





**Mémoire présenté le :
pour l'obtention du diplôme
de Statisticien Mention Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires**

Par : Monsieur Conjat Estéban	
Titre du mémoire : Adéquation des lois « Best Estimate » de mortalité et de résiliation en assurance emprunteur	
Confidentialité : <input type="checkbox"/> NON <input checked="" type="checkbox"/> OUI (Durée : <input type="checkbox"/> 1 an <input checked="" type="checkbox"/> 2 ans)	
Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus.	
<u>Membres présents du jury de la filière :</u>	Signature :
	<u>Entreprise :</u> Nom : Crédit Agricole Assurances Solutions <small>Siège social : 16-18, boulevard de Vaugirard - 75015 PARIS Correspondance : 75724 PARIS CEDEX 15 Tél : 01 43 23 58 00 R.C.S. Paris 451 751 564</small> Signature :
	<u>Directeur de mémoire en entreprise</u>
<u>Membres présents du jury de l'Institut des Actuaires :</u>	Signature :
	Nom : MULLER DIRY Thibault Emmanuelle Signature :  
	<u>Invité :</u> Nom : Signature :
	Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels (après expiration de l'éventuel délai de confidentialité) <u>Signature du responsable entreprise :</u>  <u>Signature du candidat :</u> 

Remerciements

Je tiens vivement à remercier Emmanuelle DIRY et Thibault MULLER, mes tuteurs en entreprise, pour leur disponibilité, leur encadrement, leurs remarques constructives ainsi que pour leurs conseils.

Je également Agnès DIARD pour son accueil au sein de l'équipe Produit de Prévoyance ainsi que de la confiance témoignée.

Je remercie toute l'équipe Produit de Prévoyance pour leur bienveillance, ce qui m'a permis de travailler dans les meilleures conditions.

Je remercie également Anaïd CHAHINIAN, directrice de l'Actuariat, et Olivier SALDANA, responsable du service Etudes Actuarielles Produits, ainsi que toute la direction de l'actuariat pour leur contribution au bon déroulement de mon alternance.

Je remercie Nicolas BOUSQUET, mon tuteur académique à l'ISUP, pour le suivi de mon alternance et ses conseils.

Résumé

Obtenir des écarts d'expérience (écarts entre les hypothèses et la réalité) est courant dans le domaine de l'assurance. En revanche, il est nécessaire de les maîtriser, d'autant plus avec l'apparition de la norme IFRS 17. PREDICA a ainsi mis en place une étude dans le domaine de l'assurance emprunteur, un domaine avec beaucoup d'enjeux financiers, dans le but de déterminer les causes de ces écarts d'expérience et de trouver des solutions pour les réduire.

Le processus permettant d'obtenir les projections financières a été revu : de la création des données en input du modèle de projection jusqu'aux tables « Best Estimate » permettant de modéliser les différents risques dans le modèle de projection Prophet.

Dans une première partie, le code de construction des données en input de Prophet a été analysé. Une partie importante des contrats était manquante au sein des Model Points (données placées en input de Prophet). Ce problème a été corrigé et a permis d'expliquer une partie des écarts d'expériences.

La cohérence des tables d'expériences a ensuite été étudiée. Dans un premier temps, les tables de mortalité ont été testées. Une inadéquation entre leur méthode de création et leur utilisation a été repérée. Des nouvelles méthodes de création sont donc proposées afin d'obtenir des lois cohérentes avec leur utilisation. Enfin, de nouvelles tables de sortie anticipée ont été créées puisque les anciennes n'étaient plus valides. Des analyses d'impacts financiers ont été réalisées à la fois sur les résultats de 1^{ère} année ainsi que sur les résultats jusqu'à l'extinction du portefeuille.

Ce processus de revues a permis de corriger la création des Model Points ainsi que de construire des nouvelles lois offrant une meilleure modélisation du risque.

Mots Clés : Assurance emprunteur, Ecart d'expériences, Model Point, Best Estimate, Tables de Mortalité, Tables de sortie anticipée, Whittaker-Henderson, Estimateur de Hoem

Abstract

Getting actuarial losses (differences between assumptions and reality) is common in the insurance field. However, it is necessary to control them, especially with the introduction of IFRS 17. PREDICA has thus set up a study on the field of creditor insurance, which is a field with a lot of financial stakes, in order to determine the causes of these actuarial losses and to find solutions to reduce them.

The process for achieving financial projections has been reviewed : from the creation of the projection model input data to the "Best Estimate" tables for modeling the various risks in the Prophet projection model.

In the first part, Prophet's input data construction code was analyzed. A large part of the contracts was missing within the Model Points (data placed in Prophet input). This problem has been corrected and explained some actuarial losses.

Experience tables consistency was then examined. Initially, mortality tables were tested. A mismatch between their method of creating and their use has been identified. New methods of creating are therefore proposed in order to harmonise mortality tables and their use. Finally, new early exit tables were created as the old ones were no longer valid. Financial impacts analyses were carried out on both the 1st year results as well as the results up to the run-off of the portfolio.

This review process permitted to correct the creation of the Model Points as well as to create new laws offering better risk modelling.

Keywords: Creditor Insurance, Actuarial losses, Model Point, Best Estimate, Mortality Tables, Early Exit Tables, Whittaker-Henderson, Hoem Estimator

Note de Synthèse

De nombreux risques coexistent au sein de l'assurance emprunteur (risque décès, d'arrêt de travail, de perte d'emploi, de résiliation, de rachat ...). Depuis 1993, les assureurs ont la possibilité d'utiliser des tables « Best Estimate » pour estimer leurs propres risques au lieu d'utiliser des tables règlementaires. Cela leur permet d'estimer les risques de leurs assurés de manière plus précise afin d'avoir une vision des flux à venir la plus proche possible de la réalité. Cependant, il est quasiment impossible de prédire parfaitement tous les risques, ce qui provoque des écarts d'expériences : différences entre les projections et la réalité. Toutefois, ces écarts d'expérience doivent être contrôlés afin de prédire le meilleur Best Estimate Liability (montant estimé des flux futurs actualisés) nécessaire pour la norme Solvabilité 2, et également afin d'être en phase avec la nouvelle norme IFRS 17 où les écarts d'expérience impactent directement sur le résultat.

Chez PREDICA, des écarts d'expérience sont observés chaque année sur le périmètre emprunteur. Une étude a ainsi été mise en place afin de comprendre l'origine de ces écarts, dans le but de les réduire. Tout le processus de projection sera effectué et analysé. Ce processus se décompose en 2 étapes indépendantes. La 1^{ère} étape est la création d'une base de données à projeter sous Prophet (logiciel de projection). Cette base de données est appelée Model Point et elle se doit de reprendre l'intégralité des informations présentes dans le portefeuille en agrégeant les polices qui ont les mêmes risques, afin de réduire considérablement le temps de projection sans déformer les résultats obtenus. La 2^{nde} étape est le paramétrage sous Prophet, qui consiste principalement à renseigner les tables de mortalité, de passage en incapacité, etc. La cohérence des lois de mortalité et de sortie anticipée sera donc analysée.

Dans un premier temps, le processus de création des Model Points est analysé. L'étude se base sur l'année 2020, dernière année disponible pour permettre la projection et la comparaison avec les comptes réels au moment de l'étude. Seul le risque décès sur le périmètre immobilier sera analysé. Dans la création des Model Points, deux éléments qui sont susceptibles d'avoir un impact sur les projections sont relevés. Il s'agit d'un regroupement des assurés par tranche de 5 ans (qui biaiserait donc les sinistres, les lois n'étant pas linéaires en fonction de l'âge) ainsi qu'un mauvais calcul de durée résiduelle (durée restante des contrats) combiné à un filtre sur cette variable qui provoque la suppression de 9,2% des polices du portefeuille. Une projection de référence sous Prophet est effectuée ainsi qu'une projection sans tranche d'âge et une autre projection en intégrant un correctif sur le calcul de la durée résiduelle qui permet de réduire le nombre de polices rejetées à 1,2% (notamment des polices très proches de la fin de contrat). Chaque étape a un impact non négligeable sur le S/P (Sinistres/Primes). L'impact de la suppression de la tranche d'âge a pour effet de réduire le nombre de décès et donc le montant de sinistres et également d'augmenter légèrement les primes perçues. Le correctif de la durée résiduelle qui permet de prendre la quasi-intégralité du portefeuille permet de se rapprocher du montant de primes des comptes. Le montant de sinistres augmente également mais dans une

proportion moindre, ce qui permet également de diminuer le S/P et de se rapprocher des comptes.

	Projection Model Point référence	Projection Model Point âge par âge	Projection Model Point Final	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	638,25 M€	640,67 M€	723,11 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	280,10 M€	273,67 M€	298,17 M€	268,56 M€
S/P Décès	43,9%	42,7%	41,2%	36,7%

Tableau 1 : Récapitulatif des projections selon les Model Points

Au final, le montant de primes perçues est cohérent avec celui des comptes (il manque toujours 1,2% des polices dans les Model Points). En revanche, le montant de sinistres décès projetés est bien supérieur à celui des comptes. Une étude des lois de mortalité est donc effectuée.

L'analyse des lois de mortalité actuelles ne permettent pas de les réfuter, la sinistralité obtenue en 2020 est similaire à celle attendue via les lois. En revanche, une incohérence entre la méthode de création des lois et leur utilisation est constatée : les lois de mortalité sont construites indépendamment de l'état des assurés (valide, incapable ou invalide) alors qu'elles ne sont appliquées uniquement aux valides et incapables. Cela provoque donc 2 potentiels biais. Le premier biais repose sur le fait que la sinistralité projetée des valides et des incapables prend en compte la mortalité des invalides (supposée plus élevée). Le second biais repose sur le calcul de la mortalité des invalides qui est définie comme étant $1 - \text{probabilité de maintien en invalidité}$.

Pour corriger le 1^{er} biais, des lois de mortalité sont construites en excluant les assurés invalides de l'échantillon d'observation. Un écart entre les lois ainsi créées sans prendre en compte les invalides et au global est ainsi constaté (écart pouvant aller jusqu'à près de 6% de décès en moins pour les valides/incapables selon les âges).

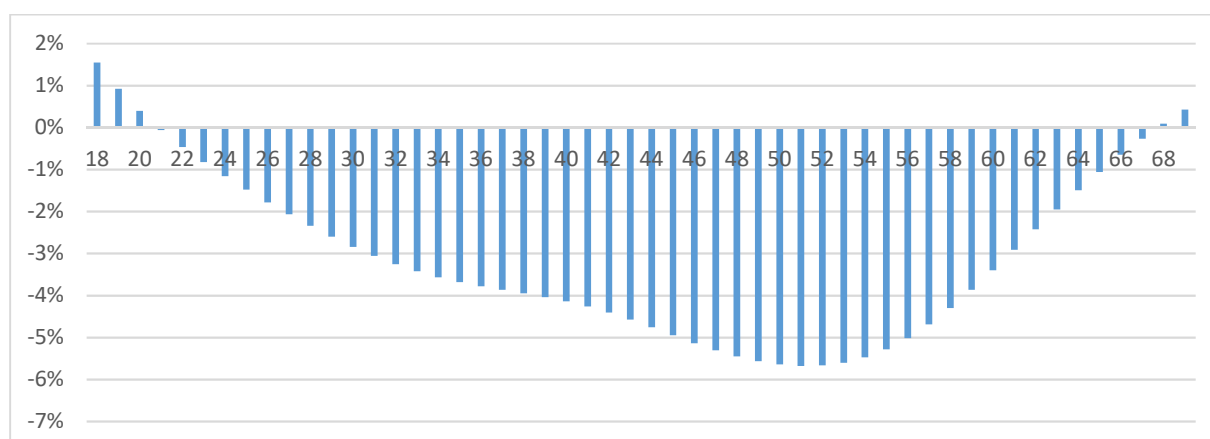


Figure 1 : Ecart de sinistralité entre les assurés valides ou incapables et les assurés au global

En ce qui concerne le 2nd biais, la mortalité projetée des invalides sous Prophet est bien plus grande que celle constatée dans les bases de données (638 contre 260). Toutefois, il est difficile de trouver une solution viable pour corriger ce problème étant donné qu'il est impossible de créer une loi de mortalité propre aux invalides dû à un manque de volumétrie. Pour autant, un test est effectué en appliquant la loi de mortalité du BCAC qui date de 2002. Le nombre de sinistres projetés diminue nettement (638 à 421) mais reste toujours nettement supérieur à la mortalité constatée dans les bases de données.

Le passage d'une loi globale à une loi sans invalide permet de diminuer les sinistres décès et de se rapprocher des comptes, tout comme avec le passage à la loi de mortalité du BCAC pour les invalides. En revanche, avec ce changement, une augmentation des sinistres arrêts de travail est également constatée.

	Projection Model Point Final Loi Globale	Projection Loi sans Invalide	Projection Loi sans Invalide + BCAC Décès	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	723,11 M€	723,13 M€	723,14 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	297,13 M€	288,64 M€	279,70 M€	268,56 M€
S/P Décès	41,1%	39,9%	38,7%	36,7%
BEL Décès	61,47 M€	60,81 M€	60,07 M€	-
BEL Arrêt Travail	863,72 M€	863,69 M€	866,67 M€	-
BEL Décès + Arrêt Travail	925,19 M€	924,50 M€	926,74 M€	-

Tableau 2 : Récapitulatif des projections selon les lois de mortalité

L'écart avec les comptes a bien été réduit, une partie provient du fait que les invalides sont toujours sur sinistrés dans le modèle. Enfin, un autre risque qui impacte toutes ces projections n'a pas encore été analysé : il s'agit du risque de sortie anticipée. La loi de sortie anticipée actuelle a été réalisée en 2019 sur des données d'observation allant de 2015 à 2017. Il est donc judicieux de s'interroger sur la nécessité ou non de mettre à jour la loi.

La loi de sortie anticipée comprend le risque de résiliation (transfert de l'assurance emprunteur chez un autre assureur, mais conserve le prêt) et le risque de rachat (remboursement anticipé du prêt, ce qui met fin au contrat d'assurance par la même occasion). Ces deux risques ne sont pas dissociés lors de la création de la loi mais ils permettent d'expliquer les évolutions du risque de sortie anticipée. En effet, le contexte actuel impacte chacun de ces risques. Des évolutions réglementaires concernant l'assurance emprunteur ont émergé durant cette dernière décennie avec les lois Hamon, Bourquin et enfin Lemoine qui ont pour principal objectif de rendre la résiliation de l'assurance emprunteur plus facile et rapide afin de favoriser la concurrence. Cela

aurait donc pour effet d'augmenter le risque de résiliation. D'autre part, les taux de prêt sur le périmètre immobilier ont été en forte baisse jusqu'à 2016-2017 puis en légère baisse jusqu'à courant 2021 et commencent à remonter fortement depuis fin 2021. Une baisse des taux aurait tendance à augmenter le risque de rachat alors qu'une hausse des taux aurait tendance à le diminuer.

Ces éléments avaient été pris en compte en 2019 lors de la création de la loi de sortie anticipée. Moins de rachats étaient attendus post 2019 étant donné que les taux baissaient plus lentement, donc moins de sorties anticipées. En revanche, la chute réelle de sorties anticipées a été moins importante que prévu, si bien que la loi ne modélise que 2 sorties sur 3 sur le périmètre immobilier (périmètre avec le plus d'enjeu). Ainsi, la loi nécessite d'être mise à jour. Un changement de granularité est également envisagé.

Actuellement la granularité retenue était une granularité par périmètre (immobilier, agricole/professionnel, consommation) et par ancienneté. La granularité par périmètre n'est pas remise en question en raison d'une différence significative des taux de sortie anticipée. En revanche, l'allure de la granularité par ancienneté n'est pas stable dans le temps : elle dépend de l'évolution des taux de prêt. Le choix d'une nouvelle granularité est donc à effectuer.

Des tests statistiques permettant de déterminer des variables impactant la sortie anticipée sont effectués. Les variables principales qui en ressortent sont : l'ancienneté, le taux de prêt, le périmètre, la catégorie socio-professionnel (CSP), l'âge et le capital initial (CI). La variable âge a un impact important sur le risque de sortie anticipée et propose une allure stable dans le temps, elle est donc conservée.

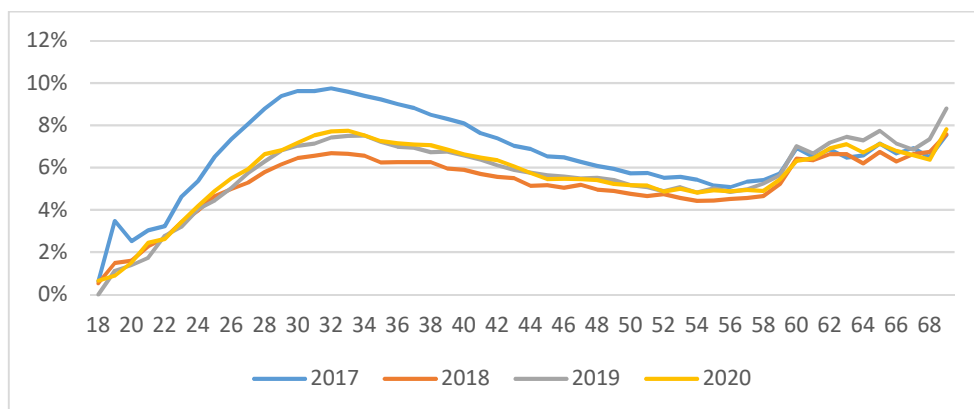


Figure 2 : Taux bruts de résiliation par âge et par année sur le périmètre immobilier

De nombreux tests sont ensuite réalisés pour affiner le choix de la granularité entre les variables CSP et CI, ou encore un croisement entre les deux. Des projections sous Prophet sont également réalisées afin de déterminer la granularité qui permet de projeter de manière optimale le risque. Peu de différences sont observées sur les Best Estimates, et encore moins de différences sont observées en projection de 1^{ère} année. Le choix de la granularité a donc été déterminé en favorisant celle qui permettait le temps de calcul le plus faible, c'est-à-dire la même granularité que les lois décès existantes : une granularité par CI.

Une fois ce choix effectué, il ne reste plus qu'à déterminer la méthode de lissage. Au vu de l'allure des courbes par âge, le lissage de Whittaker-Henderson est retenu mais il convient de choisir entre un lissage au global ou un lissage par morceaux, en raison de la hausse des taux de sortie anticipée observée vers l'âge de la retraite. Les deux méthodes de lissages sont donc effectuées sur chaque périmètre, et une dernière projection sous Prophet est réalisée afin de tester les impacts du lissage.

Très peu de différences sont observées mais la projection du lissage au global permet de se rapprocher au maximum de celle des taux bruts. Le lissage au global est donc retenue.

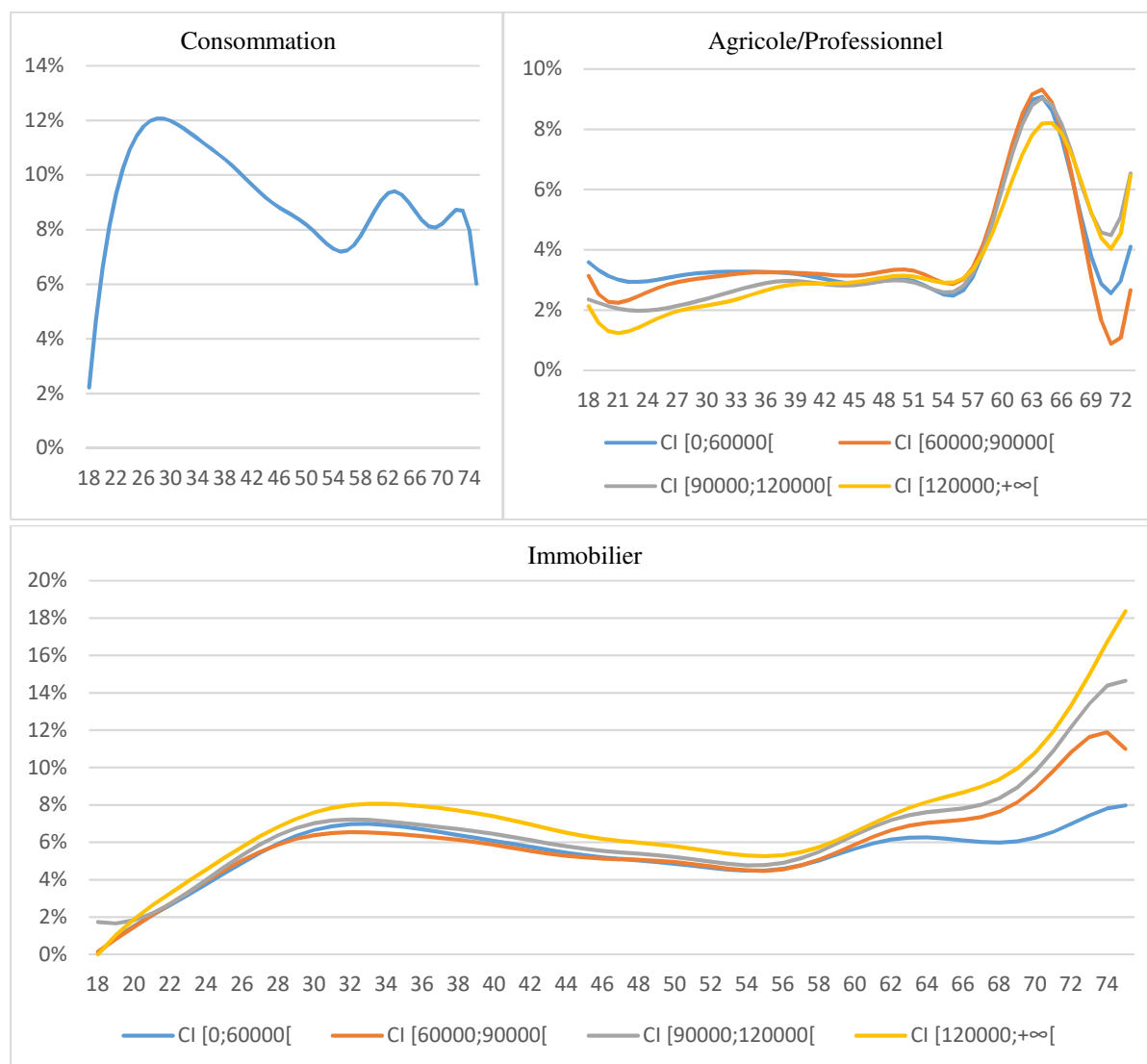


Figure 3 : Lois finales de sortie anticipée par périmètre, par âge et par tranche de CI

Ce processus de revues a permis de corriger la création des Model Points ainsi que de construire des nouvelles lois offrant une meilleure modélisation du risque. Des évolutions pourraient encore être effectuées, notamment sur la loi de sortie anticipée, en déterminant l'impact des taux de prêt sur les taux de sortie anticipée.

Synthesis

Many risks coexist within the creditor insurance (death risk, work stoppage risk, job loss risk, termination risk, lapse risk, etc.). Since 1993, insurers have been able to use “Best Estimate” tables to estimate their own risks instead of using regulatory tables. This enable them to estimate the risks of their policyholders more precisely in order to have a vision of future flows as close as possible to reality. However, it is almost impossible to predict all risks perfectly, which causes actuarial losses: differences between projections and reality. However, these actuarial losses must be controlled in order to predict the best Best Estimate Liability (estimated amount of discounted future flows) required for the Solvency 2 standard, and also to be in line with the new IFRS 17 standard where actuarial losses directly impact the result.

At PREDICA, actuarial losses are observed every year in the borrower scope. A study was set up to understand the origin of these differences, with the aim of reducing them. The entire projection process will be performed and analyzed. This process is broken down into 2 independent steps. The first step is the creation of a database to project under Prophet (projection software). This database is called Model Point and it must include all the information in the portfolio by aggregating the policies that have the same risks, in order to significantly reduce the projection time without distorting the obtained results. The second step is the configuration under Prophet, which mainly consists of filling in the tables of mortality, of transition probability, etc. The coherence of mortality laws and early exit laws will therefore be analyzed.

First, the process of creating Model Points is analyzed. The study is based on the year 2020, the last year available for projection and comparison with current accounts at the time of the study. Only the risk of death on the real estate scope will be analyzed. In the creation of the Model Points, two elements that are likely to have an impact on the projections are identified. This is a grouping of insured persons by 5 years (which would therefore bias claims, the laws not being linear according to age) as well as a miscalculation of residual maturity (remaining term of contracts) combined with a filter on this variable that causes the deletion of 9.2% of the portfolio fonts. A reference projection under Prophet is performed as well as a projection without age group and another projection by integrating a fix on the calculation of the residual duration that reduces the number of rejected fonts to 1.2% (especially policies very close to the end of the contract). Each stage has a significant impact on the C/P (Claims/Premiums). The impact of the abolition of the age group has the effect of reducing the number of deaths and therefore the amount of claims and also of slightly increasing the premiums received. The residual maturity fix, which makes it possible to take almost the entire portfolio, allows us to approximate the amount of premiums in the accounts. The amount of claims also increases, but to a lesser extent, which also reduces the C/P and reconciles the accounts.

	Projection of the reference Model Point	Projection of the age by age Model Point	Projection of the final Model Point	2021 estimated accounts (IBNR Included)
Death Premiums	638,25 M€	640,67 M€	723,11 M€	731,49 M€
Death Claims	280,10 M€	273,67 M€	298,17 M€	268,56 M€
Death C/P	43,9%	42,7%	41,2%	36,7%

Tableau 3 : Summary of projections according to Model Points

At the end, the amount of premiums collected is consistent with those of the accounts (1.2% of the policies are still missing from the Model Points). On the other hand, the projected death claims are much higher than the accounts. A study of the mortality laws is therefore carried out.

The analysis of the current mortality laws does not allow to refute them, the number of death obtained in 2020 is similar to the one expected through the laws. On the other hand, an inconsistency between the method of creation of laws and their use is observed: mortality laws are constructed independently of the state of the insured (valid, incapable or invalid) while they are applied only to the valid and incapable. This causes 2 potential biases. The first bias is based on the fact that the projected loss of the valid or the incapable is taking into account the mortality of the disabled (assumed higher). The second bias is based on the calculation of disability mortality which is defined as $1 - \text{probability of continued disability}$.

To correct the first bias, mortality laws are constructed by excluding disabled policyholders from the observation sample. A gap between the laws thus created without taking into account the disabled and the overall ones is therefore observed (gap of up to nearly 6% less deaths for the valid/incapable according to the ages).

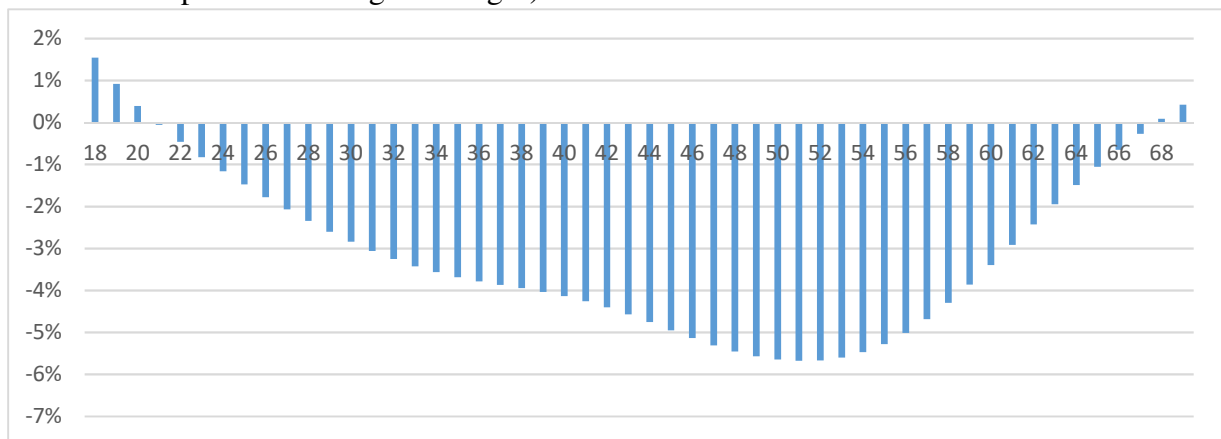


Figure 4 : Claim differences between valid or incapable insured people and total insured people

As for the second bias, the projected mortality of invalids under Prophet is much greater than that found in the databases (638 against 260). However, it is difficult to find a viable solution to this problem since it is impossible to create a mortality law specific to disabled due to a lack of volume. However, a test is performed by applying the COCI mortality law that dates from

2002. The projected number of claims decreases significantly (638 to 421) but still far exceeds the mortality found in the databases.

The change from a global law to a law without invalidity makes it possible to reduce the death claims and to reconcile the accounts, just as with the change to the death law of the COCI for invalids. However, with this change, there is also an increase in work stoppage claims.

	Projection of the final Model Point with the global law	Projection with the law without invalid insured people	Projection with the law without invalid insured people + COCI death law	2021 estimated accounts (IBNR Included)
Death Premiums	723,11 M€	723,13 M€	723,14 M€	731,49 M€
Death Claims	297,13 M€	288,64 M€	279,70 M€	268,56 M€
Death C/P	41,1%	39,9%	38,7%	36,7%
Death BEL	61,47 M€	60,81 M€	60,07 M€	-
Work Stoppage BEL	863,72 M€	863,69 M€	866,67 M€	-
Work Stoppage + Death BEL	925,19 M€	924,50 M€	926,74 M€	-

Tableau 4 : Summary of projections according to death law

The difference with the accounts has been reduced, a part of it comes from the fact that the disabled are still over claimed in the model. Finally, another risk impacting all these projections has not yet been analysed: this is the early exit risk. The current early exit law was implemented in 2019 on observation data from 2015 to 2017. It is therefore wise to consider whether or not the law should be updated.

The early exit law includes the risk of termination (transfer of the borrower insurance to another insurer, but retain the loan) and the lapse risk (early repayment of the loan, which ends the insurance contract at the same time). These two risks are not dissociated at the time of the creation of the law but they allow to explain the evolution of the early exit law. Indeed, the current context impacts each of these risks. Regulatory developments regarding borrower insurance have emerged in the last decade with the Hamon laws, Bourquin and finally Lemoine, whose main objective is to make the termination of borrower insurance easier and faster in order to promote competition. This would increase the risk of termination. On the other hand, real estate lending rates fell sharply until 2016-2017, then fell slightly until 2021, and have started to rise sharply since the end of 2021. A fall in rates would tend to increase the lapse risk while a rise in rates would tend to decrease it.

These elements were taken into account in 2019 when the early exit law was created. Fewer redemptions were expected post 2019 as rates fell more slowly, resulting in fewer early exits. On the other hand, the real drop in early exits was less significant than expected, so that the law only models 2 exits out of 3 on the real estate perimeter (scope with the more stakes). So the law needs to be updated. A change in granularity is also being considered.

Currently, the granularity used was granularity by scope (real estate, agricultural/professional, consumption) and by seniority. The granularity by scope is not questioned due to a significant difference in the early exit rates. On the other hand, the pace of granularity by seniority is not stable over time: it depends on the evolution of loan rates. The choice of a new granularity is therefore to be made.

Statistical tests to determine variables impacting early exit are performed. The main variables that emerge are: seniority, loan rate, scope, socio-professional category (PSC), age and initial capital (CI). The age variable has a significant impact on the risk of early exit and offers a stable look over time, so it is retained.

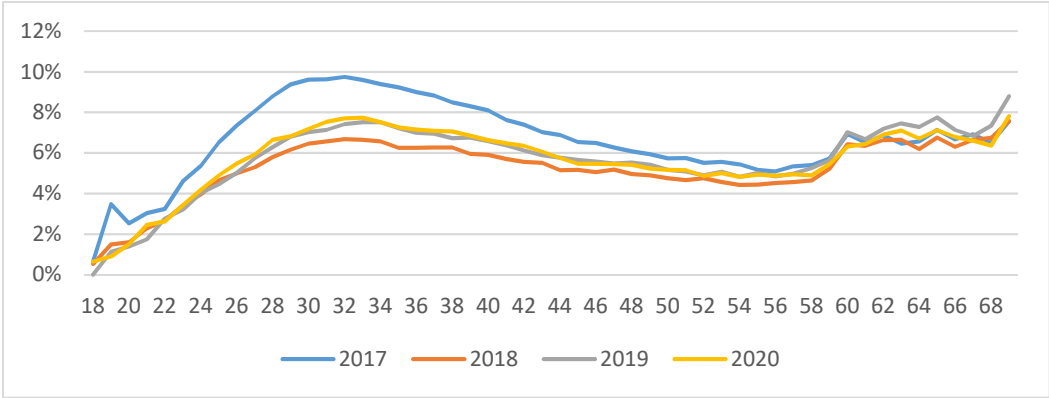


Figure 5 : Gross termination rates by age and year on the real estate scope

Many tests are then performed to refine the choice of granularity between the SPC and IC variables, or a cross between the two. Projections under Prophet are also made in order to determine the granularity that makes it possible to project the risk optimally. Few differences are observed on the Best Estimates, and even fewer differences are observed in the first year projection. The choice of granularity was therefore determined by favouring the one that allowed the lowest calculation time, which is the same granularity as the existing death laws: a granularity per IC.

Once this choice is made, it remains only to determine the smoothing method. In view of the speed of the age curves, Whittaker-Henderson smoothing is used but it is necessary to choose between overall smoothing or piecemeal smoothing because of the increase in early exit rates observed towards retirement age. The two smoothing methods are therefore carried out on each perimeter, and a final projection under Prophet is carried out to test the smoothing impacts.

Very few differences are observed but the projection of the overall smoothing allows to get as close as possible to that of the crude rates. The overall smoothing is therefore retained.

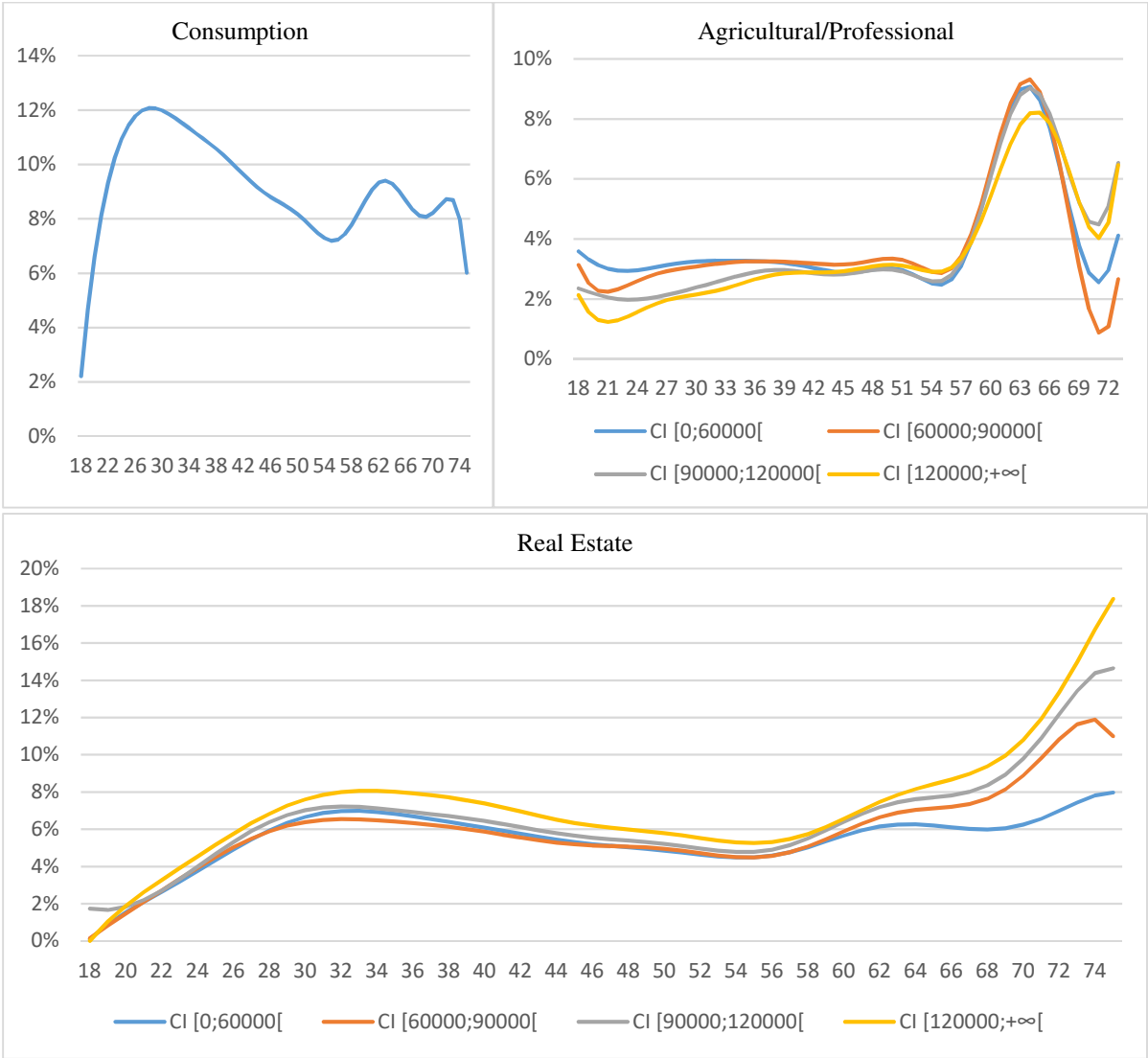


Figure 6 : Final early exit laws by scope, age and instalment of IC

This review process permitted to correct the creation of Model Points as well as to create new laws offering better risk modelling. Improvements could still be made, in particular on the early exit law, by determining the impact of loan rates on early exit rates.

