

Mémoire présenté pour l'obtention du DUAS et l'admission à l'Institut des Actuairesle 07/12/2023Par : Ayi KokouTitre: Analyse et gestion des potentiels risques inhérents à la mise en place de la loi Lemoine en assurance emprunteurConfidentialité : NON OUI Durée : 1 an 2 ans 3 ans 4 ans 5 ans*Membres du jury de l'IA :*

P. COHEN

F. HENGE

P. SERRAND

*Entreprise : ADIS**Directeur de mémoire (entreprise) :**Membres du jury de l'Unistra :*

J. BERARD

P.-O. GOFFARD

Nom : Stephane Ritter

Signature du responsable entreprise



Secrétariat : Mme Stéphanie Richard

Signature du candidat



Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde gratitude envers mes tuteurs, M. Pierre VALAIS et Mme Marie LOUIS, qui ont généreusement partagé leurs conseils et orientations tout au long de l'élaboration de ce mémoire, malgré leurs emplois du temps chargés.

Un immense merci à M. Stéphane RITTER, manager des services Études Produits et Juridique, pour ses précieux conseils et contributions significatives.

Je souhaite également remercier les membres de l'équipe Produit, en particulier M. Serge DES-FORGES, M. Nazim MOKKADEM, M. Anthony SOM et M. Stéphane IRION, ainsi que tous les membres du service Juridique, pour leur accueil chaleureux et leur accompagnement tout au long de mes travaux.

Je suis reconnaissant envers le corps professoral et administratif du DUAS pour la qualité de l'enseignement dispensé. Un merci spécial à mon responsable pédagogique, M. Jean BERARD, pour son accompagnement et ses précieux conseils, ainsi qu'à mes camarades, en particulier Mlle Floriane GANSONRE, pour son soutien indéfectible.

Enfin, je voudrais exprimer ma gratitude à mes proches, ma famille et mes amis, qui m'ont inlassablement soutenu et encouragé à chaque étape de mes démarches. Un remerciement particulier à Mme Anita AKOUBIA, à M. Mawudé DOTCHE-TOGBE et à M. Nazufou ALABI pour leur soutien constant et leur aide précieuse.

Résumé

L'assurance emprunteur est un contrat qui permet de protéger à la fois un souscripteur de crédit face à un éventuel risque pouvant mettre en péril sa capacité de remboursement (décès, incapacité ou invalidité) et également l'organisme prêteur au cas où l'emprunteur n'aurait plus la capacité de rembourser son prêt. L'accès à certains types de prêts comme le prêt immobilier, nécessite l'obtention d'une assurance emprunteur et la présence d'une pathologie chez le demandeur peut être un motif de refus.

Néanmoins, les évolutions du marché de l'assurance emprunteur amènent les assureurs à s'interroger sur les processus de tarification. Ce marché a connu plusieurs réformes visant à augmenter la concurrence et réduire les marges pratiquées, telles que la loi Lagarde (2010), Hamon (2014), ensuite l'amendement Bourquin (2017), qui permettent la résiliation à tout moment la première année, puis à chaque date d'anniversaire du contrat. Ces réformes ont donc entraîné la hausse des résiliations des contrats emprunteurs. De ce fait, une étude permettant de déterminer les taux de résiliations sur la base des adhésions passées, permettrait d'appréhender au mieux ce risque qui vient être renforcé aujourd'hui par la loi Lemoine.

La loi Lemoine permet également depuis le 1^{er} juin 2022, de souscrire à une assurance emprunteur sans sélection médicale lorsque certains critères sont respectés. Cette mesure permet de faciliter l'accès au crédit pour les personnes souffrant de pathologies. Cela fait donc également apparaître un nouveau risque auquel les assureurs devront faire face. Il s'agit de la couverture des risques aggravés et des problèmes liés à l'antisélection qui feront également l'objet de cette étude.

Après une présentation générale de l'assurance emprunteur et du cadre réglementaire afférent, l'étude s'attachera à la construction d'une loi de résiliation anticipée, ainsi qu'à la proposition d'une méthodologie de tarification sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale.

Mots clés : assurance emprunteur, loi Lemoine, taux de résiliation, lissage, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, risques aggravés, impacts, provisions.

Abstract

Borrower insurance is a contract which protects both credit subscriber and lender. This contract protects the borrower against possible risk that may jeopardize his or her ability to repay, for instance death, disease, or disability. It also protects the lender when the borrower is no longer able to repay his or her loan. The access to certain types of loans, such as a mortgage loan or real estate loans requires borrower insurance. Unfortunately, if the applicant has a pathology, this case may be a reason for refusal.

Nevertheless, continuous development in the borrower insurance market is leading insurers to re-think about the pricing processes of this kind of insurance. This market has seen many reforms aimed at increasing competition and reducing benefits. Lagarde law (2010), Hamon (2014), and Bourquin amendment (2017) have marked these reforms. Moreover, these reforms allow termination at any time in the first year and then on each anniversary contract date. Therefore, these reforms have led to increase the number of borrowing contracts termination. Research leading to determine contracts termination rate based on past memberships, would better understand this risk that is being reinforced today by the Lemoine law.

Since June 1, 2022, Lemoine law also allows to subscribe to borrower insurance without medical selection when some criteria are met. This measure facilitates access to credit for people suffering from pathologies. This also reveals a new risk that insurers would cope with. This is the coverage of aggravated risks and problems related to the anti-selection that will also be the subject of this study.

After a general presentation of borrower insurance and related regulation, the study will focus on the construction of an early termination law and the proposal of a pricing process on membership without medical selection.

Key words : borrower insurance, Lemoine law, contract termination rate, smoothing, Kaplan-Meier, Whittaker- Henderson, aggravated risks, impacts, provisions

Note de synthèse

Problématique

La loi Lemoine introduit des changements importants dans le marché de l'assurance emprunteur, visant à accroître la concurrence et à faciliter l'accès au crédit pour des personnes avec des problèmes de santé. Cependant, ces changements posent également des défis aux assureurs en termes de gestion des risques et de tarification. L'évolution de la résiliation en assurance emprunteur, nécessite la prise en compte de taux de résiliation dans le calcul des provisions. La suppression du questionnaire médical, expose les assureurs à des risques inconnus, car ils doivent dorénavant couvrir des individus sans avoir une connaissance détaillée de leur état de santé. Une majoration de tarif peut être une approche visant à compenser le manque d'information médicale préalable.

Construction de taux de résiliation

Les taux de résiliation permettent de mesurer en assurance emprunteur, la probabilité de résiliation d'un contrat par un assuré en fonction de son ancienneté dans le portefeuille. Ces taux ont été établis en tenant compte de l'ensemble des adhésions antérieures, en intégrant l'impact des réformes précédentes telles que les lois Hamon et Bourquin, avant l'entrée en vigueur de la loi Lemoine. À cette fin, un estimateur de Kaplan-Meier a été utilisé pour déterminer les taux bruts de survie et de résiliation. Ensuite, ces taux ont été lissés en utilisant la méthode de Whittaker-Henderson à une dimension. L'analyse des taux a été réalisée en fonction de paramètres tels que la classe d'âge de l'assuré, sa catégorie socio-professionnelle (représentée par les groupes tarifaires¹) et la durée du prêt à couvrir. Chacun de ces paramètres a été identifié comme ayant un impact significatif sur les taux de résiliation.

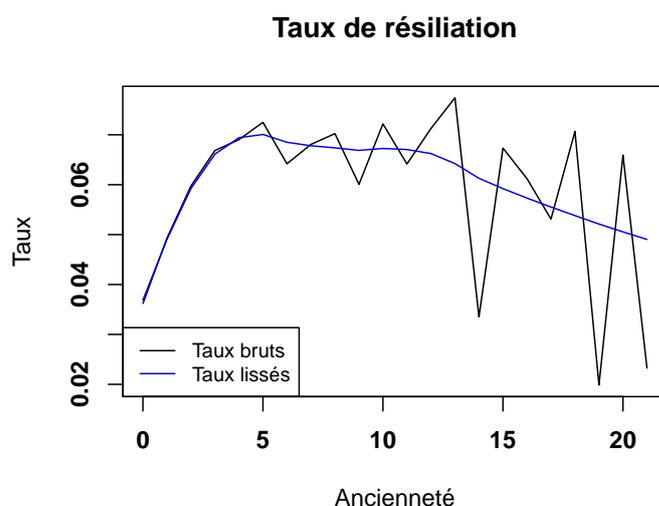


FIGURE 1 – Taux bruts et lissés de résiliation obtenus sur l'ensemble du portefeuille

1. Regroupant les catégories socio-professionnelles ayant des risques similaires

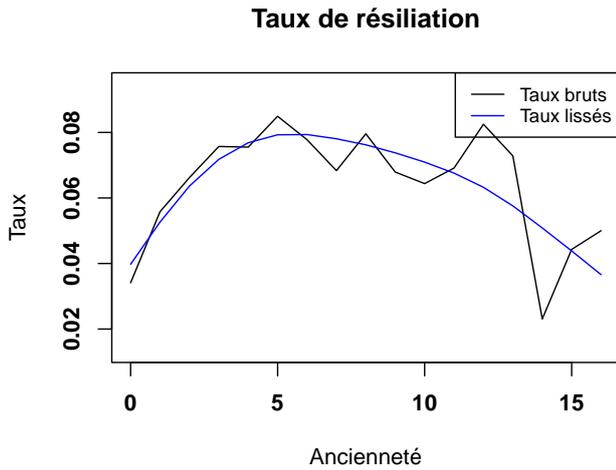


FIGURE 2 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [15;20) ans

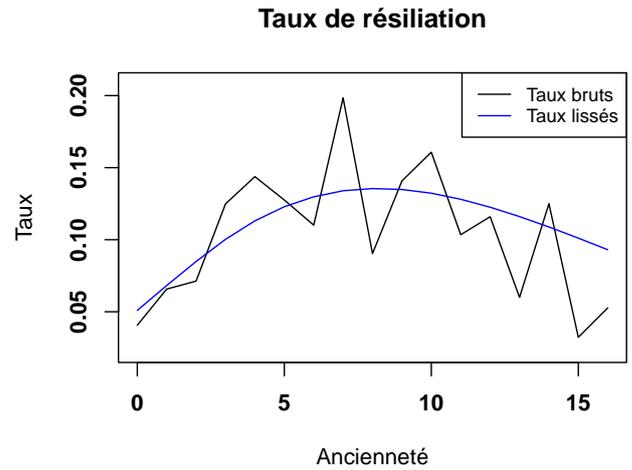


FIGURE 3 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

Les taux de résiliation ont ainsi été déterminés pour toutes les autres combinaisons de catégories. Cependant, certains taux, pour lesquels des observations n'étaient pas disponibles jusqu'à la fin du prêt, ont été ajustés en utilisant une méthode de fermeture de taux. Cette approche consiste à prolonger la trajectoire des taux jusqu'à la fin du prêt. Le modèle de survie de Weibull a été adopté à cette fin, et le choix du paramètre α de ce modèle a été effectué en tenant compte de la régularité de la courbe, tout en maintenant un niveau de prudence satisfaisant.

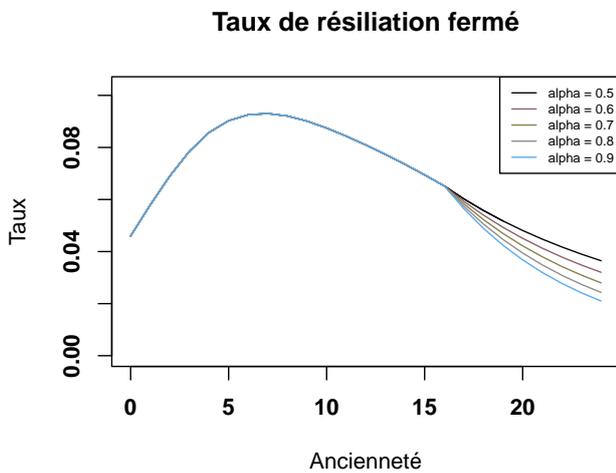


FIGURE 4 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

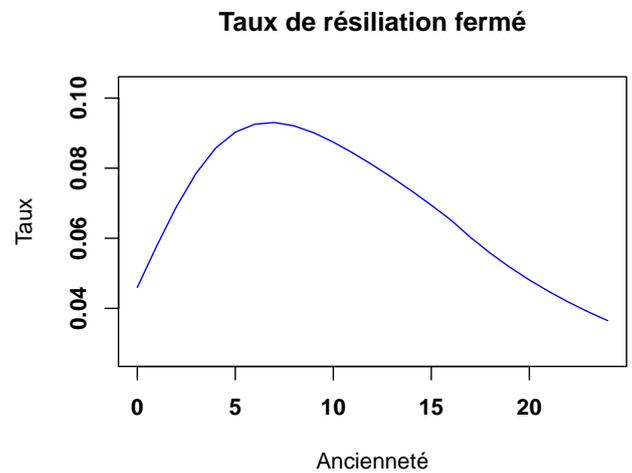


FIGURE 5 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

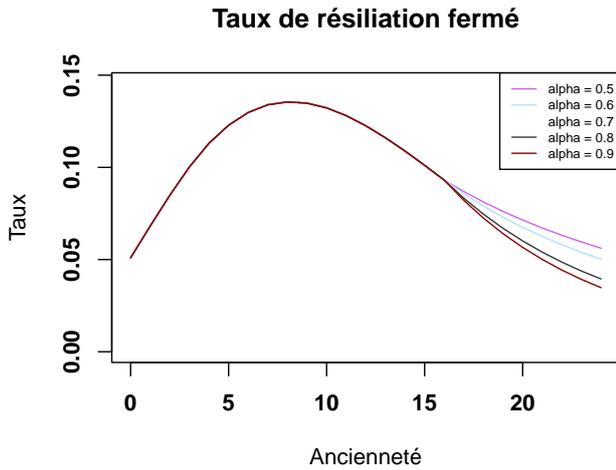


FIGURE 6 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

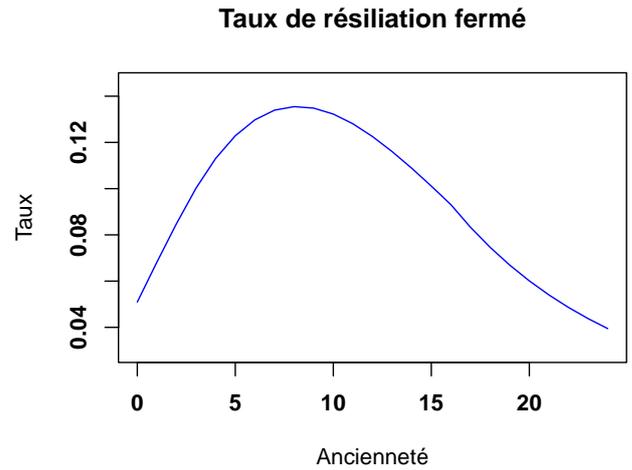


FIGURE 7 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

Impact de la résiliation sur les provisions

L'influence des taux de résiliation obtenus sur les provisions pour risques croissants a été examinée par la suite. Une diminution globale des provisions a été constatée en prenant en compte un prêt immobilier non professionnel souscrit par un cadre (groupe G1) âgé de 30 ans, pour une durée de 20 ans. Il s'agit d'un prêt amortissable à mensualités constantes d'un montant de 150 000 €, avec un taux d'intérêt de 5%.

Le taux d'actualisation a été supposé égal à 0,5%, et la date de calcul de la provision égale à celle de l'ouverture du prêt.

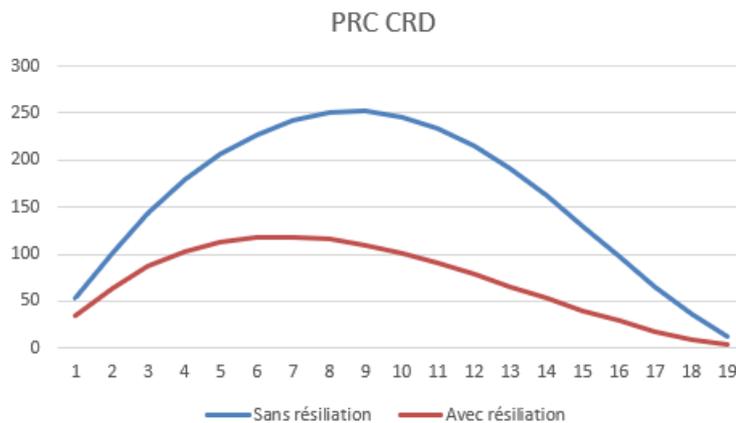


FIGURE 8 – Évolution des PRC avec CRD

Les résultats obtenus montrent que les taux de résiliations ont un impact significatif sur les provisions.

Majoration des tarifs

L'espérance d'un taux de prime $\tau_{x,k}^*$, applicable à une adhésion sans sélection médicale (en date k , pour un assuré entrée en portefeuille à l'âge x), peut être considérée comme une moyenne pondérée des pourcentages de risque potentiellement présents et du taux de prime qui aurait pu être appliqué si une sélection avait eu lieu. Elle pourrait s'écrire de la manière suivante :

$$E[\tau_{x,k}^*] = \sum_{i=1}^4 \tau_{x,k}^i \times \alpha_i = (\alpha_1 + \sum_{i=2}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) \times \tau_{x,k}^1$$

Avec :

- $\tau_{x,k}^1$, le taux de prime standard pour un assuré jugé comme étant un « bon » risque (avec une probabilité α_1)
- $\tau_{x,k}^2$, le taux de prime à appliquer en cas de surprime médicale (avec une probabilité α_2)
- $\tau_{x,k}^3$, le taux de prime à appliquer en cas d'exclusion médicale (avec une probabilité α_3)
- $\tau_{x,k}^4$, le taux de prime à appliquer en cas de refus d'assurance (avec une probabilité α_4)
- $M_{x,k}^i, i = 2...4$, les majorations correspondants aux taux $\tau_{x,k}^i, i = 2...4$.

En l'absence d'antisélection, les probabilités qu'une adhésion aie une surprime médicale ou une exclusion, en fonction de ses caractéristiques telles que l'âge et la catégorie socio-professionnelle (CSP), peuvent être évaluées de la manière suivante :

$$\mathbb{P}(\{S/E\} = 1/X = A_i, SM = 0) = \frac{\mathbb{P}(\{S/E\} = 1, X = A_i) - \mathbb{P}(\{S/E\} = 1, X = A_i, SM = 1)}{\mathbb{P}(X = A_i, SM = 0)}$$

Avec :

- S la variable aléatoire indiquant la présence de surprime
- E la variable aléatoire indiquant la présence d'exclusion
- SM la variable aléatoire indiquant si une sélection médicale a eu lieu
- A_i la variable aléatoire associée aux caractéristiques d'une adhésions (âge et CSP)

La proportion antisélective supplémentaire est mesurée à l'aide des proportions de reprise d'assurance. La proportion de refus d'assurance est supposée égale à celle observée historiquement avant l'entrée en vigueur de la Lemoine.

Le taux de majoration à appliquer s'écrit donc comme suit :

$$Taux_{majoration} = (\alpha_1 + \sum_{i=2}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) - 1$$

Les résultats ont été déterminés en fonction des classes d'âges et des groupes tarifaires.

Groupes tarifaires	Classes d'âge	Taux DC	Taux IC/IV
G1 & G4	[18 ;40)	20,23%	30,38%
	[40+)	30,79%	16,71%
G2	[18 ;40)	21,19%	32,52%
	[40+)	25,84%	17%
G3	[18 ;40)	31,89%	49,44%
	[40+)	42,20%	30%

TABLE 1 – Segmentation finale des taux de majorations à appliquer aux tarifs des adhésions sans sélection médicale pour les garanties Décès, Incapacité et Invalidité

Summary

Problematic

Lemoine law introduces significant changes in the mortgage insurance market, aiming to increase competition and facilitate access to credit for individuals with health issues. However, these changes are also source of challenges for insurers in terms of risk management and pricing. The evolution of mortgage insurance termination requires the calculation of provisions through termination rates. The cancellation of the medical questionnaire exposes insurers to unknown risks, as they must now cover individuals without detailed knowledge of their health condition. A tariff increase may be an approach to offset the lack of prior medical information.

Construction of Termination Rates

Termination rates are used in mortgage insurance to measure the probability of a policyholder contract termination according to the seniority of clients. These rates have been established by considering all previous memberships, incorporating the impact of previous reforms such as the Hamon and Bourquin laws, prior to the implementation of Lemoine law. To achieve this, a Kaplan-Meier estimator was utilized to determine raw survival and termination rates. Later, these rates underwent smoothing using the Whittaker-Henderson one-dimensional smoothing method. The analysis of rates was conducted based on parameters such as the insured's age group, their socio-professional category (represented by tariff groups²), and the duration of the loan to be covered. Each of these parameters has been identified as having a significant impact on termination rates.

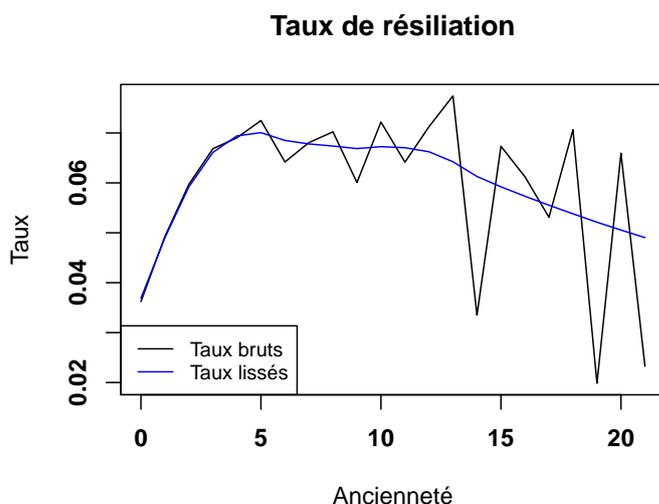


FIGURE 9 – Raw and smoothed termination rates obtained for the entire portfolio

2. Grouping socio-professional categories with similar risks

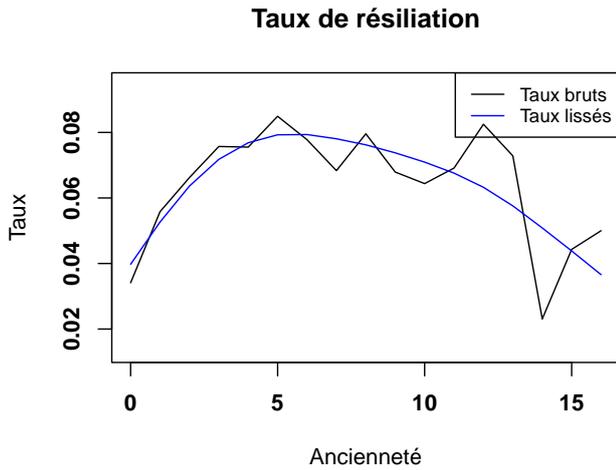


FIGURE 10 – Raw and smoothed termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30 ;40) years, and loan duration class [15 ;20) years

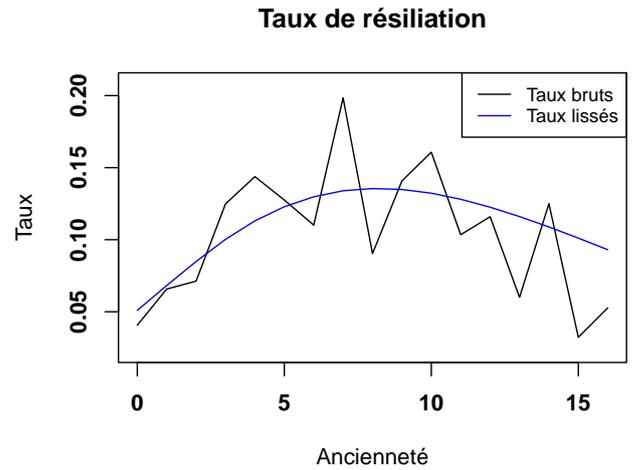


FIGURE 11 – Raw and smoothed termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18 ;30) years, and loan duration class [20 ;25) years

Termination rates were thus determined for all other categories of combinations. However, certain rates, for which observations were not available until the end of the loan, were adjusted using a rate closure method. This approach involves extending the trajectory of rates until the end of the loan. The Weibull survival model was adopted for this purpose, and the choice of the parameter α for this model was made considering the smoothness of the curve while maintaining a satisfactory level of caution.

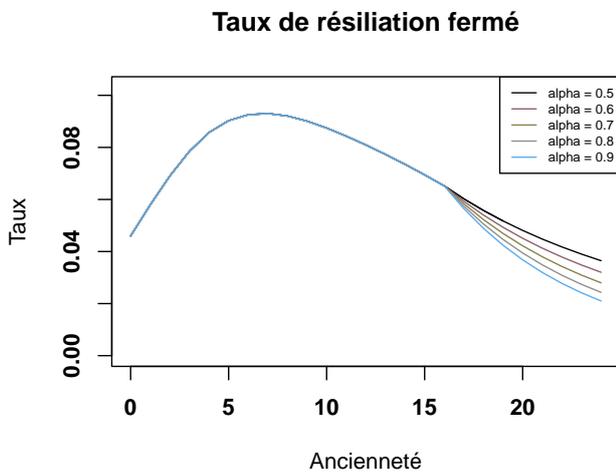


FIGURE 12 – Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30 ;40) years, and loan duration class [20 ;25) years

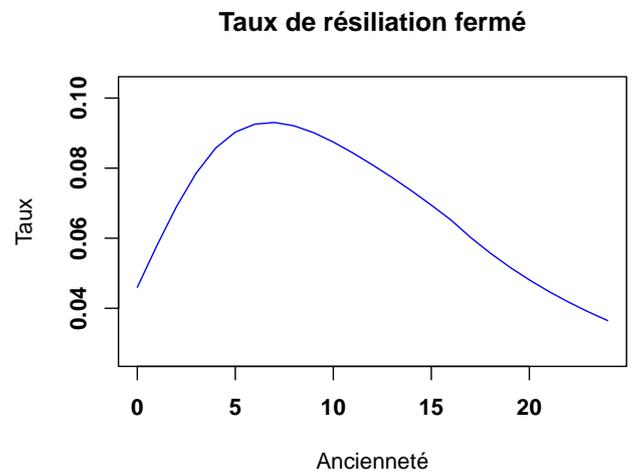


FIGURE 13 – Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30 ;40) years, and loan duration class [20 ;25) years

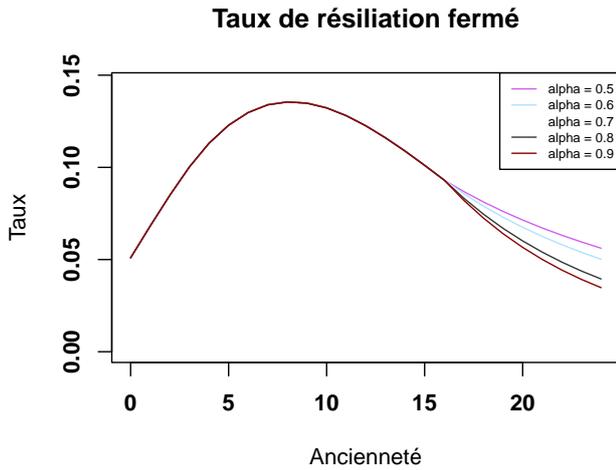


FIGURE 14 – Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18;30) years, and loan duration class [20;25) years

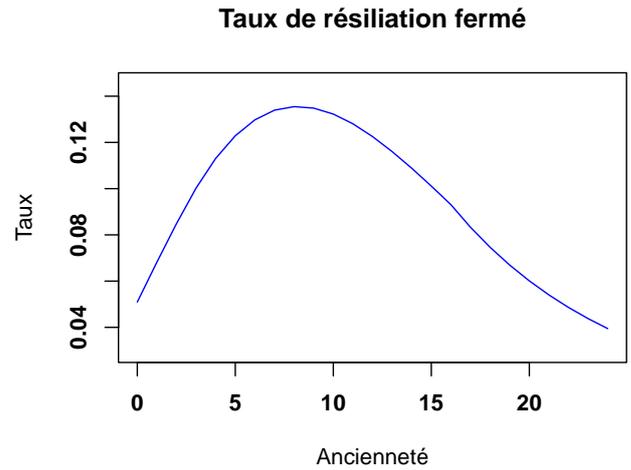


FIGURE 15 – Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18;30) years, and loan duration class [20;25) years

Impact of Termination on Provisions

The influence of the obtained termination rates on provisions for increasing risks was subsequently examined. A overall decrease in provisions was observed when considering a non-professional real estate loan taken out by a professional (Group G1) aged 30, with a duration of 20 years. This is an amortizing loan with constant monthly payments, totaling €150,000, and an interest rate of 5%.

The discount rate was assumed to be 0.5%, and the provision calculation date was assumed to be the same as the loan opening date.

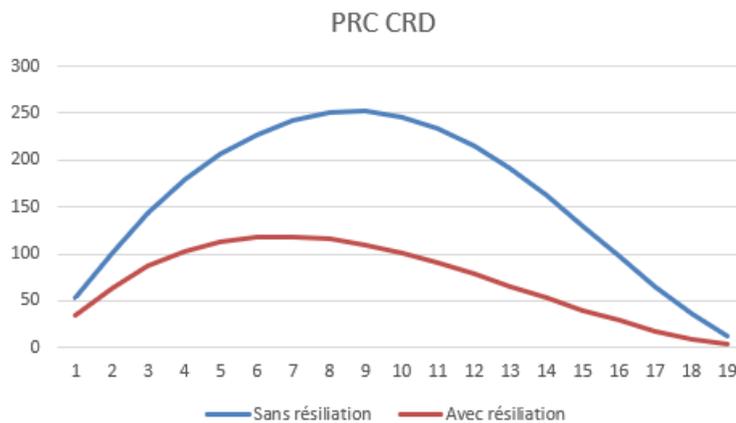


FIGURE 16 – Evolution of PRC with CRD

The results indicate that termination rates have a significant impact on provisions.

Tariff Increase

The expected rate $\tau_{x,k}^*$, applicable to a policy without medical selection (at date k , for an insured entering the portfolio at age x), can be considered as a weighted average of the potentially present

risk percentages and the rate that would have been applied if selection had taken place. It could be expressed as follows :

$$E[\tau_{x,k}^*] = \sum_{i=1}^4 \tau_{x,k}^i \times \alpha_i = (\alpha_1 + \sum_{i=2}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) \times \tau_{x,k}^1$$

With :

- $\tau_{x,k}^1$, the standard rate for an insured deemed a "good" risk (with probability α_1)
- $\tau_{x,k}^2$, the rate to be applied in case of a medical surcharge (with probability α_2)
- $\tau_{x,k}^3$, the rate to be applied in case of medical exclusion (with probability α_3)
- $\tau_{x,k}^4$, the rate to be applied in case of insurance refusal (with probability α_4)
- $M_{x,k}^i, i = 2...4$, the surcharges corresponding to rates $\tau_{x,k}^i, i = 2...4$.

In the absence of anti-selection, the probabilities of a policy having a medical surcharge or exclusion, based on its characteristics like age and socio-professional category (CSP), can be evaluated as follows :

$$\mathbb{P}(\{S/E\} = 1/X = A_i, SM = 0) = \frac{\mathbb{P}(\{S/E\} = 1, X = A_i) - \mathbb{P}(\{S/E\} = 1, X = A_i, SM = 1)}{\mathbb{P}(X = A_i, SM = 0)}$$

With :

- S the random variable indicating the presence of a surcharge
- E the random variable indicating the presence of exclusion
- SM the random variable indicating whether a medical selection has occurred
- A_i the random variable associated with the characteristics of a policy (age and CSP)

The additional anti-selective proportion is measured using the proportions of insurance take-up. The proportion of insurance refusal is assumed to be equal to that historically observed before the entry into force of the Lemoine law.

The surcharge rate to be applied is therefore written as follows :

$$Rate_{surcharge} = (\alpha_1 + \sum_{i=2}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) - 1$$

The results were determined according to age groups and tariff groups.

Group Tariffs	Age Groups	DC Rate	IC/IV Rate
G1 & G4	[18 ;40)	20.23%	30.38%
	[40+)	30.79%	16.71%
G2	[18 ;40)	21.19%	32.52%
	[40+)	25.84%	17.00%
G3	[18 ;40)	31.89%	49.44%
	[40+)	42.20%	30.00%

TABLE 2 – Final segmentation of surcharge rates to be applied to the rates of memberships without medical selection for Death, Disability, and Incapacity coverage

Introduction

L'assurance emprunteur 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 (décès, incapacité, invalidité).

Après la loi Lagarde (2010) et la loi Hamon (2014), l'amendement Bourquin (2017) a substantiellement assoupli les règles de résiliation anticipée en l'autorisant à chaque date anniversaire du contrat pour la majorité des prêts immobiliers.

Enfin, depuis la loi Lemoine (2022), la résiliation anticipée est possible à tout moment pour les prêts immobiliers non professionnels et mixtes. Le marché de l'assurance emprunteur est aujourd'hui principalement détenu par les bancassureurs (80% du marché) et ces réformes successives ont pour but de rendre le marché de l'assurance emprunteur plus souple, ouvert à la délégation d'assurance, plus compétitif et davantage concurrentiel.

Depuis la loi Lemoine, il est également possible de souscrire à une assurance emprunteur sans sélection médicale lorsque certains critères³ sont respectés.

L'absence de sélection médicale est un changement majeur dans le secteur de l'assurance emprunteur. Si l'objectif du législateur est de faciliter l'octroi de prêts immobiliers afin d'éviter le principe de « double peine » pour les clients présentant des risques aggravés de santé, cela fait apparaître de nouveaux enjeux auxquels les assureurs devront faire face : la tarification imputable à la couverture des risques aggravés qui n'étaient pas couverts jusqu'à présent et un phénomène d'antisélection imputable à l'asymétrie d'information entre le client et l'assureur.

Dans une première partie, les caractéristiques des contrats emprunteurs, en général et du produit d'assurance emprunteur ARC d'AGIPI en particulier, seront présentées. Les évolutions qui ont été apportées à la fois sur le plan tarifaire et également aux outils de simulation et de souscription, pour tenir compte des évolutions apportées par la loi Lemoine, seront également décrites dans la deuxième partie, en plus d'une brève description des enjeux et du bilan de la loi Lemoine.

La troisième partie de l'étude porte sur la construction d'une loi de résiliation anticipée à partir de l'historique des résiliations anticipées du contrat ARC, à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier et du lissage de Whittaker-Henderson. La construction de cette loi repose sur un double objectif :

- Mettre en exergue le phénomène de résiliation anticipée ainsi que les éventuels impacts des réformes successives.
- Réfléchir à des aménagements du tarif sur le segment tarifaire sans sélection médicale dans l'optique de proposer des évolutions permettant de réduire le coût global tout en maximisant la rentabilité financière du produit.

3. Prêt immobilier non professionnel ou mixte / âge de fin de prêt avant 60ème anniversaire / encours assuré inférieur ou égal à 200 000 €.

La construction d'une loi de résiliation anticipée est une première étape nécessaire en vue de calculer la somme des valeurs actuelles probables des primes versées par les assurés compte tenu de différentes hypothèses de tarification et d'antisélection.

Dans la quatrième partie sera présentée une étude portant sur les risques liés à l'absence de sélection médicale, et une démarche permettant de quantifier ces risques et d'évaluer leurs impacts sur la rentabilité d'un contrat emprunteur sera également proposée.

Enfin, l'impact des résultats obtenus au niveau des provisions pour risques croissants sera évalué dans la dernière partie, ainsi qu'une méthodologie d'évaluation du tarif en l'absence de sélection médicale.

Table des matières

I	Présentation	1
1	Présentation de l'entreprise	3
1.1	Généralités	3
1.2	Environnement de travail	4
2	Le contrat d'assurance emprunteur ARC	5
2.1	Généralités sur l'assurance emprunteur	5
2.2	Présentation du contrat ARC	7
2.3	L'emprunt et ses modalités de remboursement	9
2.4	Présentation des modèles de tarification	10
2.5	La sélection médicale	11
2.6	Actualités réglementaires et mutation du marché	12
3	Tarification du contrat d'assurance emprunteur	16
3.1	Tableau d'amortissement et mensualités d'un prêt	16
3.2	Présentation des inputs	22
3.3	Le risque exact	24
3.4	Le tarif constant	29
3.5	Les modifications	30
II	Loi Lemoine	31
4	Les enjeux de la loi Lemoine	33
4.1	La suppression du questionnaire médical	33
4.2	La résiliation infra-annuelle	36
4.3	Problématiques liés à l'étude	36
5	Évolutions tarifaires et des outils de souscription en ligne depuis le 1^{er} juin 2022	37
5.1	Évolutions tarifaires	37
5.2	Présentation de l'outil Simuweb	38
6	Bilan de la loi Lemoine et problématiques liées à l'étude	42
6.1	Bilan de la loi Lemoine	42
6.2	Présentation du portefeuille emprunteur post Lemoine	44
III	Résiliation infra-annuelle	47
7	Construction d'une loi de résiliation anticipée	49
7.1	Présentation	49
7.2	Présentation du portefeuille	50
7.3	Détermination des taux par l'estimateur de Kaplan-Meier	53

7.4	Lissage des taux bruts de résiliation par la méthode de Whittaker-Henderson à une dimension	54
7.5	Validation des ajustements	55
7.6	Fermeture des taux de résiliation	56
7.7	Présentation des résultats	57
8	Étude de l'impact de la loi Lemoine sur les taux de résiliation	68
8.1	Évolution des Reprises d'Assurances depuis la Loi Lemoine	69
8.2	Étude comportementale	71
IV	Suppression du questionnaire médical	74
9	Estimation de la proportion des différents risques composant le portefeuille Lemoine	76
9.1	Présentation des différentes proportions de risques	76
9.2	Présentation des méthodes d'estimation	77
10	Estimation des différents niveaux de risques	88
10.1	Mesure de l'effet de la sélection médicale	88
10.2	Analyse des taux de surprime médicale	89
10.3	Analyse des exclusions et des refus d'assurance	91
V	Impact de la résiliation et tarifs des adhésions sans sélection médicale	94
11	Impact de la résiliation sur les PRC	96
11.1	Méthodologies de calcul des engagements et de la PRC	96
11.2	Calcul des taux de primes	97
11.3	Exemple de calcul de provision	98
12	Calcul de l'espérance du tarif des adhésions sans sélection médicale	100
12.1	Présentation du calcul de l'espérance du taux de prime	100
12.2	Application aux taux obtenus	101
12.3	Application de chocs de mortalité aux PRC	102
VI	Annexes	112
A	Extraits de Code R	114
B	Autres graphiques	118
C	Test du Log-Rank	121

Première partie

Présentation

Chapitre 1

Présentation de l'entreprise

ADIS est une société de courtage, filiale d'AXA France dont le siège social se situe à Schiltigheim, en Alsace. ADIS place la qualité de service et la satisfaction des clients au cœur de sa stratégie et s'appuie pour cela sur plus de 500 collaborateurs experts et engagés au quotidien dans leurs métiers.

1.1 Généralités

ADIS a été créée en 1980 par AXA et AGIPI pour gérer les contrats de l'association AGIPI. Par la suite, ADIS, s'est vue confier également la gestion de contrats pour Axa France et l'association ANPERE. Elle est experte en assurance de personnes et sa mission est de concevoir et gérer des solutions d'assurance personnalisées. Les principaux métiers d'ADIS sont :

- La gestion administrative et financière de contrats d'assurance pour AGIPI et AXA
 - Mise en place des adhésions et élaboration de la tarification
 - Gestion des opérations d'assurance liées au contrat
 - Règlement des prestations ou des capitaux en cas de sinistres
 - Suivi de la situation de comptes et de l'encaissement des cotisations
- La conception et le développement informatique d'outils de gestion et d'aide à la vente
- L'accompagnement et la formation des réseaux de distribution

L'activité de l'entreprise est en hausse constante depuis sa création et s'accompagne ainsi d'une croissance rapide de ses effectifs. ADIS comptait ainsi 70 collaborateurs en 2000, 180 en 2010, 410 en 2019 et en compte en 2022, plus de 550. Elle est reliée à l'association AGIPI par le groupement d'intérêt économique (GIE) AGIPI-ADIS.

AGIPI est une association d'assurés pour la retraite, l'épargne, la prévoyance et la santé. Elle propose des solutions qui répondent aux besoins de protection liés à chaque étape de vie : protection de la famille et de l'activité professionnelle, protection du patrimoine, de la retraite et du grand âge. Association leader sur le marché des assurances de personnes, AGIPI compte plus de 600 000 adhérents et plus de 850 000 adhésions. L'association est reliée à AXA par la convention AXA-AGIPI.

AXA est le porteur des risques financiers et techniques liés aux contrats souscrits par AGIPI et ANPERE. Il apporte également sa garantie aux opérations réalisées et assure la distribution des

contrats AGIPI et Masterlife au travers de ses réseaux d'agents. Il est lié à ADIS par la convention AXA-ADIS.

1.2 Environnement de travail

ADIS est composée de plusieurs services, dont le service produit au sein duquel j'ai réalisé mon stage cet été. Ce service est composé d'une équipe de 6 personnes, et est en charge du développement de nouveaux produits, de nouvelles garanties et d'outils de pilotage pour les produits existants.

Chapitre 2

Le contrat d'assurance emprunteur ARC

Cette partie a pour objectif d'établir une présentation générale de l'assurance emprunteur, ainsi que les spécificités du produit ARC, afin de comprendre le contexte dans lequel se situe la problématique et les études réalisées.

2.1 Généralités sur l'assurance emprunteur

Un contrat d'assurance emprunteur est temporaire et sa durée maximale est égale à celle du prêt. Il garantit le remboursement d'un prêt en cas de réalisation d'un ou de plusieurs risques définis dans le contrat souscrit. Les principaux risques couverts sont le décès, l'arrêt de travail. La garantie en cas de perte d'emploi est également proposée par certains assureurs et il est possible d'inclure des options ou garanties complémentaires à son contrat.

