapport aux non-fumeurs.

## Catégorie socio-professionnelle

Afin de créer les différentes catégories socio-professionnelles nous avons dans un premier temps effectué le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{statuts} + \epsilon$  sur tout le portefeuille avec les statuts des assurés. La référence que nous avons choisie ici est une personne de profession cadre car ce sont eux qui ont, a priori, la sinistralité la moins élevée en moyenne.

param	modalite	pvalue	correctif_qx
Libelle_categorie	Agent D'assurance	0,9993	0%
Libelle_categorie	Article 36/Ass,Cadre	0,0029	234%
Libelle_categorie	Artisan	<,0001	225%
Libelle_categorie	Commerçant	<,0001	195%
Libelle_categorie	Divers	0,8187	88%
Libelle_categorie	Employé	<,0001	41%
Libelle_categorie	Exploitant agricole	0,8963	94%
Libelle_categorie	Fonctio classeA	0,9368	99%
Libelle_categorie	Fonctionnaires et assimilés	0,0682	67%
Libelle_categorie	Gérants et assimilés	<,0001	54%
Libelle_categorie	Ouvrier	0,9982	0%
Libelle_categorie	Profession Médicale	0,0277	63%
Libelle_categorie	Profession libérale	0,0034	131%
Libelle_categorie	Salarié	0,5575	96%
Libelle_categorie	Sans profession et assimilés	<,0001	780%

FIGURE 4.10 – GLM sur la variable statut professionnel

Pour donner suite au GLM qui a été effectué ci-dessus et afin de mettre ensemble les statuts

ayant sensiblement le même impact sur la sinistralité, un code couleur a été utilisé afin de voir aisément les trois groupes de professions retenus. Lorsque la p-value était non significative, nous nous sommes référés à l'étude de l'arrêt de travail qui a donné des résultats plus significatifs, elle sera présentée par la suite mais vous pouvez la retrouver en page 73.

CSP1	CSP2	CSP3
Employé	Article 36/Ass,Cadre	Sans profession et assimilés
Fonctio classeA	Artisan	Agent D'assurance
Fonctionnaires et assimilés	Commerçant	Divers
Gérants et assimilés	Salarié	Ouvrier
Profession Médicale	Exploitant agricole	
Profession libérale		
Cadre		

FIGURE 4.11 – Création des CSP

Le GLM effectué par la suite a été adapté aux nouvelles CSP :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{CSP} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, avec les groupes de statuts ci-dessus, les CSP 2 ont une sur-sinistralité impliquant un correctif de 122 % et les CSP 3 de 772 % par rapport aux CSP 1.

Pour l'étude sur les profils plus restreint nous avons choisi ces profils :

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Statut professionnel	CSP 2	€ < 500k,	117 %
	CSP 3	NF, e-sel	808 %
Statut professionnel	CSP 2	€ < 200k,	158 %
	CSP 3	NF, > 50 ans	464 %
Statut professionnel	CSP 2	€ < 200k,	144 %
	CSP 3	NF, 40-50 ans	X <sup>1</sup>

TABLE 4.2 – GLM DC sur différents profils restrictifs pour la CSP

En regardant sur tous les âges de non-fumeurs ayant réalisé une e-sélection et assurant des capitaux inférieurs à 500 000 €, le correctif de la CSP 2 est de 117 % et celui de la CSP 3 de 808 %.

En ne conservant que les assurés non-fumeurs de plus de 50 ans et assurant des capitaux inférieurs à 200 000 € alors le correctif à appliquer par rapport aux CSP 1 est de 158 % pour les CSP 2 et de 464 % pour les CSP 3.

Pour les profils non-fumeurs, assurant des capitaux inférieurs à 200 000 €, et ayant entre 40 et 50 ans à l'adhésion alors le correctif à appliquer est significatif uniquement pour les CSP 2 et vaut 144 %.

Ainsi, en moyenne, la sinistralité est croissante avec les CSP telles que nous les avons définies.

1. Les X présents dans le tableau à cet endroit et par la suite signifient que la p-value n'était pas significative.

## Âge à l'adhésion

Pour étudier l'âge à l'adhésion seul, le GLM que nous avons effectué est le suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, le correctif à appliquer pour contrebalancer la sinistralité particulière de chaque classe d'âge est croissant avec l'âge.

Dans le détail par rapport aux assurés de 30 à 40 ans, qui sont la référence, les moins de 30 ans doivent avoir un correctif de 23 %, les 40 à 50 ans doivent avoir une majoration de 271 %, un correctif de 603 % doit être appliqué aux assurés de 50 à 65 ans et pour les assurés de plus de 65 ans, une majoration de 2 228 % devrait être appliquée.

En regardant l'impact avec des profils restrictifs, nous obtenons les résultats suivants : La sous-catégorie d'âges inférieurs à 30 ans n'a pas été significatives sur les profils testés.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Âge à l'adhésion	40 - 50 ans	€ < 500k,	268 %
	50 - 65 ans	NF, CSP 1,	524 %
	Sup à 65 ans	e-sel	847 %
Âge à l'adhésion	40 - 50 ans	€ < 200k,	205 %
	50 - 65 ans	NF, CSP 1	424 %
	Sup à 65 ans		450 %
Âge à l'adhésion	40 - 50 ans	€ ∈ [200k ; 500k],	429 %
	50 - 65 ans	NF, CSP 1	747 %
	Sup à 65 ans		3632 %

TABLE 4.3 – GLM DC sur différents profils restrictifs âge par âge

Pour les assurés du portefeuille qui assurent moins de 500 000 €, non-fumeurs de CSP 1 et qui passe par la e-sélection ou le papier, par rapport aux 30 à 40 ans, les assurés de moins de 30 ans à l'adhésion ont un correctif qui est non significatif, les 40 à 50 ans ont un correctif de 268 %, les 50 à 65 ans ont un correctif de 524 % et les plus de 65 ans de 847 %.

En ne conservant que les assurés non-fumeurs, de CSP 1, qui assurent moins de 200 000 € alors les correctifs sont de 205 % pour les 40 à 50 ans, 424 % pour les assurés de 50 à 65 ans et de 450 % pour les assurés de plus de 65 ans.

Si nous ne conservons que les assurés de CSP 1, non-fumeurs assurant leur emprunt à hauteur de 200 000 à 500 000 € alors les correctifs à appliquer par rapport aux 30 à 40 ans sont les suivants : 429 % pour les 40 à 50 ans, 747 % pour les 50 à 65 ans et 3 632 % pour les plus de 65 ans.

Ainsi, pour tous les profils, comme stipulé dans les tables de mortalité, en moyenne, la sinistralité croit avec l'âge.

## Capital assuré

Pour comprendre l'impact de la variable des capitaux sous risques seule, le GLM que nous avons effectué s'écrit de la façon suivante :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{capitiaux}} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, par rapport aux capitaux assurés entre 200 000 et 500 000 €, uniquement les emprunts de moins de 200 000 € sont significatifs, il faudrait impacter cette catégorie en appliquant un correctif de 161 %. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne, les capitaux de moins de 200 000 € ont une sinistralité plus élevée que celle des emprunts entre 200 000 et 500 000 € de 0,48 point d'écart.

Nous avons ensuite repris le même modèle GLM mais avec un portefeuille tronqué toujours dans le but de débiaisé au maximum les variables entre elles. La sous-catégories des emprunts supérieurs à 1 M € n'est significative sur aucun des profils testés.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Capitaux assurés	€ < 200k	30-50 ans, NF, CSP 1, e-sel	131 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		102 %
Capitaux assurés	€ < 200k	30-40 ans, NF, CSP 1, e-sel	212 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		X
Capitaux assurés	€ < 200k	40-50 ans, NF, CSP 1, e-sel	X
	€ ∈ [500k ; 1M]		106 %

TABLE 4.4 – GLM DC sur différents profils restrictifs concernant les capitaux sous risques

En tronquant le portefeuille aux assurés de 30 à 50 ans, non-fumeurs de CSP 1, ayant souscrit avec la e-sélection ou le papier, le correctif à appliquer par rapport aux emprunts assurés entre 200 000 et 500 000 € est de 131 % pour les emprunts de moins de 200 000 € et de 102 % pour les emprunts de 500 000 à 1 M €.

Les assurés non-fumeurs, de 30 à 40 ans, CSP 1 et ayant souscrit en e-sélection ou en papier, les prêts couvrant des capitaux inférieurs à 200 000 € ont un correctif à appliquer de 212 % par rapport aux capitaux entre 200 000 et 500 000 €. Les autres tranches de capitaux ne sont pas significatives.

Pour les assurés de 40 à 50 ans, non-fumeurs de CSP 1 ayant souscrit en e-sélection ou par papier, les capitaux entre 500 000 et 1 000 000 € ont un correctif de 106 % par rapport aux capitaux de 200 000 à 500 000 €.

En définitive, les capitaux moins élevés que les capitaux sous-risques compris entre 200 000 et 500 000 €, ont, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, une sinistralité plus élevée, et les capitaux supérieurs à la référence ont sensiblement la même sinistralité.

### Impact du mode de sélection

Pour comprendre l'impact des modes de sélection, le GLM que nous avons effectué s'écrit de la façon suivante :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{sélection}} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, la télé-sélection est moins sinistrée et le correctif à appliquer devrait être de 73 %. Autrement dit, la télé-sélection est plus avantageuse en termes de sinistralité de 0,31 point par rapport à la e-sélection ou au papier.

Il y a trop peu de profils en télé-sélection pour pouvoir réduire la taille du portefeuille à un plus petit échantillon de profils types et que les résultats restent significatifs.

Sur tout le portefeuille, la télé-sélection semble avoir un impact positif sur la sinistralité, ainsi avoir un conseiller formé pour prendre en charge l'adhésion et la sélection des risques a certes un coût dans le processus d'adhésion mais semble réduire la sinistralité.

## 4.3 Garantie arrêt de travail

### 4.3.1 Choix des variables non discriminantes

#### ● Population sous-jacente liée à la garantie arrêt de travail

Le portefeuille correspondant est constitué de 800 000 assurés ayant subi 9 000 sinistres. La moyenne d'âge de souscription de la garantie arrêt de travail est de 39 ans.

Les arrêts de travail sont plus fréquents pour les assurés âgés de moins de 30 ans ou de 50 à 65 ans. Ainsi nous dénombrons plus d'arrêts de travail sur les populations les moins exposées.

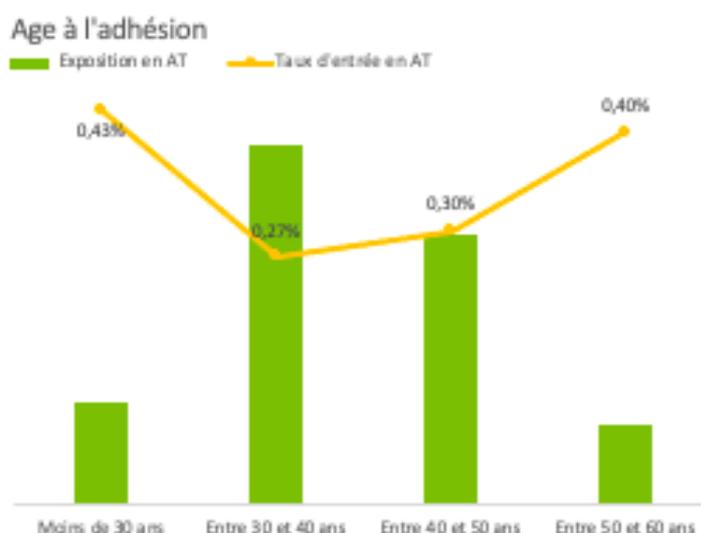


FIGURE 4.12 – Expositions et taux d'entrées par âges à l'adhésion

Il y a une grande majorité de non-fumeurs dans le portefeuille, (les fumeurs ne représentent que 15 % des assurés de cette garantie). Le taux d'entrée en arrêt de travail est supérieur de 18 points de pourcentage pour les fumeurs que pour les non-fumeurs. Par ailleurs, 70 % du portefeuille a adhéré à l'option confort. Le taux d'entrée est supérieur de 8 points de pourcentage pour ceux ayant souscrit à cette option que les autres.

Les arrêts de travail sont moins fréquents avec le capital assuré croissant. Ainsi l'exposition est corrélée aux sinistres quand il s'agit des capitaux assurés. Nous avons peu d'exposition pour

les capitaux supérieurs à 2 000 000 €, ainsi le taux d'entrée est peu représentatif.

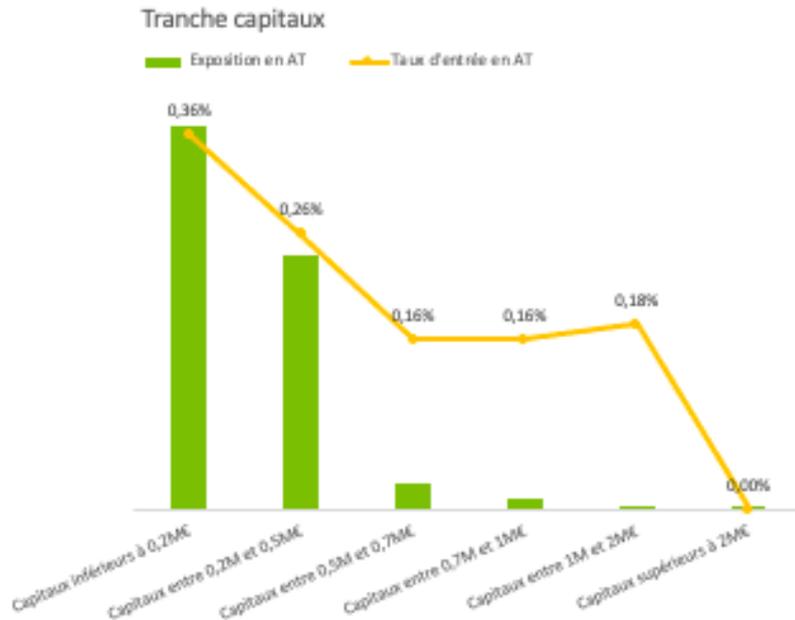


FIGURE 4.13 – Expositions et taux d'entrées par capitaux assurés

La région d'Île-de-France est la moins sinistrée par rapport à son exposition. Cependant, comme énoncé précédemment ce n'est pas uniquement dû à la zone géographique qui serait plus ou moins clémente mais aussi selon les autres caractéristiques des populations.