Table des matières

REMERCIEMENTS	3
RESUME	4
ABSTRACT.....	5
NOTE DE SYNTHÈSE	6
SYNTHESIS	11
TABLE DES MATIÈRES	16
LISTE DES FIGURES.....	18
LISTE DES TABLEAUX.....	21
LISTE DES ABREVIATIONS.....	22
INTRODUCTION	23
1 CONTEXTE.....	24
1.1 PRESENTATION DE L'ASSURANCE EMPRUNTEUR.....	24
1.2 L'ASSURANCE EMPRUNTEUR AU CREDIT AGRICOLE	25
1.3 SCHEMA DE PRODUCTION DES FLUX « BEST ESTIMATE » PROJETES	26
1.3.1 Production d'une base de données historique.....	26
1.3.2 Création des lois « Best Estimate ».....	26
1.3.3 Construction des bases de données à projeter	26
1.3.4 Projection des flux « Best Estimate ».....	27
1.4 NECESSITE DE MAITRISER LES ECARTS D'EXPERIENCE SOUS IFRS 17.....	28
2 ADEQUATION DES BASES DE DONNEES	29
2.1 CONTROLES QDD DES DIFFERENTES BASES UTILISEES.....	29
2.2 ANALYSE DE LA METHODE DE CREATION DES MODEL POINTS	30
2.2.1 Généralité sur les Model Points.....	30
2.2.2 Retraitements de la vue métier.....	30
2.2.3 Agrégations et nouvelles modalités.....	32
2.2.4 Construction des Model Points	34
2.3 PROPOSITION DE NOUVELLES METHODES DE CREATION	35
2.3.1 Suppression de la tranche d'âge à la souscription.....	35
2.3.2 Intégration des polices manquantes.....	36
2.4 ANALYSE DES IMPACTS SOUS PROPHET	36
3 ADEQUATION DES LOIS DE MORTALITE « BEST ESTIMATE ».....	39
3.1 ANALYSE DE LA COHERENCE ENTRE LA CREATION DES LOIS DE MORTALITE ET LEURS UTILISATIONS ...	39
3.2 CREATION D'UNE NOUVELLE LOI DE MORTALITE NE PRENANT PAS EN COMPTE LES INVALIDES.....	40
3.2.1 Aspect théorique de la construction d'une loi de mortalité.....	40

3.2.2	<i>Taux bruts avec la même granularité</i>	43
3.2.3	<i>Lissage par Whittaker Henderson et Makeham</i>	45
3.2.4	<i>Comparaison des lois</i>	49
3.2.5	<i>Etude des impacts sous Prophet</i>	51
3.3	PROPOSITION DE NOUVELLES TABLES POUR MODELISER LA MORTALITE DES INVALIDES.....	52
3.3.1	<i>Modélisation actuelle</i>	52
3.3.2	<i>Changement de table pour modéliser la mortalité des invalides</i>	53
3.3.3	<i>Etude des impacts sous Prophet</i>	53
3.4	CONCLUSION	53
4	ADEQUATION DES LOIS DE SORTIE ANTICIPEE « BEST ESTIMATE »	56
4.1	CONTEXTE.....	56
4.1.1	<i>Définition d'une loi de résiliation</i>	56
4.1.2	<i>Contexte actuel pouvant impactant la résiliation</i>	57
4.1.3	<i>Lois Actuelles</i>	57
4.2	CHOIX DE LA VARIABLE EXPLICATIVE	61
4.2.1	<i>Tests statistiques</i>	61
4.2.1.1	V de Cramer	61
4.2.1.2	Algorithme CART	62
4.2.2	<i>Lois par âge</i>	64
4.2.2.1	Lois par CSP.....	65
4.2.2.2	Lois par CI.....	72
4.2.2.3	Lois par CSP * CI.....	76
4.2.3	<i>Projections des différentes granularités envisagées</i>	80
4.3	COMPARAISON DE LISSAGES DES LOIS	85
4.3.1	<i>Tests mesurant la qualité de l'ajustement</i>	85
4.3.2	<i>Lissages des lois et tests de performances</i>	87
4.4	LOIS DE RESILIATION DEFINITIVES.....	91
4.4.1	<i>Choix des lissages définitifs</i>	91
4.4.2	<i>Récapitulatif des lois de résiliation obtenues</i>	92
	CONCLUSION.....	94
	BIBLIOGRAPHIE.....	95
	ANNEXES.....	96

Liste des figures

Figure 1 : Ecart de sinistralité entre les assurés valides ou incapables et les assurés au global.	7
Figure 2 : Taux bruts de résiliation par âge et par année sur le périmètre immobilier	9
Figure 3 : Lois finales de sortie anticipée par périmètre, par âge et par tranche de CI.....	10
Figure 4 : Claim differences between valid or incapable insured people and total insured people	12
Figure 5 : Gross termination rates by age and year on the real estate scope.....	14
Figure 6 : Final early exit laws by scope, age and instalment of IC	15
Figure 7 : Schéma de vie d'un contrat de prêt	35
Figure 8 : Diagramme de Lexis.....	41
Figure 9 : Taux de mortalité bruts au global et ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans	44
Figure 10 : Ecart entre les taux de mortalité bruts au global avec ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans.....	45
Figure 11 : Taux de mortalité lissés au global et ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans....	50
Figure 12 : Ecart entre les taux de mortalité lissés au global avec ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans.....	51
Figure 13 : Evolution des taux de prêt sur le périmètre immobilier entre 2011 et 2021.....	57
Figure 14 : Taux bruts des lois actuelles de résiliation avant correctifs	58
Figure 15 : Taux bruts des lois actuelles de résiliation après correctifs.....	58
Figure 16 : Taux bruts de résiliation à iso méthode sur la nouvelle période d'observation.....	59
Figure 17 : Taux bruts de résiliation par ancienneté et par année sur le périmètre immobilier	60
Figure 18 : Algorithme CART sur l'année 2019 sur l'ensemble du portefeuille	63
Figure 19 : Algorithme CART sur l'année 2019 sur le périmètre Immobilier	64
Figure 20 : Taux bruts de résiliation par âge et par année sur le périmètre immobilier	65
Figure 21 : Taux de résiliation par CSP en 2020	67
Figure 22 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier en montant par CSP	68
Figure 23 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier par âge et par CSP.....	68
Figure 24 : Répartition de l'exposition sur le périmètre Agricole/Professionnel en montant par CSP.....	69
Figure 25 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel par âge et par CSP	69

Figure 26 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier/Agricole/Professionnel en montant par CSP.....	70
Figure 27 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier/Agricole/Professionnel par âge et par CSP.....	70
Figure 28 : Répartition de l'exposition sur le périmètre consommation en montant par CSP.	71
Figure 29 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge et par CSP.....	71
Figure 30 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier en montant par CI.....	72
Figure 31 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier par âge et par CI.....	73
Figure 32 : Répartition de l'exposition sur le périmètre Agricole/Professionnel en montant par CI.....	73
Figure 33 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel par CI.....	74
Figure 34 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge.....	75
Figure 35 : Répartition de l'exposition sur le périmètre consommation en montant par CI....	75
Figure 36 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge et par CI.....	76
Figure 37 : Résiliation des cadres/salariés selon le CI sur le périmètre immobilier	77
Figure 38 : Répartition de l'exposition des cadres/salariés en montant par CI sur le périmètre immobilier	77
Figure 39 : Taux bruts de résiliation des cadres/salariés par âge et par CI sur le périmètre immobilier	78
Figure 40 : Répartition de l'exposition des ouvriers en montant par CI sur le périmètre immobilier	78
Figure 41 : Taux bruts de résiliation des ouvriers par âge et par CI sur le périmètre immobilier	79
Figure 42 : Répartition de l'exposition des agriculteurs en montant par CI sur le périmètre immobilier	79
Figure 43 : Taux bruts de résiliation des agriculteurs par âge et par CI sur le périmètre immobilier	80
Figure 44 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Immobilier pour la tranche de CI [0 ; 60000[.....	87
Figure 45 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel pour la tranche de CI [0 ; 60000[.....	88
Figure 46 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Consommation	89
Figure 47 : Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Consommation.....	90

Figure 48 : Loi de résiliation sur le périmètre Consommation finale	92
Figure 49 : Lois de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel finales.....	93
Figure 50 : Lois de résiliation sur le périmètre Immobilier finales.....	93

Liste des tableaux

Tableau 1 : Récapitulatif des projections selon les Model Points.....	7
Tableau 2 : Récapitulatif des projections selon les lois de mortalité	8
Tableau 3 : Summary of projections according to Model Points.....	12
Tableau 4 : Summary of projections according to death law	13
Tableau 5 : Comparaison des données Base Loi / Inventaire / Vue Métier.....	29
Tableau 6 : Tranche des lois de mortalité	31
Tableau 7 : Données Vue Métier Immobilier.....	34
Tableau 8 : Données Model Point de référence	34
Tableau 9 : Données Model Point final.....	36
Tableau 10 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point de référence avec les comptes sur 2020.....	37
Tableau 11 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point âge par âge avec les comptes sur 2020.....	37
Tableau 12 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point final avec les comptes sur 2020.....	38
Tableau 13 : Impact sous Prophet de la loi de mortalité sans invalides.....	52
Tableau 14 : Impact sous Prophet de la loi de mortalité du BCAC pour les invalides	53
Tableau 15 : Impacts sur le BEL des nouvelles lois de mortalité	54
Tableau 16 : Impacts sur le BE Primes et sur le BE sinistres des nouvelles lois de mortalité.	54
Tableau 17 : Coefficients de Cramer.....	62
Tableau 18 : Projection Prophet des lois de résiliation actuelles	82
Tableau 19 : Projection Prophet de différentes granularités de lois de résiliation.....	83
Tableau 20 : Projection Prophet 1 ^{ère} année de différentes granularités de lois de résiliation ..	84
Tableau 21 : Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Immobilier pour la tranche de CI [0 ; 60000[.....	88
Tableau 22: Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel pour la tranche de CI [0 ; 60000[..	89
Tableau 23 : Projections BE des lois de résiliation lissées	91
Tableau 24 : Projection sur la 1 ^{ère} année des lois de résiliation lissées	92

Liste des abréviations

CI: Capital Initial

CRD: Capital Restant Dû

CSR: Capitaux Sous Risques

CSP: Catégorie Socio-Professionnel

Immo: Immobilier

Agripro: Agricole/Professionnel

Conso: Consommation

BE: Best Estimate

BEL: Best Estimate Liability

S2: Solvabilité 2

ADE: Assurance des Emprunteurs

MP: Model Point

IBNR: Incurred But Not Reported

S/P : Sinistres/Primes

DC : Décès

AT : Arrêt de Travail

W-H : Whittaker-Henderson

Introduction

L'assurance emprunteur est un domaine avec beaucoup d'enjeu, où de nombreux risques existent (décès, arrêt de travail etc.). Les nouvelles réglementations prudentielles (Solvabilité II) et comptables (IFRS 17) imposent une estimation sans biais de ces risques. Dès lors, le recours à des tables d'expériences « Best Estimate » est primordial. Il s'agit de tables qui s'adaptent à la population assurée dans le but de modéliser les risques biométriques de cette population afin de représenter au mieux le risque réel du portefeuille.

Ces tables sont utilisées dans les projections sous Solvabilité II de PREDICA pour le calcul des provisions et du SCR (Solvency Capital Requirement). Elles doivent donc en permanence être en adéquation avec le risque réel du portefeuille. Un contrôle régulier ou une mise à jour régulière des lois est ainsi nécessaire.

Malgré ces évolutions régulières, des écarts d'expérience (écarts entre les hypothèses et la réalité) sont observés chaque année. Ces écarts peuvent être dus à une dérive du risque non prise en compte ou à tout autre type d'erreur de modélisation.

L'objectif de ce mémoire sera donc de déterminer les sources de ces écarts d'expérience et d'apporter des solutions pour les réduire. La première partie portera sur la présentation de l'assurance emprunteur et du processus de projection des flux « Best Estimate ». Dans un second temps, une analyse de la cohérence des données sera effectuée. Par la suite, une étude concernant les différentes lois de mortalité permettra de déterminer une inadéquation entre la méthodologie de construction des lois et leurs utilisations. Enfin, une nouvelle loi de sortie anticipée sera créée afin de se rapprocher davantage du risque réel.

1 Contexte

1.1 Présentation de l'assurance emprunteur

L'assurance emprunteur (ADE) est une assurance destinée aux personnes souhaitant souscrire un contrat de prêt. Bien que non obligatoire, elle est quasi tout le temps indispensable pour obtenir un crédit. Cette assurance couvre à minima le décès et la Perte Totale et Irréversible d'Autonomie (PTIA) : état d'invalidité nécessitant l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes de la vie quotidienne. Cette garantie couvre le capital restant dû lié au prêt en cas de décès ou de PTIA. Il existe également d'autres types de garanties comme l'Incapacité Temporaire Totale de travail (ITT), l'Invalidité Permanente Totale (IPT) mais également la Perte d'Emploi (PE), qui couvrent les mensualités du prêt en cas de survenance du risque.

Il s'agit d'un des principaux marchés de l'assurance. Son chiffre d'affaire est en hausse depuis de nombreuses années jusqu'à atteindre un chiffre d'affaire de 10,3 milliards d'euros en 2020, dont 69% proviennent des prêts immobiliers. C'est un marché qui suscite beaucoup d'intérêt au niveau législatif avec l'apparition de lois qui se succèdent depuis 2010.

L'ensemble des lois ont eu comme objectif d'informer davantage les emprunteurs de ce qu'est l'assurance emprunteur, ainsi que de leur permettre de la résilier plus facilement et plus régulièrement dans le but de réduire le monopole des banques. Les lois ainsi que leurs principales mesures sont les suivantes :

- La loi Lagarde du 1^{er} juillet 2010 : elle oblige les banques à fournir aux emprunteurs une fiche qui décrit leurs besoins en assurance. Ils sont alors libres de souscrire à l'assurance de leur choix tant qu'elle respecte les exigences demandées. La banque n'a ni le droit de refuser la délégation d'assurance ni le droit de proposer un taux de crédit avantageux à condition que l'emprunteur souscrive à son assurance emprunteur.
- La loi Hamon du 17 mars 2014 : elle rend possible la résiliation de l'assurance emprunteur à tout moment pendant les 12 mois à compter de la signature de l'offre de prêt, à condition que la nouvelle assurance couvre au minimum les mêmes garanties que le précédent contrat.
- L'amendement Bourquin du 22 février 2017 : elle offre la possibilité de changer d'assurance emprunteur à chaque anniversaire du contrat de prêt, toujours à condition que la nouvelle assurance couvre au minimum les mêmes garanties que le précédent contrat.
- La loi Lemoine du 28 février 2022 : elle impose la suppression du questionnaire médical pour les emprunts immobiliers dont les montants assurés sont inférieurs à 200 000€ et dont l'âge de fin de couverture est inférieur à 65 ans dès le 1^{er} juin 2022, et elle offre la possibilité de résilier à tout moment son assurance emprunteur pour les offres de prêt débutants après le 1^{er} juin 2022, et à tout moment à partir du 1^{er} septembre 2022 pour

les prêts déjà en cours au 1^{er} juin 2022 (tant que la nouvelle assurance couvre au minimum les mêmes garanties que le précédent contrat).

Ces lois viennent donc challenger les assureurs qui doivent être en mesure d'estimer au mieux le risque de chaque emprunteur afin de ne pas proposer un tarif trop faible pour ne pas être déficitaire mais sans également proposer un tarif trop élevé pour éviter que l'assuré ne souscrive son assurance chez un autre assureur ou ne la résilie par la suite.

1.2 L'assurance emprunteur au Crédit Agricole

L'organisation de la gestion de l'assurance emprunteur chez Crédit Agricole a évolué ces dernières années.

Avant 2017, elle se décompose entre plusieurs acteurs :

- Le réseau de distribution qui se décompose en 39 caisses régionales. Ce réseau s'occupe du processus d'entrée dans l'assurance et s'occupe de la gestion des sinistres.
- CNP Assurances : coassure le risque décès pour une quote part de 50% et assure tous les autres risques en totalité. CNP Assurances définit la politique de sélection des risques et de contrôle des sinistres, effectue la sélection médicale et l'instruction des sinistres, tarifie les contrats et établit les comptes de résultats.
- PREDICA (Crédit Agricole Assurance Vie) :

Depuis 2017, un programme d'internalisation de l'assurance emprunteur se développe et les nouveaux contrats d'assurance emprunteur sont entièrement assurés par PREDICA.

L'assurance emprunteur au Crédit Agricole se répartit sur 3 types de produits correspondant au type de prêt :

- Immobilier : représente environ 70% du chiffre d'affaire de l'assurance emprunteur.
- Agricole/Professionnel : représente environ 15% du chiffre d'affaire de l'assurance emprunteur.
- Consommation : représente environ 15% du chiffre d'affaire de l'assurance emprunteur.

Quelques chiffres de l'assurance emprunteur chez Crédit Agricole :

- Environ 6 000 000 d'assurés
- 630 milliards de Capitaux Sous Risques (Capital restant dû * Quotité décès)
- Indemnise environ 10 000 décès par année
- Indemnise environ 30 000 nouveaux sinistres arrêt de travail par année
- Indemnise environ 1 000 nouveaux sinistres perte d'emploi par année

1.3 Schéma de production des flux « Best Estimate » projetés

1.3.1 Production d'une base de données historique

Pour construire les lois « Best Estimate », il est nécessaire de construire une base de données avec une vision historique des contrats. La base de données construite par PREDICA est une base allant de juin 2016 à mai 2020 c'est-à-dire qui regroupe tous les contrats étant au minimum en cours pendant 1 jour sur cette période. Dès lors, tout l'historique du contrat est à disposition (même s'il débute avant juin 2016). Les données présentes dans la base de données sont arrêtées au 31/12/2020, ce qui permet d'avoir un recul suffisant concernant la remontée des sinistres ou de la remontée des sorties anticipées.

Les principales informations à notre disposition sont le début et la fin de prêt, le Capital Initial (CI) et le Capital Restant Dû (CRD), Type de Prêt (Immobilier, Consommation ou Professionnel/Agriculture), Caisse Régionale du prêt, Début de couverture de l'assurance, Fin de couverture de l'assurance, Date de naissance de l'assuré, Sexe de l'assuré, Catégorie Socio-Professionnel, Date de survenance du sinistre (s'il existe) ainsi que le type de sinistre (Décès, Incapacité, ...), la date de paiement du sinistre et la date de clôture du sinistre (si elle existe) et enfin les identifiants d'assuré, du prêt, du sinistre (s'il existe) qui nous permettent d'obtenir d'autres informations dans d'autres bases si nécessaire.

1.3.2 Création des lois « Best Estimate »

Le but de cette base est d'avoir une vision historique des contrats qui puisse permettre de créer des lois pour modéliser les risques futurs. Ces lois portent la qualification « Best Estimate » puisqu'il s'agit de lois créées par les données des assurés qui sont les plus représentatifs pour estimer le risque des assurés encore présents et des suivants. Il existe plusieurs types de lois « Best Estimate » sur l'assurance emprunteur : il y a les lois de mortalité, les lois de passage et de maintien en incapacité/invalidité et enfin les lois de sortie anticipée. Dans ce mémoire, nous nous intéresserons seulement aux lois de mortalité et aux lois de sortie anticipée. Les méthodes de création de ces lois seront détaillées dans la suite du mémoire.

1.3.3 Construction des bases de données à projeter

Une autre base de données importante pour projeter les flux est la base dite « Vue Métier ». Cette base est une représentation du portefeuille d'assurance à une date fixée contrairement à la base loi, mais elle comprend toutes les mêmes données à l'exception des contrats qui ne sont plus en cours. Il existe une base pour chaque mois de chaque année, qui correspond donc à une « photo » du portefeuille à la fin du mois indiqué.

De plus, afin d'optimiser les temps de calcul dans le logiciel de projection Prophet, cette base est retraitée et modifiée avant d'arriver en input de Prophet. L'idée est de créer des groupes de

contrats qui ont les mêmes caractéristiques (que ce soit liée au prêt, ou à l'assuré) de sorte que la projection soit identique, peu importe que ce soit la base non retraitée ou retraitée qui se trouve en input de Prophet. Concrètement, cela revient principalement à regrouper tous les assurés qui ont les mêmes risques aussi bien sur le risque décès, arrêt de travail et de sortie anticipée. Cette base ainsi retraitée se dénommera « Model Point ».

Le détail concernant la création des Model Point se trouvera dans la partie 2 du mémoire.

La dernière Vue Métier disponible au 31 décembre au moment de l'étude est celle de 2019. Cette Vue Métier sera donc utilisée pour la construction des Model Points dans l'optique de projeter les flux sur l'année 2020.

1.3.4 Projection des flux « Best Estimate »

Le principe de la projection sous Prophet est de simuler l'évolution d'un portefeuille pour les prochaines années. Pour ce faire, pour chaque ligne d'assuré en input, le modèle va calculer mensuellement le montant de primes reçues, le montant de prestations lié aux sinistres décès et arrêt de travail etc. Il mettra ensuite à jour les informations de chaque ligne d'assuré (âge, ancienneté, capital restant dû etc.) puis il recommence et cela jusqu'à la fin de chaque prêt.

En ce qui concerne les risques de mortalité, de sortie anticipée ou d'arrêt de travail, le modèle est non binaire : le modèle n'applique pas de probabilité pour déterminer s'il y a survenance au risque ou non. Par exemple, pour un assuré qui a une probabilité de 1% de décéder durant le prochain mois, le modèle ne va pas considérer que l'assuré à 1% de chance de décéder et 99% de chance de rester en vie. En revanche, il va considérer que 1% du prêt « décède » et que 99% du prêt « reste en vie ». Ainsi, 1% du prêt sera considéré comme un sinistre décès et 99% du prêt ne sera pas considéré comme sinistré et sera donc modélisé le mois prochain.

Ainsi, le modèle calcule les montants estimés des flux futurs actualisés (des primes, des sinistres etc.) qui sont définis comme étant des Best Estimates (BE Primes, BE Sinistres, BE Frais, BE Commissions, BE Réassurance). La somme de tous les différents BE hormis le BE de primes moins le BE de primes représente le Best Estimate Liability (BEL).

$$BEL = BE \text{ Charges} - BE \text{ Primes}$$

Où $BE \text{ Charges} = BE \text{ Sinistres} + BE \text{ Frais} + BE \text{ Commissions} + BE \text{ Réassurance}$.

Un BEL positif signifie que l'assureur doit prévoir des pertes sur la fin de vie de ces contrats. A l'inverse, un BEL négatif signifie que l'assureur devrait réaliser des marges sur la fin de vie de ces contrats.

1.4 Nécessité de maîtriser les écarts d'expérience sous IFRS 17

Avec l'arrivée de la norme IFRS 17 au 1^{er} janvier 2023, la nécessité de maîtriser les écarts d'expérience devient primordiale. En effet, les écarts d'expériences impactent directement le résultat sous IFRS 17.

Sous la nouvelle norme IFRS 17, on a l'égalité suivante à souscription d'un contrat :

$$\begin{aligned} \text{Primes perçues} &= \text{BE Charges} + \text{RA} + \text{CSM} \\ (\text{Actifs}) &= (\text{Passifs}) \end{aligned}$$

Où: $\text{BE Charges} = \text{BE Sinistres} + \text{BE Frais} + \text{BE Commissions} + \text{BE Réassurance}$.

RA représente l'ajustement au titre du risque non financier.

CSM représente la marge de service contractuelle.

De ce fait, aucun profit n'est directement constaté à l'origine du contrat. En revanche, les profits futurs attendus sont mis au passif sous l'appellation CSM. Le RA peut également être considéré comme une seconde marge qui permet de faire face à une potentielle dérive du risque non financier.

Pour comprendre comment les écarts d'expérience impactent le résultat sous IFRS 17, supposons d'abord que le BE à la souscription soit parfaitement estimé, c'est-à-dire que tout au long de la vie du contrat, il n'y a aucun écart d'expérience. Dans ce cas, le résultat de chaque arrêté correspond à la somme du relâchement de CSM (variable selon les arrêts) et du relâchement de RA (identique à chaque arrêté). L'évolution du résultat d'assurance pourrait ainsi être prédite à l'avance : le résultat de chaque arrêté serait défini dès le début du contrat.

Dans le cas où un écart d'expérience apparaît à l'arrêté N, cela impacte directement les profits futurs attendus, c'est-à-dire la CSM. Ainsi la CSM restante et les prochains relâchements de CSM sont recalculés. Le résultat de l'arrêté N sera donc composé de la somme de cet écart d'expérience (positif ou négatif), du relâchement de RA (identique que dans le cas précédent) et du relâchement de CSM pour l'arrêté N recalculé.

Ainsi, obtenir un écart d'expérience impacte non seulement le résultat de l'arrêté sur lequel il est constaté, mais aussi les prochains résultats attendus. Dans l'optique d'obtenir des résultats d'assurance assez stables au fil des arrêts, il convient d'avoir des écarts d'expérience assez faibles.

Dans la suite du mémoire, on cherchera à comprendre l'origine des écarts d'expérience observables sur le portefeuille d'assurance emprunteur de PREDICA, ainsi qu'à apporter des solutions permettant de les réduire. Pour ce faire, le processus permettant de projeter les flux attendus va être réalisé et analysé. La première étape est donc de construire les Model Points.

2 Adéquation des bases de données

2.1 Contrôles QDD des différentes bases utilisées

Tout d'abord, il faut s'assurer que les données utilisées pour créer les Model Point et celles pour créer les lois sont similaires. En effet ces deux bases sont différentes puisque celle permettant de construire les Model Point (la Vue Métier) est une base de type « photo » des contrats à une date T, alors que la base loi conserve l'historique des contrats qui ne sont plus présents dans le portefeuille, avec leur dernière version actualisée (fin de remboursement du prêt, décès de l'assuré, résiliation, ou rachat).

Les données de la base loi (arrêté à mai 2020) sont comparées avec les informations fournies par l'inventaire, identiques à ce qui est obtenu par les vues métier.

Au 31/10/2019	Mesures Base Loi	Inventaire	Ecart Loi/Inventaire	Mesures Vue Métier
Nombres polices	12 298 946	12 247 792	0%	12 247 792
Nombres assurés	6 288 499	6 262 131	0%	6 262 131
% hommes	58%	58%	0%	58%
% femmes	42%	42%	0%	42%
Age souscription moyen	40,11	40,08	0%	40,13
Age moyen	44,22	44,56	-1%	44,56
Durée prêt moyenne	146,12	146,68	0%	146,68
Durée résiduelle moyenne	91,17	90	1%	90
Somme CI * Quotité Décès	674 586 450 000	670 834 011 988	1%	670 834 011 988
CI * Quotité moyen	54849	54 772	0%	54 772
Somme CRD * Quotité Décès	467 848 690 000	503 098 338 858	-7%	503 098 338 858
Quotité Décès moyenne	90,59	90,54	0%	90,54

Tableau 5 : Comparaison des données Base Loi / Inventaire / Vue Métier

Ces données ont été comparées à la date du 31/10/2019 (en ne conservant uniquement les contrats en cours au 31/10/2019 dans la base loi).

Dans l'ensemble les données sont similaires, écart variant entre -1% et +1%. L'unique écart important (-7%) est observé au niveau du CRD, étant donné que la base de données s'arrête à mai 2020 et donc que le CRD a diminué entre octobre 2019 et mai 2020 pour les contrats encore en cours.

2.2 Analyse de la méthode de création des Model Points

2.2.1 Généralité sur les Model Points

Afin d'optimiser le temps de calcul pour projeter les flux financiers sous le logiciel Prophet, il est nécessaire de limiter le nombre de lignes de la base de données en entrée du programme. C'est pour cela qu'existent les Model Points. Ce sont des bases de données qui ont pour objectif de représenter l'ensemble du portefeuille mais contrairement aux vues métiers, qui associent à une ligne une unique police (unique assuré x unique prêt), les Model Point ont pour but de regrouper plusieurs polices ayant des caractéristiques relativement similaires sous une seule même ligne. L'objectif de l'agrégation est donc de trouver un compromis satisfaisant entre la précision des résultats et le temps de calcul. De plus, une ligne de Model Point représente une agrégation de polices possédant le même profil de risque selon les caractéristiques « prêt / contrat » (type de prêt, durée totale du prêt, âge limite de garantie, ...) et assuré (état de l'assuré, âge, ancienneté, ...).

Un processus d'agrégation de données comporte plusieurs variables d'agrégation ainsi que plusieurs variables agrégées dont les fonctions sont les suivantes :

Les variables d'agrégation servent de clés de regroupement pour les variables agrégées ;

Les variables agrégées sont des variables recalculées en fonction des valeurs/modalités des variables d'agrégation. Les opérations de calcul peuvent être des comptages, des sommes, des moyennes, etc.

2.2.2 Retraitements de la vue métier

Des variables supplémentaires sont créées :

- L'année d'effet ¹
- Le mois d'effet ¹
- L'âge à la souscription = Année d'effet – Année de naissance
- Terme du contrat = Année d'effet + (Mois d'effet + Durée du prêt) / 12
- Type de prêt =
$$\left[\begin{array}{l} \ll \text{Infine} \gg \text{ si annuité} = 0 \text{ et capital restant dû} = \text{capital initial} \\ \ll \text{Amortissable} \gg \text{ sinon} \end{array} \right.$$
- Le flag d'écrêtement Décès =
$$\left[\begin{array}{l} \ll \text{Oui} \gg \text{ si } \text{CRD} \times \text{quotité DC} > \text{seuil d'écrêtement} \\ \ll \text{Non} \gg \text{ sinon} \end{array} \right.$$

¹ La date d'effet correspond à la date de prise d'effet des garanties, c'est-à-dire le maximum entre la date de signature du contrat de prêt et la date de signature du contrat d'assurance.

- Compteur de polices = 1 pour chaque ligne
- Durée résiduelle (en mois) = Durée du prêt – (Date d’arrêté – Date d’effet) / 30,43 (30,43 représente le nombre de jour moyen dans un mois).
- Ancienneté (en mois) = Durée du prêt – Durée résiduelle
- Mensualité =
$$\begin{cases} \text{Annuité} \times 100 / 12 & \text{si Annuité} \neq 0 \text{ et prêt de type amortissable} \\ 0 & \text{si prêt de type Infinie} \\ \frac{CI \times (1 + \text{taux du crédit} / 12)^{\text{Durée du prêt}} \times \text{taux du crédit} / 12}{(1 + \text{taux du crédit} / 12)^{\text{Durée du prêt}} - 1} & \text{sinon} \end{cases}$$
- Durée d’écèlement =
$$\begin{cases} \frac{\text{CRD} \times \text{Quotité DC} - \text{Seuil d'écèlement}}{\text{Mensualité}} & \text{si flag d'écèlement} = \text{Oui et} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \text{mensualité} \neq 0$$
- Capital sous risque = CRD * Quot_DC
- Mensualité d’arrêt de travail = mensualité * Quot_IT
- Mensualité d’invalidité = mensualité * Quot_IT
- Mensualité en cas de décès = mensualité * Quot_DC

Les durées et les âges sont ensuite associés à des tranches en mois ou en année afin de créer des critères d’agrégation pour les Model Points :

- Les tranches d’âge à la souscription (tranches de 5 ans).
- Les tranches de durée et d’ancienneté (tranches de 6 mois).

Les tranches paramétrées sont présentées en annexe 1.

Enfin une variable permettant de renseigner la loi de mortalité à choisir (Mort_Index) est définie comme suit :

Type contrat	BORNE_INF_CI	BORNE_SUP_CI	Mort_Index
Immo et Agricole/Professionnel	0	59 999	1
	60 000	89 999	2
	90 000	119 999	3
	120 000	+∞	4
Conso	-	-	5

Tableau 6 : Tranche des lois de mortalité

Des lignes incohérentes ont été supprimées :

- Lignes décédés : Libelle_du_risque = « Décès »
- Age à la souscription incohérent (trop jeune) : Age_Souscription < 18
- Age à la souscription incohérent (trop âgé) : Age_Souscription > 65
- Durée résiduelle du contrat nulle : durée résiduelle <= 0
- Terme du contrat écoulé : (Année d'effet + (Mois d'effet + Durée) / 12) <= année arrêté
- Polices ayant l'état d'invalidé de plus de 68 ans

2.2.3 Agrégations et nouvelles modalités

Les données seront agrégées selon les variables d'agrégation suivantes :

- Date d'arrêté
- Type de contrat (Immobilier, Agricole/Professionnel, Consommation)
- Age à la souscription [tranches d'âge]
- Ancienneté [tranches en mois]
- Type de crédit (Infine ou Amortissable)
- Durée totale du prêt [tranches en mois]
- Durée d'écrêtement Décès
- Durée du sinistre arrêt de travail

Les variables agrégées sont les suivantes :

Nombre de polices (NB_POL) : somme

$$\sum 1$$

Capital initial (CI) : moyenne

$$\frac{\sum CI}{Nb_Pol}$$

Avec :

CI le capital initial par assuré

Prime mensuelle initiale (Prim_Mens_1 ou Prim_Mens_2) : moyenne

$$\frac{\sum Prim_Mens_i}{Nb_Pol} \text{ avec } i = 1 \text{ ou } 2$$

Avec :

Prim_Mens_1 la prime mensuelle de la garantie décès par assuré

Prim_Mens_2 la prime mensuelle de la garantie arrêt de travail par assuré

Capital Sous Risque à la date d'arrêté (CSR) : moyenne

$$\frac{\sum CRD * Quotité_DC}{Nb_Pol}$$

Avec :

CRD le capital restant dû par assuré

Mensualité à la date d'arrêté en cas d'incapacité/invalidité (Mensualité_2) : moyenne

$$\frac{\sum Mensualité * Quotité_IT}{Nb_Pol}$$

Mensualité à la date d'arrêté en cas de décès (Mensualité_1) : moyenne

$$\frac{\sum Mensualité * Quotité_DC}{Nb_Pol}$$

2.2.4 Construction des Model Points

Dans le cadre de notre étude, seul le périmètre Immobilier en coassurance avec CNP sera étudié, étant le périmètre avec le plus d'enjeu. Il s'agit également d'un portefeuille en run-off, ce qui permet la comparaison avec l'inventaire sans être biaisé par les affaires nouvelles.

Voici les caractéristiques principales provenant de la vue métier sur ce périmètre que nous sommes censés retrouver en sortie du code de création des Model Point :

	Mesures Vue Métier Immobilier
Nombre Polices	5 249 400
Primes décès	63 955 622
Capital Initial	452 717 392 401
CRD * Quotité Décès	289 490 210 237
Age Souscription	37,61
Age Actuel	44,77

Tableau 7 : Données Vue Métier Immobilier

On crée les Model Point sur le périmètre Immobilier directement avec le code de construction déjà existant.

Voici les caractéristiques provenant des Model Point ainsi générés :

	MP référence	Proportion Vue Métier
Nombre Polices	4 768 393	90,8%
Primes décès	56 521 168	88,4%
Capital Initial	407 615 143 509	90,0%
CRD * Quotité Décès	275 709 078 879	95,2%
Age Souscription	37,49	
Age Actuel	44,16	

Tableau 8 : Données Model Point de référence

Près de 10% des polices ont été supprimées lors de la création des Model Point. Il s'agit notamment de polices en fin de contrat puisque l'on observe environ le même écart au niveau du CI mais un écart bien moins important au niveau du CRD. Les morceaux de codes où des lignes supposées incohérentes étaient supprimées sont donc revus afin de comprendre le problème : la grande majorité des polices manquantes provient du fait que les polices, dont la durée résiduelle est négative ou nulle, sont supprimées.

