

**Mémoire présenté le :**

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

Par : Elsa MAILLOT

Titre Refonte de la loi de maintien en incapacité et impacts

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

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

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

signature

*Entreprise :*

Nom : ALLIANZ France

Signature :

*Directeur de mémoire en entreprise :*

Nom : M Erwan LE CORRE

Signature :

*Invité :*

Nom :


Signature :

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

Signature du responsable entreprise



Signature du candidat



# Résumé

*Mots-clés : Prévoyance collective, Kaplan Meier, Moyenne mobile, Whittaker-Henderson, provisions mathématiques*

L'objectif principal de ce mémoire est la refonte de la loi de maintien en incapacité temporaire de travail au sein d'Allianz.

Les taux de sortie d'incapacité ont été construits à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier. Ces taux ont ensuite été homogénéisés et rendus cohérents à l'aide d'un lissage de Whittaker-Henderson.

La table construite possédant une faiblesse dans la représentation du comportement des assurés pour les arrêts de travail courts, une méthode de construction des taux innovante a été appliquée pour les premiers mois de maintien en incapacité.

La nouvelle table est utile pour le calcul du tarif et des provisions mathématiques d'Allianz. De plus, elle permet de déterminer l'impact de la pandémie de Covid-19 sur la durée des arrêts de travail.

# Abstract

*Keywords: Social coverage, Kaplan Meier, moving average, Whittaker-Henderson, mathematical reserves*

The main objective of this thesis is the redesign of the temporary disability retention law at Allianz.

Exit rates for disability were built using the Kaplan Meier estimator. These rates were then homogenised and made consistent using Whittaker-Henderson smoothing.

As the new table had a weakness in representing the behaviour of insureds for short work stoppages, an innovative rate creation method was applied for the first few months.

The new table is useful for the calculation of Allianz's pricing and mathematical reserves. In addition, it helps identifying the impact of the Covid-19 pandemic on the duration of work stoppages.

# Remerciements

Je tiens à remercier mon tuteur d'entreprise Monsieur Erwan Le Corre pour l'encadrement de mon travail au sein d'Allianz. Je tiens également à remercier toute la Squad Coll'Actifs pour l'accueil formidable qu'ils m'ont réservé ainsi que pour les conseils et l'aide qu'ils m'ont apportés, notamment Monsieur Laurent Chatellier et Madame Nathalie Caldeira. J'ai eu la chance de beaucoup apprendre à leur côté. Je remercie aussi Monsieur Frédéric Planchet qui a pris le temps de nous conseiller sur notre méthode de construction de la loi de maintien.

Je remercie mon entourage pour leur appui.

Enfin, je souhaite remercier l'ISFA ainsi que ses professeurs pour la qualité de l'enseignement et des apprentissages qui m'ont été dispensés. Je remercie tout particulièrement Madame Anne Eyraud-Loisel pour le soutien qu'elle m'a apporté qui m'a permis de garder ma motivation tout au long de mes études et de la rédaction de mon mémoire. Pour finir, je remercie Monsieur Alexis Bienvenüe pour toute l'attention qu'il a portée à mon travail ainsi que pour ses conseils avisés.

# Sommaire

Résumé.....	2
Abstract .....	2
Remerciements .....	3
Introduction générale .....	6
Partie I .....	7
Présentation du contexte de l'étude et du portefeuille .....	7
Généralités sur la prévoyance collective, l'incapacité et la réglementation actuelle .....	8
La prévoyance collective .....	8
Les risques incapacité et invalidité.....	9
Cadre réglementaire autour du risque incapacité de travail .....	10
Les prestations versées en incapacité.....	10
Présentation et analyse du portefeuille.....	17
Les variables .....	18
Test du khi deux .....	20
Coefficient de Cramer .....	21
Statistiques descriptives de notre table.....	22
Conclusion de la première partie .....	32
Partie II .....	33
Construction de la table de maintien en incapacité .....	33
Les tables réglementaires BCAC.....	34
Généralités sur les modèles de durée.....	34
Construction des taux bruts de sortie.....	35
Estimateur de Kaplan Meier.....	36
Variance de l'estimateur de Kaplan Meier.....	40
Lissage des taux.....	43
Lissage par moyenne mobile.....	43
Généralités sur le lissage par Whittaker-Henderson .....	45
Application du lissage de Whittaker-Henderson .....	46
Validation du lissage.....	49
Utilisation de l'erreur quadratique moyenne .....	49
Construction de la table de maintien en nombre .....	50
Raccordement de notre table avec la table BCAC sur les premiers mois .....	52
Approche 1 : BCAC pour les 3 premiers mois.....	52
Approche 2 : Transformation des taux de sortie des premiers mois à l'aide d'une méthode innovante .....	56

Etude du lien entre la durée de l'arrêt et la durée de la franchise .....	62
Comparaison des tables construites avec la table BCAC et la table de 2017 en espérance de maintien .....	63
Validation du modèle .....	65
<i>Backtesting</i> 1 : évaluation à chaque 31/12/n entre 2017 et 2019 .....	65
<i>Backtesting</i> 2 : évaluation sur tous les sinistres clôturés de 2012 à 2020.....	66
Conclusion de la deuxième partie .....	70
Partie III .....	71
Applications concrètes .....	71
Etude de l'impact sur la tarification .....	72
Etude de l'impact sur le provisionnement .....	75
Utilisation de la table construite pour étudier l'impact de la Covid-19 sur la durée des arrêts de travail longs .....	77
Etude de l'impact de la Covid-19 sur les arrêts de travail survenus durant le premier confinement en France .....	79
Etude de l'impact de la Covid-19 sur les arrêts de plus de trois mois en cours au premier confinement en France .....	83
Conclusion de la troisième partie.....	87
Conclusion générale .....	88
Table des graphiques .....	90
Table des schémas .....	92
Table des figures .....	92
Table des tableaux .....	93
Références.....	94
Lexique .....	96
Annexe A .....	97
Annexe B .....	98
Annexe C .....	99
Annexe D .....	100
Annexe E.....	101
Annexe F.....	102
Annexe G .....	103
Annexe H .....	104
Annexe I.....	105
Annexe J .....	106
Annexe K.....	107
Annexe L.....	108

## Introduction générale

La perte de revenu liée à l'incapacité temporaire de travail est un risque important encouru par tous les salariés. L'assurance prévoyance permet de prendre en charge une partie ou la totalité des revenus d'un assuré en arrêt de travail. La réglementation entourant la prévoyance collective évolue régulièrement afin d'améliorer la protection des salariés.

L'équipe prévoyance et santé collective a notamment pour mission de toujours connaître au mieux le risque lié à l'incapacité temporaire de travail afin de proposer une couverture de ce risque adaptée et concurrentielle. C'est dans cet objectif que nous contrôlons régulièrement les outils et les normes mathématiques qui sont utilisés pour construire les tarifs, mais aussi les provisions mathématiques permettant de faire face aux engagements de l'assureur envers ses assurés sinistrés. En octobre 2020, il a été constaté que les provisions mathématiques faites dans le cadre du risque arrêt de travail n'étaient pas suffisantes. Une étude approfondie a révélé qu'en se plaçant à un instant dans le temps, la table de maintien actuellement en place présente une imperfection.

La mission centrale qui m'a été confiée cette année fut donc le renouvellement de la loi de maintien en incapacité, il s'agit ici du sujet de ce mémoire.

Après avoir présenté la prévoyance collective ainsi que la réglementation actuelle l'encadrant, nous étudierons les données dont nous disposons. Puis nous construirons la table de maintien en incapacité en passant par la construction de taux de sortie par âge et par ancienneté. Nous disposons d'une table d'indemnisation et ne connaissons donc que les sinistres pour lesquels une indemnisation a été versée, ce qui inclut uniquement les arrêts de travail dont la durée totale a dépassé celle de la franchise. Pour éviter la surestimation des taux de sortie lié à la non prise en compte des sinistres plus courts que leur franchise, nous utiliserons une méthode innovante de construction des taux de sortie. Enfin, nous mènerons des tests sur notre table afin d'en évaluer la qualité. La dernière partie sera consacrée à l'étude d'impacts découlant du changement de la loi de maintien en incapacité. En effet, les provisions mathématiques comme la tarification sont basées sur le risque que nous estimons. Le changement de la table influe donc un changement sur le montant à provisionner et sur les tarifs vendus. Pour finir, nous utiliserons notre nouvelle table pour évaluer les conséquences de la pandémie de Covid-19 en 2020 sur les arrêts de travail que nous avons indemnisés.

## Partie I

### Présentation du contexte de l'étude et du portefeuille

L'objectif de cette première partie est de placer un cadre à notre étude en définissant les concepts fondamentaux et en explicitant la réglementation qui l'encadre. Nous nous intéresserons aussi à observer nos données pour mieux connaître notre risque et pouvoir mieux interpréter les résultats futurs. Comprendre ces éléments essentiels permettra de réaliser un travail de la meilleure qualité.