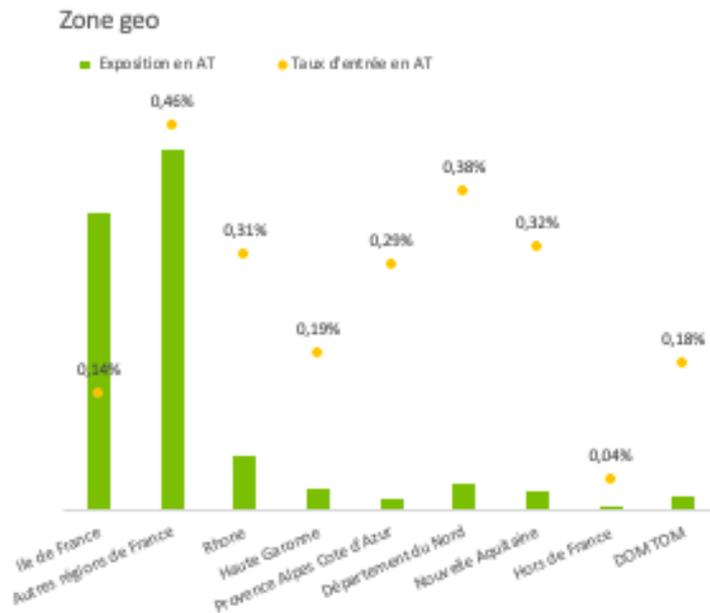


FIGURE 4.14 – Expositions et taux d'entrées par zones géographiques

Nous pouvons lire que les cadres font partie de la profession qui est la plus représentée et

la plus sinistrée mais en étudiant le ratio sinistre sur exposition, il s'agit de la catégorie ayant le taux d'entrée le moins élevé.

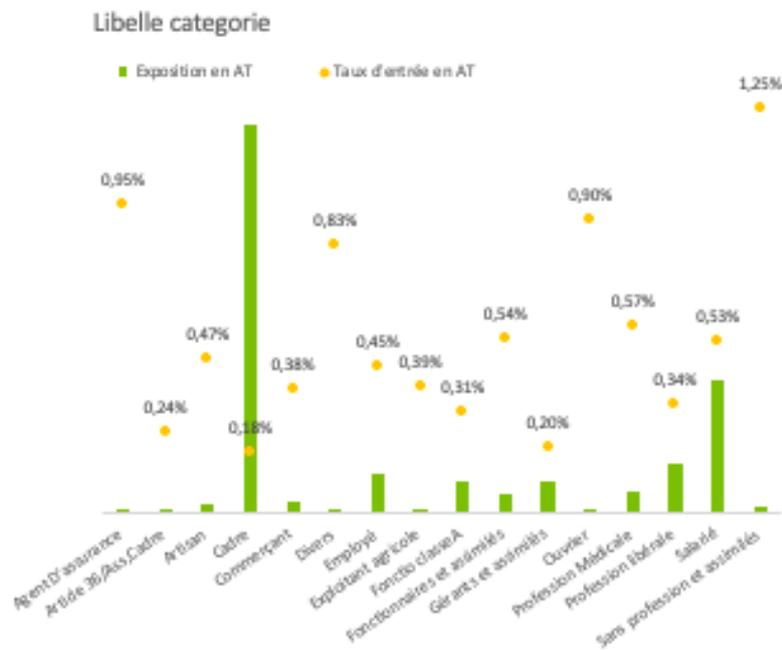
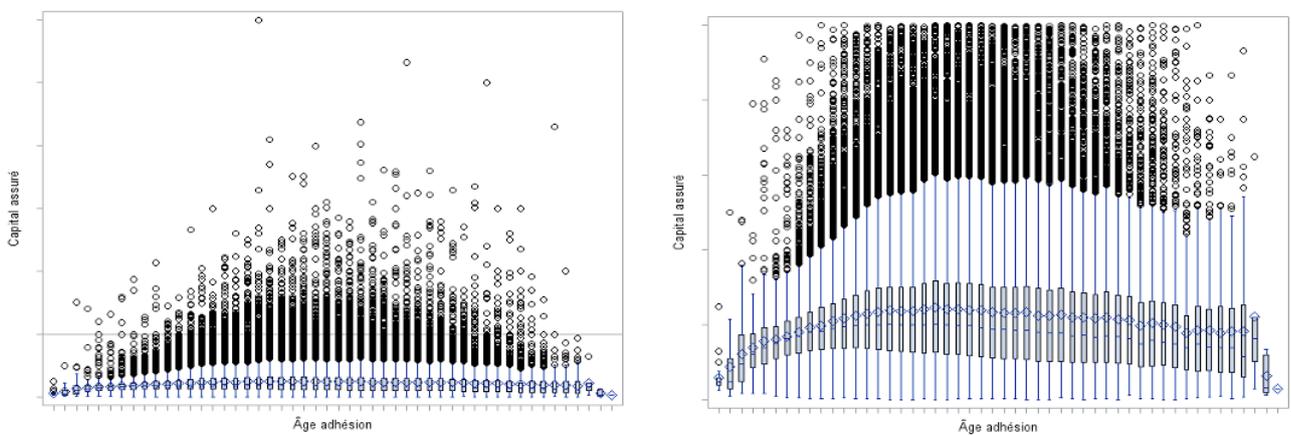


FIGURE 4.15 – Expositions et taux d'entrées par statuts professionnels

### ● Étude bivariée

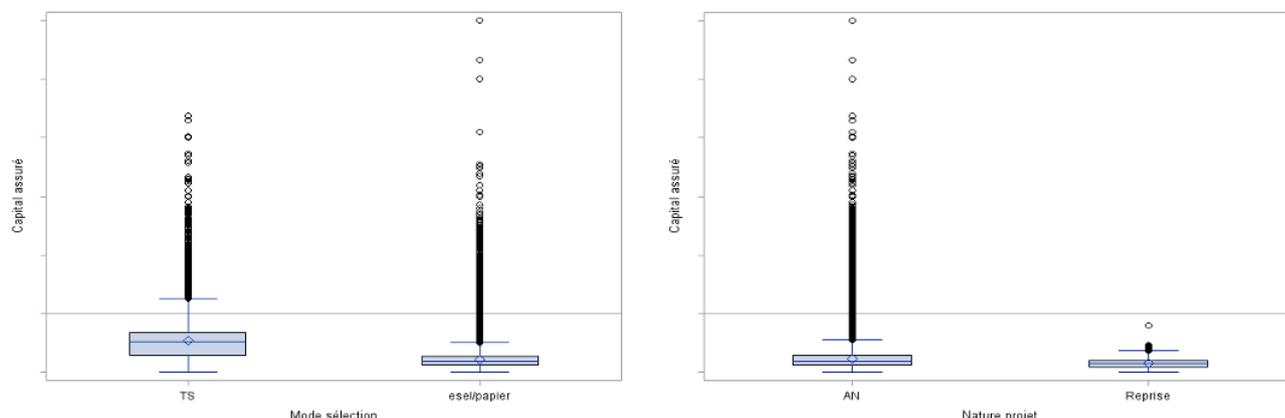
Comme pour la garantie décès, le capital assuré croît avec l'âge jusqu'à environ 40 ans.

Répartition de l'âge d'adhésion par capitaux assurés et capitaux inférieurs à la ligne horizontale



Les capitaux assurés sont pour cet extrait du portefeuille encore plus élevés pour la télé-sélection que pour l'e-sélection ou le papier. De même les reprises sont uniquement réalisées sur des capitaux inférieurs à un certain seuil, bien inférieures aux affaires nouvelles.

Répartition des capitaux assurés par mode de sélection et nature du projet



L'e-sélection est un moyen de sélection des risques moins souvent utilisé par les capitaux importants qui sont plus orientés vers de la télé-sélection, qui était le mode de sélection privilégié des capitaux élevés. Pourtant les capitaux les plus élevés sont passés par une sélection des risques en e-sélection ou papier. Une majorité des affaires à gros capitaux sont réalisées en affaire nouvelle et non à la suite de la mise en application de la loi Hamon ou Bourquin. Ceci s'explique car lors d'une reprise, une partie du prêt a déjà été remboursée.

## Corrélations globales

### ● Spearman

	Âge adhésion	Capital assuré	Durée emprunt initiale	Fumeur	Option Confort	Modesélection	Nature projet	Statut professionnel	Zone géographique
Âge adhésion	100%	-3%	-35%	-5%	-12%	8%	-5%	-7%	-4%
Capital assuré	-3%	100%	42%	-3%	16%	28%	-3%	-18%	-15%
Durée emprunt initiale	-35%	42%	100%	2%	12%	8%	1%	-3%	-6%
Fumeur	-5%	-3%	2%	100%	-4%	-1%	2%	5%	3%
Option Confort	-12%	16%	12%	-4%	100%	11%	-12%	-8%	-6%
Modesélection	8%	28%	8%	-1%	11%	100%	-2%	-5%	-10%
Nature projet	-5%	-3%	1%	2%	-12%	-2%	100%	6%	3%
Statut professionnel	-7%	-18%	-3%	5%	-8%	-5%	6%	100%	19%
Zone géographique	-4%	-15%	-6%	3%	-6%	-10%	3%	19%	100%

FIGURE 4.16 – Statistiques de Spearman pour la garantie AT

Les variables les plus corrélées entre elles de façon monotone sont la durée d'emprunt initiale (42 %) et le mode de sélection (28 %), toutes deux liées au capital assuré. Les variables présentant des liaisons moins évidentes sont la zone géographique et le statut professionnel avec un coefficient de Spearman de 19 %.

## ● Pearson

	Âge adhésion	Capital assuré	Durée emprunt initiale	Fumeur	Option Confort	Mode sélection	Nature projet	Statut professionnel	Zone géographique
Âge adhésion	100%	3%	-36%	-5%	-12%	8%	-5%	-3%	0%
Capital assuré	3%	100%	29%	-2%	13%	41%	-3%	-8%	-9%
Durée emprunt initiale	-36%	29%	100%	1%	13%	7%	1%	-4%	-5%
Fumeur	-5%	-2%	1%	100%	-4%	-1%	2%	3%	1%
Option Confort	-12%	13%	13%	-4%	100%	11%	-12%	-5%	-8%
Mode sélection	8%	41%	7%	-1%	11%	100%	-2%	-3%	-5%
Nature projet	-5%	-3%	1%	2%	-12%	-2%	100%	4%	1%
Statut professionnel	-3%	-8%	-4%	3%	-5%	-3%	4%	100%	8%
Zone géographique	0%	-9%	-5%	1%	-8%	-5%	1%	8%	100%

FIGURE 4.17 – Statistiques de Pearson pour la garantie AT

La durée d'emprunt initiale et le mode de sélection sont effectivement corrélés plus que monotonement car le test de Pearson vient renforcer les intuitions données par celui de Spearman avec 41 % de corrélation linéaire entre le mode de sélection et le capital assuré. Le coefficient de corrélation entre la durée d'emprunt initiale et l'âge à l'adhésion est sensiblement le même pour les deux tests : -36 % pour un lien linéaire et -35 % pour une monotonie.

## Variables finalement retenues

Au vu des liaisons établies par les tests de Spearman et validées par celui de Pearson, nous retenons donc les variables suivantes pour notre étude : l'âge à l'adhésion, le capital assuré, la variable fumeur, l'option confort, la nature du projet, le statut professionnel, la zone géographique, le mode de sélection.

## ● Test de significativité

Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr >  t
Intercept	1	0,01064	0,0032	3,33	0,0009
Âge adhésion	1	0,000095	0,00002776	3,42	0,0006
Capital assuré	1	-1,27E-08	1,23E-09	-10,36	<.0001
Fumeur	1	0,00408	0,00098808	4,13	<.0001
Option confort	1	0,00209	0,00048075	4,34	<.0001
Nature du projet	1	-0,00595	0,00271	-2,19	0,0284
Statut professionnel	1	0,00090142	0,00005258	17,14	<.0001
Zone géographique	1	0,00032955	0,00013379	2,46	0,0138
Mode sélection	1	0,00001172	0,00096522	0,01	0,9903

FIGURE 4.18 – Régression linéaire

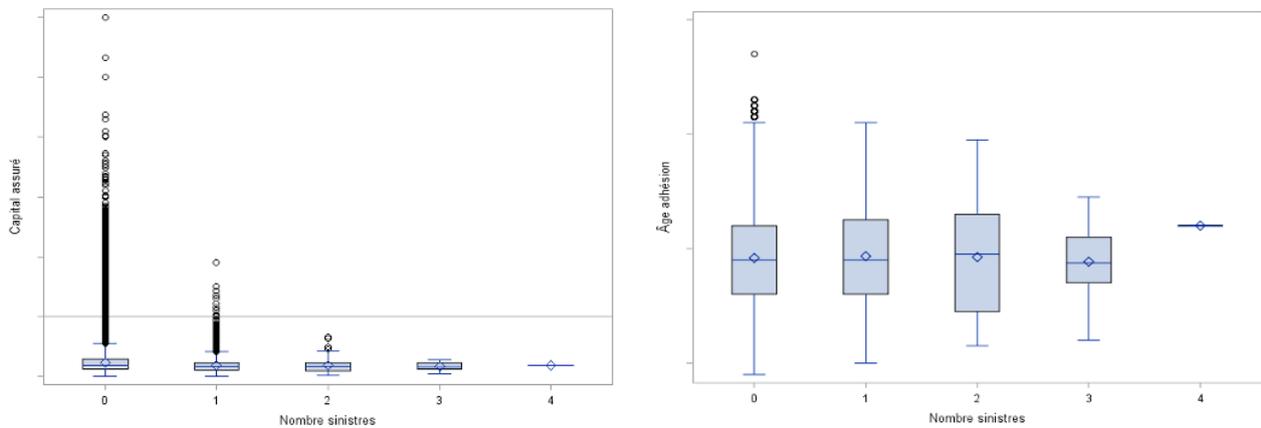
Le  $R^2$  est inférieur à 1 % et donc la sinistralité est très peu expliquée par les variables au global. Nous allons rentrer plus dans le détail des modalités de chacune des caractéristiques des assurés afin d'expliquer la sinistralité.

Cette régression linéaire nous informe que la variable du mode de sélection ne semble pas significative par le modèle pour l'explication des sinistres. Il nous reste donc sept variables

pour expliquer la sinistralité en arrêt de travail. Malgré tout nous allons conserver le mode de sélection afin de voir si l'un est meilleur que l'autre selon les GLM.

Comme les graphiques ci-dessous le montrent, les capitaux assurés et le nombre de sinistres semblent être fortement liés tandis que l'âge à l'adhésion paraît, lui, plus indépendant.