La manière de calculer cette durée résiduelle est donc analysée et afin de déterminer s'il s'agit effectivement ou non de la véritable durée résiduelle du prêt, il suffit de comprendre le cycle de vie d'un prêt :

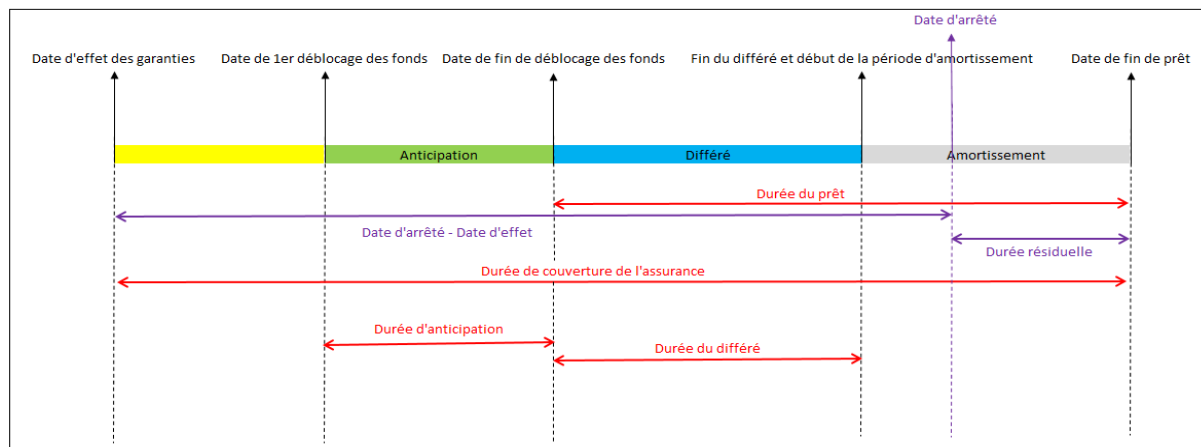


Figure 7 : Schéma de vie d'un contrat de prêt

Actuellement, la durée résiduelle est calculée de la manière suivante :

Durée résiduelle = Durée du prêt – Ancienneté = Durée du prêt – (Date d'arrêté – Date d'effet).

Or, la durée du prêt ne prend en compte ni la période d'anticipation², ni le délai entre la signature du contrat de prêt et celle de l'assurance qui marque le début de la couverture avec le moment où les fonds sont débloqués, alors que l'ancienneté prend bien en compte ces délais.

Ainsi, avec ce calcul, il est bien possible que des durées résiduelles soient négatives sans que pour autant ce ne soit incohérent. Il est donc nécessaire de construire de nouveaux Model Point, en rectifiant ce point.

2.3 Proposition de nouvelles méthodes de création

2.3.1 Suppression de la tranche d'âge à la souscription

Dans un premier temps, nous chercherons à tester l'impact de la tranche d'âge à la souscription qui a pour but de réduire le nombre de lignes des Model Point et ainsi de réduire le temps de calcul sous Prophet, mais nous pourrions penser qu'effectuer une tranche de 5 ans sur cette variable aurait un impact important sur la sinistralité qui pourrait expliquer les écarts

² La période d'anticipation correspond à une durée maximale que l'emprunteur dispose pour débloquer ses fonds. Cela peut lui permettre de n'en prendre qu'une partie dans un premier temps s'il n'a pas besoin de la somme totale directement et de débloquer la suite au fur et à mesure. Cela lui permet de ne payer que des intérêts intercalaires (uniquement sur la somme actuellement débloquée et non la totalité autorisée par la banque). Cela est le plus souvent utilisé pour faire des travaux ou pour construire dans le neuf.

d'expériences mesurés. En effet, les lois de mortalité n'étant pas linéaires dans le temps mais exponentielles, le fait d'effectuer des tranches d'âge génère un biais. Nous supprimerons donc cette tranche d'âge dans le but de tester les impacts sous Prophet.

2.3.2 Intégration des polices manquantes

Dans un deuxième temps, nous allons essayer de déterminer une solution pour inclure les polices qui étaient précédemment exclues en raison d'une durée résiduelle négative. Pour ce faire, nous prolongeons la durée des contrats où l'assurance prend effet avant le début de déblocage des fonds et/ou des contrats où il y a une période d'anticipation. La durée de ces contrats est augmentée de la durée de la période d'anticipation et de la durée entre la date d'effet et la date de 1^{er} déblocage des fonds.

Voici les nouvelles caractéristiques des Model Point :

	MP Final	Proportion Vue Métier
Nombre Polices	5 187 584	98,8%
Primes décès	63 303 861	99,0%
Capital Initial	449 131 479 208	99,2%
CRD * Quotité Décès	289 026 090 672	99,8%
Age Souscription	37,58	
Age Actuel	44,72	

Tableau 9 : Données Model Point final

Le nombre de polices manquantes est bien réduit. Il ne manque plus qu'1% des polices, et il s'agit majoritairement de polices très proches de leur échéance comme en témoigne la proportion de CRD retenue. Ainsi les erreurs de projections en terme de montants de sinistres liées à ces polices seront très faibles.

2.4 Analyse des impacts sous Prophet

Avant d'étudier les projections des flux financiers sur Prophet, nous avons obtenu une base de données concernant les sinistres réglés dans les comptes sur le périmètre étudié (Immobilier en coassurance avec CNP). La base de données recensant tous les sinistres payés est arrêtée à fin octobre 2021. Nous obtenons un montant de sinistres d'environ 263M€ au cours de l'année 2020. La majorité de ce montant est payé en 2020 (206M€) et le reste est payé en 2021 (57M€). Nous pouvons considérer qu'il ne reste que très peu d'IBNR (Incurred But Not Reported). En effet, pour payer 95% des sinistres survenues pendant une certaine période, il faut compter environ 10 mois, ce qui veut donc dire qu'il n'y aurait que 5% des sinistres survenus en décembre qui ne seraient pas encore payés et donc non renseignés dans la base. Il y aurait encore moins de sinistres non réglés les mois précédents. Pour payer 98% des sinistres, il faudrait compter 16 mois et pour 99% des sinistres, il faudrait compter 19 mois. Nous pouvons donc

estimer qu'il reste environ 2% d'IBNR sur l'ensemble de l'année 2020. Ainsi, le montant de sinistres cible sur l'année 2020 serait de 268M€.

En utilisant les données de l'inventaire, on obtient directement l'information du montant de primes perçues : 731M de primes.

Analysons à présent les résultats de projection sous Prophet de première année :

	Projection Model Point référence	Comptes sur 2020 (Hors IBNR)	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	638,25 M€	731,49 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	280,10 M€	263,19 M€	268,56 M€
S/P Décès	43,9%	36,0%	36,7%

Tableau 10 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point de référence avec les comptes sur 2020

Nous testons tout d'abord la première version de Model Point qui correspond au code de création initial des Model Point. Il y a un manque significatif de primes par rapport aux comptes, ce qui est cohérent puisqu'il manque un grand nombre de polices dans les Model Point. Il y a également une différence importante de S/P (près de 8%).

	Projection Model Point âge par âge	Comptes sur 2020 (Hors IBNR)	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	640,67 M€	731,49 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	273,67 M€	263,19 M€	268,56 M€
S/P Décès	42,7%	36,0%	36,7%

Tableau 11 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point âge par âge avec les comptes sur 2020

En projetant les Model Point où il n'y a plus la tranche d'âge de 5 ans, le montant de sinistres diminue de plus de 2%, ce qui confirme notre hypothèse de départ. Malgré cela, le S/P reste encore loin de celui des comptes (6,7%).

	Projection Model Point Final	Comptes sur 2020 (Hors IBNR)	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	723,11 M€	731,49 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	298,17 M€	263,19 M€	268,56 M€
S/P Décès	41,2%	36,0%	36,7%

Tableau 12 : Comparaison entre la projection Prophet du Model Point final avec les comptes sur 2020

Enfin, avec la version de Model Point qui corrige la durée résiduelle négative, le montant de primes devient très proche de celui des comptes, il ne reste plus qu'1% d'écart, ce qui correspond au nombre de polices qui ne sont toujours pas retenues lors de la création des Model Point. Au niveau des sinistres, le S/P diminue de 1.5%, ce qui est cohérent puisqu'il s'agit notamment de polices en fin de contrat qui ont été incluses dans cette version et que ces les contrats en fin de vie ont un risque plus faible. Pour autant, le S/P obtenu reste encore bien loin de celui des comptes et ce malgré la prise en compte des IBNR.

Ainsi, les données projetées semblent désormais cohérentes puisque le montant de primes projeté est très proche de celui des comptes. Cependant, les sinistres sont toujours surestimés. Une étude sur les lois de mortalité est donc envisagée.

3 Adéquation des lois de mortalité « Best Estimate »

Au vu des écarts importants au niveau des sinistres dans les projections (surestimation de 10% des sinistres), une analyse des lois de mortalité a donc été effectuée. Les lois de mortalité utilisées pour les projections sous Prophet ont été créées sur la période d'observation 2017-2019, mais la surestimation des sinistres décès dans les projections concerne l'année 2020 donc il est nécessaire de se demander si 2020 a obtenu une sinistralité différente des années précédentes, ce qui pourrait justifier à minima une partie de cet écart. Un ratio Observé/Attendu (O/A) en nombre de décès est réalisé sur 2020 afin de déterminer si 2020 est une année exceptionnelle ou non. Pour ce faire, on somme les probabilités de décès (définies par la loi de mortalité actuelle) de chaque assuré couvert en 2020, ce qui donne l'attendu, qu'on divise ensuite par le nombre d'assuré réellement décédé en 2020 (observé). Le ratio O/A obtenu est de 98,8%. En prenant en compte les décès survenus mais pas encore déclarés, le ratio O/A réel devrait être aux alentours de 101%. 2020 présenterait donc une très légère sursinistralité par rapport aux années précédentes mais cela n'explique pas l'écart obtenu dans les projections sous Prophet qui est de l'ordre de 10%. Des analyses sur la cohérence entre la méthode de création des lois et leur utilisation dans les projections sont donc effectuées.

3.1 Analyse de la cohérence entre la création des lois de mortalité et leurs utilisations

Sous Prophet, des lois de passage ou de maintien en incapacité/invalidité permettent de réaliser une projection des états des assurés (valides, incapables et invalides), et en effectuant les précédents runs, il a été constaté que les invalides avaient une mortalité supérieure aux autres états. Ceci est dû au fait que les invalides ont leur propre mortalité définie par une autre loi. Cela remet donc en cause l'adéquation des lois de mortalité avec leur utilisation sous Prophet pour 2 raisons :

- Tout d'abord, comme mentionné précédemment, les lois décès sont construites âge par âge alors que lors de la construction des Model Point, on crée des tranches d'âge de 5 ans, ce qui engendre par la suite un biais dans les calculs sous Prophet.
- Dû au fait que les invalides suivent une autre loi de mortalité que celle qui a été construite, on se retrouve à appliquer une loi globale (valides + incapables + invalides) à des assurés valides ou incapables. La mortalité des invalides observée dans la base loi biaiserait donc la mortalité projetée sous Prophet des valides et des incapables.

D'autre part, il convient de s'assurer que la mortalité des invalides (définie comme étant 1 – loi de maintien en invalidité sous Prophet, où la loi de maintien en invalidité est celle transmise par le BCAC et datant de 2013) ainsi projetée est exacte.

3.2 Création d'une nouvelle loi de mortalité ne prenant pas en compte les invalides

3.2.1 Aspect théorique de la construction d'une loi de mortalité

- Choix de la période d'observation :

Pour construire une loi de mortalité, il est nécessaire de prendre en compte certains aspects concernant le choix de la période d'observation pour obtenir une loi fiable.

En effet, il faut à la fois choisir une période d'observation assez longue pour avoir un nombre de données significatif mais également ne pas prendre une période trop longue pour ne pas engendrer un biais lié à l'écart générationnel.

De plus, il faut prendre en compte le délai pour obtenir l'information du décès de l'assuré qui est en moyenne de 3 mois mais il faut compter 10 mois pour obtenir 95% des décès.

Notre base de données étant arrêté à fin 2020, on peut donc retenir les données jusqu'à fin 2019 sans avoir de problème concernant la complétude des sinistres.

On choisira une période de 3 ans qui permet d'avoir un nombre de données significatif sans avoir d'impact notable concernant l'effet générationnel. La période ainsi retenue sera du 01/01/2017 au 31/12/2019.

- Méthode de détermination des taux

L'estimation de la probabilité du décès q_x d'un individu entre l'âge x et $x + 1$ à partir des données statistiques, est obtenue en divisant le nombre de décès observés à cet âge d_x par la population exposée au risque l_x :

$$q_x = \frac{d_x}{l_x}$$

Le diagramme de Lexis permet de représenter les différents cas possibles pour l'estimation des probabilités de décès, et plus précisément de l'exposition au risque. Dans ce diagramme, chaque individu sous observation est représenté par une diagonale et les axes représentent l'évolution du temps et de l'âge.

Dans la figure suivante, plusieurs cas, non exhaustifs, sont représentés :

- 1) L'individu est observé complètement entre les âges x et $x + 1$.
- 2) L'individu est observé alors qu'il est déjà plus âgé que x , il décède ou il quitte l'effectif avant d'avoir atteint l'âge $x + 1$.
- 3) L'individu entre dans l'effectif pendant la période d'observation alors que son âge est déjà compris entre x et $x + 1$.

- 4) Même cas de figure que 3 et l'individu décède ou quitte l'effectif avant d'avoir atteint l'âge $x + 1$.

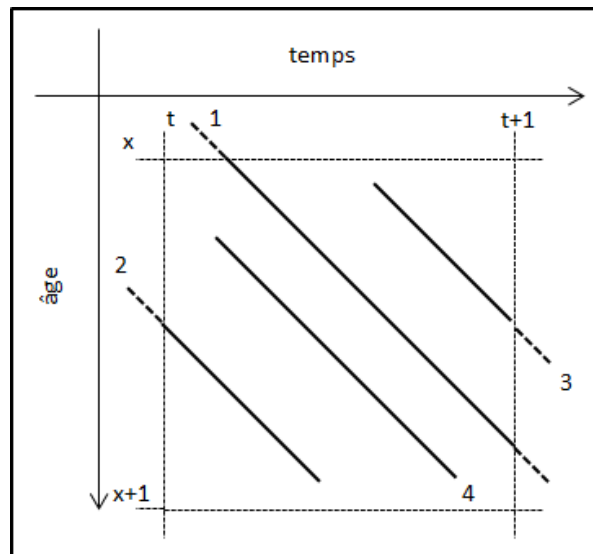


Figure 8 : Diagramme de Lexis

Afin de prendre en compte ces contraintes et pour bien estimer la probabilité de décès à l'âge x , l'estimateur des moments de Hoem est utilisé.

En effet, cet estimateur est le plus couramment utilisé avec l'estimateur de Kaplan Meier. Néanmoins, ce dernier peut présenter des traitements lourds lorsqu'il y a un nombre important de données car il demande de connaître la chronologie des décès sur le portefeuille ainsi que le nombre de censures entre deux mouvements.

L'estimateur de Hoem est donc retenu :

$$\widehat{q}_x = \frac{d_x}{er_x}$$

La quantité d_x correspond au nombre de personnes décédées à l'âge x .

Le terme er_x est calculé selon la formule suivante :

$$er_x = \sum_{j=1}^{n_x} er_x^{(j)}$$

où n_x désigne le nombre de personnes d'âge x observées et $er_x^{(j)}$ correspond à l'exposition au risque de l'individu j , elle est égale à la fraction d'année vécue par l'individu pendant l'observation.

- Méthode de calcul

On va définir pour chaque assuré une date de début d'exposition et une date de fin d'exposition. Un assuré pouvant souscrire à plusieurs contrats, il convient d'agréger les données afin de ne pas le compter plusieurs fois.

Deux scénarios sont possibles :

- 1) L'assuré n'a souscrit qu'un seul contrat ou plusieurs contrats consécutifs. Dans ce cas, on considère que l'assuré n'a qu'un seul contrat qui débute lors de son 1er contrat et qui se termine lorsqu'il termine tous ces contrats.
- 2) L'assuré a souscrit plusieurs prêts qui ne se chevauchent pas. Dans ce cas plusieurs périodes de prêts seront construites afin de ne pas surévaluer son exposition.

Ensuite pour déterminer l'exposition de chaque assuré sur notre période d'observation, on va découper notre période d'observation par année et calculer l'exposition de chaque assuré sur chaque période. On aura donc $p_1=2017$, $p_2=2018$ et $p_3=2019$.

Sur chaque période p_i (p_1 , p_2 ou p_3) on va calculer les variables suivantes :

- *Debut_Periode_i* qui est la date à laquelle l'assuré est mis sous observation durant cette période. Par exemple pour p_1 , on a :

Si Debut_Exposition < 01/01/2017

Alors : Debut_Periode₁ = 01/01/2017

Si 01/01/2017 ≤ Debut_Exposition ≤ 31/12/2017

Alors : Debut_Periode₁ = Debut_Exposition

Sinon Debut_Periode₁ = . (Le point indique que l'assuré n'est pas observé pendant cette sous-période p_1)

- *Fin_Periode_i* qui est la date à laquelle l'assuré n'est plus sous observation durant cette période. Par exemple pour p_1 , on a :

Si Fin_Periode₁ ≤ 31/12/2017

Alors Fin_Periode₁ = Fin_Exposition

Si Fin_Exposition > 31/12/2017 et Debut_Exposition ≤ 31/12/2017

Alors : Fin_Periode₁ = 31/12/2017

Sinon Fin_Periode₁ = .

- *Age_X_i* qui désigne l'âge de l'assuré au début de la période i , jusqu'à son anniversaire.
- *Anniv_i* qui désigne la date d'anniversaire de l'assuré pendant cette période.
- *Age_X+1_i* qui désigne l'âge de l'assuré pendant la seconde partie de la période i , à partir de Anniv_i.
- *Expo_X_i* qui est la fraction de temps que l'assuré a passé pendant la période à l'âge X (du maximum entre le 1^{er} janvier de l'année en cours et Debut_Periode_i au minimum entre son anniversaire et Fin_Periode_i)

- $Expo_{X+1_i}$ qui est la fraction de temps que l'assuré a passé pendant la période à l'âge $X+1$ (du maximum entre $Debut_Periode_i$ et son anniversaire au minimum entre le 31 décembre et $Fin_Periode_i$)

Les expositions par assuré et par âge sont ensuite sommées sur les différentes sous-périodes.
(On a $Expo_{X+1} = Expo_{X+1_i} + Expo_{X_{i+1}}$)

Lors du décès d'un assuré, son exposition à l'âge du décès est fixée à 1.

Enfin, on somme les expositions de tous les assurés pour chaque âge, et on fait de même pour les décès, ce qui nous donne nos taux bruts de mortalité.

3.2.2 Taux bruts avec la même granularité

L'objectif est donc de déterminer l'impact que l'on obtiendrait si les invalides n'étaient pas pris en comptes dans nos lois. Pour ce faire, des lois à iso méthode que celles qui existent actuellement sont créées à la seule différence qu'un filtre est appliqué au préalable en entrée afin de retirer tous les invalides. La période d'observation est également identique, c'est-à-dire 2017-2019, et les granularités le sont également, c'est-à-dire qu'il y a donc 4 lois de créer, par tranche de Capital Initial (CI) ([0 ; 59 999], [60 000 ; 89 999], [90 000 ; 119 999], [120 000 ; +∞]) sur le périmètre Immobilier/Agricole/Professionnel pour chaque tranche d'ancienneté (< 1 an, entre 1 et 2 ans, entre 2 et 3 ans et ≥ 3 ans), soit un total de 16 lois. Il n'y a pas besoin de modifier la loi sur le périmètre consommation étant donné que notre étude ne se porte uniquement que sur le périmètre Immobilier.

Pour construire ces lois, dans un premier temps, la loi principale sur chaque tranche de CI sera construite (il s'agit de la loi avec ancienneté ≥ 3 ans). Ensuite, pour les autres tranches d'ancienneté, la volumétrie n'étant pas assez importante pour effectuer une loi, elles seront déterminées en fonction de la loi principale ainsi que d'un coefficient d'abattement obtenu en réalisant des ratios observés/attendus (O/A).

Voici les lois que l'on obtient pour la tranche d'ancienneté ≥ 3 ans :

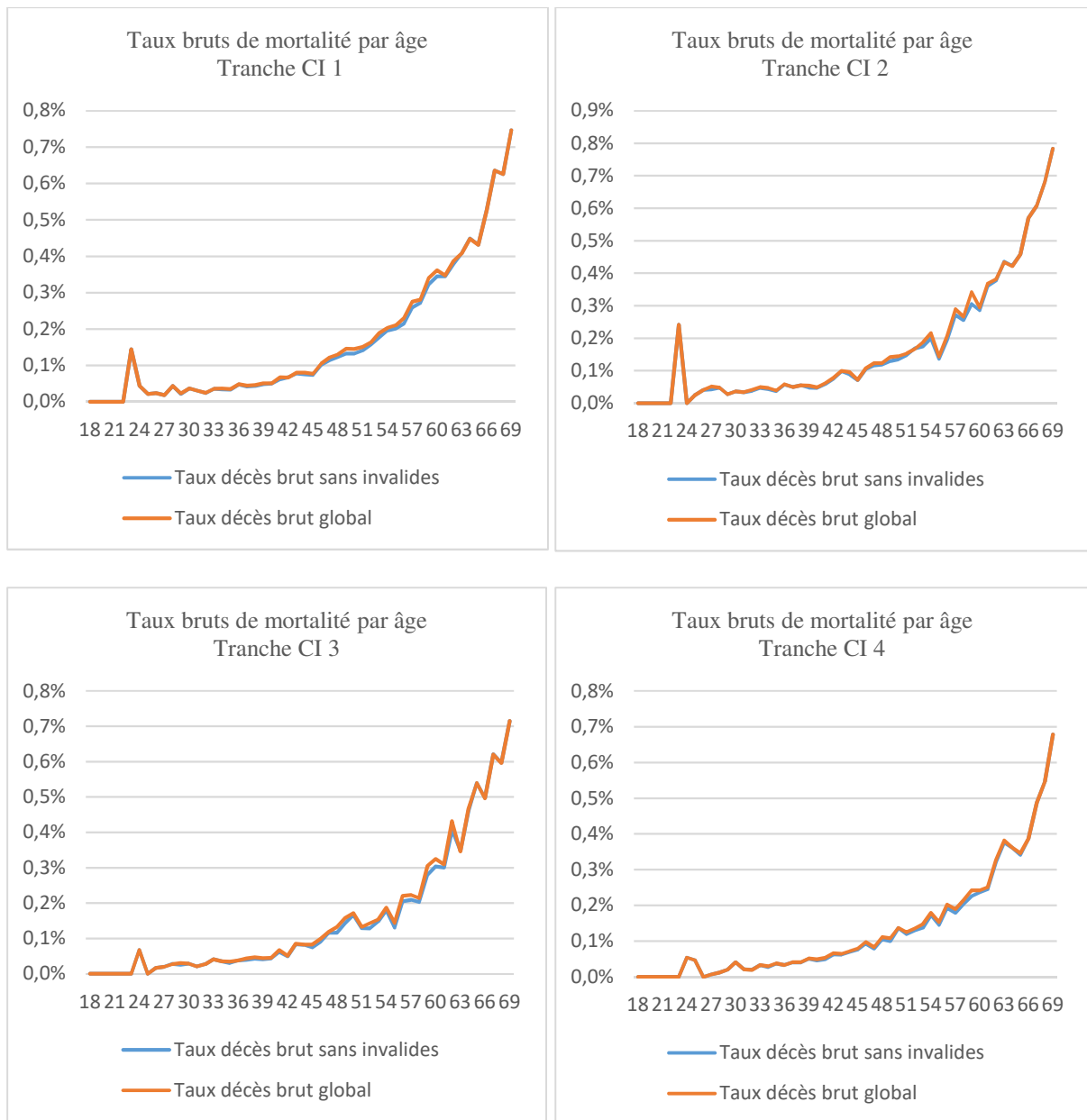


Figure 9 : Taux de mortalité bruts au global et ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans

Un léger écart est apercevable entre les 2 courbes. Afin de le quantifier, on peut s'intéresser à l'évolution obtenue de la loi globale à la loi sans invalides. Pour cela, on calcule le taux d'évolution suivant à chaque âge : $\frac{T_{x_{sans\ invalides}} - T_{x_{global}}}{T_{x_{global}}}$

Voici les écarts obtenus :

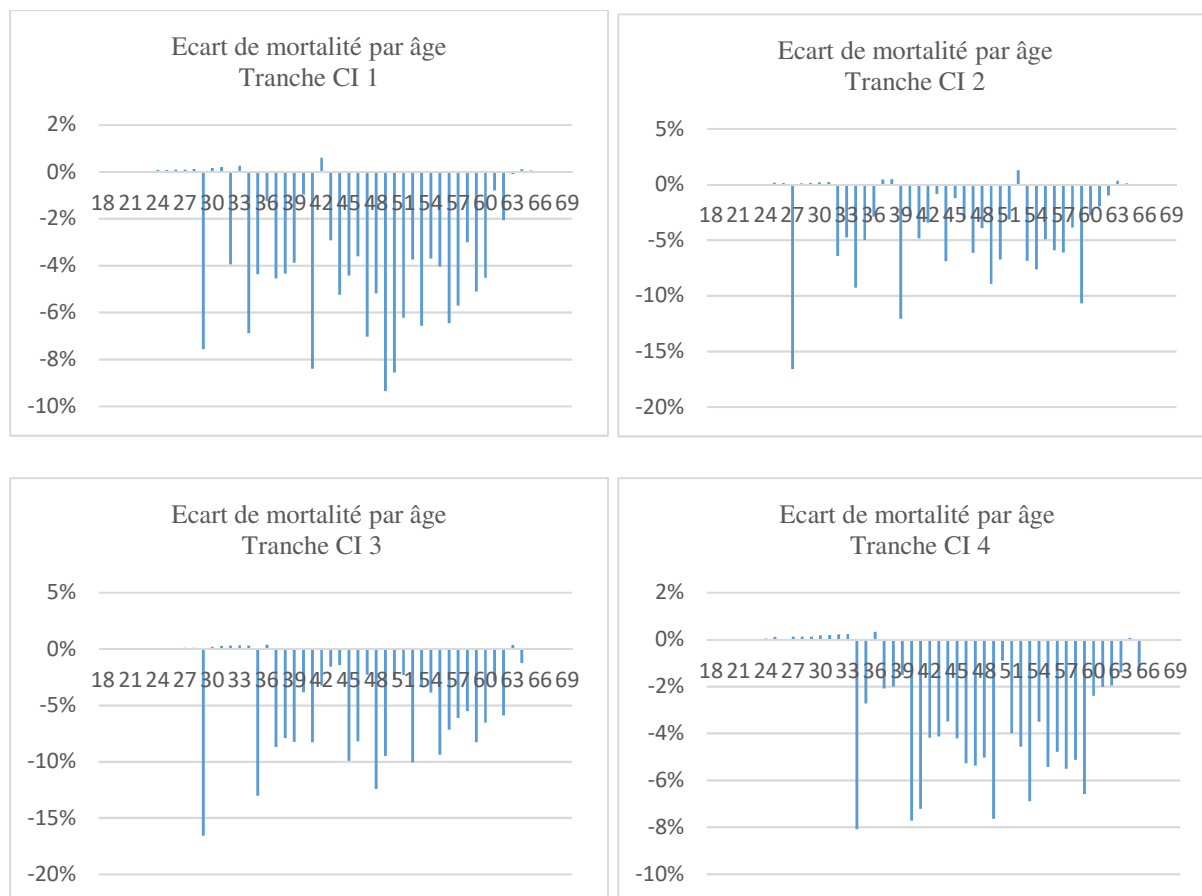


Figure 10 : Ecart entre les taux de mortalité bruts au global avec ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans

Des pics de sous-sinistralité sont observés, mais cela n'est pas stable en raison de la faible volumétrie et de l'inégale répartition des invalides, aussi bien en terme d'exposition qu'en terme de décès. Pour cette raison mais également pour être au même point de comparaison que les lois actuelles, il convient de lisser les taux de mortalité obtenus.

3.2.3 Lissage par Whittaker Henderson et Makeham

Pour le lissage des taux de mortalité bruts, les méthodes de lissage choisies sont identiques à celles utilisées pour le lissage des taux des lois actuelles, afin de ne pas inclure un biais lié au choix du lissage entre les lois au global et les lois sans invalides.

Les lissages retenus sont donc le lissage de Whittaker Henderson pour les 3 premières tranches de CI et le lissage de Makeham pour la 4^{ème} tranche.

Lissage de Whittaker Henderson :

Il s'agit d'une méthode de lissage non paramétrique. L'idée de la méthode est de combiner un critère de fidélité et un critère de régularité et de rechercher les valeurs ajustées qui minimisent une combinaison linéaire de deux critères.

En fixant les poids (w_i) on a :

$$\text{Critère de fidélité : } F = \sum_{i=1}^p (q_i - \hat{q}_i)^2,$$

$$\text{Critère de régularité : } S = \sum_{i=1}^{p-z} (\Delta^z q_i)^2 ,$$

Où z est un paramètre du modèle.

Le critère à minimiser est une combinaison linéaire de la fidélité et de la régularité, le poids de chacun des termes est contrôlé par h :

$$M = F + h * s$$

La solution de ce problème d'optimisation satisfait aux conditions $\frac{\delta M}{\delta q_i} = 0, 1 \leq i \leq p$

La résolution de ce système s'effectue à l'aide de plusieurs manipulations matricielles. Les critères de fidélité et de régularité peuvent s'écrire :

$$F = {}^t (q - \hat{q}) w (q - \hat{q}) \qquad S = {}^t (\Delta^z q) \Delta^z q$$

où $q = (q_i)_{1 \leq i \leq p}$, $\hat{q} = (\hat{q}_i)_{1 \leq i \leq p}$, $w = \text{diag}(w_i)_{1 \leq i \leq p}$ et $\Delta^z q = (\Delta^z q_i)_{1 \leq i \leq p-z}$.

On introduit une matrice $K_z(p-z, z)$ dont les termes sont les coefficients binomiaux d'ordre z dont le signe alterne et commence positivement pour z pair. On en déduit alors $\Delta^z q = K_z q$.

Le critère M s'écrit alors : $M = {}^t (q - \hat{q}) w (q - \hat{q}) + h {}^t q' K_z K_z q$.

Ce qui nous conduit à : $\frac{\partial M}{\partial q} = 2wq - 2w\hat{q} + 2h {}^t K_z K_z q$, ce qui mène à :

$$q^* = (w + h {}^t K_z K_z)^{-1} w \hat{q} .$$

Ce lissage peut être interprété comme un lissage bayésien avec la mesure de régularité comme loi *a priori*. On fait ici l'a priori que la courbe cherchée est régulière.

Lissage de Makeham :

Le taux instantané de mortalité a la forme suivante :

$$\mu_x = a + b \cdot c^x$$

où $c > 1$, $a > 0$ et $b > 0$.

Remarque :

En théorie on doit bien avoir $a > 0$ mais en pratique on peut trouver $a \leq 0$.

Le terme constant qui est indépendant de l'âge (a) représente la mortalité accidentelle ainsi que celle due aux maladies pouvant survenir indifféremment à tout âge.

La probabilité de survie à l'âge x au bout d'un an est donnée par :

$$p_x = \exp\left(-\int_x^{x+1} \mu_y dy\right)$$

Pour avoir la probabilité de décès à l'âge x , on a la relation :

$$q_x = 1 - p_x$$

Estimation des paramètres :

La méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer les paramètres de la loi d'ajustement.

Supposons que l'on dispose d'un ensemble d'observations de taux annuels de mortalité entre les âges entiers x_0 et x_M sous la forme de nombres de vivants observés d'âge x , soit N_x en début de période, et de nombres D_x de décès entre les âges x et $x + 1$, pour $x_0 \leq x \leq x_M$. La fonction de vraisemblance, à une constante indépendante des paramètres près, associée est :

$$V = \prod_{x=x_0}^{x_M} q_x^{D_x} \cdot p_x^{N_x - D_x}$$

Dans l'hypothèse de Makeham on peut écrire la formule sous la forme :

$$\ln(p_x) = -a - \beta \cdot \exp(\gamma x)$$

avec $\beta = b \cdot \frac{(c-1)}{\ln(c)}$ et $\gamma = \ln(c)$

De la sorte, la fonction suivante :

$$\phi = \ln(V) = \sum_{x=x_0}^{x_M} D_x \cdot \ln(q_x) + (N_x - D_x) \cdot \ln(p_x)$$

est une fonction de a , β , et γ . Les meilleurs coefficients de la formule seront ceux qui maximisent la fonction de vraisemblance à une constante indépendante des paramètres près, et donc la fonction ϕ pour les valeurs \tilde{q}_x ajustées. Une condition nécessaire pour cela est

l'annulation des dérivées partielles de ϕ par rapport à a , β et γ , restant à vérifier par la suite que l'optimum trouvé est bien un maximum.

On a alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} d = \frac{\partial \phi}{\partial a} = - \sum_{x=x_0}^{x_M} N_x + \sum_{x=x_0}^{x_M} \frac{D_x}{1-p_x} = 0 \\ e = \frac{\partial \phi}{\partial \beta} = - \sum_{x=x_0}^{x_M} \exp(\gamma x) \cdot N_x + \sum_{x=x_0}^{x_M} \frac{\exp(\gamma x)}{1-p_x} \cdot D_x = 0 \\ f = \frac{\partial \phi}{\partial \gamma} = -\beta \cdot \sum_{x=x_0}^{x_M} x \cdot \exp(\gamma x) \cdot N_x + \beta \cdot \sum_{x=x_0}^{x_M} \frac{x \cdot \exp(\gamma x)}{1-p_x} \cdot D_x = 0 \end{array} \right.$$

Afin de résoudre ce système de 3 équations non linéaires en a , β et γ , nous utiliserons la méthode d'estimation détaillée ci-après. De plus, pour nos types de données, nous ne pouvons pas définir le nombre de personnes vivantes d'âge x qui est noté N_x . On le remplacera par l'exposition au risque er_x pour la suite.

Méthode de King & Hardy :

On veut une première estimation des coefficients a_0 , β_0 et γ_0 . Pour cela, on va utiliser la méthode de King & Hardy, valeurs pour lesquelles :

$$\begin{cases} e = e_0 \\ d = d_0 \\ f = f_0 \end{cases}$$

De plus, on a : $p_x = \exp(-\int_x^{x+1} \mu_y dy)$ et donc en développant, on a :

$$p_x = s \cdot g^{c^x \cdot (c-1)}$$

avec $s = \exp(-a) < 1$ et $g = \exp(-\frac{b}{\ln(c)}) < 1$.

D'où :

$$\ln(p_x) = \ln(s) + c^x \cdot (c-1) \cdot \ln(g)$$

Soit n l'entier naturel le plus proche du nombre $\frac{x_M - x_0}{3}$.

On forme ensuite la quantité :

$$A_{x_0} = \sum_{x=x_0}^{x_0+n-1} \ln(p_x) = n \cdot \ln(s) + (c-1) \cdot \ln(g) \cdot c^{x_0} \cdot \frac{c^n - 1}{c - 1}$$

Puis on a :

$$\frac{A_{x_0+n} - A_{x_0+2n}}{A_{x_0} - A_{x_0+n}} = \frac{\ln(g) \cdot (c^n - 1) \cdot (c^{x_0+n} - c^{x_0+2n})}{\ln(g) \cdot (c^n - 1) \cdot (c^{x_0} - c^{x_0+n})} = c^n$$

Et donc :

$$c = \left(\frac{A_{x_0+n} - A_{x_0+2n}}{A_{x_0} - A_{x_0+n}} \right)^{1/n}$$

puis connaissant c on trouve ensuite g par la relation :

$$g = \exp\left(\frac{A_{x_0} - A_{x_0+n}}{(c^n - 1) \cdot (c^{x_0} - c^{x_0+n})}\right)$$

Et enfin :

$$s = \exp\left(\frac{A_{x_0} - \ln(g) \cdot c^{x_0} \cdot (c^n - 1)}{n}\right)$$

En pratique, on ne connaît pas les valeurs exactes de A_{x_0} , A_{x_0+n} et A_{x_0+2n} car elles dépendent des probabilités de survie p_x .

On va estimer les probabilités de survie p_x par \widehat{p}_x qu'on connaît grâce à l'estimation obtenue à la partie précédente, on a $\widehat{p}_x = 1 - \widehat{q}_x$. De ce fait, on a accès à des valeurs estimées de c , g et s .

Puis à partir de ces valeurs là et grâce aux formules citées précédemment, nous obtenons une première estimation des coefficients a_0 , β_0 et γ_0 puisqu'on a :

$$\begin{cases} a_0 = -\ln(s) \\ \beta_0 = (1 - c) \cdot \ln(g) \\ \gamma_0 = \ln(c) \end{cases}$$

La méthode de King & Hardy fournit déjà de très bonnes valeurs des paramètres, il est possible d'améliorer ces valeurs en utilisant la méthode du développement de Taylor.

3.2.4 Comparaison des lois

Puisque le lissage de Whittaker Henderson avait été retenu lors de la création des lois de mortalité actuelles, le même lissage est appliqué aux 3 premières tranches de CI pour ne pas

inclure de biais sur le choix de lissage. Pour la même raison, le lissage de Makeham est retenu pour la 4^{ème} tranche de CI.