Le but de ce type de contrat est de protéger à la fois les établissements financiers contre le risque de non remboursement et les emprunteurs ainsi que leurs familles en leur permettant d'être couverts notamment en cas de décès ou d'arrêt de travail.

La souscription à un contrat d'assurance emprunteur est indispensable pour l'obtention d'un prêt immobilier et est de plus en plus exigée par certaines banques pour les autres prêts.

2.1.1 Les principaux acteurs

L'assurance emprunteur fait intervenir cinq principaux acteurs :

- **la banque**, qui joue le rôle de l'organisme prêteur. Il réalise donc une première sélection liée à la situation financière du prêteur ;
- **l'assureur**, encore appelé société d'assurance, qui cumule et agrège les risques. Il perçoit également les primes et verse des prestations en cas de réalisation du risque couvert.
- **le souscripteur**, qui est la personne physique ou morale qui souscrit le contrat. Il s'agit de l'assuré lui-même dans le cas d'un contrat individuel et de l'organisme bancaire dans le cas d'un contrat collectif ;
- **l'assuré**, ou celui qui concerne le risque. Il s'agit d'une personne physique admise à l'assurance. Dans le cadre de l'assurance emprunteur, le décès de l'assuré entraînera directement le paiement d'une rente ou d'un capital par l'assureur.

- **le bénéficiaire**, qui percevra la prestation. Dans le cas spécialement des assurances emprunteur, le bénéficiaire est généralement la banque qui bénéficie du remboursement du crédit en cas de réalisation du risque de l'assuré.

L'assureur, le souscripteur, l'assuré, le bénéficiaire, sont liés par le contrat d'assurance.

Il sera présenté dans la suite le principal produit d'assurance emprunteur d'AGIPI et les différentes garanties proposées.

2.1.2 Les différents types de contrats d'assurance emprunteur

En théorie, l'assurance emprunteur ne revêt pas de caractère obligatoire. Cependant, en pratique, les organismes prêteurs exigent quasi systématiquement la souscription d'un contrat emprunteur. Il est alors possible de faire la distinction entre deux types de contrats :

- **le contrat groupe** : il est défini à l'article L141-1 du Code des Assurances et est proposé par les banques. Dans ce type de contrat, le souscripteur est une personne morale en la présence de la banque. Il dispose généralement d'une faible segmentation, appliquant ainsi un taux de prime similaire pour tous les assurés d'une même classe d'âge ;
- **le contrat individuel** : Depuis la promulgation de la loi Lagarde (2010), un assuré est en droit de contracter une assurance emprunteur à titre personnel. La seule condition est que cette assurance présente des garanties au minimum identiques au contrat proposé par la banque. A l'opposé du contrat collectif, ce type de contrat est souvent fortement segmenté, ce qui le rend très attractif pour les individus peu risqués à savoir les jeunes.

2.1.3 Quelques vocabulaires

Pour la suite du rapport, il sera défini dans cette section quelques notions complémentaires dont nous ferons usage dans cette étude.

La délégation d'assurance : c'est le fait, lors de la souscription à un prêt, de le faire assurer auprès d'un assureur autre que celui proposé par sa banque.

La reprise d'assurance : présente depuis 2014, et contrairement à la délégation d'assurance, elle consiste à résilier son contrat emprunteur déjà en cours, afin de faire assurer le capital restant du prêt couvert, auprès d'un autre assureur.

La franchise : il s'agit d'un délai incompressible durant lequel un assuré ne peut prétendre au versement de ses prestations en cas d'incapacité. Le versement des prestations a donc lieu uniquement après la période de franchise.

La quotité : c'est la part du capital emprunté couvert par l'assurance emprunteur. Elle est exprimée en pourcentage du capital emprunté.

Le capital restant dû (CRD) : c'est la partie du prêt restant à payer. Il représente la différence entre le capital emprunté et le capital consolidé déjà payé.

Le tableau d'amortissement : c'est un document synoptique des mensualités à devoir. On y retrouve différentes informations comme le capital restant dû, le capital amorti, les intérêts payés et les primes d'assurance.

L'incapacité de travail : c'est l'incapacité temporaire et totale d'exercer son activité professionnelle. Pour les assurés au chômage ou n'exerçant plus d'activité professionnelle, l'incapacité totale d'effectuer ses activités habituelles non professionnelles.

L'invalidité : c'est la réduction permanente, partielle ou totale, en raison d'un handicap physique ou psychique entraîné par une maladie ou un accident, de certaines aptitudes de l'assuré.

2.1.4 Le marché de l'assurance emprunteur en France

Le marché de l'assurance emprunteur a toujours été en pleine croissance et représente un peu plus de 11 Mld € de primes annuelles dont environ 7,5 Mld € pour les crédits immobiliers. Cependant, depuis 2019, il est noté une baisse moyenne de 10% des tarifs d'après les statistiques de la convention AERAS (s'Assurer et Emprunter avec un Risque Aggravé de Santé) réalisées au titre de l'année 2021, et arrêtées à la date du 18 Novembre 2022. Les réseaux bancaires dominent également le marché avec plus de 85% de part de marché à la production.

2.2 Présentation du contrat ARC

L'ARC est un produit AGIPI qui permet de garantir le remboursement d'un prêt personnel. Il couvre le décès, l'incapacité et l'invalidité qu'elle soit totale ou partielle.

2.2.1 Les types de garanties

Le produit emprunteur ARC d'AGIPI, propose des garanties décès, incapacité et invalidité totale ou partielle. La garantie décès est obligatoire lors de la souscription au contrat d'assurance emprunteur, les autres garanties venant en option.

2.2.1.1 La garantie décès ou PTIA

En cas de décès de l'assuré, le bénéficiaire désigné perçoit un capital égal à la fraction assurée du capital restant dû (CRD) le jour du décès selon le tableau d'amortissement (prêt amortissable) ou les conditions de l'emprunt (prêt in fine), à concurrence de la quotité assuré.

En cas de PTIA, les mêmes prestations que celles prévues en cas de décès seront versées, et ce versement met fin à l'adhésion. La garantie PTIA prend fin au 70^e anniversaire de l'assuré.

Est considéré comme atteint de perte totale et irréversible de l'autonomie (PTIA), tout assuré reconnu définitivement incapable de se livrer à la moindre occupation ou au moindre travail lui procurant gain ou profit et dont le taux d'invalidité professionnel est égal à 100% par référence au barème des accidents de travail de la Sécurité sociale; le recours à l'assistance d'une tierce personne est exigée. Avant le 60^e anniversaire de l'assuré, le recours à l'assistance d'une tierce personne n'est pas exigé; entre le 60^e et le 70^e anniversaire de l'assuré, le recours à l'assistance d'une tierce personne est exigé.

Lors de la souscription, le montant de l'emprunt garanti doit être au moins de 10 000 €. Il est possible de souscrire un prêt de 1 000 € dans la mesure où il y a au moins un prêt annexe de 10 000 €.

2.2.1.2 La garantie en cas d'incapacité de travail

En cas d'interruption totale temporaire de l'activité professionnelle, les indemnités journalières sont versées pour chaque jour d'arrêt à partir du 16^e, 31^e, 91^e, ou 181^e jour d'incapacité de travail.

L'indemnité journalière est au plus égale à 1/30^e de la mensualité ou 1/90^e de la trimestrialité de remboursement de l'emprunt, à concurrence de la quotité assurée. En cas de prêt prévoyant le remboursement du capital au terme de l'emprunt, les indemnités journalières sont égales à 1/365^e du

montant annuel des intérêts, à concurrence de la quotité assurée.

Le cumul des mensualités pour l'ensemble des adhésions ARC ne peut dépasser 15 000 € pour un même assuré.

2.2.1.3 La garantie en cas d'invalidité

L'invalidité peut être totale ou partielle :

En cas **d'invalidité totale** (supérieur à 66%), il est versé à l'assuré les indemnités prévues en cas d'incapacité.

En cas **d'invalidité partielle** (supérieur ou égale à 33% et inférieur à 66%), le calcul du montant des indemnités se fait par application d'un taux correcteur. Pour l'assuré au chômage ou n'exerçant plus d'activité professionnelle au moment de l'incapacité de travail, des indemnités journalières sont versées à concurrence de la quotité assurée, pour chaque jour d'incapacité de travail, à l'assuré qui se trouve par suite de maladie ou d'accident dans l'incapacité totale d'effectuer seul, l'ensemble des actes ordinaires de la vie courante, et s'il nécessite un repos complet, prescrit médicalement.

Le taux d'invalidité est déterminé selon un tableau à double entrée en fonction de deux paramètres. Ces paramètres sont :

- le taux d'invalidité **fonctionnelle**, déterminé à partir du barème des accidents du travail de la sécurité sociale ;
- le taux d'invalidité **professionnelle**, fixé par l'expertise en tenant compte des répercussions de l'invalidité sur la profession de l'assuré.

Un taux correcteur est appliqué en cas d'invalidité partielle en fonction du taux d'invalidité obtenu.

2.2.2 Les différentes options du contrat ARC

Il existe également des options complémentaires, auxquelles il est possible de souscrire. Il s'agit de :

L'option Invalidité professionnelle

Si l'assuré exerce l'une des professions bénéficiant d'un barème spécifique, il peut opter pour une fixation du taux d'invalidité uniquement en fonction de l'invalidité professionnelle, en lieu et place de la fixation du taux d'invalidité selon un barème croisé. En tout état de cause, le taux d'invalidité retenu ne pourra être inférieur au taux du barème spécifique relatif à la profession de l'assuré.

L'option ARC 25

L'option ARC 25 donne droit, en cas de rente partielle, à une augmentation du montant de cette rente de 25%, sans toutefois pouvoir dépasser le montant de la rente pleine.

L'option n/66

L'option n/66 donne droit, en cas de rente partielle, à une augmentation du taux utilisé pour le calcul du montant de la rente. Cette option n'est pas cumulable avec l'option Invalidité professionnelle mais est cumulable avec l'option ARC 25.

L'option Psy/Dos+

L'option Psy/DOS+ permet la prise en charge de toute incapacité de travail ou invalidité sans condition d'hospitalisation, résultant et/ou provenant des infections psychologiques, asthénie, discovertébrales. La souscription de cette option s'applique automatiquement aux garanties incapacité de travail et invalidité.

2.2.2.1 Les modalités de souscription

Il existe néanmoins des critères ou modalités liées à la souscription. Ces modalités varient en fonction de chaque garantie :

Pour la **garantie décès ou PTIA**, la limite d'âge à la souscription est fixée au 80^e anniversaire de l'assuré et la garantie prend fin au plus tard, au 85^e anniversaire de l'assuré :

$$\hat{\text{Age}} + \text{Durée d'assurance Décès} \leq 85 \text{ ans}$$

$$\text{Avec, } \hat{\text{Age}} \leq 80 \text{ ans}$$

Par exemple, un demandeur d'assurance ayant 70 ans en début de prêt, ne peut souscrire à une garantie Décès que pour une durée maximum de 15 ans.

Pour une **garantie Incapacité/Invalidité**, les différentes modalités de souscription sont : la limite d'âge à la souscription fixée au 65^e anniversaire de l'assuré, la souscription obligatoire à une garantie en capital décès et la garantie des options incapacité et invalidité jusqu'au 70^e anniversaire de l'assuré.

$$\hat{\text{Age}} + \text{Durée d'assurance Incapacité/Invalidité} \leq 70 \text{ ans}$$

$$\text{Avec, } \hat{\text{Age}} \leq 65 \text{ ans}$$

2.3 L'emprunt et ses modalités de remboursement

Un prêt se caractérise par un montant de capital emprunté qui doit être remboursé selon un échéancier : le tableau d'amortissement. Celui-ci est défini lors de la mise en place du prêt, et varie en fonction du taux d'intérêt et de la durée de l'emprunt. Le prêt étant sous-jacent au contrat d'assurance, les caractéristiques du prêt souscrit déterminent les primes à payer et les éventuelles prestations versées.

2.3.1 Les différents types de prêts

Il existe trois principaux types de prêts couverts par l'assurance emprunteur :

- Les prêts **personnels** ou prêts **à la consommation**, qui permettent de financer des achats de la vie quotidienne (voiture, voyage, électroménager, ...), ou de régler des factures imprévues. Ils ont généralement des durées plus faibles que pour les autres types de prêts ;
- les prêts **immobiliers**, servant à financer l'acquisition d'un bien immobilier. Les montants empruntés pour ces types de prêt sont généralement élevés et s'étalent sur un grand nombre d'années. Il représente plus de 70% des cotisations dans le monde de l'assurance emprunteur, et feront le principal objet de cette étude.
- les prêts **professionnels**, destinés à financer les divers investissements des entreprises qui se développent (achat de matériel, campagne publicitaire, ...). Ce type de prêt occupe une place peu importante dans le cadre de l'assurance emprunteur.

2.3.2 Les modalités de remboursement

Un prêt peut être caractérisé par trois principales modalités de remboursement :

- **les prêts à mensualités constantes** : les échéances de ce type de prêt sont identiques pendant toute la durée du prêt ;
- **les prêts par paliers** : les échéances ne sont pas identiques sur toute la période du prêt, mais par intervalles de période ;
- **les prêts in fine** : pendant la durée du prêt, l'emprunteur ne paie que les intérêts, le capital n'est remboursé qu'à l'échéance finale.

Les prêts à mensualités constantes et les prêts par paliers, sont des prêts dits amortissables, c'est-à-dire que le remboursement du capital est étalé dans le temps. Ci-dessous un graphique illustrant les différentes modalités de remboursement :

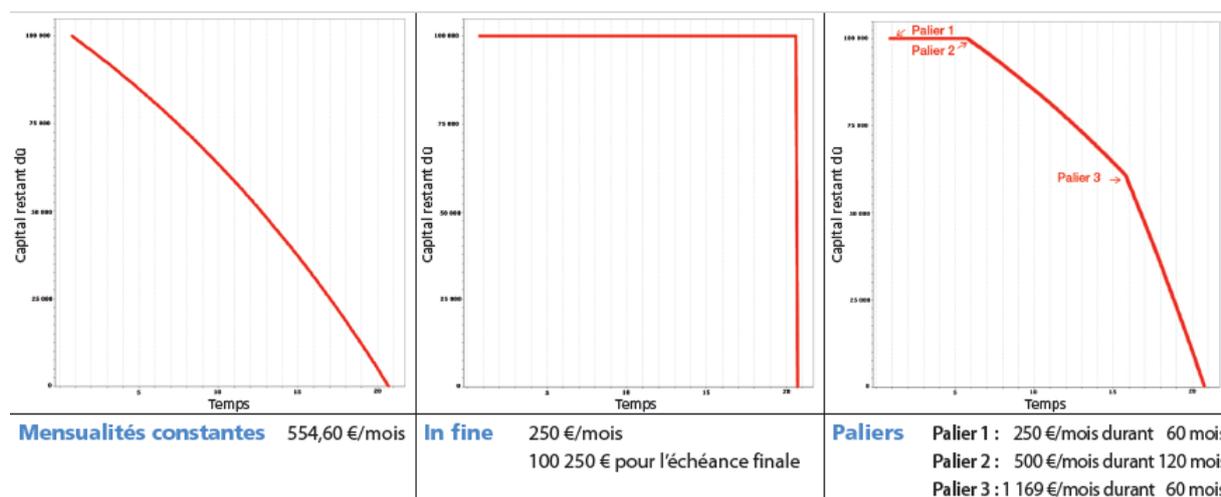


FIGURE 2.1 – Illustration de différents types de prêts pour un emprunt de 10 000 € à 30% sur 20 ans

2.4 Présentation des modèles de tarification

La tarification du contrat emprunteur ARC, peut être faite de deux manières différentes : en fonction du capital restant dû, ou du capital total emprunté (tarification constante).

2.4.1 La tarification en capital restant dû (CRD)

Les cotisations de la garantie en cas de décès se calculent par application d'un taux (en pourcentage) au CRD qui évolue en cours de vie du prêt. Les cotisations des garanties en cas d'incapacité et d'invalidité se calculent par application d'un taux (en pourcentage) à l'échéance de l'emprunt (pour les prêts à échéances constantes et in fine) et à l'échéance moyenne de l'emprunt (pour les prêts par paliers). Ces taux sont déterminés en fonction de la garantie choisie, de l'âge de l'assuré en cours de vie du prêt, de la durée restante du prêt et de la profession de l'assuré. Le montant de la cotisation annuelle due chaque année par l'assuré est actualisé à chaque échéance annuelle.

2.4.2 La tarification constante

Les cotisations de la garantie en cas de décès et des garanties en cas d'incapacité et d'invalidité se calculent par application d'un taux (en pourcentage) au capital emprunté à l'origine. Ce taux est déterminé en tenant compte de la nature de l'emprunt à échéances constantes, in fine ou par paliers, la durée de l'emprunt, son taux, l'âge de l'assuré à la souscription (année de souscription moins année de naissance), et de la profession de l'assuré. Le montant de la cotisation annuelle due chaque année reste fixe pendant toute la durée de l'emprunt.

2.4.3 Illustration des deux types de tarifications

L'illustration ci-dessous porte sur un assuré de 30 ans non-fumeur qui fait un emprunt de 100 000 € sur 10 ans à un taux de 2%. Pour son assurance, il opte pour une couverture de 100% sur le décès uniquement.

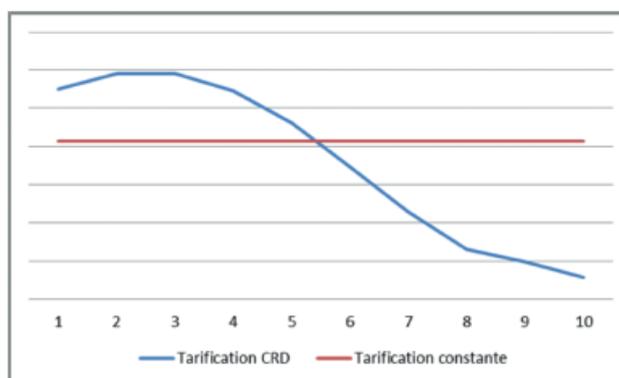


FIGURE 2.2 – Illustration 1 : comparaison année après année de l'évolution des cotisations entre la tarification CRD et la tarification constante

L'illustration ci-dessous porte sur un assuré de 40 ans non-fumeur qui fait un emprunt de 100 000 € sur 20 ans à un taux de 3%. Pour son assurance, il opte pour une couverture de 100% sur le décès uniquement.

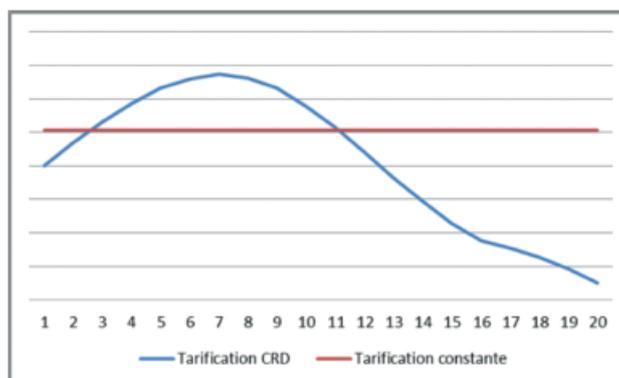


FIGURE 2.3 – Illustration 2 : comparaison année après année de l'évolution des cotisations entre la tarification CRD et la tarification constante

2.5 La sélection médicale

La sélection médicale est un processus qui intervient lors de la souscription d'un contrat d'assurance emprunteur. Il s'agit pour l'assureur d'évaluer au mieux le risque que présente le prospect (futur

assuré). Les sinistres dont la probabilité de survenance est jugée beaucoup trop élevée par l'assureur, pour qu'ils soient considérés comme aléatoires, sont dits « non assurables ». La sélection médicale permet donc d'estimer le niveau de risque d'un prospect.

En réalité, les tables de mortalités ne prennent en compte que l'âge et le sexe de l'assuré, ce qui ne permet pas d'avoir des informations sur l'état de santé actuel de l'assuré ainsi que sur ses antécédents médicaux.

La sélection médicale consiste en effet, à soumettre aux clients un certain nombre de questions lors de leur adhésion aux contrats. Il s'agit des informations :

- personnelles : l'âge, le sexe, la profession ...
- sur le mode de vie : l'IMC (taille et poids), le statut fumeur/non-fumeur, la consommation d'alcool, pratique d'activités sportives ou dangereuses...
- médicales personnelles : état de santé actuel de la personne, ses antécédents médicaux.
- sur les antécédents médicaux familiaux : problèmes de santé importants (maladie du coeur, diabète, cancer...), interventions chirurgicales importantes, alcoolisme...
- financières : montant assuré, revenu annuel.

Il est à noter qu'un questionnaire de plus en plus long, ralentit la procédure et diminue la probabilité de conclure une affaire nouvelle. Il doit donc être le plus optimisé possible.

2.6 Actualités réglementaires et mutation du marché

Dans cette partie seront présentées de manière chronologique, les différentes réformes qui ont impactées l'assurance emprunteur ces dernières années, notamment la dernière : la loi Lemoine.

2.6.1 La convention AERAS

La convention AERAS (s'assurer et emprunteur en cas de risque aggravé de santé) a été signée en 2006 entre les associations de malades et de consommateurs, les professionnels de la banque et de l'assurance et des pouvoirs publics pour faciliter l'accès à l'assurance des personnes présentant un risque de santé aggravé dans le cadre de l'octroi de prêts.

Lors d'un emprunt, qu'il s'agisse d'un crédit à la consommation, d'un crédit immobilier ou d'un crédit personnel, l'établissement de crédit analyse d'abord la solvabilité de l'emprunteur (la capacité à rembourser l'emprunt). Cette étape constitue une première sélection. La souscription à une assurance emprunteur étant nécessaire pour les prêts immobiliers, certains états de santé ne permettent pas d'obtenir une couverture d'assurance aux conditions standards (sans majoration de tarif et exclusion de garantie). Il existe même des états aggravés de santé (cancer, diabète...) pour lesquels la couverture d'assurance est refusée. L'objectif de la convention est donc de faciliter l'accès à l'assurance et à l'emprunt des personnes ayant ou ayant eu un problème de santé.

La convention AERAS concerne, sous certaines conditions, les prêts à caractère personnel (prêts immobiliers et certains crédits de consommation) et professionnel (prêts pour achat de locaux et de matériels).

2.6.2 La loi Lagarde (n° 2010-737) du 1^{er} juillet 2010

Elle a été adoptée le 1^{er} juillet 2010 et rentrée en vigueur depuis le 1^{er} septembre 2010. Elle transpose une directive européenne sur les crédits à la consommation. La principale mesure de cette loi est la libre concurrence pour le choix de son assurance de prêt par l'emprunteur (délégation d'assurance). Auparavant, les assurés étaient contraints de souscrire à l'assurance de groupe proposée par la banque à laquelle ils empruntaient.

Selon l'article L. 312-9 du code de la consommation, l'emprunteur peut désormais souscrire à l'assurance de prêt de son choix sous conditions que les garanties proposées soient au moins équivalentes à celles du contrat de groupe proposé par la banque. Elle interdit également aux bancassureurs de modifier les conditions du prêt lorsque les emprunteurs souhaitent changer d'assurance de prêt. Malgré cela la grande partie du marché des assurances emprunteurs reste absorbée par les bancassureurs (environ 80 %). Cela peut s'expliquer par le fait qu'il est plus simple pour les emprunteurs de s'assurer directement auprès de la banque qui leur octroi le prêt, ou également pour toute autres raisons liées au relationnel avec la banque.

2.6.3 La Loi Hamon (n°2014-344) du 17 mars 2014

L'emprunteur peut résilier son assurance de prêt, sans frais, dans les 12 mois qui suivent l'offre de prêt, sous réserve de présenter à la banque un contrat présentant un niveau de garanties équivalent (article L 313-28 à 33 du code de la consommation). Le banquier ne peut pas modifier la tarification du contrat sans l'accord de l'emprunteur (article L 313-28 à 33 du code de la consommation). Le banquier s'expose à une amende de 3 000 € (article L 341-39 du code de la consommation) s'il :

- refuse un contrat d'assurance présentant des garanties équivalentes,
- ne respecte pas le délai de 10 jours dans lequel il doit se prononcer suite à la demande de substitution du client,
- ne motive pas son refus suite à la demande de déliaison.

2.6.4 L'amendement Bourquin (n°2017-203) du 21 février 2017

L'amendement Bourquin reconnaît le droit pour un assuré de résilier son contrat emprunteur à chaque échéance annuelle et d'y substituer un contrat présentant un niveau de garantie équivalent.

La faculté de résiliation annuelle peut s'exercer à l'expiration d'un délai d'un an suivant la souscription du contrat qui fait l'objet de la demande de résiliation.

La demande de résiliation doit se faire moyennant le respect d'un délai maximum de préavis de 2 mois avant la date d'échéance du contrat.

2.6.5 La loi Lemoine (n° 2022-270) du 28 février 2022

La loi Lemoine « pour un accès plus juste, plus simple et plus transparent au marché de l'assurance emprunteur », a été adoptée le 28 février 2022. Elle comprend :

Le droit de résiliation à tout moment

Elle donne à l'emprunteur le droit de résilier à tout moment son assurance emprunteur sans frais, pour un crédit immobilier à usage personnel ou mixte, depuis le 1^{er} juin 2022 pour les nouveaux contrats et le 1^{er} Septembre 2022 pour les contrats qui étaient déjà en cours.

Ce droit qui existait déjà pendant la première année (loi Hamon), est désormais étendu sur toute la durée du contrat. Son principal objectif est d'augmenter la concurrence pour faire baisser les coûts des assurés, suite aux précédentes réformes avec lesquelles cet objectif n'a pas été atteint.

L'assureur possède un délais de 10 jours à compter de la date de réception de la demande pour effectuer un avenant.

Le devoir d'information

Le devoir d'information des organismes d'assurances envers les assurés ou les futurs assurés, est renforcé avec l'obligation pour les assureurs d'informer ces derniers annuellement, à propos de la mise en oeuvre du droit de résiliation. Les assureurs doivent également communiquer sur la date de fin du contrat et sur le coût global de l'assurance sur 8 ans.

Pour le respect de ce devoir d'information, une amende a été prévue par la loi, et celle-ci pourrait aller jusqu'à 15 000€ pour une personne morale à 3000 € pour une personne physique.

Le droit à l'oubli

Le droit à l'oubli se traduit par l'absence d'obligation de déclarer à l'assureur une pathologie survenue antérieurement à la demande d'emprunt, notamment un cancer, dont le protocole thérapeutique est achevé depuis un certains nombres d'années. Ce droit est amélioré avec, notamment, la réduction de 10 à 5 ans pour certaines pathologies « graves », telles que l'hépatite C et tout type de cancer. Elle apporte donc l'évolution de la grille de référence de la convention AERAS.

La suppression de la sélection médicale

Entrée en vigueur le 1^{er} juin 2022, cette suppression vient interdire aux assureurs la sollicitation des informations relatives à l'état de santé de l'assuré pour certains contrats d'assurance emprunteur. Il s'agit des contrats liés à des prêts immobiliers répondant aux conditions cumulatives suivantes :

- le crédit concerne le financement d'un immeuble à usage d'habitation¹
- la part assurée sur l'encours cumulé des contrats de crédit émis après le 1^{er} juin 2022 n'excède pas 200 000 € par assuré ;
- l'échéance du crédit contracté doit être antérieur au 60^e anniversaire de l'assuré.

Seront énoncés ci-dessous, quelques exemples de cas où un client bénéficie des dispositions de la loi Lemoine ou non.

Un client détenteur d'une assurance de prêt souscrite en 2020. L'encours actuellement assuré (CRD) est de 100 000 €. Il souhaite réaliser une nouvelle assurance de prêt pour un bien locatif pour 150 000 € et ce prêt arrivera à échéance avant son 60^e anniversaire. Le cumul de l'encours sera de 150 000 € puisqu'on ne tient pas en compte des assurances souscrites avant 1^{er} juin 2022. Il bénéficie des dispositions de la loi Lemoine car les conditions d'âge et de l'encours sont respectées et n'aura donc pas besoins de faire une acceptation médicale.

Un autre client est détenteur d'une assurance de prêt souscrite le 15 juin 2022. L'encours assuré (le capital restant dû) est de 100 000 € le jour de son nouveau projet. Il souhaite réaliser une nouvelle assurance de prêt pour un bien locatif pour 150 000 € le 15 juillet 2022 et ce prêt arrivera à échéance avant son 60^e anniversaire. Le cumul de l'encours sera de 250 000 € . Bien que la condition d'âge soit respectée, on dépasse 200 000 € d'encours assuré donc le client devra se soumettre à une acceptation médicale.

1. Contrats de crédit mentionné au 1° de l'article L. 313-1 du code de la consommation

Il est à noter que depuis la mise en place de ces réglementations visant à ouvrir le marché à la concurrence et favoriser l'accès au prêt des pathologies graves, plusieurs évolutions ont été observées sur le marché même si les objectifs n'ont pas été finalement atteints.

Chapitre 3

Tarification du contrat d'assurance emprunteur

Un contrat d'assurance est à durée limitée. Il prend généralement fin lorsque la totalité du capital a été remboursée auprès de l'établissement de crédit. L'assureur s'engage donc tout au long de la durée du contrat à verser une prestation en cas de décès, d'incapacité ou d'invalidité de l'assuré en contrepartie d'une prime fixée à la souscription du contrat.

Le risque est généralement décroissant dans le temps : la fréquence des sinistres augmente avec l'âge de l'assuré et le montant des prestations décroît grâce à la diminution progressive du capital restant dû au fur et à mesure que l'assuré paie ses mensualités.

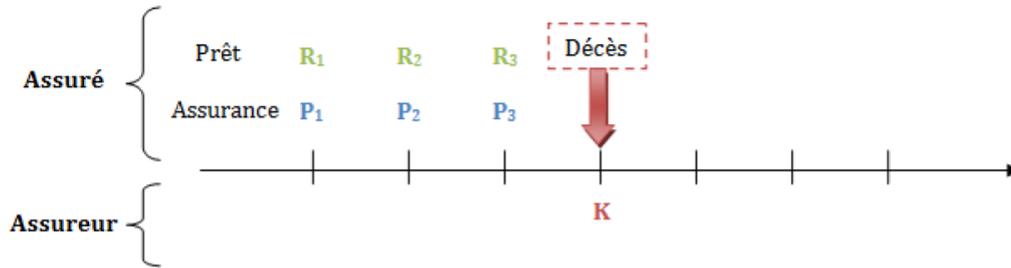
La contrat ARC propose deux types de primes :

- **la prime constante**, qui s'exprime en pourcentage du capital restant dû initialement (c'est-à-dire du montant emprunté). La prime est constante (*flat*) durant toute la durée du prêt ;
- **le risque exact**, qui correspond au capital restant dû pondéré par la probabilité de sinistre. Elle est également décroissante et reflète le risque exact de l'assuré.

3.1 Tableau d'amortissement et mensualités d'un prêt

La première étape de calcul dans la tarification d'un contrat d'assurance emprunteur correspond à l'établissement du tableau d'amortissement de la dette. Ce tableau permet le calcul du capital restant dû (CRD), qui est le montant de la prestation en cas de sinistre à chaque période.

Le calcul du capital restant dû varie en fonction du type de remboursement du prêt.



Légende :

R_1, R_2, \dots, R_k = remboursement des échéances du prêt (pas forcément constantes)

P_1, P_2, \dots, P_k = paiement des primes d'assurance (pas forcément constantes)

K = versement du capital restant dû par l'assureur

FIGURE 3.1 – Présentation des flux

Notations :

- E le montant de l'emprunt
- i le taux d'intérêt de l'emprunt (différent du taux technique)
- v le facteur d'actualisation, avec $v = \frac{1}{1+i}$
- n la durée du prêt
- R_k le remboursement réalisé à la date k
- A_k l'amortissement du capital à la date k
- I_k l'intérêt payé à la date k
- CRD_k le capital restant dû immédiatement remboursé après le remboursement R_k

Les remboursements R_k vérifient l'équation suivante :

$$E = \sum_{k=1}^n \frac{R_k}{(1+i)^k}$$

Le capital restant dû à l'origine du prêt correspond au montant emprunté :

$$CRD_0 = E$$

A la fin du prêt, la totalité du montant emprunté est remboursé, c'est-à-dire :

$$CRD_n = 0$$

Le remboursement correspond à la somme de l'amortissement du capital et des intérêts payés :

$$R_k = A_k + I_k$$

L'intérêt est payé en fonction du capital restant dû :

$$I_k = i \times CRD_{k-1}$$

L'amortissement est égal à la variation du capital restant dû :

$$A_k = CRD_{k-1} - CRD_k$$

Il vient donc que :

$$\begin{aligned} R_k &= A_k + I_k \\ &= CRD_{k-1} - CRD_k + i \times CRD_{k-1} \\ &= (1 + i) \times CRD_{k-1} - CRD_k \end{aligned}$$

Ce qui équivaut à :

$$CRD_k = (1 + i) \times CRD_{k-1} - R_k$$

Cas 1 : prêt à amortissements constants

La mensualité du prêt, remboursé par l'assuré, est constituée d'une part de capital qui est fixe au cours du temps et des intérêts associés. Ainsi, la mensualité est décroissante dans le temps du fait de la décroissance des intérêts.

Pendant toute la durée du prêt, l'amortissement se détermine de la façon suivant :

$$A_k = A = \frac{E}{n}$$

Ce qui donne la formule suivante du capital restant dû, pour $k < n$:

$$\begin{aligned} CRD_k &= (1 + i) \times CRD_{k-1} - (A + i \times CRD_{k-1}) \\ &= CRD_{k-1} - A \end{aligned}$$

Par ailleurs, les remboursements diminuent au cours du temps :

$$\begin{aligned} R_k - R_{k-1} &= (A + i \times CRD_{k-1}) - (A + i \times CRD_k) \\ &= i \times (CRD_{k-1} - CRD_k) \\ &= i \times A \end{aligned}$$

Ce qui équivaut à :

$$R_{k-1} = R_k - i \times A$$

Cas 2 : prêt à mensualités constantes

Dans ce mode de remboursement, la mensualité du prêt remboursé par l'assuré est constante. La part de capital remboursée augmente au cours du temps, alors que les intérêts, eux, diminuent.

Pendant toute la durée du prêt :

$$R_k = R = \frac{E}{a_{\overline{n}|}} = \frac{E \times i}{1 - v^n}$$

L'amortissement quant à lui augmente au cours du temps. En effet :

$$\begin{aligned}
R_k - R_{k+1} &= (A_k + I_k) - (A_{k+1} + I_{k+1}) \\
&= (A_k - A_{k+1}) + i \times (CRD_{k-1} - CRD_k) \\
&= (A_k - A_{k+1}) + i \times A_k
\end{aligned}$$

or, le remboursement est constant : $R_k - R_{k+1} = 0$. D'où :

$$A_{k+1} = A_k \times (1 + i)$$

Cas 3 : prêt in fine

Le remboursement du capital se fait à l'échéance du prêt. Cela entraîne donc les résultats suivants :

$$\begin{aligned}
CRD_k &= \begin{cases} E, & \text{pour } k < n \\ 0, & \text{pour } k = n \end{cases} \\
A_k &= \begin{cases} 0, & \text{pour } k < n \\ E, & \text{pour } k = n \end{cases} \\
R_k &= \begin{cases} i \times E, & \text{pour } k < n \\ (1 + i) \times E, & \text{pour } k = n \end{cases}
\end{aligned}$$

Cas 4 : prêt par paliers

Un prêt par paliers est une succession de plusieurs prêts à mensualités constantes. Soit un prêt par palier d'une durée T constitué de z paliers avec d_1, \dots, d_z les durées de chacun des paliers et m_1, \dots, m_z l'ensemble des mensualités pour chacun des paliers. Pour rappel, la valeur d'une somme de mensualité m sur une période n pour un taux d'intérêt i est égale à :

$$\sum_{k=1}^n \frac{m}{(1+i)^k} = m \times \frac{v - v^{n+1}}{1 - v} = m \times \frac{1 - v^n}{i}$$

Le capital initial C_0 dans le cas d'un prêt est par paliers est donc égal à :

$$C_0 = m_1 \times \frac{v - v^{d_1+1}}{1 - v} + m_2 \times \frac{v - v^{d_2+1}}{1 - v} \times v^{d_1} + \dots + m_z \times \frac{v - v^{d_z+1}}{1 - v} \times v^{d_1 + \dots + d_{z-1}}$$

Exemple :

Soit le prêt suivant :

- Durée de prêt 10 ans
- Montant emprunté : 100 000 €
- Taux d'intérêt : 5 %
- Mode de remboursement : annuel
- Dans le cas du prêt par paliers, il est supposé que l'assuré rembourse une mensualité de 8000 € les cinq premières années.

Amortissements constants

Échéance	Mensualité	Amortissement	Intérêts	CRD
1	15 000	10 000	5 000	90 000
2	14 500	10 000	4 500	80 000
3	14 000	10 000	4 000	70 000
4	13 500	10 000	3 500	60 000
5	13 000	10 000	3 000	50 000
6	12 500	10 000	2 500	40 000
7	12 000	10 000	2 000	30 000
8	11 500	10 000	1 500	20 000
9	11 000	10 000	1 000	10 000
10	10 500	10 000	500	0
Total	127 500	100 000	27 500	

TABLE 3.1 – Tableau d’amortissement d’un prêt à amortissements constants

Mensualités constantes

Échéance	Mensualité	Amortissement	Intérêts	CRD
1	12 950	7 950	5 000	92 050
2	12 950	8 348	4 602	83 702
3	12 950	8 765	4 185	74 936
4	12 950	9 204	3 747	65 733
5	12 950	9 664	3 287	56 069
6	12 950	10 147	2 803	45 922
7	12 950	10 654	2 296	35 267
8	12 950	11 187	1 763	24 080
9	12 950	11 746	1 204	12 334
10	12 950	12 334	617	0
Total	129 500	100 000	29 500	

TABLE 3.2 – Tableau d’amortissement d’un prêt à mensualités constantes

Prêts *in fine*

Échéance	Mensualité	Amortissement	Intérêts	CRD
1	5 000	0	5 000	100 000
2	5 000	0	5 000	100 000
3	5 000	0	5 000	100 000
4	5 000	0	5 000	100 000
5	5 000	0	5 000	100 000
6	5 000	0	5 000	100 000
7	5 000	0	5 000	100 000
8	5 000	0	5 000	100 000
9	5 000	0	5 000	100 000
10	105 000	100 000	5 000	0
Total	150 000	100 000	50 000	

TABLE 3.3 – Tableau d’amortissement d’un prêt *in fine*

Prêts par paliers

Échéance	Mensualité	Amortissement	Intérêts	CRD
1	8 000	3 000	5 000	97 000
2	8 000	3 150	4 850	93 850
3	8 000	3 308	4 693	90 543
4	8 000	3 473	4 527	87 070
5	8 000	3 647	4 353	83 423
6	19 269	15 097	4 171	68 326
7	19 269	15 852	3 416	52 473
8	19 269	16 645	2 624	35 828
9	19 269	17 477	1 791	18 351
10	19 269	18 351	918	0
Total	136 345	100 000	36 345	

TABLE 3.4 – Tableau d’amortissement d’un prêt par paliers

3.2 Présentation des inputs

Ce sont les différents paramètres entrés par l'adhérent et qui interviennent dans la tarification de son contrat.

3.2.1 Les groupes tarifaires

Le groupe tarifaire d'un assuré est déterminé par sa profession (chaque groupe professionnel est rattaché à un code professionnel qui est ensuite affecté à un groupe tarifaire). Il existe dans le cadre du produit emprunteur ARC, quatre principaux groupes tarifaires notés G1, G2, G3 et G4.

- Le groupe **G1** rassemble les cadres et professions intellectuelles supérieures : architectes, avocats, professions de santé tels que médecins, chirurgiens...
- Le groupe **G2** rassemble les employés, les artisans, les commerçants et les chefs d'entreprise ;
- Le groupe **G3** rassemble les ouvriers et agriculteurs ;
- Le groupe **G4** rassemble les professions intermédiaires telles que infirmiers, opticiens, journalistes, psychologues...

Ces groupes sont constitués de professions ayant des risques similaires.

3.2.2 Les codes garanties

A chaque garantie d'assurance est associée un code garantie. Le code garantie permet de déterminer le taux à appliquer à l'assiette de prestation de la garantie, afin de déterminer le tarif « pur » correspondant.

3.2.3 La durée restante du risque

Comme vu précédemment la durée restante du risque est nécessaire pour trouver les $q(x, y)$ correspondants pour les garanties Incapacité/Invalidité. Elle s'obtient comme suit :

$$\text{Durée restante} = (\text{date d'échéance du risque}) - (\text{date de souscription du risque})$$

Le résultat est arrondi à l'entier supérieur et l'échéance du risque est le minimum entre le 70^e anniversaire et l'échéance du prêt.

3.2.4 Les taux de prime « pure »

Les taux de prime « pure », sont déterminés en fonction de la garantie, de l'âge de l'assuré, de la durée restante du risque (pour la garantie IC/IV), et du groupe tarifaire de l'assuré.

Pour la garantie Décès, les taux $q(x)$ correspondent schématiquement au risque de survenance du décès, avec x l'âge atteint par l'assuré.

Pour les garanties Incapacité/Invalidité, les taux sont notés $q(x, y)$, avec x l'âge atteint par l'assuré et y la durée restante du risque en années.

Pour la garantie Incapacité, il est noté que $q(x_1, y) = q(x_2, y)$ quel que soit $y \geq 3$ et x_1, x_2 les âges atteints par l'assuré. Cela est dû au fait que l'incapacité ne peut durer au maximum que trois années, en conséquence, pour un âge donné, dès lors que la durée restante de risque est supérieure ou égale à trois années, le risque pour l'assureur est identique. Ce qui n'est pas le cas pour l'invalidité où il n'y a pas de limite de durée de prestation.

3.2.5 La loi de déformation

La loi de déformation n'est applicable que pour les prêts à mensualités constantes et les prêts par paliers. Elle est fonction de la durée restante du prêt et de la durée initiale du prêt.