Répartition du nombre de sinistres par capitaux assurés et par âge à l'adhésion



### Conclusion sur la corrélation des catégories retenues

Nous avons de nouveau réalisé un test de Pearson pour évaluer les coefficients de corrélation entre la sinistralité et les autres caractéristiques retenues et nous avons -3 % de corrélation entre les capitaux assurés et la sinistralité et au maximum 4 % entre le statut professionnel et la sinistralité. Ainsi la corrélation entre les caractéristiques et la sinistralité n'est pas au global très forte, de même que le  $R^2$  du modèle nous l'avait laissé présager et nous allons donc affiner l'analyse avec les modélisations GLM.

	Nombre de sinistres	Âge adhésion (catégories)	Fumeur	Statut professionnel	Capital assuré (catégories)	Zone géographique	Option Confort	Nature projet
Nombre de sinistres	100%	0%	1%	4%	-3%	1%	0%	0%
Âge adhésion	0%	100%	-5%	-3%	3%	0%	-11%	-4%
Fumeur	1%	-5%	100%	3%	-2%	1%	-4%	2%
Statut professionnel	4%	-3%	3%	100%	-8%	8%	-5%	4%
Capital assuré	-3%	3%	-2%	-8%	100%	-8%	13%	-3%
Zone géographique	1%	0%	1%	8%	-8%	100%	-8%	1%
Option Confort	0%	-11%	-4%	-5%	13%	-8%	100%	-12%
Nature projet	0%	-4%	2%	4%	-3%	1%	-12%	100%

FIGURE 4.19 – Statistiques de Pearson

## 4.3.2 Modèle GLM

### Général

Lors de la première modélisation GLM nous avons modélisé le modèle GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{statut} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{capitaux} + \beta_5 \times \mathbf{1}_{géo} + \beta_6 \times \mathbf{1}_{confort} + \beta_7 \times \mathbf{1}_{projet} + \beta_8 \times \mathbf{1}_{sélection} + \epsilon$ . Nous avons choisi comme profil de référence un cadre non-fumeur de 30 à 40 ans à l'adhésion habitant en Île-de-France, qui a assuré son nouvel emprunt compris entre 200 000 et 500 000 € en ayant souscrit l'option confort en e-sélection.

param	modalite	pvalue	correctif qx
Fumeur	OUI	<,0001	138%
Libelle_categorie	Agent D'assurance	0,0016	281%
Libelle_categorie	Article 36/Ass,Cadre	0,0022	151%
Libelle_categorie	Artisan	<,0001	190%
Libelle_categorie	Commerçant	<,0001	188%
Libelle_categorie	Divers	<,0001	351%
Libelle_categorie	Employé	<,0001	170%
Libelle_categorie	Exploitant agricole	<,0001	185%
Libelle_categorie	Fonctio classeA	<,0001	140%
Libelle_categorie	Fonctionnaires et assimilés	<,0001	242%
Libelle_categorie	Gérants et assimilés	<,0001	76%
Libelle_categorie	Ouvrier	<,0001	304%
Libelle_categorie	Profession Médicale	<,0001	228%
Libelle_categorie	Profession libérale	<,0001	154%
Libelle_categorie	Salarié	<,0001	253%
Libelle_categorie	Sans profession et assimilés	<,0001	617%
cat_age	1, Inf à 30 ans	<,0001	118%
cat_age	3, 40 - 50 ans	<,0001	124%
cat_age	4, 50 - 65 ans	<,0001	164%
cat_age	5, Sup à 65 ans	0,999	0%
Tranche_capitaux	0_Capitaux_inf_200	0,0029	106%
Tranche_capitaux	2_Capitaux_sup_500_inf_700	0,001	80%
Tranche_capitaux	3_Capitaux_sup_700_inf_1000	0,403	108%
Tranche_capitaux	4_Capitaux_sup_1000_inf_2000	0,4898	90%
Tranche_capitaux	5_Capitaux_sup_2000	0,9954	0%
Zone_geo	2_Autres_France	<,0001	269%
Zone_geo	3_Rhone	<,0001	209%
Zone_geo	4_31	0,0014	126%
Zone_geo	5_PACA	<,0001	178%
Zone_geo	6_59	<,0001	230%
Zone_geo	7_33	<,0001	190%
Zone_geo	8_Etrangers	0,0025	38%
Zone_geo	9_DOM_TOM	0,0087	125%
Confort	NON	<,0001	74%
Nature_projet	Reprise	<,0001	33%
strate	TS	0,0002	83%

FIGURE 4.20 – GLM initial

Par rapport à ce profil, nous nous rendons compte que le seul profil qui est meilleur est un gérant ou assimilé, empruntant entre 500 000 et 700 000 € en télé-sélection et en reprise, habitant à l'étranger. D'autres profils pourraient sembler meilleurs, notamment les capitaux encore plus élevés que 700 000 € mais malheureusement pour l'instant ces catégories sont non significatives.

## Variable fumeur

En modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon$  sur tout le portefeuille mais en étudiant uniquement l'impact de la variable fumeur, le correctif à appliquer est de 155 %. Autrement dit, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne les fumeurs ont un nombre de sinistres supérieur à 0,45 points par rapport aux non-fumeurs.

Dans le but de débiaiser au maximum les variables les unes par rapport aux autres, nous avons restreint ce GLM sur des profils différents, présentés dans le tableau ci-dessous :

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Fumeur	OUI	30-50 ans, € < 500k, Cadre, IDF / Autre Fr	179 %
Fumeur	OUI	30-50 ans, € < 500k, Confort, Cadre, IDF / Autre Fr, AN, e-sel	192 %
Fumeur	OUI	30-40 ans, € < 200k, Confort, Cadre, IDF, AN, e-sel	187 %

TABLE 4.5 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable fumeur

Pour les 30 à 50 ans, capitaux assurés inférieurs à 500 000 €, habitant Île-de-France ou dans une autre région de France, de statut cadre alors le correctif à appliquer sur les fumeurs par rapport aux non-fumeurs est de 179 %. Et si en plus de ces catégories déjà restreintes, nous tronquons encore le portefeuille à ceux qui ont choisi l'option confort, qui souscrivent pour une affaire nouvelle et en e-sélection alors le correctif devient 192 %.

Cependant, en tronquant le portefeuille aux assurés de 30 à 40 ans ayant souscrit l'option confort en empruntant moins de 200 000 € en affaire nouvelle traitée en e-sélection ou par papier, de profession cadre en Île-de-France, le correctif à appliquer pour pallier la sur-sinistralité des fumeurs est de 187 %. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne les fumeurs ont un nombre de sinistres 0,63 plus élevé que les non-fumeurs.

Les fumeurs sont donc, en moyenne, plus souvent sinistrés que les non-fumeurs.

## Catégorie socio-professionnelle

Dans le but de créer des catégories socio-professionnelles nous avons modéliser le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{statut} + \epsilon$ . La référence est ici une personne de profession cadre en conservant tout le portefeuille :

param	modalite	pvalue	correctif_qx
Libelle_categorie	Agent D'assurance	<,0001	395%
Libelle_categorie	Article 36/Ass,Cadre	<,0001	181%
Libelle_categorie	Artisan	<,0001	249%
Libelle_categorie	Commerçant	<,0001	246%
Libelle_categorie	Divers	<,0001	396%
Libelle_categorie	Employé	<,0001	216%
Libelle_categorie	Exploitant agricole	<,0001	270%
Libelle_categorie	Fonctio classeA	<,0001	165%
Libelle_categorie	Fonctionnaires et assimilés	<,0001	298%
Libelle_categorie	Gérants et assimilés	0,2988	94%
Libelle_categorie	Ouvrier	<,0001	401%
Libelle_categorie	Profession Médicale	<,0001	282%
Libelle_categorie	Profession libérale	<,0001	180%
Libelle_categorie	Salarié	<,0001	321%
Libelle_categorie	Sans profession et assimilés	<,0001	687%

FIGURE 4.21 – GLM sur la variable statut professionnel

Après avoir étudié cette modélisation GLM sur tout le portefeuille afin de savoir quelles étaient les professions les plus à risques, la profession avec un correctif le plus élevé est encore une fois les sans profession, ensuite viennent les ouvriers, les professions dites diverses et les agents d'assurance. Aucune autre profession n'est a priori meilleure que les cadres - les gérants ne sont pas assez nombreux pour être significatifs ici - et la seconde meilleure profession est celle des fonctionnaires de classe A.

Les catégories retenues sont les suivantes :

CSP1	CSP2	CSP3
Article 36/Ass,Cadre	Artisan	Agent D'assurance
Fonctio classeA	Commerçant	Divers
Profession libérale	Employé	Fonctionnaires et assimilés
Gérants et assimilés	Exploitant agricole	Ouvrier
Cadre	Profession Médicale	Salarié
		Sans profession et assimilés

FIGURE 4.22 – Création des CSP<sup>1</sup>

Après avoir créé les catégories socio-professionnelles 1, 2 et 3 comme pour la partie précédente, nous avons modéliser le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{CSP} + \epsilon$ .

Les correctifs à appliquer pour compenser le déséquilibre des sinistres entre les CSP, à la maille du portefeuille entier sont, par rapport à la CSP 1, 216 % pour la CSP 2 et 298 % pour la CSP 3.

1. Pour revenir à l'étude de la garantie décès : page 62

Nous avons ensuite regardé plus précisément les profils ci-dessous :

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Statut professionnel	CSP 2	NF, 30-40 ans, € < 500k,	184 %
	CSP 3	IDF / Autre Fr, AN, Confort, e-sel	331 %
Statut professionnel	CSP 2	NF, 30-40 ans, € < 200k,	296 %
	CSP 3	IDF, AN, Confort, e-sel	349 %
Statut professionnel	CSP 2	NF, 30-40 ans, € < 200k	129 %
	CSP 3	Autre Fr, AN, Confort, e-sel	233 %
Statut professionnel	CSP 2	NF, 30-40 ans, € ∈ [200k ; 500k],	201 %
	CSP 3	IDF, AN, Confort, e-sel	240 %
Statut professionnel	CSP 2	NF, 30-40 ans, € ∈ [200k ; 500k],	118 %
	CSP 3	Autre Fr, AN, Confort, e-sel	257 %

TABLE 4.6 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable catégorie professionnelle

En tronquant le portefeuille aux profils non-fumeurs, de 30 à 40 ans, habitant en Île-de-France ou dans une autre région de France, assurant un capital de moins de 500 000 € en affaire nouvelle souscrite en e-sélection ou par papier en choisissant l'option confort le correctif à appliquer aux CSP 2 est de 184 % par rapport aux CSP 1 et celui à utiliser pour les CSP 3 est de 331 %.

En tronquant encore aux seuls habitants d'Île-de-France qui assurent des emprunts pour des capitaux inférieurs à 200 000 € et les mêmes autres caractéristiques, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne les personnes de CSP 2 ont 1,19 point d'écart par rapport aux CSP 1 et les CSP 3 sont plus sinistrés de 1,26 point par rapport aux CSP 1. Autrement dit, le correctif à appliquer est de 296 % pour les CSP 2 et de 349 % pour les CSP 3. Pour cette population les CSP 3 sont plus sinistrés que les CSP 2 mais si la population sélectionnée habite plutôt dans les autres régions de France alors nous observons que toutes choses égales par ailleurs, en moyenne, que la CSP 2 recense un nombre de 0,26 point de plus de sinistres que la CSP 1 et la CSP 3 un nombre de sinistres supérieur à 0,87 point par rapport à la CSP 1. Soit un correctif à appliquer de 129 % pour la CSP 2 et de 233 % pour la CSP 3.

En regardant toujours sur la même tranche d'âge, à savoir 30 à 40 ans, habitant en Île-de-France, pour des capitaux assurés compris entre 200 000 et 500 000 €, ayant souscrit à l'option confort, pour une affaire nouvelle, non-fumeur, qui sont passés par de la e-sélection ou du papier, le correctif pour les CSP 2 est de 201 % et de 240 % pour les CSP 3. Pour le même profil exactement à l'exception de la localisation qui devient cette fois les autres régions de France alors les correctifs deviennent 118 % pour la CSP 2 et 257 % pour la CSP 3.

Ainsi les CSP, telles que nous les avons définies, ont une sinistralité en moyenne, plus élevée que la CSP 1. La CSP 3 a une sinistralité encore plus détériorée par rapport à la CSP 1 que le CSP 2.

## Âge à l'adhésion

Ensuite nous avons regardé la variable de l'âge à l'adhésion seule modélisant le GLM suivant :  
 $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\hat{\text{age}}} + \epsilon$ .

Les assurés qui ont plus de 65 ans sont très peu concernés par la garantie arrêt de travail, nous allons donc grouper cette garantie avec les assurés qui ont entre 50 et 65 ans. Sur tout le portefeuille, les catégories significatives sont celles des assurés ayant moins de 30 ans et entre 50 et 65 ans. Ainsi le correctif à appliquer est de 150 % pour les moins de 30 ans, 102 % pour ceux qui ont entre 40 et 50 ans et 129 % pour les plus de 50 ans.

Selon les profils nous obtenons des résultats partagés (notamment sur les moins de 30 ans) :

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	NF, CSP 1, AN,	125 %
	40 - 50 ans	€ < 500k, Confort,	128 %
	50 - 65 ans	IDF / Autre Fr, e-sel	143 %
Âge à l'adhésion	40 - 50 ans	NF, CSP 1, € < 200k,	217 %
	50 - 65 ans	IDF, Confort, AN, e-sel	267 %
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	NF, CSP 1, AN,	52 %
	40 - 50 ans	€ ∈ [200k ; 500k],	163 %
	50 - 65 ans	IDF, Confort, e-sel	151 %
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	NF, CSP 1, AN,	194 %
	40 - 50 ans	€ ∈ [200k ; 500k],	123 %
	50 - 65 ans	Autre Fr, Confort, e-sel	191 %

TABLE 4.7 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable âge

Pour les assurés assurant moins de 500 000 €, non-fumeur, de CSP 1, ayant choisi l'option confort, concrétisant une affaire nouvelle en e-sélection, habitant en Île-de-France ou dans une des régions présente dans la catégorie Autre France, les correctifs à appliquer sont de 125 % pour les âges inférieurs à 30 ans, de 128 % pour ceux compris entre 40 à 50 ans et de 143 % pour les âges supérieurs à 50 ans.

En tronquant aux habitants d'Île-de-France, non-fumeurs, CSP 1, ayant souscrit l'option confort en affaire nouvelle et en passant par l'e-sélection pour assurer des capitaux inférieurs à 200 000 € alors les 40 à 50 ans devraient avoir un correctif de 217 % et les plus de 50 ans un correctif de 267 %.