Voici les lois obtenues pour la tranche d'ancienneté ≥ 3 ans :

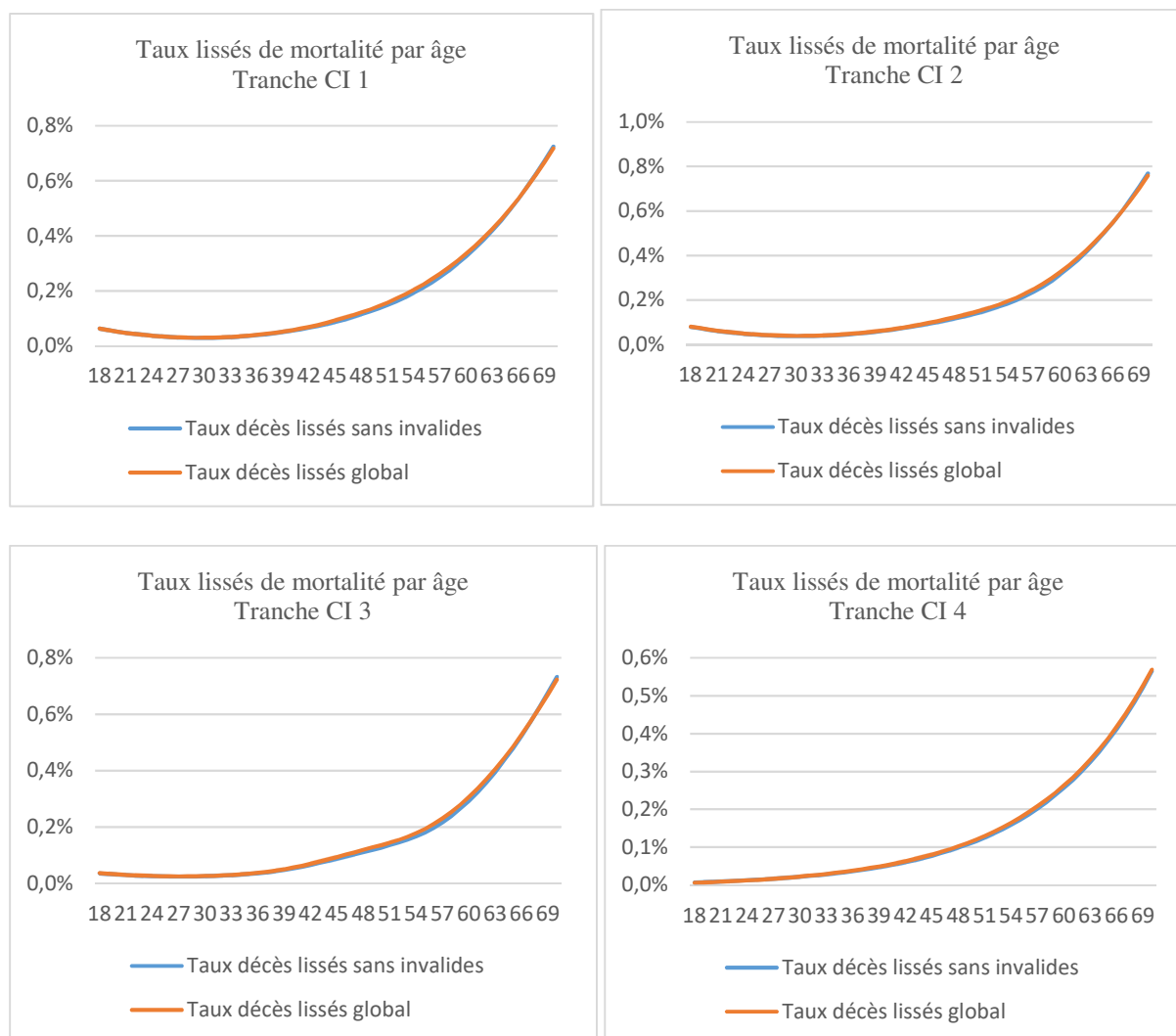


Figure 11 : Taux de mortalité lissés au global et ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans

Et voici les écarts observés entre les lois ancienneté ≥ 3 ans sans invalides avec celles au global :

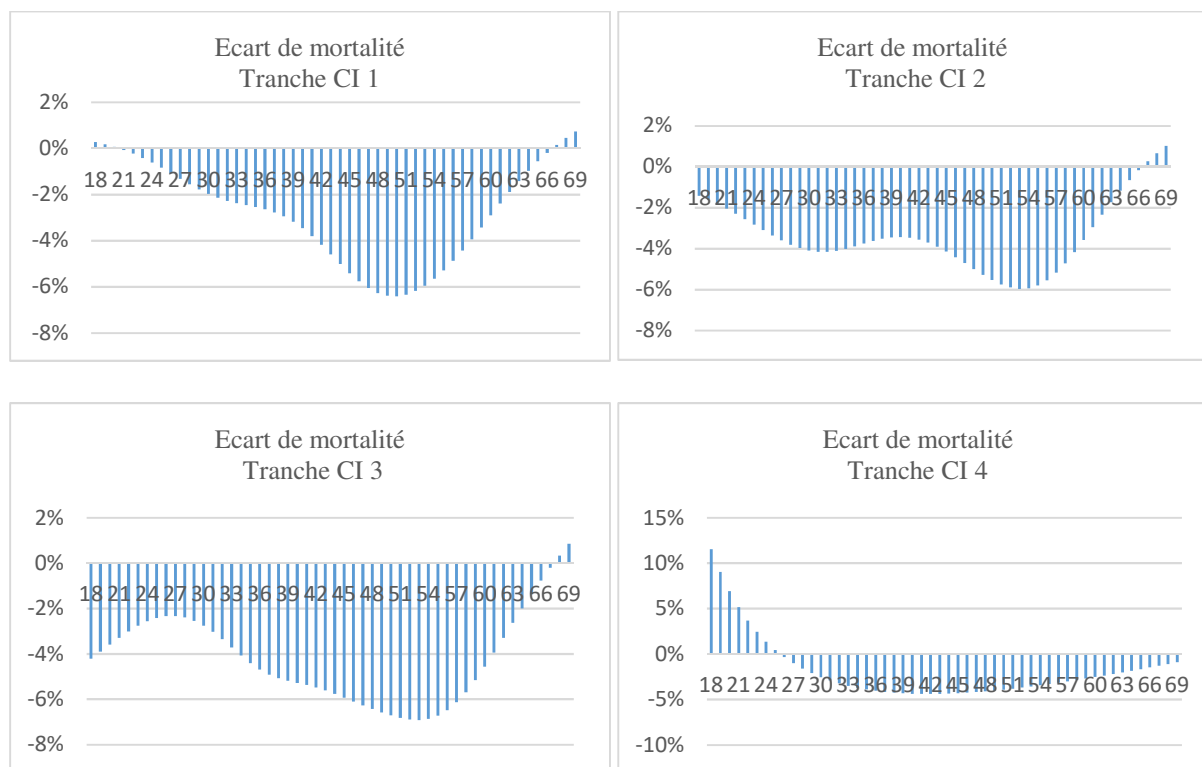


Figure 12 : Ecarts entre les taux de mortalité lissés au global avec ceux sans invalides, ancienneté ≥ 3 ans

Une sous-mortalité de -4,1% est observée en moyenne : impact non négligeable qui reste à analyser dans les projections sous Prophet.

3.2.5 Etude des impacts sous Prophet

Des projections Prophet sont donc réalisées en modifiant la table de mortalité en input. De légères différences sont observées en ce qui concerne la projection de la loi globale par rapport à celle de la loi actuelle en raison de la non prise en compte des sinistres non rapprochés dans la loi globale. Ils n'ont pas été pris en compte puisqu'il était donc impossible de savoir s'il s'agissait d'un décès d'un invalide ou non, ce qui aurait pu engendrer un biais dans la comparaison.

	Projection Model Point Final Loi Globale	Projection Loi sans Invalide	Comptes sur 2020 (Hors IBNR)	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	723,11 M€	723,13 M€	731,49 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	297,13 M€	288,64 M€	263,19 M€	268,56 M€
S/P Décès	41,1%	39,9%	36,0%	36,7%

Tableau 13 : Impact sous Prophet de la loi de mortalité sans invalides

La loi sans invalides permet de réduire le montant de sinistres de 2,9%, ce qui permet de se rapprocher des comptes et donc de réduire les écarts d'expérience. Cette étude aura donc permis de mettre à jour le processus de construction des lois de mortalité afin d'être en cohérence entre la création des lois et leurs utilisations.

En revanche, l'écart reste toutefois important. La mortalité projetée des invalides sous Prophet semble également bien supérieure à celle observée dans la base loi. Elle pourrait être une nouvelle raison qui expliquerait des écarts d'expérience.

3.3 Proposition de nouvelles tables pour modéliser la mortalité des invalides

3.3.1 Modélisation actuelle

Actuellement, étant donné qu'il n'est pas possible d'effectuer des lois de mortalité robustes sur les invalides en raison de la faible volumétrie de ces derniers sur le portefeuille, il était nécessaire de se référer à des tables externes. La table de maintien en invalidité du BCAC de 2013 a été choisie en prenant comme hypothèse que lorsque l'on devient invalide, on ne peut pas redevenir valide. Ainsi un assuré invalide n'a que 2 options pour sortir de son état d'invalidité de notre portefeuille : soit il arrive à la fin de son prêt, soit il décède. Ainsi sa mortalité est définie comme étant 1 – maintien en invalidité.

Cette hypothèse paraît assez forte et pourrait engendrer d'importants biais. Des comparaisons sont donc effectuées entre ce qu'est obtenu en sortie de Prophet avec la base loi en prenant les mêmes hypothèses pour déterminer si un assuré est invalide ou non (incapable de plus de 3 ans puis invalide à vie). Dans la projection actuelle sous Prophet, 638 décès d'invalides sont estimés pour 2020 alors qu'il y en avait 773 au total lors de 2017, 2018 et 2019, c'est-à-dire environ 260 par année.

Au vu des écarts entre 2017, 2018 et 2019 avec 2020, il est intéressant d'effectuer un ratio observé/attendu (O/A) sur l'année 2020 afin d'estimer de manière plus exacte la sur-sinistralité projetée sous Prophet. Pour ce faire, on calcule l'exposition par âge et par ancienneté

d'invalidité du portefeuille (la loi de maintien en invalidité étant à double entrée : âge et ancienneté d'invalidité), puis on la multiplie à la probabilité de décès correspondante (ce qui donne l'attendu). En comparant à ce qui est réellement observé en nombre de décès sur le portefeuille, cela donne un ratio O/A de 46,2%, ce qui veut donc dire que le risque est très surestimé, ce qui pourrait donc expliquer une partie voire la totalité des écarts d'expérience. L'objectif de cette étude est donc d'estimer les impacts engendrés par cette loi de mortalité, et de proposer d'autres alternatives qui pourraient être plus précises.

3.3.2 Changement de table pour modéliser la mortalité des invalides

Il serait intéressant d'avoir une loi de mortalité des invalides qui prédit mieux la sinistralité des invalides, tout en étant assez robuste. Il est donc impossible d'effectuer une loi de mortalité avec notre portefeuille. En revanche, sur le site ressources actuarielles, il est possible d'obtenir une loi de mortalité des invalides datant de 2002. En effectuant la même méthode de calcul, on obtient un ratio O/A de 83,3%. Ainsi, le risque est toujours surestimé bien que l'erreur soit réduite. Utiliser cette loi de mortalité à la place de celle existante actuellement permettrait donc de réduire le nombre de décès d'invalides sous Prophet et donc de diminuer le montant de sinistres projetés.

3.3.3 Etude des impacts sous Prophet

Voici les résultats obtenus sous Prophet en changeant la loi de mortalité des invalides :

	Projection Loi sans Invalide	Projection Loi sans Invalide + BCAC Décès	Comptes sur 2020 (Hors IBNR)	Comptes estimés sur 2020 (IBNR Inclus)
Primes Décès	723,13 M€	723,14 M€	731,49 M€	731,49 M€
Sinistres Décès	288,64 M€	279,70 M€	263,19 M€	268,56 M€
S/P Décès	39,9%	38,7%	36,0%	36,7%

Tableau 14 : Impact sous Prophet de la loi de mortalité du BCAC pour les invalides

Une diminution de 9M des sinistres est observée, ce qui permet de se rapprocher considérablement des comptes. Toutefois, un écart subsiste. Une partie peut encore être expliqué par le fait que les sinistres des invalides sont toujours surestimés. En effet, 421 décès d'invalides sont encore projetés sur l'année 2020, contre 260 en moyenne sur les 3 années précédentes.

3.4 Conclusion

Les études des Model Point et les études d'adéquation des lois de mortalités avec leur utilisation dans les projections ont permis de justifier une grande partie des écarts d'expérience observés

sur 2020. C'était l'objectif poursuivi par cette étude, et elle a également permis d'inclure des modifications qui seront prises en compte par la suite dans le calcul des Best Estimates (BE) comme l'intégration des polices manquantes dans la construction des Model Point ou encore la distinction des invalides et des valides + incapables dans la création des lois de mortalité.

Les impacts des modifications sur les Best Estimates Liabilities sont présentés ci-dessous :

	Projection Model Point Final Loi Globale	Projection Loi sans Invalide	Projection Loi sans Invalide + BCAC Décès
BEL Décès	61,47 M€	60,81 M€	60,07 M€
BEL Arrêt Travail	863,72 M€	863,69 M€	866,67 M€
BEL Décès + Arrêt Travail	925,19 M€	924,50 M€	926,74 M€

Tableau 15 : Impacts sur le BEL des nouvelles lois de mortalité

Au niveau des BEL, de légères différences apparaissent mais il est assez difficile de reconnaître l'impact direct des changements de lois à cause des commissions variables promises aux caisses régionales. Il est donc utile de s'intéresser uniquement aux BE de primes et aux BE de sinistres afin de s'intéresser uniquement à la modélisation du risque en lui-même.

	Projection Model Point Final Loi Globale	Projection Loi sans Invalide	Projection Loi sans Invalide + BCAC Décès
BE Primes Décès	3 212 M€	3 213 M€	3 214 M€
BE Sinistres Décès	1 571 M€	1 531 M€	1 478 M€
BE Primes Arrêt Travail	1 811 M€	1 812 M€	1 813 M€
BE Sinistres Arrêt Travail	1 778 M€	1 778 M€	1 824 M€
BE Primes Décès + Arrêt Travail	5 023 M€	5 025 M€	5 027 M€
BE Sinistres Décès + Arrêt Travail	3 349 M€	3 309 M€	3 302 M€

Tableau 16 : Impacts sur le BE Primes et sur le BE sinistres des nouvelles lois de mortalité

Que ce soit pour le risque décès (DC) ou pour le risque Arrêt de Travail (AT), une légère hausse du BE de primes est observée, ce qui est cohérent puisqu'il y a moins de décès projetés à chaque changement de loi. Ainsi, le BE de sinistres DC est en baisse à chaque changement de loi pour

la même raison. Quant au BE de sinistres AT, il n'y a pas de différences notables entre la loi globale et la loi sans invalide. En revanche, une hausse des sinistres apparaît lors du changement de la loi de décès des invalides. Davantage de sinistres sont observés. Ils correspondent aux mensualités des invalides qui seraient décédés par la précédente loi mais qui ne le sont plus avec la nouvelle. Ce changement de loi diminue donc le montant de sinistres sur le risque décès mais augmente celui sur le risque arrêt de travail.

Au global, peu de différences s'observent avec le changement de loi de mortalité des invalides. Compte tenu du fait que la loi de mortalité du BCAC est assez ancienne et que la mortalité des invalides pourrait ne plus être la même de nos jours et par caractère prudentiel, il serait préférable de conserver la loi de maintien en invalidité du BCAC pour définir la mortalité des invalides que la loi de mortalité des invalides du BCAC (un BE de primes plus faible est obtenu ainsi qu'un BE de sinistres plus élevé).

Cette étude a donc permis de justifier une grande partie des écarts d'expérience observés sur 2020. En revanche, il y a également un autre risque modélisable qui impacte les projections financières qui n'a pas encore été analysé : il s'agit du risque de sortie anticipée.

4 Adéquation des lois de sortie anticipée « Best Estimate »

4.1 Contexte

Une nouvelle étude a été réalisée au sein de PREDICA sur les Model Point pour inclure les polices manquantes dans la construction automatisée des Model Point, et il a été retenu de calculer la durée résiduelle en fonction de la date de fin de prêt et de la date d'arrêté, ce qui corrige également le problème mais a été estimé le plus fiable. Les projections sous Prophet lors de cette partie se baseront donc sur cette méthode de construction des Model Point. De plus, la base de données pour créer la loi de résiliation est désormais une base arrêtée au 31/12/2021 et non plus au 31/12/2020 et elle comprend tous les contrats en cours au minimum 1 jour entre le 01/06/2016 et le 31/12/2021.

4.1.1 Définition d'une loi de résiliation

Afin de modéliser au mieux le portefeuille dans les projections sous Prophet, il convient de prendre en compte le risque de sortie prématurée du portefeuille qui impacte à la fois le montant projeté des primes perçues mais également le montant projeté des sinistres réglés. Le risque de sortie prématurée se décompose en deux risques différents :

- Le risque de résiliation : résiliation du contrat d'assurance qui est possible à condition d'avoir une nouvelle assurance qui couvre au minimum les garanties déjà couvertes.
- Le risque de rachat : remboursement intégral du prêt de manière anticipée qui met donc automatiquement fin à l'assurance emprunteur.

Pour donner un ordre d'idée, les résiliations représentaient 6% des sorties en 2018, 8% des sorties en 2019 et 10% des sorties en 2020. Ainsi, les sorties prématurées sont majoritairement composées de rachats.

Dans la suite, les taux de sorties prématurées ne feront pas de distinction entre rachat et résiliation. Par abus de langage, le terme résiliation sera utilisé pour évoquer une sortie prématurée, que ce soit une résiliation ou un rachat.

Tout comme la loi de mortalité, la loi de résiliation se doit d'avoir une granularité stable dans le temps puisqu'elle est utilisée pour projeter des flux financiers sur plus de 30 ans.

4.1.2 Contexte actuel pouvant impactant la résiliation

Pour bien analyser les taux de résiliation observables sur le portefeuille, il est indispensable de connaître le cadre de l'assurance emprunteur.

En effet, il y a eu une apparition de lois règlementaires sur l'assurance emprunteur depuis 2010 (citées dans la première partie) qui ont eu pour objectif de faciliter la résiliation de l'assurance pour en choisir une autre couvrant au minimum les mêmes garanties. L'évolution de la part des résiliations dans les sorties prématurées de 2018 à 2020 l'atteste. Avec l'apparition de la loi Lemoine en 2022, la part des résiliations pourrait encore devenir plus importante.

De plus, l'évolution des taux de prêt du marché est un élément à prendre en considération dans l'analyse de la résiliation puisqu'elle peut impacter sur la décision de racheter ou non son prêt pour avoir un taux plus avantageux. Ces dernières années, les taux d'emprunts étaient en baisse, comme l'atteste le graphe ci-dessous. Cela pouvait engendrer davantage de rachat que s'il n'y avait pas de variation de taux du marché. En revanche depuis fin 2021, les taux de prêt du marché remontent et donc moins de rachats seraient attendus.

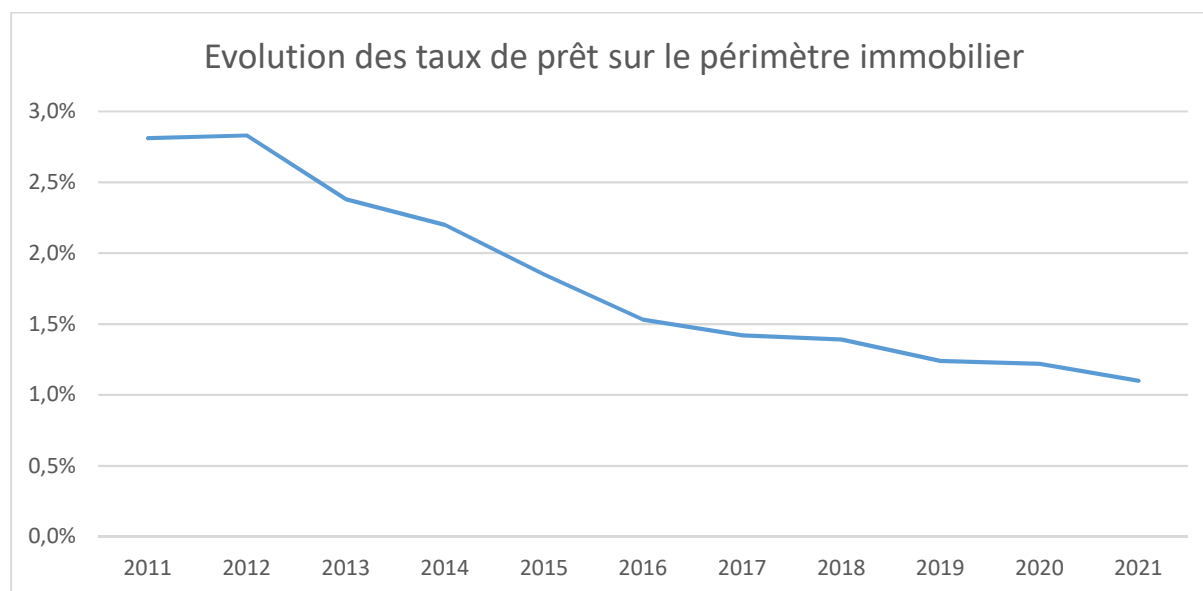


Figure 13 : Evolution des taux de prêt sur le périmètre immobilier entre 2011 et 2021

Pour le moment, il est assez difficile de quantifier l'impact de la loi Lemoine sur la résiliation ainsi que l'impact de la remontée des taux d'emprunts sur le rachat, mais ce sont deux éléments importants à prendre en compte lors de la création d'une loi de résiliation.

4.1.3 Lois Actuelles

Les lois actuelles utilisées dans les projections sous Prophet ont été réalisées en 2019 en se basant sur une période d'observation allant de 2015 à 2017. Elles sont réalisées par ancienneté à la maille type de produit (Immobilier, Agricole/Professionnel ou Consommation) puisqu'il y a de fortes différences de résiliation entre ces périmètres. De plus, avec la remontée des taux de prêt, des coefficients d'abattements ont été appliqués à la loi sur le périmètre Immobilier, estimant que le risque de rachat allait chuter. Il y a également eu une 2^{ème} modification sur ce

périmètre en intégrant l'impact estimé des lois Hamon et Bourquin qui auraient tendance à faire augmenter le risque de résiliation. Sur le périmètre consommation, un taux unique a également été finalement retenu en raison d'un manque de fiabilité.

Voici les lois ainsi obtenues :

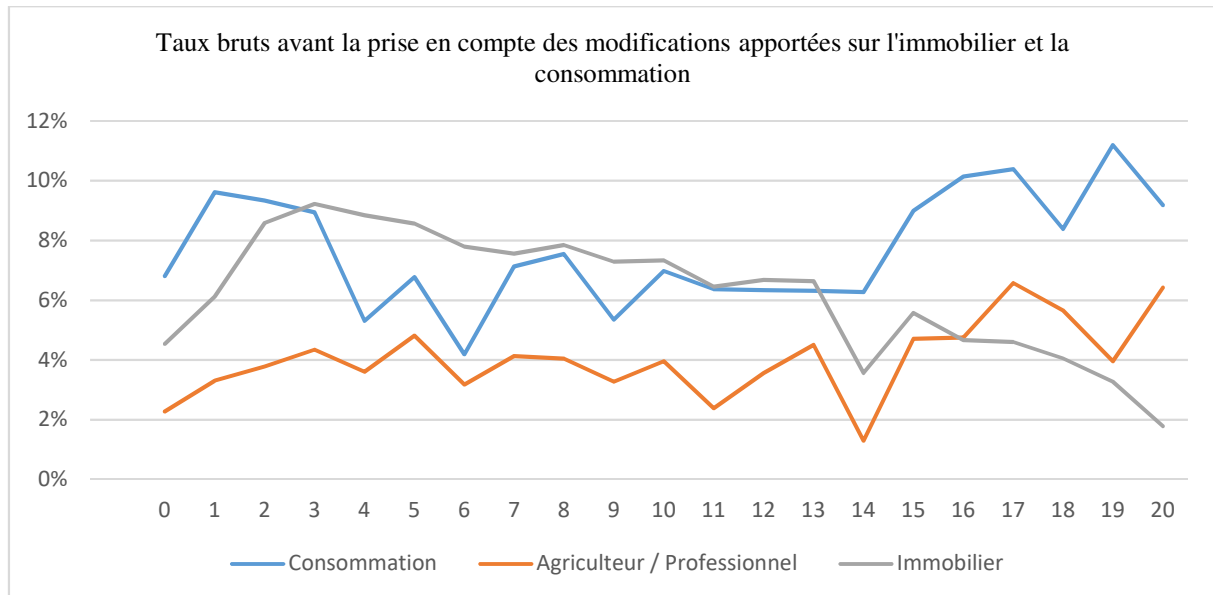


Figure 14 : Taux bruts des lois actuelles de résiliation avant correctifs

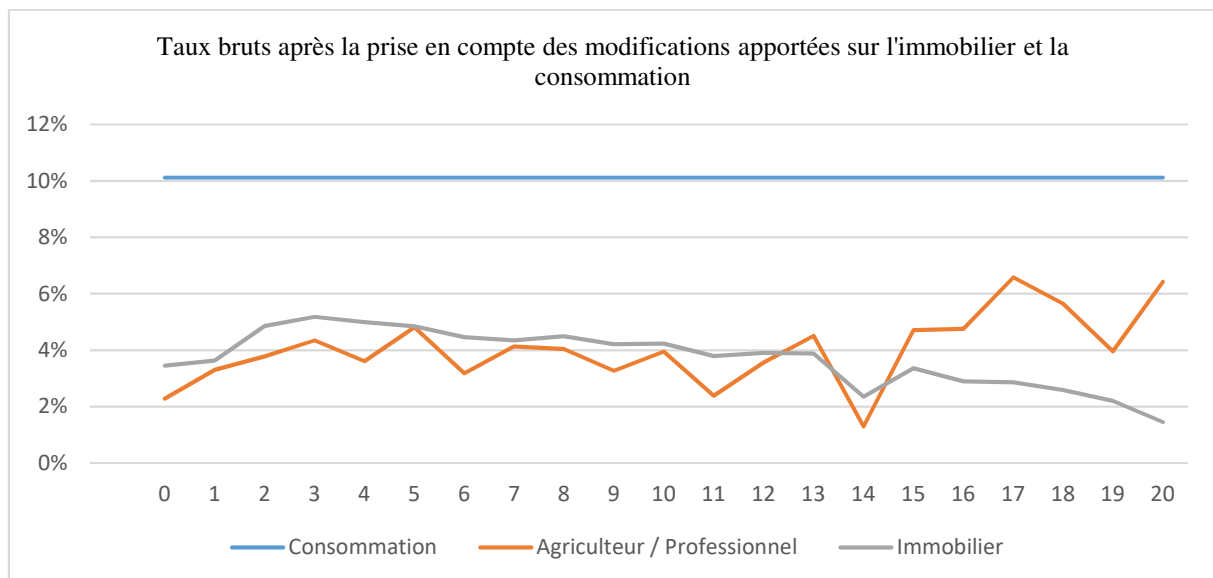


Figure 15 : Taux bruts des lois actuelles de résiliation après correctifs

Les lois ainsi retraitées sont bien différentes de celles obtenues sans retraitements.

Il serait intéressant de comparer les lois modifiées avec les lois à iso méthode sur la nouvelle période d'observation : 2017-2020 afin de déterminer si la loi ainsi construite estime bien les sorties de portefeuille et donc si elle est toujours utilisable pour modéliser le risque.

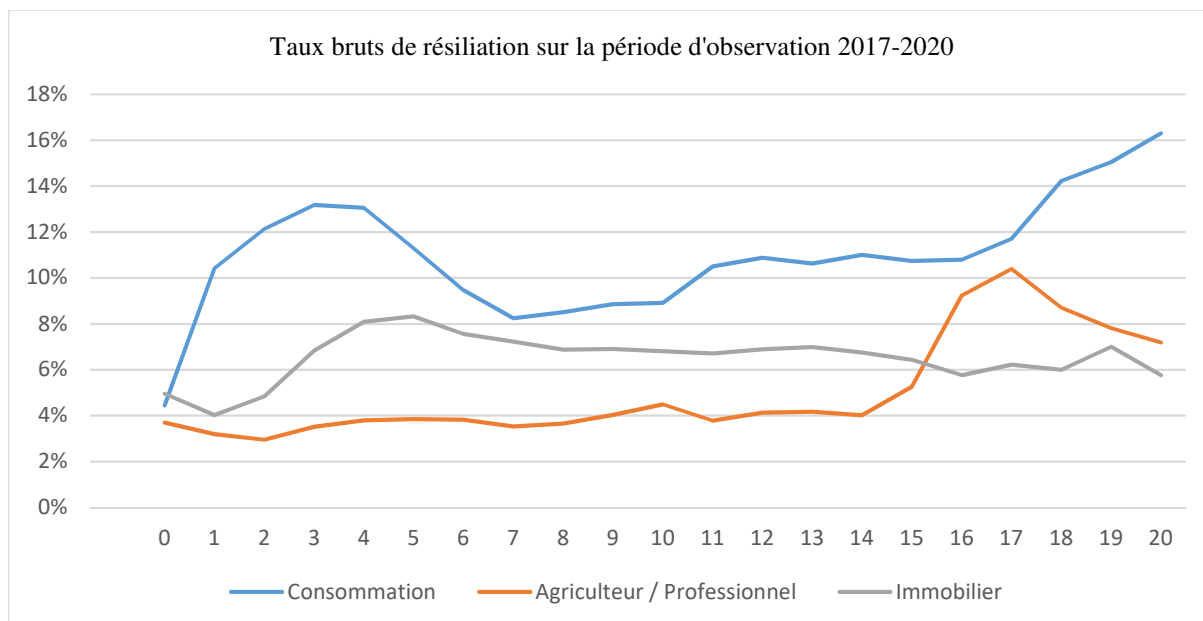


Figure 16 : Taux bruts de résiliation à iso méthode sur la nouvelle période d'observation

Il y a une différence claire entre les taux de la loi ainsi construite en 2019 et les taux bruts observés sur la période d'observation 2017 - 2020. Pour quantifier ces écarts, il est possible de calculer des ratios observés/attendus en multipliant l'exposition par ancienneté sur la nouvelle période d'observation par les anciens taux de résiliations correspondants et cela pour chaque périmètre.

Les ratios observés/attendus obtenues sont de 149,6% pour le périmètre Immobilier, 101,7% pour le périmètre Agriculteur/Professionnel et 96,2% pour le périmètre Consommation.

Ainsi, la loi sur le périmètre Immobilier sous-estime très fortement le risque de résiliation. Une mise à jour de la loi de résiliation à minima sur le périmètre Immobilier est préconisable. Il reste à savoir s'il s'agit uniquement d'une mise à jour de la loi à effectuer à iso méthode sur la nouvelle période d'observation ou s'il est préférable de revoir la granularité de la loi également. Pour guider ce choix, il est utile de s'intéresser aux lois obtenues avec la même granularité année par année afin d'avoir un aperçu de la stabilité temporelle de la loi de résiliation suivant cette granularité. Etant donné qu'il n'y a que le périmètre Immobilier où une différence importante de taux est constatée entre la période d'observation 2015-2017 et la période d'observation 2017-2020, seul ce périmètre sera analysé en détail.

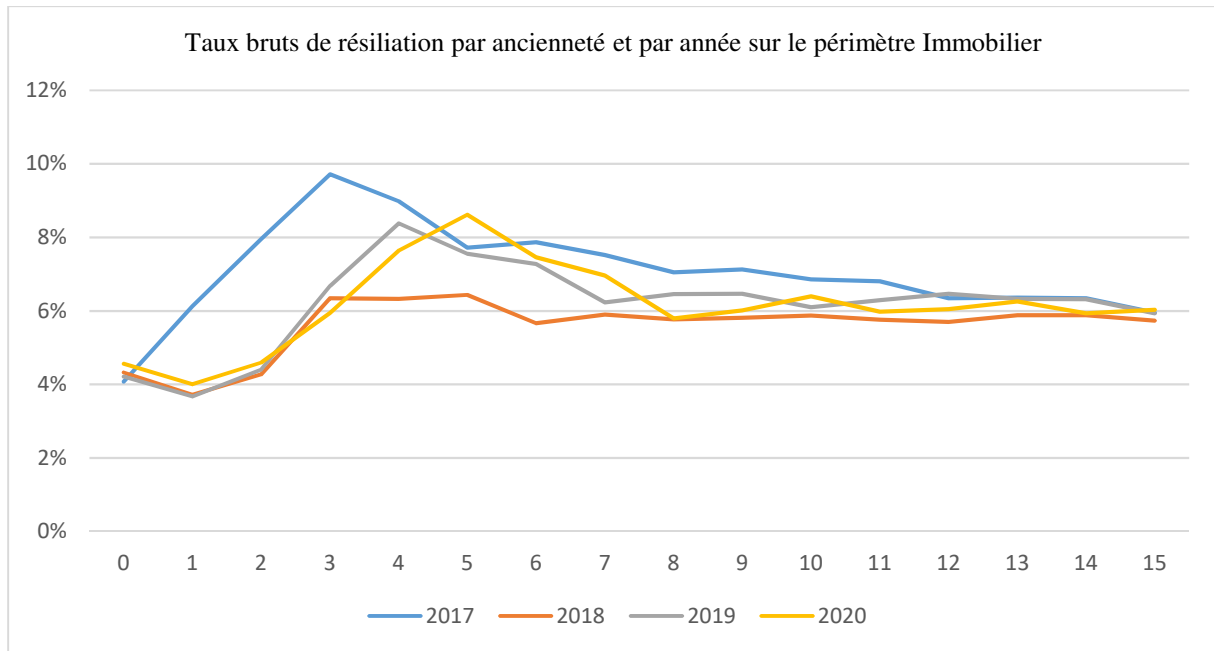


Figure 17 : Taux bruts de résiliation par ancienneté et par année sur le périmètre immobilier

Les lois sont différentes chaque année, seuls les années 2019 et 2020 sont relativement similaires avec cette granularité. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les taux de prêt du marché ne cessent de baisser jusqu'en 2020, et que par conséquent, il est plus intéressant de racheter son prêt lorsque les taux du marché sont bien plus faibles. Ainsi, du fait d'une forte baisse des taux du marché en 2017, le nombre de rachats devrait être plus important. En 2018, les taux de prêts du marché ont très peu évolué ce qui pourrait expliquer que le nombre de rachats ait diminué. Enfin, fin 2019, les taux de marché ont de nouveau bien diminué puis se sont stabilisés ce qui expliquerait que le nombre de rachat est augmenté en 2019 mais également en 2020.

De plus, le pic de résiliation en 2017 correspond à l'ancienneté 3 ans, c'est à dire aux prêts qui ont débuté en 2014 et les pics de résiliation de 2019 et de 2020 correspondent respectivement aux anciennetés 4 ans et 5 ans, c'est-à-dire aux prêts qui ont débuté en 2015. Ainsi, les pics de résiliations correspondent à des prêts qui ont débuté en 2014 ou en 2015, période à laquelle les taux de prêts étaient nettement supérieurs à ceux entre 2017 et 2020. Ainsi l'ancienneté ne serait-donc pas directement la variable explicative, ce qui expliquerait également que les lois ne soient pas stables dans le temps.

Le choix d'une nouvelle variable explicative est donc nécessaire.

4.2 Choix de la variable explicative

Afin de déterminer la variable explicative, il est préférable de commencer avec des tests statistiques de dépendance entre les variables présentes dans la base de données et la résiliation.

Pour effectuer nos tests, une extraction de la base de donnée est effectuée en ne conservant uniquement les contrats ayant été en cours pendant au moins 1 journée en 2019 et une variable résiliation est définie : elle prend la valeur 0 si le contrat n'a pas été résilié en 2019 et 1 si le contrat a été résilié en 2019.

4.2.1 Tests statistiques

4.2.1.1 V de Cramer

Le V de Cramer est un test qui se base sur la statistique du khi-deux et qui permet de mesurer l'association entre différentes variables qualitatives (mais il est aussi possible d'utiliser des variables quantitatives sous forme de classe). Soient 2 variables X et Y. Il s'agit de la racine carrée du khi-deux observé divisé par le khi-deux théorique maximal :

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi_{max}^2}}$$

Avec $\chi_{max}^2 = N * \min(k - 1; m - 1)$

Où :

- N est le nombre d'observations
- k et m sont respectivement le nombre de modalités de la variable X et Y

Afin de prendre en compte les variables quantitatives que sont le CI et le Taux de prêt, des tranches sont créées : des tranches par millier pour les CI et des tranches par dixième pour les taux de prêt.

Le tableau suivant récapitule les coefficients de Cramer associés à chaque variable dans l'ordre décroissant.