Le tarif technique « pur » est le produit du risque par assiette et correspond schématiquement au risque annuel supporté par l'assureur.

Dans le cadre d'un tarif capital restant dû pour les prêts à mensualités constantes et par paliers, le tarif « pur » suit, de façon générale, une forme en « cloche » : il a tendance à croître en début de prêt et à décroître en fin de prêt pour les raisons suivantes :

- pour la garantie Décès, en début de prêt, la baisse quasi linéaire du capital restant dû ne l'emporte pas sur la hausse de la survenance du risque imputable au vieillissement de l'assuré. Le produit du capital restant dû et du risque de décès a donc tendance à croître. Plus le prêt est amorti, plus la baisse du capital restant dû devient importante et contrebalance la hausse du risque. Le tarif tend alors à décroître. En revanche, lorsque la durée du prêt est suffisamment courte (en dessous de 15 ans), la baisse annuelle du capital restant dû l'emporte dès le début sur la hausse du risque de décès ce qui implique un tarif strictement décroissant.

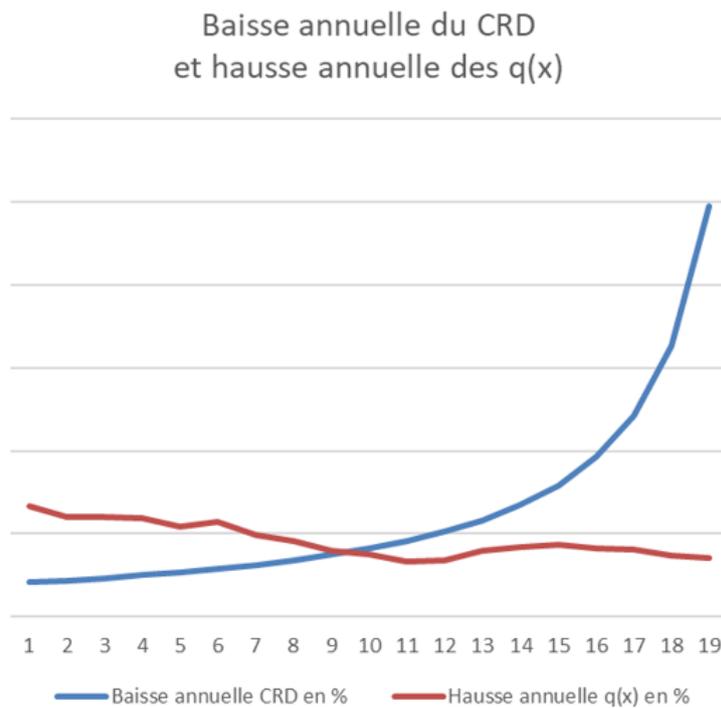


FIGURE 3.2 – Exemple de comparaison des pourcentages d'évolution du CRD et du risque de décès

- pour la garantie Incapacité/Invalidité, l'assiette des prestations mensuelles reste fixe. En revanche les taux d'incidences tendent à décroître en fonction de la durée restante du risque. En effet, ces taux augmentent en début de prêt car la hausse du risque contrebalance la baisse de la durée restante.

La loi de déformation permet donc de déformer la perception naturelle des cotisations en faisant en sorte de maximiser les primes en début de prêt et les diminuer en fin de prêt. Ci-dessous sera illustré un exemple pour la garantie Décès pour un assuré de 40 ans, non-fumeur appartenant au groupe G1. En considérant que la garantie est souscrite pour un prêt à mensualité constante de 20 ans avec un taux d'intérêt de 2% on obtient le graphique suivant :

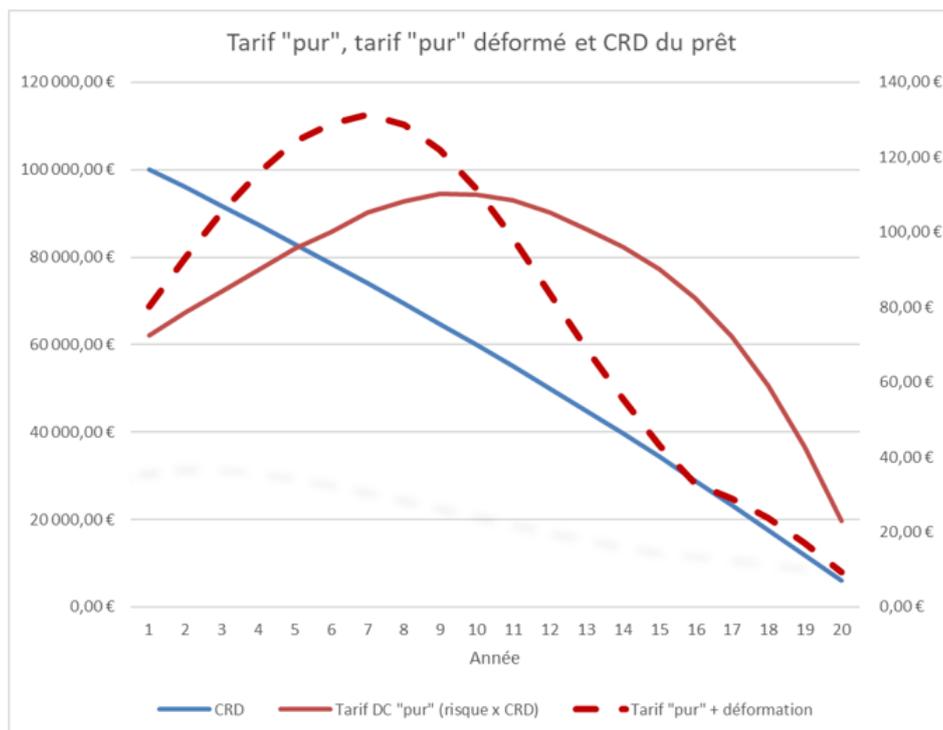


FIGURE 3.3 – Illustration du tarif « pur » et « déformé »

Il est constaté que le tarif « déformé » accroît les primes des premières années au détriment des dernières. Néanmoins en coût global, le tarif « déformé » est de -8% par rapport au tarif « pur » mais l'espérance des primes perçues reste supérieure avec le tarif « déformé » en dépit d'un coût global plus compétitif.

3.2.6 L'âge de tarification

L'âge de tarification est l'âge millésime avec une incrémentation à chaque quittancement en date anniversaire.

3.3 Le risque exact

Pour chaque type de prêt, l'assiette est déterminée en fonction de la garantie. Pour le tarif décès c'est l'assiette capital restant dû qui est utilisée car en cas de décès, c'est ce capital qui est versé à la banque ou à l'organisme prêteur. Le tarif Incapacité/Invalidité par contre, fait intervenir l'annuité, car de même c'est la mensualité du prêt qui est versée à la banque en cas d'incapacité ou d'invalidité partielle ou totale pendant toute la durée du sinistre.

Le tarif Décès

$$Tarif_{DC} = Assiette_{CRD} \times q_x \times Taux\ déformation_{DC}$$

Le tarif Incapacité/Invalidité

$$Tarif_{IC/IV} = Assiette_{IC/IV} \times q_{x,y} \times Taux\ déformation_{IC/IV}$$

Ci-dessous seront présentés quelques illustrations de calcul de risque exact en fonction du type de prêt et du type de garantie.

3.3.1 Les prêts à mensualités constantes

3.3.1.1 Tarifs Décès

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie DC « PN »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1
- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 05/08/1985
- Âge millésime à l'adhésion : 34ans

La date d'échéance étant le 15/07/2024, il est obtenu le tableau suivant :

Quittancements	Assiette	Age	q_x	Déformation DC	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	100 000	34	0,00029197	147,69 %	43,12 €
15/04/2020 au 14/04/2021	81 752,36	35	0,00032893	147,58 %	39,68 €
15/04/2021 au 14/04/2022	63 136,41	36	0,00037446	113,32 %	26,79 €
15/04/2022 au 14/04/2023	44 144,71	37	0,00041993	73,52 %	13,62 €
15/04/2023 au 14/04/2024	24 769,67	38	0,00046836	54,00 %	6,26 €
15/04/2024 au 15/07/2024	5 003,55	39	0,00051672	54,00 %	1,39 €

TABLE 3.5 – Exemple de tarifs Décès pour un prêt à mensualités constantes

3.3.1.2 Tarifs Incapacité/Invalidité

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie IC avec psy/dos 90 jours « QL »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1

- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 15/08/1952
- Âge millésime à l'adhésion : 67 ans

Quittancements	Assiette	Âge	$q_{x,y}$	Déformation IC/IV	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	20 080,97	67	0,00939697	83 %	156,62 €
15/04/2020 au 14/04/2021	20 080,97	68	0,00939697	83 %	156,61 €
15/04/2021 au 14/04/2022	20 080,97	69	0,00833497	66 %	110,46 €
15/04/2022 au 14/04/2023	20 080,97	70	0,00598834	41 %	49,30 €
15/04/2023 au 14/04/2024	20 080,97			23 %	0,00 €
15/04/2024 au 15/07/2024	20 080,97			23 %	0,00 €

TABLE 3.6 – Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt à mensualités constantes

A l'année 2023 l'assuré atteint ses 70 ans. La garantie s'arrête donc à cette période et l'assuré n'a plus de primes à payer.

3.3.2 Les prêts par paliers

La tarification est analogue à celle des prêts à mensualités constantes. La seule variable est l'assiette qui est déterminée en fonction des paliers et du type de garantie.

3.3.2.1 Tarifs Décès

La formule est la même que celle du prêt à mensualités constantes, avec l'assiette qui évolue à chaque quittancement en fonction des paliers.

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie DC « PN »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1
- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 15/08/1985
- Âge millésime à l'adhésion : 34 ans

Le premier palier étant de 1 000 € par mois pendant 24 mois et le second palier 2 110,09 € par mois jusqu'au terme du prêt, on obtient les tarifs suivants :

Quittancements	Assiette	Age	q_x	Déformation DC	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	100 000	34	0,00029197	147,69 %	43,12 €
15/04/2020 au 14/04/2021	89 907,82	35	0,00032893	147,58 %	43,64 €
15/04/2021 au 14/04/2022	79 611,94	36	0,00037446	113,32 %	33,78 €
15/04/2022 au 14/04/2023	55 664,33	37	0,00041993	73,52 %	17,18 €
15/04/2023 au 14/04/2024	31 233,34	38	0,00046836	54,00 %	7,90 €
15/04/2024 au 15/07/2024	6 309,24	39	0,00051672	54,00 %	1,76 €

TABLE 3.7 – Exemple de tarifs Décès pour un prêt par palier

3.3.2.2 Tarifs Incapacité/Invalidité

La même formule que celle du prêt à mensualités constantes est appliquée dans ce cas. L'assiette correspond à la moyenne pondérée des paliers rapportée sur une année.

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie IC avec psy/dos 90 jours « QL »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1
- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 15/08/1952
- Âge millésime à l'adhésion : 67 ans

En prenant également comme premier palier 1 000 € par mois pendant 24 mois et comme second palier 2 110,09 € par mois jusqu'au terme du prêt, on en déduit l'assiette Incapacité/Invalidité de :

$$\frac{(1000*24+2110,09*39)}{63*2} = 20246,41$$

Les tarifs suivants sont obtenus par la suite :

Quittancements	Assiette	Âge	$q_{x,y}$	Déformation IC/IV	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	20 246,41	67	0,00939697	83 %	157,91 €
15/04/2020 au 14/04/2021	20 246,41	68	0,00939697	83 %	157,90 €
15/04/2021 au 14/04/2022	20 246,41	69	0,00833497	66 %	111,37 €
15/04/2022 au 14/04/2023	20 246,41	70	0,00598834	41 %	49,70 €
15/04/2023 au 14/04/2024	20 246,41			23 %	0,00 €
15/04/2024 au 15/07/2024	20 246,41			23 %	0,00 €

TABLE 3.8 – Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt par palier

3.3.3 Les prêts *in fine*

3.3.3.1 Tarifs Décès

La procédure est toujours analogue, sauf que la loi de déformation n'est pas utilisée pour la tarification *in fine* et l'assiette varie également. La loi de déformation est calibrée pour les prêts à mensualités constantes et les prêts par paliers.

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie DC « PN »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1
- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 05/08/1985
- Âge millésime à l'adhésion : 34ans

La date d'échéance étant le 15/07/2024, on obtient le tableau suivant :

Quittancements	Assiette	Age	q_x	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	100 000	34	0,00029197	29,19 €
15/04/2020 au 14/04/2021	100 000	35	0,00032893	32,89 €
15/04/2021 au 14/04/2022	100 000	36	0,00037446	37,44 €
15/04/2022 au 14/04/2023	100 000	37	0,00041993	41,99 €
15/04/2023 au 14/04/2024	100 000	38	0,00046836	46,83 €
15/04/2024 au 15/07/2024	100 000	39	0,00051672	51,67 €

TABLE 3.9 – Exemple de tarifs Décès pour un prêt *in fine*

3.3.3.2 Tarifs Incapacité/Invalidité

- Adhésion le 15/04/2019
- Garantie IC avec psy/dos 90 jours « QL »
- Non-fumeur
- Groupe de tarification G1
- Durée du prêt 63 mois
- Capital emprunté : 100 000 €
- Quotité : 100 %
- Taux d'intérêt : 2 %
- Fréquence de remboursement : mensuelle
- Date de naissance de l'assuré : 15/08/1952
- Âge millésime à l'adhésion : 67 ans

Quittancements	Assiette	Âge	$q_{x,y}$	Tarif HT
15/04/2019 au 14/04/2020	2 000	67	0,00939697	18,79 €
15/04/2020 au 14/04/2021	2 000	68	0,00939697	18,79 €
15/04/2021 au 14/04/2022	2 000	69	0,00833497	16,66 €
15/04/2022 au 14/04/2023	2 000	70	0,00598834	11,97 €
15/04/2023 au 14/04/2024				
15/04/2024 au 15/07/2024				

TABLE 3.10 – Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt *in fine*

3.4 Le tarif constant

La tarification constante repose sur la tarification du capital restant dû. Pour déterminer le tarif constant, il convient de déterminer en amont le tarif en fonction du capital restant dû correspondant et le coût global qui s'ensuit et d'appliquer ensuite un coefficient de majoration qui dépend exclusivement de la durée du prêt. Cette majoration n'est applicable que pour les prêts à mensualités constantes et les prêts par paliers mais pas pour les prêts *in fine*.

L'objectif de cette majoration est de contrebalancer les opportunités d'arbitrage en passant par une tarification constante. En effet, les assurés optant pour un tarif constant ont tout intérêt à résilier et à souscrire à nouveau en cours de vie du prêt afin de bénéficier de la baisse de leur capital restant dû et de son impact sur le tarif. Pour financer ce risque, le tarif constant doit donc être moins compétitif que le tarif capital restant dû. En revanche, pour les prêts *in fine*, en considération de la stabilité du capital restant dû, ce risque n'existe pas, et l'absence d'opportunité d'arbitrage implique l'absence de majoration tarifaire lorsque l'assuré opte pour le tarif constant à la place du tarif capital restant dû.

La majoration s'applique à l'ensemble des garanties (Décès, Incapacité ou Invalidité). A partir du coût global de la garantie, il faut diviser le coût global par la durée de vie de la garantie afin d'aboutir à la cotisation constante annuelle correspondante. Le coût global de la garantie se déduit en faisant la somme des tarifs sur tous les quittancements.

3.5 Les modifications

Même si cela n'est pas très courant, l'adhérent peut apporter une modification relative aux caractéristiques du prêt et/ou aux garanties souscrites en cours de vie du prêt. Des règles sont alors établies afin de déterminer l'évolution des cotisations découlant des modifications apportées.

Deuxième partie

Loi Lemoine

Chapitre 4

Les enjeux de la loi Lemoine

La loi Lemoine entraîne des changements pour l'assurance emprunteur. Les assureurs devront donc faire face à de nouveaux risques notamment les risques liés à l'absence de sélection médicale et au droit de résiliation à tout moment. La sélection médicale quant à elle, est un processus par lequel les assureurs collectent des données médicales pour sélectionner leurs risques à assurer. Cette collecte est désormais interdite lorsqu'un futur assuré réuni certaines conditions précisées dans la loi, ce qui constitue une véritable rupture.

Plusieurs questions sont donc posées :

- Quel sera le volume d'assurés qui vont arriver sur le marché ?
- Quel sera le volume d'assurés qui vont se saisir de l'opportunité ouverte par la loi Lemoine ?
- Quel sera l'impact positif sur le risque moyen ?
- Quel sera l'impact de la communication sur les assurés actuels ?

4.1 La suppression du questionnaire médical

4.1.1 Le rôle du questionnaire médical

Le principal rôle du questionnaire médical, est de permettre aux assureurs de sélectionner le risque, en permettant l'établissement d'un tarif ajusté. Un risque jugé plus élevé que la moyenne, peut être assurable, moyennant une augmentation du coût du risque. Des surprimes et exclusions médicales sont donc mises en place dans ce cas. Autrement dit, la sélection médicale permet d'identifier les risques dits « non assurables » (cas de risques extrêmes, effet d'aubaine...), et d'assurer par-là, une certaine couverture de la marge d'erreur d'estimation des risques (table de mortalité, incidence, risque de maintien...).

Un accompagnement post souscription et des actes de prévention peuvent être également proposés selon le type de risque accepté, suite à une sélection médicale.

En outre, la sélection des risques entraîne également un impact technique au niveau de l'évolution du risque emprunteur les premières années : il s'agit de l'effet sélection.

4.1.2 Étapes de la sélection médicale et niveau de risque

Un assuré soumis à la sélection médicale, passe généralement par différentes étapes, pouvant varier d'un assureur à un autre, et selon le type de risque qu'il représente.

Ci-dessous sera présentée une description des différentes étapes, basée sur l'outil utilisé en interne ainsi que sur les grilles de niveau de sélection définie. Cette description permettra plus tard de pouvoir dégager les différents types et niveaux de risques (du point de vue de l'assureur) pouvant être présents lors de la procédure.

La première étape consiste à répondre à une succession de cinq questions nommées « Q5 », et rassemblant des questions liées au ratio de taille et de poids, à certaines habitudes ou antécédents. Le

demandeur répond par oui ou par non à chaque question et en fonction des données renseignées, un second test peut lui être proposé (AMEL).

Le passage au second test peut se faire automatiquement sans passer par le Q5, et ce en fonction du montant sous risque et de l'âge du demandeur à l'entrée.

Le questionnaire AMEL, est beaucoup plus détaillé et permet d'avoir suffisamment d'informations sur l'état de santé du demandeur d'assurance. Les questions posées sont parfois spécifiques et dépendent également des données renseignées au Q5.

Après cela, le client peut être jugé à risque et recevoir une exclusion ou limitation de garantie, ou passer une autre étape de sélection où il devra dans certains cas fournir des documents supplémentaires sur son état de santé. Dans ce dernier cas où le client passe par une sélection supplémentaire, il peut lui être appliquée une surprime médicale, un renforcement d'exclusion, ou ne plus être jugé à risque et bénéficie dans ce cas d'un tarif standard. Si le client n'est pas jugé à risque à la première étape, il reçoit automatiquement une validation et un tarif standard lui est proposé.

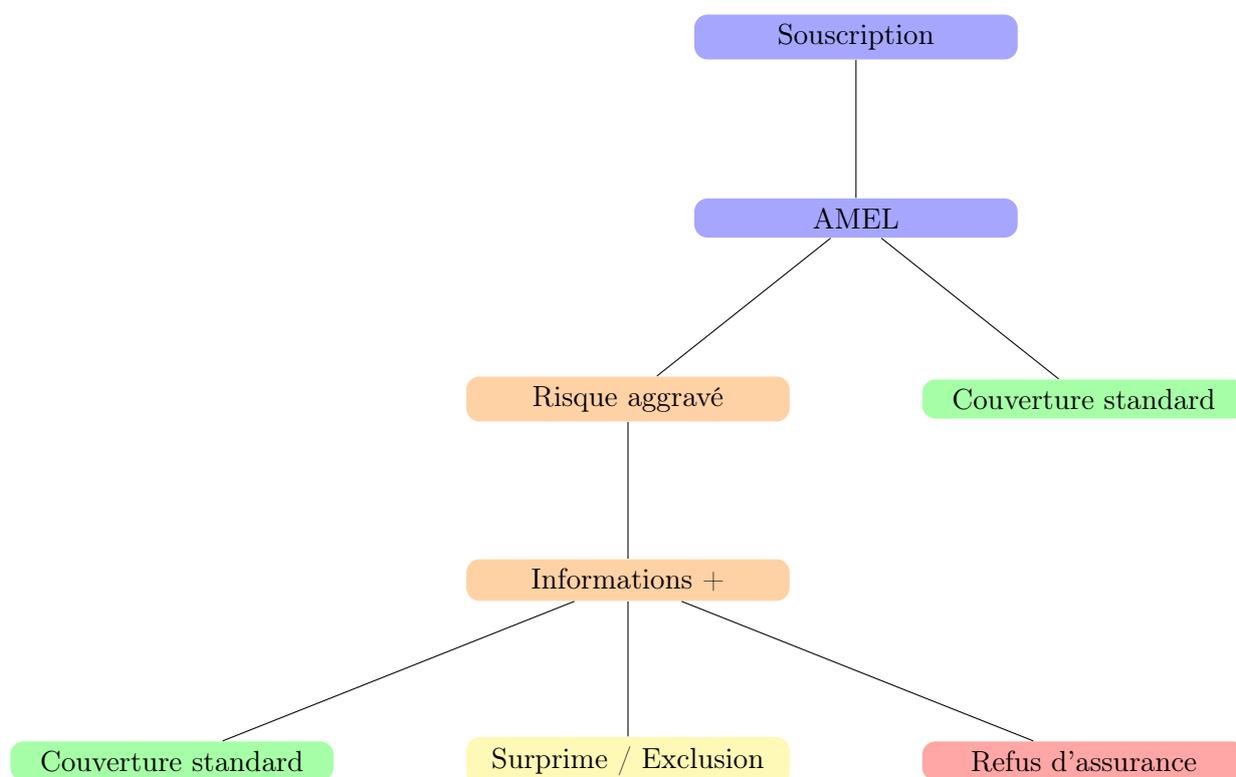


FIGURE 4.1 – Arbre montrant les étapes de sélection médicale lors d'une demande d'adhésion souhaitant effectuer une reprise

4.1.3 Impacts attendus suite à la suppression du questionnaire médical

Plusieurs effets sont attendus par les différents acteurs sur le marché de l'assurance emprunteur. Certains de ces effets restent néanmoins difficile à mesurer à cause du manque d'observations. L'analyse et la quantification de l'ensemble de ces risque reposent donc sur la construction d'hypothèses. Ci-dessous seront présentés quelques potentiels risques inhérents à la suppression du questionnaire médical en assurance emprunteur.

4.1.3.1 L'asymétrie d'information sur le périmètre sans sélection médicale

En pratique, l'assuré connaît en général mieux son risque que l'assureur. Il dispose d'informations que l'assureur ne possède pas. Ces informations sont souvent relatives à ses antécédents médicaux, son comportement ou à sa propension à prendre des risques.

En l'absence de questionnaire médical, l'assureur va donc fixer un prix unique moyen au risque, ce qui va convenir à certains assurés (qui représentent en temps normal un risque élevé pour l'assureur) et pas du tout à d'autres assurés. Ce phénomène s'appelle l'antisélection : les assurés connaissent leur risque et décident ou non d'acheter le contrat d'assurance.

Il existe généralement deux sous-catégories de population : les individus « à bas risque » et les individus « à haut risque ».

Pour les individus « à bas risque », dont le coût moyen des sinistres est faible, la prime demandée apparaît particulièrement élevée par rapport à la prime actuarielle, tandis qu'elle est considérée comme relativement faible pour les « hauts risques ».

En présence d'information cachée sur l'état de santé des assurés, les hauts risques sont donc particulièrement demandeurs d'assurance (d'où l'expression antisélection), parce qu'ils bénéficient de « subventions croisées » avec les bas risques ayant souscrit le même contrat.

La question pour les assureurs est donc de savoir comment évaluer autrement et tarifier ce nouveau risque pour éviter des pertes futurs.

Cette situation correspond à un mécanisme général mis en évidence par George Akerlof. La présence d'une information cachée détenue par certains acteurs sur le marché (les assurés dans notre cas) peut conduire à une réduction des échanges, des transactions mutuellement avantageuses n'ayant pas lieu (un contrat regroupant plusieurs profils de risques ne peut s'avérer être plus avantageux pour chaque profil de risque que s'ils l'avaient souscrit de façon séparée).

4.1.3.2 L'effet d'aubaine

Avec la suppression du questionnaire médical, il n'y a plus de refus possible pour les personnes présentant un risque aggravé de santé (cancers, diabètes...), qui ne pouvait être autrefois couverts par les assureurs. Cela représente donc une opportunité pour cette population et un risque de hausse de sinistralité pour les assureurs.

Même si cette réforme permet un accès plus facile aux populations souffrant de pathologies graves, elle pourrait néanmoins entraîner dans certains, une sorte d'anticipation de risque de la part de certains demandeurs d'assurance : par exemple, un individu se sachant en état de santé grave ou mourant, peut vouloir léguer un héritage à ses proches en souscrivant à une assurance emprunteur pour l'achat d'un bien immobilier. L'assureur devra donc faire face au sinistre connu d'avance par l'assuré.

Il est à noter que ce risque concernera beaucoup plus les bancassureurs, car de tels demandeurs d'assurance auraient potentiellement moins de sensibilité par rapport au prix de l'assurance et auraient donc moins tendance à entamer des démarches de souscription auprès d'un autre assureur (délégation).

4.1.3.3 Le risque de fausses déclaration

Ce risque vient du fait que certains assurés déclarent des informations incorrectes par rapport à leur situation afin de bénéficier d'un tarif avantageux et d'une meilleure couverture. En effet certaines information comme les prêts encours des assurés avant sa demande de couverture, ne sont pas vérifiées par la plupart des assureurs. Les assurés attestent juste sur l'honneur.

4.1.3.4 Le coût de la mutualisation

En raison de l'absence de sélection médicale, les assureurs ne peuvent donc pas appliquer des surprimes ou d'exclusion de garanties. Afin de compenser cela, il est donc observé sur le marché, une hausse des primes pour toutes les quotités en dessous de 200 000 €. Cette hausse se situe actuellement entre 15 et 25%.

4.2 La résiliation infra-annuelle

La possibilité de résiliation quant à elle augmente potentiellement la probabilité de résiliation d'un contrat emprunteur, notamment beaucoup plus chez les bancassureurs. Les tarifs d'assurance emprunteur restent en général plus avantageux auprès des assureurs, et la résiliation d'un contrat d'un assuré à un autre ne présente pas également un avantage économique majeur. La plupart des résiliations observées auprès des assureurs sont généralement des résiliations dû à des remboursements anticipés.

Néanmoins, la résiliation risquerait d'être impactée par la suppression du questionnaire médical qui favorise une meilleure couverture à un meilleur prix aux assurés ayant des surprimes médicales ou exclusion de garantie. Ces derniers pourraient donc être tentés de résilier leur contrat encours du moment que le capital emprunté restant sous couverture est inférieur ou égal à 200 000 euros. Ils ont donc une probabilité de résiliation plus élevée.

4.3 Problématiques liées à l'étude

L'étude présentée se base sur deux principales axes :

- La détermination de taux de résiliation impactés par la résiliation infra-annuelle
- La cartographie et la quantification des différents niveaux de risques potentiellement présents au sein du portefeuille des adhésions sans sélection médicale.

L'objectif étant d'examiner l'impact de ces risques sur les provisions pour risques croissants et d'en déduire un pourcentage de majoration du tarif des adhésions sans sélection médicale, permettant de couvrir l'écart engendré par ce sur-risque.

Cependant l'étude de l'impact de la loi Lemoine en assurance emprunteur, fait face à plusieurs défis, notamment le manque de recul, c'est-à-dire le manque de données d'observation. Face à cette difficulté, plusieurs hypothèses sont mises en place, afin d'estimer quantitativement les risques liés à la suppression du questionnaire médical et la possibilité de résilier à tout moment. Les estimations proposées dans cette étude, sont donc déterminées à l'aide d'historique de données observées avant la mise en place de la réforme. Aucune certitude n'est donc liée à la fiabilité de ces estimations tant bien qu'elles soient basées sur des hypothèses justifiées.

L'autre problématique est la mesure des risques aggravés de santé qui étaient sujet à des refus d'assurance. Il n'y a donc pas de données liées à leur sinistralité au sein des portefeuilles d'assurance. Des données externes ont donc été employées pour cela, et réajustées au portefeuille interne.

Il faudrait également tenir compte de l'aspect concurrentiel dans la majoration des tarifs, car un tarif très élevé pourrait faire fuir les assurés ou potentiels assurés vers la concurrence, ce qui nuirait fortement à la rentabilité du produit proposé. Un arbitrage entre la couverture des risques et la mise en place d'un produit attractif du point de vue concurrence devra être mis en place.

Enfin, le réajustement de la tarification, nécessite des modifications au niveau de système d'information, qui peuvent être compliquées à implémenter en fonction de la complexité des méthodes ou modèles développés.

Chapitre 5

Évolutions tarifaires et des outils de souscription en ligne depuis le 1^{er} juin 2022

Depuis le 1^{er} Juin 2022, conformément à la loi n°2022-270 du 28 Février 2022 dite loi Lemoine, le contrat ARC se dissocie en deux segments :

- un segment avec acceptation médicale ;
- un segment sans acceptation médicale, dès lors que le contrat respecte les critères d'éligibilité.

Chaque segment est donc associé à un tarif spécifique et donne accès à un certain nombre d'options. Dans cette partie sera présentée la nouvelle grille tarifaire et ainsi que les options disponibles sur chaque segment. Une présentation des étapes d'adhésions « en ligne » sera également faite.

5.1 Évolutions tarifaires

5.1.1 Adhésions avec acceptation médicale

Sur le segment des adhésions avec acceptation médicale, il est noté essentiellement, des baisses tarifaires (en pourcentage des tarifs précédents la loi Lemoine) pour certaines catégories d'adhésions, en fonction de la catégorie socioprofessionnelle et de la garantie souscrite. Ces réductions sont faites en fonction du capital assuré, du statut fumeur et selon la garantie choisie. Elles comprennent notamment :

- un repositionnement tarifaire sur des cibles historiques comme les cadres et les travailleurs non-salariés (TNS) : pourcentage de réduction plus élevé ;
- une amélioration de positionnement pour les professions sans activité manuelle ;
- un positionnement tarifaire inchangé pour les professions avec activité manuelle.

Outre le fait de devoir passer des questionnaires de santé, ce segment présente donc des tarifs nettement plus avantageux. Un assuré en « bonne santé » aurait donc plus d'intérêt en souscrivant à une assurance emprunteur (ARC) avec sélection médicale.

5.1.2 Adhésions sans acceptation médicale

En raison du risque inconnu lié à l'absence de données sur l'état de santé des futurs assurés éligibles à ce segment, et en raison de la nouveauté de la loi, ADIS tout comme la majorité des acteurs du marché de l'assurance emprunteur, a donc décidé de s'adapter au marché de concurrence en majorant les tarifs

en vigueur avant le 1^{er} juin d'un pourcentage constant sur toute la durée du contrat. Cette majoration est la même quel que soit la garantie choisie, le statut fumeur et la profession exercée. Néanmoins, l'inconvénient de cette majoration constante, est l'obtention d'un coût global nettement plus élevé. Cependant, cela pourrait plutôt représenter un avantage économique et une opportunité d'avoir une meilleure couverture pour les assurés représentant un risque aggravé de santé (risquant d'avoir une surprime élevée, une exclusion, ou même un refus d'assurance). Également, l'absence de questionnaire médical simplifie le processus d'adhésion qui devient moins long. Certains assurés pourraient même développer une préférence à une adhésion plus simple et plus coûteuse.

Depuis la mise en place de la loi Lemoine, certaines options ont été également supprimées pour les adhésions sans sélection médicale. Il s'agit :

- de la tarification constante ;
- des franchises de 15 et 30 jours pour les garanties Incapacité et Invalidité ;
- autres option de réductions telles que : la réduction adhésions conjointes...

5.2 Présentation de l'outil Simuweb

Simuweb, est l'outil de simulation et de souscription en ligne, qui permet de gérer les nouvelles adhésions. Les différentes étapes présentent dans Simuweb et menant à la signature d'un contrat, seront présentées ci-dessous.

5.2.1 Création d'une fiche prospect

Dans un premier temps, une fiche prospect, rassemblant les informations du nouveau client, est créée. Ces principales informations sont le nom, le prénom, la date de naissance, la situation familiale, la capacité juridique (majeur capable, sous tutelle, mineur représenté ou émancipé...), le pays de naissance, les coordonnées, le choix entre le tarif fumeur et non-fumeur, la profession ou le groupe tarifaire et le statut de retraité. Pour certaines professions ou groupes tarifaires, il est demandé la date de première installation et le régime de retraité. Les informations sur les revenus du client sont également demandées.

5.2.2 Les étapes de simulation d'un nouveau contrat

Après la création de la fiche prospect, vient l'étape suivante qui consiste à faire une simulation du nouveau contrat d'assurance. On choisit le produit « ARC en ligne » et on sélectionne l'emprunteur principal. Ensuite on peut désigner ou non un co-emprunteur. Les différentes étapes de la simulation du contrat sont décrites ci-dessous.

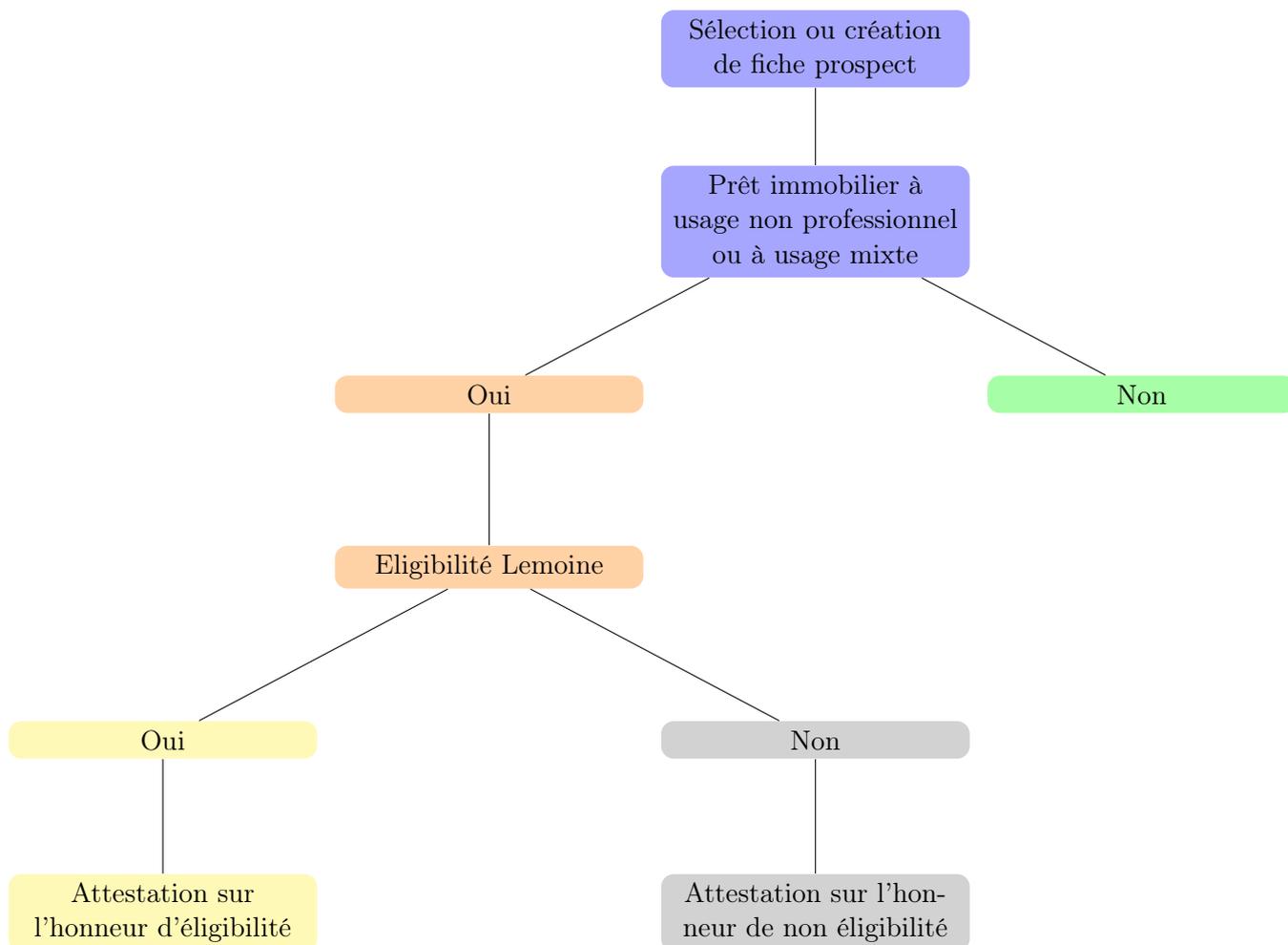


FIGURE 5.1 – Arbre montrant les étapes de simulation d'un nouveau contrat

Au moment du choix entre « l'éligibilité Lemoine ou non », le client doit attester sur l'honneur que toutes les conditions sont bien respectées et qu'il est éligible ou non à la souscription sans acceptation médicale en cochant la case réservée.

Dans certains cas, certains assurés éligibles à un segment donné, peuvent être amenés à faire de fausses déclarations, car cela ne nécessite aucune vérification ou preuve matérielle de la part de l'assureur. Un assuré peut donc se situer s'il lui est possible sur le périmètre de son choix. Ce phénomène a été observé sur les adhésions souscrites depuis la mise en vigueur de la loi Lemoine. Cela sera abordé dans un chapitre suivant. Des études statistiques seront menées sur les observations obtenues, et on présentera ensuite les inconvénients de cette pratique notamment l'impact sur la rentabilité des contrats, ainsi que les différentes solutions permettant de réduire ce risque.

Après ces différentes étapes de simulation, vient ensuite la partie où l'assuré renseigne plus précisément l'objet de son prêt à assurer (le type de prêt). En fonction des critères renseignés, certaines options restent disponibles. Par exemple un assuré se situant sur le segment sans acceptation médical, n'a le choix qu'entre un prêt immobilier à usage non professionnel et à usage mixte.



CONFIGURATION DU PROJET

Eligibilité Lemoine

Le projet de "M. ABALO Serge" est-il éligible à une souscription sans acceptation médicale (Loi Lemoine) ? 

Oui

Non

Mon client atteste sur l'honneur que la part assurée sur l'encours cumulé des prêts immobiliers non professionnels ou mixtes (y compris ceux du projet) **n'excède pas 200 000 €** et que l'échéance des prêts assurés du projet se termine **avant son 60ème anniversaire**.
Pour le calcul de la part assurée, il sera tenu compte des assurances de prêts prenant effet à compter du 1er juin 2022.

ANNULER

← PRÉCÉDENT SUIVANT →

FIGURE 5.2 – Étape d'éligibilité Lemoine : le client indique être éligible



CONFIGURATION DU PROJET

Eligibilité Lemoine

Le projet de "M. ABALO Serge" est-il éligible à une souscription sans acceptation médicale (Loi Lemoine) ? 

Oui

Non

Mon client atteste sur l'honneur que la part assurée sur l'encours cumulé des prêts immobiliers non professionnels ou mixtes (y compris ceux du projet) **excède 200 000 €** ou que l'échéance d'au moins un des prêts assurés du projet se termine **à compter de son 60ème anniversaire**.
Pour le calcul de la part assurée, il sera tenu compte des assurances de prêts prenant effet à compter du 1er juin 2022.

ANNULER

← PRÉCÉDENT SUIVANT →

FIGURE 5.3 – Étape d'éligibilité Lemoine : le client indique ne pas être éligible

Ensuite, il spécifie les différentes garanties auxquelles il souhaiterait souscrire, après avoir renseigné les différentes caractéristiques du prêt à assurer.

M. ABALO Serge

Décès / PTIA

Taux de Couverture *

 %

Incapacité

Taux de Couverture *

 %

Franchise *

15J 30J 90J 180J

Options

Psy/Dos + ⓘ

Invalidité

Taux de Couverture *

 %

Options

Psy/Dos + ⓘ Invalidité partielle ⓘ

N/66 ⓘ

Tarifification

Capital restant dû Tarif constant

ANNULER

VALIDER LE PRÊT

FIGURE 5.4 – Choix du type de garanties

Après validation, le coût cumulé (cas de plusieurs emprunts) des cotisations et le coût des cotisations par emprunt sont affichés. Cette étape donne également accès au tableau d'amortissement du prêt ou des prêts pour lesquels l'individu s'assure. La prochaine étape concerne la souscription et la finalisation du contrat.

Chapitre 6

Bilan de la loi Lemoine et problématiques liées à l'étude

Depuis la mise en place de la réforme, plusieurs évolutions peuvent être constatées sur le marché de l'assurance emprunteur. La résiliation infra-annuelle favorisant une part de marché plus importante pour les assureurs, et la suppression du questionnaire médical, permettant une meilleure couverture à un coût moindre, aux personnes présentant un risque plus élevé. Les personnes souffrant de pathologies graves, ont désormais accès aux prêts. Un bilan sera donc présenté dans cette partie, afin d'analyser l'évolution des adhésions, la connaissance de la loi par les assurés, ainsi que les différentes problématiques.

6.1 Bilan de la loi Lemoine

Dans cette section sera dressé un bilan général des évolutions observées depuis la mise en place de la loi Lemoine. Un bilan post loi Lemoine tiré de données publiques sur le marché, ainsi que d'enquêtes mené auprès de quelques assurés par la compagnie Assurly et EY, seront présentés ci-dessous. Dans un premier temps seront présentés quelques chiffres liés à l'évolution du marché, ensuite un bilan sur la connaissance générale de la loi, en enfin une étude de sensibilité des assurés par rapport aux prix des assurances.