En ne conservant que les assurés non-fumeurs, de CSP 1, résidant en Île-de-France, ayant souscrit à l'option confort en e-sélection, assurant un prêt en affaire nouvelle entre 200 000 et 500 000 €, les correctifs qu'il faudrait appliquer par rapport aux assurés âgés de 30 à 40 ans sont de 52 % pour les moins de 30 ans, 163 % pour les 40 à 50 ans et de 151 % pour les plus de 50 ans.

Pour le même profil mais habitant les autres régions de France, les correctifs changent un peu et deviennent, par rapport à ceux de 30 à 40 ans, 194 % pour les moins de 30 ans, 123 % pour les assurés âgés de 40 à 50 ans et 191 % pour ceux de plus de 50 ans.

## Impact du capital assuré

Puis nous avons regardé l'impact de la variable des capitaux assurés uniquement en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{capitaux}} + \epsilon$ .

Sur l'entièreté du portefeuille, les correctifs à appliquer a priori sont de 146 % pour les montants assurés de moins de 200 000 €, 60 % pour les capitaux entre 500 000 et 700 000 €, 74 % entre 700 000 et 1 M€, 57 % pour les capitaux supérieurs à 1 M€ par rapport aux biens assurés compris entre 200 000 et 500 000 €.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN,	136 %
	€ ∈ [500k ; 1M]	30-40 ans, Confort,	63 %
	€ > 1M	IDF / Autre Fr	26 %
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN, 30-40 ans, Confort, Autre Fr, e-sel	121 %
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN, 30-40 ans, Confort, Autre Fr, TS	505 %

TABLE 4.8 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable capitaux sous risques

En retravaillant les sous-catégories de manière à rassembler ceux qui assurent des capitaux entre 500 k € et 1 M € et ceux qui ont plus de 1 M € ensemble, le correctif pour les capitaux inférieurs à 200 000 € est de 146 %, pour les capitaux entre 200 000 et 500 000 € de 64 % et pour les plus de 1 M € de 53 %.

Pour les habitants d'Île-de-France et des autres régions de France, non-fumeurs de CSP 1, ayant entre 30 et 40 ans et qui ont choisi l'option confort, pour leur affaire nouvelle, les correctifs par rapport aux capitaux assurés entre 200 000 et 500 000 € sont de 136 % pour les prêts de moins de 200 000 €, 63 % entre 500 000 et 1 M€, 26 % pour ceux de plus de 1 M€.

En comparant la télé-sélection et la e-sélection sur le même profil, à savoir les 30 à 40 ans, non-fumeurs, de CSP 1, ayant choisi l'option confort en affaire nouvelle, les capitaux inférieurs à 200 000 € par rapport aux capitaux entre 200 000 € et 500 000 € les premiers ont un correctif à appliquer de 121 % pour ceux qui ont souscrit en e-sélection et de 505 % pour ceux qui ont souscrit en télé-sélection. Ainsi sur ce même profil, en regardant les capitaux, la e-sélection est meilleure que la télé-sélection. Cependant, sur ces profils il y a très peu d'assurés qui passent par de la télé-sélection.

Nous pouvons donc statuer que, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, les assurés empruntant des capitaux plus élevés ont une sinistralité moins élevée.

## Zone géographique

Ensuite nous avons regardé la variable zone géographique en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{géo}} + \epsilon$ .

La référence est ici une personne habitant dans la région Île-de-France en regardant sur tout le portefeuille.

param	modalite	pvalue	correctif_qx
Zone_geo	2_Autres_France	<,0001	347%
Zone_geo	3_Rhone	<,0001	234%
Zone_geo	4_31	<,0001	142%
Zone_geo	5_PACA	<,0001	196%
Zone_geo	6_59	<,0001	268%
Zone_geo	7_33	<,0001	226%
Zone_geo	8_Etrangers	0,0006	34%
Zone_geo	9_DOM_TOM	<,0001	152%

FIGURE 4.23 – GLM sur la variable zone géo

La seule zone géographique avec une sinistralité moins élevée que l'Île-de-France est celle des pays étrangers.

Afin de faciliter la lecture avec un nombre moins élevé de sous-catégorie, nous avons regroupé, selon l'impact sur la sinistralité et l'exposition des zones, les modalités suivantes : 3\_Rhone, 4\_31, 5\_PACA, 6\_59 et 7\_33 qui font maintenant part de la variable 3\_Zone\_geo\_Fr.

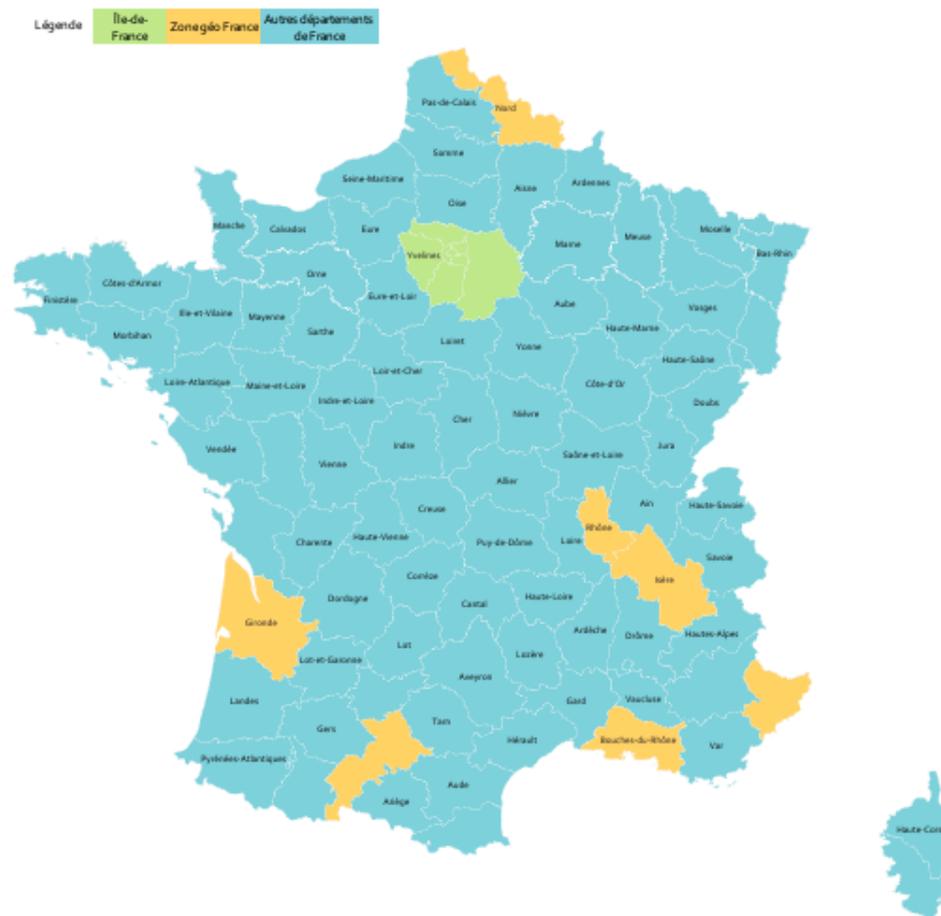


FIGURE 4.24 – Retraitement de la variable zone géo

Nous avons retenu, en plus de ces trois catégories qui sont en France métropolitaine, les DOM-TOM et pays étrangers.

param	modalite	pvalue	correctif_qx
Zone_geo	2_Autres_France	<,0001	347%
Zone_geo	3_Zone_geo_Fr	<,0001	222%
Zone_geo	8_Etrangers	0,0006	34%
Zone_geo	9_DOM_TOM	<,0001	152%

FIGURE 4.25 – GLM sur la variable zone géo après regroupement de modalités

Sur tout le portefeuille, par rapport aux habitants d’Île-de-France, la seule zone géographique qui a une sinistralité moins élevée est encore une fois, les étrangers avec un correctif de 34 %, il faut néanmoins noter que peu d’étrangers sont présents dans le portefeuille. Les autres régions de France sont la zone géographique avec le correctif le plus élevé à appliquer (347 %).

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Zone géographique	Autres France	NF, AN	337 %
	Zone geo Fr	30-40 ans, CSP 1,	259 %
	DOM-TOM	€ < 500k, e-sel	387 %
Zone géographique	Autres France	NF, Confort, AN	423 %
	Zone geo Fr	30-40 ans, CSP 1, e-sel	361 %
	DOM-TOM	€ < 200k	819 %
Zone géographique	Autres France	NF, Confort, AN	286 %
	Zone geo Fr	30-40 ans, CSP 1,	176 %
	DOM-TOM	€ ∈ [200k ; 500k], e-sel	452 %

TABLE 4.9 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable zone géographique

En conservant uniquement les profils assurant en affaire nouvelle des capitaux inférieurs à 500 000 €, non-fumeurs, de CSP 1, âgés de 30 à 40 ans à l’adhésion, ayant réalisé une sélection via la e-sélection alors les correctifs à appliquer sont de 337 % pour les autres régions de France, pour notre nouvelle variable zone géo France, le correctif à appliquer est de 259 % et pour les DOM-TOM le correctif est de 387 %.

En tronquant le portefeuille aux seuls assurés non-fumeurs de CSP 1 assurant un capital moins de 200 000 €, ayant entre 30 et 40 ans ayant souscrit l’option confort en affaire nouvelle par le mode de sélection papier ou e-sélection, alors la catégorie des étrangers n’est plus significative, en effet il s’agit d’une population assez aisée qui emprunte des capitaux plutôt élevés ; ainsi en tronquant le portefeuille, cette population n’est plus suffisamment importante pour rester significative lors de la mise en place d’une modélisation GLM. Les régions du Rhône, PACA, Nord, Nouvelle Aquitaine et Garonne sont celles ayant le plus petit correctif à appliquer malgré le fait qu’elles soient sur-sinistrées par rapport aux habitants d’Île-de-France : 361 %. Les autres régions de France ont un correctif de 423 % et les DOM-TOM de 819 %. Ils deviennent donc les habitants ayant la sur-sinistralité la plus importante alors que précédemment, sur tout le portefeuille ils étaient ceux qui avaient la sur-sinistralité la moins élevée.

En regardant le même profil mais avec des capitaux sous risques qui sont maintenant compris entre 200 000 et 500 000 €, les correctifs deviennent : 286 % pour les autres régions de France, 176 % pour notre nouvelle variable des régions de France et 452 % pour les DOM-TOM.

### Variable de l'option confort

Nous avons regardé la variable liée à l'option confort en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{confort} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, les assurés qui ne souscrivent pas l'option ont une minorité de sinistres par rapport aux autres, en effet le coefficient qui doit leur être appliqué est de 85 % ce qui est inférieur à 1.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Option confort	NON	NF, € < 500k, IDF / Autre Fr, 30-50 ans, CSP 1, AN, e-sel	73 %
Option confort	NON	NF, € ∈ [200k ; 500k], IDF, 30-40 ans, CSP 1, AN	64 %
Option confort	NON	NF, € ∈ [200k ; 500k], Autre Fr, 30-40 ans, CSP 1, AN	68 %
Option confort	NON	NF, € < 200k, Autre Fr, 30-40 ans, CSP 1, AN	68 %

TABLE 4.10 – GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique pour la variable confort

Pour les habitants d'Île-de-France ou dans les autres régions de France, non-fumeurs de CSP 1, assurant des capitaux inférieurs à 500 000 €, de 30 à 50 ans, en affaire nouvelle avec la sélection des risques effectuée en e-sélection, les assurés ne choisissant pas l'option confort sont en moyenne et toutes choses égales par ailleurs moins sinistrés de 0,31 point d'écart par rapport à ceux qui prennent l'option. Autrement dit, un correctif inférieur à 1 est à appliquer pour ceux ne prenant pas l'option (73 %).

En ne conservant que les assurés non-fumeurs de CSP 1, habitant en Île-de-France assurant entre 200 000 et 500 000 € en affaire nouvelle et ayant entre 30 et 40 ans, alors toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne les assurés qui ne prennent pas l'option confort ont une sinistralité inférieure de 0,44 point par rapport à ceux qui prennent l'option. Autrement dit, le correctif s'abaisse encore pour atteindre 64 %.

Le même profil mais cette fois habitant dans les autres régions de France aura un correctif de 68 %.

Et pour un profil encore similaire mais habitant toujours dans une autre région de France et assurant cette fois moins de 200 000 €, le correctif reste à 68 %.

## Impact de la nature du projet

Nous avons étudié l'impact de la nature du projet en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{projet}} + \epsilon$ .

En modélisant ce GLM sur tout le portefeuille, le correctif à appliquer pour ceux assurant un emprunt en reprise est de 45 %. Autrement dit, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne les prêts qui sont faits en reprise sont moins sinistrés de 0,8 point d'écart avec les affaires nouvelles.

Nous avons très peu d'assurés en reprise, ainsi nous n'avons pas pu, avec le temps imparti, trouver une sous-segmentation du portefeuille qui nous donnait des résultats significatifs.

## Mode de sélection

Enfin nous avons regardé la variable liée au mode de sélection en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{sélection}} + \epsilon$ .

Sur tout le portefeuille, le correctif à appliquer est de 61 % pour ceux qui souscrivent via la télé-sélection par rapport aux autres modes de sélection des risques.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Sans sélection médicale
Mode de sélection	TS	NF, € ∈ [200k ; 1M], CSP 1, 30-40 ans, IDF / Autre Fr, Confort, AN	60 %

TABLE 4.11 – GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique pour le mode de sélection

Peu de personnes passent par une souscription en télé-sélection, mais en ne conservant que les assurés non-fumeur de CSP 1, de 30 à 40 ans, assurant des capitaux entre 200 000 et 1 M€ en affaire nouvelle, habitant en Île-de-France ou dans une autre région de France prenant l'option confort alors, toutes choses étant égales par ailleurs, en moyenne, les assurés ayant souscrit en télé-sélection ont une sinistralité plus faible que les e-sélection ou papier à 0,52 point d'écart. Autrement dit, le correctif à appliquer serait de 60 %.

Ce que nous pouvons retenir du mode de sélection c'est qu'il a un impact non négligeable sur la sinistralité en arrêt de travail comme en décès. La télé-sélection semble donc être le mode de sélection avec lequel moins de sinistre se réalisent.

Le but de ce mémoire est dans un premier temps de pouvoir analyser le portefeuille et la sinistralité à venir des assurés en s'appuyant sur la sinistralité que nous avons observée. Il pourra également permettre d'évaluer des tarifs et de réaliser des business plans en connaissant a priori les risques sous-jacents des profils. Lors de ces études, l'impact de la sélection médicale est un biais important qu'il ne faut pas négliger.