Variable	Coefficient de Cramer
Ancienneté	8,1%
Tranche Taux Prêt	7,9%
Contrat	7,4%
Durée Prêt	7,3%
Périmètre (Immobilier, Consommation, Agriculteur/Professionnel)	7,0%
CSP	6,0%
Tranche de CI	4,3%
Age	4,2%
Type Taux	3,5%
Caisse Régionale	2,9%
Sexe	0,8%

Tableau 17 : Coefficients de Cramer

Les variables qui semblent être les plus explicatives sont donc l'ancienneté et le taux de prêt, qui sont 2 variables corrélées entre elles. Ces variables ne permettent pas de construire une loi robuste dans le temps comme vu précédemment. En revanche, la variable périmètre qui est déjà retenue dans les lois actuelles obtient un V de Cramer des plus élevés tout comme la variable contrat, fortement corrélée avec la variable périmètre. Cela confirme donc l'intérêt de cette variable dans la granularité de la loi. Enfin, des variables comme la CSP, le CI et l'âge obtiennent des V de Cramer non négligeables, ce sont donc des variables à tester par la suite.

4.2.1.2 Algorithme CART

Enfin, il existe également des méthodes de machine learning permettant de déterminer des variables explicatives comme l'algorithme CART (Classification And Regression Trees). Cette algorithme repose sur une succession d'arbres de décision binaires. A chaque nœud, l'algorithme CART va tester toutes les variables ainsi que tous les seuils pour trouver celui qui donne la meilleure homogénéité du découpage. La variable résiliation est définie comme étant la variable cible et l'algorithme propose donc successivement une variable associée à un seuil de sélection permettant de diviser le portefeuille en 2 groupes qui ont des taux de résiliation différents. Les variables qui en ressortent sont donc des variables explicatives qui seront intéressantes d'analyser plus dans le détail par la suite. Voici les résultats de cette algorithme sur notre portefeuille :

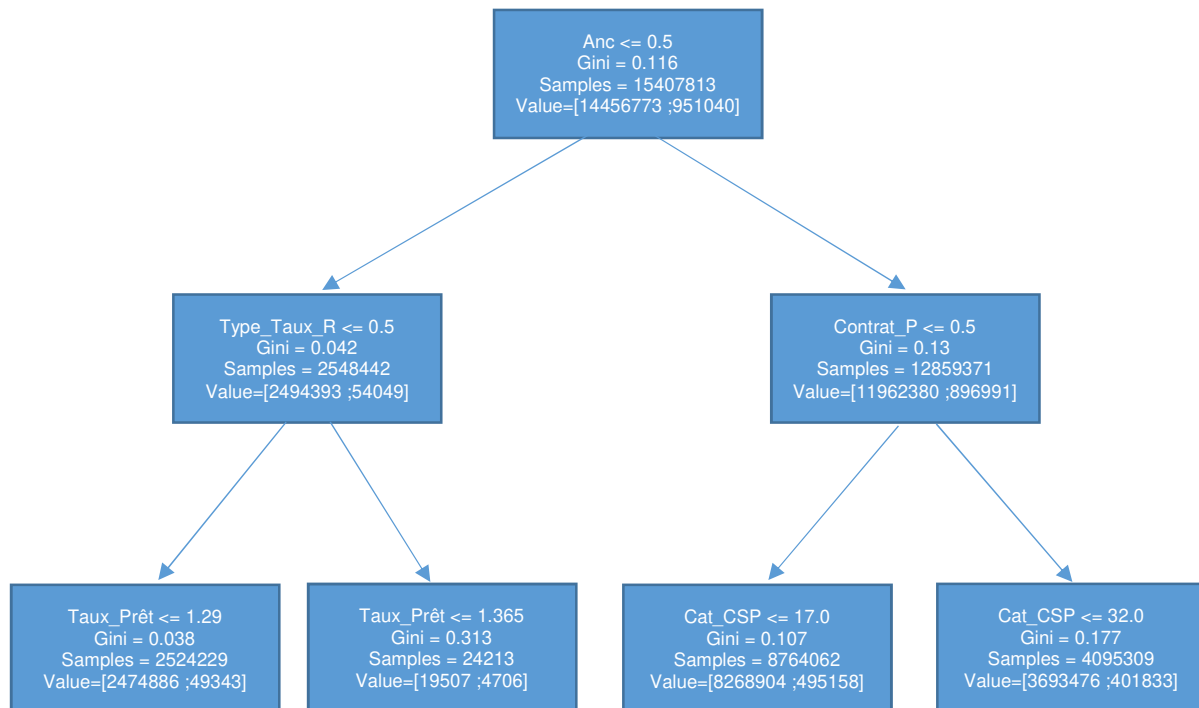


Figure 18 : Algorithme CART sur l'année 2019 sur l'ensemble du portefeuille

Les variables explicatives qui en ressortent sont l'ancienneté, le taux de prêt, le type de taux (fixe, variable ou révisable) ainsi que le type de contrat ou la catégorie de CSP. Cependant l'ancienneté ne permet pas de créer une loi de résiliation comme vu précédemment ainsi que le taux de prêt puisqu'il s'agit en réalité de l'évolution des taux de prêt qui explique la résiliation. La variable type de taux ne permet pas non plus de créer une loi de résiliation en raison de la faible proportion de contrat dont le taux n'est pas fixe. En revanche, le type de contrat et la CSP peuvent être des variables faisant partie de la granularité des lois. Puisque le type de périmètre a un impact sur la résiliation, ce même algorithme peut être utilisé uniquement sur un périmètre donné pour obtenir des résultats plus précis. Cette algorithme sera donc également testé sur le périmètre immobilier uniquement, puisque c'est le périmètre avec le plus d'enjeu et de volumétrie.

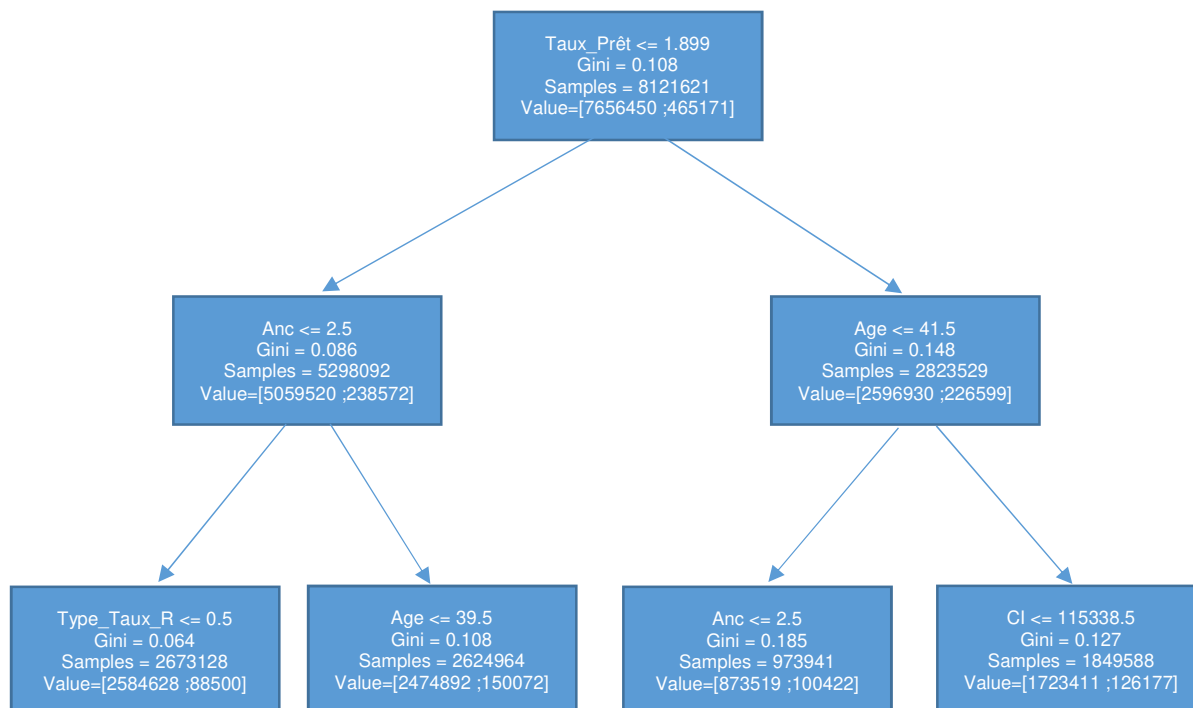


Figure 19 : Algorithme CART sur l'année 2019 sur le périmètre Immobilier

Les variables qui en ressortent sont l'ancienneté, le taux de prêt, le type de taux, l'âge et le CI. Ainsi, pour les mêmes raisons qu'évoquées précédemment, l'ancienneté, le taux de prêt et le type de taux ne seront pas plus analysés. En revanche, les variables type de contrat, CSP, âge et CI seront analysées avant de déterminer le choix de la nouvelle granularité.

4.2.2 Lois par âge

A présent que des variables potentiellement explicatives ont été trouvées, il faut tester si cela se retrouve dans les lois. Du fait de la remise en cause de la variable ancienneté, il convient de s'intéresser dans un premier temps à la variable âge, les lois étant généralement à la maille âge ou ancienneté et la variable âge étant ressorti comme une variable explicative.

La méthode de création des taux bruts de résiliation est la même que celle des taux bruts de mortalité. En raison de différences de résiliation notables entre les différents périmètres (Immobilier, Agricole/Professionnel et Consommation), toutes les études concernant le choix des variables explicatives se fera uniquement sur le périmètre Immobilier puisque c'est le périmètre avec le plus d'enjeu.

Tout d'abord, la variable âge est analysée :

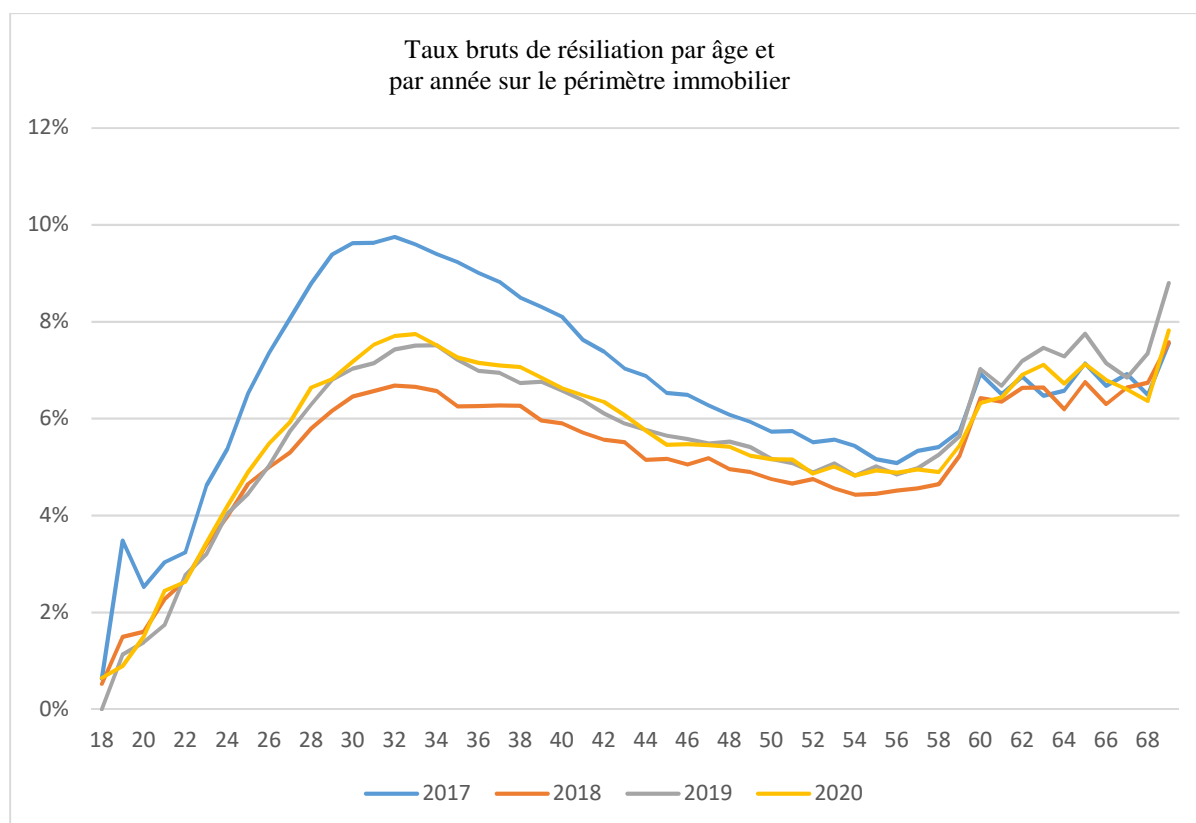


Figure 20 : Taux bruts de résiliation par âge et par année sur le périmètre immobilier

Tout comme la variable ancienneté, des différences notables de résiliation apparaissent selon les années. En revanche, l’allure de la courbe reste stable dans le temps. Uniquement l’amplitude de la courbe est impactée par les hausses ou les baisses de résiliation d’une année à l’autre (certainement liées à l’évolution des taux de prêt du marché). Ainsi, la variable âge semble être une variable explicative de la résiliation et semble être utilisable par la suite pour modéliser la résiliation sous Prophet.

De plus, étant donné qu’il est attendu que les taux d’emprunt remontent, le taux de rachats futurs devrait se rapprocher davantage des années 2018, 2019 et 2020 plutôt que de celui de 2017. Pour cette raison, 2017 sera exclu de la période d’observation des lois.

Il reste à déterminer le choix de la granularité : les variables CSP et CI seront testées.

4.2.2.1 Lois par CSP

Des taux de rachats pour chaque classe de CSP sont calculés sur l’année 2020 sur le périmètre Immobilier uniquement, puis comparés au taux de résiliation moyen :

Regroupement de CSP INSEE	Intitulé de la CSP	Exposition	Taux de rachat 2020	Par rapport à la moyenne	Taux moyen de groupe de CSP
Agriculteurs	Agr.Petite Exploit	57 716	3,1%	-47,6%	3,1%
	Agr.Moyenne Exploit	197 710	2,9%	-51,7%	
	Agr.Grande Exploit	38 543	3,1%	-48,7%	
	Ancien Agric.Exploit	15 318	6,0%	0,5%	
Artisans, Commerçants et Chef d'entreprise	Artisans	281 049	5,0%	-15,6%	5,5%
	Commerçant et Assim.	234 003	5,8%	-3,3%	
	Chef entr. 10 Sal ou +	61 716	6,0%	0,6%	
	Anc.Arti/Commer/Entr	21 168	8,0%	34,6%	
Cadres	Profession Libérale	258 262	6,3%	5,9%	6,9%
	Cadre Fonct. Publique	96 389	6,5%	9,0%	
	Prof,Prof.Scientif.	54 256	5,9%	-1,8%	
	Prof.Inf,Art,Spect.	32 432	6,5%	9,3%	
	Cadre Ad/Commer.Ent.	638 858	7,2%	20,4%	
	Ingen.Cadre Tech.Ent	239 514	6,8%	14,0%	
	Ancien Cadre	51 126	7,9%	32,7%	
Professions Intermédiaires	Instituteur et Assim	138 082	6,0%	0,4%	6,4%
	Prof.Sante.Trav.Soc.	376 222	6,2%	3,6%	
	Clerge-Religieux	458	4,1%	-30,4%	
	Prof.Admin.Fonct.Pub	174 237	6,7%	12,5%	
	Prof.Adm/Commer.Entr	188 235	7,1%	18,6%	
	Technicien	491 644	6,3%	4,9%	
	Contremaitre-Ag.Mait	144 231	6,2%	4,5%	
	Ancien Prof.Intermed	27 041	7,2%	20,7%	
Employés	Empl.Civil/Ag.Fon.Pu	410 093	5,8%	-2,2%	6,1%
	Policier et Militair	85 883	7,2%	21,5%	
	Empl.Administra.Entr	876 016	6,3%	5,1%	
	Employe de Commerce	699 394	6,3%	4,9%	
	Pers.Serv.Direct par	303 016	5,4%	-10,1%	
	Ancien Employé	101 785	6,6%	11,5%	

Ouvriers	Ouvr.Qual.Industriel	433 985	5,1%	-13,9%	5,0%
	Ouvr.Qual.Artisa	274 337	5,1%	-14,9%	
	Chauffeur	122 944	5,1%	-14,2%	
	Ouvr.Qual.Manut/Tran	110 339	5,2%	-12,3%	
	Ouvr.Non Qual.Indust	101 074	4,7%	-21,9%	
	Ouvr.Non Qqual.Artisa	46 526	4,7%	-20,7%	
	Ouvrier Agricole	62 685	4,0%	-33,2%	
	Ancien ouvrier	23 629	5,3%	-11,0%	
Inactifs	Chomeur jamais trav.	101 539	5,7%	-4,9%	5,9%
	Elèves, étudiants	10 521	6,9%	15,6%	
	Personne Sans Activité Pro (<60 ans sauf Retraites)	142 403	5,9%	-1,1%	
	Personne Sans Activité Pro (>=60 ans sauf Retraites)	25 022	6,3%	5,1%	
Toutes CSP	Total	7 749 401	6,0%	-	

Figure 21 : Taux de résiliation par CSP en 2020

Des catégories de CSP ont des taux de rachats inférieurs ou supérieurs à la moyenne. Ces écarts sont assez stables dans le temps (les années 2017, 2018 et 2019 sont disponibles en annexe).

Un regroupement des catégories de CSP en 4 groupes est effectué suivant les groupes définis par l'INSEE (mis à part les catégories Employés, Professions Intermédiaires et Cadres qui sont regroupées en raison d'une différence trop faible de résiliation) :

- Agriculteurs
- Artisans/Commerçants et chefs d'entreprise
- Employés/Professions intermédiaires/Cadres
- Ouvriers

Au sein de chaque groupe des taux de rachats similaires sont observés, ce qui conforte l'idée que la CSP serait une variable explicative.

Il convient alors de tester cette granularité sur chaque périmètre.

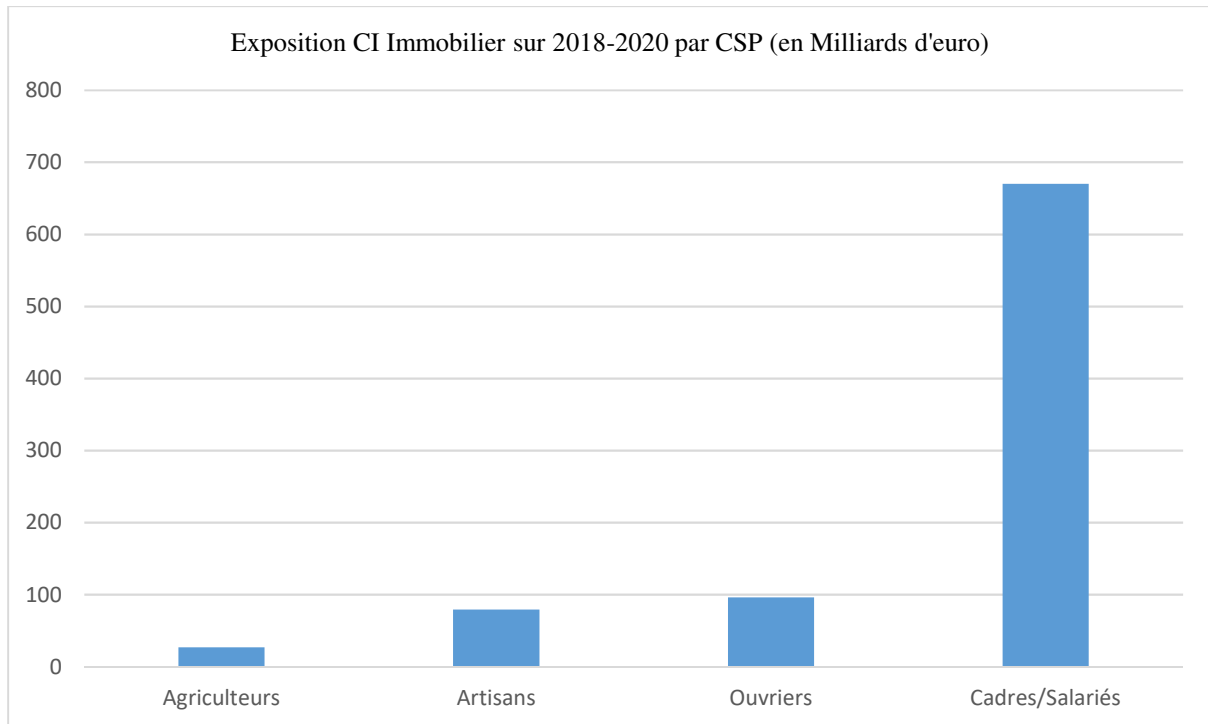


Figure 22 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier en montant par CSP

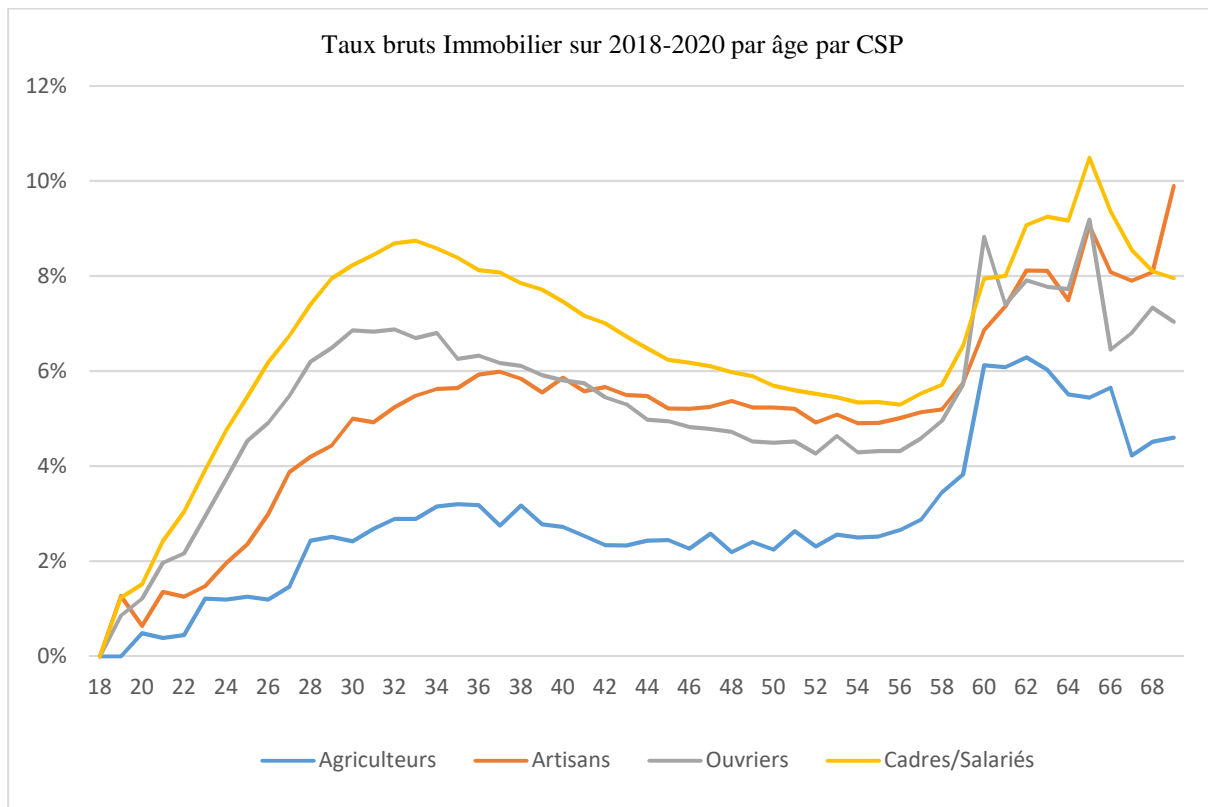


Figure 23 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier par âge et par CSP

Effectivement sur le périmètre Immobilier, des différences fortes de résiliations apparaissent entre les différentes CSP. Cependant la répartition du risque n'est pas idéale : plus de 75% des montants assurés appartiennent à la CSP des cadres/salariés.

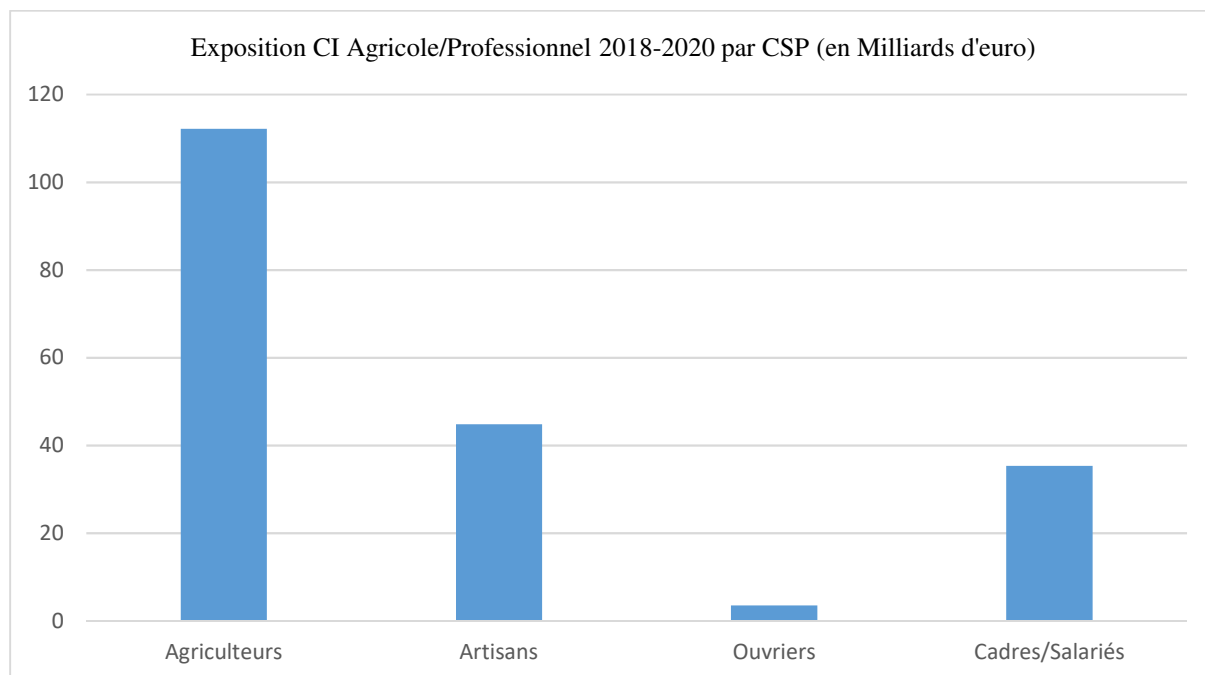


Figure 24 : Répartition de l'exposition sur le périmètre Agricole/Professionnel en montant par CSP

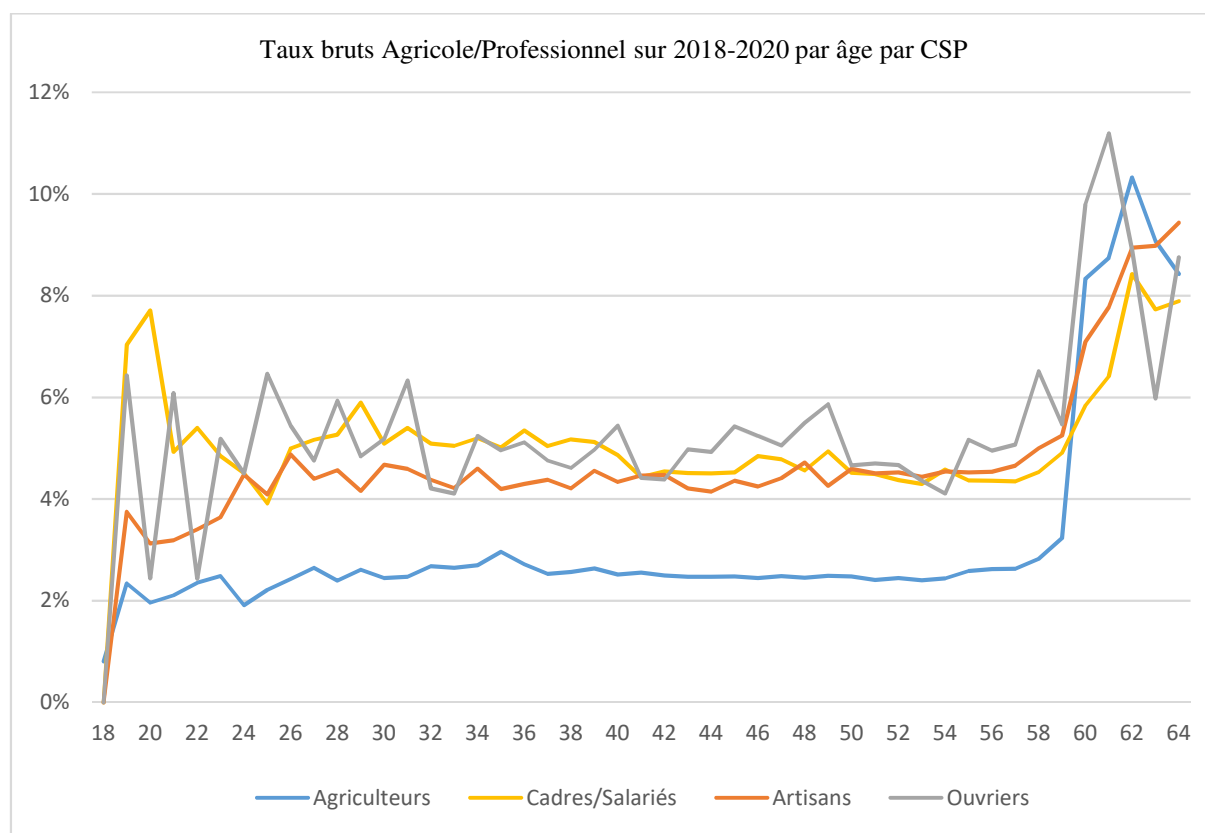


Figure 25 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel par âge et par CSP

Sur ce périmètre, l'exposition est très différente que sur le périmètre immobilier, ce qui permet d'effectuer un regroupement des deux périmètres. En effet, en fusionnant les deux périmètres, la loi des ouvriers obtenue serait quasiment celle du périmètre immobilier puisque l'exposition du périmètre Agricole/Professionnel représente moins de 5% de l'exposition totale. Il en va de même pour la CSP des cadres/salariés. En ce qui concerne les agriculteurs et les artisans, l'exposition sur chaque périmètre représente un poids conséquent (au minimum 20% de l'exposition globale). En revanche on peut tout de même effectuer le regroupement puisqu'il n'y a pas de différences majeures de résiliation entre ces 2 périmètres.

Voici le regroupement obtenu :

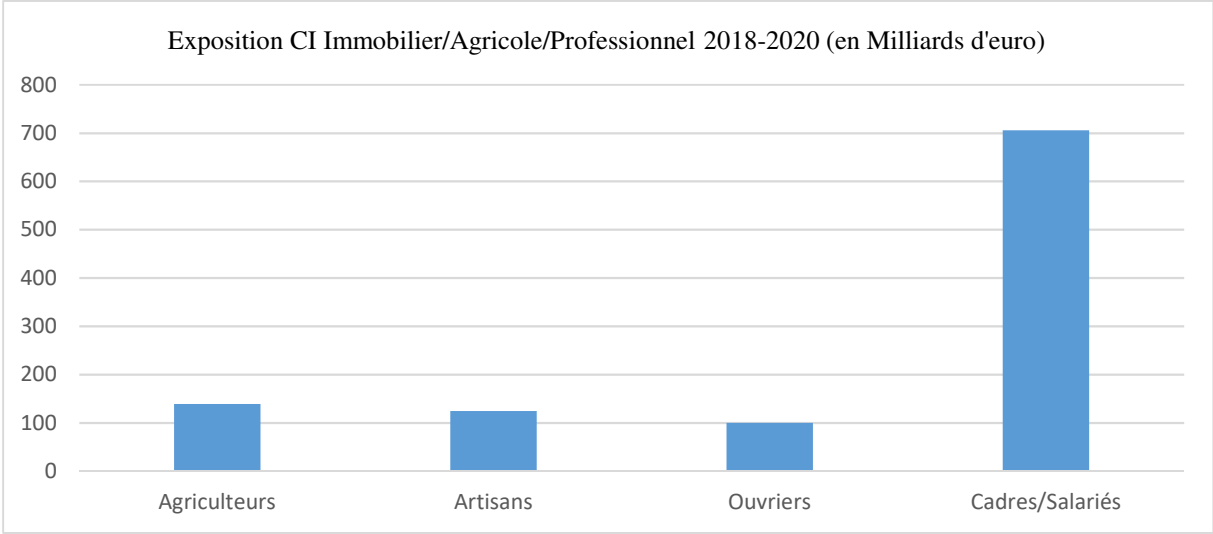


Figure 26 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier/Agricole/Professionnel en montant par CSP

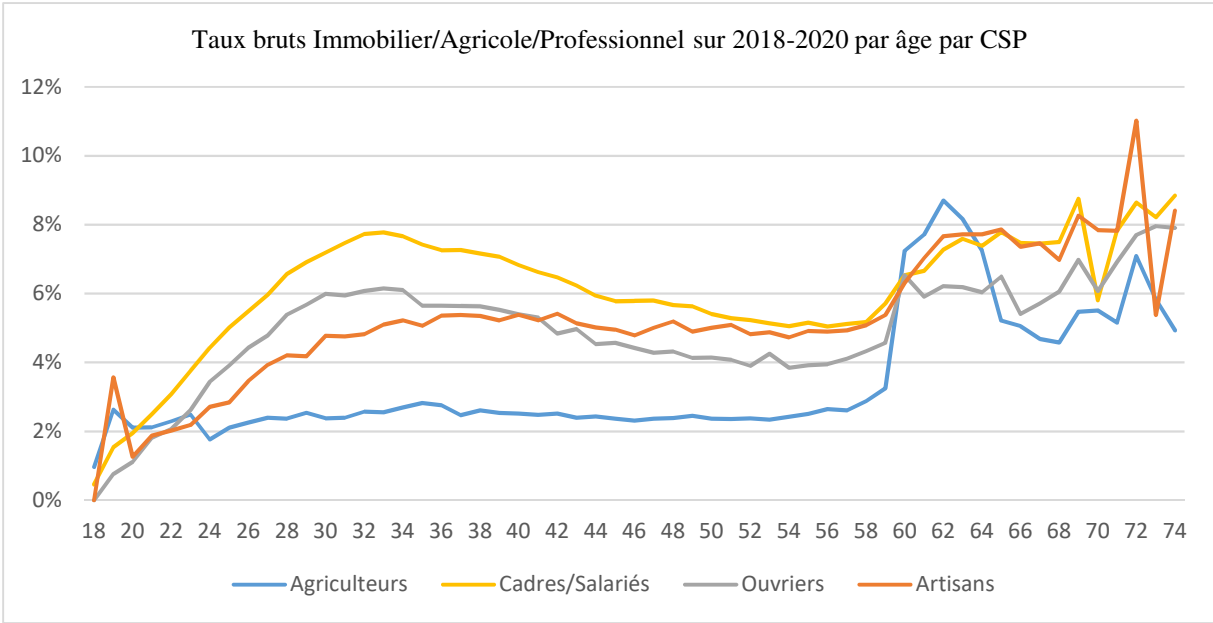


Figure 27 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier/Agricole/Professionnel par âge et par CSP

Il existe toujours la répartition inégale entre les CSP bien qu'elle n'ait été réduite par le regroupement de périmètre (les cadres/salariés représentent un peu moins de 2/3 de l'exposition globale contre 75% auparavant sur l'immobilier).