## Généralités sur la prévoyance collective, l'incapacité et la réglementation actuelle

L'étude qui a été réalisée se porte sur le risque incapacité de travail dans le cadre d'un contrat de prévoyance collective.

### La prévoyance collective

La prévoyance est le cumul de deux risques principaux : le décès et les garanties arrêt de travail. La prévoyance collective réunit l'assurance au sein d'une entreprise en opposition à l'assurance individuelle. Il s'agit donc d'un contrat tripartite souscrit auprès d'une assurance par une personne morale ou un chef d'entreprise en vue de l'adhésion d'un ensemble de personnes répondant à des conditions définies au contrat.

L'article 2 de loi Evin de 1989, revu en 2013, définit la prévoyance collective comme un contrat qui « *garantit collectivement, soit sur la base d'une convention ou d'un accord collectif, soit à la suite de la ratification par la majorité des intéressés d'un projet d'accord proposé par le chef d'entreprise, soit par décision unilatérale de l'employeur, contre le risque décès, les risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité ou les risques d'incapacité de travail ou d'invalidité* ». L'objectif des garanties de ces contrats est de couvrir certains risques sociaux, c'est-à-dire ce qui peut provoquer une baisse des ressources ou une hausse des dépenses et d'ainsi permettre un maintien des revenus de l'assuré et de sa famille, en complétant les différentes prestations versées par la Sécurité Sociale appelées couverture de base. Les différents risques sociaux sont la santé, l'arrêt de travail, le décès, la retraite, le chômage et la dépendance.

Le montant des dépenses de la sécurité sociale en prestations sociales était de 762,8<sup>1</sup> milliards d'euros en 2019, ce qui représentait 31% du PIB.

Le contrat de prévoyance collective met en jeu plusieurs intervenants :

- **Le souscripteur** : c'est une personne morale qui signe le contrat et paie les cotisations. Ce peut être une entreprise, une association, un établissement de crédit. Cette personne morale est représentée par une personne physique.

---

<sup>1</sup> Source : (Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques , 2020)



- **Les affiliés** : c'est l'ensemble des personnes appartenant au groupe assurable. Ce peut être par exemple l'ensemble des salariés d'une entreprise, l'ensemble des membres d'une association, l'ensemble des personnes ayant souscrit un crédit auprès d'une banque.
- **Les assurés** : ce sont les personnes soumises au risque. Pour le risque arrêt de travail, les assurées sont les salariés.
- **Les bénéficiaires** : ce sont les personnes susceptibles de recevoir les prestations de la part de l'assureur. Dans le cas du risque arrêt de travail, le bénéficiaire sera l'assuré. Cependant, le bénéficiaire et l'assuré ne sont pas toujours confondus comme c'est le cas pour la garantie décès où l'assuré va être le salarié et les bénéficiaires seront les ayants droits du salarié.

Les prestations peuvent être payées à l'entreprise ou au salarié.

## Les risques incapacité et invalidité

L'arrêt de travail est divisé entre incapacité et invalidité. L'incapacité est une incapacité physique d'exercer une activité professionnelle. Elle doit être constatée par un médecin et faire l'objet d'un arrêt de travail. L'incapacité dure au maximum 3 ans. Au bout de 3 ans, le salarié doit être reconnu par la sécurité sociale en état d'invalidité ou avoir repris le travail. L'invalidité est un état d'incapacité prolongée et consolidée. C'est un état permanent. Il existe 3 catégories d'invalidité :

- 1<sup>ère</sup> catégorie : l'assuré est encore capable d'exercer une activité rémunérée, soit son ancien travail à temps partiel, soit un autre travail.
- 2<sup>ème</sup> catégorie : l'assuré est incapable d'exercer une activité professionnelle. Il devient totalement indépendant de l'entreprise.
- 3<sup>ème</sup> catégorie : l'invalidité de l'assuré est absolue et définitive. Il s'agit des invalides qui sont incapables de travailler et qui ont besoin d'une tierce personne pour les assister dans les actes quotidiens de la vie.

L'incapacité est une rente, immédiate et temporaire, payée mensuellement à terme échu. L'invalidité est une rente temporaire trimestrielle à terme échu, le terme étant le jour des 62 ans de l'assuré. Les prestations en incapacité sont toujours payées à l'entreprise qui les rétrocède au salarié. En revanche, les prestations en invalidité sont toujours payées directement au salarié.

Il existe donc trois motifs de sortie de l'incapacité : la reprise, le passage en invalidité ou le décès.

## Cadre réglementaire autour du risque incapacité de travail

Les employeurs n'ont, en général, pas l'obligation de souscrire à un contrat de prévoyance collective pour des garanties incapacités. Cependant, la convention collective ou l'accord de branche peut prévoir de rendre ce régime obligatoire pour certains salariés. C'est le cas pour le salarié cadre par exemple.

### *La portabilité des droits*

Depuis l'Accord National Interprofessionnel de 2008, la portabilité des droits de prévoyance du salarié est obligatoire pour tout salarié qui quitte l'entreprise et bénéficie d'une indemnisation Pôle Emploi à l'exception de ceux étant licenciés pour faute lourde. L'assureur a un devoir d'information sur ce droit. Ces garanties sont exclusivement financées par l'employeur. La portabilité ne peut pas dépasser 12 mois et est calculée en arrondissant à l'entier supérieur le nombre de mois passé dans l'entreprise par le salarié.

Cette portabilité des droits a donc imposé un changement dans la façon de provisionner et de tarifer pour les assureurs.

## Les prestations versées en incapacité

En France, dans le cadre de la prévoyance collective, la couverture du risque arrêt de travail est composée de trois niveaux.

Le premier niveau est garanti par la sécurité sociale qui offre une couverture de base. Elle est financée par des cotisations obligatoires versées par les salariés et les employeurs.

Le deuxième niveau de couverture est assuré par l'entreprise : l'employeur doit maintenir le salaire. Il met en place un contrat de prévoyance collective auquel adhèrent tous les salariés.

Le troisième niveau de couverture est la garantie complémentaire versée par les organismes assureurs.

La somme de ces trois niveaux de couverture permet d'obtenir le salaire de remplacement en cas d'arrêt de travail.

### *Les prestations de la sécurité sociale*

Ces prestations dépendent de la nature de l'arrêt de travail. Dans le cas où il s'agit d'un arrêt de travail lié à un accident de travail ou une maladie professionnelle, les prestations seront à hauteur de 60 % du salaire journalier de base dans la limite d'1,8 SMIC mensuel soit 2 770,96 € du 1<sup>er</sup> jour au 28<sup>ème</sup> jour de l'arrêt puis de 80 % du salaire. S'il s'agit d'un arrêt de travail classique,

l'indemnisation sera à hauteur de 50 % du salaire toujours dans la limite d'1,8 SMIC mensuel et sera versée après une franchise continue de 3 jours.

### Les prestations versées par l'employeur

Ces prestations s'ajoutent aux prestations versées par la sécurité sociale, elles peuvent être versées directement par l'employeur ou par une assurance souscrite par ce dernier à ses frais. Depuis l'accord de mensualisation inscrit dans la loi du 19 janvier 1978, l'employeur doit respecter des conditions minimales de maintien du salaire pour tout salarié de plus d'un an d'ancienneté (article L. 1226-1 du code du travail) :

- Avec un délai de franchise de 7 jours, sauf en cas d'accident du travail ou de maladie professionnelle. Dans ce cas-là, aucune franchise ne doit s'appliquer.
- L'image suivante résume les obligations de maintien de salaire pour l'employeur selon l'ancienneté du salarié en incapacité :

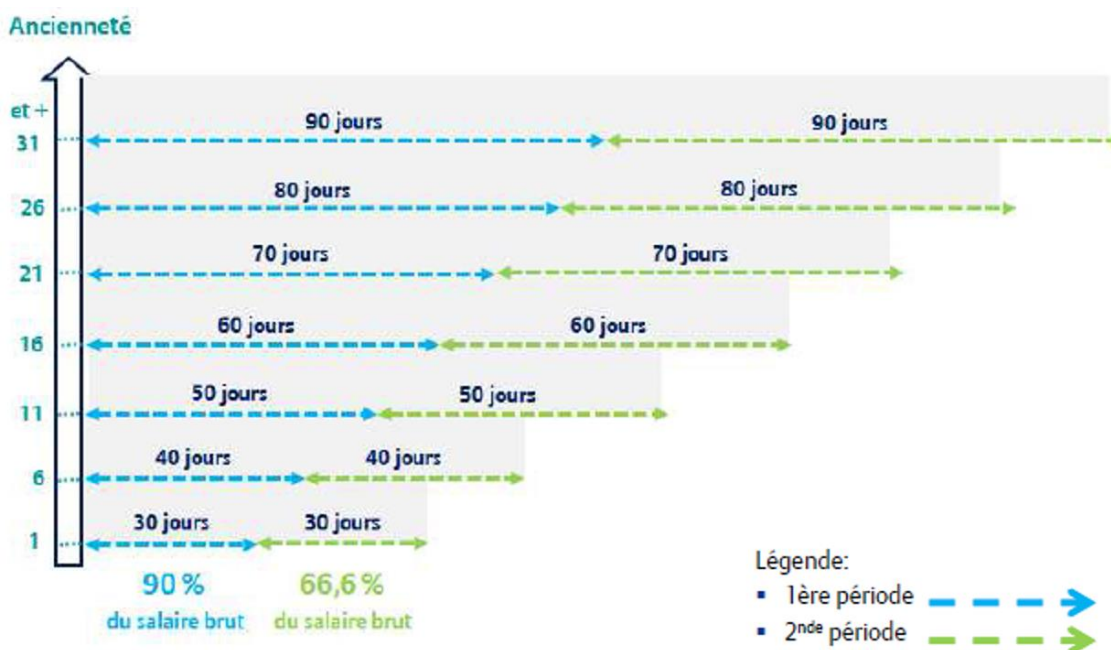


Schéma 1 : Obligation de maintien de salaire pour l'employeur

L'employeur doit aussi prendre en compte les obligations conventionnelles fixées par la Convention Collective Nationale de son activité qui peuvent augmenter les obligations minimales.