# Chapitre 5

## Confrontation des résultats

### 5.1 Informations préalables

Dans le contexte de la loi Lemoine où la sélection médicale a été supprimée pour certains profils, ce dernier chapitre va permettre de faire une première approximation de l'effet de la sélection médicale. Pour cela nous allons comparer les données soumises à l'effet de la sélection médicale, qui sont les données actuelles à la maille tête non tronquées, avec les données à la maille affaire que nous avons tronquées une fois que l'effet de la sélection médicale s'est estompé et qui, aujourd'hui, sont les données qui s'approchent le plus des données futures, soumises à la loi Lemoine. Notons quand même quelques biais : la durée de l'effet de la sélection médicale n'est pas la même sur tous les profils alors que nous avons pris une moyenne lissée sur tout le portefeuille. Il y a aussi le profil sur lequel la loi s'applique qui n'est pas pris en compte, c'est-à-dire que nous conservons tout le portefeuille pour plus de robustesse. Nous n'avons également pas pu tenir compte des profils qui sont refusés aujourd'hui à la suite de leur sélection médicale puisque nous avons des bases comprenant des assurés qui passent, si nécessaire, par une sélection médicale.

Malgré tout, nous allons essayer d'observer si l'absence de sélection médicale peut être substituée ou non, par une analyse basée sur les caractéristiques des assurés en e-sélection ou encore par une analyse plus poussée grâce à un conseiller formé pour la télé-sélection.

Afin de pouvoir comparer et évaluer l'impact de la sélection médicale nous avons réalisé au préalable les mêmes études que celles que nous venons de présenter, sur tous les sinistres compris dans les bases 1 et 2 qui sont à la maille d'une ligne par assuré. Ainsi, nous avons à notre disposition les GLM effectués sur la totalité des durées de contrats, c'est-à-dire également en présence de sélection médicale, mais aussi les résultats que nous venons d'énoncer, en tronquant ce qui a lieu sous l'effet de la sélection médicale et en ne conservant que les informations postérieures à cet effet. Nous allons, dans cette partie, pouvoir comparer les deux études menées et ainsi, mesurer l'effet de la sélection médicale sur les  $q_x$ . Il faut noter que, dans la première base qui comprend les sinistres soumis à la sélection médicale, les sinistres présents ne sont pas uniquement ceux qui ont eu lieu sous son effet mais aussi ceux survenus une fois l'effet de la sélection médicale estompé, ainsi l'écart observé entre les  $q_x$  proviendra uniquement de l'effet de la sélection médicale.

De manière à avoir en tête ce dont il est question ici, voici un schéma qui présente les deux études et leur différence :

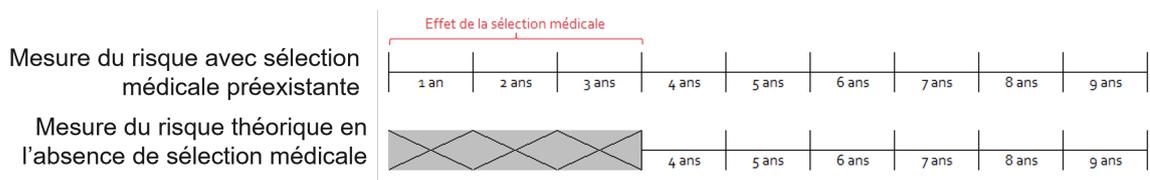


FIGURE 5.1 – Différence entre les deux bases étudiées

Lors de l'élaboration des différents GLM qui nous permettent de retrouver les  $q_x$  (comme expliqué précédemment), nous avons pris note du fait que les  $q_x$  seuls seront impactés ou non par la sélection médicale. Si nous avons comparé les correctifs calculés, nous aurions ajouté un biais par le fait que la référence est également impactée par l'effet de la sélection médicale. Ainsi, en comparant uniquement les  $q_x$  entre eux, nous analyserons bien le taux de mortalité ou d'entrée en arrêt de travail avec et sans l'effet de la sélection médicale.

Par souci de confidentialité nous ne présenterons que les ratios et non les  $q_x$  obtenus. Nous rappelons également que les données ont été modifiées et donc que les résultats en seront affectés. Le calcul des écarts a été effectué comme suit :

$$\frac{q_x \text{ sans sélection médicale}}{q_x \text{ avec sélection médicale}} = \frac{q_{x_{SM}}}{q_x}$$

En définitive, quand l'écart est supérieur à 1, le taux de mortalité est plus important dès lors que la sélection médicale ne semble plus faire effet. Ceci reflète l'effet bénéfique de la sélection médicale sur la sinistralité et la suppression de cette dernière impliquera une dégradation des risques et des sinistres se déclareront possiblement dès le début des contrats.

À l'inverse quand l'écart est inférieur ou égal à 1, le taux de mortalité, ou de survenance d'un arrêt de travail, est plus élevé sur toute la durée du contrat. Ainsi, la plupart des sinistres se sont produits de manière aléatoire indépendamment de l'effet de la sélection médicale. Sa suppression pourrait ne pas significativement déformer le risque des assurés sur une période d'observation suffisamment longue.

En ce qui concerne la référence des GLM effectués, nous ferons la même étude mais en prenant les  $q_{x0}$ . Ainsi nous aurons les impacts de toutes les sous-catégories.

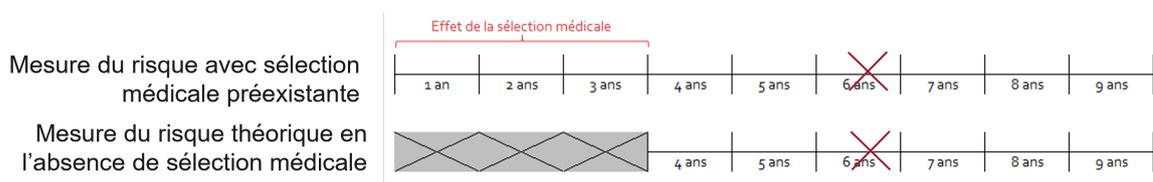


FIGURE 5.2 – Exemple ratio supérieur à 1

Dans l'exemple ci-dessus, en supposant que l'effet de la sélection médicale dure 3 ans et que l'étude est faite sur 9 ans, alors les  $q_x$  sont de :  $q_x = \frac{1}{9}$  et  $q_{x_{SM}} = \frac{1}{6}$ .

Ici nous sommes bien dans le cas où  $q_{x_{SM}} > q_x$  et donc le ratio est supérieur à 1.

Ce schéma, qui semble être le plus représentatif de la réalité actuelle avec une sélection médicale bénéfique pour les risques, montre que le risque mesuré sur la période complète est inférieur à celui estimé post-période théorique d'effet de la sélection médicale, ainsi la suppression de la sélection médicale semble indiquer une potentielle dégradation du risque global sur la durée.

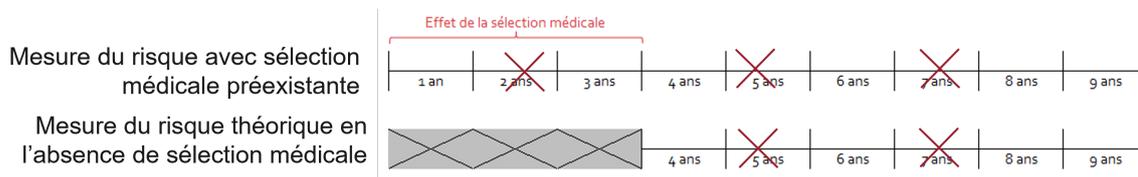


FIGURE 5.3 – Exemple ratio inférieur à 1

Au contraire dans cet exemple, avec les mêmes hypothèses nous avons les  $q_x$  qui valent :  $q_x = \frac{3}{9}$  et  $q_{x_{SM}} = \frac{2}{6}$ .

Ici nous sommes dans le cas où  $q_{x_{SM}} \leq q_x$  et donc le ratio est inférieur à 1.

Dans ce cas, le risque semble être le même indépendamment de l'effet de la sélection médicale et donc sa suppression pourrait ne pas significativement dégrader le risque sur une échelle de temps suffisamment longue.

Les X présents à certains endroits dans les tableaux signifient qu'au moins un des deux  $q_x$  est non significatif, ainsi aucun écart ne pourra être calculé.

Nous allons commencer par la comparaison du risque décès sur tout le portefeuille caractéristique par caractéristique puis au global, en prenant simultanément toutes les informations des assurés, et pour finir, nous restreindrons le portefeuille à certains profils pour chaque caractéristique. Nous ferons ensuite de même pour le risque arrêt de travail. Nous n'avons modélisé que le risque d'entrée en arrêt de travail et pas le risque de maintien de l'arrêt qui pourrait faire l'objet d'une étude complémentaire.

Lors des études à profil restrictif, les profils étudiés entre les deux analyses ne sont pas rigoureusement les mêmes : pour le portefeuille biaisé par la sélection médicale, nous n'avons jamais restreint à un unique mode de sélection. Ainsi, quand il sera question de e-sélection ou télé-sélection dans l'indication des profils restreints, ce ne sera le cas que pour le portefeuille excluant la période d'effet de la sélection médicale. Ces caractéristiques seront d'ailleurs signalées par une \* signifiant que ce paramètre restrictif n'agit que sur une des deux études.

## 5.2 Effet de la sélection médicale sur les décès

### 5.2.1 GLM global par caractéristique

Nous avons commencé par la réalisation de plusieurs GLM, un par caractéristique, c'est-à-dire que nous avons regardé d'abord uniquement la caractéristique fumeur, puis l'âge à l'adhésion séparément, puis exclusivement les capitaux assurés et enfin le statut professionnel seul. Les modèles se sont donc écrits successivement :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon$  pour

l'analyse de la caractéristique fumeur puis  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \epsilon$  pour l'analyse de l'âge à l'adhésion puis  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{capitiaux}} + \epsilon$  pour l'analyse des capitaux assurés et enfin  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{statut}} + \epsilon$  pour l'analyse des statuts professionnels.

Les résultats ont été mis sous forme de tableau pour plus de lisibilité :

Catégorie	Sous-catégorie	Ecart
Fumeur	OUI	58 %
	NON	75 %
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	45 %
	30 - 40 ans	68 %
	40 - 50 ans	76 %
	50 - 65 ans	71 %
	Sup à 65 ans	76 %
Capitaux assurés	Capitaux < 200k €	68 %
	Capitaux ∈ [200k ; 500k] €	70 %
	Capitaux ∈ [500k ; 1M] €	104 %
	Capitaux > 1M €	109 %
Statut professionnel	CSP 1	72 %
	CSP 2	77 %
	CSP 3	78 %

TABLE 5.1 – GLM DC sur tout le portefeuille caractéristique par caractéristique

La sélection médicale a un impact léger pour cette première étude. En effet, les deux seules caractéristiques pour lesquelles l'effet de la sélection médicale impliquera potentiellement une dégradation du risque en moyenne sont les capitaux supérieurs à 500 k€, et donc supérieurs à 1 M€. Cependant, nous restons relativement proches de 100 % sur ces sous-catégories. Les autres caractéristiques ont donc, à ce stade, une sinistralité qui évoluera, a priori, peu avec la suppression du questionnaire médical.

## 5.2.2 GLM global sur toutes les caractéristiques simultanément

Ensuite, nous avons effectué un modèle GLM global avec toutes les caractéristiques des assurés. Le modèle pour l'analyse avec sélection médicale des premières bases s'écrit :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{fumeur}} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{\text{capitiaux}} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{\text{CSP}} + \epsilon$$

Et nous avons ajouté le mode de sélection pour l'analyse présentée dans le chapitre 4 en l'absence théorique d'effet de la sélection médicale :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{fumeur}} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{\hat{age}} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{\text{capitiaux}} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{\text{CSP}} + \beta_5 \times \mathbf{1}_{\text{Mode sel}} + \epsilon$$

Les résultats de ces deux GLM ont été renseignés dans le tableau ci-dessous :

Catégorie	Sous-catégorie	Ecart
Fumeur	OUI	49 %
Âge à l'adhésion	Inférieur à 30 ans	42 %
	40 - 50 ans	73 %
	50 - 65 ans	68 %
	Sup à 65 ans	67 %
Capitaux assurés	Capitaux < 200k €	65 %
	Capitaux ∈ [500k ; 1M] €	94 %
	Capitaux > 1M €	87 %
Statut professionnel	CSP 2	74 %
	CSP 3	77 %
Référence	NF, CSP1, 30 - 40 ans, € ∈ [200k ; 500k], e-sel*	65 %

TABLE 5.2 – GLM DC global sur toutes les caractéristiques de tout le portefeuille

Par rapport à l'étude précédente, où le GLM était réalisé par caractéristique, les capitaux supérieurs à 500 k€ sont cette fois en-dessous de 100 % et donc la sélection médicale ne déformerait pas significativement le risque sur une période de temps suffisamment longue.

### 5.2.3 GLM par caractéristique sur différents profils

Lorsque nous nous sommes intéressés à certains profils types afin de débiaiser au maximum les caractéristiques les unes par rapport aux autres, les résultats étaient plutôt partagés.

Ici nous avons commencé par l'étude de la variable fumeur après avoir réduit le portefeuille aux seuls profils précisés sur lequel nous avons appliqué le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Fumeur	OUI	Cadre, e-sel*,	56 %
	NON	30-50 ans, € < 500k	73 %
Fumeur	OUI	Cadre, e-sel*,	115 %
	NON	30-40 ans, € ∈ [200k ; 500k]	63 %

TABLE 5.3 – GLM DC sur différents profils restrictifs selon l'information fumeur

Selon le profil restrictif, pour les assurés fumeurs, l'effet de la sélection médicale pourrait ne pas significativement modifier leur sinistralité, alors que pour le second profil, qui est plus limitant que le premier, il semble que la suppression de la sélection médicale entraînerait une dégradation du risque chez les assurés fumeurs. Il est donc impossible de conclure indépendamment du profil sous-jacent que la suppression de la sélection médicale entraîne une dégradation du risque.

À l'inverse, pour les non-fumeurs, qui ont quant à eux toujours un ratio inférieur à 100 %, l'effet de la sélection médicale ne semble pas impacter significativement le risque.