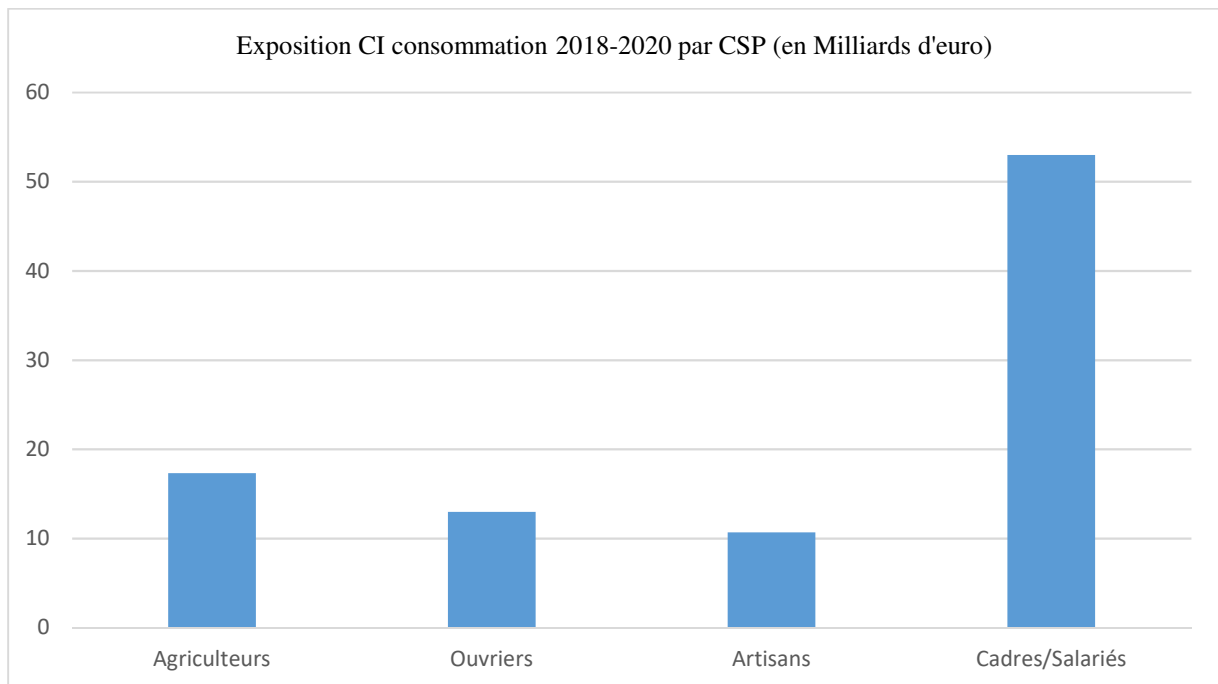


Figure 28 : Répartition de l'exposition sur le périmètre consommation en montant par CSP

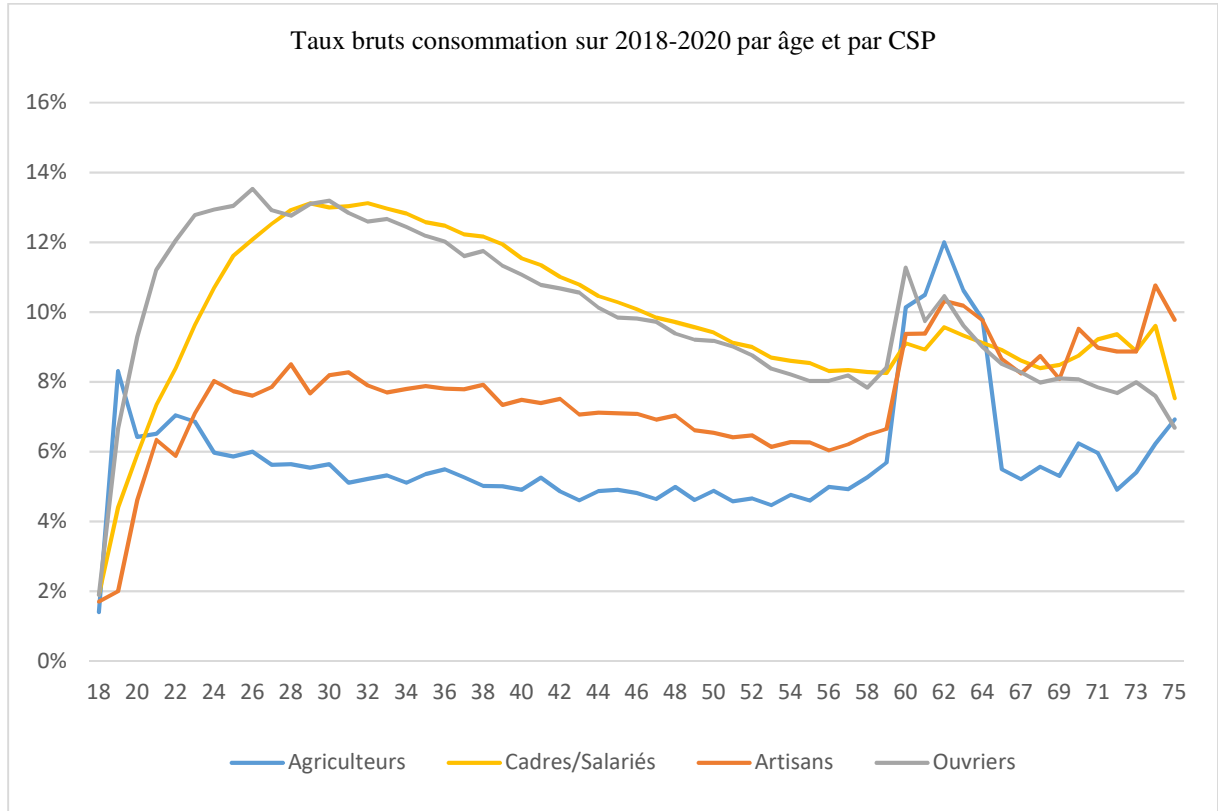


Figure 29 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge et par CSP

Sur le périmètre consommation, le même problème concernant la répartition inégale des CSP existe.

La variable CSP permet ainsi de segmenter davantage notre portefeuille pour mieux estimer le risque. Toutefois, la segmentation n'est pas homogène : la catégorie cadres/salariés est beaucoup plus volumineuse que les autres, ce qui encourage à tester une autre variable ou d'approfondir la segmentation de cette catégorie.

Dans un premier temps, la variable CI sera également testée.

4.2.2.2 Lois par CI

Pour choisir la granularité qui sera appliquée, la granularité actuellement utilisée pour les lois décès à savoir 4 tranches de CI sur les périmètres Immobilier/Agricole/Professionnel a été testée.

Voici les 4 tranches de CI : [0 ;60000[; [60000 ;90000[; [90000 ;120000[et [120000 ; +∞[.

Les périmètres Immobilier et Agricole/Professionnel sont tout de même distingués en raison d'une différence importante de résiliation entre ces 2 périmètres.

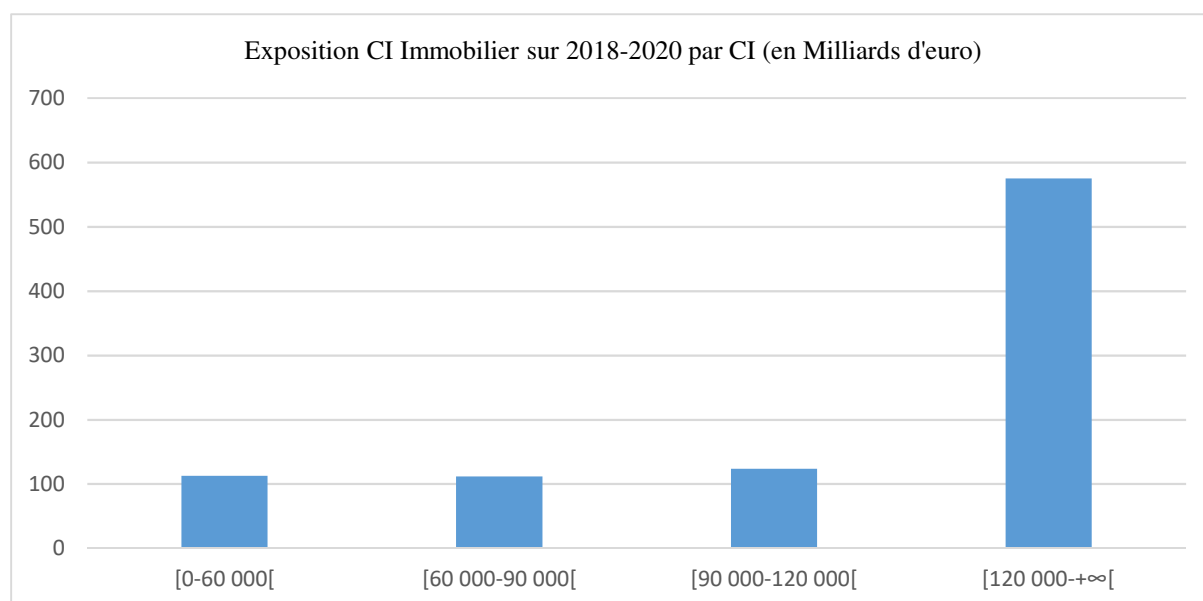


Figure 30 : Répartition de l'exposition sur le périmètre immobilier en montant par CI

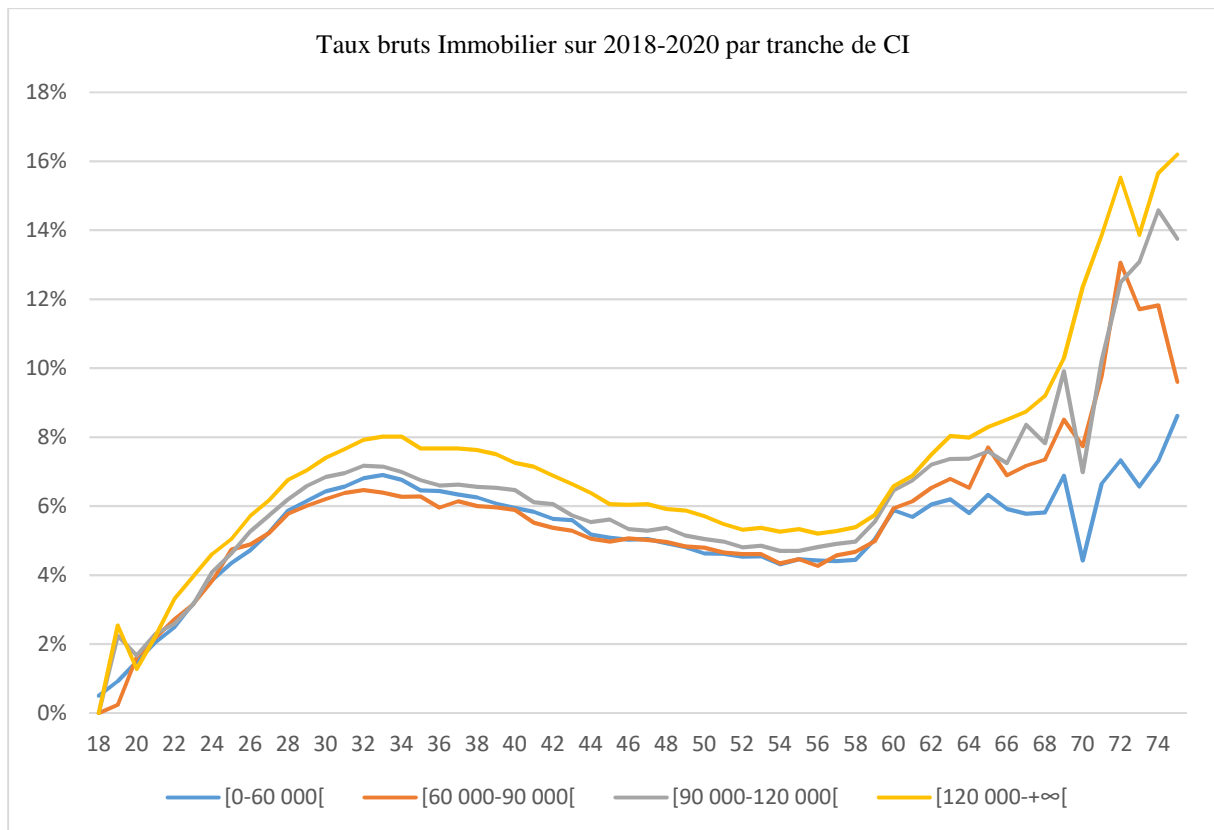


Figure 31 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre immobilier par âge et par CI

Concernant le périmètre immobilier, quelques différences sont observées entre les 2 premières tranches de CI avec la troisième, et une différence plus importante est observée avec la dernière tranche de CI.

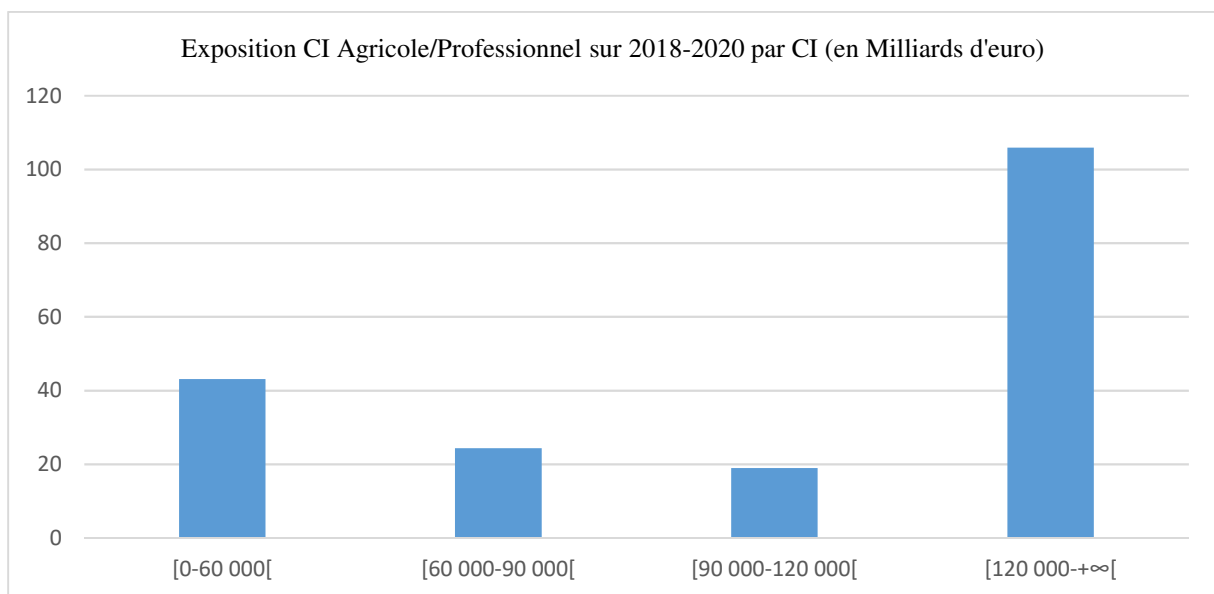


Figure 32 : Répartition de l'exposition sur le périmètre Agricole/Professionnel en montant par CI

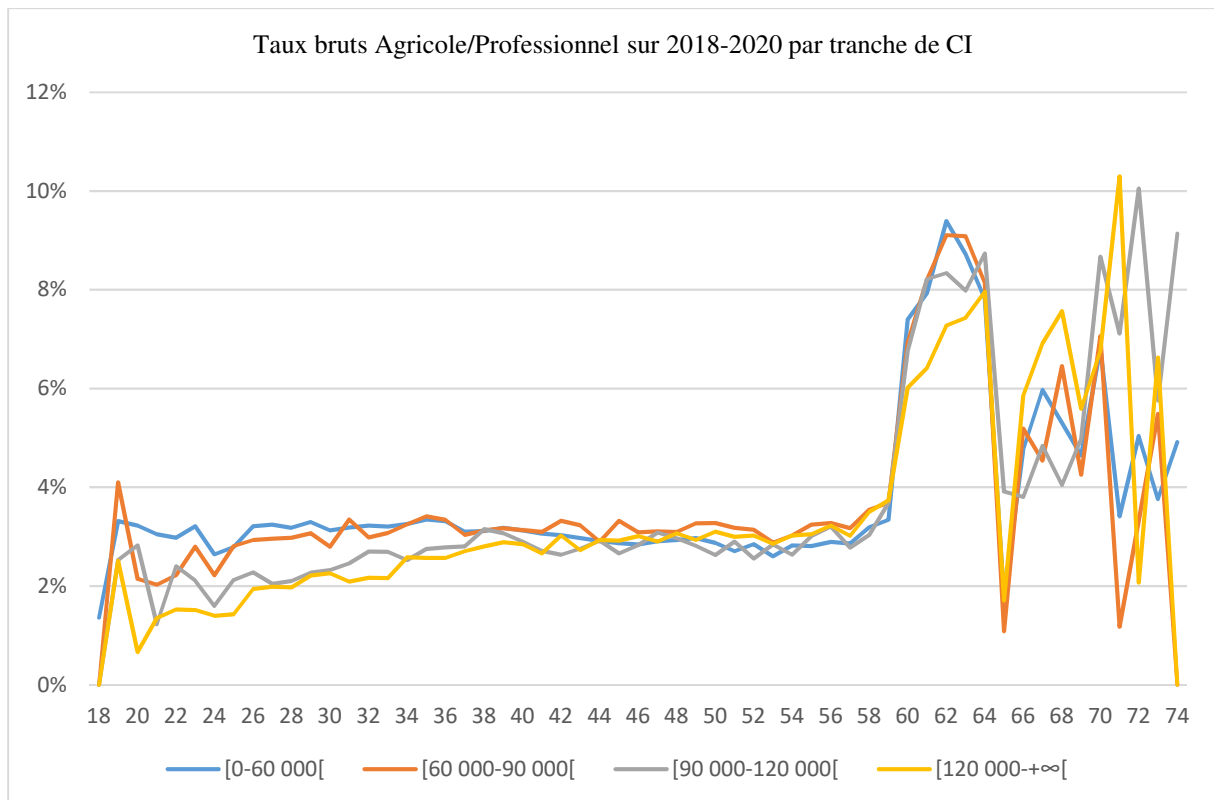


Figure 33 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel par CI

Concernant le périmètre Agricole/Professionnel, peu de différences sont observées par tranche de CI.

Au vu de la répartition par tranche de CI sur ces périmètres, une dernière tranche de CI a été testée. La tranche [120 000 ; +∞ [a été transformée en 2 tranches : [120 000 ; 150 000[et [150 000 ; +∞ [. Sur le périmètre Immobilier, une résiliation encore plus forte est observée sur cette tranche. En revanche, il n'y a pas d'impact sur le périmètre Agricole/Professionnel.

Enfin, les tranches de CI des lois décès ne permettent pas d'en faire sur le périmètre consommation (seulement 0,27% des contrats ont un CI \geq 60 000€). Une loi globale peut suffire mais il serait également intéressant de tester de nouvelles tranches de CI.

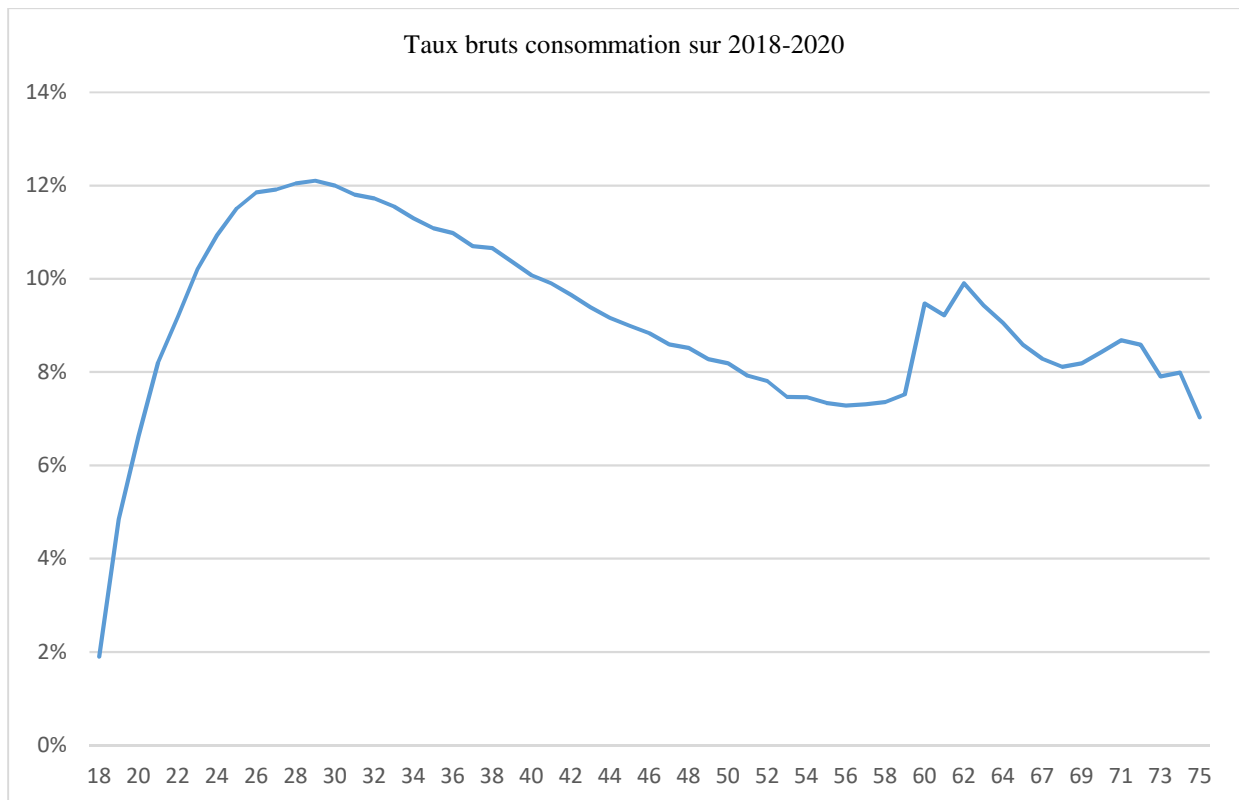


Figure 34 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge

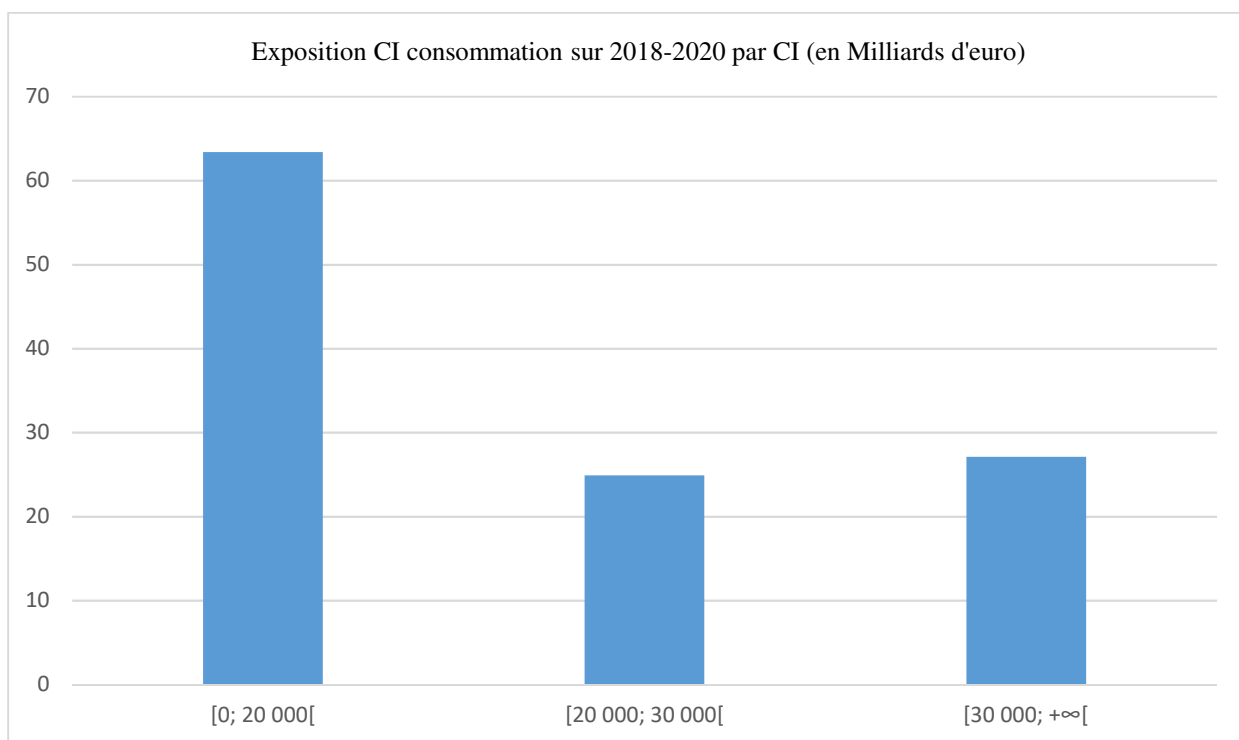


Figure 35 : Répartition de l'exposition sur le périmètre consommation en montant par CI

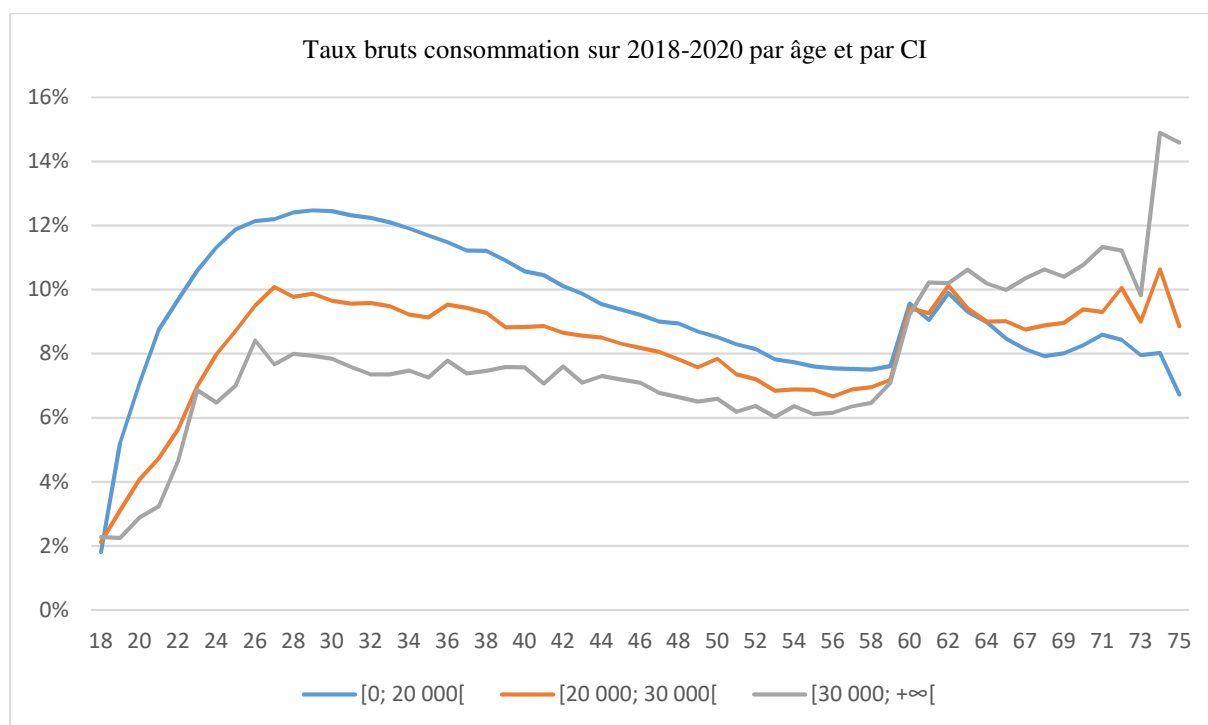


Figure 36 : Taux bruts de résiliation sur le périmètre consommation par âge et par CI

Des différences de résiliation sont observées sur le périmètre consommation mais contrairement au périmètre immobilier, la tendance est différente ici : plus le CI est important, plus la résiliation est faible.

La variable CI semble donc être une bonne variable explicative également. Des tests de projections doivent être effectués afin de déterminer si la variable CI est meilleure que la variable CSP ou inversement.

Avant de réaliser ces tests de projections, il est également possible de tester des granularités encore plus fines, notamment avec une granularité croisée : CSP * CI.

4.2.2.3 Lois par CSP * CI

Pour avoir une granularité encore plus fine dans le but d'être encore plus précis, combiner ces 2 variables explicatives pourrait être efficace. En revanche, il est préférable de se limiter à 2 tranches de CI par CSP afin de ne pas trop multiplier le nombre de lois.

Pour se faire, il faut déterminer la tranche de CI qu'il faut appliquer à chaque catégorie de CSP. Les taux de résiliation de chaque catégorie de CSP sont mesurés sur différentes tranches de CI afin de déterminer les tranches de CI optimales.

Voici ce qui est obtenu pour la catégorie des cadres/salariés :

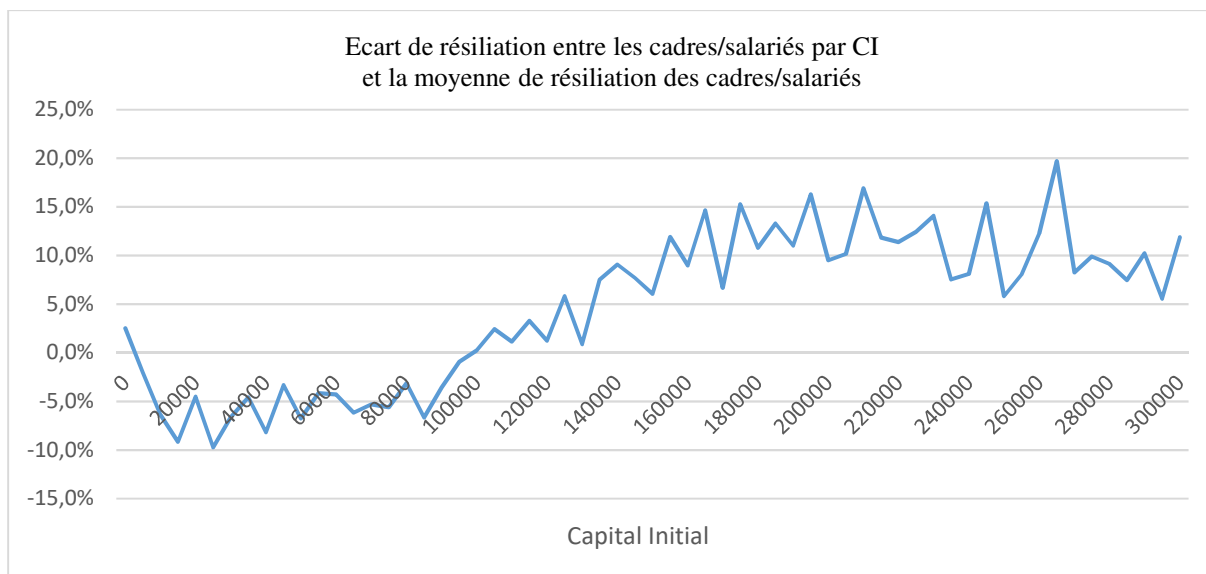


Figure 37 : Résiliation des cadres/salariés selon le CI sur le périmètre immobilier

Un taux de résiliation stable est observé pour les prêts dont le CI est supérieur à 150 000€. Il est donc inutile de séparer la tranche [150 000 ; +∞[en plusieurs tranches. Pour obtenir les 2 tranches idéales, il faudrait avoir 50% de l'exposition en montant dans chaque tranche. C'est environ ce qui est obtenu en prenant 150 000 comme séparation pour définir les 2 tranches, comme illustré avec la figure ci-dessous.

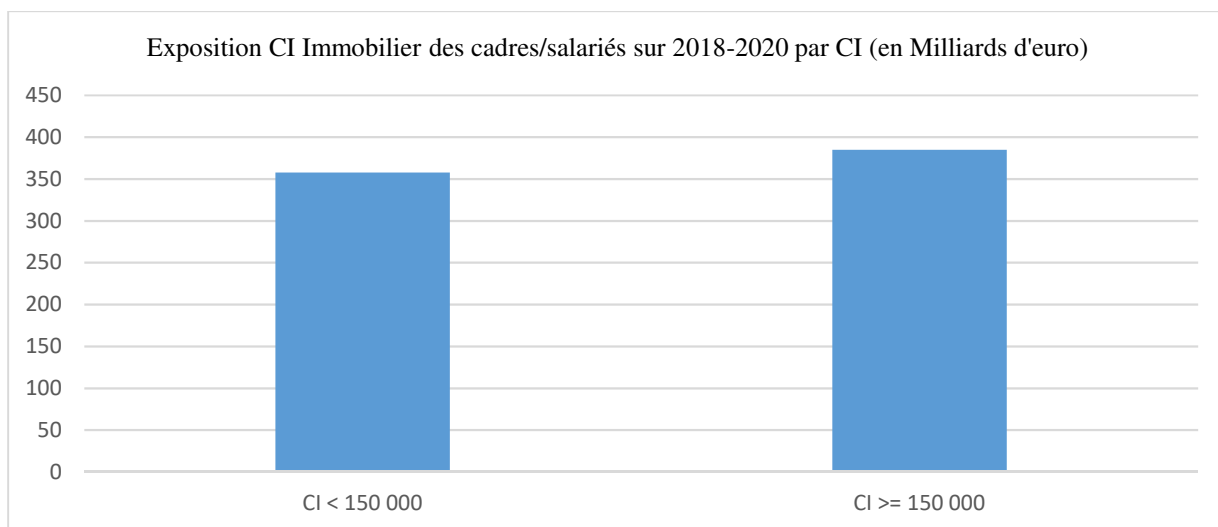


Figure 38 : Répartition de l'exposition des cadres/salariés en montant par CI sur le périmètre immobilier

Les lois ainsi obtenues sont les suivantes :

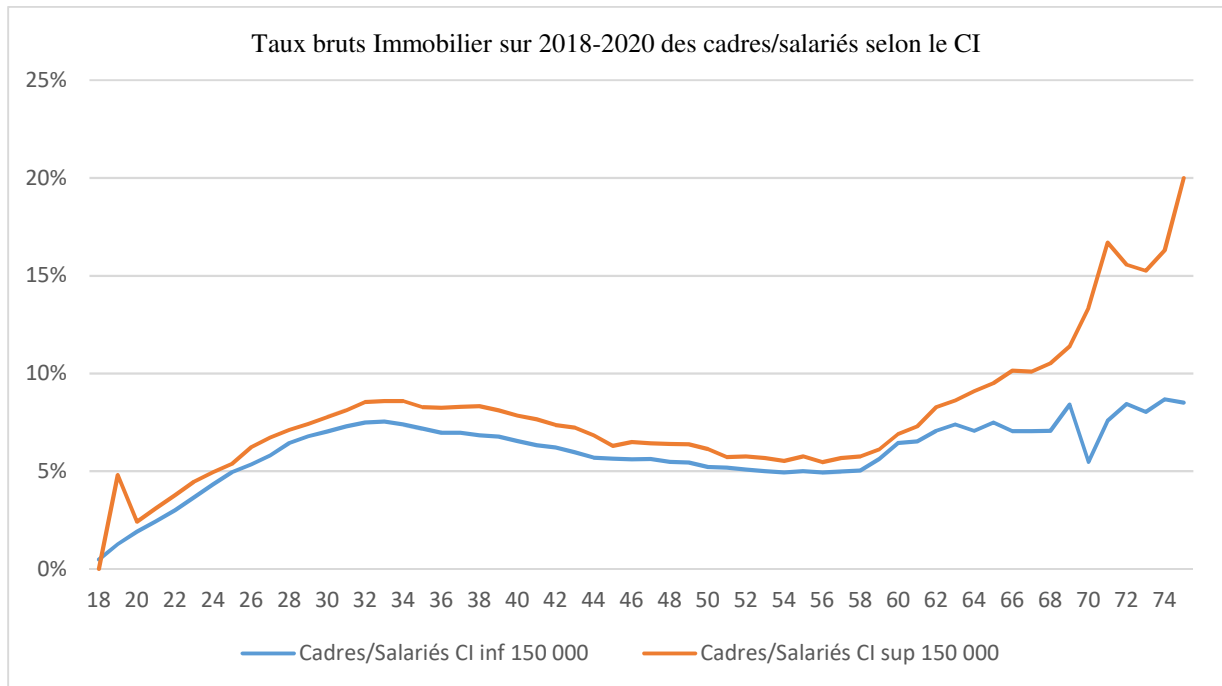


Figure 39 : Taux bruts de résiliation des cadres/salariés par âge et par CI sur le périmètre immobilier

Une différence de résiliation notable est effectivement constatée et ce à tout âge.