6.1.1 Connaissance de la loi Lemoine

Une étude quantitative réalisée par la compagnie Assurly et PWC parue le 16 Mars 2023 sur le site officiel d'Assurly (<https://www.assurly.com>), soit un an après la mise en place de la réforme, auprès de 1000 assurés, permet d'évaluer le niveau de connaissance et de compréhension de ces derniers sur la loi Lemoine.

Les assurés soumis à cette étude quantitative, ont tous des prêts en cours, et ont un âge compris entre 30 et 50 ans. Il est également noté une équi-répartition femmes/hommes. L'étude se présente sous forme d'un formulaire, envoyé à des personnes ayant souscrit ou voulant souscrire à un contrat d'assurance. Le questionnaire est composé de 12 questions dont les principales :

- Genre
- Age
- Code postal et commune de résidence
- connaissance de la loi Lemoine par rapport à la résiliation et les critère de changement d'assurance
- Connaissance sur le questionnaire de santé

Les profils des répondants se caractérisent de la manière suivante :

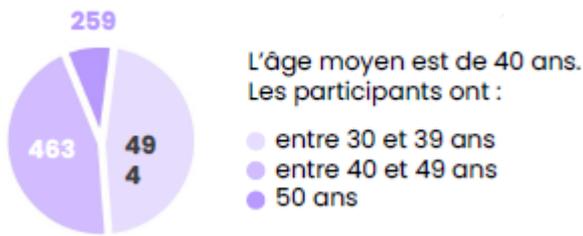


FIGURE 6.1 – Répartition des répondants par classe d'âge

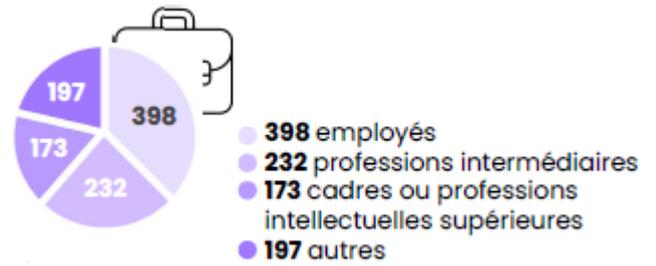


FIGURE 6.2 – Répartition des répondants par CSP

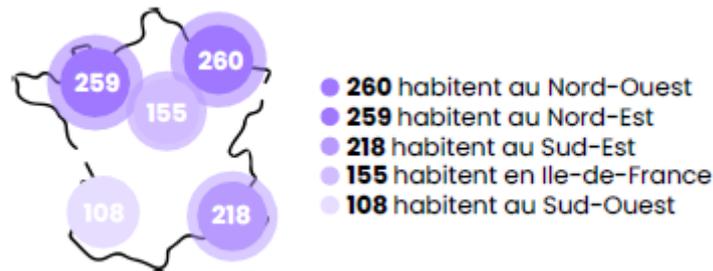


FIGURE 6.3 – Répartition des répondants par région

Les différentes répartitions obtenues seront présentées ci-dessous :

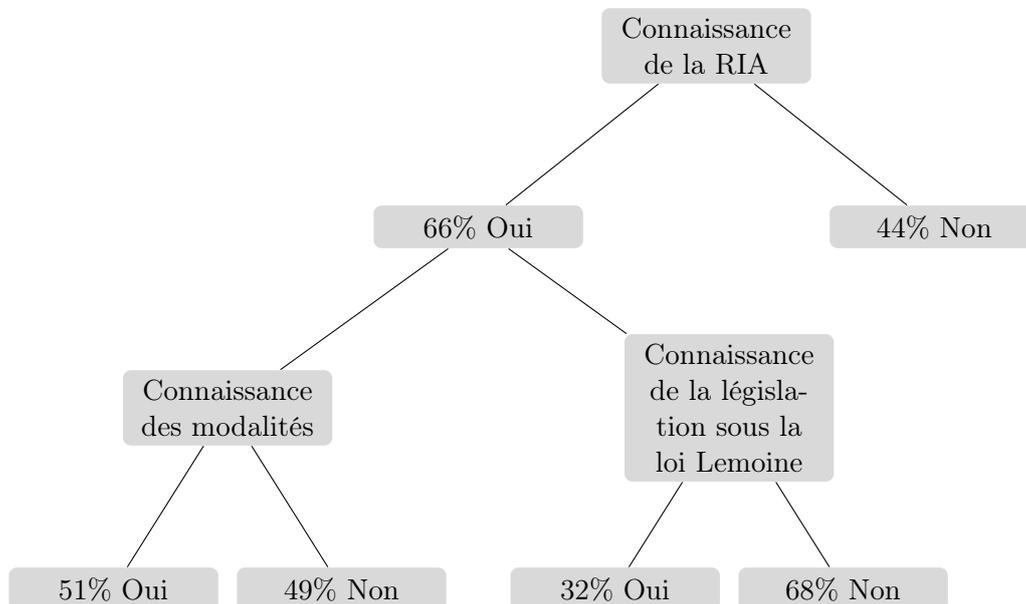


FIGURE 6.4 – Arbre montrant l'évolution de la connaissance de la loi Lemoine

Les résultats de cette étude montrent que le droit au changement d'assurance est relativement connu, et que néanmoins, sa législation incarnée par la loi Lemoine reste peu connue du public. Les modalités de changement d'assurance restent également peu connues d'après les résultats. Malgré ces différents aspects, qui nécessite une amélioration de la communication et de l'information envers les assurés sur l'entrée en vigueur de la loi Lemoine, ainsi que de ces principes, il est à noter que le marché reste potentiel, car beaucoup de personnes souhaitent procéder à un changement de leur assurance (plus de 25% sont sûr de choisir une autre assurance d'après l'étude réalisée).

La connaissance quant à la suppression du questionnaire médical est estimée à environ 48% .

Cependant les pourcentages obtenus divergent en fonction des critères tels que la catégorie socio-professionnelle de l'assuré et sa classe d'âge. Il est noté par exemple que le niveau de connaissance générale de la loi Lemoine est plus élevé parmi les commerçants et les cadres ou professions intellectuelles supérieures. Également, il a été remarqué un rapport inverse entre l'âge et la volonté de changer d'assurance. En effet, d'après les résultats de l'étude, plus l'âge augmente, moins les personnes sont prêtes à changer d'assurance. Ci-dessous les résultats liés à cette catégorisation.

Connaissance du principe de la loi Lemoine selon la catégorie socio-professionnelle

- Commerçants : 18%
- Cadres ou professions intellectuelles supérieur : 17%
- Demandeurs d'emploi : 13%
- Autres : 4%

Connaissance du principe de la loi Lemoine selon l'âge

- De 30 à 39 ans : 2%
- De 40 à 49 ans : 11%
- A partir de 50 ans : 7%

Connaissance et volonté de changer d'assurance de prêt immobilier selon l'âge

- De 30 à 39 ans : 14%
- De 40 à 49 ans : 11%
- A partir de 50 ans : 9%

La catégorie des âges en dessous de 40 ans, présente un faible taux de connaissance de la loi, néanmoins, ils sont beaucoup plus prêts à résilier leur contrat d'assurance. La connaissance de la possibilité de résiliation à tout moment, pourrait avoir un impact plus élevé chez cette catégorie d'âge.

6.2 Présentation du portefeuille emprunteur post Lemoine

Les adhésions post-Lemoine sont scindées en deux catégories : celles éligibles à l'absence de questionnaire médical et celles nécessitant une sélection médicale. Cette section observe les nouvelles adhésions post-Lemoine afin d'identifier les tendances et de détecter d'éventuelles ruptures statistiques.

Les adhésions avec sélection médicale représentent la majorité du portefeuille (environ 83%). On observe une certaine parité entre les sexes dans les pourcentages d'adhésion, aussi bien pour les adhésions sans sélection médicale que pour celles avec sélection médicale.

Comme illustré sur les graphiques ci-dessous, la majorité des assurés souscrivant à l'assurance emprunteur avec sélection médicale appartiennent au groupe G1 (ce qui est historiquement confirmé). Suivent ensuite les groupes G2, G3, puis G4. Cependant, on observe une proportion plus élevée de groupe tarifaire G2 parmi les adhésions sans sélection médicale. Cela pourrait s'expliquer par le niveau de revenu des catégories socio-professionnelles formant ces groupes. En effet, les assurés du groupe G1, par leur catégorie socio-professionnelle, possèdent potentiellement un pouvoir d'achat plus élevé, ce qui pourrait se traduire par une plus grande probabilité d'avoir déjà des prêts en cours dont le cumul des montants couverts excéderait 200 000 €.

La classe d'âge majoritaire parmi les adhésions avec sélection médicale est celle des assurés de 40 ans et plus. Ces derniers sont moins représentés parmi les adhésions sans sélection médicale, en raison de la limite d'âge de fin de prêt fixée à 60 ans pour ce type d'adhésion. La classe des assurés de 18 à

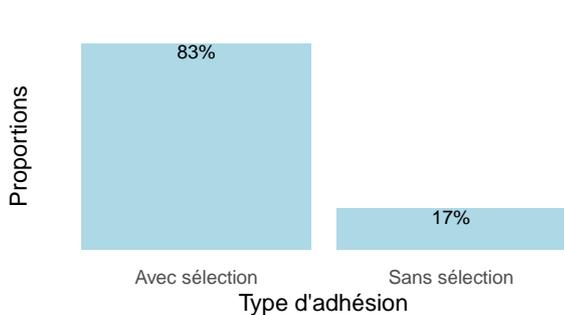


FIGURE 6.5 – Répartition des adhésions post-Lemoine

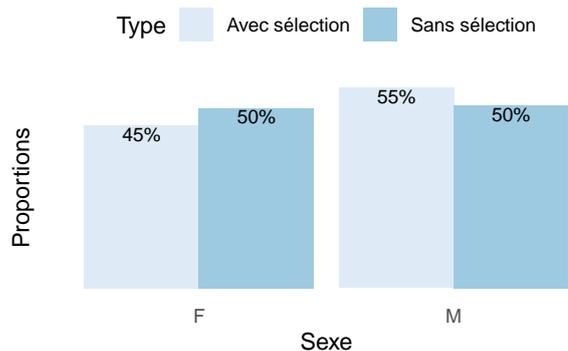


FIGURE 6.6 – Répartition des adhésions post-Lemoine par sexe

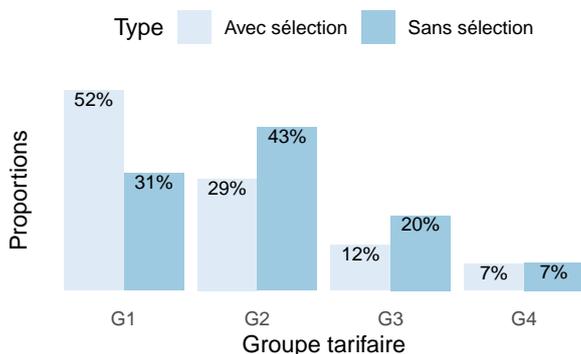


FIGURE 6.7 – Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des groupes tarifaires

30 ans est également moins représentée dans les adhésions avec sélection médicale, ce qui est cohérent compte tenu de leur pouvoir d'achat et du cumul potentiel de prêts, généralement plus faible que celui des autres classes d'âge. Environ la moitié des assurés sans sélection médicale ont entre 30 et 40 ans au début du prêt.

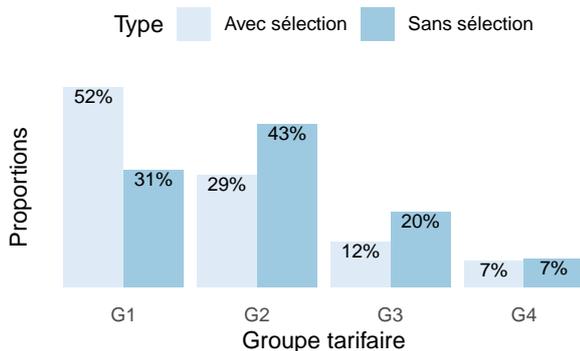


FIGURE 6.8 – Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des groupes tarifaires

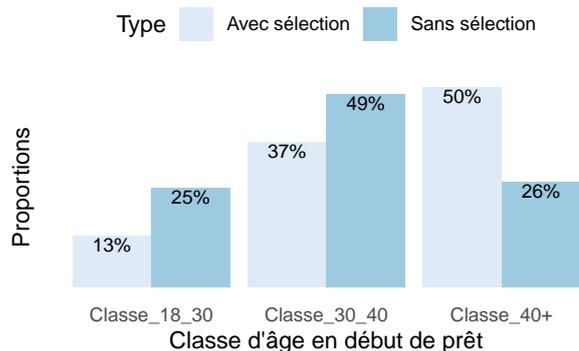


FIGURE 6.9 – Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des classes d'âge

Concernant les classes de durée de prêt, la répartition est à peu près similaire pour les deux types d'adhésion. Les prêts de plus de 20 ans sont proportionnellement plus nombreux parmi les adhésions avec sélection médicale, représentant environ 40%. Les durées d'assurance de 10 à 15 ans sont également plus fréquentes parmi les adhésions sans sélection médicale.

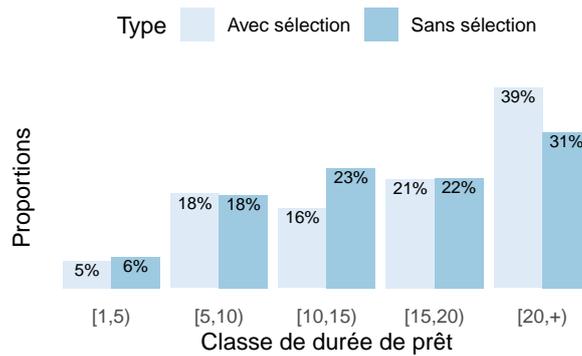


FIGURE 6.10 – Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des classes de durée de prêt

La rupture statistique est particulièrement marquée dans les reprises d'assurance, qui représentent près de 90% des adhésions sans sélection médicale, contre environ 70% pour celles avec sélection médicale. Cela peut s'expliquer par le fait que les assurés ayant une surprime ou une exclusion sont plus enclins à résilier leur contrat pour obtenir un tarif plus avantageux et une meilleure couverture.

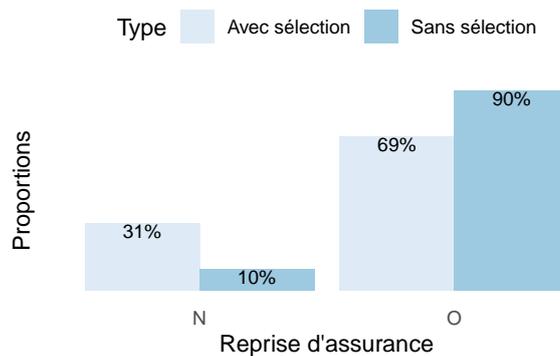


FIGURE 6.11 – Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des reprises d'assurance

Troisième partie

Résiliation infra-annuelle

Chapitre 7

Construction d'une loi de résiliation anticipée

La loi Lemoine ouvre la possibilité à toutes les personnes ayant contracté un prêt immobilier de résilier et donc de changer à tout moment et sans frais leur assurance emprunteur. Cette mesure est entrée en vigueur depuis le 1^{er} juin 2022 pour les nouvelles offres de prêts et, est également appliquée depuis le 1^{er} Septembre 2022, aux contrats d'assurance qui étaient déjà en cours (avant le 1^{er} juin 2022).

Les assureurs sont tenus d'informer chaque année, leurs assurés de ce droit de résiliation. De plus, ils auront l'obligation d'afficher le coût de l'assurance emprunteur pour huit ans. Bien que l'on puisse remarquer que cette mesure n'est pas totalement différente de la précédente (Bourquin), qui autorise la résiliation à chaque date d'anniversaire, elle aurait néanmoins pour conséquence, le changement du comportement des assurés, qui seront beaucoup plus sensibles à la résiliation les amenant à souscrire au près d'un autre assureur.

Dans les faits, la résiliation à chaque date d'anniversaire, étant moins pratique et pouvait entraîner parfois des oublis de la part d'assurés voulant procéder à une résiliation. Ces derniers devront donc attendre la date d'anniversaire prochaine de leur contrat d'assurance en cours.

L'objet de cette partie est donc d'étudier les lois de résiliations anticipées par durées de prêt des contrats d'assurances et de les inclure dans le calcul des valeurs actuelles probables (VAP), car la résiliation avant la fin du contrat représente un impact sur la rentabilité du contrat pour l'assureur. L'assuré qui résilie un contrat en cours n'a plus d'engagement envers l'assureur et n'aura donc plus à payer la totalité des primes initialement prévues par l'assureur.

7.1 Présentation

La résiliation anticipée des contrats d'assurance emprunteur est un phénomène crucial, entraînant des implications directes sur la rentabilité des contrats pour les assureurs. Lorsqu'un assuré résilie son contrat en cours, il se libère de tout engagement envers l'assureur, ne devant ainsi plus payer la totalité des primes initialement prévues.

Ce phénomène est souvent associé à deux principaux événements : le rachat de crédit, qu'il soit conjoncturel ou structurel, et la résiliation directe de l'assurance emprunteur, souvent influencée par des évolutions législatives majeures.

1. **le rachat de crédit**, qui consiste en un rachat total ou partiel du crédit par l'emprunteur. Le rachat total s'accompagne de la résiliation de l'assurance emprunteur qui a été souscrit. Ce rachat peut être « conjoncturel », c'est-à-dire quand les assurés renégocient leur crédit par rapport à la baisse des taux, ou « structurel », suite à un remboursement anticipé du capital emprunté (généralement lié à des événements personnels : déménagement...)

2. **la résiliation directe de l'assurance emprunteur**, qui correspond au cas où l'assuré résilie son contrat d'assurance en cours afin de souscrire à un autre avec un tarif économiquement plus avantageux, et ce sans faire aucune modification sur l'emprunt sous-jacent.

La résiliation directe, liée aux évolutions législatives, peut connaître une augmentation significative en raison de la possibilité de résiliation infra-annuelle. De plus, la suppression du questionnaire médical offre aux assurés une opportunité de bénéficier de tarifs plus avantageux ou d'une meilleure couverture auprès de la concurrence.

L'objectif de cette partie est d'estimer le risque pour un assuré de résilier son contrat d'assurance emprunteur et d'évaluer l'impact sur un portefeuille emprunteur. Nous utiliserons des données d'assurances emprunteur pour observer les différentes durées de prêts ainsi que les résiliations ou durées d'assurance, en prenant en compte les effets des évolutions législatives actuelles.

7.2 Présentation du portefeuille

Il sera présenté ci-dessous, le portefeuille d'assurance emprunteur utilisé comme base de données, dans le cadre de la construction des taux de résiliation. Les différentes modifications apportées, ainsi que quelques statistiques descriptives de la base de données seront également intégrées dans la présentation.

7.2.1 Structure de la base de données

La base de données utilisée dans cette partie, est un portefeuille d'assurance emprunteur regroupant l'ensemble des contrats commercialisés aux individus ayant souscrit à un ou plusieurs prêts immobiliers. La période d'observation est comprise entre le 1^{er} Janvier 1989 et le 7 Août 2023.

Les informations suivantes sont contenues dans le portefeuille :

- **Âge** : indiquant l'âge de l'assuré à la date d'adhésion ;
- **Annulation** : indiquant si l'adhésion est toujours en cours ou non ;
- **Capital assuré** : indiquant le montant pris en charge par l'assurance ;
- **Capital emprunté** : montant emprunté en euros ;
- **Code professionnel** : indiquant la CSP de l'assuré ;
- **Date d'effet** : indiquant la date de début du contrat d'assurance ;
- **Date d'emprunt** : indiquant la date à laquelle le prêt a été effectué ;
- **Date de fin de prêt** : indiquant la date à laquelle le prêt arrive à échéance ;
- **Date de naissance** : indiquant la date de naissance de l'assuré ;
- **Date sortie** : représentant la date de fin du contrat d'assurance ;
- **Durée du prêt** : la durée totale du prêt en mois ;
- **Montant de cotisation** : indiquant le coût annuel de l'assurance emprunteur en euros ;
- **Numéro d'adhésion** : représentant l'identifiant unique pour chaque adhésion ;
- **Quotité** : indiquant la part du capital emprunté pris en charge ;
- **Surprime** : indiquant la présence ou non d'une surprime médicale pour l'adhésion ;
- **Exclusion** : indiquant la présence ou non d'une exclusion ou limitation de garantie.

7.2.2 Construction de la nouvelle base de données

Le portefeuille considéré initialement, permet d'observer l'ensemble des adhésions ayant eu lieu sur toute la période sélectionnée.

L'objectif étant de déterminer les différents taux de résiliation par durée de prêt, une nouvelle base de données a été construite et elle prend en compte les variables telles que :

- **La durée de prêt** : initialement en mois et convertie en année, en prenant en compte l'arrondie supérieure (exemple : un prêt de 32 mois est converti en une durée de 3 ans, tandis qu'un prêt de 28 mois est converti en une durée de 2 ans) ;
- **L'ancienneté** : correspond à la période située entre la date de résiliation ou d'observation, et la date d'effet de garanties. Elle est obtenue en faisant la différence entre la date de résiliation si elle a eu lieu (le cas échéant, l'assurance est donc considérée comme toujours en cours et c'est la date d'observation qui est prise en compte), et la date d'adhésion.
- **L'état de l'adhésion** : qui indique si l'adhésion est toujours en cours (à la date d'observation), résilié, annulé ou si une sortie par un sinistre Décès e eu lieu.

Certaines lignes d'adhésions contenant des valeurs dites aberrantes ont été supprimées. Il s'agit :

- Des lignes dont l'ancienneté est supérieure à la durée du prêt (il s'agit parfois de modifications d'assurance) ;
- Des lignes dont la date de sortie est la même que la date d'adhésion : adhésions annulées ;
- Des lignes dont la date d'effet est supérieure à la date actuelle d'observation : adhésions différées.

La base de données initialement récupérée comportait environ 517 596 adhésions. Ci-dessous sera présentée l'évolution de la volumétrie de la base de données en fonction des différents retraitements.

Caractéristiques	Annulées	Date de début ultérieure	Autres	Total
Effectifs	58 031	8235	9	66268
Proportions	11%	1,6%	0%	12,6%

TABLE 7.1 – Évolution de la volumétrie de la base de données

Après la suppression des lignes adhésions ci-dessus, il reste au sein du portefeuille un total de 451328 adhésions.

7.2.3 Statistiques descriptives de la base

Ci-dessous seront présentés quelques statistiques descriptives de la base de données utilisée. Les résultats de ces statistiques permettront d'effectuer une analyse préalable des paramètres ayant une effet sur la résiliation.

États	Proportions
En cours	58%
A termes	14,5%
Résiliés	26,3%
Décès	1,2%

TABLE 7.2 – Répartition en fonction des états actuels

Le tableau ci-dessus montre la répartition globale du portefeuille sélectionné. Plus de la moitié des adhésions sélectionnées sont des adhésions en cours. D'après ces proportions, il peut être remarquée une

proportion presque double d'adhésions ayant résiliées avant la fin du contrat, soit par remboursement anticipé ou par reprise d'assurance, par rapport aux d'adhésions arrivées à terme.

Par la suite sera observée le répartition des adhésions en fonction du groupe tarifaire, de la classe d'âge et de durée de prêt, ainsi que de la présence de surprime ou d'exclusion.

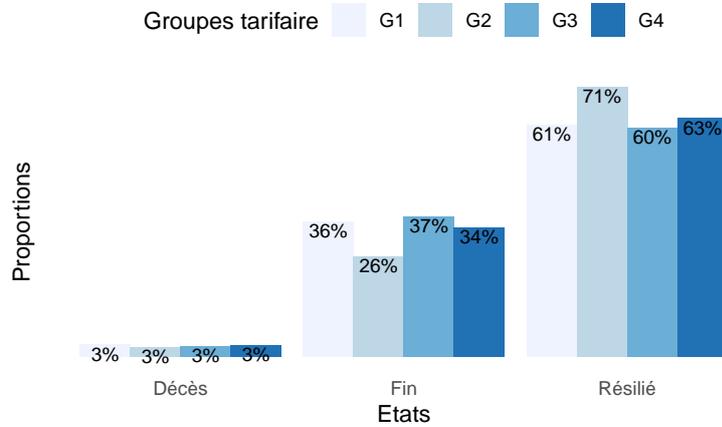


FIGURE 7.1 – Répartition du nombre d'adhésions résiliées par groupe tarifaire

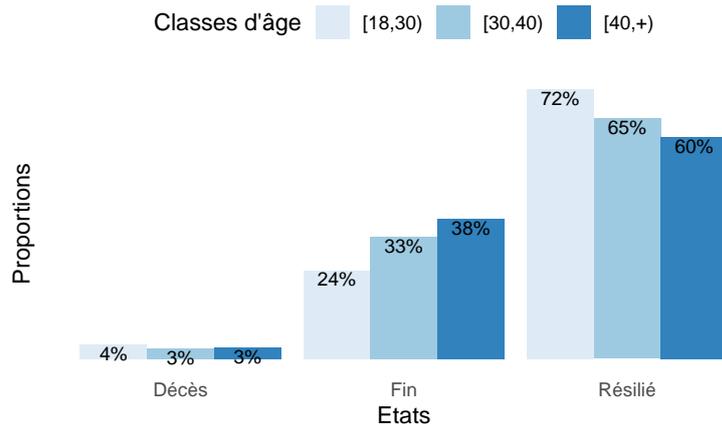


FIGURE 7.2 – Répartition du nombre d'adhésions résiliées par classe d'âge

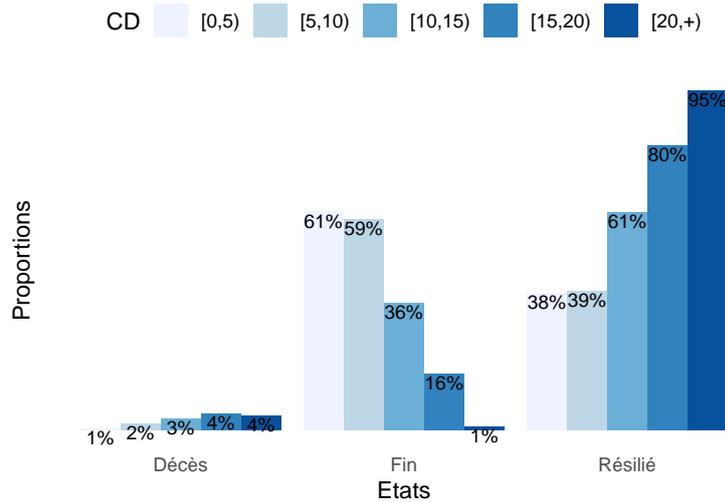


FIGURE 7.3 – Répartition du nombre d’adhésions résiliées par classe de durée de prêt

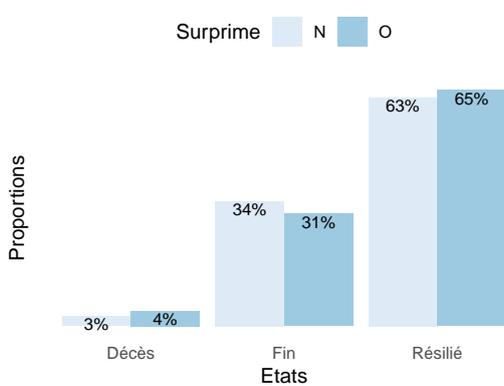


FIGURE 7.4 – Répartition du nombre d’adhésions en fonction de la surprime médicale

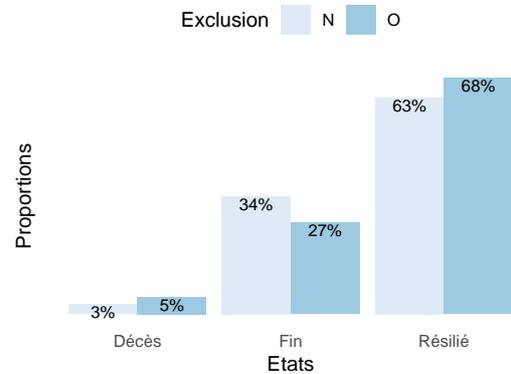


FIGURE 7.5 – Répartition du nombre d’adhésions résiliées en fonction de l’exclusion médicale

Les proportions de résiliation semblent bien varier en fonction de chaque groupe. Par exemple les durées de prêt courtes (inférieures à 10 ans), ont une proportion de résiliation beaucoup plus petite que les prêts ayant une durée plus longue. Les adhésions dont la durée de prêt est supérieure à 20 ans, ont été pratiquement toutes résiliées avant la fin de leurs échéances. La construction de taux de résiliation segmentés en fonction de ces différents paramètres pourrait donc s’avérer significative.

Il est également observé une plus grande proportion d’adhésions de groupe tarifaire G1 qui représente environ la moitié du volume d’adhésion.

7.3 Détermination des taux par l’estimateur de Kaplan-Meier

L’estimateur de Kaplan-Meier, étant l’unique estimateur cohérent de la fonction de survie (voir Dreesbeke et al. [1989] pour la démonstration de cette propriété), convergent et asymptotiquement gaussien, il sera utilisé dans le cadre de cette étude pour la construction des taux de résiliation. Ci-dessous seront décrites ses principales propriétés.

7.3.1 Notion de censure

La censure est le phénomène le plus couramment rencontré lors du recueil de données de survie. Pour un individu i donné, les variables aléatoires suivantes sont considérées :

- X_i son temps de survie dans le portefeuille.
- C_i son temps de censure, c'est à dire la durée après laquelle l'individu quitte le portefeuille pour toute autre cause que la résiliation.
- T_i la durée réellement observée.

Les données sont dites censurées à droite si, au lieu d'observer T_i , il est observé (X_i, δ_i) , avec :

1. $X_i = \inf(T_i, C_i)$
2. $\delta_i = \mathbb{1}_{T_i \leq C_i}$

Dans le cadre de cette étude, les données censurées sont :

- les contrats en cours à la date d'observation, c'est-à-dire qui ne sont plus observés après la date d'étude (cause de sortie produite sur une période non observable et donc inconnue) ;
- les contrats ayant une durée d'assurance égale à celle du prêt ou n'ayant pas été résiliés jusqu'en dernière année de prêt : considérée comme arrivée à terme, donc absence de résiliation ;
- les contrats ayant une cause de sortie autre que celle étudiée : décès de l'assuré, contrat arrivé à terme...

7.3.2 Définition de l'estimateur de Kaplan-Meier

Il s'agit d'un estimateur qui permet d'estimer une fonction de survie, à partir de données de durée de vie. Il s'écrit comme suit :

$$\hat{S}_{KM} = \prod_{\substack{j=1 \\ X_{(j)}^* \leq t}}^h \left(1 - \frac{m_j}{n_j}\right)$$

Avec :

$X_1 < \dots < X_n$ les données soumises à une censure aléatoire à droite (dans le cas étudié, $\delta = 1$ en cas de non censure et $\delta = 0$ en cas de censure). Ces données peuvent être ordonnées en $X_{(1)}^* < \dots < X_{(h)}^*$ durées distinctes et strictement croissantes.

m_i , le nombre de sorties pour la cause étudiée en $X_{(i)}^*$, avec $m_i = \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j = X_{(i)}^*} \delta_j$

n_i , l'exposition au risque en $X_{(i)}^*$, avec $n_i = \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j \geq X_{(i)}^*}$

L'estimateur de Kaplan-Meier est une fonction càd-lag (continue à droite, avec une limite à gauche) et constante par morceaux. Les sauts ont lieu en chaque point $X_{(i)}^*$ où $m_i > 0$.

7.4 Lissage des taux bruts de résiliation par la méthode de Whittaker-Henderson à une dimension

Le principe de la méthode de Whittaker-Henderson est de combiner un critère de fidélité et un critère de régularité et de rechercher les valeurs ajustées qui minimisent la somme des deux critères.

Le lissage des taux bruts par la méthode de Whittaker-Henderson, consiste à trouver $q_x^l(h)$ qui minimise $WH_h(c)$. Où :

$$WH_h(c) = F(c) + hS(c)$$

$F(\cdot)$ correspond au critère de fidélité et $S(\cdot)$ correspond au critère de régularité ;

h est le paramètre contrôlant l'importance de la régularité des taux lissés obtenus par rapport à la fidélité aux données brutes.

Le problème de minimisation s'écrit :

$$\min_c [(c - \hat{q})^T W (c - \hat{q}) + hc^T K_z^T K_z c]$$

Où :

- \hat{q} est le vecteur des taux bruts ;
- W la matrice des poids ;
- K_z la matrice dont la taille est liée au paramètre de lissage z .

Dans cadre de cette étude (et dans la majorité des cas en réalité), la valeur de z pris en compte est $z = 2$.

La solution au problème de minimisation donne :

$$q^l(h) = M^{-1}W\hat{q}$$

Avec, $M = W + hK_z^T K_z$, en vérifiant bien que M soit inversible pour les valeurs choisies de h .

7.5 Validation des ajustements

Une fois l'ajustement réalisé, il convient de vérifier son adéquation à l'aide de quelques tests statistiques. L'objectif est de s'assurer que les taux lissés obtenus ne sont pas trop éloignés des taux bruts.

Quelques tests statistiques utilisés seront alors décrits dans cette partie. Pour chacun de ces tests, les hypothèses à tester sont définies de la façon suivante :

- H_0 : les taux de résiliation lissés suivent la même loi que les taux bruts estimés
- H_1 : les taux de résiliation lissés ne suivent pas la même loi que les taux bruts estimés

7.5.1 Test du Khi-deux

Le test du Khi-deux permet de vérifier la qualité globale des taux lissés en s'assurant qu'ils ne sont trop écartés des taux bruts estimés. La statistique de ce test se calcul de la manière suivante :

$$Z = \sum_{i=1}^p n_i \frac{(\hat{q}_i - q_i)^2}{q_i(1 - q_i)}$$

Avec p le nombre de classes, autrement dit, ici, le nombre d'années d'ancienneté pris en considération pour la construction de la loi de résiliation.

Sous l'hypothèse H_0 , Z suit une loi du Khi-deux à $k - 1$ degrés de liberté. L'hypothèse H_0 est alors rejetée lorsque la valeur de Z est trop grande, c'est-à-dire si elle est supérieure à un seuil C_α , qui est tel que :

$$P(X > C_\alpha) = \alpha$$

Avec X une variable aléatoire suivant une loi du Khi-deux à $k - 1$ degré de liberté.

7.5.2 Test des changements de signe

Le test des changements de signe consiste dans un premier temps, à calculer la différence :

$$d_i = q_i - \hat{q}_i$$

Dans les conditions d'application de la loi normale, le signe de la différence d_i entre le taux lissé et le taux brut estimé, a une probabilité égale à 1/2 d'être positif.

Le nombre de changement de signe est distribué selon une loi Binomiale de paramètres $(p - 1, 1/2)$, où p correspond au nombre de taux bruts estimés.

Le test est donc réalisé en faisant une approximation gaussienne, en s'appuyant sur la statistique :

$$S = \frac{2n - (p - 1)}{\sqrt{p - 1}}$$

Avec n le nombre de changement de signe constaté.

7.6 Fermeture des taux de résiliation

La construction de taux brut de sortie à partir d'un estimateur non paramétrique, requière des données d'observation, à partir duquel sont déterminés les taux. L'absence d'observation dans le cas de la construction de taux de résiliation pour une ancienneté donnée, ne permet donc pas de déterminer le taux de sortie de cette ancienneté. Pour cela, il existe des modèles paramétriques permettant, à partir de certains paramètres de déduire un prolongement de la courbe des taux obtenue. Les paramètres de ces modèles sont estimés grâce aux taux obtenus par observation. Le prolongement de la courbe jusqu'à la dernière période souhaitée s'appelle la fermeture de taux. Dans cette section sera décrite un modèle paramétrique adapté à la forme des taux de résiliation étudiés : le modèle de Weibull.

7.6.1 Allure des taux

En pratique, l'allure de la courbe des taux de résiliation paraît assez intuitive. Il est généralement observée une première phase où les taux sont croissants jusqu'à atteindre un certain pique (au bout de cinq à six ans d'ancienneté), puis une seconde phase où les taux sont décroissants jusqu'à la fin du prêt. Cela pourrait s'expliquer par le fait que l'assuré puisse avoir tout intérêt à résilier son prêt. Les assurés ont souvent tendance à choisir une offre d'assurance qui les correspond en début du prêt (notons qu'ils préfèrent directement souscrire auprès de la banque prêteuse par défaut la plupart du temps et peuvent ensuite partir vers la concurrence). L'âge est le paramètre qui influe beaucoup plus sur le tarif du contrat emprunteur. Le profil de l'assuré devient donc plus risqué dans le temps et les capitaux assurés deviennent plus faibles. L'assuré a donc moins d'intérêt économique à résilier son contrat en fin de prêt ou après un certain nombre d'années.

7.6.2 Le modèle de Weibull

Le modèle de Weibull est de modèle paramétrique dépendant de deux paramètres : $\lambda > 0$ et $\alpha > 0$. Il possède les caractéristiques suivantes :

1. $S(t) = e^{-(\lambda t)^\alpha}$
2. $\mu(t) = \alpha\lambda(\lambda t)^{\alpha-1}$

- Si $\alpha > 1$, μ croît de manière polynomiale
- Si $\alpha < 1$, μ décroît

C'est la fonction de survie S qui sera utilisée dans le cadre de l'étude actuelle, pour la fermeture des taux de résiliation.

Le paramètre λ est déterminé par le raccordement avec le dernier taux de résiliation q_n obtenu, sous la condition suivante :

$$q_n = S(n) = e^{-(\lambda n)^\alpha}$$

Ce qui équivaut à : $\lambda = \frac{(-\log(q_n))^{\frac{1}{\alpha}}}{n}$

Dans le cas étudié, il existe différentes valeurs de n en fonction de la durée de prêt considérée. Cette valeur correspond à la fenêtre d'observation.

Différentes valeurs de α peuvent être également testées. Plus α est grand, plus les taux vont converger rapidement vers 0. La valeur de α qui permet d'obtenir la pente la moins prononcée au niveau du point de raccordement (afin d'obtenir la courbe la plus lisse possible), tout en gardant un niveau de prudence satisfaisant, sera conservée.

7.7 Présentation des résultats

Dans cette section seront présentés les différents résultats obtenus à l'aide des données d'adhésions recueillies. Ces données sont peu nombreuses, mais afin d'affiner les résultats, les taux ont été calculés en fonction des classes d'âges, des classes de durées de prêt, et des catégories socio-professionnels. La construction des taux de résiliations par durée de prêt semble être plus pertinente, mais le volume de données utilisé, ne permet pas d'avoir des taux réguliers. L'impact de la réforme sur les taux de résiliation sera également évalué en fonction des segmentations choisies.

7.7.1 Présentation des taux de survie obtenus avec l'estimateur de Kaplan-Meier

L'estimateur de Kaplan-Meier a été appliqué au portefeuille emprunteur et les taux obtenus sont segmentés comme annoncé plus haut, par classes d'âges, par classes de durées de prêt et par groupes tarifaires. L'intervalle de confiance des estimations obtenues a été fixé à 95 %. Ci-dessous seront présentés les principales étapes de construction, ainsi que les résultats obtenus pour chacun des taux.

Dans un premier temps, les taux ont été déterminés en prenant en compte l'ensemble du portefeuille. Il est à noter que les résiliations observées avant la mise en place des réformes autorisant le changement d'un contrat emprunteur après la souscription, sont essentiellement des remboursements anticipés (rachat de crédit suite à la baisse des taux, vente du bien immobilier acquis, remboursement du capital restant dû...). Afin de mettre en exergue l'effet des réformes autorisant par la suite la résiliation directe d'assurance sur les taux de résiliation, il a été déterminé dans un second temps, les taux de résiliation sur deux principales générations d'assurance :

- La première génération pré-évolutions législatives, où seuls des rachats d'assurance sont observés. Il s'agit des adhésions souscrites avant l'année 2014, marquant le début des réformes autorisant le changement d'assurance emprunteur (résiliation directe). Les censures pour cette génération correspondent :
 - aux adhésions résiliées après 2014
 - aux autres causes de sortie autre que la résiliation
- La deuxième génération post-évolutions législatives, avec l'arrivée des réformes autorisant le changement d'assurance à partir de 2014, permettant d'observer également des résiliations directes d'assurance. Les données censurées sont les adhésions sorties du portefeuille pour d'autres causes que la résiliation.

L'ancienneté des adhésions de la deuxième génération choisie atteignant au maximum dix ans, une comparaison a été réalisée entre les taux des deux générations sur les dix premières années d'ancienneté. Il a été noté une différence significative entre les taux obtenus. Ce qui montre potentiellement l'influence de ces réformes sur les résiliations.

Par manque de données, et la courbe des taux de survie prenant en compte l'ensemble des adhésions du portefeuille, étant située en dessous des deux autres courbes (génération 1 et génération 2), elle sera donc retenue et utilisée par la suite pour les différentes segmentations.

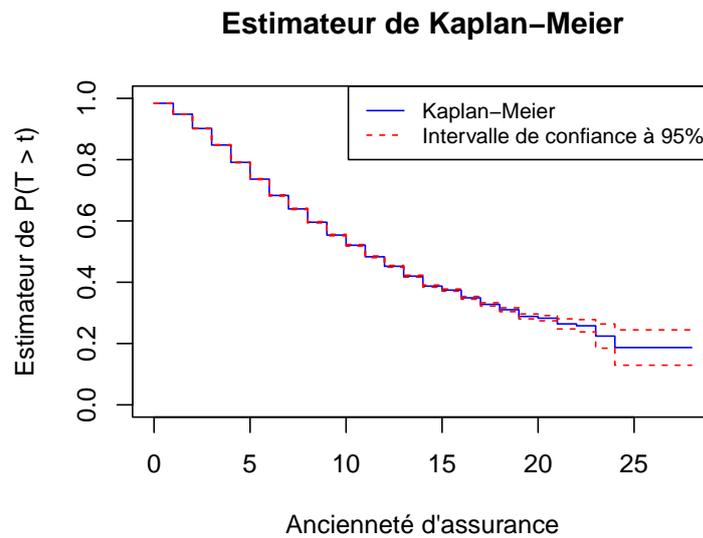


FIGURE 7.6 – Taux de survie obtenus avec l'ensemble des adhésions

Les intervalles de confiance obtenus autour des taux bruts, s'écartent de plus en plus avec l'ancienneté du contrat. Cette augmentation s'explique par une exposition qui diminue au fil du temps (les n_i sont décroissants). Néanmoins, ces intervalles de confiance restent assez proches des taux bruts même pour des anciennetés élevées. Les taux de résiliation ne peuvent donc prendre qu'un nombre limité de valeurs.