Pour l'âge à l'adhésion, les moins de 30 ans n'ont pas été significatifs sur aucun profil testé. Pour rappel, le GLM effectué était le suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{âge}} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Âge à l'adhésion	30 - 40 ans	€ < 500k, NF, CSP 1, e-sel*	64 %
	40 - 50 ans		74 %
	50 - 65 ans		66 %
	Sup à 65 ans		49 %
Âge à l'adhésion	30 - 40 ans	€ < 200k, NF, CSP 1	59 %
	40 - 50 ans		78 %
	50 - 65 ans		67 %
	Sup à 65 ans		35 %
Âge à l'adhésion	30 - 40 ans	€ ∈ [200k ; 500k], NF, CSP 1	63 %
	40 - 50 ans		70 %
	50 - 65 ans		64 %
	Sup à 65 ans		118 %

TABLE 5.4 – GLM DC sur différents profils restrictifs âge par âge

Nous observons que, pour les assurés âgés entre 30 et 65 ans, la sélection médicale ne semble pas impacter la sinistralité, ce qui laisse supposer que sans cette sélection, la sinistralité serait inchangée sur un temps d'étude assez long. Néanmoins, l'analyse des différents profils montre que l'effet de la sélection médicale impacterait la mortalité pour les plus de 65 ans. Pour cette sous-catégorie, nous ne pouvons pas trancher sur l'impact seul de l'âge, car selon les profils, notamment liés aux capitaux sous risques, l'écart est soit bien en-dessous de 100 % soit au-dessus.

Concernant les capitaux assurés, la sous-catégorie des emprunts supérieurs à 1 M € n'est pas significative sur aucun profil que nous avons testé pour les deux analyses simultanément, nous n'avons donc pas pu calculer d'écarts.

Le GLM s'écrit de la façon suivante :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{capitaux}} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Capitaux assurés	€ < 200k	30-50 ans, NF, CSP 1, e-sel*	70 %
	€ ∈ [200k ; 500k]		69 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		173 %
Capitaux assurés	€ < 200k	30-40 ans, NF, CSP 1, e-sel*	59 %
	€ ∈ [200k ; 500k]		63 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		X
Capitaux assurés	€ < 200k	40-50 ans, NF, CSP 1, e-sel*	X
	€ ∈ [200k ; 500k]		70 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		192 %

TABLE 5.5 – GLM DC sur différents profils restrictifs concernant les capitaux sous risques

Nous pouvons établir que pour les capitaux inférieurs à 200 k€ et ceux compris entre 200 k et 500 k€, l'effet de la sélection médicale ne déforme pas significativement le risque. Cependant, pour les capitaux sous risques compris entre 500 k et 1 M€ c'est l'effet inverse qui s'observe c'est-à-dire que la sinistralité serait dégradée en l'absence de sélection médicale. Ceci confirme les résultats de la première étude. Par ailleurs, sur ces profils empruntant des capitaux importants, une sélection médicale plus poussée est souvent mise en place à juste titre.

Les différentes catégories socio-professionnelles sont rarement significatives sur les profils testés pour le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{CSP} + \epsilon$ .

Malgré tout, il semble que pour la CSP 1 et la CSP 2, la sinistralité est plus élevée sur les périodes de sélection médicale :

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Statut professionnel	CSP 1	€ < 200k, NF, 40-50 ans	78 %
	CSP 2		69 %
	CSP 3		X

TABLE 5.6 – GLM DC sur différents profils restrictifs pour la CSP

Ainsi pour la CSP 1 et la CSP 2 il n'y aurait pas d'impact de la sélection médicale qui est à prévoir et la sinistralité serait inchangée suite à la suppression du questionnaire médical.

En conclusion sur la garantie décès, nous pouvons statuer que, selon toute vraisemblance et d'après nos études avec des portefeuilles déformés, les capitaux supérieurs à 500 k€ pourraient subir une dégradation du risque. Cependant, la loi Lemoine ne prévoit pas de leur enlever le questionnaire médical.

Pour les fumeurs et les personnes âgées de plus de 65 ans à l'adhésion, selon les profils, la sinistralité va être dégradée ou ne va pas évoluer selon la suppression de la sélection médicale. Nous ne pouvons donc pas conclure de manière certaine en s'appuyant sur nos études. Ici encore les personnes âgées de plus de 65 ans à l'adhésion ne sont pas concernées par la loi.

À l'inverse, les sous-catégories des assurés de 30 à 65 ans, non-fumeurs, les capitaux inférieurs à 500 k€ et toutes les CSP ne seront, quant à elles, a priori pas significativement déformées par la suppression de la sélection médicale.

## 5.3 Effet de la sélection médicale sur les arrêts de travail

### 5.3.1 GLM global par caractéristique

Nous avons commencé par l'élaboration des GLM caractéristique par caractéristique et nous obtenons les résultats présentés dans le tableau suivant.

Les modèles se sont écrits successivement pour chaque ligne :

- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon$  pour l'analyse de la caractéristique fumeur,
- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{âge}} + \epsilon$  pour l'analyse de l'âge à l'adhésion,

- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{capitaux} + \epsilon$  pour l'analyse des capitaux assurés,
- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{statut} + \epsilon$  pour l'analyse des statuts professionnels,
- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{zone\ géo} + \epsilon$  pour l'analyse des zones géographiques,
- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{option\ confort} + \epsilon$  pour l'analyse de l'option confort,
- $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{nature\ projet} + \epsilon$  pour l'analyse de la nature du projet.

Catégorie	Sous-catégorie	Ecart
Fumeur	OUI	86 %
	NON	83 %
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	123 %
	30 - 40 ans	56 %
	40 - 50 ans	82 %
	50 - 65 ans	91 %
Capitaux assurés	Capitaux < 200k €	82 %
	Capitaux ∈ [200k ; 500k] €	77 %
	Capitaux ∈ [500k ; 1M] €	71 %
	Capitaux > 1M €	82 %
Statut professionnel	CSP 1	84 %
	CSP 2	84 %
	CSP 3	82 %
Zone géographique	IDF	83 %
	Autres France	82 %
	Zone geo Fr	83 %
	Etrangers	52 %
	DOM-TOM	91 %
Option confort	NON	81 %
	OUI	84 %
Nature projet	Reprise	74 %
	AN	83 %

TABLE 5.7 – GLM AT sur tout le portefeuille caractéristique par caractéristique

Les écarts qui sont supérieurs à 100 % sont ceux qui nous intéressent car ils montrent que la suppression de la sélection médicale induirait une possible dégradation du risque. C'est uniquement le cas pour les assurés de moins de 30 ans. Les autres catégories, notamment les étrangers et les assurés de 30 à 40 ans, ont une sinistralité qui est plus élevée sur toute la période étudiée que sur la période post effet de la sélection médicale et donc la sinistralité de ces variables ne devrait pas significativement évoluer avec la suppression du questionnaire médical.

### 5.3.2 GLM global sur toutes les caractéristiques simultanément

Ensuite nous avons effectué un GLM global sur tout le portefeuille, le modèle pour l'analyse avec sélection médicale des premières bases s'écrit :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{\hat{a}ge} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{capitiaux} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{CSP} + \beta_5 \times \mathbf{1}_{géo} + \beta_6 \times \mathbf{1}_{confort} + \beta_7 \times \mathbf{1}_{projet} + \epsilon$$

Et nous avons ajouté le mode de sélection pour l'analyse présentée dans le chapitre 4 sans la sélection médicale :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \beta_2 \times \mathbf{1}_{\hat{a}ge} + \beta_3 \times \mathbf{1}_{capitiaux} + \beta_4 \times \mathbf{1}_{CSP} + \beta_5 \times \mathbf{1}_{géo} + \beta_6 \times \mathbf{1}_{confort} + \beta_7 \times \mathbf{1}_{projet} + \beta_8 \times \mathbf{1}_{Mode\ sel} + \epsilon$$

Les résultats de ces deux GLM ont été renseignés dans le tableau ci-dessous :

Catégorie	Sous-catégorie	Ecart
Fumeur	OUI	82 %
Âge à l'adhésion	Inférieur à 30 ans	83 %
	40 - 50 ans	79 %
	50 - 65 ans	77 %
Capitaux assurés	Capitaux < 200k €	86 %
	Capitaux ∈ [500k ; 1M] €	81 %
	Capitaux > 1M €	89 %
Statut professionnel	CSP 2	79 %
	CSP 3	77 %
Zone géographique	Autres France	80 %
	Zone geo Fr	81 %
	Etrangers	50 %
	DOM-TOM	89 %
Option confort	NON	79 %
Nature projet	Reprise	74 %
Référence	CSP 1, NF, 30 - 40 ans, IDF, AN, € ∈ [200k ; 500k], confort, e-sel*	80 %

TABLE 5.8 – GLM AT global sur tout le portefeuille pour la garantie arrêt de travail

Nous n'avons ici que des écarts inférieurs à 100 %, signifiant que la sélection médicale pourrait ne pas significativement déformer la sinistralité.

### 5.3.3 GLM par caractéristique sur différents profils

En effectuant des GLM catégorie par catégorie avec des profils ciblés les résultats sont plutôt partagés et nous allons les présenter ci-dessous.

Pour commencer nous avons étudié la variable fumeur seule en modélisant le GLM suivant :

$$g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{fumeur} + \epsilon.$$

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Fumeur	OUI	30-50 ans, IDF / Autre Fr	88 %
	NON	Cadre, € < 500k,	80 %
Fumeur	OUI	30-50 ans, IDF / Autre Fr,	86 %
	NON	Cadre, € < 500k, Confort, AN, e-sel*	83 %
Fumeur	OUI	30-40 ans, IDF,	37 %
	NON	Cadre, € < 200k, Confort, AN, e-sel*	81 %

TABLE 5.9 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable fumeur

Les résultats permettent d'établir que, pour les fumeurs, dépendamment du profil restrictif la conclusion se renforce. En effet, les profils s'affinent en même temps que les écarts diminuent ainsi, la suppression de la sélection médicale ne semble pas significativement impacter la sinistralité. Pour les non-fumeurs, la conclusion est la même mais le ratio est moins évolutif selon les différents profils.

Ensuite nous avons regardé la variable de l'âge à l'adhésion en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\hat{\text{age}}} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	NF, CSP 1, AN, €	72 %
	30 - 40 ans	€ [200k ; 500k], IDF,	90 %
	40 - 50 ans	Confort, e-sel*	96 %
	50 - 65 ans		92 %
Âge à l'adhésion	Inf à 30 ans	NF, CSP 1, AN, €	103 %
	30 - 40 ans	€ [200k ; 500k], Autre	86 %
	40 - 50 ans	Fr, Confort, e-sel*	130 %
	50 - 65 ans		100 %

TABLE 5.10 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable âge

Pour cette étude les résultats sont partagés de telle sorte qu'aucune conclusion ne peut être tirée à l'exception des profils de 30 à 40 ans qui ne semblent pas être impactés par l'absence de la sélection médicale dans leur sinistralité. Autrement dit, l'absence de questionnaire médical ne devrait pas significativement faire évoluer le risque.

Puis nous avons regardé la variable des capitaux assurés en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{\text{capitaux}} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN, 30-40 ans, Confort, IDF / Autre Fr	83 %
	€ ∈ [200k ; 500k]		84 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		70 %
	€ > 1M		40 %
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN, 30-40 ans, Confort, Autre Fr, e-sel*	82 %
	€ ∈ [200k ; 500k]		86 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		X
	€ > 1M		X
Capitaux assurés	€ < 200k	NF, CSP 1, AN, 30-40 ans, Confort, Autre Fr, TS*	265 %
	€ ∈ [200k ; 500k]		66 %
	€ ∈ [500k ; 1M]		X
	€ > 1M		X

TABLE 5.11 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable capitaux sous risques

Les différents profils que nous avons étudiés ici ne permettent pas d’obtenir une conclusion pour les capitaux inférieurs à 200 000 € car les résultats se contredisent. Concernant les capitaux entre 200 000 et 500 000 € il semble qu’ils ne soient pas impactés par la suppression de la sélection médicale. Par ailleurs, sur le seul profil qui est significatif dans les deux études pour les capitaux assurés de plus de 500 000€, la même conclusion peut être énoncée, c’est-à-dire qu’il semblerait que la suppression du questionnaire médical n’entraîne pas de changement dans l’appréciation du risque.

Par la suite nous avons regardé la variable catégorie socio-professionnelle en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{CSP} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Statut professionnel	CSP 1	NF, 30-40 ans, IDF,	75 %
	CSP 2	€ < 200k, AN,	159 %
	CSP 3	Confort, e-sel*	81 %
Statut professionnel	CSP 1	NF, 30-40 ans, Autre	82 %
	CSP 2	Fr, € < 200k, AN,	74 %
	CSP 3	Confort, e-sel*	84 %
Statut professionnel	CSP 1	NF, 30-40 ans, IDF,	90 %
	CSP 2	€ ∈ [200k ; 500k],	64 %
	CSP 3	AN, Confort, e-sel*	50 %
Statut professionnel	CSP 1	NF, 30-40 ans, Autre	86 %
	CSP 2	Fr, € ∈ [200k ; 500k],	71 %
	CSP 3	AN, Confort, e-sel*	64 %

TABLE 5.12 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable catégorie professionnelle

Pour les CSP 1 et 3 les résultats sont tous unanimes : la sélection médicale pourrait ne pas

significativement impacter la sinistralité. À l'inverse pour la CSP 2, selon les profils les écarts évoluent autour de 100 %. Cependant, nous pouvons raisonnablement dire que la sélection médicale ne semblerait pas affecter la sinistralité des assurés sur une période suffisamment longue étant donné qu'il y a un nombre plus important de ratios inférieurs à 100 %.

Ensuite nous avons regardé la variable zone géographique en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{géo} + \epsilon$ .

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Zone géographique	IDF	NF, Confort, AN, 30-40 ans, CSP 1, € < 200k, e-sel*	75 %
	Autre Fr		82 %
	Zone geo Fr		91 %
	DOM-TOM		X
Zone géographique	IDF	NF, Confort, AN, 30-40 ans, CSP 1, € ∈ [200k ; 500k], e-sel*	90 %
	Autre Fr		86 %
	Zone geo Fr		70 %
	DOM-TOM		80 %

TABLE 5.13 – GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable zone géographique

Les résultats obtenus avec les différents ratios de  $q_x$  vont tous dans le même sens : la sélection médicale ne devrait sensiblement pas déformer le risque.

Enfin nous avons regardé la variable liée à l'option confort en modélisant le GLM suivant :  $g(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \times \mathbf{1}_{confort} + \epsilon$ . Malheureusement cette variable n'était pas significative sur beaucoup de profils.

Catégorie	Sous-catégorie	Profil	Ecart
Option confort	NON	NF, € < 200k, 30-40 ans, CSP 1, Autre Fr, AN	71 %
	OUI		82 %

TABLE 5.14 – GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique autre que la variable confort

A priori, un certain nombre de sinistres sont plutôt déclarés de la même façon au cours de la vie des contrats et donc le risque ne devrait pas évoluer suite à la suppression du questionnaire médical.

Pour la reprise, aucun des profils testés n'a été significatif.