Dans le cas où l'employeur maintient en totalité ses obligations de salaire sans déduction, les prestations de la sécurité sociale lui seront versées directement. En revanche, si l'employeur verse à l'assuré la partie maintenue du salaire en déduisant les prestations de la sécurité sociale, alors l'assuré touchera directement ces dernières.

Les prestations de la Sécurité Sociale ainsi que les obligations de l'employeur sont résumées dans les deux schémas suivants.

Ce premier schéma représente les indemnités versées dans le cadre d'un arrêt de travail dont la cause n'est pas un accident ou une maladie professionnelle.

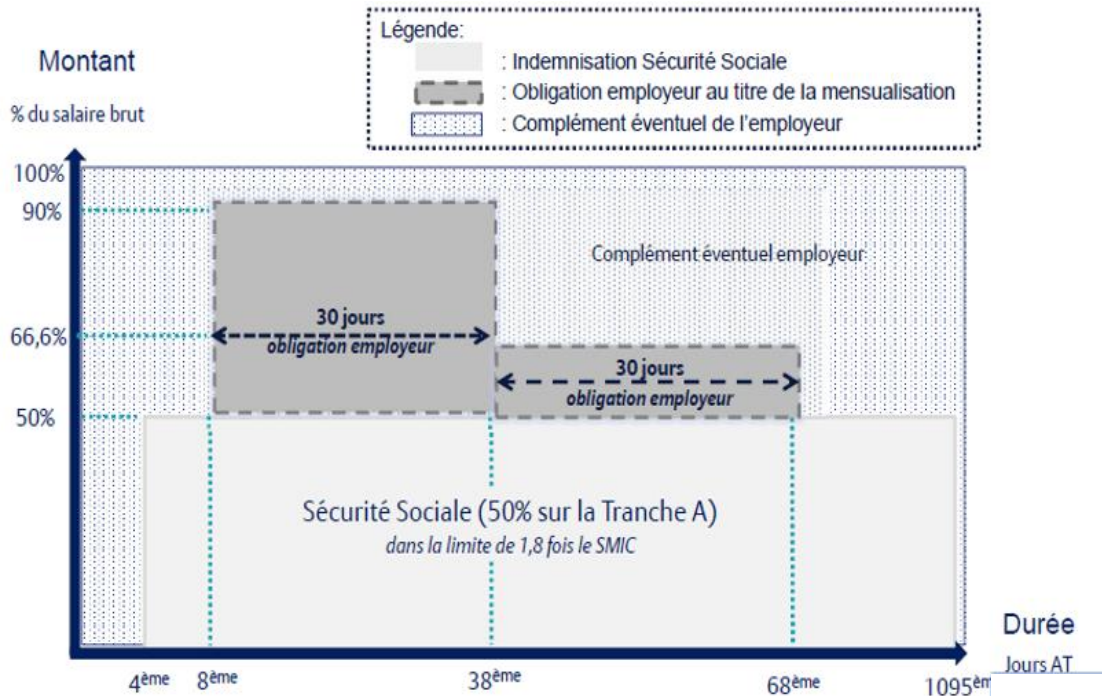


Schéma 2 : Indemnités versées pour un arrêt de travail

Ce second schéma représente les indemnités versées dans le cadre d'un arrêt de travail dont la cause est un accident ou une maladie professionnelle.

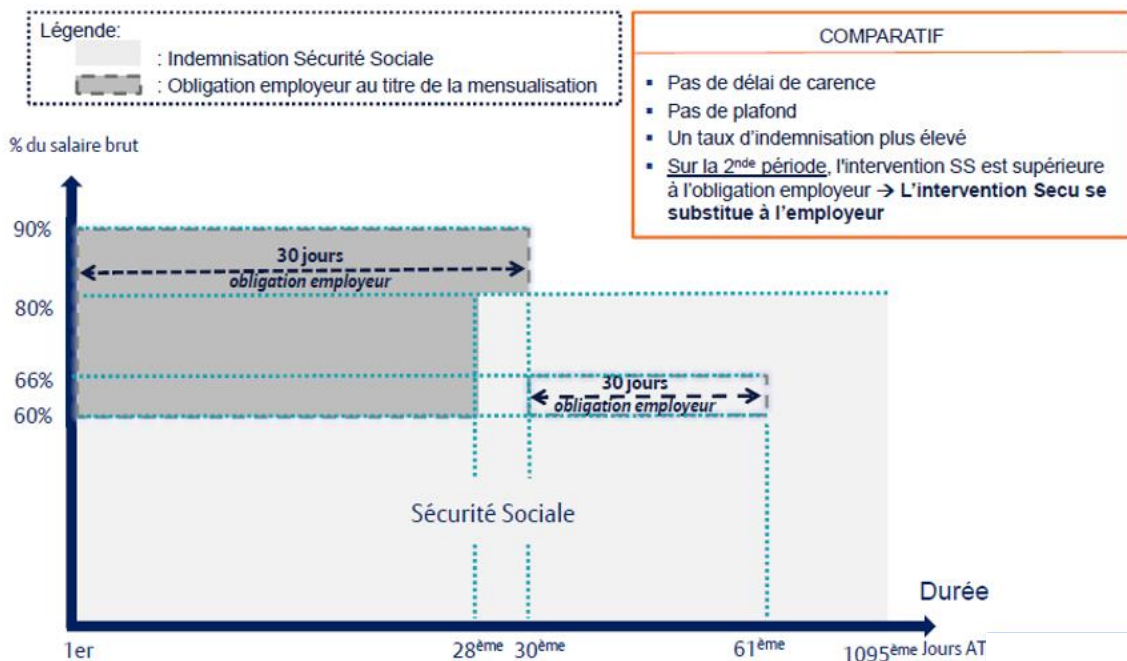


Schéma 3 : Indemnités versées pour un accident ou une maladie professionnelle

## *Les prestations versées par l'assurance complémentaire*

Cette assurance est facultative et vient compléter les prestations déjà versées par la Sécurité Sociale et l'employeur. Il peut s'agir d'un contrat collectif, auquel cas la garantie sera exprimée en pourcentage du salaire, ou bien d'un contrat individuel, auquel cas la garantie sera un montant en euros. Plusieurs termes permettent de qualifier les différents types de franchises existantes :

- Une franchise continue est déterminée par un nombre de jours durant lesquels aucune prestation ne sera versée. Cette franchise s'applique pour chaque arrêt de travail
- Une franchise discontinue est déterminée par un nombre de jours durant lesquels aucune prestation n'est versée mais ce nombre de jours ne retombe pas à 0 entre deux arrêts glissants sur une année
- Une franchise absolue est déterminée par un nombre de jours durant lesquels aucune prestation n'est versée quelle que soit la durée de l'arrêt de travail
- Une franchise relative est déterminée par un nombre de jours durant lesquels aucune prestation n'est versée si la durée de l'arrêt ne dépasse pas la durée de la franchise. En revanche, si la durée de l'arrêt est plus longue que celle de la franchise, alors la durée totale de l'arrêt est indemnisée.

Par souci de simplicité et de compréhension pour l'assuré, Allianz explicite ses franchises en fonction des obligations de maintien de l'employeur. Les trois franchises différentes vendues par Allianz sont présentées ci-après.

## Les franchises sans relais

L'indemnité quotidienne versée par Allianz vient en complément de celle versée par la Sécurité Sociale, à l'expiration du délai de franchise. Cette franchise est proposée aux entreprises ne dépendant pas d'une Convention Collective Nationale, ce qui représente environ 10 à 15 % des entreprises en France.

Prenons par exemple le cas d'un contrat avec un taux d'indemnisation à 70 % pour la tranche A<sup>2</sup>, la tranche B<sup>3</sup> et la tranche C<sup>4</sup> et avec une franchise continue et absolue de 15 jours.