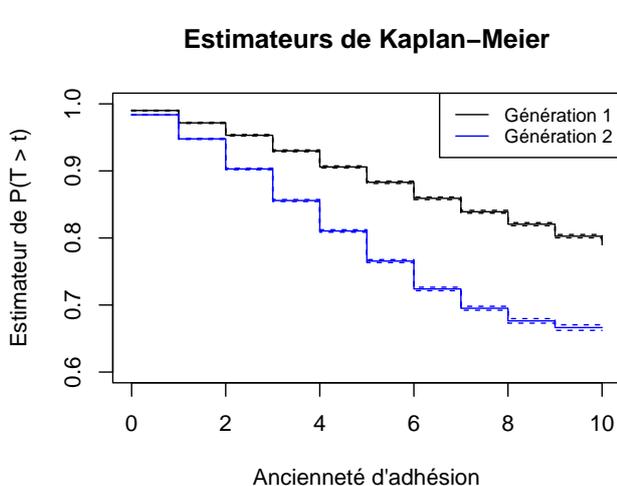


FIGURE 7.7 – Taux de survie par générations

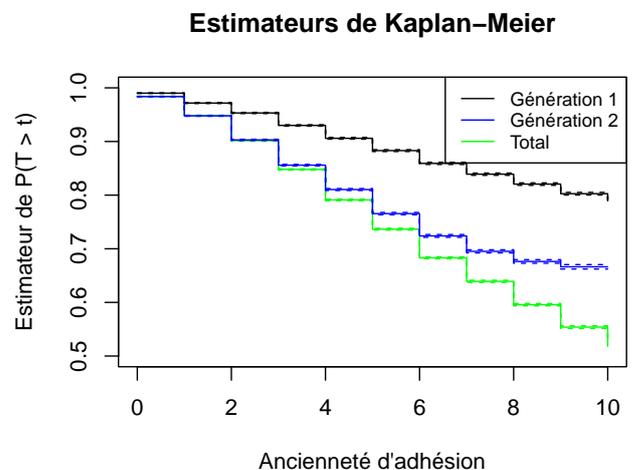


FIGURE 7.8 – Comparaison des trois taux de survie

La variable aléatoire liée à la durée de vie des adhésions de la génération 1 est stochastiquement supérieure à celle représentant la durée de vie des adhésions de la génération 2. La pente de la courbe des taux obtenue pour la génération 2 est beaucoup plus prononcée que celle obtenue pour la génération 1 : les taux de survie de la génération 1 décroissent beaucoup plus rapidement, et l'écart observé entre les deux taux de survie augmente avec l'ancienneté d'adhésion.

La courbe des taux obtenus avec l'ensemble du portefeuille (les deux générations confondues) se rapproche de celle obtenue pour la génération 2 au cours des 4 premières années. Elle se retrouve largement en dessous de celle de la génération 2 pour les anciennetés supérieures à 4 ans et s'éloigne au fur et à mesure.

Comme il a été annoncé plus haut, les taux de survie seront déterminés par la suite sur l'ensemble du portefeuille, en prenant en compte les critères de segmentation. La première étape de cette segmentation sera celle de la construction de taux intermédiaires pour chacun des critères de segmentation : construction de taux de survie par classes d'âge, par groupe tarifaire, et par durée de prêt. Ensuite une combinaison de ces segmentations sera réalisée à la prochaine étape. L'idée de la première est de voir l'influence de chaque caractéristique sur les taux de survie et de voir si les taux obtenus par segmentations sont significativement différents. Pour cela des tests de comparaison seront réalisés.

Taux de survie par classes d'âge :

Les classes d'âge retenues sont les suivantes : la première classe allant de 18 à 30 ans, ensuite celle comprenant les âges compris entre 30 et 40 ans, et enfin la classe d'âge des 40 ans et plus. Ces classes ont été choisies arbitrairement et correspondent aux classes d'âge des assurés au début de l'adhésion.

Les taux obtenus sont généralement proches les premières années, ce qui est dû à un faible nombre de résiliations durant les premières années de prêt. Les taux de survie de la classe d'âge des 40 ans et plus se rapprochent beaucoup plus de ceux obtenus pour la classe d'âge des 30 à 40 ans durant les deux premières années, pour ensuite être au-dessus des deux autres pour des anciennetés plus élevées. Ces résultats montrent que le taux de survie d'une adhésion augmente avec la classe d'âge des assurés en début de prêt. Un assuré ayant un âge en début de prêt supérieur à 40 ans a moins de chance de résilier qu'un assuré ayant souscrit à l'âge de 25 ans, par exemple. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les assurés ayant un âge plus élevé sont moins informés par rapport aux évolutions sur le marché de l'assurance et de l'immobilier, ou sont moins sensibles par rapport aux prix des assurances. Cependant, une segmentation des taux de la génération 1 (pré réforme) par classes d'âge permet d'observer que cet écart était bien présent avant l'arrivée des évolutions législatives. Cette différence entre les taux obtenus par classe d'âge serait beaucoup plus liée à la sensibilité au prix, qui pourrait décroître avec l'âge, et également à l'évolution du risque en fonction de l'âge. Les taux de la classe des 30 à 40 ans se rapprochent des taux obtenus sans segmentation.

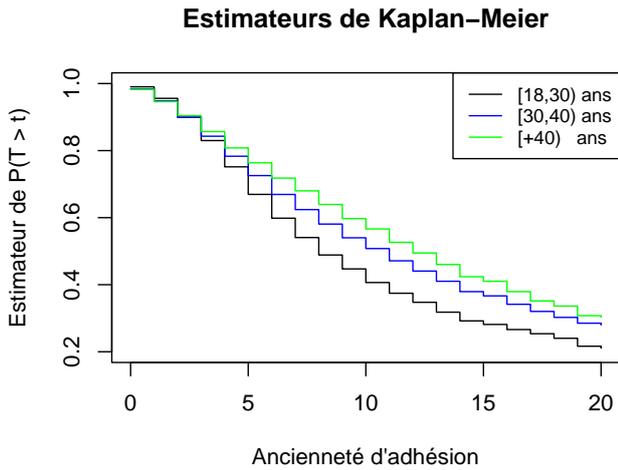


FIGURE 7.9 – Taux de survie par classes d'âge

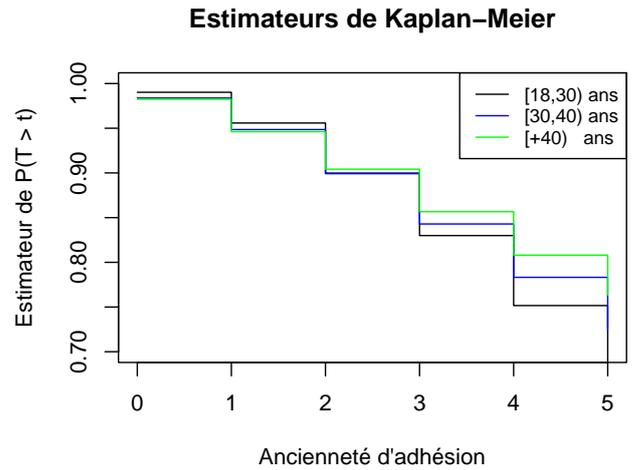


FIGURE 7.10 – Taux de survie par classes d'âge zoomés sur 5 ans d'ancienneté

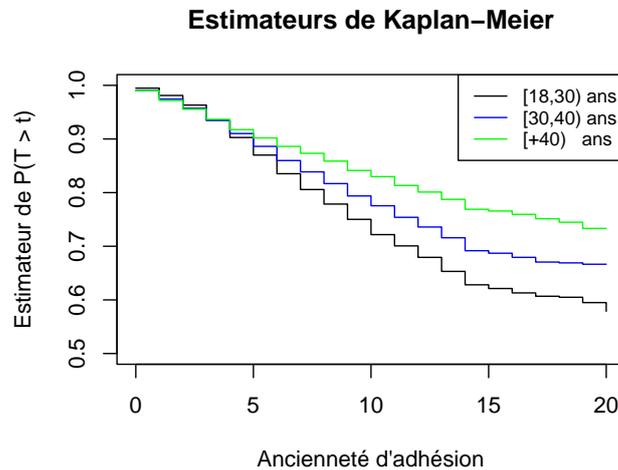


FIGURE 7.11 – Taux de survie par classes d'âge de la génération 1

Taux de survie par groupes tarifaires :

De même que pour les taux précédents, ceux des groupes tarifaires, se rapprochent les premières années de prêt. Les taux obtenus pour les groupes G3 et G4 se confondent pratiquement les 5 premières années. Par la suite, les taux des groupes G3 se rapprochent de ceux du groupe G1, et ces derniers se chevauchent au-dessus des taux des groupes G2 et G4. La courbe des taux de survie obtenus pour le groupe G2 se retrouve en dessous de celle des taux des autres groupes, sur toutes les anciennetés. De plus les taux du groupe G4 se rapprochent le plus des taux obtenus sans segmentation sur l'ensemble du portefeuille. En considérant le comportement des taux par groupes tarifaires avant l'entrée en vigueur des évolutions législatives autorisant la résiliation directe d'assurance, il est obtenu les mêmes tendances au niveau des courbes, même si les taux de certains groupes semblent être beaucoup plus impactés. La courbe obtenue pour le groupe G2 présente un écart beaucoup plus important par rapport à celles des autres groupes.

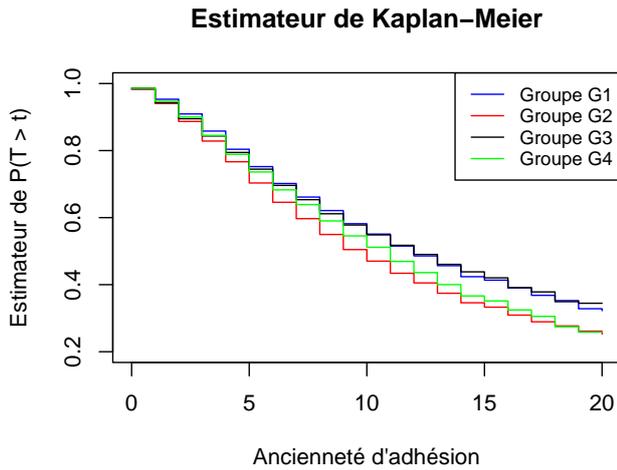


FIGURE 7.12 – Taux de survie par groupe tarifaire

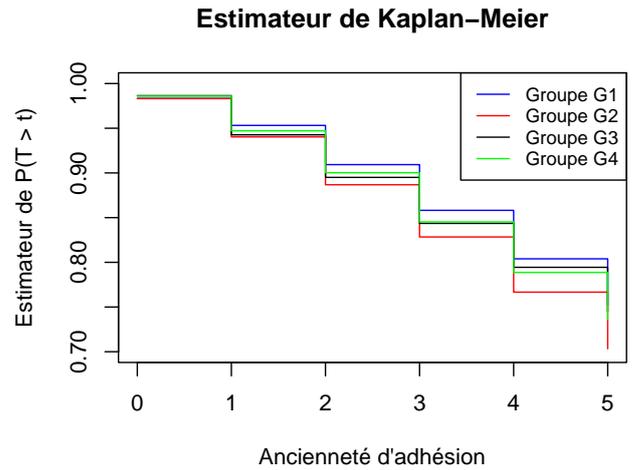


FIGURE 7.13 – Taux de survie par groupe tarifaire zoomés sur 5 ans d'ancienneté

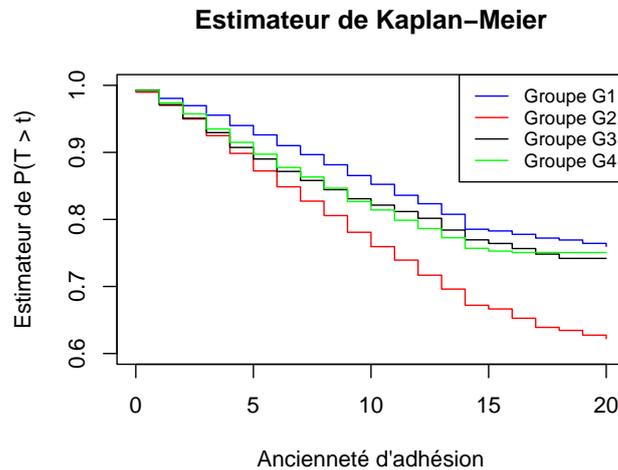


FIGURE 7.14 – Taux de survie par groupes tarifaires de la génération 1

Taux de survie par classes de durée :

Les taux de survie obtenues par classe de durée de prêt, présentent une réelle différence. Les taux de survie pour les classes de durée élevées, diminuent plus rapidement que ceux des classes ayant des durées plus petites. La durée des prêts a donc un incidence sur les taux de résiliations. Par exemple, une adhésion pour un prêt de 15 ans, a moins de chance d'être résilier au bout de 10 ans d'ancienneté, qu'une adhésion avec une durée de prêt de 25 ans.

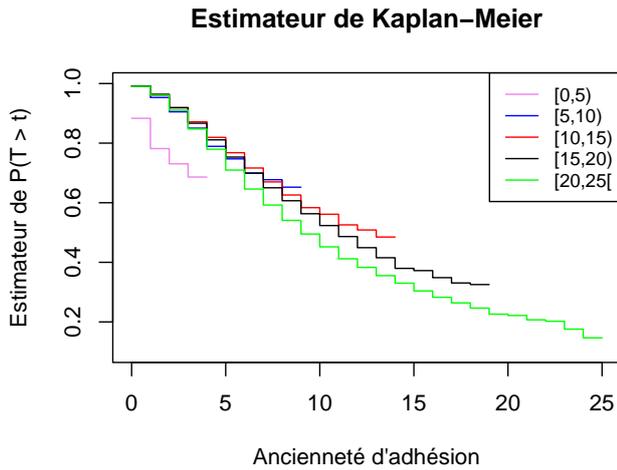


FIGURE 7.15 – Taux de survie par classes de durée

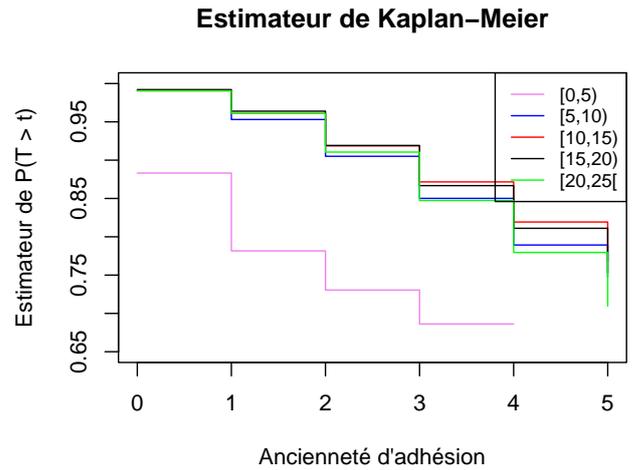


FIGURE 7.16 – Taux de survie par classes de durée zoomés sur 5 ans d'ancienneté

En résumé il existe une différence entre les taux obtenus par classes d'âge, par groupes tarifaires et par classe de durée. Les assurés ayant un âge à l'adhésion élevé, ont moins de chance de procéder à une résiliation de leur contrat que les assurés ayant un âge plus jeune à l'adhésion. Les assurés appartenant à catégories socio-professionnelle des cadres et professions intellectuelles (G1), ont moins de chance de résilier leur contrat que les assurés appartenant aux autres classes sociales. Enfin, la possibilité de résiliation d'un contrat emprunteur en fonction de l'ancienneté, augmente avec la durée du prêt. La significativité de la différence entre ces taux, a été validée par un test de *Log Rank*, donnant des p-valeurs en dessous de 5%.

Qu'en est-il donc d'un assuré appartenant au groupe tarifaire G1, et à la classe des 18 à 30 ans, par rapport à un assuré du groupe G2 ayant un âge compris entre 30 et 40 ans, pour les mêmes classes de durée d'assurance par exemple ?

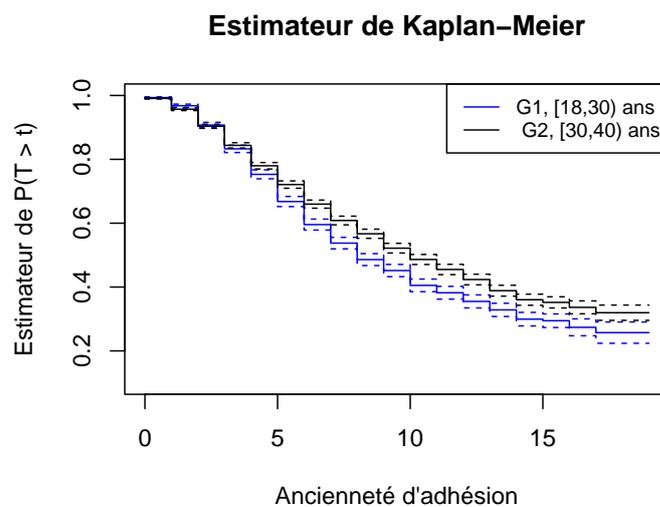


FIGURE 7.17 – Taux de survie par groupes tarifaires, et par classes d'âges pour une durée d'assurance comprise entre 15 et 20 ans

Les taux de survies du groupe G1, pour la classe d'âge de 18 à 30 ans, sont supérieurs à ceux du groupe G2, appartenant à la classe des 30 à 40 ans. Ce graphique montre donc que l'effet dû à la classe d'âge l'emporte celui dû au groupe tarifaire, pour les groupes G1 et G2, et pour les durées de prêts comprises entre 15 et 20 ans.

Par la suite seront présentés les taux bruts de résiliation (déduits des taux de survie) et les résultats obtenus par application de la méthode de lissage non-paramétrique de Whittaker-Henderson sur ces taux bruts obtenus par groupe tarifaire, par classe d'âge, et par classe de durée.

7.7.2 Calcul des taux bruts et lissés

Le portefeuille pris en compte dans le cadre de l'étude des taux de résiliation, comporte des adhésions avec des durées allant jusqu'à 36 ans, or pour protéger les ménages les moins aisés et leur éviter un risque de surendettement, le Haut conseil de stabilité financière (HCSF) a durci les conditions d'octroi concernant les crédits immobiliers, en interdisant aux banques d'accorder des crédits immobiliers dépassant une durée de 25 ans, sauf exception. Ainsi la durée de prêt maximum ainsi que l'ancienneté seront limitées à 25 ans.

États	Durée moyenne	Durée maximum	Ancienneté moyenne	Ancienneté maximum
En cours	16 ans	35 ans	3 ans	25 ans
Résiliés	14 ans	36 ans	5 ans	24 ans
Arrivés à terme	8 ans	25 ans	-	-
Sinistre Décès	14 ans	30 ans	6 ans	23 ans

TABLE 7.3 – Durées de prêts et anciennetés d'assurances observées en fonction des états actuels

La probabilité q_i , est la probabilité qu'un individu résilie son contrat en i^e année sachant qu'il est présent en année $i - 1$. Il vient donc que :

$$q_i = \mathbb{P}(t_{i-1} < T \leq t_i | T > t_{i-1}) = \frac{\mathbb{P}(T > t_{i-1}) - \mathbb{P}(T > t_i)}{\mathbb{P}(T > t_{i-1})}$$

Avec la fonction de survie :

$$S(t) = \mathbb{P}(T > t)$$

D'où le résultat de l'estimateur des taux de sortie :

$$q_i = 1 - \frac{S(t_i)}{S(t_{i-1})}$$

Ci-dessous seront présentés pour les différentes segmentations, les résultats obtenus suite au lissage des taux bruts de résiliation déterminés à partir des taux de survie. Les taux bruts de sortie ont été lissés avec la plus grande valeur du paramètre de contrôle de régularité (h), rendant le test du Khi-deux positif avec un seuil de confiance de 5%. La méthodologie de détermination du h optimal sera également décrite.

Détermination du paramètre h optimal :

Le paramètre h dans le problème de minimisation (7.4) contrôle l'importance de la régularité des taux lissés par rapport à la fidélité aux taux bruts. En résumé, plus h est grand, plus les taux seront lissés et s'éloigneront des taux bruts. L'objectif est d'obtenir la courbe de taux la plus lisse possible

tout en restant fidèle aux taux bruts. Le test de Khi-deux permet, pour chaque valeur de h , de vérifier l'adéquation entre les taux bruts et les taux lissés obtenus. Parfois, des valeurs très élevées de h (de l'ordre de 10^5) sont nécessaires pour le lissage. Un algorithme pour déterminer la valeur maximale de h qui rend le test de Khi-deux positif a été développé et est présenté ci-dessous.

L'algorithme pour déterminer le h optimal est une sorte de "dichotomie-bis" conçue dans cette étude. Bien que cette méthode ne soit pas optimale en soi, elle réduit considérablement le nombre d'itérations nécessaires. Cet algorithme utilise deux fonctions implémentées dans le logiciel R :

- La fonction ***puissance_h*** recherche la puissance maximale de h . Elle commence par $h = 1$ et teste ensuite toutes les puissances de 10 successives jusqu'à ce que le test soit négatif. La dernière puissance de 10 qui rend le test de Khi-deux positif est retenue.
- La fonction ***h_optimal*** utilise la puissance déterminée par la fonction précédente pour trouver la valeur optimale de h . Elle procède par une méthode de dichotomie appliquée à chaque chiffre de h . Si h a une puissance égale à n (obtenue avec la première fonction), h peut s'écrire sous la forme $a_0 a_1 \dots a_n$. La méthode naïve consisterait à tester toutes les valeurs consécutives à partir de $h = 10^n$ jusqu'à ce que le test soit négatif. Bien que simple, cette méthode peut être lourde et longue à exécuter. Pour réduire le nombre de tests, la fonction ***h_optimal*** commence par tester $h = 5 \times 10^n$ (avec $a_0 = 5$ et $a_1 = \dots = a_n = 0$) sous la condition $a_0 \leq 9$. Si le test de Khi-deux est valide, elle augmente a_0 de 1 (jusqu'à ce que le test soit négatif) ou le diminue de 1 si le test n'est pas valide (sous la condition $a_0 > 0$). Une fois la valeur maximale de a_0 déterminée, la fonction teste les valeurs suivantes de a_1 (commençant par $a_1 = 5$) en procédant de la même manière, soit $h = a_0 \times 5 \times 10^{n-1}$. Les conditions sur les a_i pour $i > 0$ sont $0 \leq a_i \leq 9$. La fonction procède ainsi pour chaque a_i jusqu'à trouver la valeur optimale de h .

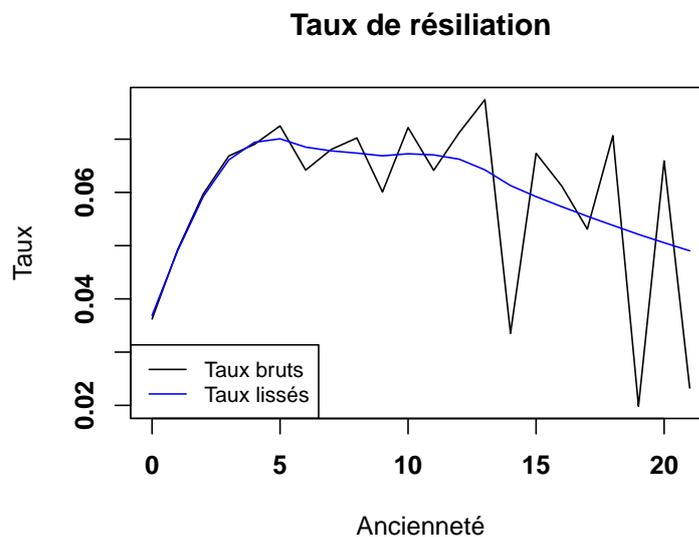


FIGURE 7.18 – Taux bruts et lissés de résiliation obtenus sur l'ensemble du portefeuille

D'après les résultats, il est observé une croissance des taux lors des cinq premières années. Ces taux atteignent donc généralement leur maximum au bout de cinq ans d'anciennetés. Ces taux sont ensuite décroissants jusqu'à la fin du prêt. Ce qui traduit bien dans les faits, l'intérêt plus élevé de résiliation les premières années. Passé ce délais, Cet intérêt diminue au fil du temps, à cause du phénomène de baisse du capital couvert et de l'augmentation de la probabilité de risque expliqué plus haut. L'assuré n'a donc quasiment plus aucun d'intérêt à résilier son contrat en fin de prêt.

Pour certaines segmentations, il n'y a pas d'observations couvrant toute les durées de prêt. Une méthode de fermeture des taux de résiliation, par le biais d'une fonction de survie découlant d'un

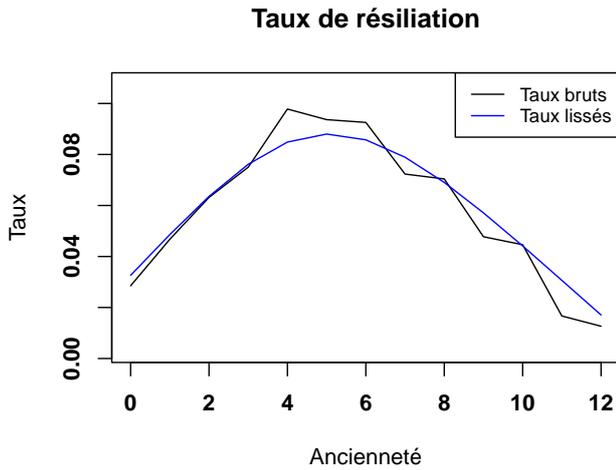


FIGURE 7.19 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G1, classe d'âge de $[18;30)$ ans et classe de durée de prêt de $[10;15)$ ans

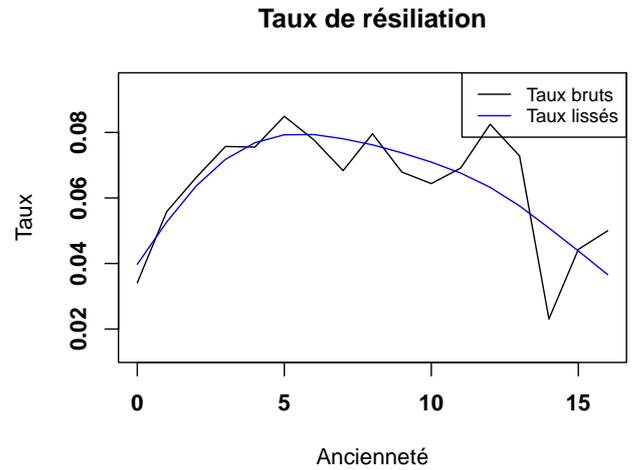


FIGURE 7.20 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de $[30;40)$ ans et classe de durée de prêt de $[15;20)$ ans

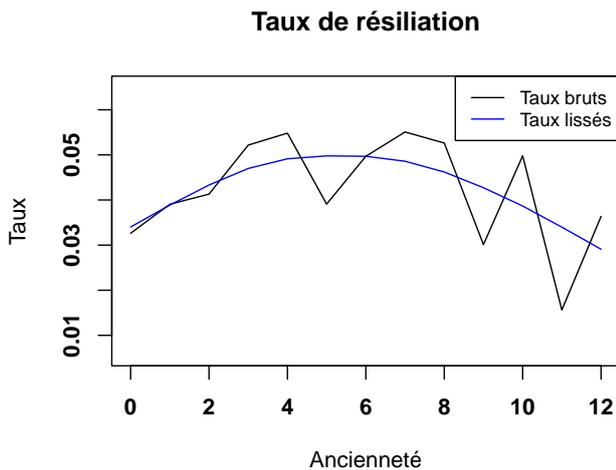


FIGURE 7.21 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G3, classe d'âge de $[30;40)$ ans et classe de durée de prêt de $[10;15)$ ans

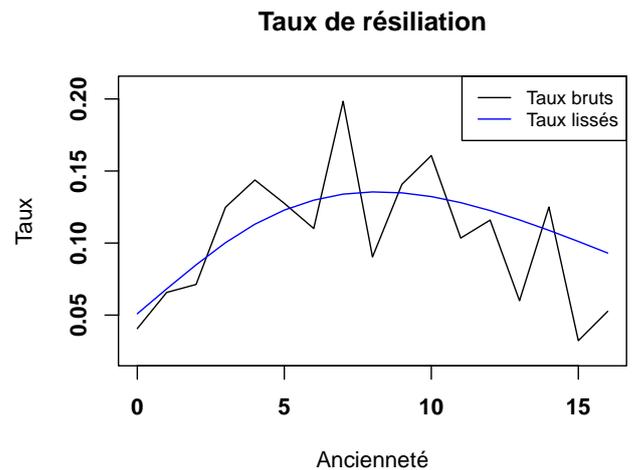


FIGURE 7.22 – Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de $[18;30)$ ans et classe de durée de prêt de $[20;25)$ ans

modèle paramétrique, permet donc de rallonger la courbe des taux obtenus jusqu'à atteindre la durée maximale de prêt observée. Il s'agit du modèle de Weibull.

7.7.3 Présentation des résultats de la fermeture des taux

Dans cette section seront présentés les résultats obtenus de la fermeture des taux de quelques segmentations. Plusieurs valeurs de α ont été testées pour chaque taux concerné.

D'après les résultats obtenus, le choix de la fermeture avec le paramètre $\alpha = 0,8$, semble respecter

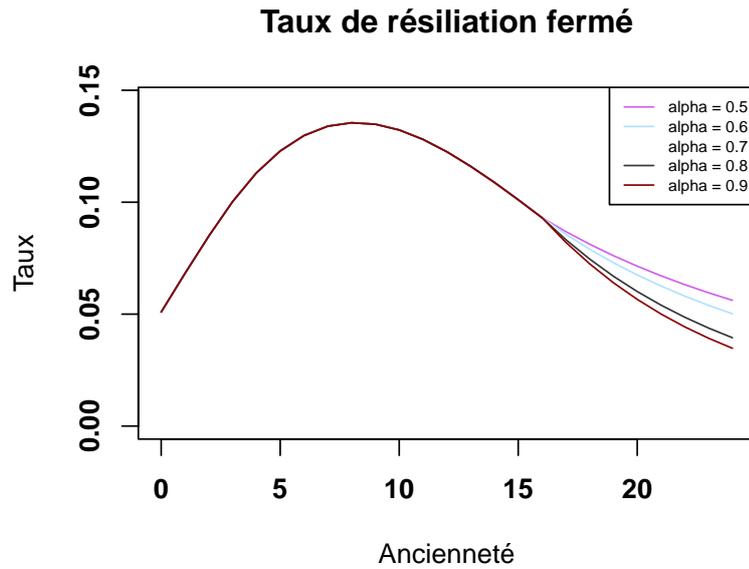


FIGURE 7.23 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18 ;30) ans et classe de durée de prêt de [20 ;25) ans

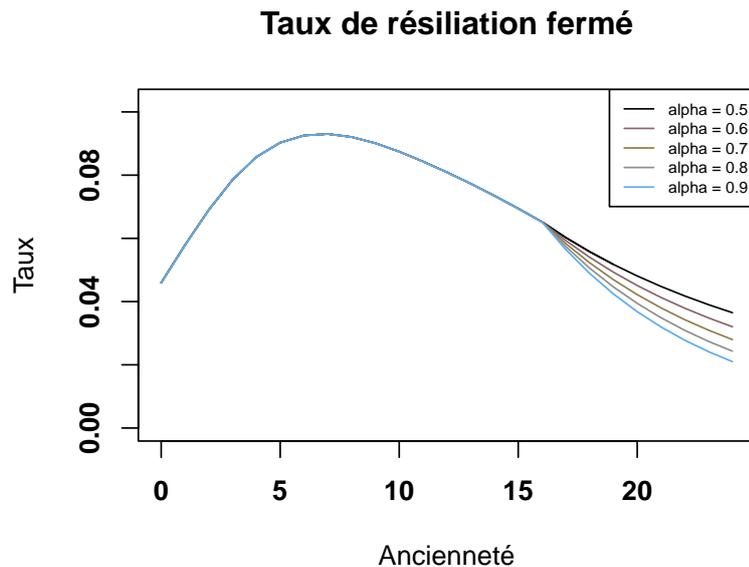


FIGURE 7.24 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30 ;40) ans et classe de durée de prêt de [20 ;25) ans

beaucoup plus les critères, pour le premier graphique. Bien que d'autres valeurs semblent également donner une fermeture lisse au niveau du point de raccordement, la mesure de prudence oriente notre choix vers cette valeur de α qui donne des taux plus élevés. La courbe associée au paramètre 0,7 montre des taux plus élevés mais ne correspondent pas au critère de cohérence au point de raccordement. Pour les raisons équivalentes, le paramètre $\alpha = 0,5$ a été choisi pour le second graphique.

Ci-dessous sera présenté le résultat final avec les paramètres retenus pour ces deux exemples. Les graphiques pour les segmentations restantes n'ont pas été présentés ici, mais ont été également construits.

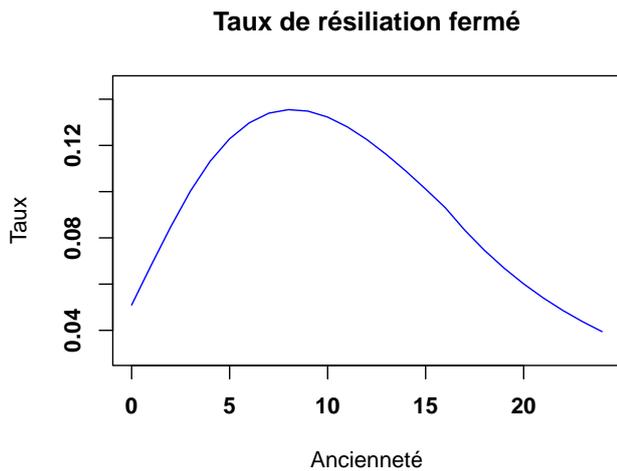


FIGURE 7.25 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

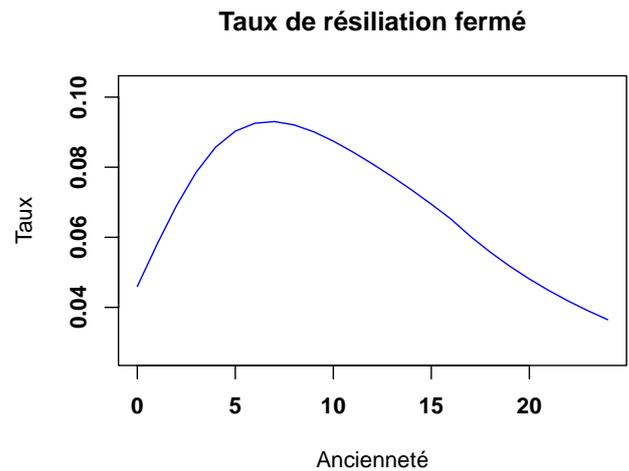


FIGURE 7.26 – Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans

L'étude dans cette partie a porté sur la construction des taux de résiliation segmentés par groupe tarifaire (représentant des classes socio-professionnelles), par classe d'âge et par durée de contrat. Dans un premier temps, nous avons examiné l'impact des évolutions législatives sur les taux de résiliation en comparant les tendances pré et post législation. Cette analyse met en lumière l'influence probable de la Résiliation à tout moment (RIA), facilitant davantage la résiliation des contrats d'assurance emprunteur. Toutefois, une estimation globale de l'impact de cette possibilité de résiliation reste complexe avec les données actuelles.

La segmentation des taux révèle des comportements de résiliation distincts selon la catégorie d'assurés. Les assurés soumis à des conditions restrictives telles que des surprimes ou des exclusions de garantie sont particulièrement enclins à résilier leur assurance pour bénéficier d'une meilleure couverture à moindre coût. Cependant, cette décision dépend de leur connaissance de cette opportunité et de leur sensibilité au coût de l'assurance. Estimer ce risque accru de résiliation nécessite une évaluation du degré de connaissance des modalités de la RIA par les assurés.

Dans la section suivante, nous explorerons une approche pour estimer l'impact de la RIA sur les taux de résiliation en assurance emprunteur.

Chapitre 8

Étude de l'impact de la loi Lemoine sur les taux de résiliation

La loi Lemoine a visiblement un impact majeur sur la résiliation en assurance emprunteur depuis sa mise en place. Les bancassureurs en sont les acteurs du marché les plus impactés, au profit des assureurs, qui voient arriver un plus grand nombre de reprise d'assurance et de délégation. Cependant, d'après les enquêtes menées sur le marché, les délais de réponses suite à une demande de résiliation de contrat de la part des acteurs du marché, notamment des bancassureurs, ne seraient pas tout à fait respectés, même si des pénalités sont actuellement prévues en cas de non-respect de ces délais. Un impact plus important de la réforme sur la résiliation pourrait donc être observé au fur et à mesure de l'évolution des conditions d'application de la loi, de la part des acteurs du marché.

En outre, la force de cet impact pourrait être liée à certains paramètres qui seront évoqués dans cette partie. Il pourrait également exister un lien fort qui sera montré plus bas, entre l'éligibilité à l'absence du questionnaire médical et la résiliation. Cette suppression du questionnaire médical, pousserait certains assurés à la résiliation de leur contrat, leur offrant l'opportunité d'avoir une meilleure couverture à un tarif plus avantageux : il s'agirait notamment des assurés ayant une surprime médicale et/ou une exclusion ou limitation de garantie. La suppression du questionnaire médical joue donc également un rôle crucial dans l'évolution des taux de résiliation en assurance emprunteur. Néanmoins, l'impact de cette loi serait conditionné par deux principaux paramètres qui sont :

- La connaissance de la loi Lemoine (ou du droit au changement d'assurance) et des modalités de résiliations par l'assuré : la résiliation d'un contrat emprunteur par un assuré n'ayant pas connaissance de cette loi, ne pourrait être considérée comme étant une résiliation issue de l'impact de cette loi. De la même manière, une résiliation d'un contrat emprunteur par un assuré informé, n'est pas forcément dû à un impact significatif, car cet assuré aurait pu bien résilier son contrat sans intervention de la RIA, même si cette dernière vient faciliter le processus. En réalité, l'impact observé serait également par rapport au flux de résiliation annuelle qui était plus limitée avec la résiliation à chaque date d'anniversaire du contrat.
- La sensibilité de l'assuré par rapport au prix de l'assurance : cette loi vise essentiellement la délégation et la reprise d'assurance en vue de rendre le marché plus concurrentiel (ce qui freinerait d'ailleurs l'augmentation excessive des prix d'assurance suite à la suppression du questionnaire médical), ce qui est donc conditionné par une certaine sensibilité au prix.

Les conditions évoquées ci-dessous sont donc inhérentes à l'impact de la résiliation infra annuelle, et elles dépendent eux même d'autres facteurs tels que la catégorie socioprofessionnel, l'âge, le capital restant dû de l'assuré, la durée restante du prêt. Un premier état des lieux a été dressé dans le chapitre 6, sur la connaissance générale de la loi Lemoine par les assurés, et la sensibilité de ces derniers par rapport au prix de l'assurance. Ces informations seront donc exploitées dans cette partie, afin de mesurer l'impact de la RIA sur les résiliations.

Plusieurs démarches pourraient être entreprises dans l'objectif d'estimer l'impact probable pouvant être observé sur les résiliations en assurance emprunteur. Quelques-unes de ces pistes mises en place dans le cadre de cette étude sont les suivantes :

- L'observation des tendances post Lemoine, consistant à extraire des informations sur l'évolution de la résiliation des contrats emprunteurs suite à la mise en place de la réforme.
- L'étude comportementale des assurés face à la mise en place de la loi, qui vient compléter la première piste : prise en compte de la connaissance de la loi et de la sensibilité des assurés par rapport aux avantages liées à celle-ci. Néanmoins cette méthode manque de précision et pourrait présenter des biais.

Ci-dessous seront présentées l'évolution des reprises d'assurance et des résiliations depuis la mise en place de la réforme, et également les résultats liés à l'estimation de l'impact de la RIA.

8.1 Évolution des Reprises d'Assurances depuis la Loi Lemoine

Depuis la mise en place de la réforme autorisant la résiliation à tout moment, plusieurs évolutions notables ont été observées sur le marché de l'assurance emprunteur. L'une de ces évolutions concerne l'augmentation significative du volume de reprises d'assurance auprès des assureurs. Avant la réforme, les reprises d'assurance représentaient environ 47% de l'ensemble des adhésions du portefeuille. Actuellement, les reprises d'assurance depuis 2022 constituent environ 70%, ce qui représente un écart d'environ 23% et indique un changement majeur sur le marché.

Parmi les nouvelles adhésions sans sélection médicale, plus de 90% sont des reprises d'assurance.