En conclusion sur le risque arrêt de travail, toutes les études s'accordent à dire que, hormis les âges à l'adhésion, la CSP 2 et les capitaux inférieurs à 200 k€ dans une moindre mesure, la sinistralité de toutes les autres sous-catégories ne devrait pas significativement évoluer avec la suppression du questionnaire médical.

En ce qui concerne l'âge il semble que les moins de 30 ans et les assurés entre 40 et 65 ans, ont plutôt tendance à avoir une sinistralité qui pourrait se dégrader avec la suppression de la sélection médicale, mais cela dépend des études menées et des sous-profils étudiés.

Pour la CSP 2 et les capitaux inférieurs à 200 k€ les études ne s'accordent pas et tendent plutôt à montrer une indépendance de la sinistralité à l'effet de la sélection médicale et donc que le risque n'évoluerait pas avec l'entrée en vigueur de la loi Lemoine.

Pour conclure sur cette partie, la mise en parallèle de plusieurs profils sur une même caractéristique ne nous permet pas d'observer toujours de tendance franche, comme nous l'avons vu avec les fumeurs en décès ou les âges à l'adhésion pour le risque arrêt de travail. Ainsi, les caractéristiques seules de l'assuré ne suffisent pas pour établir des correctifs généralisés. En définitive, il faudrait évaluer tous les profils afin d'avoir une grille tarifaire selon toutes les caractéristiques simultanément pour appliquer le bon correctif, ce qui prendrait du temps sans pour autant être parfait. Nous tenons à rappeler que les données ont été modifiées pour garder l'anonymat des données d'April Santé Prévoyance et donc les résultats ne sont pas à utiliser tel qu'ils sont présentés ici.



# Conclusion

Ce mémoire a été réalisé dans le but de donner à April Santé Prévoyance des outils d'analyse et de suivi de la sinistralité des assurés en portefeuille. Ainsi, il s'agit plus de présenter la méthodologie employée que les résultats en eux-mêmes qui sont par ailleurs faussés par des données qui ont été ajustées pour garder l'anonymisation des données et des résultats découlant du portefeuille d'April Santé Prévoyance.

Ce mémoire a permis de découvrir le secteur particulier de l'assurance emprunteur. Ce marché est très réglementé et la loi Lemoine a permis notamment de supprimer la sélection médicale pour un certain profil d'emprunteurs. Cette dernière permettait d'ajouter des majorations ou des exclusions selon le profil de risque de l'assuré, et sa suppression entraîne un nouveau jeu de mutualisation qui a un impact tarifaire pour la plupart des acteurs du marché alternatif.

L'étude de la sélection médicale a montré un effet actuel qui est bénéfique sur le risque mais également qu'après un certain laps de temps, cet effet s'estompe. En tronquant les données une fois son effet globalement effacé, nous avons pu étudier les sinistres comme si aucune sélection n'avait été faite, afin de se rendre compte, dans une certaine mesure, des impacts de la loi Lemoine. Malgré tout, en utilisant les données disponibles, les assurés étudiés sont bien passés par une sélection médicale.

Que ce soit en arrêt de travail ou en décès, en général, un mode de sélection des risques qui est plus poussé, plus précis et qui accompagne plus l'assuré, tel que la télé-sélection, favorise une diminution des sinistres. Cependant ce mode de fonctionnement est coûteux et est réservé à une certaine partie de la population. Cette population étant minoritaire dans le portefeuille, ceci n'est pas vrai sur tous les profils. Pourtant, l'absence de sélection médicale aboutit à des primes qui devront être en moyenne augmentées, différemment selon les caractéristiques, dans le but de respecter la sinistralité du portefeuille et de rester solvable, tout en connaissant moins bien les profils des assurés.

Rappelons que cette étude a été menée sans tenir compte de la cible de la loi, ni des profils qui n'avaient auparavant pas l'opportunité de s'assurer et donc de réaliser un prêt car ils étaient considérés comme des prospects portant de trop mauvais risques. En plus de cela, tous les capitaux ont été retenus alors que la loi Lemoine n'intervient que pour certains montants. Connaissant cela, le déséquilibre s'agrandit et la sinistralité s'en trouve davantage pénalisée, ainsi les primes devront être fortement augmentées.

Toujours en cherchant à débiaiser au maximum de l'impact des caractéristiques assurées les unes par rapport aux autres, d'autres options ont été envisagées et restent intéressantes, mais par manque de temps elles n'ont pas pu être étudiées.

Une des possibilités aurait été de créer une nouvelle variable qui concatène une puis plusieurs caractéristiques en les ajoutant une à une, pour obtenir à la fin le profil complet d'un assuré avec les variables que nous avons pointées comme les plus en lien avec la sinistralité. Ainsi, une étude comparative des profils aurait pu se dessiner en reprenant les mêmes modélisations que celles effectuées dans ce mémoire.

Une autre manière de mesurer l'effet de la sélection médicale aurait pu être de garder l'information de sa durée d'impact à la maille de l'âge d'adhésion ou encore de ne conserver que les sinistres soumis à l'effet de la sélection médicale d'un côté et de l'autre uniquement les sinistres non soumis à cette sélection.

Bien que le modèle étudié soit très efficace, il reste généraliste, il a donc été envisagé, et même commencé, de mettre en place des modélisations Cox qui n'ont néanmoins pas pu être finalisées par manque de temps. Ces dernières auraient permis d'étudier la survie des assurés au sein du portefeuille. Elles auraient apporté une approche différente de celle des modèles linéaires généralisés et il pourrait être intéressant de les reprendre afin de valider ou de préciser les résultats présentés dans ce document.

# Bibliographie

## Les lois citées, par ordre chronologique

Convention AERAS, site officiel.

<https://www.aeras-infos.fr/sites/aeras/accueil.html>

Convention AERAS, site du gouvernement.

<https://www.economie.gouv.fr/cedef/convention-aeras>

Loi Chatel, Légifrance.

LOI n° 2005-67 du 28 janvier 2005 tendant à conforter la confiance et la protection du consommateur.

<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000000606011/>

Loi Lagarde, Légifrance.

LOI n° 2010-737 du 1er juillet 2010 portant réforme du crédit à la consommation.

<https://www.legifrance.gouv.fr/loda/id/JORFTEXT000022419094/2022-08-03/>

Loi de séparation des activités bancaires, Légifrance.

LOI n° 2013-672 du 26 juillet 2013 de séparation et de régulation des activités bancaires.

<https://www.legifrance.gouv.fr/dossierlegislatif/JORFDOLE000026795365/>

Loi Hammon, Légifrance.

LOI n° 2014-344 du 17 mars 2014 relative à la consommation.

<https://www.legifrance.gouv.fr/loda/id/JORFTEXT000028738036/>

Loi Sapin II, Ammendment Bourquin, Légifrance.

LOI n° 2017-203 du 21 février 2017 ratifiant les ordonnances n° 2016-301 du 14 mars 2016 relative à la partie législative du code de la consommation et n° 2016-351 du 25 mars 2016 sur les contrats de crédit aux consommateurs relatifs aux biens immobiliers à usage d'habitation et simplifiant le dispositif de mise en œuvre des obligations en matière de conformité et de sécurité des produits et services.

<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000034070801>

Loi Lemoine, Légifrance.

*LOI n° 2022-270 du 28 février 2022 pour un accès plus juste, plus simple et plus transparent au marché de l'assurance emprunteur.*

<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000045268729>

## Les autres documents utilisés

Actélior, Rapport 2020, Bilan de l'assurance emprunteur. Comité consultatif du secteur financier.

[https://www.ccsfin.fr/sites/default/files/media/2020/11/11/2020\\_ccsf\\_rapport\\_bilan\\_assurance\\_emprunteur.pdf](https://www.ccsfin.fr/sites/default/files/media/2020/11/11/2020_ccsf_rapport_bilan_assurance_emprunteur.pdf)

Sandrine BABIN, Mémoire d'actuariat, 2016, *Tarifcation en Assurance Emprunteur : Création de tables de mortalité d'expérience après segmentation du portefeuille par scoring.*

<http://www.ressources-actuarielles.net/C12574E200674F5B/0/ACC0CF7001B492A4C1257FB600271F13>

Frédéric FARNIR, Professeur de biostatistiques à l'université de Liège.

Support de cours 2021 : renseignements pour les explications des méthodes de corrélations (Spearman et Pearson).

[http://www.biostat.ulg.ac.be/pages/Site\\_r/corr\\_spearman.html](http://www.biostat.ulg.ac.be/pages/Site_r/corr_spearman.html)

[http://www.biostat.ulg.ac.be/pages/Site\\_r/corr\\_pearson.html](http://www.biostat.ulg.ac.be/pages/Site_r/corr_pearson.html)

Esterina MASIELLO, MODÈLES LINÉAIRES GÉNÉRALISÉS, Paragraphe sur la *Statistique de Pearson.*

Support de cours, ISFA 2020-2021.

Frédéric PLANCHET, MODÈLES DE DURÉE, *Statistique des modèles paramétriques et semi-paramétriques.*

Support de cours, ISFA 2021-2022.

<http://www.ressources-actuarielles.net/C1256F13006585B2/0/1430AD6748CE3AFFC1256F130067B88E/%24FILE/Seance3.pdf>

*Statistique des modèles non paramétriques.*

[http://www.ressources-actuarielles.net/C1256F13006585B2/0/1430AD6748CE3AFFC1256F130067B88E/\\$FILE/Seance5.pdf?OpenElement](http://www.ressources-actuarielles.net/C1256F13006585B2/0/1430AD6748CE3AFFC1256F130067B88E/$FILE/Seance5.pdf?OpenElement)

Sophie SANCHEZ D'HONDT, Mémoire d'actuariat, 2012, *Analyse de l'effet de la sélection des risques sur la garantie décès/PTIA en assurance emprunteur.*

<http://www.ressources-actuarielles.net/C12574E200674F5B/0/3EEB03F4C22A5473C1257A750067E969>

SAS Help Center.

Notamment ces pages-ci mais tout au long de l'élaboration du code et également lors de la rédaction des explications des méthodes utilisées.

Corrélations : [https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4\\_3.5/procstat/procstat\\_corr\\_toc.htm](https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4_3.5/procstat/procstat_corr_toc.htm)

Spearman : [https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4\\_3.5/procstat/procstat\\_corr\\_details03.htm](https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4_3.5/procstat/procstat_corr_details03.htm)

Pearson : [https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4\\_3.5/procstat/procstat\\_corr\\_details01.htm](https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4_3.5/procstat/procstat_corr_details01.htm)

Régression linéaire : [https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4\\_3.3/statug/statug\\_reg\\_gettingstarted01.htm](https://documentation.sas.com/doc/en/pgmsascdc/9.4_3.3/statug/statug_reg_gettingstarted01.htm)

# Annexes

## Vérification exposition

date_effet	adh	date_fin_modif	duree	code_personne	cap_dc	cap_at
01/01/2013	1	31/05/2013	180	1	150	100
01/02/2013	1	31/05/2015	180	1	150	80
01/01/2014	1	31/05/2014	180	1	150	100
01/01/2015	1	31/05/2022	180	1	150	80
01/01/2013	8	31/05/2013	180	8	150	.
01/02/2013	8	31/05/2015	180	8	150	.
01/01/2014	8	31/05/2014	180	8	150	.
01/01/2015	8	31/05/2022	180	8	150	.
01/12/2013	2	01/02/2014	180	2	200	100
01/05/2014	2	31/05/2021	180	2	200	100
01/12/2013	6	01/02/2014	180	6	200	.
01/05/2014	6	31/05/2021	180	6	200	100
01/12/2013	7	01/02/2014	180	7	200	100
01/05/2014	7	31/05/2021	180	7	200	.
01/01/2015	3	31/05/2022	180	3	250	.
01/01/2013	4	31/05/2021	180	4	300	100
01/01/2016	4	01/01/2017	180	4	300	100
01/01/2016	5	31/05/2020	180	5	500	.
01/01/2019	5	31/05/2022	180	5	100	100
10/01/2015	10	31/05/2016	150	10	250	150
01/01/2014	10	15/06/2016	200	10	100	50
12/02/2014	10	12/04/2014	150	10	250	150
01/05/2016	10	31/10/2017	200	10	300	50
01/01/2018	10	01/01/2019	200	10	400	350
10/01/2015	11	31/05/2016	150	11	250	150
01/01/2014	11	15/06/2016	200	11	100	50
12/02/2014	11	12/04/2014	150	11	250	150
01/05/2016	11	31/10/2017	200	11	300	50
01/01/2018	11	01/01/2019	200	11	400	350
10/01/2015	12	31/05/2016	150	12	250	150
01/01/2014	12	15/06/2016	200	12	100	50
12/02/2014	12	12/04/2014	150	12	250	150
01/05/2016	12	31/10/2017	200	12	300	50
01/01/2018	12	01/01/2019	200	12	400	350
10/01/2015	13	31/05/2016	150	13	250	150

FIGURE 4 – Base des prêts 1/2

10/01/2015	13	31/05/2016	150	13	250	150
01/01/2014	13	15/06/2016	200	13	100	50
12/02/2014	13	12/04/2014	150	13	250	150
01/05/2016	13	31/10/2017	200	13	300	50
01/01/2018	13	01/01/2019	200	13	400	350
10/01/2015	20	31/05/2016	150	20	250	150
01/01/2014	20	15/06/2016	200	20	100	
12/02/2014	20	12/04/2014	150	20	250	150
01/05/2016	20	31/10/2017	200	20	300	
01/01/2018	20	01/01/2019	200	20	400	
10/01/2015	21	31/05/2016	150	21	250	
01/01/2014	21	15/06/2016	200	21	100	
12/02/2014	21	12/04/2014	150	21	250	
01/05/2016	21	31/10/2017	200	21	300	
01/01/2018	21	01/01/2019	200	21	400	
10/01/2015	22	31/05/2016	150	22	250	
01/01/2014	22	15/06/2016	200	22	100	
12/02/2014	22	12/04/2014	150	22	250	
01/05/2016	22	31/10/2017	200	22	300	
01/01/2018	22	01/01/2019	200	22	400	
10/01/2015	23	31/05/2016	150	23	250	150
01/01/2014	23	15/06/2016	200	23	100	
12/02/2014	23	12/04/2014	150	23	250	
01/05/2016	23	31/10/2017	200	23	300	50
01/01/2018	23	01/01/2019	200	23	400	
10/01/2015	24	31/05/2016	150	24	250	
01/01/2014	24	15/06/2016	200	24	100	50
12/02/2014	24	12/04/2014	150	24	250	
01/05/2016	24	31/10/2017	200	24	300	
01/01/2018	24	01/01/2019	200	24	400	