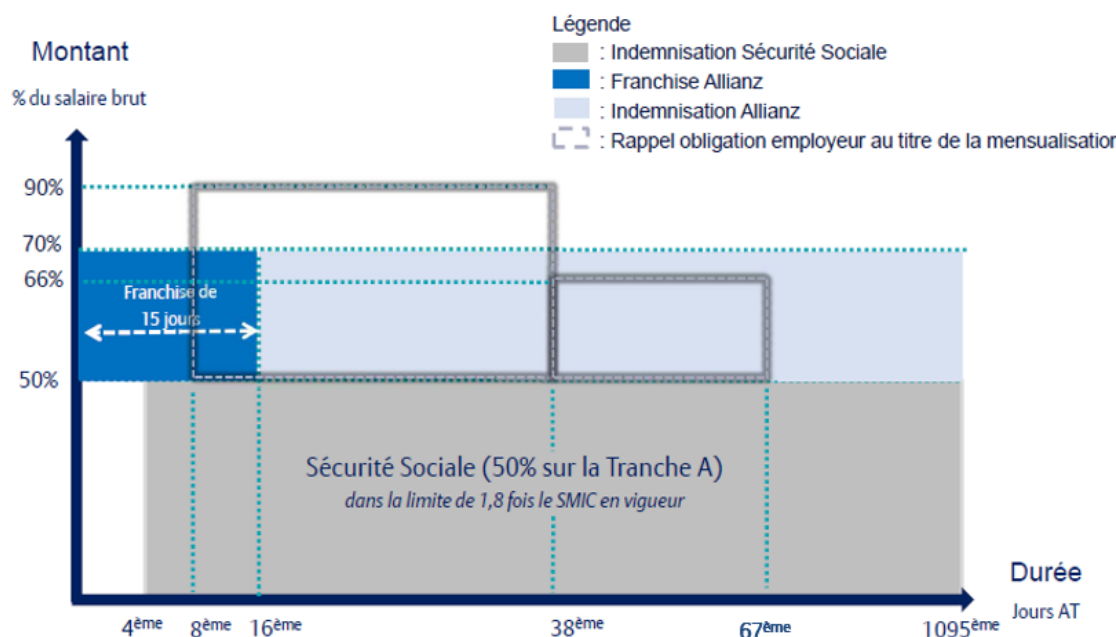


Schéma 4 : Franchise sans relais

Avec ce type de franchise, l'employeur peut déléguer à l'assureur une partie de son obligation réglementaire de maintien de salaire s'il choisit un contrat avec une franchise courte et un taux adapté.

Ainsi, dans notre exemple, du 8<sup>ème</sup> au 38<sup>ème</sup> jours, l'employeur doit verser 40 % du salaire au salarié en incapacité. Grâce à l'assurance qu'il a souscrite, Allianz maintiendra déjà le salaire à hauteur de 70 % à partir du 16<sup>ème</sup> jour d'arrêt. Ainsi, au 16<sup>ème</sup> jour, l'employeur ne versera donc plus que 20 % du salaire. De même, du 38<sup>ème</sup> jour au 67<sup>ème</sup> jours, l'employeur doit maintenir le salaire à 66,6 %. Comme son assurance maintiendra déjà le salaire à hauteur de 70 %, la part employeur est alors intégralement prise en charge par Allianz.

<sup>2</sup> La tranche A correspond à la partie du salaire brut mensuel comprise entre 0 € et 1 PMSS (Plafond Mensuel de la Sécurité Sociale) soit 3 428 € en 2021.

<sup>3</sup> La tranche B correspond à la partie du salaire brut mensuel qui est comprise entre 1 et 4 PMSS, soit entre 3 428 € et 20 568 €.

<sup>4</sup> La tranche C correspond à la partie du salaire brut mensuel dépassant 4 PMSS soit au-delà de 20 568 €.

## Les franchises relais plein salaire

L'indemnité quotidienne est versée à compter de l'expiration de la période de plein salaire et en complément de la période de maintien de salaire partiel, puis en relais de l'obligation de l'employeur.

Par exemple, pour un contrat avec une garantie à hauteur de 90 % du salaire – déduction Sécurité Sociale en franchise relais, les prestations touchées par le salarié en incapacité seront réparties de la façon suivante :

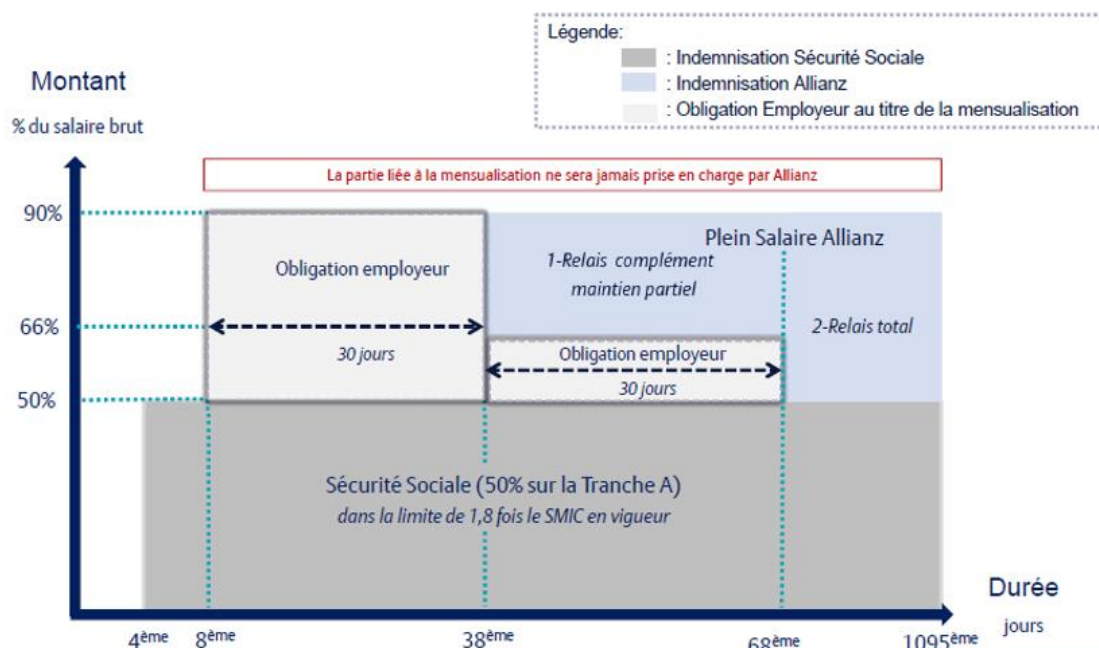


Schéma 5 : Franchise relais plein salaire

Ainsi, le principe de la franchise relais plein salaire est de venir en complément des obligations de l'employeur et l'assureur ne prendra donc jamais en charge la part liée à l'obligation de maintien de salaire de l'employeur.

Même dans le cas où la garantie souscrite ferait concurrence avec les obligations de maintien de l'employeur, si par exemple dans notre exemple l'assuré avait 15 ans d'ancienneté et bénéficiait donc jusqu'à 60 jours du maintien de salaire à hauteur de 90 % par l'employeur, alors l'assurance ne rentrerait en jeu qu'au 68<sup>ème</sup> jour.

## Les franchises derniers droits

L'indemnité quotidienne est versée à compter de l'expiration de la période de plein salaire et de salaire partiel résultant de l'accord de branche en vigueur dont relève l'entreprise.

Prenons par exemple un contrat souscrit auprès d'Allianz pour prolonger l'indemnisation après l'intervention de l'employeur à un taux de 80 % de la tranche A, de la tranche B et de la tranche C.

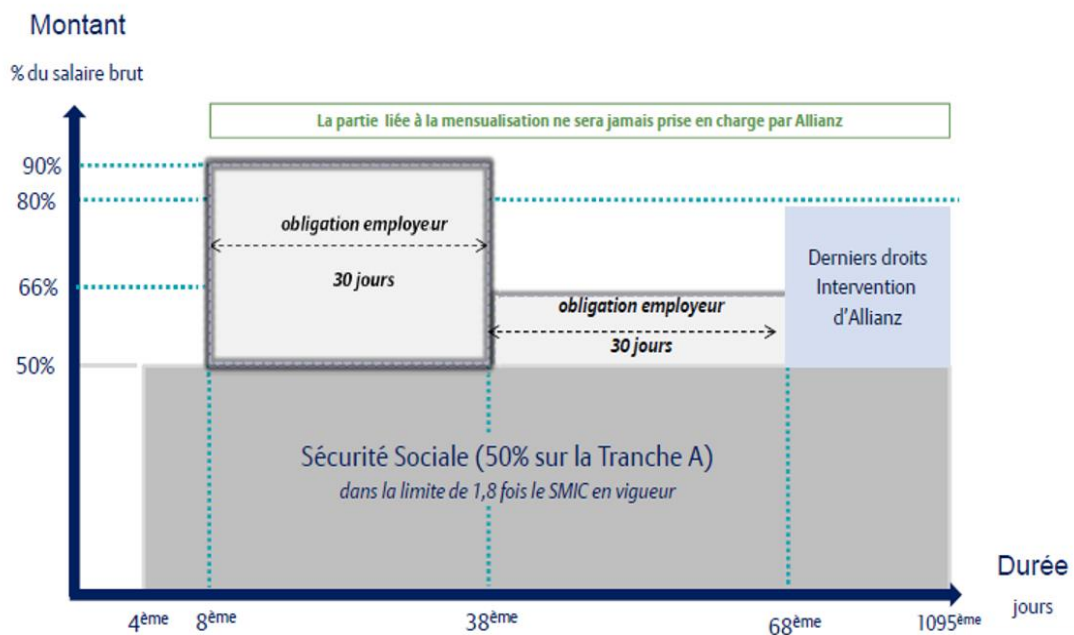


Schéma 6 : Franchise derniers droits

Dans ce cas, l'employeur devra assumer seul ses obligations durant les deux différentes périodes d'obligation de maintien du salaire. Le salaire du salarié ne sera jamais complété par l'assurance durant ses périodes, même si les obligations de maintien du salaire par l'employeur sont plus importantes que celles citées dans la loi dite « Loi de mensualisation ». Allianz ne commencera d'intervenir qu'au terme de ces périodes.