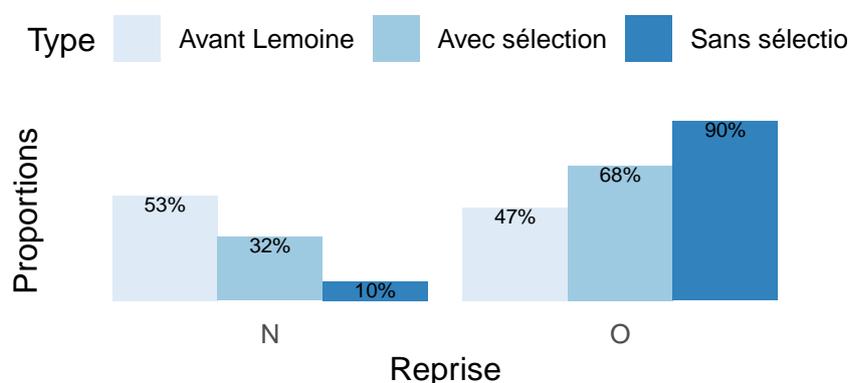


FIGURE 8.1 – Proportions globales de reprises d'assurance avant et après la réforme Lemoine

Les pourcentages de reprises d'assurance varient significativement selon les caractéristiques des assurés. Par exemple, il existe une proportion plus élevée de reprises d'assurance parmi les cadres et les assurés âgés de 18 à 30 ans. Les données d'adhésions pré et post Lemoine montrent différentes tendances qui peuvent être généralisées à d'autres assureurs.

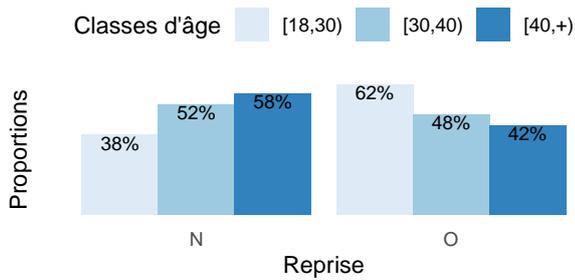


FIGURE 8.2 – Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par classes d'âge

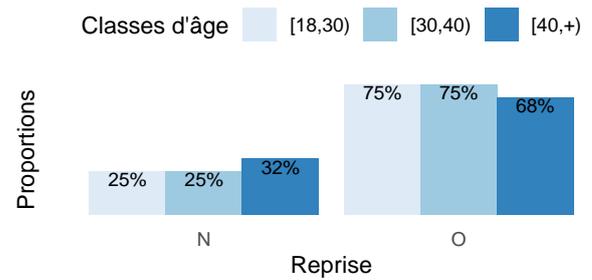


FIGURE 8.3 – Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par classes d'âge

Les jeunes assurés, notamment ceux âgés de 18 à 30 ans, montrent historiquement une proportion plus élevée de reprises d'assurance. Cependant, l'impact de la réforme semble plus marqué pour les assurés âgés de plus de 30 ans, avec une augmentation d'environ 1,6 fois des reprises d'assurance post Lemoine par rapport à avant la loi. Cette différence pourrait s'expliquer par une plus grande flexibilité et une plus grande sensibilité au prix de l'assurance chez les jeunes assurés, qui étaient déjà enclins à résilier avant la réforme.

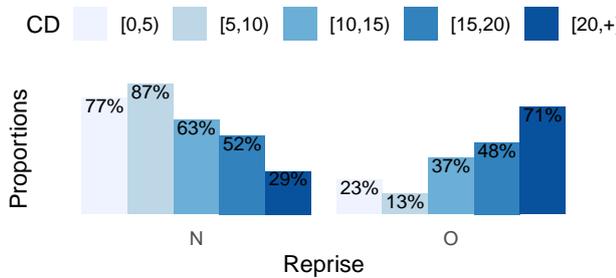


FIGURE 8.4 – Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par durées de prêt

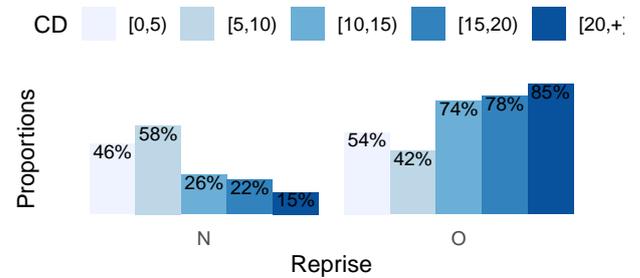


FIGURE 8.5 – Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par durées de prêt

L'analyse par durée de prêt montre une augmentation proportionnelle des reprises d'assurance, particulièrement marquée pour les durées d'assurance supérieures à 20 ans. Cette observation suggère que les assurés résilient plus fréquemment leur assurance en début de prêt, ce qui explique une augmentation significative des reprises d'assurance pour les durées inférieures à 5 et entre 5 et 10 ans.

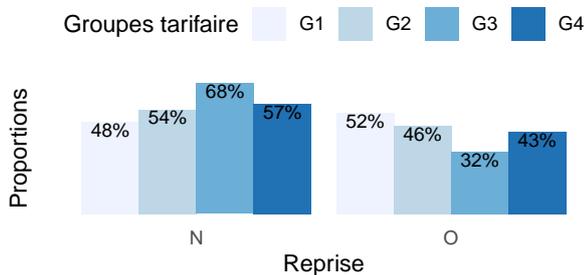


FIGURE 8.6 – Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par groupes tarifaires

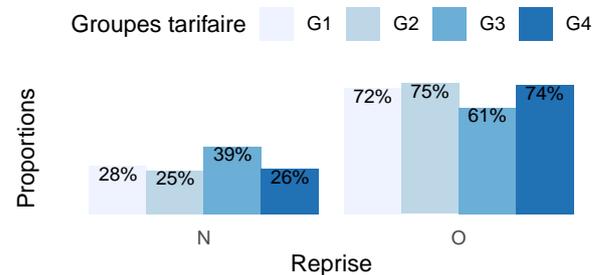


FIGURE 8.7 – Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par groupes tarifaires

Les graphiques par groupes tarifaires montrent également des variations dans les pourcentages de reprises d'assurance pré et post Lemoine, révélant des comportements différents selon les caractéristiques tarifaires des contrats.

Calcul du Ratio L'impact de la réforme sur les taux de résiliation peut être évalué en comparant les tendances actuelles de résiliation et de reprise d'assurance. Le ratio entre le nombre de résiliations et le nombre de reprises d'assurance depuis la mise en place de la réforme est un indicateur clé pour mesurer cet impact :

$$\text{ratio}_{RIA} = \frac{\text{nombre de résiliations}}{\text{nombre de reprises d'assurance}}$$

Les graphiques suivants illustrent l'évolution du nombre de résiliations par rapport au nombre de reprises d'assurance depuis 2018, mettant en évidence une croissance continue du nombre de reprises d'assurance, environ deux fois supérieur au nombre de résiliations observées en 2018. Une légère variation du ratio est observée entre 2019 et 2021, suivie d'une diminution avec l'adoption de la nouvelle réforme.

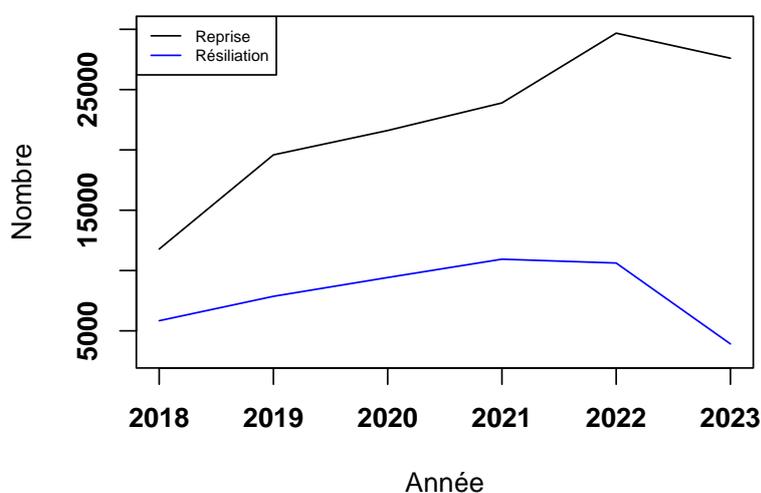


FIGURE 8.8 – Évolution du nombre de résiliations par rapport au nombre de reprises d'assurance

Une corrélation positive significative, environ 30%, est observée entre le nombre annuel de résiliations et le nombre de reprises d'assurance. Cette corrélation indique que les résiliations supplémentaires dues à la RIA sont compensées par les reprises d'assurance, représentant une part importante des nouvelles affaires (environ 70% depuis Lemoine).

En résumé, bien que la réforme RIA ait augmenté le nombre de résiliations potentielles, l'augmentation significative des reprises d'assurance indique une tendance à la stabilisation des taux de résiliation globaux observés chez les assureurs. L'évaluation précise de l'impact de la réforme nécessite une analyse continue des tendances du marché et des comportements des assurés.

8.2 Étude comportementale

Une étude basée sur le comportement des assurés face à la nouvelle loi, pourrait être également envisagée, et permettrait d'anticiper les évolutions futures sur le marché de l'assurance emprunteur. Il est à noter cependant, que cette étude est assez approximative et pourrait probablement présenter des biais. Les composantes prises en compte sont :

- la sensibilité dite Lemoine, représentant l'opportunité par rapport à la suppression du questionnaire médical, c'est-à-dire les adhésions ayant une surprime médicale ou une exclusion ;
- la sensibilité à l'information et au prix de l'assurance ;
- les caractéristiques liés à l'adhésion tels que l'âge actuelle de l'assuré, sa catégorie socio-professionnelle et son capital restant sous risque ;

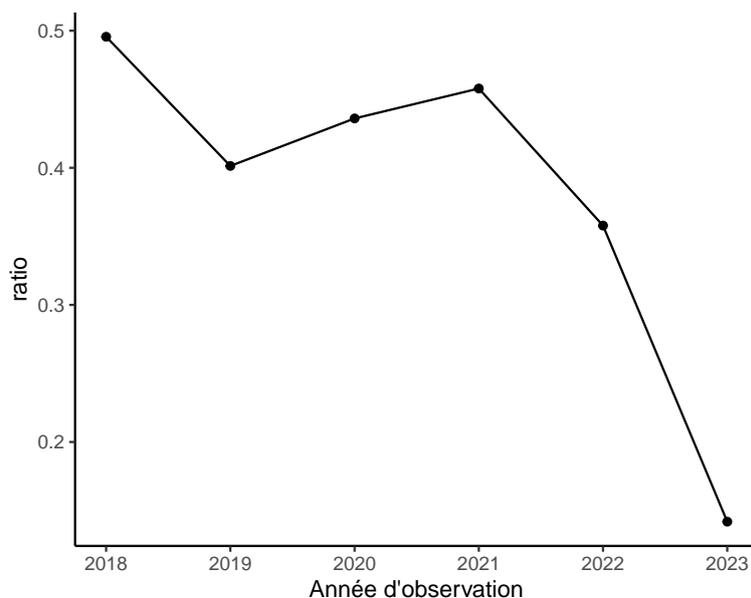


FIGURE 8.9 – Évolution du ratio entre le nombre de résiliations et le nombre de reprises d'assurance

8.2.1 Analyse des différentes composantes

Ci-dessous seront présentés les différents facteurs intervenant dans la construction de la loi d'impact.

La sensibilité dite Lemoine

La sensibilité par rapport à la suppression du questionnaire médical, traduit en réalité l'opportunité qu'a un assuré ayant une surprime médicale ou une exclusion sur son contrat d'assurance, de résilier son contrat actuel et de souscrire à un nouveau contrat sans sélection médicale, lui permettant d'avoir un tarif moins élevé ou une meilleure couverture. Cette sensibilité peut être en partie évaluée grâce aux critères d'éligibilité à l'absence du questionnaire médical. Un assuré pourrait donc avoir une sensibilité Lemoine à partir d'une période T , si les conditions suivantes sont vérifiées pour son contrat à cet instant :

- Contrat souscrit avec sélection médicale
- Présence de surprime médicale avec un taux élevé (taux supérieur à la majoration moyenne actuelle appliquée aux contrats sans sélection médicale), ou d'exclusion de garanties ;
- Son âge en fin de prêt est en dessous de 60 ans ;
- Son prêt concerne un prêt immobilier non professionnel ou mixte ;
- La part couverte de son capital restant dû est en dessous de 200 000 €

Cette sensibilité aura donc pour valeur :

- 1, si toutes ces conditions sont réunies, et
- 0, sinon.

Il est également à noter que cette sensibilité dite Lemoine, augmente de manière plus significative la probabilité de résiliation, car elle a de l'influence sur le paramètre lié à la sensibilité par rapport au prix, qui fait partie des premiers critères de résiliation directe d'un contrat d'assurance.

La sensibilité par rapport à l'information et au prix d'assurance

L'impact de la loi Lemoine, est conditionnée par la connaissance de la loi ainsi que de ses différentes modalités. Certains assurés étant mieux informés que d'autres, et les assurés ayant tous des sensibilités différentes par rapport aux prix, il serait pertinent de prendre en compte ces deux paramètres.

Pour cela, une étude telle que celle menée par Assurly et Ey, permettant de mesurer le degré d'information chez chaque groupe d'assuré ainsi que leur sensibilité par rapport au prix, pourrait être exploitée ou mise en place par des acteurs du marché.

Caractéristiques

L'un des paramètres les plus importants à prendre en compte également est le celui lié aux caractéristiques de l'assuré et du contrat qui lui est associé. Chacun des deux autres paramètres, c'est-à-dire la sensibilité par rapport au prix d'assurance, de la connaissance de la loi Lemoine, varient en fonction de ces caractéristiques, dans le sens où, tous les groupes d'assurés ne présentent pas en général les mêmes degrés de sensibilité. Ces caractéristiques sont :

- l'âge de l'assuré ;
- la CSP de l'assuré ;
- la durée restante du prêt ;
- le capital restant dû ;
- l'éligibilité à la suppression du questionnaire médical ;
- la surprime médicale et l'exclusion ;

Quatrième partie

Suppression du questionnaire médical

Chapitre 9

Estimation de la proportion des différents risques composant le portefeuille Lemoine

En présence d'une sélection médicale, un portefeuille d'assurance emprunteur a généralement la composition de risque suivante :

- adhésions avec une surprime médicale
- adhésions avec une exclusion ou limitation de garanties
- adhésions avec ni surprime, ni exclusion de garanties

L'ensemble de ces adhésions représentent donc des demandes d'assurance ayant reçue une acceptation. En l'absence de sélection médicale, les demandes sujet au rejet ne sont donc plus identifiables par l'assureur et ces dernières peuvent donc intégrer le portefeuille d'assurance.

L'objectif de cette partie, est de prendre en compte l'ensemble de ces types de risques potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine contenant les adhésions sans sélection médicale, et de proposer une estimation théorique des proportions ou volumes qu'ils pourraient représenter dans le portefeuille.

9.1 Présentation des différentes proportions de risques

Soit la répartition suivante des différentes proportions d'adhésions potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine :

- α_1 , la proportion d'adhésions avec ni surprime et ni exclusion de garanties ;
- α_2 , la proportion d'adhésions avec surprime médicale ;
- α_3 , la proportion d'adhésions avec exclusion ou limitation de garanties ;
- α_4 , la proportion d'adhésions qui auraient dû avoir un refus d'assurance si une sélection avait eu lieu.

Les proportions $\alpha_{i=1\dots 4}$ sont telles que :

$$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1$$

Afin d'arriver à estimer de manière prudente le risque potentiellement présent sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale, les proportions à déterminer dans un premier temps, seront les proportions $\alpha_{i=1\dots 4}$. La proportion α_1 d'adhésions qui n'auraient eu ni surprime, ni exclusion médicale, sera déterminée par différence à l'aide de celles déterminées, c'est-à-dire :

$$\alpha_1 = 1 - \sum_{i=2}^4 \alpha_i$$

9.2 Présentation des méthodes d'estimation

Dans cette partie sera présentée une méthode d'estimation de chacune des proportions identifiées ci-dessus. Ces proportions restent estimables à partir de l'historique des adhésions passées. Néanmoins, l'hypothèse de présence d'antisélection, d'effet d'aubaine, et de fausse déclaration, augmente théoriquement ces proportions, qui sont également, naturellement influencées par les critères d'éligibilités.

Ci-dessous un aperçu de la répartition des différentes décisions suite aux demandes d'adhésions survenues au cours du second trimestre 2023.

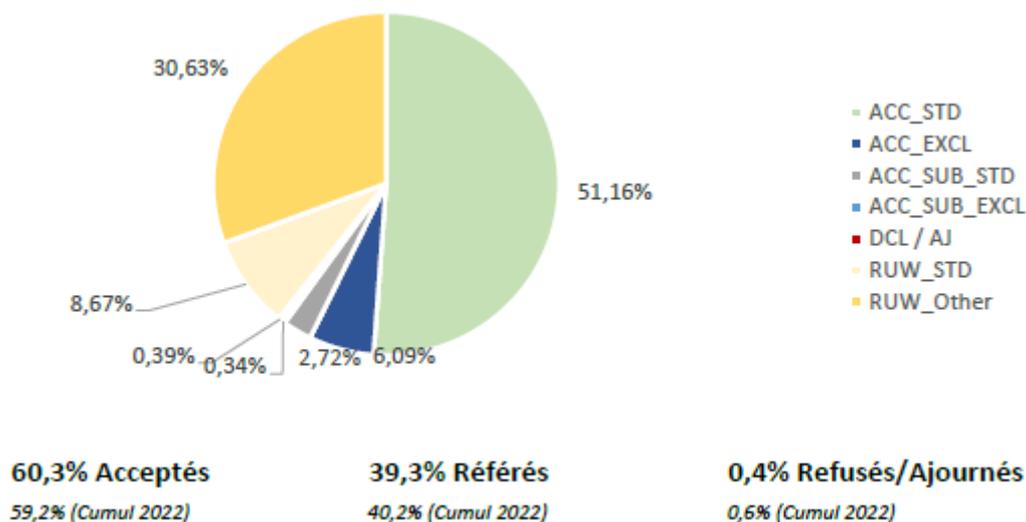


FIGURE 9.1 – Distribution des décisions suite aux demandes d'adhésions au cours du second trimestre 2023

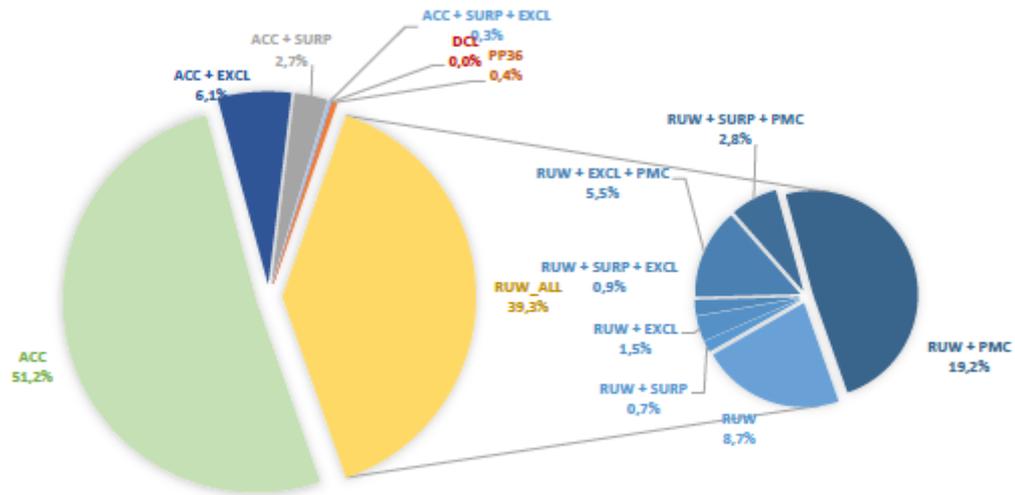
D'après le graphique présenté, il est observé la répartition suivante :

- ACC_STD : acceptation au tarif standard (51,16%)
- ACC_EXCL : acceptation avec exclusion (6,09%)
- ACC_SUB_STD : acceptation avec surprime (2,72%)
- ACC_SUB_EXCL : acceptation avec surprime et exclusion (0,34%)
- DCL/AJ : refus d'assurance (0,39%)
- RUW_STD : à étudier (8,67%)
- RUW_other : à étudier avec demande de pièces (30,63%)

Les demandes d'adhésions ayant la mention « à étudier », nécessitent une étude de dossier plus approfondie. Une ou parfois plusieurs pièces médicales complémentaires (PMC) peuvent leur être demandées dans ce cas. Suite à la vérification de ces pièces, les demandes d'adhésions concernées font objet de réponse définitive, avec un délais d'obtention pouvant varier selon le nombre de documents à vérifier et la complexité du cas (maladies rares, antécédents médicaux...).

Ensemble des décisions ARC

Vision totale des 3 derniers mois



27,5% Dossiers avec PMC

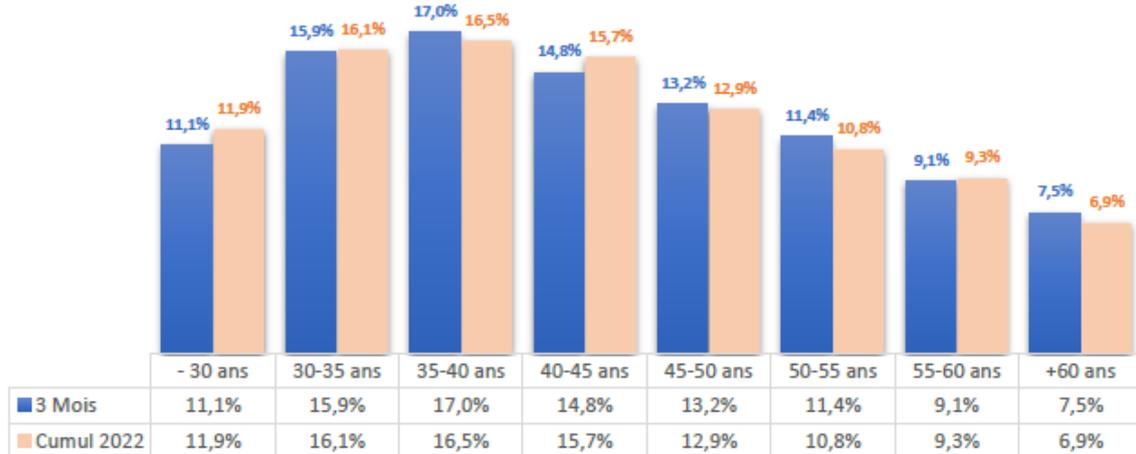
27,2% (Cumul 2022)

8,7% Dossiers sans décision

9,1% (Cumul 2022)

FIGURE 9.2 – Distribution des décisions finales suite aux demandes d’adhésions lors du second trimestre 2023

Déformations des tranches d’âges



Genre

53,5% Hommes

53,6% (Cumul 2022)

46,5% Femmes

46,4% (Cumul 2022)

Mode de vie

13,3% Fumeur

13,2% (Cumul 2022)

86,7% Non-Fumeur

86,8% (Cumul 2022)

FIGURE 9.3 – Déformations des tranches d’âges des profils assurés

9.2.1 Proportion d'adhésions avec surprime médicale

La proportion α_2 de surprime médicale, correspond à la proportion d'adhésions qui auraient dû avoir une surprime médicale si une sélection avait eu lieu. Il est à noter que cette proportion peut être estimée en partie, à l'aide de l'historique d'adhésions précédant la loi Lemoine. Pour cela, les adhésions potentiellement éligibles¹ seront prises en compte et déterminées à partir des caractéristiques telles que l'âge en fin de prêt, le type de prêt et le capital assuré (pas d'informations présentes sur l'encours cumulé des contrats de crédit).

En réalité, la proportion d'adhésions avec surprime médicale présente sur le périmètre des adhésions avec sélection médicale, diffère de celle observée historiquement. Elle est nettement inférieure à la proportion moyenne observée sur l'historique des adhésions passées. Cela serait dû à :

- la sélection engendrée par les critères d'éligibilité : âge en fin de prêt et cumul de prêts en cours, qui reste plus favorable à certaines catégories. Or, la repartition des risques notamment des adhésions ayant une surprime médicale ou une exclusion, est fonction des caractéristiques des assurés.
- la fausse déclaration de la part de certains assurés par rapport à leur encours de prêt.
- le manque de recul par rapport aux observations obtenues depuis la mise en place de la réforme.
- Une amélioration des conditions d'acceptation à travers la convention AERAS.

De ce fait, les observations obtenues au niveau des adhésions sans sélection médicale, montrent bien que les critères d'éligibilité, contribuent en quelque sorte à une sélection des risques. Certaines catégories socioprofessionnelles et certaines catégories d'âge, se retrouvent statistiquement plus sur le périmètre sans sélection médicale. La proportion de surprime théoriquement ou potentiellement présente sur ce périmètre pourrait donc diverger de la proportion moyenne observée historiquement. A cela viennent s'ajouter les phénomènes de fausse déclaration et d'antisélection, qui créent également une distorsion au niveau de la proportion de surprime et d'exclusion présente sur l'ensemble des adhésions sans sélection médicale.

La proportion α_2 se décompose donc comme suit :

$$\alpha_2 = \alpha_2^{hist} + \alpha_2^{sup}$$

Avec α_2^{hist} , la proportion historique observée au niveau des adhésions potentiellement éligibles précédant la loi Lemoine (dont la date d'effet est antérieure au 1^{er} juin), et α_2^{sup} , la proportion supplémentaire due aux éléments cités plus haut (CSP, âge, objet de prêt, fausses déclarations, antisélection...).

L'écart de proportion α_2^{sup} peut être lui-même scindé en deux proportions : la proportion $\alpha_2^{sup^c}$ correspondant au surplus lié aux critères d'éligibilité et la proportion $\alpha_2^{sup^a}$ pour le surplus lié à l'antisélection et à l'effet d'aubaine, qui serait plus complexe à mesurer à cause de l'absence de données d'observation.

Les composantes α_2^{hist} et $\alpha_2^{sup^c}$, peuvent être estimées grâce aux observations obtenues au niveau des adhésions pré et post loi Lemoine. Les adhésions précédant la loi Lemoine permettent d'obtenir la proportion historique de surprime médicale observée, tandis que les observations post loi Lemoine, permettent de mesurer l'écart engendré par les critères d'éligibilité.

Une méthode permettant d'estimer les deux composantes mentionnées ci-dessus est proposée par la suite. Soit :

$$\alpha_2^{est} = \alpha_2^{hist} + \alpha_2^{sup^c}$$

la proportion estimable à partir des adhésions pré-Lemoine.

1. Adhésions respectant tous les critères d'éligibilité à l'absence du questionnaire médical, sans que celui de l'encours cumulé de contrats de crédit ne soit vérifié.

Estimation de α_2^{est} :

Hypothèse : en absence d'antisélection, la proportion de surprime totale présente sur l'ensemble des adhésions post-Lemoine, éligibles (n'ayant pas passées de sélection médicale), et potentiellement éligibles ayant passées la sélection médicale, est supposée égale à la proportion historique de surprime observée au niveau de l'ensemble des adhésions potentiellement éligibles précédant la loi Lemoine.

Soit $\alpha_2^{pre-Lemoine*}$ et $\alpha_2^{post-Lemoine*}$, les proportions respectives d'adhésions pré-Lemoine et post Lemoine, potentiellement éligibles et ayant une surprime médicale. D'après l'hypothèse énoncée :

$$\alpha_2^{pre-Lemoine*} = \alpha_2^{post-Lemoine*} = \alpha_2^{est*} + \alpha_{Avec\ SM}^* = \alpha_2^{hist*} + \alpha_2^{sup^c*} + \alpha_{Avec\ SM}^*$$

Avec $\alpha_{Avec\ SM}^*$, la proportion d'adhésions potentiellement éligibles (post Lemoine) ayant passée la sélection médicale et ayant une surprime médicale.

Théorie : soit S et T , les variables aléatoires liées respectivement à la présence et au taux de surprime médicale. Ensuite X la variable aléatoire liée au groupe d'adhésions (Catégorie socioprofessionnelle, classe d'âge...) et SM celle liée à la sélection médicale. Le paramètre n_G correspond au nombre total de groupe dégagé. Il vient donc pour chaque garantie que :

$$\left\{ \begin{array}{l} S \in \{0, 1\} \\ \tau \in \{T_i\}_{i=1\dots n_T} \\ X \in \{A_i\}_{i=1\dots n_A} \\ SM \in \{0, 1\} \end{array} \right.$$

Avec,

$$S = \begin{cases} 1, & \text{la présence de surprime médicale} \\ 0, & \text{l'absence de surprime médicale.} \end{cases}$$

$$SM = \begin{cases} 1, & \text{en cas de sélection médicale} \\ 0, & \text{en absence de sélection médicale.} \end{cases}$$

et

- $\tau \in T_i$, le fait que le taux de surprime soit compris dans l'intervalle T_i
- $X = A_i$, le fait qu'une adhésion soit affectée aux caractéristiques du groupe A_i

S suit donc une loi de Bernoulli de paramètre p : $S \sim B(p)$, correspondant à la probabilité d'avoir une surprime médicale. Il conviendrait également de rappeler la formule de la probabilité totale :

$$\mathbb{1}_{(X=A_i)} = \mathbb{1}_{(X=A_i) \cap (S=0)} + \mathbb{1}_{(X=A_i) \cap (S=1)}$$

Soit :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i) = \frac{\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i)}{\mathbb{P}(X = A_i)}$$

la probabilité qu'un assuré appartenant au groupe A_i pour une garantie donnée, ait une surprime médicale dont le taux est compris dans l'intervalle T_i .

Soit n la taille du portefeuille et j un contrat donné. La probabilité jointe correspondant à la proportion d'adhésions de groupe A_i ayant une surprime médicale dont le taux est compris dans l'intervalle T_i , sur l'ensemble des adhésions du périmètre étudié, est donnée par :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i) &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{(S_j=1, \tau_j \in T_i, X_j=A_i)} \\ &= \frac{\text{nombre d'adhésions } \in \text{ à } A_i \text{ ayant une surprime avec un taux } \in T_i}{\text{nombre d'adhésions total du périmètre}}\end{aligned}$$

La probabilité $\mathbb{P}(X = A_i)$ correspond quant à elle, à la proportion d'adhésions de groupe A_i présente sur le périmètre. Elle s'écrit :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X = A_i) &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j=A_i} \\ &= \frac{\text{nombre d'adhésions } \in \text{ à } A_i}{\text{nombre d'adhésions total du périmètre}}\end{aligned}$$

Il vient donc que :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i) &= \frac{\sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{(S_j=1, \tau_j \in T_i, X_j=A_i)}}{\sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{X_j=A_i}} \\ &= \frac{\text{nombre d'adhésions } \in \text{ à } A_i \text{ ayant une surprime avec un taux } \in T_i}{\text{nombre d'adhésions } \in A_i}\end{aligned}$$

En notant :

- $\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 1)$, la probabilité qu'une adhésion potentiellement éligible ait une surprime médicale avec un taux compris dans l'intervalle T_i , sachant qu'elle appartient à A_i et qu'elle a passé la sélection médicale.
- $\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 0)$, la probabilité qu'une adhésion potentiellement éligible ait une surprime médicale avec un taux compris dans l'intervalle T_i , sachant qu'elle appartient à A_i et qu'elle ne passe pas la sélection médicale.

Il vient que :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i) = \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 1) + \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 0)$$

C'est-à-dire la probabilité qu'une adhésions soit du groupe A_i et ait une surprime médicale avec un taux compris dans l'intervalle T_i , est égale à la probabilité qu'elle soit du groupe A_i et ait une surprime médicale avec un taux compris dans l'intervalle T_i , en ayant passée la sélection médicale ou non (en supposant qu'une surprime peut être appliquée à une adhésion sans sélection médicale et donc que la probabilité qu'une adhésion ne passant pas de sélection médicale ait une surprime médicale existe).

Ensuite :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i) = \frac{\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 1) + \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 0)}{\mathbb{P}(X = A_i)}$$

D'après l'hypothèse émise, cette probabilité pourrait s'estimer avec la proportion historique d'adhésions avec surprime médicale (pré Lemoine).

La probabilité recherchée s'écrit donc :

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 0) &= \frac{\mathbb{P}(S=1, \tau \in T_i, X=A_i, SM=0)}{\mathbb{P}(X=A_i, SM=0)} \\ &= \frac{\mathbb{P}(S=1, \tau \in T_i / X=A_i) \times \mathbb{P}(X=A_i) - \mathbb{P}(S=1, \tau \in T_i, X=A_i, SM=1)}{\mathbb{P}(X=A_i, SM=0)}\end{aligned}$$

Avec,

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 1) = \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 1) \times \mathbb{P}(X = A_i, SM = 1)$$

et

$$\begin{cases} \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 1) = \frac{\sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{(S_j=1, \tau_j \in T_i, X_j=A_i, SM_j=1)}}{\sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{(X_j=A_i, SM_j=1)}} \\ \mathbb{P}(X = A_i, SM = 1) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{1}_{(X_j=A_i, SM_j=1)} \end{cases}$$

Cependant, la mesure de probabilité étant positive, cette relation devrait vérifier la condition suivante :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i) \times \mathbb{P}(X = A_i) - \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 1) \times \mathbb{P}(X = A_i, SM = 1) > 0$$

C'est-à-dire :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i) > \frac{\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i / X = A_i, SM = 1) \times \mathbb{P}(X = A_i, SM = 1)}{\mathbb{P}(X = A_i)}$$

Ou encore :

$$\mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i) > \mathbb{P}(S = 1, \tau \in T_i, X = A_i, SM = 1)$$

Le cas échéant, la probabilité de surprime recherchée pourrait être soit supposée nulle, ou égale à la somme de la proportion dû à l'antisélection (qui sera également déterminée plus bas) et la valeur négative qui aura été obtenue dans ce cas.

Les critères de groupe retenus sont : le groupe tarifaire, la classe d'âge et le niveau de surprime médicale. Ci-dessous seront présentées les différentes proportions d'adhésions avec surprime médicale obtenues, en fonction des critères énumérés. La répartition en fonction des niveaux de surprime médicale sera présentée plus tard, avec l'estimation des taux moyen de surprime.

L'application de la mesure de probabilité de présence de surprime médicale sur l'ensemble du portefeuille des adhésions précédents la loi Lemoine, et qui sont potentiellement éligibles, donne les résultats ci-dessous :

Critères	Classes	Proportions DC	Proportions IC et IV
Âge	[18 ;30)	4%	2,5%
	[30 ;40)	4,7%	2,5%
	[40+)	7,8%	4,3%
Groupe tarifaire	G1	5,3%	2,6%
	G2	5,3%	3%
	G3	6,7%	3,9%
	G4	5,1%	2,6%

TABLE 9.1 – Tableau présentant la segmentation intermédiaire des proportions historiques d'adhésions avec surprime médicale pour les garanties Incapacité et Invalidité

Il est observé des pourcentages plus élevés au niveau des garanties Décès. Les pourcentages obtenus par groupes tarifaire, sont plus élevés pour le groupe G3, avec ceux des groupes G1 et G4 qui tendent à se rapprocher. Le groupe tarifaire ne semble pas avoir une influence importante au niveau des fréquences de surprime médicale. Enfin, il est noté que les fréquences de surprime médicale croient avec l'âge à l'entrée. Les conditions de validité du modèle semblent également être bien respectées avec les proportions obtenues ci-dessus. Afin de disposer d'observations suffisantes, les classes ci-dessus seront regroupées de nouveau en fonction des valeurs obtenues.

Groupes tarifaires	Classes d'âges	α_2^{est} DC	α_2^{est} IC/IV
G1 & G4	[18 ;40)	8,74%	3,13%
	[40,+)	22,49%	5,21%
G2	[18 ;40)	5,14%	3,40%
	[40,+)	6,45%	2,41%
G3	[18 ;40)	7,21%	4,67%
	[40,+)	16,02%	8,78%

TABLE 9.2 – Segmentation finale des proportions d'adhésions avec surprime médicale potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine, sans effet d'antisélection

Estimation de $\alpha_2^{sup^a}$:

L'absence de questionnaire médical ainsi que l'assouplissement de la résiliation matérialisée par la résiliation infra-annuelle, risquerait également d'entraîner l'arrivée dans le portefeuille, d'adhésions, à la recherche d'une meilleure couverture à un meilleur taux. Une adhésion ayant par exemple une limitation de garantie et/ou une surprime médicale au près d'un assureur ou bancassureur, pourrait résilier à tout moment son contrat dès lors que son capital couvert restant se retrouve en dessous de 200 000 €, et que son âge en fin de prêt est inférieur à 60 ans (en supposant également que le prêt couvert, a été destiné à l'achat d'un bien non-professionnel ou mixte).

Les assureurs sont donc les plus exposés à ce risque d'antisélection, les bancassureurs occupant la plus grande part de marché et donc statistiquement, la majorité des contrats qui pourraient faire objet d'une résiliation. La plupart de ces contrats résiliés se dirigerait donc vers les assureurs.

Néanmoins pour qu'un tel scénario décrit ci-dessus soit réellement bénéfique pour un assuré, et pour que ce dernier en soit incité, il faudrait que les conditions suivantes non exhaustives mais constituant un prérequis pour un assuré rationnel, soient à minima réunies :

- L'adhésion actuelle de l'assuré n'arrive pas bientôt à échéance (comparaison entre la durée initiale et la durée restante) ;
- Le capital restant dû couvert soit supérieur à un certain montant seuil, montant qui pourrait varier selon la sensibilité au prix et l'utilité générale de chaque assuré :

$$Montant_{seuil} < CRD_{couvert} < 200000 \text{ euros}$$

- Si l'assuré concerné a uniquement une surprime, il faudrait dans ce cas que son tarif actuel soit inférieur au tarif majoré en vigueur chez le nouvel assureur qu'il aura choisi (appliqué aux adhésions sans sélection médicale) ;
- Si une exclusion était appliquée à son contrat, alors il faudrait que le risque pour lequel il avait une exclusion, ait une fréquence ou une probabilité de survenance suffisamment élevée ;

Enfin, les différentes situations pouvant donner lieu à une reprise d'assurance anti-sélective étant énumérées, une piste d'estimation de la proportion d'adhésions pouvant être concernées sera proposée ci-dessous.

L'idée de cette estimation, est de prendre en compte le pourcentage de reprise d'assurance supplémentaire présent sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale. Une comparaison sera donc faite entre la proportion de reprises d'assurés potentiellement éligibles ayant passés la sélection médicale, et la proportion de reprise observée au niveau des adhésions sans sélection médicale.

La proportion retenue sera pondérée par la probabilité historique qu'une adhésion aie une surprime médicale sachant qu'il représente un risque aggravé de santé.

En réalité en faisant cela, il est supposé une hypothèse très forte. C'est-à dire , qu'une reprise d'assurance se trouvant sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale, représenterait un risque aggravé, qui avait soit une surprime ou une exclusion auprès de son ancien assureur. Néanmoins cela n'est pas vérifié car il pourrait s'agir d'une adhésion qui dont le tarif sans sélection médicale proposé s'avère plus avantageux que l'ancien tarif qu'il payait.

Dans ce dernier cas mis en évidence, il serait préférable pour un tel assuré, qui représenterait apparemment un bon risque, de procéder à une fausse déclaration afin de bénéficier d'un meilleur tarif.

Ci-dessous sera proposée une trajectoire possible résumant les scénarios évoqués. Il est à noter également que depuis la mise en place de la réforme, les tarifs standards appliqués aux adhésions avec sélection médicale, ont été réajustés. Des réductions sont appliquées à ces tarifs en fonction du groupe tarifaire de l'assuré, de sa garantie, et d'autres critères. Cela pourrait favoriser également la reprise d'assurance sur ce périmètre et également l'acte de fausse déclaration de la part d'assurés qui seraient dans les faits éligibles à l'absence de sélection médicale, mais qui auraient une meilleure santé.

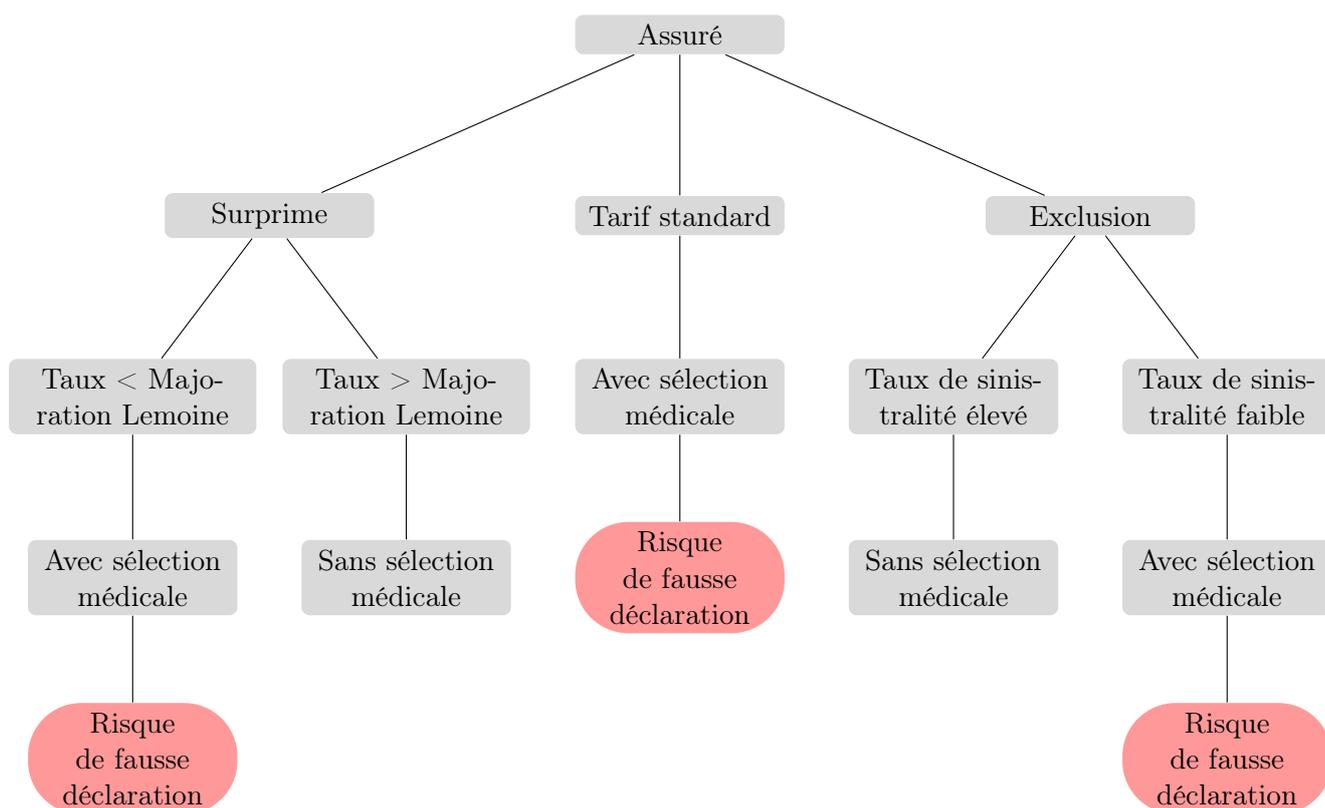


FIGURE 9.4 – Arbre montrant les préférences d'un assuré souhaitant effectuer une reprise

La graphique ci-dessus représente à priori, les préférences qu'aurait un assuré potentiellement éligible à l'absence de sélection médicale et qui souhaiterait changer d'assureur. Un potentiel risque de fausse déclaration se présente dans les cas où la préférence est une adhésion avec sélection médicale : le tarif est plus intéressant pour l'assuré qui représenterait d'après le graphique un « bon » risque dans ce cas.