Cette méthode est répétée sur les autres CSP et voici les lois obtenues ainsi que la répartition de l'exposition associée :

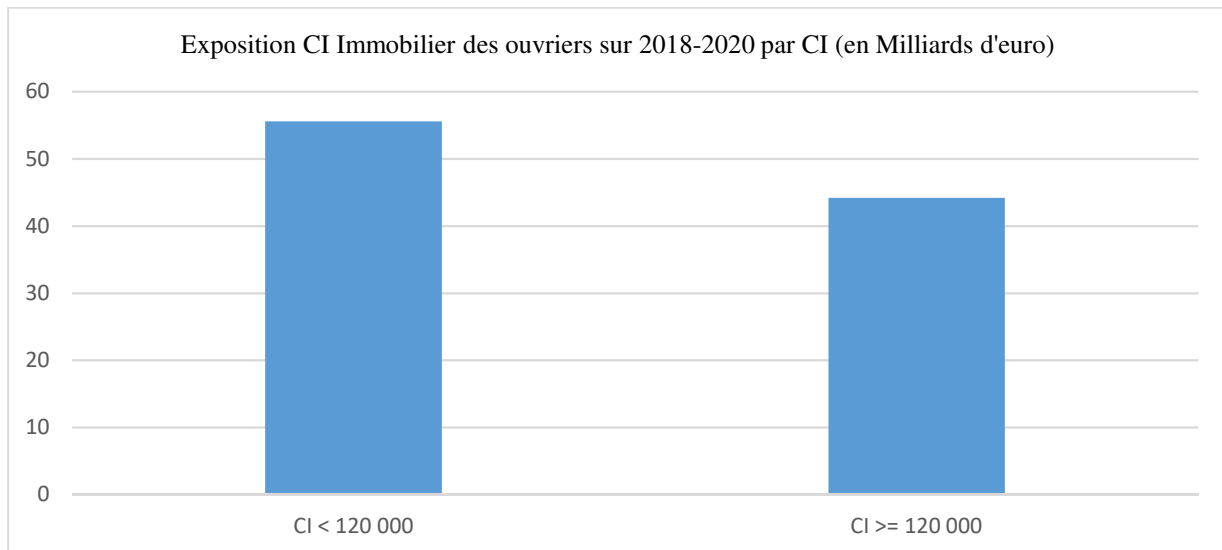


Figure 40 : Répartition de l'exposition des ouvriers en montant par CI sur le périmètre immobilier

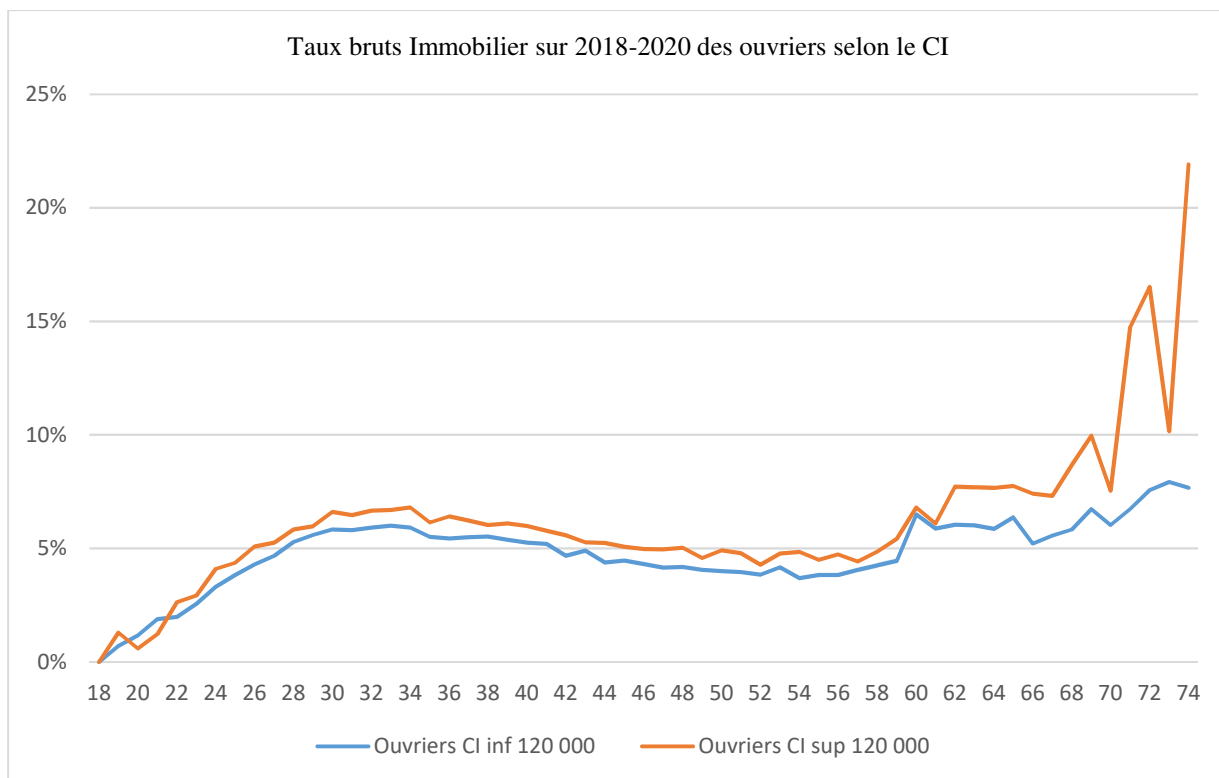


Figure 41 : Taux bruts de résiliation des ouvriers par âge et par CI sur le périmètre immobilier

Il y a également le même phénomène chez les ouvriers, cette fois-ci avec une séparation au niveau d'un CI de 120 000€.

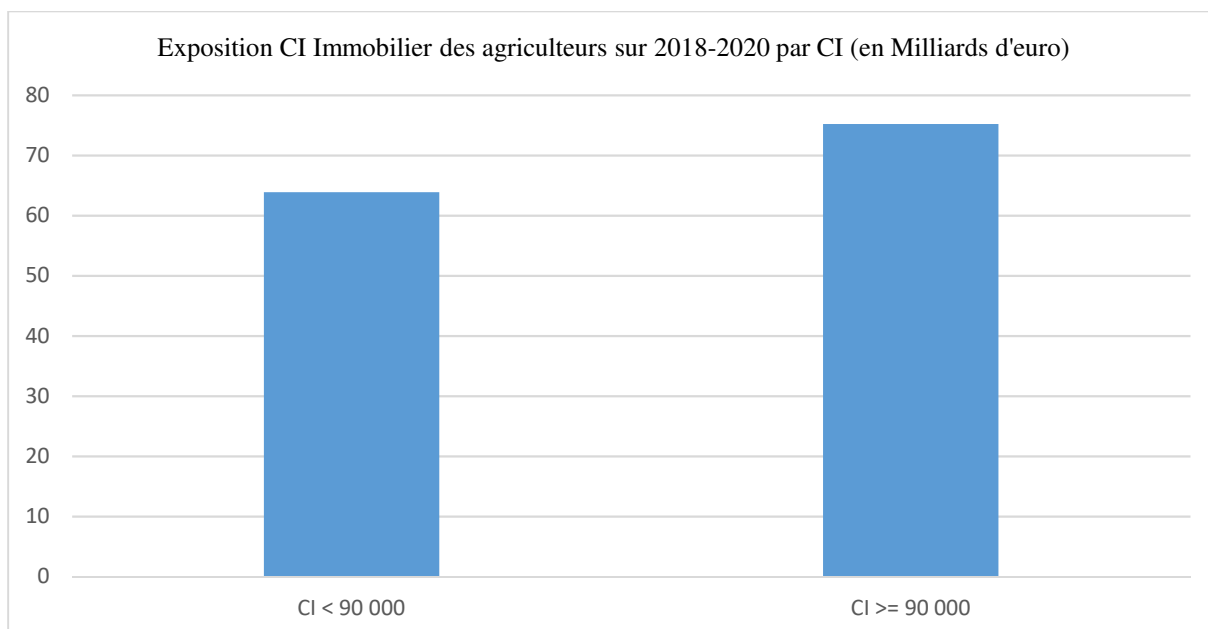


Figure 42 : Répartition de l'exposition des agriculteurs en montant par CI sur le périmètre immobilier

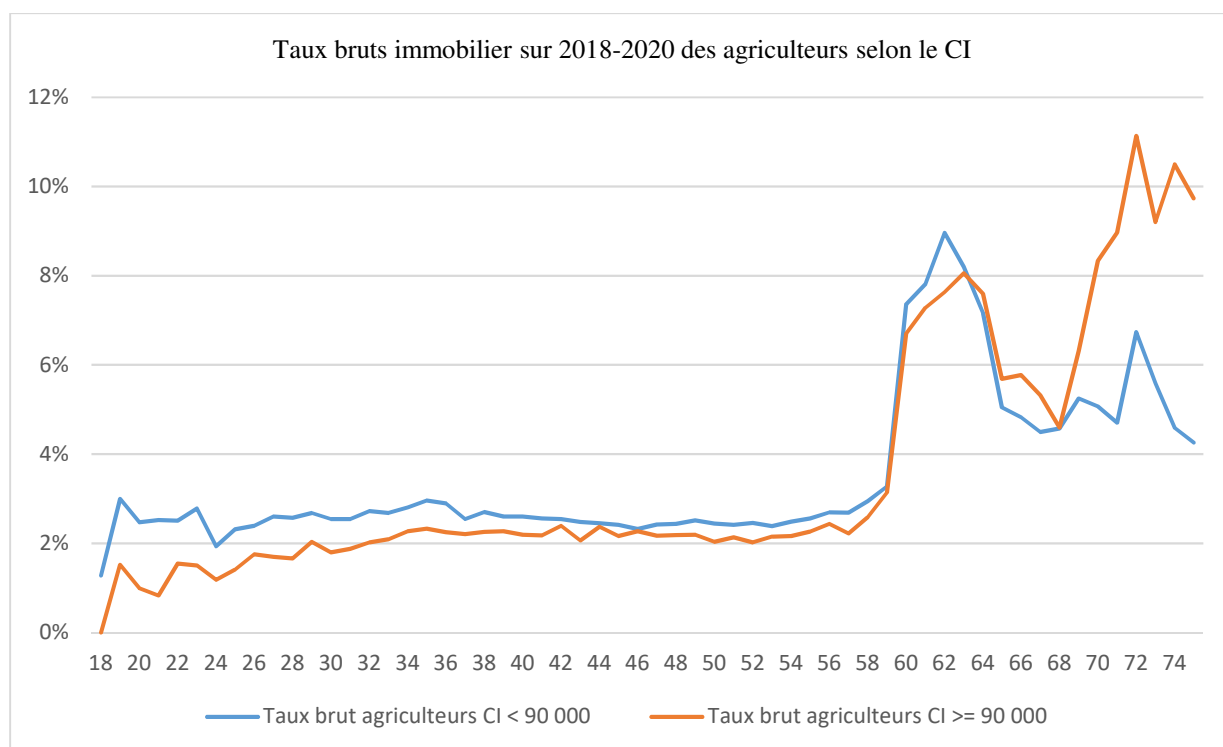


Figure 43 : Taux bruts de résiliation des agriculteurs par âge et par CI sur le périmètre immobilier

Ce phénomène se retrouve également chez les agriculteurs, avec la séparation à 90 000€ mais cette fois-ci, la tendance est contraire (les CI plus élevés résilient moins que les CI plus faibles).

En revanche, il n’y a pas de différences de résiliations notables chez les artisans selon le CI emprunté. Il n’y a donc aucune utilité à rajouter une loi supplémentaire.

A présent, pour déterminer la granularité qui sera finalement retenue, il est préférable de tester différents sets de lois sous Prophet.

4.2.3 Projections des différentes granularités envisagées

Pour choisir la granularité finale qui sera retenue, des projections sous Prophet de différents sets de lois en taux bruts sont réalisées (afin de ne prendre uniquement en compte l’impact de la granularité et non celle du lissage). Il y a 7 runs effectués correspondant aux 7 granularités suivantes :

- Granularités par CSP :

- Run 1 : 3 catégories de CSP sur l'Immobilier/Agricole/Professionnel et les mêmes catégories sur la Consommation. Les catégories de CSP sont les agriculteurs, les ouvriers/artisans et les cadres/salariés.
- Run 2 : Run 1 + passage de 3 à 4 catégories de CSP en distinguant les ouvriers et les artisans sur chaque périmètre.
- Run 5 : Run 2 + rajout d'une tranche de CI sur les CSP où il y a un impact sur le périmètre Immobilier/Agricole/Professionnel (1 tranche à + ou – 150 000 pour les cadres/salariés, 1 tranche à + ou – 120 000 pour les ouvriers et 1 tranche à + ou – 90 000 pour les agriculteurs)
- Run 6 : Run 5 + rajout d'une tranche de CI à + ou – 20 000 sur le périmètre consommation sur les catégories de CSP artisans, ouvriers et cadres/salariés.

- Granularités par CI :

- Run 4 : Lois uniquement par CI. Le regroupement Immobilier/Agricole/Professionnel n'est donc plus possible donc il y a de nouveaux des lois sur chaque périmètre. Cette granularité se base uniquement sur les tranches de CI déjà existantes dans les Model Point (celles de la loi de mortalité). Il y a donc 9 lois : 1 sur la Consommation, 4 sur le périmètre Immobilier et de même sur le périmètre Agricole/Professionnel avec les mêmes tranches de CI que les lois de mortalité. Pour rappel les tranches de CI sont les suivantes : [0, 60 000[, [60 000, 90 000[, [90 000, 120 000[et [120 000, +∞ [.
- Run 3 : Run 4 + passage de 1 à 3 lois sur la conso, correspondantes aux tranches de CI suivantes : [0; 20 000[, [20 000; 30 000[et [30 000; +∞ [.
- Run 7 : Run 4 + passage de 4 à 5 tranches de CI sur les périmètres Immobilier et Agricole/Professionnel. La tranche [120 000; +∞ [se transforme en 2 tranches : [120 000, 150 000[et [150 000, +∞ [.

Tout d'abord, les projections des lois existantes sont effectuées ainsi que celles obtenues sans les coefficients d'effet conjoncturel et de celles obtenues à iso-méthode sur la même période d'observation que les 7 autres runs à venir (2018-2020), afin d'avoir des références.

		Lois actuelles	Loi actuelle sans coefficients d'effet conjoncturel (2015-2017)	Iso méthode avec comme période d'observation 2018-2020
DC	BE Primes (en M€)	8 907	7 651	7 686
	BE Sinistres (en M€)	4 885	4 080	4 129
	BE Frais (en M€)	101	87	87
	BE Com (en M€)	3 926	3 547	3 543
	BEL (en M€)	6	64	75
AT	BE Primes (en M€)	4 451	3 676	3 692
	BE Sinistres (en M€)	3 464	2 978	3 004
	BE Frais (en M€)	51	42	42
	BE Com (en M€)	1 830	1 574	1 529
	BEL (en M€)	758	774	759
DC+AT	BEL (en M€)	764	838	833

Tableau 18 : Projection Prophet des lois de résiliation actuelles

A présent, voici les résultats des projections des 7 runs au niveau des BE :

		Lois actuelles	CSP				CI		
			3 catégories de CSP	4 catégories de CSP	4 catégories de CSP + tranches de CI sur Immo/Agri pro	4 catégories de CSP + tranches de CI sur tout	4 tranches de CI sur Immo/Agri pro	4 tranches de CI sur Immo/Agri pro + 3 tranches de CI sur conso	5 tranches de CI sur Immo/Agri pro
		EXH	Run 1	Run 2	Run 5	Run 6	Run 4	Run 3	Run 7
DC	BE Primes (en M€)	8 907	8 022	7 970	7 819	7 820	7 871	7 914	7 860
	BE Sinistres (en M€)	4 885	4 386	4 446	4 353	4 352	4 384	4 409	4 377
	BE Frais (en M€)	101	91	91	89	89	89	90	89
	BE Com (en M€)	3 926	3 609	3 509	3 464	3 466	3 485	3 503	3 482
	BEL (en M€)	6	65	76	88	88	87	87	89
AT	BE Primes (en M€)	4 451	3 936	3 929	3 846	3 847	3 857	3 877	3 851
	BE Sinistres (en M€)	3 464	3 161	3 163	3 087	3 087	3 092	3 115	3 086
	BE Frais (en M€)	51	45	45	44	44	14	44	44
	BE Com (en M€)	1 830	1 605	1 589	1 576	1 577	1 583	1 582	1 583
	BEL (en M€)	758	747	740	731	731	730	734	730
DC+AT	BEL (en M€)	764	812	815	819	819	817	822	819

Tableau 19 : Projection Prophet de différentes granularités de lois de résiliation

Très peu de différences sont observées entre les différents runs. En revanche, des écarts importants existent entre nos différents runs avec les lois actuelles, ainsi qu'avec les lois actuelles sans effets conjoncturels ou qu'avec la nouvelle période d'observation.

De plus, la granularité du run 6 étant la plus fine, la projection de ce run devrait être la plus précise. De ce fait, les run 1 et 2 correspondant aux granularités par catégories de CSP uniquement semblent être les moins précis. Les résultats de projections à 1 an peuvent apporter davantage de précision.

Projection 1 ^{ère} année		Lois actuelles	CSP				CI		
			3 catégories de CSP	4 catégories de CSP	4 catégories de CSP + tranches de CI sur Immo/Agri pro	4 catégories de CSP + tranches de CI sur tout	4 tranches de CI sur Immo/Agri pro	4 tranches de CI sur Immo/Agri pro + 3 tranches de CI sur conso	5 tranches de CI sur Immo/Agri pro
		EXH	Run 1	Run 2	Run 5	Run 6	Run 4	Run 3	Run 7
DC	Primes (en M€)	1 474,5	1 465,6	1 455,0	1 453,6	1 453,6	1 454,9	1 455,5	1 454,8
	Sinistres (en M€)	531,2	528,4	537,5	537,0	536,9	537,4	537,4	537,3
AT	Primes (en M€)	604,3	599,8	598,7	598,0	598,0	598,3	598,4	598,3
	Sinistres (en M€)	261,8	261,5	260,8	260,8	260,8	260,8	260,8	260,8
DC+AT	Primes (en M€)	2 078,8	2 065,4	2 053,6	2 051,6	2 051,6	2 053,3	2 053,9	2 053,1

Tableau 20 : Projection Prophet 1^{ère} année de différentes granularités de lois de résiliation

Du point de vue de la projection sur 1 an, les écarts sont bien plus faibles. En revanche, la loi actuelle se détache tout de même des autres runs ainsi que la granularité de 3 catégories de CSP.

Au vu des faibles impacts entre les autres granularités, il est préférable de choisir celle qui limite au maximum les temps de calculs. Pour cette raison, il est préférable de s'aligner sur la même granularité que les lois de mortalité : 4 tranches de CI sur les périmètres Immobilier et Agricole/Professionnel et 1 loi sur le périmètre Consommation (Run 4).

A présent que la granularité est déterminé, il reste à déterminer le choix de lissage.

4.3 Comparaison de lissages des lois

L'allure de l'ensemble des lois de résiliation ne permet pas l'utilisation du lissage de Gompertz-Makeham en raison du caractère non exponentielle des lois de résiliation. Ainsi, seul le lissage de Whittaker-Henderson sera testé. En revanche, au vu de l'allure non homogène des lois de résiliation (présence d'un pic de résiliation de 60 à 64 ans), effectuer un lissage par morceaux pourrait être une bonne option. Un lissage au global et un lissage par morceaux seront donc comparés sur chaque loi.

4.3.1 Tests mesurant la qualité de l'ajustement

Pour comparer les performances des lissages, plusieurs indicateurs peuvent être utilisés :

- L'erreur absolue moyenne en pourcentage (*Mean Absolute Percentage Error*)

Cet indicateur correspond à la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées. Il s'agit donc d'un pourcentage permettant une comparaison facile. Cependant nous sommes obligés de retirer les observations nulles qui amèneraient une division par 0.

Les modèles dont la valeur MAPE est faible seront préférés.

$$MAPE = \frac{\sum_x |(\hat{q}_x - \tilde{q}_x) / \hat{q}_x| * 100}{\sum_x \mathbb{1}_{\hat{q}_x}}$$

Avec \tilde{q}_x les taux lissés, \hat{q}_x les taux bruts observés et $\sum_x \mathbb{1}_{\hat{q}_x}$ le nombre d'observations de taux de résiliation.

- Le coefficient de détermination

Le R^2 (compris entre 0 et 1), mesure la qualité de nos prédictions du modèle en les comparant aux données observées. Le coefficient de détermination se définit comme la part de variance expliquée par rapport à la variance totale,

$$R^2 = 1 - \left(\frac{\sum_x (\hat{q}_x - \tilde{q}_x)^2}{\sum_x \left(\hat{q}_x - \frac{1}{n} \sum_x \hat{q}_x \right)^2} \right)$$

Où n est le nombre d'observations. Plus le R^2 est proche de 1, plus le modèle est bon. Ce test est utile lorsque l'on teste plusieurs méthodes d'ajustement et que l'on désire garder le meilleur (on gardera celui avec le R^2 le plus élevé).

- Ratio de mortalité standard (*Standardized Mortality Ratio*)

Il s'agit du rapport entre le nombre de résiliations observées et attendues. On retrouve

$$SMR = \frac{\sum_x D_x}{\sum_x \hat{q}_x * er(x)}$$

Sous l'hypothèse nulle H_0 , le nombre de résiliations réel est égal au nombre de résiliations attendus, on retrouve la statistique de test suivante :

$$\xi^{SMR} = \frac{\sum_{x=18}^n D_x - \sum_{x=18}^n er(x) * \hat{q}_x}{\sqrt{\sum_{x=18}^n D_x \left(1 - \frac{\sum_{x=18}^n D_x}{\sum_{x=18}^n er(x)} \right)}}$$

Si H_0 est vraie, cette statistique suit une loi Normale centrée réduite,

$$\xi^{SMR} \sim N(0,1)$$

Ainsi, l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée si

$$|\xi^{SMR}| > N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1),$$

Où $N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1)$ est le $(1 - \frac{\alpha}{2})$ quantile de la distribution Normale centrée réduite. La

p-valeur est la plus petite valeur du risque de première espèce (α) pour laquelle on rejette le test.

$$p_{valeur} = P \left[N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1) > |\xi^{SMR}| \right] = 2 * \left(1 - F_{N(0,1)}(|\xi^{SMR}|) \right).$$

- Le test des signes

Il s'agit d'un test non-paramétrique qui examine la fréquence des changements de signes de la différence entre les forces de résiliations observées et ajustées. Sous l'hypothèse nulle H_0 , la médiane entre les signes positifs et négatifs de cette différence est nulle. Soit le nombre n_+ de signes positifs et n_- de négatifs, avec $n = n_+ + n_-$, la statistique du test des signes, ξ^{SIG} , s'écrit :

$$\xi^{SIG} = \frac{|n_+ - n_-| - 1}{\sqrt{n}}$$

Si H_0 est vraie, cette statistique suit une loi Normale centrée réduite,

$$\xi^{SIG} \sim N(0,1)$$

Ainsi, l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée si

$$|\xi^{SIG}| > N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1),$$

Où $N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1)$ est le $(1 - \frac{\alpha}{2})$ quantile de la distribution Normale centrée réduite. La

p-valeur est la plus petite valeur du risque de première espèce (α) pour laquelle on rejette le test. Le modèle ayant la p-valeur la plus proche de 1 sera privilégié.

$$p_{valeur} = P \left[N_{1-\frac{\alpha}{2}}(0,1) > |\xi^{SIG}| \right] = 2 * \left(1 - F_{N(0,1)}(|\xi^{SIG}|) \right).$$

4.3.2 Lissages des lois et tests de performances

Seulement les lissages d'une tranche par périmètre seront présentés dans le corps du mémoire. Les autres lissages sont disponibles en annexe.

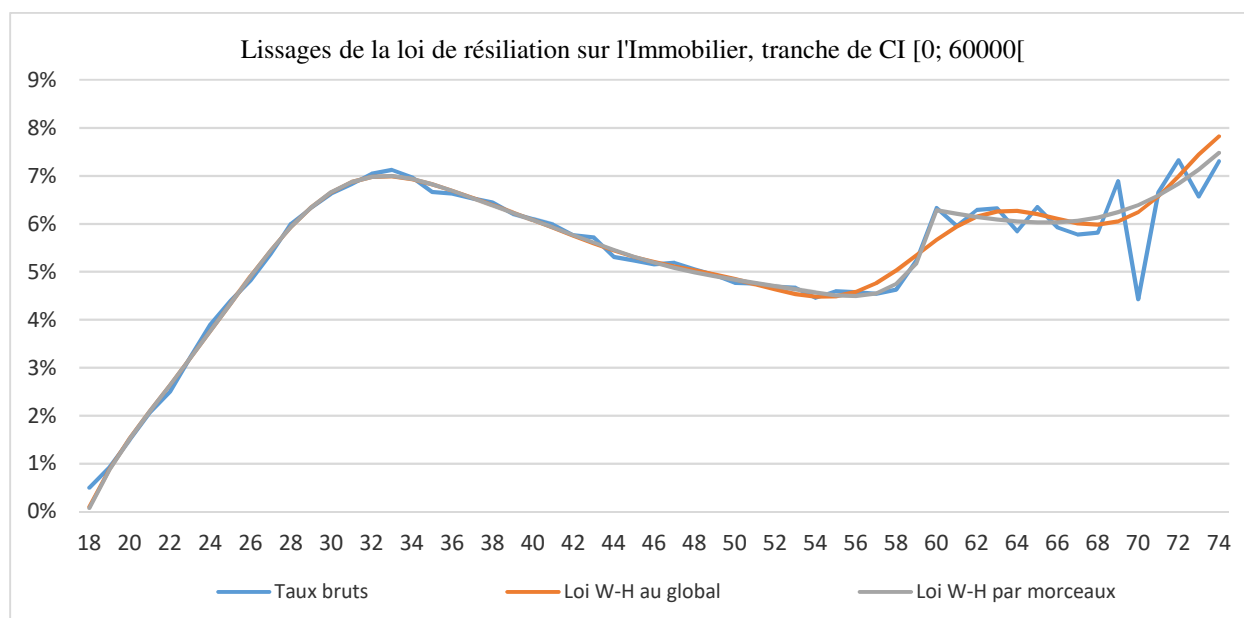


Figure 44 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Immobilier pour la tranche de CI [0 ; 60000[

		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	29(29)	30(28)		
	ξ^{Signes}	0,13	0,13	1	0
	p-valeur	89,6%	89,6%		
SMR	SMR	100,02%	100,02%		
	ξ^{SMR}	0,18	0,18	0	1
	p-valeur	85,34%	85,59%		
MAPE		4,64%	4,41%	0	1
R^2		95,08%	95,53%	0	1
				1	3

Tableau 21 : Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Immobilier pour la tranche de CI [0 ; 60000[

Le lissage par morceaux est plus adapté à cette loi. Pour autant, la différence de performance est assez minime au vu des faibles différences entre les différents indicateurs. Globalement, sur le périmètre Immobilier, il y a très peu de différences entre les performances des deux lissages.

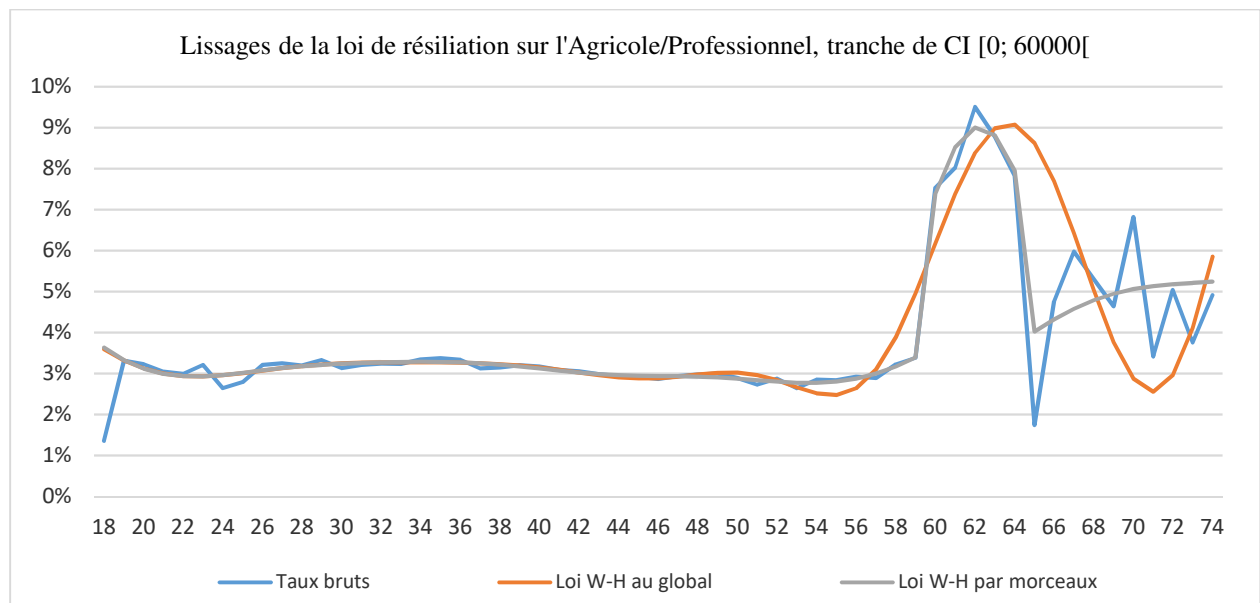


Figure 45 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel pour la tranche de CI [0 ; 60000[

		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	27(31)	27(31)		
	ξ^{Signes}	0,39	0,39	1	1
	p-valeur	69,4%	69,4%		
SMR	SMR	99,99%	99,99%		
	ξ^{SMR}	0,04	0,04	0	1
	p-valeur	96,44%	97,04%		
MAPE		20,68%	11,25%	0	1
R^2		29,01%	83,70%	0	1
				1	4

Tableau 22: Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel pour la tranche de CI [0 ; 60000[

Sur le périmètre Agricole/Professionnel, les différences de lissages sont plus importantes. En effet, le lissage au global déforme l'allure de la courbe lors du pic de 60 à 64 ans (qui est plus important que sur le périmètre Immobilier), ce qui se ressent au niveau de l'indicateur MAPE (plus élevé) et du R^2 (plus faible). Globalement, le lissage par morceaux est plus performant sur ce périmètre.

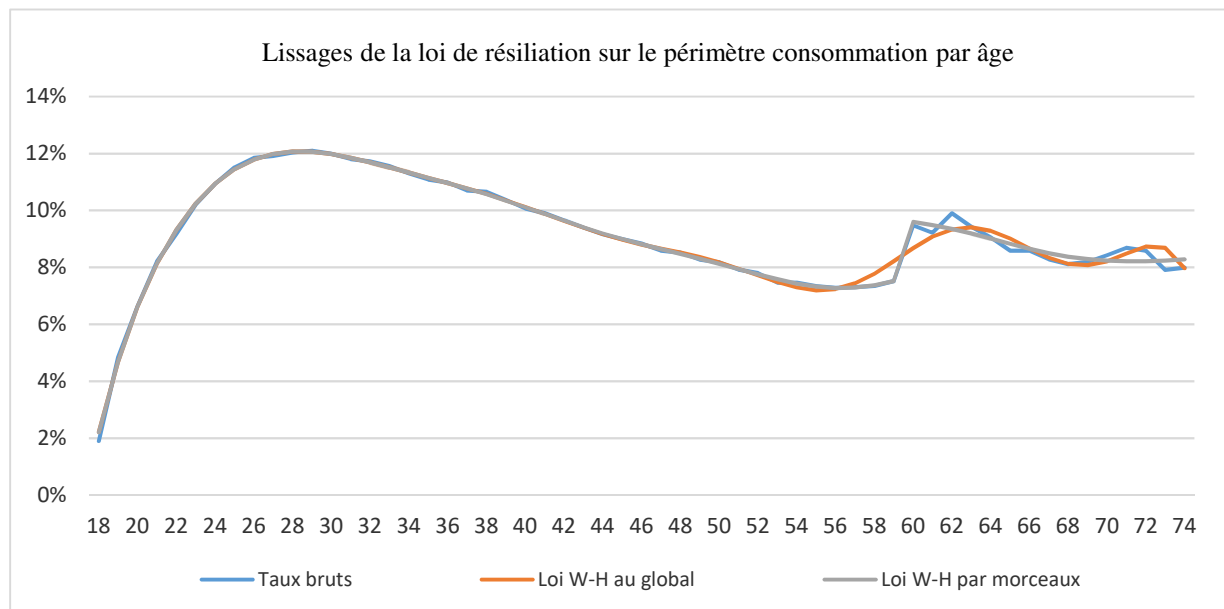


Figure 46 : Lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Consommation

		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	26(32)	29(29)		
	ξ_{Signes}	0,66	0,13	0	1
	p-valeur	51,1%	89,6%		
SMR	SMR	100,01%	100,01%		
	ξ^{SMR}	0,16	0,11	0	1
	p-valeur	86,98%	91,05%		
MAPE		1,97%	1,71%	0	1
R^2		98,11%	98,45%	0	1
				0	4

Figure 47 : Comparaisons lissages de Whittaker-Henderson au global et par morceaux de la loi de résiliation sur le périmètre Consommation

Sur le périmètre Consommation, le lissage par morceaux reste de nouveau le meilleur lissage.

Au global le lissage par morceaux semble être le lissage le plus performant. Projeter les lois obtenues sous Prophet selon la méthode de lissage peut également permettre de déterminer la plus adaptée.

4.4 Lois de résiliation définitives

4.4.1 Choix des lissages définitifs

		Run 4	Run 4	Run 4
		Lissées au global	Lissées par morceaux	Taux bruts
DC	BE Primes (en M€)	7 817,7	7 821,5	7 817,2
	BE Sinistres (en M€)	4 350	4 353	4 350
	BE Frais (en M€)	89	89	89
	BE Com (en M€)	3 468	3 470	3 468
	BEL (en M€)	89,7	89,6	89,8
AT	BE Primes (en M€)	3 826	3 826	3 826
	BE Sinistres (en M€)	3 073	3 073	3 073
	BE Frais (en M€)	43	43	43
	BE Com (en M€)	1 572	1 572	1 572
	BEL (en M€)	732	732	732
DC+AT	BEL (en M€)	821,4	821,3	821,5

Tableau 23 : Projections BE des lois de résiliation lissées

D'un point de vue BE, les projections des 2 lissages sont très proches de la projection des taux bruts mais la projection du lissage au global s'en rapproche bien plus.

Projection 1 ^{ère} année		Run 4	Run 4	Run 4
		Lissées au global	Lissées par morceaux	Taux bruts
DC	Primes (en M€)	1 454,4	1 454,5	1 454,2
	Sinistres (en M€)	537,2	537,2	537,1
AT	Primes (en M€)	878,5	878,6	878,3
	Sinistres (en M€)	597,9	597,9	597,9
DC+AT	Primes (en M€)	260,8	260,8	260,8

Tableau 24 : Projection sur la 1^{ère} année des lois de résiliation lissées

Du point de vue de la projection sur la 1^{ère} année, les résultats sont similaires : le lissage au global permet donc de se rapprocher au maximum des taux bruts. Ainsi, le lissage au global est retenu.