## Présentation et analyse du portefeuille

Afin de suivre le risque au plus proche de notre portefeuille d'assurés, les bases de données d'Allianz ont été utilisées pour recueillir les sinistres connus. L'objectif est de créer une loi de maintien en incapacité. Elle permettra d'estimer la probabilité pour un assuré de se maintenir en arrêt de travail, mais aussi quelle est son espérance de maintien en mois. Pour cela, deux données sont utilisées en entrées :

- L'âge en année auquel l'assuré est entré en incapacité. Cet âge est différent de l'âge de l'assuré qui peut changer au cours du sinistre si ce dernier est long,
- Et la durée que l'assuré a déjà passée en incapacité en mois.

Nous obtiendrons alors une fonction  $\mathbb{P} : (X, T) \rightarrow \mathbb{P}(x, t)$

$$[[18 ; 65]] \times [[0 ; 35]] \mapsto [0, 1]$$

où  $x$  représente l'âge à l'entrée et  $t$  représente l'ancienneté de l'assuré.

La première étape a été de savoir sur quelles données baser notre étude. Les données ont été restreintes en se limitant aux sinistres postérieurs à 2012. Une étude basée sur des sinistres plus anciens n'aurait effectivement pas été pertinente, du fait des évolutions législatives mais aussi de l'évolution du comportement des assurés en 10 ans. Ensuite, étant donné le volume de données disponible, deux options se sont présentées :

- Etudier tous les sinistres ouverts jusqu'à aujourd'hui. Cela induisait de mettre en place des censures et des troncatures car certains sinistres ne seraient pas encore totalement connus. En effet, l'incapacité pouvant durer au maximum 3 ans, certains sinistres, survenus il y a moins de 3 ans ne sont aujourd'hui pas clôturés. Ces méthodes, bien qu'efficaces, peuvent faire craindre une surestimation, même légère, des sinistres courts, qui seraient plus présents dans notre table. Or, la table que nous cherchons à corriger possède exactement ce problème, elle sous-estime les sinistres lorsqu'on se place à un instant  $t > 6$  mois. Cette option n'a donc pas semblé pertinente dans notre démarche et n'a pas été choisie.
- La deuxième option consiste à effectuer notre étude sur les sinistres clôturés, c'est-à-dire les sinistres survenus au plus tard le 31 décembre 2017. Cette option a semblé être plus pertinente et a donc été sélectionnée. Il conviendra toutefois de vérifier qu'il n'y pas de dérive de sinistralité sur les années plus récentes à l'aide d'un *backtesting* qui sera effectué plus tard.

## Les variables

Les bases de données d'Allianz ne contiennent pas toutes les variables nécessaires à notre étude. Il a donc été parfois nécessaire de recalculer certaines d'entre elles comme cela est présenté dans le tableau ci-après.

Allianz dispose de deux bases de données :

- La table CHALL contient les sinistres dont la gestion est interne
- La table PRDG contient les sinistres dont la gestion est déléguée. Elle représente 74 % des sinistres.

Chaque base possède ces propres variables.

Voici les variables conservées ou construites pour la jointure des deux tables :





<b>Variable de la table finale</b>	<b>Table de gestion interne</b>	<b>Table de gestion déléguée</b>
<b>ID assuré</b>	Utilisation du numéro de Sécurité Sociale	Utilisation d'un numéro d'assuré propre à Allianz
<b>Prénom de l'assuré</b>	Présent dans la table	
<b>Date de naissance de l'assuré</b>	Présente dans la table	
<b>Numéro de contrat</b>	Présent dans la table	
<b>Exercice de survenance</b>	Présent dans la table	
<b>Date de survenance</b>	Présente dans la table	
<b>Age de l'assuré à la survenance</b>	Calculé avec la différence entre la date de l'arrêt et la date de naissance	
<b>Motif d'entrée en incapacité</b>	Présent dans la table	
<b>Motif de sortie d'incapacité</b>	Variable construite à l'aide : <ul style="list-style-type: none"> <li>- De la date de retraite,</li> <li>- De la date de décès,</li> <li>- Et d'une jointure avec la table des invalidités</li> </ul>	Présent dans la table
<b>Date de début de l'indemnisation</b>	Présente dans la table	
<b>Date de fin de l'indemnisation</b>	Présente dans la table	
<b>Durée de la franchise (en jour)</b>	Présente dans la table	Calculée avec la différence entre la date de survenance de l'arrêt et la date d'indemnisation
<b>Montant total réglé</b>	Présent dans la table	
<b>Durée de l'arrêt de travail</b>	Calculée avec la différence entre la date de fin d'indemnisation et la date de survenance de l'arrêt	
<b>Durée de la période d'indemnisation</b>	Calculée avec la différence entre la date de fin et de début d'indemnisation	
<b>Type de gestion</b>	Interne	Déléguée
<b>Censure</b>	Aucune puisque tous les sinistres sont clôturés	

*Tableau 1 : Présentation des variables dans les deux bases de données d'Allianz*

Il a tout d'abord été nécessaire de déterminer une clé pour la table. En effet, les bases de données ne contiennent malheureusement pas les numéros de Sécurité Sociale des assurés dont la gestion du sinistre est déléguée. Une première idée a été d'utiliser le prénom, le nom et la date de naissance comme clé, mais cette solution n'était pas efficace car certains assurés changent de nom, notamment lorsqu'ils ou elles se marient. Ainsi, afin de former la clé la plus précise, nous avons utilisé, {*contrat + prénom + date de naissance + date d'arrêt*}. La date d'effet du contrat aurait également pu être ajoutée, mais la clé choisie était déjà complète et unique.

A partir de cette clé, il a fallu reconstruire les arrêts qui sont explicités par une succession de périodes, généralement mensuelles, mais cela dépend de la fréquence de versements des indemnités. Cette clé permet donc notamment de regrouper tous les versements pour un même arrêt de travail, même lorsque ces versements ne sont pas sur une période continue. En effet, pour des raisons administratives, il peut arriver qu'il n'y ait pas de versement pendant un mois, puis deux versements le mois suivant pour « rattraper ». Pour cette raison, la possibilité de fusionner les lignes en fonction des périodes d'indemnisation qui se suivent a été rejetée et la fusion a donc été basée sur la date d'arrêt renseignée. La date d'indemnisation la plus ancienne correspondra à la date de début de l'indemnisation de l'assuré et la dernière date d'indemnisation à celle de fin de l'arrêt de travail. Nous supposons qu'il n'y a pas d'interruption de service.

Prenons l'exemple d'une assurée entrée en arrêt de travail le 5 septembre 2017. Cette assurée possède un contrat avec une franchise d'un mois. Elle commence donc d'être indemnisée le 5 octobre 2017. Elle reçoit un premier versement pour le mois d'octobre. Elle n'envoie pas les documents justificatifs assez rapidement et ne reçoit pas ses indemnités en novembre bien que son arrêt soit prolongé. Lors de l'envoi de ces documents, elle profite de ce contact avec notre service pour signaler son changement de nom à la suite de son mariage. Elle touche alors deux indemnités en décembre. Elle touche ensuite des mensualités jusqu'au 24 mars 2018, date à laquelle elle retourne travailler. Notre base initiale contiendra 7 lignes qui pourront être réunies en un seul et même arrêt sur une seule ligne.