Le pourcentage de reprise d'assurance des adhésions potentiellement éligibles ayant passé la sélection médicale est de 60% contre 90% sur le périmètre sans sélection médicale. L'écart serait donc de

30% au global. Il est évident que cet écart ne représente pas le pourcentage d'anti-sélection présente sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale, mais il sera pris en compte dans l'estimation pour des raisons de prudence, car les assureurs étant assez exposés à ce risque. Le coefficient $\alpha_2^{sup^a}$, serait donc une pondération entre cet écart (qui sera également déterminé par classe d'âge et par groupe tarifaire), et la probabilité historique d'avoir une surprime médicale en étant un risque aggravé de santé. En effet deux cas de risques aggravés sont pris en compte ici : le risque aggravé donnant lieu à une surprime médicale et le risque aggravé donnant lieu à une exclusion.

Groupes tarifaires	Classes d'âges	Écart de reprise	Prop hist	$\alpha_2^{sup^c}$	α_2 DC	α_2 IC/IV
G1 & G4	[18;40)	20,43%	73,76%	15,07%	23,81%	18,20 %
	[40,+)	32,26%	71,07%	22,92%	45,42%	28,14%
G2	[18;40)	23,73%	75,37%	17,88%	23,02%	21,30%
	[40,+)	38,70%	72,67%	28,12%	34,57%	30,53%
G3	[18;40)	42,06%	71,50%	30,07%	37,29%	34,75%
	[40,+)	61,75%	74,76%	46,16%	62,18%	55%

TABLE 9.3 – Segmentation finale des proportions d'adhésions avec surprime médicale potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine prenant en compte l'effet d'antisélection

9.2.2 Proportions d'exclusion ou de limitation de garanties

La proportion d'exclusion ou de limitation de garantie qui aurait été potentiellement présente sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale, si la sélection avait eu lieu, est représentée par α_3 , et peut être estimée également à l'aide de l'historique d'adhésions précédent la loi Lemoine. Pour cela, et de manière analogue à l'estimation de la proportion de surprime médicale réalisée précédemment, cette proportion pourrait être scindée en deux trois parties :

$$\alpha_3 = \alpha_3^{hist} + \alpha_3^{sup^c} + \alpha_3^{sup^a}$$

Avec

$$\alpha_3^{est} = \alpha_3^{hist} + \alpha_3^{sup^c}$$

la proportion estimable par observation d'adhésions présentes dans le portefeuille.

Soit $E = \{0, 1\}$ la variable aléatoire liée à la présence de surprime médicale. L'estimateur des deux premières composantes (sous l'hypothèse d'absence d'antisélection) serait :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(E = 1/X = A_i, SM = 0) &= \frac{\mathbb{P}(E=1, X=A_i, SM=0)}{\mathbb{P}(X=A_i, SM=0)} \\ &= \frac{\mathbb{P}(E=1/X=A_i) \times \mathbb{P}(X=A_i) - \mathbb{P}(E=1/X=A_i, SM=1) \times \mathbb{P}(X=A_i, SM=1)}{\mathbb{P}(X=A_i, SM=0)} \end{aligned}$$

Il est à noter également que l'exclusion ne peut concerner qu'une garantie Incapacité et Invalidité. Cette proportion sera par conséquent nulle pour la garantie Décès. Les mêmes conditions de validité du modèle sont également applicables dans le cas de l'exclusion.

Ci-dessous seront présentés les différents résultats obtenus pour les différentes classes choisies.

Critères	A_i	$\mathbb{P}(E = 1/X = A_i)$	$\mathbb{P}(E = 1/X = A_i, SM = 1)$	$\alpha_3^{est} = \alpha_3^{hist} + \alpha_3^{sup^c}$
Âge	[18 ;40)	6,72%	6,67%	6,32%
	[40+)	7,6%	7,90%	8,56%
Groupe tarifaire	G1 & G4	7,85%	7,90%	17,27%
	G2	6,25%	6,17%	2,38%
	G3	7,29%	6,60%	2,82%

TABLE 9.4 – Segmentation intermédiaire des proportions d'exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine

Il est observé un pourcentage élevé d'exclusion pour les groupes G1 et G4, et pour la catégorie d'âge des plus de 40 ans. Ensuite en appliquant la segmentation finale, les pourcentages suivants sont obtenus.

Groupes tarifaires	Âges	$\mathbb{P}(E = 1/X = A_i)$	$\mathbb{P}(E = 1/X = A_i, SM = 1)$	$\alpha_3^{est} = \alpha_3^{hist} + \alpha_3^{sup^c}$
G1 & G4	[18 ;40)	7,50%	7,22%	7,26%
	[40+)	7,6%	9,37%	9%
G2	[18 ;40)	6,15%	5,91%	7,08%
	[40+)	6,57%	6,84%	4,38%
G3	[18 ;40)	7,35%	6,90%	7,43%
	[40+)	7,18%	5,93%	13,12%

TABLE 9.5 – Segmentation finale des proportions d'exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine sans effet d'antiselection

Estimation de $\alpha_3^{sup^a}$

La proportion $\alpha_3^{sup^a}$, sera déterminée de manière analogue à celle de la surprime ($\alpha_2^{sup^a}$), en considérant cette fois les probabilités qu'une adhésion ait une exclusion sachant qu'il représente un risque aggravé de santé, et l'écart de pourcentage de reprise calculé précédemment.

Groupes tarifaires	Classes d'âges	Écart de reprise	Prop hist	$\alpha_3^{sup^a}$	α_3
G1 & G4	[18 ;40)	20,43%	26,23%	5,36%	12,62%
	[40,+)	32,26%	28,93%	9,33%	18,34%
G2	[18 ;40)	23,73%	2 4,62%	5,84%	12,92%
	[40,+)	38,70%	27,33%	10,57%	14,96%
G3	[18 ;40)	42,06%	28,50%	15,60%	19,41%
G3	[40,+)	61,75%	25,24%	12%	28,70%

TABLE 9.6 – Segmentation finale des proportions d'exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine prenant en compte l'effet d'antisélection

9.2.3 Proportion d'adhésions avec refus d'assurance

Cette proportion est difficile à catégoriser car les adhésions ayant reçu un refus d'assurance n'apparaissent pas dans les bases de données. Néanmoins, des « reporting » sur la distribution des décisions suit aux demandes d'adhésions, sont réalisées, et permettent d'observer le pourcentage global de refus d'assurance. Ce pourcentage est estimé à 0,6% sur l'ensemble des demandes ayant lieu au cours de l'année 2022, c'est-à-dire :

$$\alpha_4 = 0,6\%$$

9.2.4 Proportion d'adhésions au tarif standard

Cette proportion sera déduite des proportions calculées précédemment.

Groupes tarifaires	Classes d'âge	α_1 Décès	α_1 Incapacité/Invalidité
G1 & G4	[18 ;40)	75,58%	69,17%
	[40+)	53,98%	53,52%
G2	[30 ;40)	76,37%	65,78%
	[40+)	64,82%	54,51%
G3	[30 ;40)	62,10%	45,83%
	[40+)	37,21%	16,34%

TABLE 9.7 – Segmentation finale des proportions d'adhésions avec tarifs standards potentiellement présents sur le périmètre Lemoine prenant en compte l'effet d'antisélection

Chapitre 10

Estimation des différents niveaux de risques

Après avoir présenté la répartition des proportions des profils de risques potentiellement présents sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale, il convient d'estimer le niveau de sur-risque qu'ils représentent. Une présentation sera donc faite dans cette partie sur les méthodes d'estimation et les résultats obtenus.

10.1 Mesure de l'effet de la sélection médicale

La sélection médicale a un impact significatif sur la sinistralité du portefeuille. Cet impact est en effet double :

- La sélection médicale réduit significativement le nombre de sinistres en comparaison à un échantillon aléatoire de la population non sélectionnée.
- Elle réduit également la sinistralité sur les premières années suivant la souscription : en intégrant à un portefeuille un individu en « bonne » santé, la probabilité de décès est plus faible dans les premières années suivant la souscription.

L'effet de la sélection médicale, peut être quantifié en analysant l'impact de l'ancienneté de la souscription sur le niveau de mortalité pour la garantie Décès et de morbidité pour les garanties Incapacité et Invalidité. Cette analyse peut être réalisée grâce à un modèle de Cox, prenant en compte le taux de survie des assurés en fonction de leur ancienneté.

Concernant la garantie Décès, il est observé un abattement significatif de 70% de la mortalité sur la première année. Cette abattement semble se stabiliser dès la deuxième année. Les coefficients de la deuxième et troisième année, indiquent un abattement de 10 à 20%, néanmoins, les coefficients obtenus n'étant pas significatifs pour ces années, il est difficile d'émettre un jugement de valeur les concernant. Ci-dessous une illustration du niveau du taux moyen de décès en fonction de l'ancienneté de la souscription.

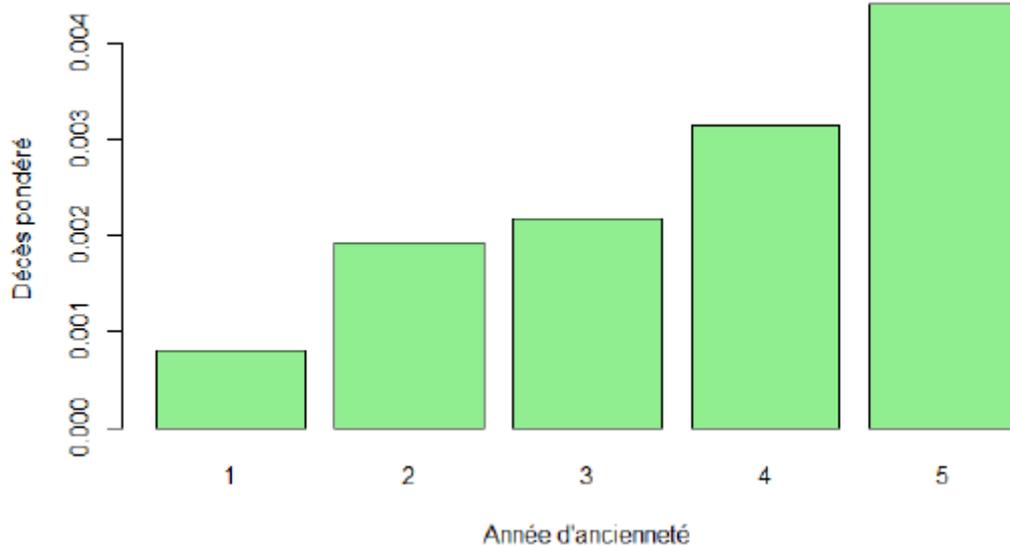


FIGURE 10.1 – Évolution du taux de Décès en fonction de l'ancienneté dans l'assurance

Il est donc constaté un taux de décès très faible la première année par rapport aux années suivantes, avec un écart important entre le taux de la première et de la deuxième année.

Concernant les garanties Incapacité et Invalidité, il est observé un abattement d'environ 35% de la probabilité d'entrée en arrêt de travail sur la première année d'ancienneté, considéré comme significatif d'après le modèle de Cox. Les coefficients de la deuxième et troisième année ne sont pas également significatifs pour le risque d'entrée en arrêt de travail. Cependant ils indiquent un abattement de 12% et de 7%.

10.2 Analyse des taux de surprime médicale

L'absence de sélection médicale, entraîne également la suppression des surprimes médicales, qui permettent de compenser le sur-risque que présente certaines adhésions. Cette compensation permet de pouvoir rendre les contrats concernés assurables et ainsi mutualisables avec les autres contrats représentant un risque plus « faible ».

Ci-dessous sera présentée une analyse des taux de surprime médicale présents au sein du portefeuille étudié, afin d'en déduire une segmentation adéquate de ces taux, en fonction des paramètres contenus dans la base de données. La segmentation des taux de surprime permet d'affiner le calcul du pourcentage de majoration à appliquer aux adhésions en cas de non sélection médicale.

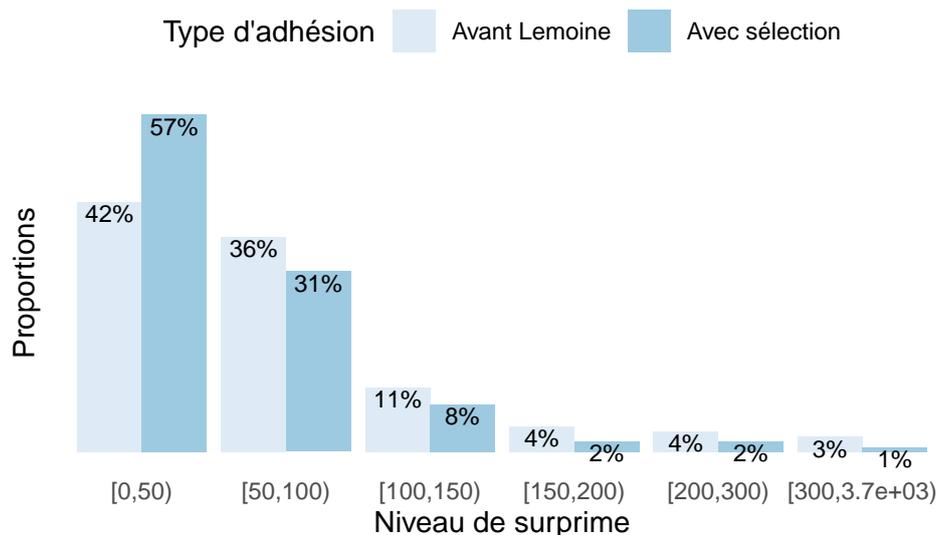


FIGURE 10.2 – Répartition des niveaux de surprime médicale des adhésions potentiellement éligibles pour la garantie Décès

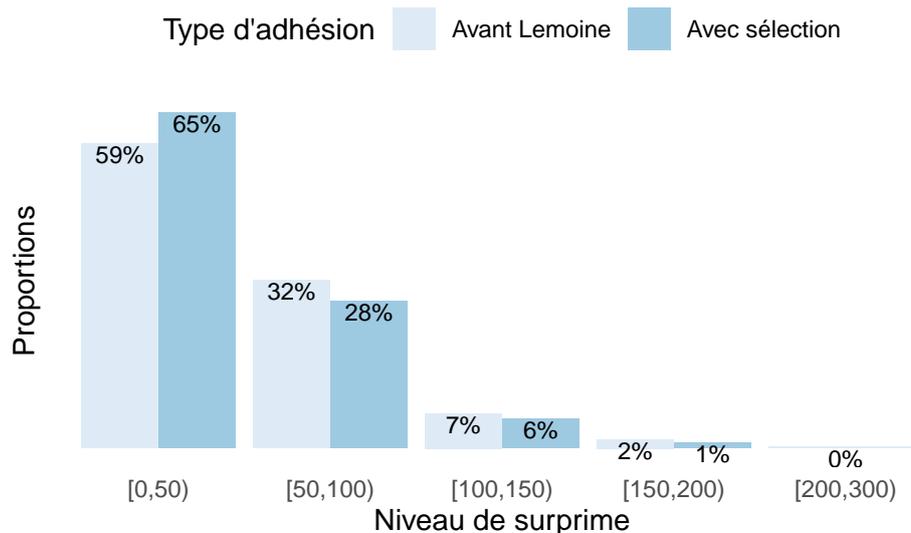


FIGURE 10.3 – Répartition des niveaux de surprime médicale des adhésions potentiellement éligibles pour les garanties Incapacité et Invalidité

La majorité des taux de surprime médicale est inférieure à 100% quelque soit la garantie. Il existe des adhésions pour lesquels le risque estimé est jugé très élevé par l'assureur mais toute fois assurable, et dans ce cas, le taux de surprime à appliquer est estimé à l'aide d'un coefficient de pourmillage (calculé à base du capital assuré pour le décès). Les taux de surprime obtenus par pourmillage, sont généralement très élevés, ce qui justifie les taux obtenus pour la garantie Décès. Malgré la finesse du calcul avec la segmentation des taux par intervalle, celle-ci ne sera plus finalement réalisée dans cette étude pour les raisons suivantes : la proportion faible des taux supérieurs à 100% ainsi que le manque d'observation une fois les segmentations liées à l'âge et au groupe tarifaire sont appliquées. Un taux moyen de surprime médicale sera donc calculé en fonction des groupes tarifaire et des classes d'âges retenus.

Groupes tarifaires	Classes d'âge	Taux Décès	Taux Incapacité/Invalidité
G1 & G4	[18 ;40)	80%	45,51%
	[40+)	66,46%	43,09%
G2	[30 ;40)	86,82%	46,53%
	[40+)	73%	43,32%
G3	[30 ;40)	82,29%	44,48%
	[40+)	66,89%	40,88%

TABLE 10.1 – Segmentation des taux moyens de surprime médicale

10.3 Analyse des exclusions et des refus d'assurance

Une exclusion étant similaire à un refus d'assurance lié à un risque précis pour une garantie Incapacité ou Invalidité, le niveau de risque d'une adhésion avec exclusion pourrait être évalué de manière analogue à celui d'une demande d'adhésion ayant eu un refus d'assurance. En résumé, le calcul du surrisque de mortalité d'un individu ayant eu un refus d'assurance, pourrait être adapté à celui du surrisque d'un assuré ayant une exclusion sur la garantie Incapacité ou Invalidité.

En réalité, une table de mortalité de personnes présentant un risque aggravé de santé pourrait être construite et adaptée à celle des emprunteur à travers « le multiplicateur de risque relatif » (noté *multiplicateur RR*), définie dans l'article de [Planchet et al., 2022] étudiant l'élargissement de l'accès à l'emprunt en cas de pathologie grave. Ce multiplicateur relatif représente le ratio entre le risque relatif lié à la mortalité en présence ou en absence d'une pathologie spécifique, pour les personnes assurés et celui de la population générale. Cette méthodologie a été présentée dans l'article et propose la formule suivante :

$$q_{x,emprunteur,pathologie} = q_{x,emprunteur} \times \frac{q_{x,pop.gen,pathologie}}{q_{x,pop.gen}} \times \text{multiplicateur } RR$$

Avec,

- *multiplicateur RR*, estimée à 83% dans l'article énoncé ([Planchet et al., 2022]), pour le cancer particulier du sein, et à 115% pour le diabète ;
- $q_{x,emprunteur}$, le taux de mortalité des personnes assurés ;
- $q_{x,pop.gen,pathologie}$, le taux de mortalité de la population générale en France atteinte de cancer (estimé à partir de données externes) ;
- $q_{x,pop.gen}$, le taux de mortalité de la population générale en France, qui peut être représentée par la TH-02.

Une formule similaire est également appliqué dans le cadre des risques d'incidence et de maintien en arrêt de travail. Néanmoins, la formule reste rudimentaire au sens où le même multiplicateur est appliqué quel que soit l'âge ou d'autres variables telles que la catégorie socio-professionnelle par exemple. Ce modèle aurait pu être amélioré dans le cadre de cette étude, mais par simplicité, et cherchant à déterminer un pourcentage de surprime permanent en fonction de l'âge à l'entrée de l'assuré, il sera directement utilisé les résultats de surprimes en cas de diabète, obtenus à la suite de l'étude proposée dans cet article. Les surprimes de mortalité (en fonction de l'âge) seront utilisés pour le surrisque lié à un refus d'assurance, et les surprimes d'incapacité et d'invalidité, au surrisque représenté par une exclusion.

Les risques de mortalités selon l'assurance maladie en ligne, Ameli (AMELI 2018D), pour une population générale et en cas de diabète, se présentent comme suit :

Classes d'âge	Mortalité	En cas de diabète	Surmortalité
15-34	0,04%	0,17%	4,25
35-54	0,19%	0,52%	2,74
55-64	0,67%	1,12%	1,67
65-74	1,34%	2,03%	1,51

TABLE 10.2 – Éléments de modélisation de la surmortalité liée au diabète

Les taux de mortalité en cas de diabète, sont 2 à 4 fois plus grands que ceux de la population générale. En prenant en compte le *multiplicateur* RR présenté précédemment, le surplus de mortalité des demandeurs d'assurance emprunteur en cas de diabète, pourrait donc être compris entre 300 et 200% en moyenne, en fonction de l'âge.

En effet, les bancassureurs ont un historique de refus d'assurance beaucoup plus volumineux, avec des risques beaucoup plus aggravés, de par la part de marché qu'ils occupent, et la facilité pour ces types de clients de faire directement une demande au près de leur banque, leur permettant peut-être d'augmenter plus leur chance d'être accepté. Les demandes refusées auprès des assureurs, sont parfois des demandes refusées par une bancassurance, et qui souhaiteraient quand même effectuer une nouvelle tentative, en raison de leur état de santé qu'ils jugeraient peut-être pas très aggravé. De plus, les anciens demandeurs ayant eu des refus, et qui sont désormais informés par l'absence du questionnaire médical, auraient a priori une sensibilité moins élevée au prix de l'assurance, et auraient donc beaucoup plus tendance à souscrire directement à l'offre d'assurance proposée par la banque. Certaines banques pourraient également démarcher leurs clients concernés par rapport à la suppression du questionnaire médical.

Les raisons évoquées ci-dessus ont donc motivé le choix de la mortalité en cas de diabète, et non celui en cas du cancer de sein par exemple, qui présente un niveau de surmortalité beaucoup plus élevé. Bien que le choix d'une mortalité élevée, soit une approche prudente, l'idée de cette étude est d'obtenir à la fois un tarif majoré couvrant le risque lié à l'absence de questionnaire médical, mais également concurrentiel.

D'après l'article, l'augmentation des surprimes de mortalité avec le temps écoulé depuis le diagnostic s'explique par le fait que le diabète de type 1 est une maladie auto-immune, et évolue donc avec le temps. D'autre part, la décroissance de la surprime de mortalité en fonction de l'âge, est due à l'augmentation des risques de mortalité de la population générale saine avec l'âge. La surprime à appliquer pour atteindre la mortalité en cas de risque aggravé diminue donc avec l'âge. Ces observations faites, sont également valables pour les surprimes d'incapacité et d'invalidité.

Les surprimes de mortalité et également d'incapacité et d'invalidité obtenues pour le cas du diabète seront présentées ci-dessous.

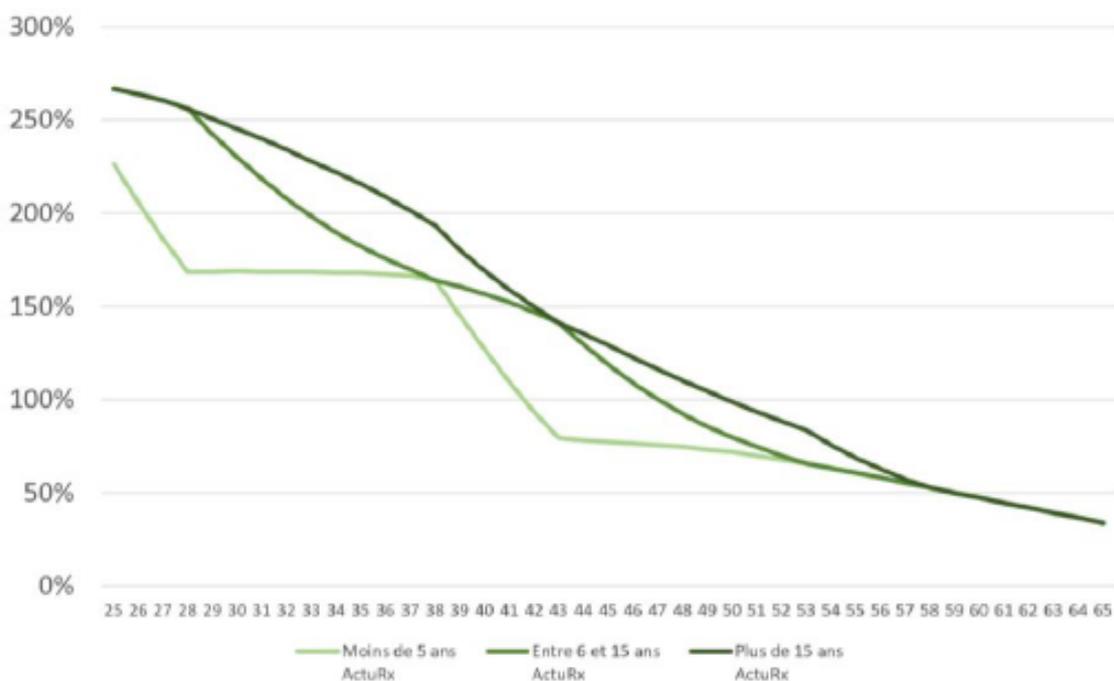


FIGURE 10.4 – Surprises de mortalité en fonction de l’âge et du temps écoulé depuis le garantie tirées de l’article [PLANCHET ET AL., 2022]

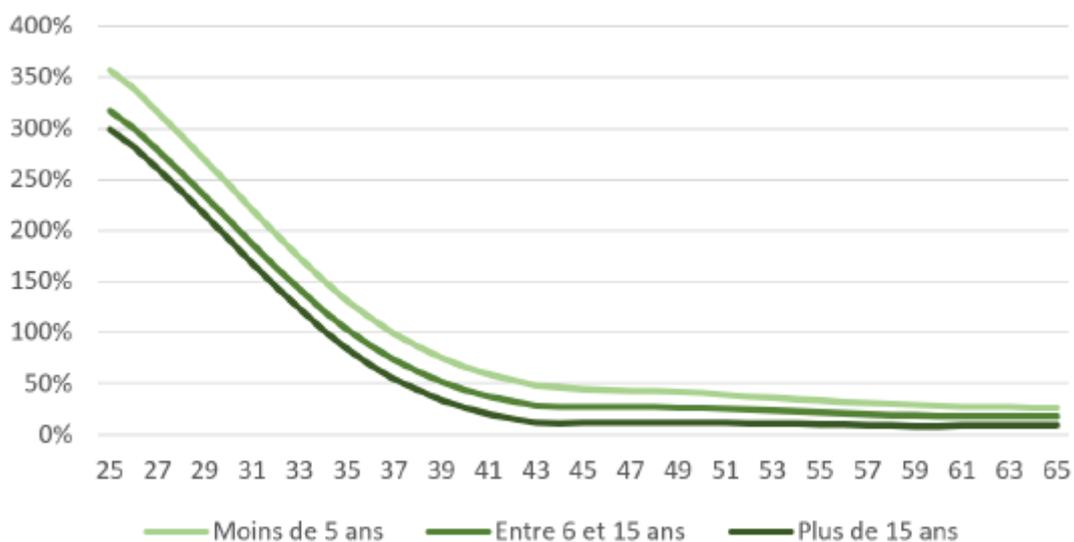


FIGURE 10.5 – Surprises d’incapacité et d’invalidité en fonction de l’âge et du temps écoulé depuis le garantie tirées de l’article [PLANCHET ET AL., 2022]

La logique mise en place dans cette partie, voudrait le choix des surprises pour un temps écoulé de moins de 5 ans. Néanmoins, les taux obtenus pour cette durée sont très bas par rapport à ceux obtenus pour des temps supérieurs à 6 ans, et sont moins réguliers. Une moyenne pondérée pourrait également être faite entre les trois types de surprises obtenus, cependant cela nécessiterait à priori la connaissance générale des proportions de refus d’assurance en cas de diabète en fonction des temps écoulés. Le choix sera donc fait pour la courbe des temps compris entre 6 et 15 ans, se rapprochant beaucoup plus de celle des plus de 15 ans.

Dans le chapitre suivant sera déterminée une espérance de tarif applicable aux adhésions sans sélection médicale (en déduisant un taux de majoration), à partir des résultats obtenus ci-dessus.

Cinquième partie

Impact de la résiliation et tarifs des adhésions sans sélection médicale

Chapitre 11

Impact de la résiliation sur les PRC

La résiliation infra annuelle et la suppression du questionnaire entraînent un changement au niveau des engagements des assureurs et également des assurés. L'impact de cette réforme sur les provisions, sera évalué dans cette partie, en tenant compte de l'estimation des niveaux de risques et des taux de résiliations obtenus. Une description de la méthode de calcul des provisions pour risque croissant (PRC) sera également présentée.

11.1 Méthodologies de calcul des engagements et de la PRC

Soit les paramètres suivants :

- x : l'âge de l'assuré (à la date de calcul)
- i : le taux technique
- v : le taux d'actualisation égal à $\frac{1}{1+i}$
- d : la durée du prêt
- CRD_k : le capital restant dû à la date k
- τ_k : le taux de prime à la date k
- n : l'exposition ou le nombre d'individus dans le portefeuille
- l_x : le nombre de survivants à l'âge x
- q_x : la probabilité de décès à l'âge x ($q_x = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x}$)
- $l_a^{Chute,d}$: le nombre de prêt de durée d non résiliés à l'ancienneté a du prêt donné par la loi de chute

Calcul de l'engagement assureur

Noté $VAP_{assureur}$, l'engagement de l'assureur envers l'assuré, est l'espérance mathématique des flux futurs actualisés à la date de calcul. Cette engagement de l'assureur, consiste à payer les prestations en cas de survenance d'un sinistre. L'engagement de l'assureur se calcul à l'aide des composantes suivantes :

Le montant de l'assiette, qui correspond au capital restant dû CRD_k dans le cadre du décès et à $C_{x,t}^{AT}$ dans le cadre de l'arrêt de travail.

La probabilité de rester dans le portefeuille, qui découle de la probabilité d'être toujours sous risque, $(1 - q_x$ pour le décès et $1 - q_x^{AT}$) pour l'arrêt de travail et de la probabilité de ne pas résilier son contrat, symbolisée par le taux de chute.

La probabilité de survenance de l'évènement, correspondant à la survenance ou non du décès ou de l'arrêt de travail (q_x pour le décès et q_x^{AT} pour l'arrêt de travail).

Pour le risque décès l'engagement s'écrit :

$${}_jVAP_{assureur}(t) = \sum_{k=t}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_{a+k}^{Chute,d}}{l_a^{Chute,d}} \times q_{x+k} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k$$

Et pour l'arrêt de travail :

$${}_jVAP_{assureur}(t) = \sum_{k=t}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_{a+k}^{Chute,d}}{l_a^{Chute,d}} \times q_{x+k}^{AT} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_{x,t}^{AT}$$

Calcul de l'engagement assuré

L'engagement de l'assuré consiste à ce qu'il paie ses primes tant qu'il ne subit pas son risque et que son contrat est en cours. La prime réellement perçue par l'assureur est généralement le produit d'un taux de prime nette de commission, frais et autres chargements avec le capital initial ou le capital restant dû. Le facteur d'actualisation est identique à celui introduit pour l'engagement assureur.

Avec les notations définies préalablement, l'engagement assuré, pour un contrat j , pour l'année de projection k , est le suivant :

$${}_jVAP_{assuré}(k) = \tau_k \times \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_{a+k}^{Chute,d}}{l_a^{Chute,d}} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k$$

La valeur actuelle probable pour un contrat j , s'obtient donc en sommant les projections de l'année actuelle à la dernière année du prêt. Ainsi, la valeur actuelle probable pour un contrat j , s'écrit :

$${}_jVAP_{assuré}(t) = \sum_{k=t}^{d-1} {}_jVAP_{assuré}(k)$$

Principe de compensation

La provision pour risque croissant (PRC) en assurance emprunteur résulte de l'engagement de l'assureur de maintenir son tarif pendant toute la durée du prêt. Le risque de l'assuré évoluant tout au long de la vie du prêt, il peut en résulter donc des différences temporelles entre la date d'encaissement des primes et la date de réalisation du risque de l'assuré. La PRC à l'instant t correspond donc à la différence des engagements assureur et assuré respectivement en t .

$$PRC_j(t) = {}_jVAP_{assureur}(t) - {}_jVAP_{assuré}(t)$$

11.2 Calcul des taux de primes

A la date $t = 0$, l'engagement de l'assureur est égale à celle de l'assuré, et la PRC est donc nulle :

$$PRC_j(0) = 0$$

D'où les résultats suivant pour le calcul du taux de prime à payer par l'assuré :

Types de tarification	Décès	Arrêt de travail
Tarification constante ($\tau_k = \tau$)	$\frac{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times q_{x+k} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}{C_0 \times \sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}$	$\frac{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times q_{x+k}^{AT} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}$
Tarification CRD ($\tau_k = \tau$)	$\frac{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times q_{x+k} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}$	$\frac{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times q_{x+k}^{AT} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}{\sum_{k=0}^{d-1} \frac{l_{x+k}}{l_x} \times \frac{l_a^{Chute,d}}{l_a^{a+k}} \times v^{k+\frac{1}{2}} \times C_k}$
Risque exact	q_{x+k}	q_{x+k}^{AT}

11.3 Exemple de calcul de provision

Dans cette section sera présenté le calcul de provision pour un contrat, en prenant en compte les taux de résiliations obtenus dans le cadre de cette étude.

L'exemple sera basé sur un prêt immobilier non professionnel, dont les caractéristiques seront présentées ci-dessous.

- Prêt amortissable à mensualités constantes
- CSP : cadre (G1)
- Capital emprunté : 150 000 €
- Durée de prêt : 20 ans
- Âge à l'adhésion : 30 ans
- Taux d'intérêt : 5%

Le taux d'actualisation sera supposé égal à 0,5%, et la date de calcul de la provision égale à celle de l'ouverture du prêt. Le calcul des taux de primes donne les résultats suivants :

Taux de résiliation	Taux de prime CRD	Écart
Non	0,0584035%	
Oui	0,046274%	-20,77%

TABLE 11.1 – Taux de prime CRD

Taux de résiliation	Taux de prime CI	Écart
Non	0,0358595%	
Oui	0,033981%	-5,24%

TABLE 11.2 – Taux de prime CI

La prise en compte des taux de résiliation dans le calcul de la PRC, entraîne un écart plus important au niveau du taux de prime en CRD. Ci-dessous sera montré l'évolution des PRC en fonction du temps sur toute la durée du prêt.

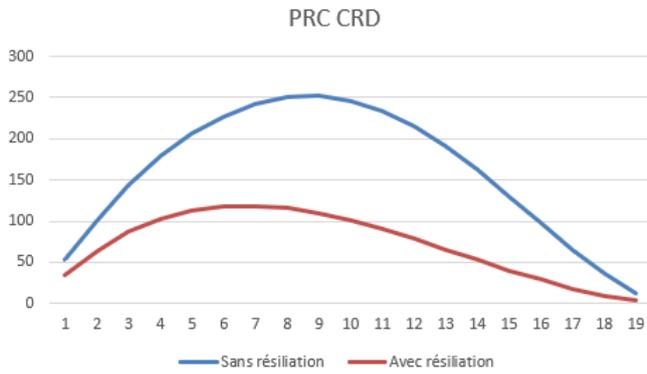


FIGURE 11.1 – Évolution des PRC avec CRD

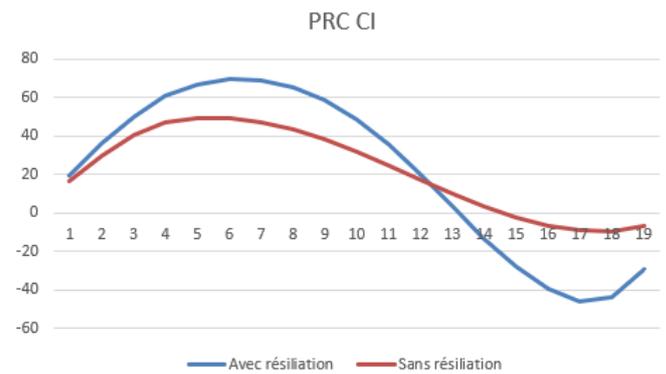


FIGURE 11.2 – Évolution des PRC avec CI

La PRC en CRD calculé avec les taux de résiliation est en dessous de celle calculée sans prise en compte des taux de résiliation. La PRC en capital initial calculée avec les taux de résiliation est en dessous de la PRC en capital initial calculée sans les taux de résiliation sur les 12 premières années. L'engagement de l'assureur étant la même en CRD et en CI, il pourrait être noté que le dénominateur dans la formule du calcul des taux de prime, varie plus vite dans le cas de CRD que dans celui du CI.

A deux instants k et $k + 1$, la différence sera manifestée par $C_0 \times \frac{l_{a+k} - l_{a+k+1}}{l_a}$ pour le CI et par $R \times \frac{l_{a+k+1}}{l_a}$ pour le CRD.

Dans les faits, les PRC sur un ensemble de m catégories homogènes de risques, sont agrégées de la manière suivante :

$$PRC = \sum_m \max\left(\sum_{j \in m} PRC_j, 0\right)$$

Des observations similaires peuvent être également obtenues dans le cas de l'arrêt de travaille, et pour d'autres exemples de prêts. Il est donc noté un impact important des taux de résiliation sur les provisions.

Chapitre 12

Calcul de l'espérance du tarif des adhésions sans sélection médicale

La suppression du questionnaire médical, engendre donc l'entrée d'assurés dont le risque reste méconnu, outre le risque de décès, d'incidence et de maintient liés à l'âge. Une approche consistant à faire une cartographie de risques potentiellement présents dans le portefeuille des adhésions sans sélection médicale permet d'avoir une représentation du pourcentage de risque global, et ainsi la construction d'un tarif moyen à appliquer à chaque nouvelle adhésion, afin d'assurer une certaine répartition du risque.

Cette partie sera donc consacrée à la détermination d'un pourcentage de majoration à appliquer aux tarifs des adhésions éligibles à l'absence de sélection médicale, servant à couvrir le sur-risque potentiellement présent sur ce périmètre. Cette majoration prendra en compte l'ensemble des risques estimés tels que : la couverture des risques aggravés de santé, l'effet d'aubaine, l'absence de surprime médicale et d'exclusion.

Suite à une sélection médicale, un assuré payera soit un tarif standard non majoré (s'il est considéré comme étant un bon risque par l'assureur), soit un tarif avec surprime médicale. Si le risque que représente l'assuré est jugé très élevé par l'assureur, ce dernier pourrait dans ce cas lui appliquer une exclusion ou limitation de garantie, ou même un refus d'assurance. L'estimation du niveau de risque des assurés ayant reçu une exclusion ou un refus d'assurance, reste donc complexe du fait qu'il n'était pas couvert par les assureurs.

12.1 Présentation du calcul de l'espérance du taux de prime

L'espérance d'un tarif, applicable à une adhésion sans sélection médicale, serait donc une moyenne pondérée des pourcentages de risque potentiellement présents et du tarif standard appliqué aux adhésions avec sélection médicale.

Soit $\tau_{x,k}^*$, le taux de prime à appliquer à un assuré à la date k , avec une entrée dans le portefeuille à l'âge x (âge à l'adhésion) sans sélection médicale. N'ayant pas connaissance du profil de risque de l'assuré, il vient que :

$$E[\tau_{x,k}^*] = \sum_{i=1}^4 \tau_{x,k}^i \times \alpha_i$$

Avec $\tau_{x,k}^i$, le taux de prime à payer pour un profil de risque correspondant à α_i (probabilité que l'assuré aie ce profil de risque). En résumé :

- $\tau_{x,k}^1$, le taux de prime standard pour un assuré jugé comme étant un « bon » risque (avec une probabilité α_1)
- $\tau_{x,k}^2$, le taux de prime à appliquer en cas de surprime médicale (avec une probabilité α_2)

- $\tau_{x,k}^3$, le taux de prime à appliquer en cas d'exclusion médicale (avec une probabilité α_3)
- $\tau_{x,k}^4$, le taux de prime à appliquer en cas de refus d'assurance (avec une probabilité α_4)

En toute rigueur, ces pourcentages devraient être noté également avec l'indice correspondant au groupe tarifaire (car certains taux ont été segmentés dans les calculs en fonction de l'âge de l'assuré et également du groupe tarifaire)

Les taux de prime $\tau_{x,k}^i, i = 2...4$, sont fonction du taux de prime standard $\tau_{x,k}^1$, c'est-à dire égale à une majoration de celle-ci, et cette majoration correspond au sur-risque de chaque profil de risque déterminé précédemment.

Soit $M_{x,k}^i, i = 2...4$, les majorations correspondants aux taux $\tau_{x,k}^i, i = 2...4$. L'espérance du taux de prime $\tau_{x,k}^*$, se calcule donc de la manière suivante :

$$E[\tau_{x,k}^*] = \sum_{i=1}^4 \tau_{x,k}^i \times \alpha_i = (\alpha_1 + \sum_{i=2}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) \times \tau_{x,k}^1$$

En réalité

$$M_{x,k}^2 \times \alpha_2 = M_{x,0}^2 \times \alpha_2 = \sum_{c=1}^{Card(S)} \alpha_2^c \times m_2^c$$

et S , l'ensemble des classes de niveau de surprime médicale et α_2^c , la probabilité associée à la présence de chaque élément de la classe.