4.4.2 Récapitulatif des lois de résiliation obtenues

Les lois de résiliation ainsi obtenues sont les suivantes :

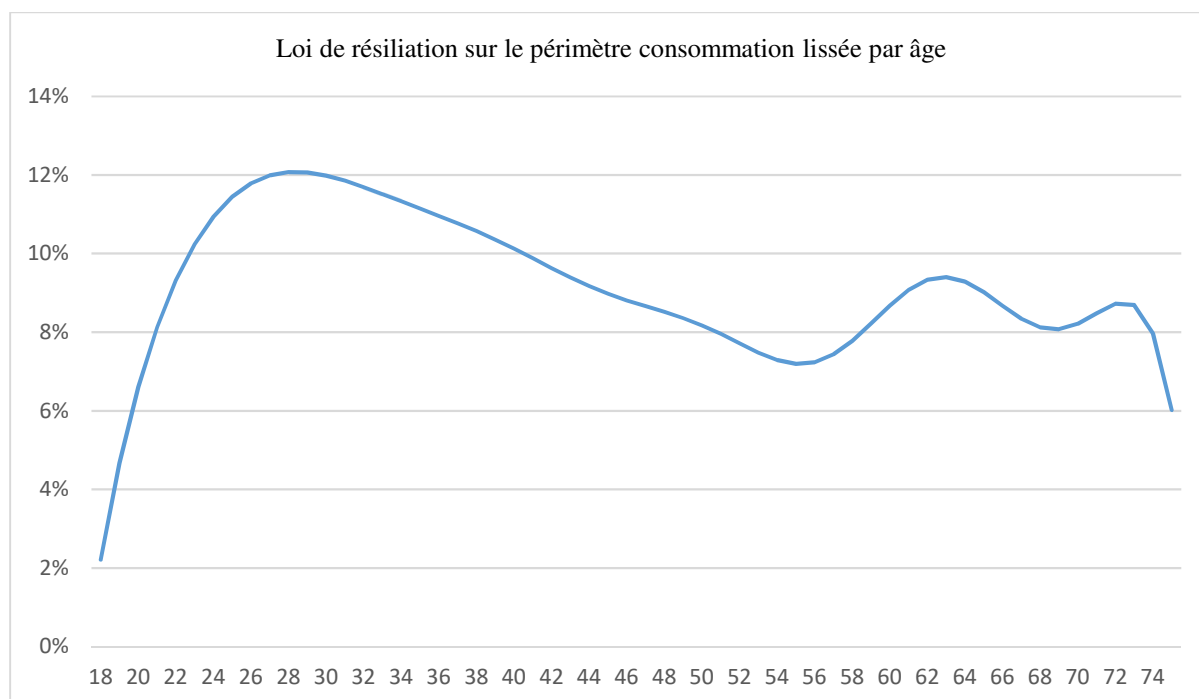


Figure 48 : Loi de résiliation sur le périmètre Consommation finale

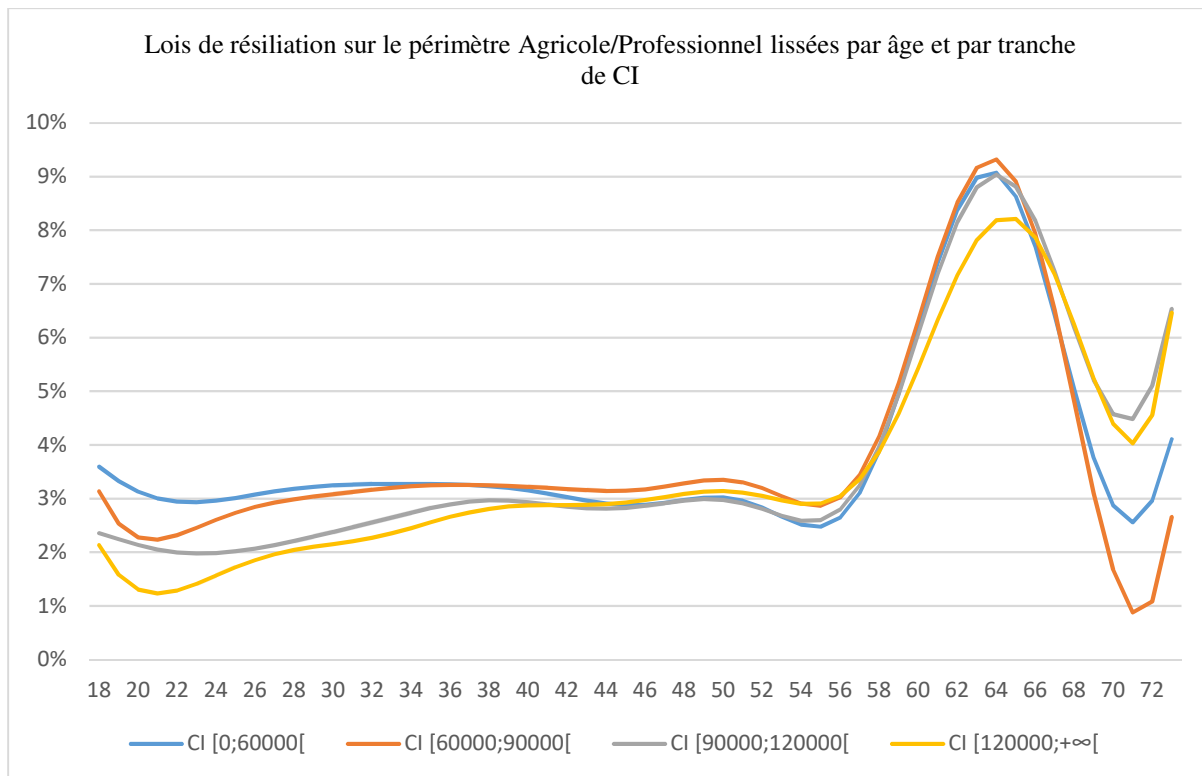


Figure 49 : Lois de résiliation sur le périmètre Agricole/Professionnel finales

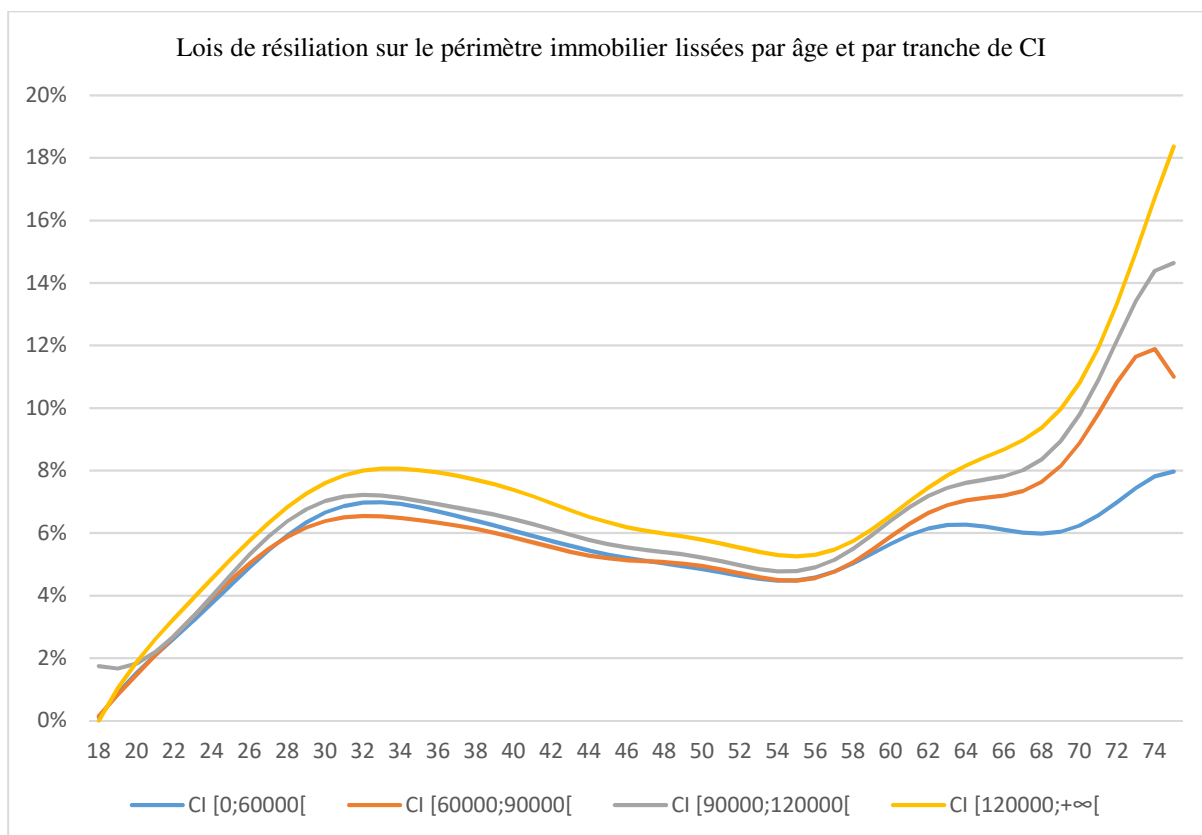


Figure 50 : Lois de résiliation sur le périmètre Immobilier finales

Conclusion

Avec l'arrivée de la norme IFRS 17, la volonté de maîtriser les écarts d'expérience s'est accrue. Une étude pour comprendre les écarts d'expérience a donc été mise en place chez PREDICA sur l'assurance emprunteur. Cette étude a eu comme objectif de parcourir le processus de projection des flux en déterminant les biais engendrés par ce dernier, afin de les corriger.

La revue de la méthode concernant la création des bases de données en entrée du modèle a permis d'identifier un manque conséquent de polices retenues ainsi qu'un biais engendré par des tranches d'âge. Ce manque observé est dû à une erreur de calcul de la durée résiduelle qui pouvait la rendre négative alors que le prêt était toujours en cours. Une correction a été apportée en prolongeant la durée de ces contrats et des analyses d'impacts ont été effectuées. Cette correction ainsi que la suppression de la tranche d'âge ont permis de réduire les écarts d'expérience. Cependant, le choix du maintien ou de la suppression de la tranche d'âge n'est pas un choix évident à effectuer puisque la suppression de la tranche d'âge implique également des temps de calcul de projection beaucoup plus longs.

Une analyse de la mortalité a également été effectuée. Une inadéquation entre les méthodes de création des tables de mortalité avec la méthode de projection du risque a été identifiée. Les lois de mortalité sont construites en se basant sur l'ensemble du portefeuille alors que dans le modèle de projection, ces mêmes lois ne sont pas appliquées aux assurés en état d'invalidité. Un biais est donc présent puisque la mortalité des invalides est plus élevée que la mortalité des valides et des incapables, ce qui provoque des écarts d'expérience. Des analyses concernant la mortalité des invalides ont également été menées. Leur mortalité projetée est bien supérieure à ce qui est réellement observé, ce qui explique à nouveau des écarts d'expérience.

Enfin, les lois de sortie anticipée qui n'étaient plus à jour et n'estimaient plus correctement le risque ont été revues. La non stabilité de la granularité dans le temps en raison de l'impact des taux de prêt a entraîné un changement de granularité. Des études concernant le choix des variables explicatives ont été effectuées ainsi que des tests de projection afin de déterminer la meilleure granularité. Cette granularité a une allure stable dans le temps. Toutefois, l'amplitude des taux de sortie anticipée varie en fonction des taux de prêt du marché. Prendre en compte cette variable permettrait de construire des lois encore plus robustes dans le temps.

Bibliographie

Mémoires

- MULLER T. (2020) *Détermination d'un processus de construction et de suivi de loi Best Estimate et application au produit assurance Emprunteur. Mémoire, ISUP.*
- MARKAOUI H. (2016) *Analyse de la probabilité de résiliation en assurance automobile : comparatif de deux méthodologies d'estimation et conséquences sur la tarification. Mémoire, DUAS.*
- PAPET Y. (2019) *Evolution réglementaire en assurance emprunteur. Mémoire, ISFA.*

Sites

- <https://www.prevoir.com/nos-actualites/evolution-loi-assurance-emprunteur> (Présentation de l'évolution législative de l'assurance emprunteur), site consulté le 7 juillet 2022.
- <https://www.empruntis.com/financement/actualites/historique-taux-credit-immobilier.php#graph> (Présentation de l'évolution des taux de prêt), site consulté le 13 juillet 2022.
- <https://www.meilleurtaux.com/credit-immobilier/notre-analyse-des-taux.html> (Présentation de l'évolution des taux de prêt), site consulté le 13 juillet 2022.

Support de cours

- LOPEZ O. (2022) *Modèle de durée, Cours ISUP*
- BOYER C. (2022) *Machine Learning, Cours ISUP*

Annexes

Annexe 1 : Détail des tables de définition des tranches des MP	97
Annexe 2 : Résiliation par CSP sur 2017, 2018 et 2019	99
Annexe 3 : Lissages lois de résiliation	104

Annexe 1 : Détail des tables de définition des tranches des MP

→ Tranches d'âge à la souscription

Par tranche de 5 ans. 11 tranches constituées.

BORNE_INF	BORNE_SUP	VAL_TRANCHE
18	21	20
21	25	23
26	30	28
31	35	33
36	40	38
41	45	43
46	50	48
51	55	53
56	60	58
61	64	62
65	65	65

→ Tranches d'ancienneté

Par tranche de 6 mois. 60 tranches constituées.

BORNE_INF	BORNE_SUP	VAL_TRANCHE
0	5	3
6	11	9
12	17	15
18	23	21
24	29	27
30	35	33
36	41	39
42	47	45
48	53	51
54	59	57

60	65	63
66	71	69
...
354	359	357

➔ Tranches de Durée

Par tranche de 6 mois. 200 tranches constituées.

BORNE_INF	BORNE_SUP	VAL_TRANCHE
0	5	3
6	11	9
12	17	15
18	23	21
24	29	27
30	35	33
36	41	39
42	47	45
48	53	51
54	59	57
60	65	63
66	71	69
...
1194	1199	1197

Annexe 2 : Résiliation par CSP sur 2017, 2018 et 2019

Regroupement de CSP INSEE	Intitulé de la CSP	Exposition	Taux de rachat 2017	Par rapport à la moyenne	Taux moyen de groupe de CSP
Agriculteurs	Agr.Petite Exploit	61 943	3,1%	-55,6%	3,1%
	Agr.Moyenne Exploit	238 228	3,1%	-55,5%	
	Agr.Grande Exploit	44 458	2,8%	-59,3%	
	Ancien Agric.Exploit	27 580	3,8%	-44,7%	
Artisans, Commerçants et Chef d'entreprise	Artisans	288 918	5,0%	-27,9%	5,3%
	Commerçant et Assim.	233 079	5,7%	-18,1%	
	Chef entr. 10 Sal ou +	63 007	5,7%	-18,6%	
	Anc.Arti/Commer/Entr	33 651	5,0%	-27,5%	
Cadres	Profession Libérale	246 025	6,4%	-8,6%	7,8%
	Cadre Fonct. Publique	93 808	7,8%	11,8%	
	Prof,Prof.Scientif.	60 811	7,6%	9,1%	
	Prof.Inf,Art,Spect.	30 450	8,2%	18,5%	
	Cadre Ad/Commer.Ent.	576 919	8,5%	21,8%	
	Ingen.Cadre Tech.Ent	222 205	8,6%	23,8%	
	Ancien Cadre	78 582	5,6%	-19,2%	
Professions Intermédiaires	Instituteur et Assim	141 546	7,5%	8,4%	7,9%
	Prof.Sante.Trav.Soc.	355 293	7,8%	12,5%	
	Clerge-Religieux	504	6,9%	-0,1%	
	Prof.Admin.Fonct.Pub	174 292	7,8%	12,0%	
	Prof.Adm/Commer.Entr	190 927	8,5%	22,8%	
	Technicien	443 862	8,1%	15,9%	
	Contremaitre-Ag.Mait	147 535	7,9%	14,1%	
	Ancien Prof.Intermed	44 373	5,3%	-23,6%	
Employés	Empl.Civil/Ag.Fon.Pu	391 142	7,3%	4,5%	7,4%
	Policier et Militair	75 998	9,3%	33,2%	
	Empl.Administra.Entr	840 034	7,8%	12,6%	
	Employe de Commerce	560 882	7,7%	11,1%	
	Pers.Serv.Direct par	293 287	6,4%	-7,9%	

	Ancien Employé	145 237	4,7%	-32,5%	
Ouvriers	Ouvr.Qual.Industriel	436 125	6,4%	-7,9%	6,2%
	Ouvr.Qual.Artisa	248 072	6,7%	-3,2%	
	Chauffeur	114 938	6,3%	-9,4%	
	Ouvr.Qual.Manut/Tran	91 098	6,0%	-13,9%	
	Ouvr.Non Qual.Indust	91 201	5,6%	-19,4%	
	Ouvr.Non Qqual.Artisa	40 738	5,7%	-18,5%	
	Ouvrier Agricole	57 622	5,0%	-27,8%	
	Ancien ouvrier	34 914	4,0%	-42,8%	
Inactifs	Chomeur jamais trav.	84 814	5,0%	-28,0%	6,1%
	Elèves, étudiants	7 054	14,0%	101,7%	
	Personne Sans Activité Pro (<60 ans sauf Retraites)	160 949	6,7%	-3,3%	
	Personne Sans Activité Pro (>=60 ans sauf Retraites)	35 411	4,1%	-40,7%	
Toutes CSP	Total	7 507 512	7,0%	-	

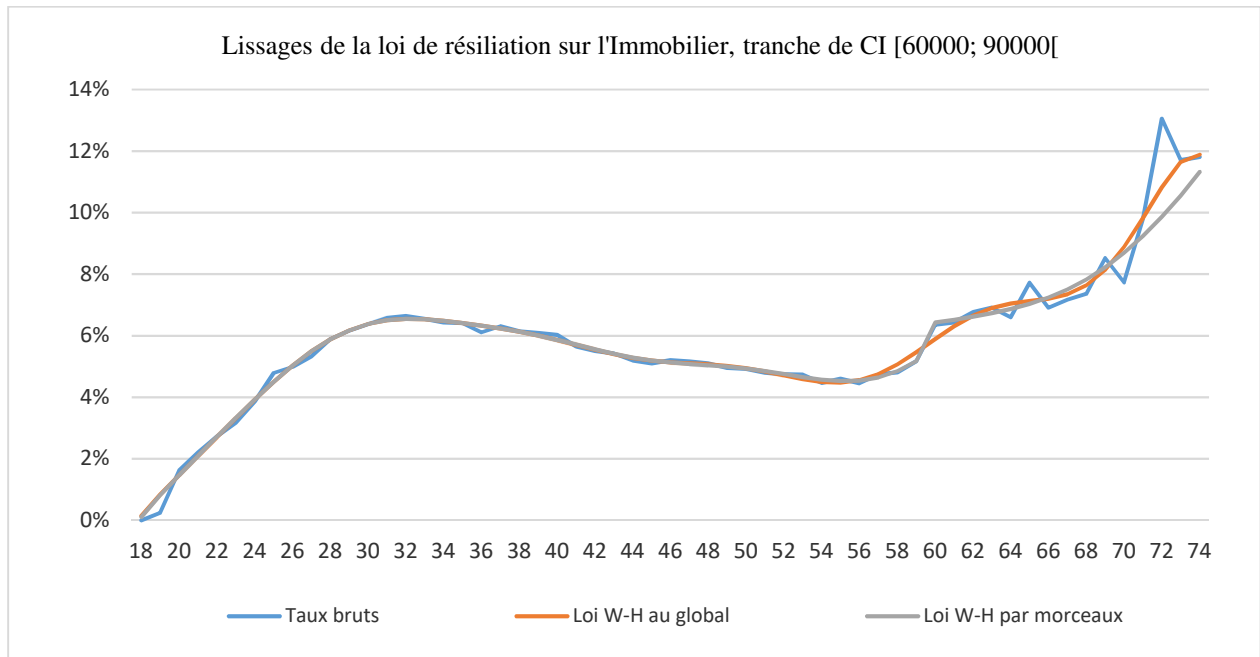
Regroupement de CSP INSEE	Intitulé de la CSP	Exposition	Taux de rachat 2018	Par rapport à la moyenne	Taux moyen de groupe de CSP
Agriculteurs	Agr.Petite Exploit	60 282	2,6%	-51,0%	2,7%
	Agr.Moyenne Exploit	223 725	2,5%	-52,9%	
	Agr.Grande Exploit	42 261	2,5%	-53,3%	
	Ancien Agric.Exploit	23 124	4,5%	-15,9%	
Artisans, Commerçants et Chef d'entreprise	Artisans	285 319	4,4%	-17,9%	4,7%
	Commerçant et Assim.	232 484	5,0%	-5,9%	
	Chef entr. 10 Sal ou +	62 545	4,9%	-7,1%	
	Anc.Arti/Commer/Entr	29 282	5,2%	-2,0%	
Cadres	Profession Libérale	248 380	5,2%	-3,0%	6,1%
	Cadre Fonct. Publique	93 436	5,7%	6,6%	
	Prof,Prof.Scientif.	57 582	5,7%	7,9%	
	Prof.Inf,Art,Spect.	30 862	6,2%	16,5%	
	Cadre Ad/Commer.Ent.	589 325	6,5%	22,1%	

	Ingen.Cadre Tech.Ent	223 738	6,2%	17,0%	
	Ancien Cadre	69 033	5,6%	4,9%	
Professions Intermédiaires	Instituteur et Assim	138 290	5,5%	2,8%	5,7%
	Prof.Sante.Trav.Soc.	355 496	5,6%	5,9%	
	Clerge-Religieux	473	3,4%	-36,5%	
	Prof.Admin.Fonct.Pub	173 277	5,7%	6,7%	
	Prof.Adm/Commer.Entr	187 470	6,3%	17,8%	
	Technicien	451 853	5,6%	5,8%	
	Contremaitre-Ag.Mait	143 338	5,9%	10,2%	
	Ancien Prof.Intermed	37 925	5,6%	5,9%	
Employés	Empl.Civil/Ag.Fon.Pu	389 958	5,3%	0,1%	5,6%
	Policier et Militair	77 910	6,7%	25,1%	
	Empl.Administra.Entr	837 309	5,9%	9,9%	
	Employe de Commerce	597 233	5,6%	6,0%	
	Pers.Serv.Direct par	292 812	4,9%	-8,1%	
	Ancien Employé	131 206	5,1%	-4,1%	
Ouvriers	Ouvr.Qual.Industriel	428 396	4,7%	-11,5%	4,6%
	Ouvr.Qual.Artisa	251 906	4,7%	-10,9%	
	Chauffeur	116 253	4,6%	-14,4%	
	Ouvr.Qual.Manut/Tran	96 769	4,5%	-15,9%	
	Ouvr.Non Qual.Indust	92 658	4,3%	-18,6%	
	Ouvr.Non Qqual.Artisa	41 938	4,3%	-19,6%	
	Ouvrier Agricole	58 380	3,8%	-27,7%	
	Ancien ouvrier	31 087	4,2%	-21,4%	
Inactifs	Chomeur jamais trav.	91 128	4,3%	-18,7%	5,3%
	Elèves, étudiants	7 680	9,2%	73,4%	
	Personne Sans Activité Pro (<60 ans sauf Retraites)	153 339	5,9%	10,1%	
	Personne Sans Activité Pro (>=60 ans sauf Retraites)	32 185	4,6%	-13,8%	
Toutes CSP	Total	7 487 647	5,3%	-	

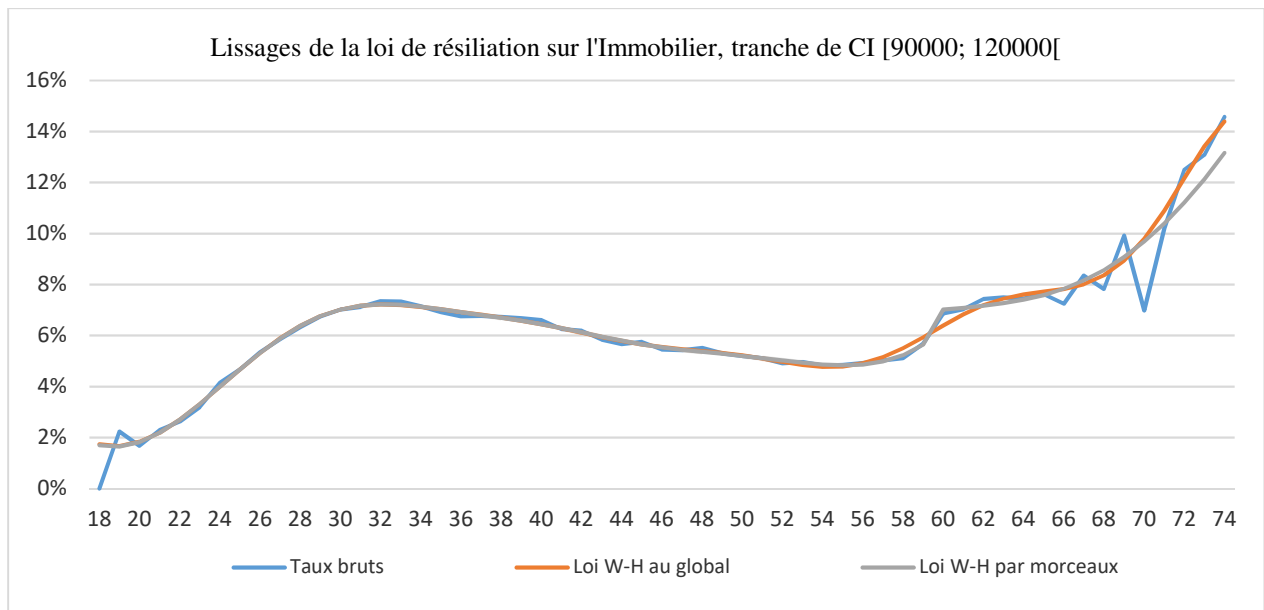
Regroupement de CSP INSEE	Intitulé de la CSP	Exposition	Taux de rachat 2019	Par rapport à la moyenne	Taux moyen de groupe de CSP
Agriculteurs	Agr.Petite Exploit	59 518	2,8%	-52,0%	3,0%
	Agr.Moyenne Exploit	211 775	2,8%	-51,6%	
	Agr.Grande Exploit	40 816	3,0%	-48,2%	
	Ancien Agric.Exploit	19 243	5,4%	-8,2%	
Artisans, Commerçants et Chef d'entreprise	Artisans	285 428	4,9%	-16,8%	5,3%
	Commerçant et Assim.	235 900	5,6%	-4,0%	
	Chef entr. 10 Sal ou +	62 894	5,5%	-6,2%	
	Anc.Arti/Commer/Entr	25 572	7,2%	22,3%	
Cadres	Profession Libérale	255 577	5,9%	0,2%	6,6%
	Cadre Fonct. Publique	95 961	6,5%	10,6%	
	Prof.Prof.Scientif.	56 246	6,1%	4,2%	
	Prof.Inf,Art,Spect.	31 891	6,6%	12,2%	
	Cadre Ad/Commer.Ent.	618 302	6,9%	17,8%	
	Ingen.Cadre Tech.Ent	233 082	6,7%	13,7%	
	Ancien Cadre	60 545	7,2%	23,6%	
Professions Intermédiaires	Instituteur et Assim	139 244	5,9%	1,5%	6,3%
	Prof.Sante.Trav.Soc.	368 519	6,1%	4,2%	
	Clerge-Religieux	485	8,0%	37,2%	
	Prof.Admin.Fonct.Pub	175 938	6,3%	7,7%	
	Prof.Adm/Commer.Entr	190 386	7,0%	18,8%	
	Technicien	477 876	6,0%	3,2%	
	Contremaitre-Ag.Mait	144 903	6,5%	10,7%	
	Ancien Prof.Intermed	32 639	7,1%	21,0%	
Employés	Empl.Civil/Ag.Fon.Pu	402 828	5,8%	-0,9%	6,1%
	Policier et Militair	82 697	7,1%	21,5%	
	Empl.Administra.Entr	864 959	6,2%	6,5%	
	Employe de Commerce	657 930	6,2%	5,1%	
	Pers.Serv.Direct par	301 043	5,5%	-6,9%	
	Ancien Employé	118 020	6,1%	4,4%	

Ouvriers	Ouvr.Qual.Industriel	435 719	5,2%	-10,6%	5,1%
	Ouvr.Qual.Artisa	265 834	5,2%	-11,6%	
	Chauffeur	121 155	5,3%	-10,1%	
	Ouvr.Qual.Manut/Tran	105 135	5,0%	-15,3%	
	Ouvr.Non Qual.Indust	97 714	5,0%	-15,5%	
	Ouvr.Non Qqual.Artisa	44 810	5,1%	-13,3%	
	Ouvrier Agricole	61 038	4,3%	-26,2%	
	Ancien ouvrier	27 631	4,9%	-17,1%	
Inactifs	Chomeur jamais trav.	97 942	5,1%	-13,7%	5,8%
	Elèves, étudiants	9 037	7,3%	25,2%	
	Personne Sans Activité Pro (<60 ans sauf Retraites)	148 870	6,2%	6,4%	
	Personne Sans Activité Pro (>=60 ans sauf Retraites)	28 904	5,8%	-1,8%	
Toutes CSP	Total	7 694 006	5,9%	-	

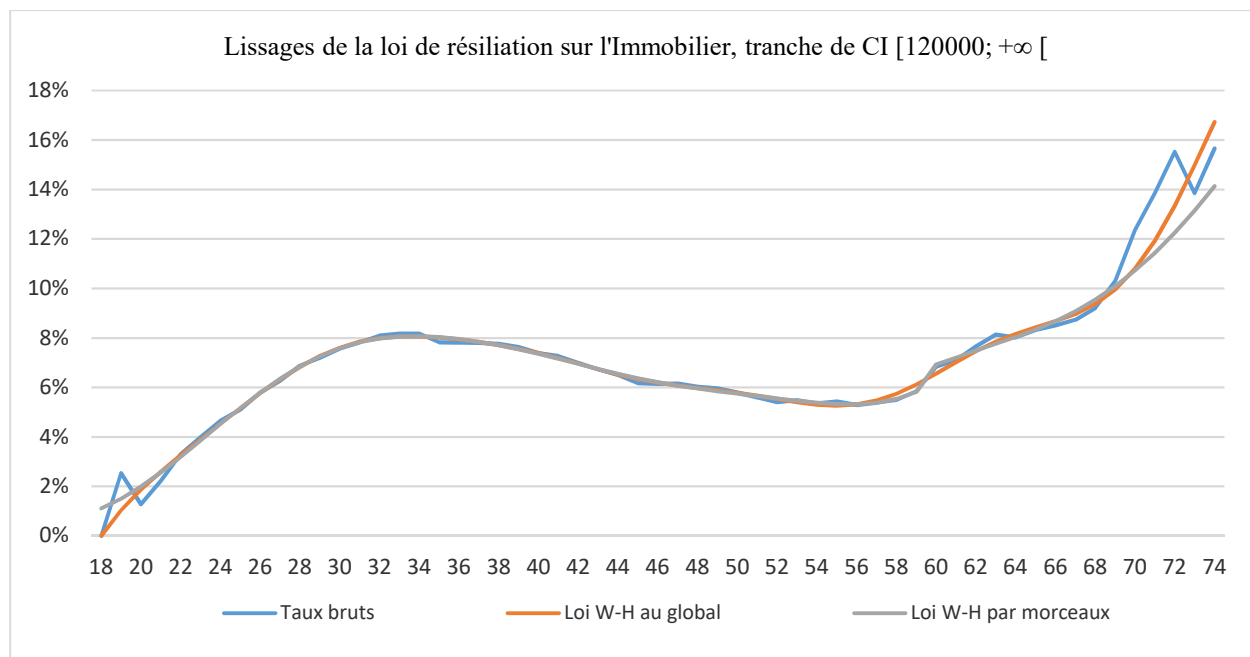
Annexe 3 : Lissages lois de résiliation



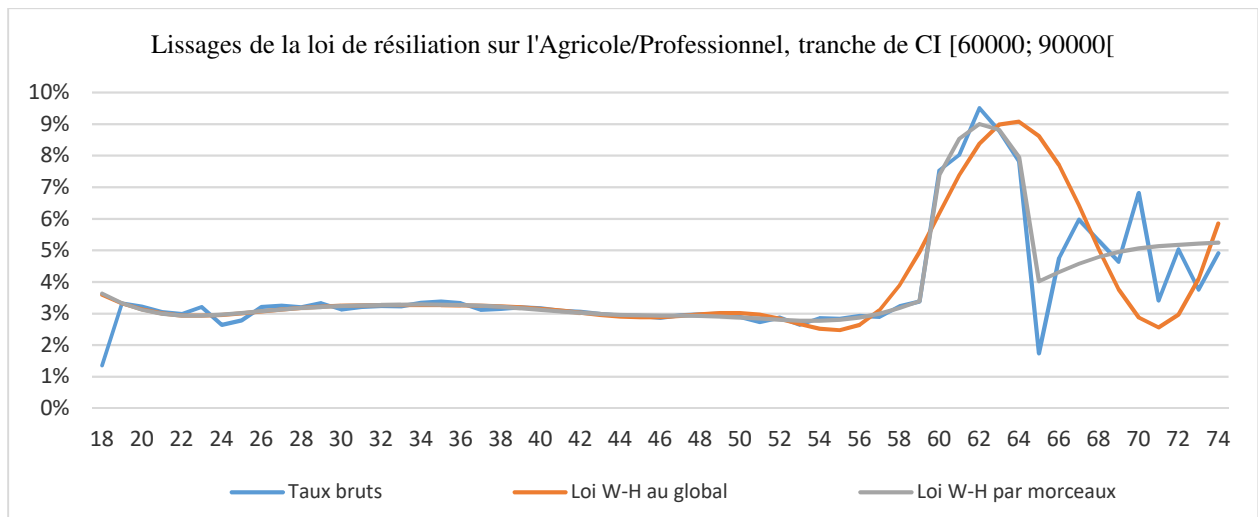
		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	31(27)	31(27)		
	ξ^{Signes}	0,39	0,39	1	1
	p-valeur	69,4%	69,4%		
SMR	SMR	100,03%	100,03%		
	ξ^{SMR}	0,13	0,12	0	1
	p-valeur	90,03%	90,23%		
MAPE		7,17%	7,34%	1	0
R^2		96,70%	93,16%	1	0
				3	2



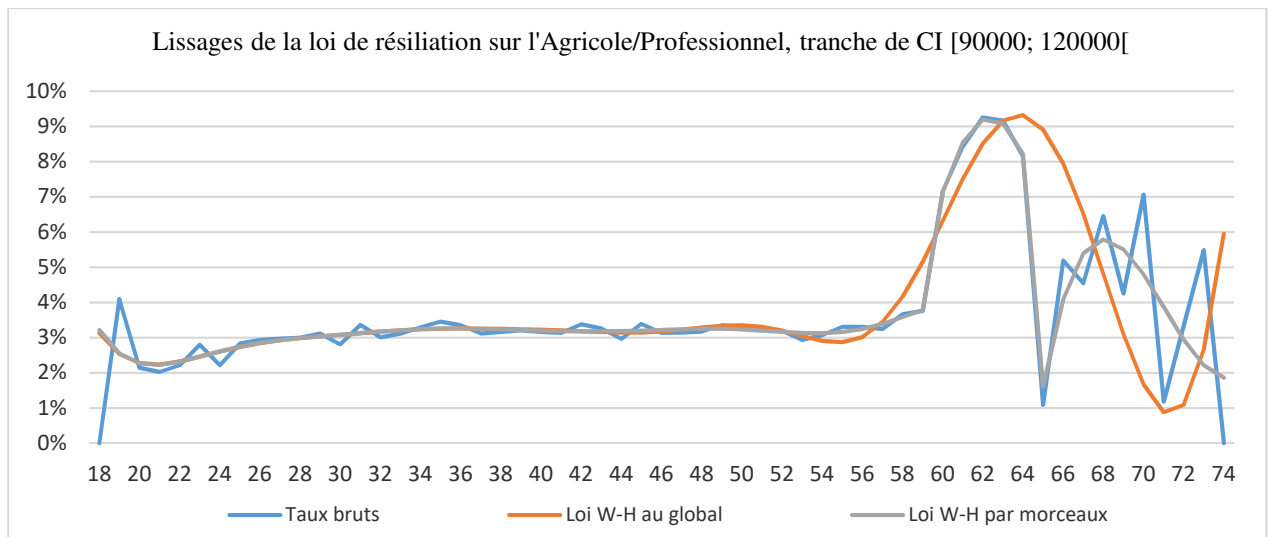
		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	31(27)	29(29)		
	ξ_{Signes}	0,39	0,13	0	1
	p-valeur	69,4%	89,6%		
SMR	SMR	99,99%	99,99%		
	ξ_{SMR}	0,03	0,03	1	0
	p-valeur	97,69%	97,57%		
MAPE		3,63%	3,46%	0	1
R^2		96,18%	95,63%	1	0
				2	2



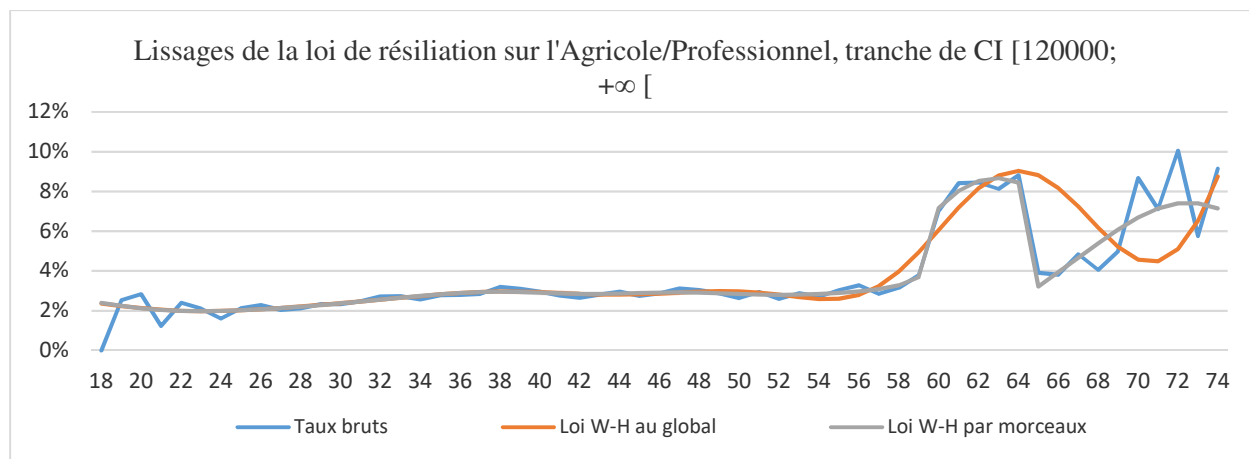
		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	29(29)	27(31)		
	ξ_{Signes}	0,13	0,39	1	0
	p-valeur	89,6%	69,4%		
SMR	SMR	100,00%	100,01%		
	ξ_{SMR}	0,02	0,06	1	0
	p-valeur	98,10%	95,09%		
MAPE		4,66%	4,36%	0	1
R^2		96,22%	95,31%	1	0
				3	1



		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	27(31)	27(31)		
	ξ_{Signes}	0,39	0,39	1	1
	p-valeur	69,4%	69,4%		
SMR	SMR	99,99%	99,99%		
	ξ_{SMR}	0,04	0,04	0	1
	p-valeur	96,44%	97,04%		
MAPE		20,68%	11,25%	0	1
R^2		29,01%	83,70%	0	1
				1	4



		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	29(27)	27(29)		
	ξ^{Signes}	0,13	0,13	1	1
	p-valeur	89,4%	89,4%		
SMR	SMR	99,98%	99,99%		
	ξ^{SMR}	0,03	0,02	0	1
	p-valeur	97,97%	98,29%		
MAPE		25,50%	11,91%	0	1
R^2		26,73%	78,16%	0	1
				1	4



		Comparaison Lissages		Scoring	
		W-H au global	W-H par morceaux	W-H au global	W-H par morceaux
Test des signes	+(-)	29(29)	30(28)		
	ξ^{Signes}	0,13	0,13	1	0
	p-valeur	89,6%	89,6%		
SMR	SMR	100,00%	100,00%		
	ξ^{SMR}	0,00	0,01	1	0
	p-valeur	99,75%	99,55%		
MAPE		16,42%	8,66%	0	1
R^2		14,74%	75,03%	0	1
				2	2