FIGURE 5 – Base des prêts 2/2

garantie	date_sinistre	date_cloture	statut_sinistre	statut_sinistre2	adh_adh_code	code_personne	cause_sinistre	forme_sinistre
AT	10/01/2013	10/04/2013	Clos	A Clos	1	1	ac	AT
AT	10/10/2013	10/11/2013	Clos	A Clos	1	1	ac	AT
AT	10/10/2014	10/11/2014	Clos	A Clos	1	1	ac	AT
AT	10/12/2015	10/04/2016	Clos	A Clos	1	1	ac	AT
AT	10/01/2014	10/05/2014	Clos	A Clos	2	2	ac	AT
AT	10/01/2014	10/05/2014	Clos	A Clos	6	6	ac	AT
AT	10/01/2014	10/05/2014	Clos	A Clos	7	7	ac	AT
AT	10/10/2013	10/11/2013	Clos	A Clos	4	4	ac	AT
AT	10/12/2013	10/04/2014	Clos	A Clos	4	4	ac	AT
AT	10/01/2014	10/05/2014	Clos	A Clos	4	4	ac	AT
AT	10/10/2016	10/05/2018	Clos	A Clos	4	4	ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	12	12	ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	13	13	ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	20	20	ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	21	21	ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	22	22	ac	AT

FIGURE 6 – Base des sinistres 1/2

AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	22	22 ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	23	23 ac	AT
AT	10/06/2014	01/06/2016	Clos	A Clos	24	24 ac	AT
AT	15/02/2014	10/04/2014	Clos	A Clos	24	24 ac	AT
AT	01/03/2014	01/01/2015	Clos	A Clos	24	24 ac	AT
AT	15/05/2014	15/12/2014	Clos	A Clos	24	24 ac	AT
AT	01/08/2016	15/12/2017	Clos	A Clos	24	24 ac	AT
AT	05/03/2018	05/06/2018	Clos	A Clos	24	24 ac	AT

FIGURE 7 – Base des sinistres 2/2

code_personne	date_dc	cause_sinistre	forme_sinistre	statut_sinistre
8	10/01/2016	acc	IV	Clos
1	10/01/2016	acc	IV	Clos
6	18/05/2018	acc	DC	Clos
7	18/05/2018	acc	DC	Clos
2	18/05/2018	acc	DC	Clos
11	18/05/2018	acc	DC	Clos
13	18/05/2018	acc	DC	Clos
22	18/05/2018	acc	IV	Clos
23	18/05/2018	acc	DC	Clos
24	18/05/2018	acc	DC	Clos

FIGURE 8 – Dates de décès

Les différentes bases en sortie du programme sont :

- BDDF 1 : pour la partie segmentation, par personne pour la garantie AT,
- BDDF 2 : pour la partie segmentation, par personne pour la garantie DC,
- BDDF 3 : pour la partie sélection médicale, par affaire pour la garantie AT,
- BDDF 4 : pour la partie sélection médicale, par affaire pour la garantie DC.

adh	exposition DC BDDF 2	adh	nb J AT BDDF 1	expo tot BDDF 1
1	1104	1	183	921
8	1104	8	0	
2	1629	2	120	1509
6	1629	6	120	1509
7	1629	7	120	1509
3	2707	3	0	
4	3072	4	759	2313
5	2342	5	0	2342
10	1826	10	0	1826
11	1598	11	0	1598
12	1826	12	1430	396
13	1598	13	1412	186
20	1826	20	1430	396
21	1826	21	0	
22	1598	22	0	
23	1598	23	1412	186
24	1598	24	1412	186

FIGURE 9 – Expositions calculées à la main sur les bases par personne

adh	exposition DC BDDF 4	adh	exposition DC BDDF 3	nb jAT BDDF 3	expo tot BDDF 3
1	31	1	31	22	9
1	334	1	334	99	235
1	365	1	365	31	334
1	374	1	374	31	343
8	31	2	62	22	40
8	334	2	1478	9	1469
8	365	6	1478	9	1469
8	374	7	62	22	40
2	62	4	1095	182	913
2	1478	4	1977	577	1400
6	62	5	1246		1246
6	1478	10	42		42
7	62	10	332		332
7	1478	10	477		477
3	2707	10	548		548
4	1095	10	365		365
4	1977	11	42		42
5	1096	11	332		332
5	1246	11	477		477
10	42	11	548		548
10	332	11	137		137
10	477	12	42	0	42
10	548	12	332	329	3
10	365	12	477	477	0
11	42	12	548	487	61
11	332	12	365	92	273
11	477	13	42	0	42
11	548	13	332	329	3
11	137	13	477	477	0
12	42	13	548	487	61
12	332	13	137	74	63
12	477	20	59	56	3
12	548	20	507	507	0
12	365	23	477	477	0
13	42	23	548	487	61
13	332	24	896	837	59

FIGURE 10 – Expositions calculées à la main sur les bases par affaire 1/2

13	42	23	548	487	61
13	332	24	896	837	59
13	477				
13	548				
13	137				
20	42				
20	332				
20	477				
20	548				
20	365				
21	42				
21	332				
21	477				
21	548				
21	365				
22	42				
22	332				
22	477				
22	548				
22	137				
23	42				
23	332				
23	477				
23	548				
23	137				
24	42				
24	332				
24	477				
24	548				
24	137				

FIGURE 11 – Expositions calculées à la main sur les bases par affaire 2/2

BDDF 1					
code_personne	duree_sin	nb_sin	exposition	sin	
	1	183	4	921	1
	2	120	1	1509	1
	4	759	4	2313	1
	5	0	0	2342	0
	6	120	1	1509	1
	7	120	1	1509	1
	10	0	0	1826	0
	11	0	0	1598	0
	12	1430	6	396	1
	13	1412	6	186	1
	20	1430	6	396	1
	23	1412	6	186	1
	24	1412	6	186	1

FIGURE 12 – Sortie BDDF 1 : par personne en AT

BDDF 2				
code_personne	nb_sin	exposition	sin	
	1	1	1104	1
	2	1	1629	1
	3	0	2707	0
	4	0	3072	0
	5	0	2342	0
	6	1	1629	1
	7	1	1629	1
	8	1	1104	1
	10	0	1826	0
	11	1	1598	1
	12	0	1826	0
	13	1	1598	1
	20	0	1826	0
	21	0	1826	0
	22	1	1598	1
	23	1	1598	1
	24	1	1598	1

FIGURE 13 – Sortie BDDF 2 : par personne en DC

BDDF 3				
adh_adh_code	duree_sin	nb_sin	exposition	sin
1	22	1	9	1
1	99	2	235	1
1	31	1	334	1
1	31	1	343	1
2	22	1	40	1
2	9	1	1469	1
4	182	3	913	1
4	577	1	1400	1
5	0	0	1246	0
6	9	1	1469	1
7	22	1	40	1
10	0	0	42	0
10	0	0	332	0
10	0	0	477	0
10	0	0	548	0
10	0	0	365	0
11	0	0	42	0
11	0	0	332	0
11	0	0	477	0
11	0	0	548	0
11	0	0	137	0
12	0	0	42	0
12	329	4	3	1
12	477	1	0	1
12	487	2	61	1
12	92	1	273	1
13	0	0	42	0
13	329	4	3	1
13	477	1	0	1
13	487	2	61	1
13	74	1	63	1
20	56	2	3	1
20	507	1	0	1
23	477	1	0	1
23	487	2	61	1
24	837	4	59	1

FIGURE 14 – Sortie BDDF 3 : par affaire en AT

BDDF 4			
adh_adh_code	nb_sin	exposition	sin
1	0	31	0
1	0	334	0
1	0	365	0
1	1	374	1
2	0	62	0
2	1	1478	1
3	0	2707	0
4	0	1095	0
4	0	1977	0
5	0	1096	0
5	0	1246	0
6	0	62	0
6	1	1478	1
7	0	62	0
7	1	1478	1
8	0	31	0
8	0	334	0
8	0	365	0
8	1	374	1
10	0	42	0
10	0	332	0
10	0	477	0
10	0	548	0
10	0	365	0
11	0	42	0
11	0	332	0
11	0	477	0
11	0	548	0
11	1	137	1
12	0	42	0
12	0	332	0
12	0	477	0
12	0	548	0
12	0	365	0
13	0	42	0

FIGURE 15 – Sortie BDDF 4 : par affaire en DC 1/2

13	0	42	0
13	0	332	0
13	0	477	0
13	0	548	0
13	1	137	1
20	0	42	0
20	0	332	0
20	0	477	0
20	0	548	0
20	0	365	0
21	0	42	0
21	0	332	0
21	0	477	0
21	0	548	0
21	0	365	0
22	0	42	0
22	0	332	0
22	0	477	0
22	0	548	0
22	1	137	1
23	0	42	0
23	0	332	0
23	0	477	0
23	0	548	0
23	1	137	1
24	0	42	0
24	0	332	0
24	0	477	0
24	0	548	0
24	1	137	1

FIGURE 16 – Sortie BDDF 4 : par affaire en DC 2/2



# Liste des graphiques et schémas

1.1	Structure de réassurance en quote-part . . . . .	15
1.2	Structure de réassurance XP . . . . .	16
1.3	Structure de réassurance XS . . . . .	17
1.4	Les différents acteurs . . . . .	18
1.5	Nombre de prêts à la clientèle non financière par type de crédits en 2020 . . . . .	19
1.6	Création du seuil de l'IPT . . . . .	22
1.7	Évolution des différentes cotisations par an sur la vie du contrat . . . . .	25
1.8	Comparaison entre contrats groupes bancaires et alternatif selon différents types d'assurés . . . . .	27
2.1	Répartition des personnes assurées chez ASP en France . . . . .	35
2.2	Création des zones géographiques . . . . .	36
2.3	Exemple visuel de plusieurs contrats problématiques . . . . .	38
2.4	Exemple visuel de plusieurs sinistres se chevauchant . . . . .	39
2.5	Exemple de l'exposition avec deux contrats disjoints . . . . .	40
2.6	Exemple de l'exposition avec des sinistres distincts . . . . .	40
2.7	Exemple de l'exposition avec des sinistres se chevauchant . . . . .	41
3.1	Explication schématique de la censure et de la troncature . . . . .	44
4.1	Expositions et taux d'entrées par âges à l'adhésion . . . . .	55
4.2	Expositions et taux d'entrées par capitaux assurés . . . . .	55
4.3	Expositions et taux d'entrées par zones géographiques . . . . .	56
4.4	Expositions et taux d'entrées par statuts professionnels . . . . .	56

4.5	Statistiques de Spearman pour la garantie DC . . . . .	57
4.6	Statistiques de Pearson pour la garantie DC . . . . .	58
4.7	Régression linéaire . . . . .	58
4.8	Statistiques de Pearson . . . . .	59
4.9	GLM initial . . . . .	60
4.10	GLM sur la variable statut professionnel . . . . .	61
4.11	Création des CSP . . . . .	62
4.12	Expositions et taux d'entrées par âges à l'adhésion . . . . .	65
4.13	Expositions et taux d'entrées par capitaux assurés . . . . .	66
4.14	Expositions et taux d'entrées par zones géographiques . . . . .	66
4.15	Expositions et taux d'entrées par statuts professionnels . . . . .	67
4.16	Statistiques de Spearman pour la garantie AT . . . . .	68
4.17	Statistiques de Pearson pour la garantie AT . . . . .	69
4.18	Régression linéaire . . . . .	69
4.19	Statistiques de Pearson . . . . .	70
4.20	GLM initial . . . . .	71
4.21	GLM sur la variable statut professionnel . . . . .	73
4.22	Création des CSP . . . . .	73
4.23	GLM sur la variable zone géo . . . . .	77
4.24	Retraitement de la variable zone géo . . . . .	77
4.25	GLM sur la variable zone géo après regroupement de modalités . . . . .	78
5.1	Différence entre les deux bases étudiées . . . . .	82
5.2	Exemple ratio supérieur à 1 . . . . .	82
5.3	Exemple ratio inférieur à 1 . . . . .	83
4	Base des prêts 1/2 . . . . .	99
5	Base des prêts 2/2 . . . . .	100
6	Base des sinistres 1/2 . . . . .	100
7	Base des sinistres 2/2 . . . . .	101

8	Dates de décès . . . . .	101
9	Expositions calculées à la main sur les bases par personne . . . . .	101
10	Expositions calculées à la main sur les bases par affaire 1/2 . . . . .	102
11	Expositions calculées à la main sur les bases par affaire 2/2 . . . . .	102
12	Sortie BDDF 1 : par personne en AT . . . . .	103
13	Sortie BDDF 2 : par personne en DC . . . . .	103
14	Sortie BDDF 3 : par affaire en AT . . . . .	104
15	Sortie BDDF 4 : par affaire en DC 1/2 . . . . .	105
16	Sortie BDDF 4 : par affaire en DC 2/2 . . . . .	105



# Liste des tableaux

3.1	Exemple 1 - Sperman . . . . .	46
3.2	Exemple 2 - Pearson . . . . .	48
4.1	GLM DC sur différents profils restrictifs selon l'information fumeur . . . . .	61
4.2	GLM DC sur différents profils restrictifs pour la CSP . . . . .	62
4.3	GLM DC sur différents profils restrictifs âge par âge . . . . .	63
4.4	GLM DC sur différents profils restrictifs concernant les capitaux sous risques . .	64
4.5	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable fumeur . . . . .	72
4.6	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable catégorie professionnelle	74
4.7	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable âge . . . . .	75
4.8	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable capitaux sous risques .	76
4.9	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable zone géographique . . .	78
4.10	GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique pour la variable confort . . . . .	79
4.11	GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique pour le mode de sélection . . . . .	80
5.1	GLM DC sur tout le portefeuille caractéristique par caractéristique . . . . .	84
5.2	GLM DC global sur toutes les caractéristiques de tout le portefeuille . . . . .	85
5.3	GLM DC sur différents profils restrictifs selon l'information fumeur . . . . .	85
5.4	GLM DC sur différents profils restrictifs âge par âge . . . . .	86
5.5	GLM DC sur différents profils restrictifs concernant les capitaux sous risques . .	86
5.6	GLM DC sur différents profils restrictifs pour la CSP . . . . .	87
5.7	GLM AT sur tout le portefeuille caractéristique par caractéristique . . . . .	88

5.8	GLM AT global sur tout le portefeuille pour la garantie arrêt de travail . . . . .	89
5.9	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable fumeur . . . . .	90
5.10	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable âge . . . . .	90
5.11	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable capitaux sous risques .	91
5.12	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable catégorie professionnelle	91
5.13	GLM AT sur différents profils restrictifs pour la variable zone géographique . . .	92
5.14	GLM AT sur différents profils restrictifs caractéristique par caractéristique autre que la variable confort . . . . .	92