							
N° CONTRAT	PRENOM	NOM	DATE DE NAISSANCE	DATE D'EFFET DU CONTRAT	DATE D'ARRET	DEBUT PERIODE	FIN PERIODE
JK498080/000	ELSA	MAILLOT	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	05/10/2017	06/11/2017
JK498080/000	ELSA	MAILLOT	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	01/12/2017	31/12/2017
JK498080/000	ELSA	MAILLOT	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	04/12/2017	31/12/2017
JK498080/000	ELSA	KHER	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	01/01/2018	19/01/2018
JK498080/000	ELSA	KHER	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	20/01/2018	04/03/2018
JK498080/000	ELSA	KHER	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	05/03/2018	15/03/2018
JK498080/000	ELSA	KHER	11/08/1997	01/06/2015	05/09/2017	16/03/2018	24/03/2018



N° CONTRAT	PRENOM	DATE DE NAISSANCE	DATE D'ARRET	DEBUT INDEMNISATION	FIN INDEMNISATION
JK498080/000	ELSA	11/08/1997	05/09/2017	05/10/2017	24/03/2018

Tableau 2 : Formation de la clé et regroupement des lignes par arrêt de travail

## Test du khi deux

Notre premier réflexe a été de tester l'indépendance des variables *âge arrêt* et *durée de maintien en incapacité*. En effet, comme l'ancienneté dépend de la durée de l'arrêt et que l'ancienneté et l'âge à l'arrêt serviront d'entrée pour notre loi de maintien, il semble intéressant de les étudier. Un test du Khi deux d'indépendance a donc été effectué.

Le test a été restreint aux âges compris entre 25 et 65 ans car les âges faibles seront retirés lors de la construction de la table de maintien<sup>5</sup>.

Afin de conserver un degré de liberté acceptable, des regroupements ont dû être effectués. En effet, les 122 055 observations disponibles sont réparties sur 41 âges de survenance et sur 36 mois de durée de maintien.

Les données ont été réparties en classe selon les effectifs. Voici les classes obtenues :

Classe d'âge	Effectif de la classe
25 – 36 ans	39 575
37 – 49 ans	42 763
50 – 65 ans	39 717

Tableau 4 : Classe d'âge pour le test du Khi deux

Classe de durée	Effectif de la classe
0 mois	51 051
1 – 4 mois	40 254
5 – 35 mois	30 750

Tableau 3 : Classe de durée pour le test du Khi deux

Posons les hypothèses ci-dessous :

$H_0$  : les deux variables sont indépendantes,

$H_1$  : les deux variables sont dépendantes.

Notre degré de liberté est de 4. La valeur du  $\chi^2$  est de 9,49. Le calcul de la statistique de test de Khi deux donne :

$$\chi_c^2 = \sum_{i=1}^{3 \times 3} \frac{(O_i - T_i)^2}{T_i} = 3\,254 > 9,49$$

où  $O_i$  représente la valeur observée en  $i$  et  $T_i$  la valeur théorique attendue en  $i$

De même, la fonction `chisq.test()` sur R rend le résultat suivant :

```
Pearson's Chi-squared test
data:  mat
X-squared = 3254.6, df = 4, p-value < 2.2e-16
```

Figure 1 : Résultat du test de Khi deux sur R

La p-value est inférieure à 0,05, notre test est donc significatif.

Ainsi, l'hypothèse  $H_0$  d'indépendance est rejetée et nos variables sont donc dépendantes, ce qui semble assez cohérent. En effet, il serait étrange d'envisager que la durée de maintien en incapacité ne soit pas impactée par l'âge d'entrée en incapacité.

<sup>5</sup> Se référer à la construction des taux de Kaplan Meier en partie II

Il sera donc intéressant dans notre étude statistique d'observer le comportement de ces deux variables l'une par rapport à l'autre puis de tester si elles sont corrélées. Pour cela, il est possible de calculer le coefficient de Cramer.

## Coefficient de Cramer

Le coefficient de Cramer permet de mesurer l'importance du lien entre deux variables. Son utilisation nécessite toutefois un grand nombre d'observations, ce qui est le cas ici. En effet, si ce n'était pas le cas, le coefficient obtenu pourrait être faible sans que cela soit réellement lié à la liaison entre les deux variables étudiées.

Soient  $X$  et  $Y$  les deux variables qualitatives étudiées. Le coefficient de Cramer est défini par :

$$V = \sqrt{\frac{\chi_c^2}{n * \min(k - 1, r - 1)}} = \frac{\chi_c^2}{\chi_{max}^2},$$

où  $k$  et  $r$  sont respectivement le nombre de modalités de  $X$  et de  $Y$ ,

où  $\chi_c^2$  est la statistique de test du khi deux calculée pour  $X$  et  $Y$

où  $\chi_{max}^2$  est la valeur maximale possible de  $\chi^2$  pour les nombres de modalités  $k$  et  $r$ .

Ainsi, le coefficient de Cramer est compris entre 0 et 1. Plus ce coefficient est grand et plus la dépendance entre les deux variables  $X$  et  $Y$  est forte. En effet, ce coefficient vaut 1 lorsque la dépendance est totale puisqu'alors  $\chi_c^2 = \chi_{max}^2$ .

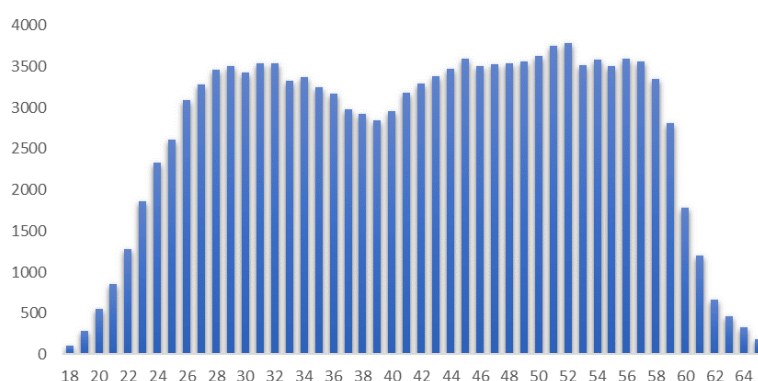
Dans notre cas, les deux variables sont bien qualitatives puisque des classes ont été formées. Le coefficient de Cramer obtenu est égal à 0,1155. Nous pouvons donc déduire que la durée de l'incapacité est quelque peu dépendante de l'âge à l'arrêt, sans que cela soit rédhibitoire pour le choix de nos variables d'entrée.

## Statistiques descriptives de notre table

Afin de mieux connaître nos données, d'effectuer de meilleures interprétations et de repérer d'éventuels biais ou erreurs, une étude descriptive de nos données a été réalisée en premier lieu. Cela a aussi permis la prise en main des données.

### *Répartition des arrêts selon l'âge d'entrée en incapacité*

L'âge moyen des assurés sinistrés est de 41,8 ans.



*Graphique 1 : Répartition des sinistres par âge*

Le graphique met en évidence que les sinistres ne sont pas répartis équitablement selon l'âge. En effet, les personnes jeunes sont souvent moins représentées car :

- Elles ne travaillent pas toujours, l'âge moyen d'entrée dans la vie active étant de 22 ans en 2008<sup>6</sup>. Ainsi les 18-24 ans ne représentaient que 8 % des personnes en emploi en 2018<sup>7</sup>.
- Les personnes jeunes ont tendance à s'arrêter plus souvent, mais elles récupèrent plus rapidement lorsqu'elles se blessent ou sont malades. Elles connaissent donc des arrêts globalement moins longs dont nous n'avons pas souvent connaissance car ils ne dépassent pas la durée des franchises appliquées.

De même, les personnes âgées sont moins représentées car :

- Elles sont généralement moins actives que les personnes aux âges médians : 56 % des personnes de 55 à 64 ans étaient actives en 2018 contre 88 % pour les personnes âgées de 25 à 54 ans<sup>2</sup>.
- Elles ont tendance à partir à la retraite lorsqu'elles sont en mauvaise santé.

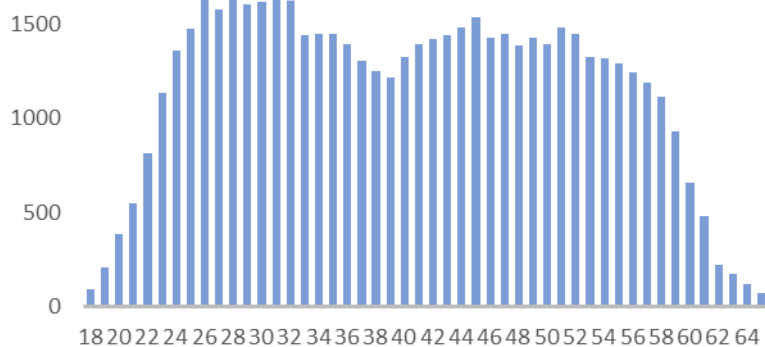
<sup>6</sup> Source : (INSEE - Florence Léger, 2014)

<sup>7</sup> Source : (Insee Références, 2020)

Ainsi, dans notre portefeuille, la répartition des âges est la suivante :

Classe d'âge	18-24	25-34	35-44	45-54	55-65
Proportion dans notre portefeuille	6%	26%	24%	28%	17%