D'où l'espérance du taux de prime sur le périmètre sans sélection médicale qui serait :

$$E[\tau_{x,k}^*] = (\alpha_1 + \sum_{c=1}^{Card(S)} \alpha_2^c \times m_2^c + \sum_{i=3}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i) \times \tau_{x,k}^1$$

Il est à noter également que $\alpha_3 = 0$ pour le risque Décès, l'exclusion ne concernant que les garanties Incapacité et Invalidité, et $\alpha_4 = 0$ pour les garanties Incapacité et Invalidité, car le refus est effectué par rapport à la garantie décès.

La formule présentée ci-dessous avait été élaborée au début de l'étude afin de calculer les taux espérés de surprime, en les segmentant par niveau de taux. Pour les raisons expliquées dans le chapitre 10, la forme simplifiée de la formule sera utilisée en prenant en compte qu'une unique classe de taux ($Card(S) = 1$).

12.2 Application aux taux obtenus

La majoration espérée à appliquer aux tarifs standards est donnée par la formule suivante :

$$Majoration\ espérée = (\alpha_1 + \sum_{c=1}^{Card(S)} \alpha_2^c \times m_2^c + \sum_{i=3}^4 M_{x,k}^i \times \alpha_i)$$

Avec $Card(S) = 1$ dans ce cas.

Le taux de majoration à appliquer au tarif standard se détermine à l'aide de la majoration espérée. Elle s'écrit :

$$Taux_{majoration} = Majoration\ espérée - 1$$

Ci-dessous les résultats obtenus en appliquant les taux obtenus.

Groupes tarifaires	Classes d'âge	Surprime	Refus	Taux de majoration
G1 & G4	[18 ;40)	42,85%	1,8%	20,23%
	[40+)	75,61%	1,2%	30,79%
G2	[18 ;40)	43,02%	1,8%	21,19%
	[40+)	59,82%	1,2%	25,84%
G3	[18 ;40)	67,99%	1,8%	31,89%
	[40+)	103,79%	1,2%	42,20%

TABLE 12.1 – Segmentation finale des majorations espérées à appliquer au tarifs des adhésions sans sélection médicale pour la garantie Décès

Groupes tarifaires	Classes d'âge	Surprime	Exclusion	Taux de majoration
G1 & G4	[18 ;40)	26,50%	34,72%	30,38%
	[40+)	40,27%	22,93%	16,71%
G2	[18 ;40)	31,20%	35,54%	32,52%
	[40+)	43,77%	18,70%	17%
G3	[18 ;40)	50,21%	53,40%	49,44%
	[40+)	77,41%	35,88%	30%

TABLE 12.2 – Segmentation finale des majorations espérées à appliquer au tarifs des adhésions sans sélection médicale pour les garanties Incapacité et Invalidité

Les taux de majoration obtenus convergent avec ceux actuellement en vigueur sur le marché pour certains groupes, correspondant aux majorations appliquées par divers acteurs du marché aux adhésions sans sélection médicale. Afin de maintenir des tarifs concurrentiels, il est envisagé de plafonner le taux de majoration de certains groupes au niveau actuel du marché. Les catégories d'âges comprises entre 18 et 40 ans, ainsi que les groupes tarifaires G2, qui sont les plus représentés dans le contexte des adhésions sans sélection médicale, pourraient voir leur taux de majoration, notamment pour la garantie Décès, limité à celui actuellement en vigueur. Le taux de majoration à appliquer aux assurés appartenant à ces catégories serait donc :

$$\min(\text{Taux de majoration}_{\text{Calculé}}, \text{Taux de majoration}_{\text{Actuelle}})$$

12.3 Application de chocs de mortalité aux PRC

En appliquant par exemple une hausse permanente de mortalité de 15%, avec ensuite une hausse et une baisse de résiliation de 50%, il est obtenu le résultat suivant, en tenant compte de l'exemple pris dans le chapitre précédent (chapitre 11). L'idée dans cette partie est de comparer la variation du taux de prime, au taux de majoration applicable à l'adhésion considérée.

Scénario	Taux de prime CRD	Ecart SC CRD	Taux de prime CI	Ecart SC CI
Central	0,058404%		0,035859%	
DC + 15%	0,067145%	14,97%	0,041238%	15,00%

TABLE 12.3 – Écart des taux de primes sans prise en compte de la résiliation

Scénario	Taux de prime CRD	Ecart SC CRD	Taux de prime CI	Ecart SC CI
Central	0,046274%		0,033981%	
DC + 15%	0,053203%	14,97%	0,039076%	14,99%
Résil +50%	0,041662%	-9,97%	0,032744%	-3,64%
Résil- 50%	0,051876%	12,11%	0,035059%	3,17%
Résil +50% & DC +15%	0,047903%	3,52%	0,037654%	10,81%
Résil -50% & DC +15%	0,059642%	28,89%	0,040317%	18,65%

TABLE 12.4 – Écart des taux de primes en prenant en compte la résiliation dans le scénario central

Le taux de majoration applicable pour cet exemple étant de 20,23% (garantie Décès), il réussit à compenser largement la variation des taux de primes calculés lors de chaque choc, excepté pour celui prenant en compte la baisse de taux de résiliation de 50% (ce qui représente un cas extrême) et la hausse du décès de 15%.

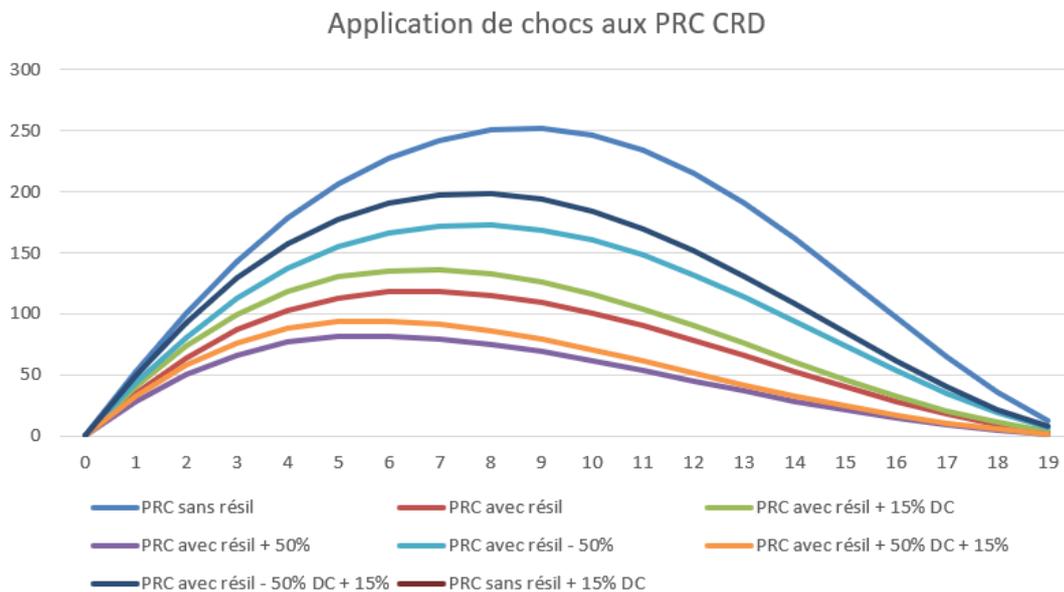


FIGURE 12.1 – Illustration de l'évolution des PRC en CRD en faisant varier la mortalité et la résiliation

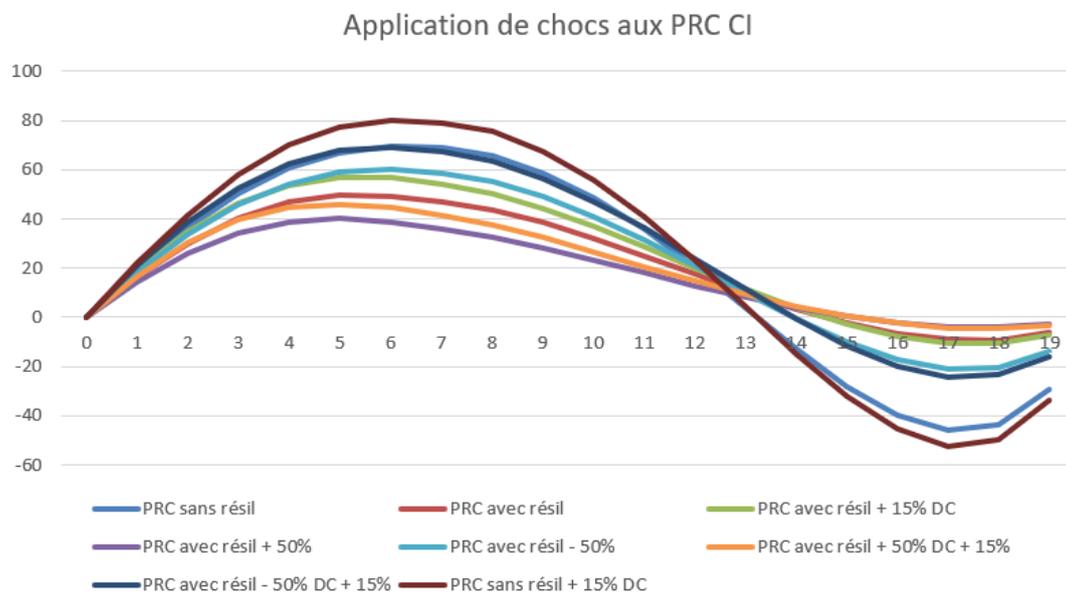


FIGURE 12.2 – Illustration de l'évolution des PRC en CI en faisant varier la mortalité et la résiliation

Conclusion

Les études réalisées dans ce mémoire, présentent une analyse des différents risques auxquels sont exposés les assureurs, suite à la mise en place de la nouvelle réforme qu'est la loi Lemoine. Les résultats de cette étude seront à affiner à l'avenir dès lors qu'une plus grande profondeur de données sera disponible. Ils permettent néanmoins d'avoir d'ores et déjà un bon aperçu du niveau de risque.

Le bilan de la loi Lemoine a permis d'observer les différentes évolutions présentes depuis la mise en place de celle-ci. Cela a également permis d'avoir une vision sur les méthodologies ainsi que les segmentations à utiliser dans les estimations.

La construction des taux de résiliation grâce à l'estimateur de Kaplan-Meier, a été obtenue en fonction des critères tels que la classe d'âge, le groupe tarifaire et la classe de durée. Les taux obtenus présentent des différences significatives, ce qui confirme bien l'influence des critères choisis sur la résiliation. Ensuite, l'impact de ces taux sur les provisions pour risques croissants (PRC) a été déterminé par la suite, et les résultats obtenus montrent bien un écart négatif considérable. L'application des taux de résiliations diminue donc les provisions.

L'analyse des résiliations post Lemoine, montre une probable diminution des taux calculés dans le temps, en raison du volume important de reprises d'assurance présent dans le portefeuille depuis la mise en place de la réforme. Cela n'est néanmoins pas valable pour les bancassureurs qui observeraient une hausse des résiliations. Les taux obtenus devront donc être réactualisés dans le temps.

Les pourcentages de surrisque potentiellement présents sur le périmètre des adhésions sans sélection médicale ont été déterminés. L'estimation de la fréquence et ensuite du niveau de ces risques permettent d'obtenir à la fin, une majoration applicable aux adhésions sans sélection médicale, tenant compte de l'âge à l'adhésion et de la CSP de l'assuré, et servant à couvrir le surrisque.

Il serait également nécessaire de prendre en compte la possibilité d'évolution des conditions mises en place par la réforme, c'est à dire, la considération uniquement du capital couvert et, ou, l'augmentation du plafond fixé pour l'encours cumulé des capitaux couverts, qui pourrait passer de 200 000 € à 300 000 € ou plus. Il pourrait y avoir également des évolutions concernant la limite d'âge fixé à 60 ans, et l'ouverture de la réforme à d'autres types de prêts. Cette possibilité d'évolution aurait pu être étudiée dans le cadre de ce mémoire, en analysant le surrisque engendré par chacune de ces évolutions et l'impact sur le tarif.

Enfin, il est à noter que les risques pourront également évoluer au fur et à mesure que la loi sera de plus en plus connue.

Bibliographie

- AERAS. (2021). Statistiques.
- AMELI. (2018). Fiche pathologie - Diabète.
- ASSURLY & PWC. (2023). Bilan Lemoine.
- BIZE, P.-E. (2019). *Étude d'impact de la loi Sapin 2 sur un contrat d'assurance emprunteur* (mém. de mast.). ISFA.
- BOCQUAIRE, É. & CAMUS-PARADIS, M. L. (Éd.). (2019). *Les grands principes de l'actuariat* (2^e éd.). L'Argus Éditions.
- BOISADAM, S. (2021). *Apport des méthodes de Machine Learning sur la modélisation des taux de Résiliation en Assurance Emprunteur* (mém. de mast.). Université de Strasbourg.
- BRUN, A. (2017). *Modélisation et étude d'impacts du phénomène de résiliation en assurance emprunteur* (mém. de mast.). Université de Strasbourg.
- BUHLER, J. (2022). *Quantification de l'impact de la loi Lemoine sur la mortalité en emprunteur via l'approche de la crédibilité* (mém. de mast.). Université de Strasbourg.
- CHAPUIS, C. (2013). *Spécificités et enjeux de l'assurance emprunteur* (mém. de mast.). Société Actélior.
- DEBONNEUIL, É., PÉJU, M. & PLANCHET, F. (2021). Proposition d'élargissement de l'accès à l'emprunt en cas de pathologie grave à partir de l'open data. *Risks*. Récupérée 28 février 2021, à partir de <https://www.mdpi.com/2227-9091/10/3/51>
- DEGIOVANNI, P., HASSAN, H. & JULIEN, J.-Y. (1986). *Utilisation du scoring pour la tarification et la sélection des risques en automobile* (mém. de mast.). Centre d'études actuarielles.
- DEWAELE, P. (2018). *Tarification d'un contrat d'assurance emprunteur et modélisation de sa rentabilité par la génération d'un portefeuille fictif d'assurés* (mém. de mast.). ISFA.
- D'HONDT, S. S. (2012). *Analyse de l'effet de la sélection des risques sur la garantie Décès/P.T.I.A. en assurance emprunteur* (mém. de mast.). ISFA.
- FARROCO, J. (2017). *Estimation des lois de résiliation annuelle et impact sur un portefeuille emprunteur* (mém. de mast.). ISUP.
- FENIZA, S. (2019). *Modélisation du comportement d'arbitrage en assurance vie* (mém. de mast.). ENSAE.
- KARAKHANIAN, C. (2016). *Assurance emprunteur : modélisation de la garantie Décès et loi de remboursement anticipé* (mém. de mast.). Centre d'études actuarielles.
- LALOUM, D. (2018). *Tarification et rentabilité d'un contrat emprunteur individuel dans le contexte nouveau de l'amendement Bourquin* (mém. de mast.). ENSAE.
- LEVY, E. (2008). *Enrichissement de la base de données et suivi de la sinistralité du risque incapacité* (mém. de mast.). Université de Strasbourg.
- MAISONNEUVE, B. (2012). *Conséquences de l'interdiction de pratiquer des discriminations en assurance selon le sexe de l'assuré sur la tarification en Prévoyance* (mém. de mast.). Université de Paris Dauphine.
- MINASSIAN, D. (2013). *Tarification, modélisation et rentabilité d'un contrat emprunteur* (mém. de mast.). ISFA.
- PAPET, Y. (2019). *Évolution réglementaire en assurance emprunteur* (mém. de mast.). ISFA.
- PLANCHET, F. (2021a). Méthode de lissage et d'ajustement.
- PLANCHET, F. (2021b). Statistique des modèles non paramétriques.
- PLANCHET, F. (2021c). Statistique des modèles paramétriques et semi-paramétriques.

Table des figures

1	Taux bruts et lissés de résiliation obtenus sur l'ensemble du portefeuille	3
2	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [15;20) ans	4
3	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	4
4	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	4
5	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	4
6	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	5
7	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	5
8	Évolution des PRC avec CRD	5
9	Raw and smoothed termination rates obtained for the entire portfolio	7
10	Raw and smoothed termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30;40) years, and loan duration class [15;20) years	8
11	Raw and smoothed termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18;30) years, and loan duration class [20;25) years	8
12	Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30;40) years, and loan duration class [20;25) years	8
13	Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G2, age class [30;40) years, and loan duration class [20;25) years	8
14	Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18;30) years, and loan duration class [20;25) years	9
15	Rate closure for termination rates for the segmentation : tariff group G4, age class [18;30) years, and loan duration class [20;25) years	9
16	Evolution of PRC with CRD	9
2.1	Illustration de différents types de prêts pour un emprunt de 10 000 € à 30% sur 20 ans	10
2.2	Illustration 1 : comparaison année après année de l'évolution des cotisations entre la tarification CRD et la tarification constante	11
2.3	Illustration 2 : comparaison année après année de l'évolution des cotisations entre la tarification CRD et la tarification constante	11
3.1	Présentation des flux	17
3.2	Exemple de comparaison des pourcentages d'évolution du CRD et du risque de décès .	23
3.3	Illustration du tarif « pur » et « déformé »	24
4.1	Arbre montrant les étapes de sélection médicale lors d'une demande adhésion souhaitant effectuer une reprise	34
5.1	Arbre montrant les étapes de simulation d'un nouveau contrat	39
5.2	Étape d'éligibilité Lemoine : le client indique être éligible	40
5.3	Étape d'éligibilité Lemoine : le client indique ne pas être éligible	40

5.4	Choix du type de garanties	41
6.1	Répartition des répondants par classe d'âge	43
6.2	Répartition des répondants par CSP	43
6.3	Répartition des répondants par région	43
6.4	Arbre montrant l'évolution de la connaissance de la loi Lemoine	43
6.5	Répartition des adhésions post-Lemoine	45
6.6	Répartition des adhésions post-Lemoine par sexe	45
6.7	Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des groupes tarifaires	45
6.8	Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des groupes tarifaires	45
6.9	Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des classes d'âge	45
6.10	Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des classes de durée de prêt	46
6.11	Répartition des adhésions post-Lemoine avec sélection médicale en fonction des reprises d'assurance	46
7.1	Répartition du nombre d'adhésions résiliées par groupe tarifaire	52
7.2	Répartition du nombre d'adhésions résiliées par classe d'âge	52
7.3	Répartition du nombre d'adhésions résiliées par classe de durée de prêt	53
7.4	Répartition du nombre d'adhésions en fonction de la surprime médicale	53
7.5	Répartition du nombre d'adhésions résiliées en fonction de l'exclusion médicale	53
7.6	Taux de survie obtenus avec l'ensemble des adhésions	58
7.7	Taux de survie par générations	58
7.8	Comparaison des trois taux de survie	58
7.9	Taux de survie par classes d'âge	60
7.10	Taux de survie par classes d'âge zoomés sur 5 ans d'ancienneté	60
7.11	Taux de survie par classes d'âge de la génération 1	60
7.12	Taux de survie par groupe tarifaire	61
7.13	Taux de survie par groupe tarifaire zoomés sur 5 ans d'ancienneté	61
7.14	Taux de survie par groupes tarifaires de la génération 1	61
7.15	Taux de survie par classes de durée	62
7.16	Taux de survie par classes de durée zoomés sur 5 ans d'ancienneté	62
7.17	Taux de survie par groupes tarifaires, et par classes d'âges pour une durée d'assurance comprise entre 15 et 20 ans	62
7.18	Taux bruts et lissés de résiliation obtenus sur l'ensemble du portefeuille	64
7.19	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G1, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [10;15) ans	65
7.20	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [15;20) ans	65
7.21	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G3, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [10;15) ans	65
7.22	Taux bruts et lissés de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	65
7.23	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	66
7.24	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	66
7.25	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G4, classe d'âge de [18;30) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	67
7.26	Fermeture des taux de résiliation pour la segmentation : groupe tarifaire G2, classe d'âge de [30;40) ans et classe de durée de prêt de [20;25) ans	67

8.1	Proportions globales de reprises d'assurance avant et après la réforme Lemoine	69
8.2	Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par classes d'âge	70
8.3	Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par classes d'âge	70
8.4	Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par durées de prêt	70
8.5	Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par durées de prêt	70
8.6	Proportions de reprises d'assurance avant Lemoine par groupes tarifaires	70
8.7	Proportions de reprises d'assurance après Lemoine par groupes tarifaires	70
8.8	Évolution du nombre de résiliations par rapport au nombre de reprises d'assurance . .	71
8.9	Évolution du ratio entre le nombre de résiliations et le nombre de reprises d'assurance	72
9.1	Distribution des décisions suite aux demandes d'adhésions au cours du second trimestre 2023	77
9.2	Distribution des décisions finales suite aux demandes d'adhésions lors du second trimestre 2023	78
9.3	Déformations des tranches d'âges des profils assurés	78
9.4	Arbre montrant les préférences d'un assuré souhaitant effectuer une reprise	84
10.1	Évolution du taux de Décès en fonction de l'ancienneté dans l'assurance	89
10.2	Répartition des niveaux de surprime médicale des adhésions potentiellement éligibles pour la garantie Décès	90
10.3	Répartition des niveaux de surprime médicale des adhésions potentiellement éligibles pour les garanties Incapacité et Invalidité	90
10.4	Surprimes de mortalité en fonction de l'âge et du temps écoulé depuis le garantie tirées de l'article [PLANCHET ET AL., 2022]	93
10.5	Surprimes d'incapacité et d'invalidité en fonction de l'âge et du temps écoulé depuis le garantie tirées de l'article [PLANCHET ET AL., 2022]	93
11.1	Évolution des PRC avec CRD	99
11.2	Évolution des PRC avec CI	99
12.1	Illustration de l'évolution des PRC en CRD en faisant varier la mortalité et la résiliation	103
12.2	Illustration de l'évolution des PRC en CI en faisant varier la mortalité et la résiliation	104
A.1	Estimateur de Kaplan-Meier de la segmentation finale	114
A.2	Codage de la fonction <i>puissance_h</i>	115
A.3	Codage de la fonction <i>h_optimal</i>	116
A.4	Fonction d'affichage des différentes fermetures des taux de résiliation	117
B.1	Conditions d'adhésion post Lemoine du contrat emprunteur ARC	118
B.2	Distribution de l'âge à l'entrée en fonction des groupes tarifaires	119
B.3	Distribution de l'âge à l'entrée en fonction de la présence de surprime médicale	119
B.4	Distribution du capital assuré en fonction des groupes tarifaires	120
B.5	Distribution du capital assuré en fonction de la présence de surprime médicale	120

Liste des tableaux

1	Segmentation finale des taux de majorations à appliquer aux tarifs des adhésions sans sélection médicale pour les garanties Décès, Incapacité et Invalidité	6
2	Final segmentation of surcharge rates to be applied to the rates of memberships without medical selection for Death, Disability, and Incapacity coverage	10
3.1	Tableau d’amortissement d’un prêt à amortissements constants	20
3.2	Tableau d’amortissement d’un prêt à mensualités constantes	20
3.3	Tableau d’amortissement d’un prêt <i>in fine</i>	21
3.4	Tableau d’amortissement d’un prêt par paliers	21
3.5	Exemple de tarifs Décès pour un prêt à mensualités constantes	25
3.6	Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt à mensualités constantes	26
3.7	Exemple de tarifs Décès pour un prêt par palier	27
3.8	Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt par palier	28
3.9	Exemple de tarifs Décès pour un prêt <i>in fine</i>	28
3.10	Exemple de tarifs Incapacité/Invalidité pour un prêt <i>in fine</i>	29
7.1	Évolution de la volumétrie de la base de données	51
7.2	Répartition en fonction des états actuels	51
7.3	Durées de prêts et anciennetés d’assurances observées en fonction des états actuels	63
9.1	Tableau présentant la segmentation intermédiaire des proportions historiques d’adhésions avec surprime médicale pour les garanties Incapacité et Invalidité	82
9.2	Segmentation finale des proportions d’adhésions avec surprime médicale potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine, sans effet d’antisélection	83
9.3	Segmentation finale des proportions d’adhésions avec surprime médicale potentiellement présentes sur le périmètre Lemoine prenant en compte l’effet d’antisélection	85
9.4	Segmentation intermédiaire des proportions d’exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine	86
9.5	Segmentation finale des proportions d’exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine sans effet d’antiselection	86
9.6	Segmentation finale des proportions d’exclusions potentiellement présents sur le périmètre Lemoine prenant en compte l’effet d’antisélection	86
9.7	Segmentation finale des proportions d’adhésions avec tarifs standards potentiellement présents sur le périmètre Lemoine prenant en compte l’effet d’antisélection	87
10.1	Segmentation des taux moyens de surprime médicale	91
10.2	Éléments de modélisation de la surmortalité liée au diabète	92
11.1	Taux de prime CRD	98
11.2	Taux de prime CI	98
12.1	Segmentation finale des majorations espérées à appliquer au tarifs des adhésions sans sélection médicale pour la garantie Décès	102
12.2	Segmentation finale des majorations espérées à appliquer au tarifs des adhésions sans sélection médicale pour les garanties Incapacité et Invalidité	102

12.3 Écart des taux de primes sans prise en compte de la résiliation	103
12.4 Écart des taux de primes en prenant en compte la résiliation dans le scénario central .	103

Sixième partie

Annexes

Annexe A

Extraits de Code R

```
...{r}
estim_KM_seg <- function(donnees){
  fit <- survfit(Surv(Anciennete,delta) ~ GT + Classe_age + Classe_duree,
                conf.int = 0.95,
                type = "kaplan-meier",
                error = "greenwood",
                conf.type = "plain",
                data = donnees)

  return(fit)
}
...
```

FIGURE A.1 – Estimateur de Kaplan-Meier de la segmentation finale

```
•••
````{r}
Fonction déterminant de la valeur du rang de h

puissance_h <- function(survft, z= 2, h= 100){
 i <- 2
 while(h_test(survft, z=2, h) == TRUE){
 h <- h*10
 i <- i + 1
 }
 return(i - 1)
}
•••
```

FIGURE A.2 – Codage de la fonction *puissance\_h*

```

...{r}
Fonction déterminant la valeur de h à partir de celle de son rang
h_optimal <- function(survft, puissance ,z = 2, h = 0){

 htest <- h + 5*10^puissance
 if (h_test(survft,z = 2, htest) == TRUE){
 dch <- 5
 }
 else{dch <- 0}

 h_list <- c()
 for (i in 1:4) {
 h_list[i] <- h + (i + dch)*(10^puissance)
 }

 j <- 1

 while(j <= 4 && h_test(survft,z = 2, h_list[j]) == TRUE){
 j <- j + 1
 }

 h <- h + (dch + j - 1)*(10^puissance)

 if(puissance > 0){
 puissance <- puissance - 1
 h <- h_optimal(survft, puissance,z, h)
 }

 return(h)
}
...

```

FIGURE A.3 – Codage de la fonction  $h\_optimal$

```

...{r}
plot_tlisses_fermes <- function(gt, cla, cld, d_max, alpha_min, alpha_max){

 KM_seg_plot <- fonction_recup_km_seg(grp_tarifaire = gt, classe_age = cla,
classe_duree = cld, survft = KM_seg)
 poids_seg <- poids(KM_seg_plot)
 tbruts_seg <- taux_bruts(KM_seg_plot)
 puis_h_seg <- puissance_h(KM_seg_plot)
 h_seg <- h_optimal(KM_seg_plot, puis_h_seg)
 tlisses_seg <- Lissage_WH(tbruts_seg, poids_seg, z=2, h = h_seg)
 n1 = length(f_no_zero(tbruts_seg))
 dr = d_max
 list_alpha <- as.list(seq(alpha_min,alpha_max,.1))
 names(list_alpha) <-paste("alpha =", list_alpha)
 r_color <- colors()
 list_couleur <- sample(r_color, size = length(list_alpha))
 names(list_couleur) <- paste0("Couleur alpha", list_alpha)
 list_tlissecf <- list()
 list_tlissecf <- list(rep(list(tlisses_seg),length(list_alpha)), list_alpha) %>%
pmap(f_surv_weibull)
 tlissecf <- data.matrix(list_tlissecf[[1]][1:n1])
 lg_list <- length(list_tlissecf)
 # Affichage du taux lisse
 plot (y = tlissecf, x = c(0:(length(tlissecf)-1)),ylim = c(0,max(tlissecf)+.01), xlim =
c(0,dr-1), xlab = "Ancienneté", ylab = "Taux",main = paste("Taux de résiliation
fermé"),adj =0.5 , font =2, col = 'black',type = "l")
 # Prolongement du taux lisse
 for (i in 1:lg_list) {
 lines(y = list_tlissecf[[i]],x = (0:(length(list_tlissecf[[i]])-1)), adj =0.5 ,
font =2, col = list_couleur[i],type = "l")
 }

 legend(x="topright",y=NULL,legend= names(list_alpha),col= list_couleur,
lty=1:1, cex=0.6)

}
...

```

FIGURE A.4 – Fonction d’affichage des différentes fermetures des taux de résiliation

## Annexe B

### Autres graphiques

	ARC <u>avec</u> formalités médicales	ARC <u>sans</u> formalités médicales
Tarification capital restant dû	✓	✓
Tarification constante	✓	✗
Réduction 1 <sup>ère</sup> installation	✓	✗
Réduction adhésions conjointes	✓	✗
Décès PTIA	✓	✓
Franchise de 15 jours	✓	✗
Franchise de 30 jours	✓	✗
Franchise de 90 jours	✓	✓
Franchise de 180 jours	✓	✓
Invalidité	✓	✓
Invalidité partielle	✓	✓
Barèmes spécifiques	✓	✓
Invalidité professionnelle	✓	✓
ARC 25	✓	✗
Taux correcteur n/66	✓	✓
Option Psy/Dos +	✓	✓

FIGURE B.1 – Conditions d'adhésion post Lemoine du contrat emprunteur ARC

Distribution des adhésions 000344983

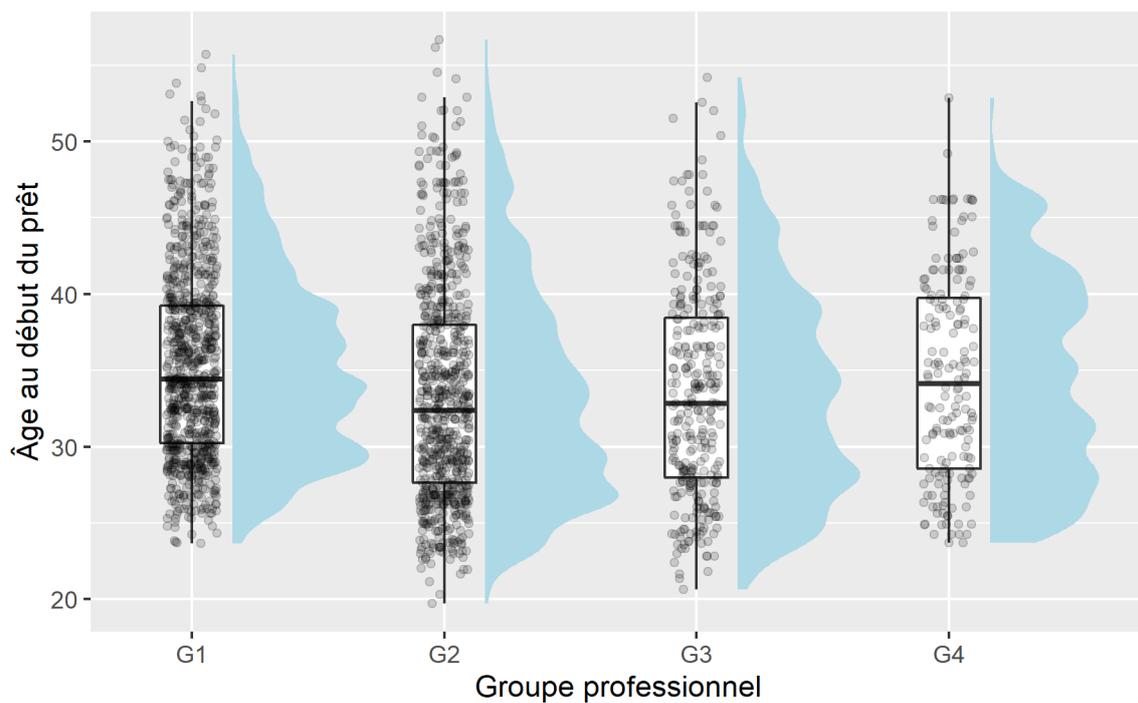


FIGURE B.2 – Distribution de l'âge à l'entrée en fonction des groupes tarifaires

Distribution des adhésions 000344983

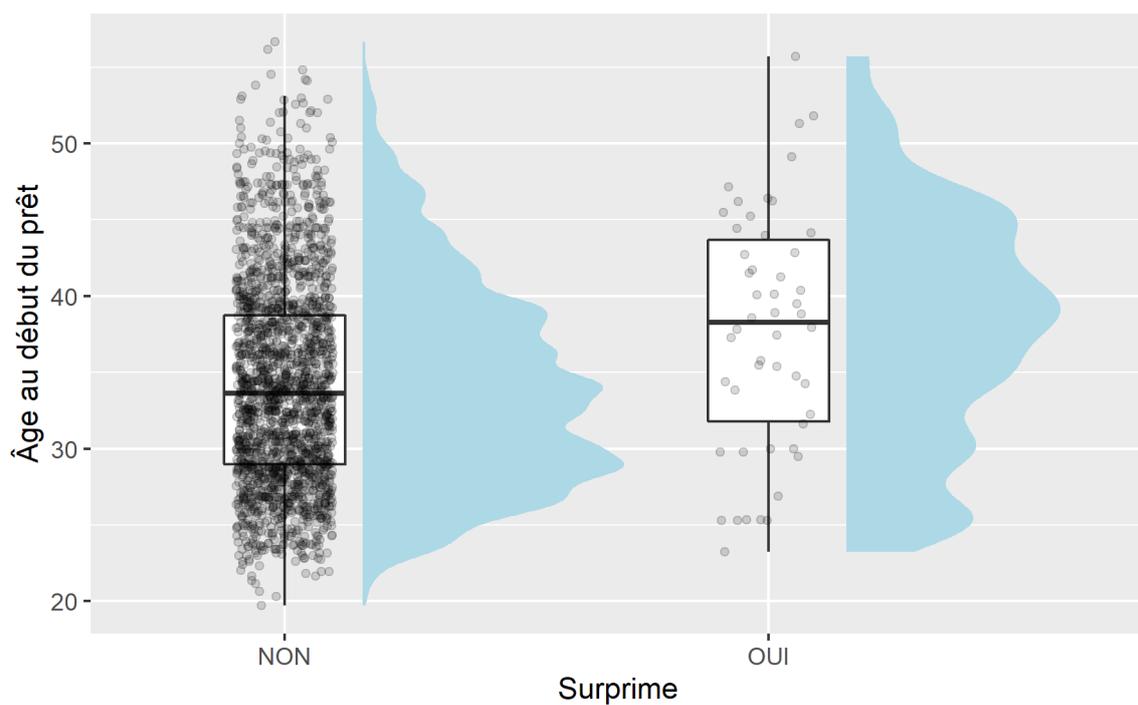


FIGURE B.3 – Distribution de l'âge à l'entrée en fonction de la présence de surprime médicale

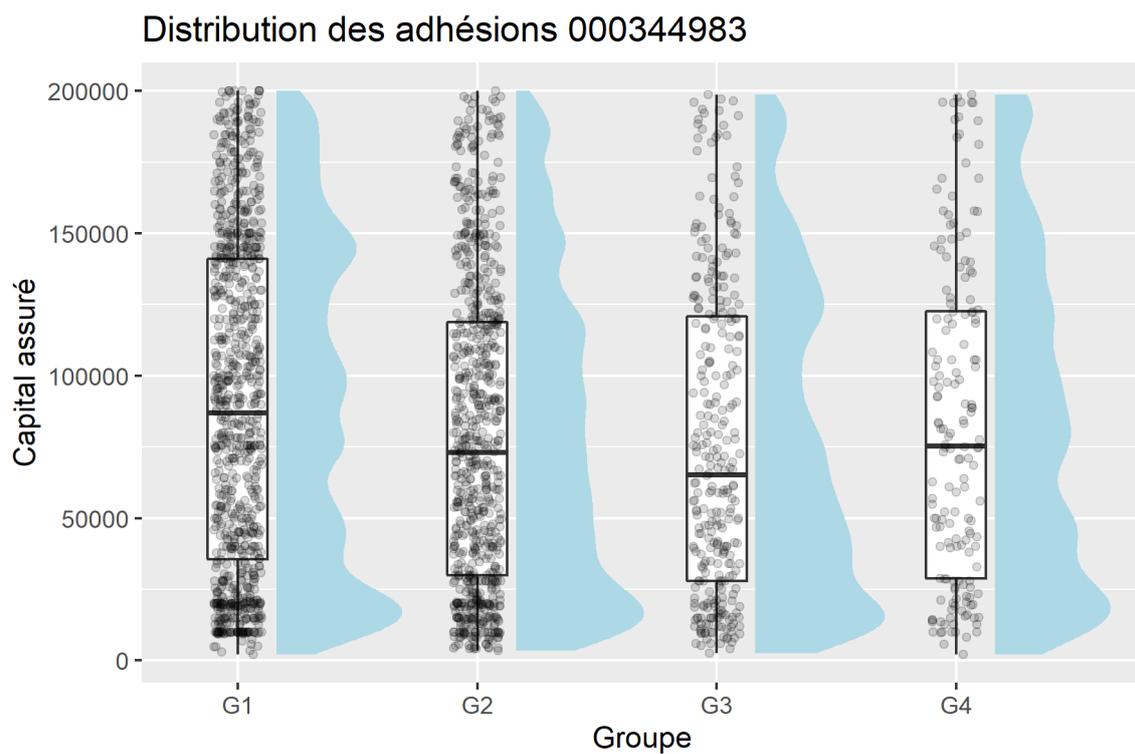


FIGURE B.4 – Distribution du capital assuré en fonction des groupes tarifaires

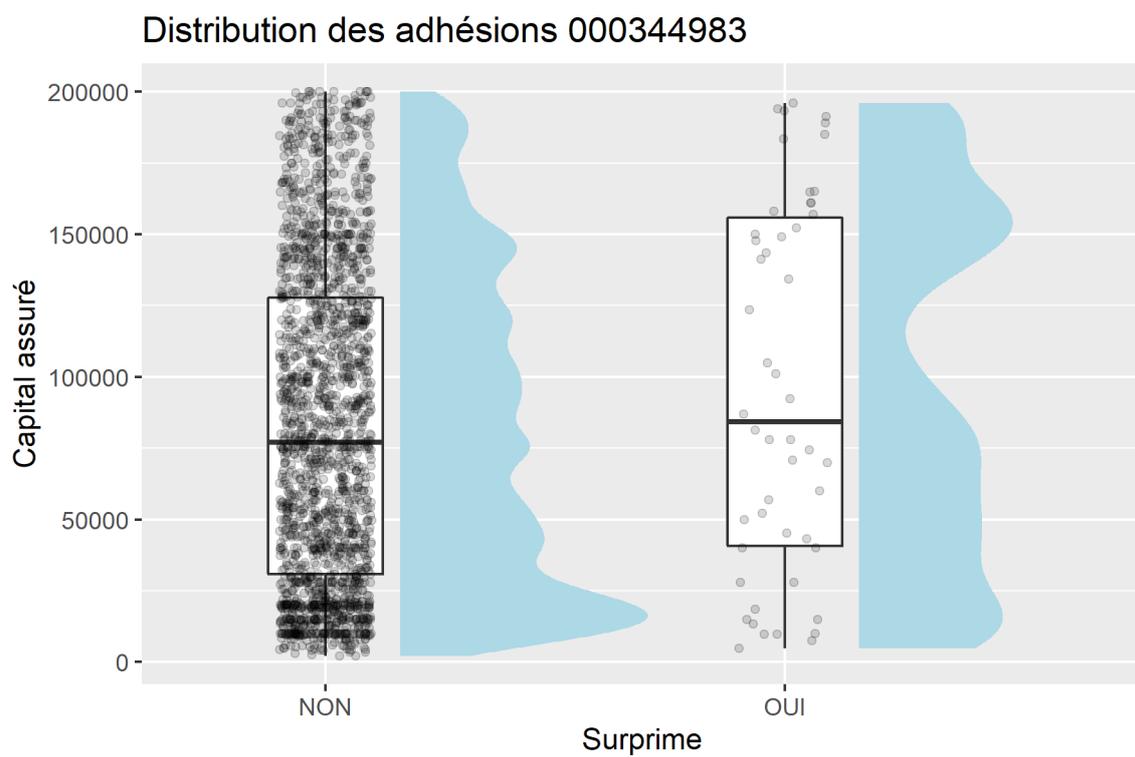


FIGURE B.5 – Distribution du capital assuré en fonction de la présence de surprime médicale

## Annexe C

# Test du Log-Rank

Le test statistique du Log-Rank est basé sur la statistique du Khi-deux. Sous l'hypothèse  $H_0$ , il est calculé le nombre d'événements attendus dans chacun des groupes comparés (soit  $D_j^{th}$  ce nombre). Ce nombre est ensuite comparé au nombre d'événements observés noté  $D_j^{obs}$ .

Le choix des pondérations est tel que  $w_i = 1$ . Le numérateur de la statistique de test  $\phi_j$  est le carré de la différence entre le nombre de sorties observées (de résiliation dans le cadre de cette étude), et le nombre de sorties théoriques, sous l'hypothèse nulle :

$$\phi_j = \frac{(D_j^{th} - D_j^{obs})^2}{\sigma^2}$$

Il peut être noté sous l'hypothèse nulle que  $D_1^{obs} + D_2^{obs} = D_1^{th} + D_2^{th}$ , c'est-à-dire que la valeur de la statistique de test ne dépend pas du groupe sur laquelle elle est évaluée :

$$\phi_1 = \phi_2$$

La forme de la statistique suggère la formule approchée suivante :

$$\phi = \frac{(D_1^{th} - D_1^{obs})^2}{D_1^{th}} + \frac{(D_2^{th} - D_2^{obs})^2}{D_2^{th}}$$

Cette forme évoque celle d'un Khi-2 d'ajustement usuel.