Tableau 5 : Proportion par classe d'âge des sinistres dans notre portefeuille

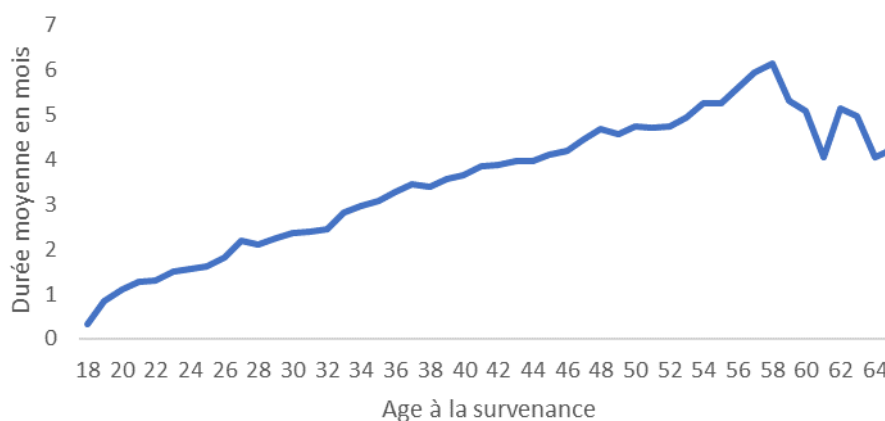


Graphique 2 : Répartition des sinistres par âge parmi les sinistres de moins d'un mois

Il est intéressant de remarquer que si l'étude est restreinte aux sinistres dont la durée est inférieure à un mois, la répartition observée est légèrement différente. Ainsi, les personnes ayant entre 24 et 32 ans représentent une plus grande part de ce nouveau portefeuille.

### Etude de la durée moyenne des arrêts de travail selon l'âge à la survenance de l'incapacité

La durée moyenne en incapacité des assurés sinistrés est de 3,75 mois.



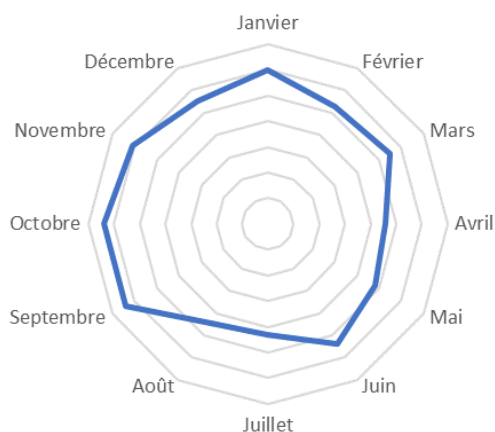
Graphique 3 : Durée moyenne des arrêts de travail selon l'âge à la survenance

La courbe montre que la durée moyenne des arrêts de travail est croissante avec l'âge jusqu'à 58 ans. Ensuite, l'approche de la retraite fait qu'elle fluctue assez fortement. Cependant, la corrélation entre la durée moyenne des arrêts de travail et l'âge de survenance est de 0,93.

Notons qu'il n'y a pas d'allongement de la durée des arrêts de travail autour de 30 ans<sup>8</sup>. En effet, l'effet des congés maternité et paternité n'est pas capté car il s'agit d'arrêts de travail indemnisés par la Sécurité Sociale et ils ne sont donc pas présents dans notre base de données.

Remarquons enfin que la durée moyenne d'incapacité est très faible pour les âges inférieurs à 20 ans mais le peu de données observées ne permet pas de conclure.

### *Répartition des arrêts par mois de survenance*



*Graphique 4 : Répartition des arrêts de travail selon le mois d'entrée*

Il apparaît que les mois les plus risqués en terme d'incapacité de travail sont les mois d'automne, c'est-à-dire de septembre à décembre. Toutefois, il y a une légère baisse du nombre d'arrêts de travail en décembre, sûrement expliquée par les vacances de Noël. Les mois les plus sûrs sont les mois d'été, entre juin et septembre. En effet, il s'agit des mois chauds durant lesquels les maladies virales sont moins présentes ainsi que des mois de vacances durant lesquels les salariés ne peuvent donc pas être en arrêt de travail car ils sont en congés.

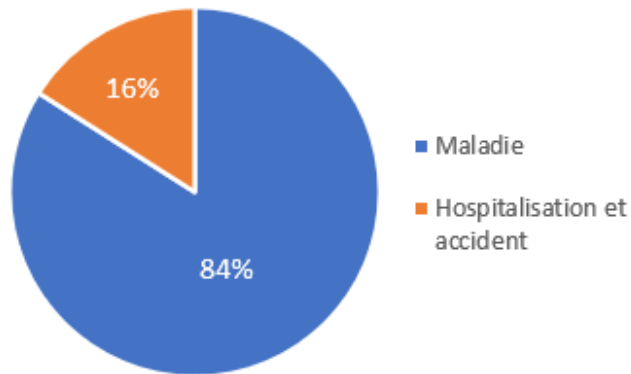
---

<sup>8</sup> Selon l'Insee, l'âge moyen de la mère à l'accouchement est de 30,8 ans en 2020 (Insee, 2021)



## Répartition des motifs d'entrée

Pour 50% de notre portefeuille, le motif d'entrée en incapacité n'est pas renseigné. Ces données ne seront pas prises en compte dans l'analyse des motifs d'entrées en incapacité. Le motif « maladie » comprend les maladies professionnelles.

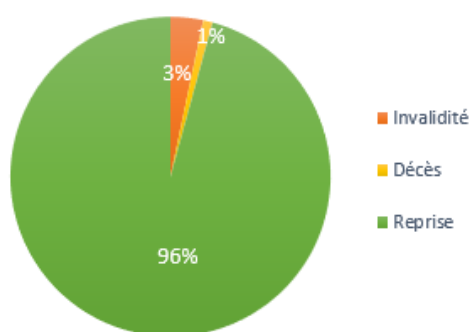


Graphique 5 : Répartition des motifs d'entrée dans notre portefeuille

La majorité de notre portefeuille est donc composée d'arrêts maladie. La moyenne de durée des arrêts pour motif de maladie est de 3,94 mois alors que la moyenne de durée pour les arrêts dont la cause est un accident ou une hospitalisation est de 2,68 mois.

## Répartition des motifs de sortie

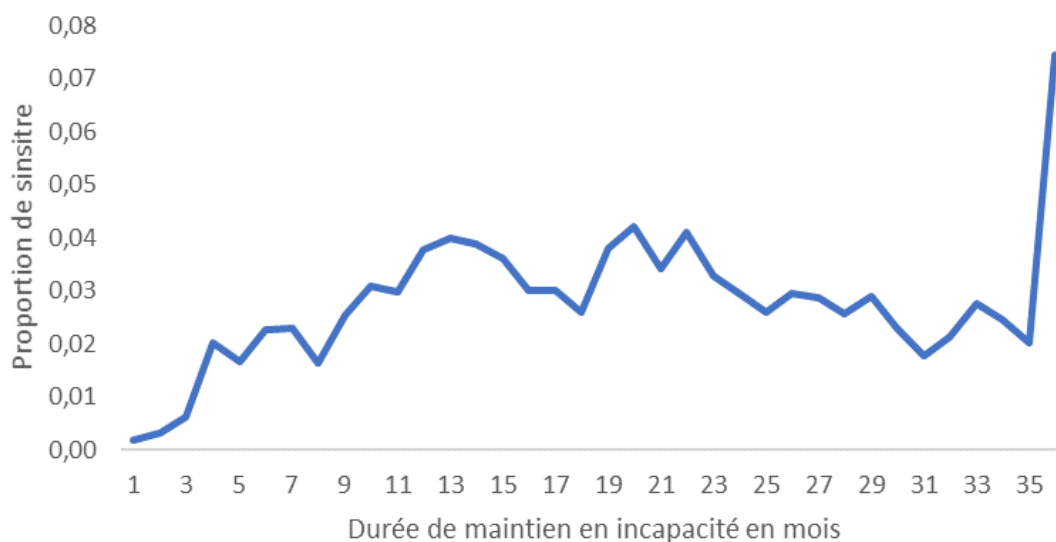
Comme vu précédemment, il n'existe que trois façons de sortir d'incapacité : la reprise, le passage en invalidité ou le décès. Nous considérons ici que lorsqu'une personne sort pour une raison administrative comme une erreur de dossier ou qu'elle passe en retraite, il s'agit d'une reprise du travail. En effet, si la personne n'est ni décédée, ni invalide, c'est qu'elle retourne à sa vie professionnelle.



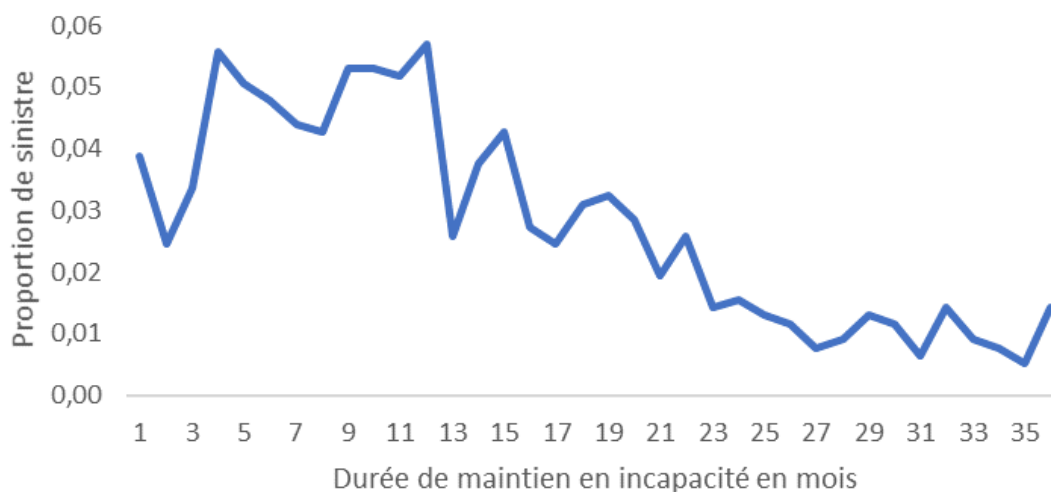
Graphique 6 : Répartition des trois motifs de sortie dans notre portefeuille

Seulement 1 % de nos assurés décède en incapacité et 3% seront déclarés invalides. La grande majorité de nos assurés termineront leur arrêt de travail par un retour dans la vie active.

Il est intéressant d'observer le comportement des assurés qui sont décédés ou entrés en incapacité. En effet, la moyenne de la durée de maintien en incapacité des personnes décédées est de 12 mois contre 19 mois pour les personnes entrées en invalidité. Il y a un pic des décès à 3 mois d'incapacité et jusqu'à 11 mois. A l'inverse, les personnes qui passeront en invalidité resteront longtemps en incapacité, 35 % d'entre elles y passeront plus de 2 ans avant que leur état ne soit décrété prolongé et consolidé.



Graphique 7 : Observation de la durée d'incapacité des personnes entrées en invalidité

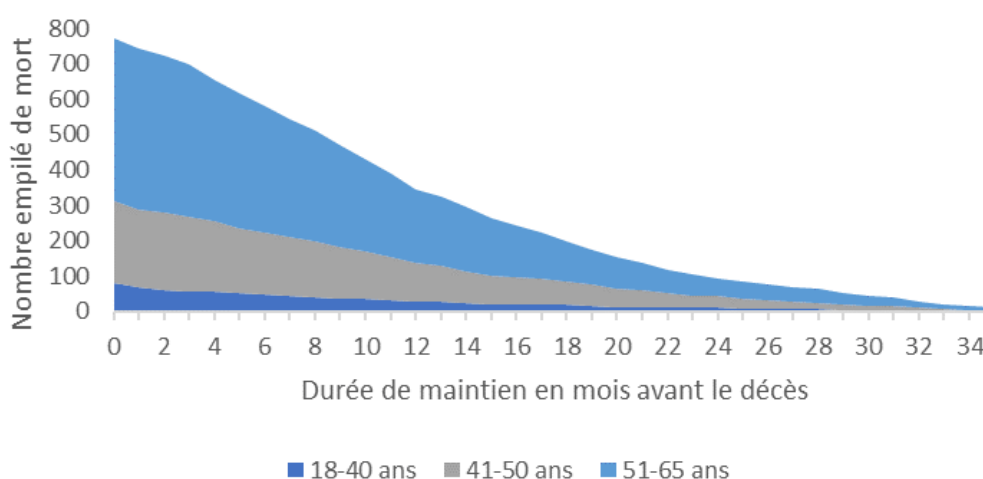


Graphique 8 : Observation de la durée d'incapacité des personnes décédées

Le tableau suivant récapitule en nombre les décès et les invalidités selon les tranches d'âges.

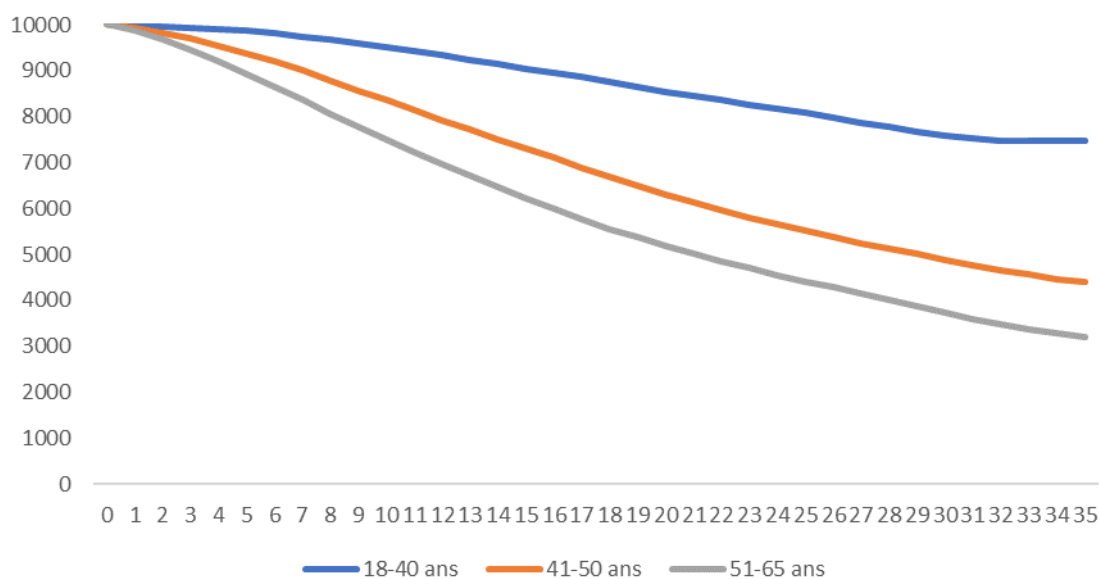
	<b>18-40</b>	<b>41-50</b>	<b>51-65</b>
<i>Nombre d'assurés en portefeuille</i>	58 538	34 680	36 087
<i>Nombre d'assurés passés en invalidité</i>	329	804	1 554
<i>Nombre d'assurés décédés</i>	81	230	462

Tableau 6 : Nombre de décès et d'invalidités observés selon la tranche d'âge



Graphique 9 : Nombre de morts selon la durée de maintien et la classe d'âge

Les personnes de plus de 50 ans sont particulièrement touchées par les risques décès et invalidité. En revanche, les assurés de moins de 40 ans, bien qu'ils représentent 45 % de notre exposition au risque, ne sont que faiblement touchés par le décès et l'invalidité.



Graphique 10 : Loi de survie en incapacité selon la classe d'âge

Il est ensuite possible de construire rapidement une loi de survie pour les personnes en incapacité selon les 3 classes d'âges choisies. Cela permet de mettre en évidence, à même effectif, la différence du risque décès selon la classe d'âge. De plus, cela permet à nouveau de constater la prévalence des décès durant la première année. En effet, 72 % des décès tout âge confondu auront lieu durant cette période<sup>9</sup>.

### Répartition des durées de franchise

L'analyse sera en arrêts connus car, lorsque la durée d'un arrêt ne dépasse pas sa franchise, celui-ci n'est pas connu par l'assurance. 25 % des sinistres n'ont pas de franchise, 31% ont une franchise de 3 jours, 8 % ont une franchise d'un mois et 7 % ont une franchise de 3 mois. Ainsi, il est possible de former des classes pour notre étude :

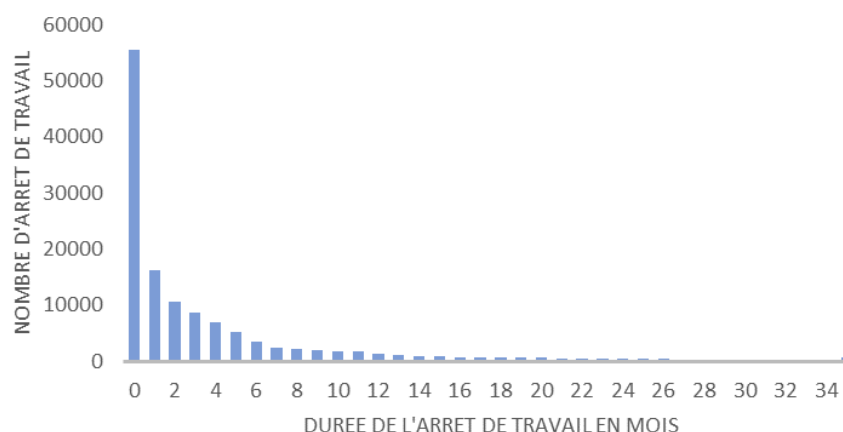
Durée de la franchise	0 – 2 jours	3 – 29 jours	30 – 89 jours	90 – 179 jours	180 – 365 jours
Nombre	34 780	53 407	22 848	14 558	3 712
Part du portefeuille	27%	41%	18%	11%	3%

Tableau 7 : Répartition des durées de franchise dans notre portefeuille

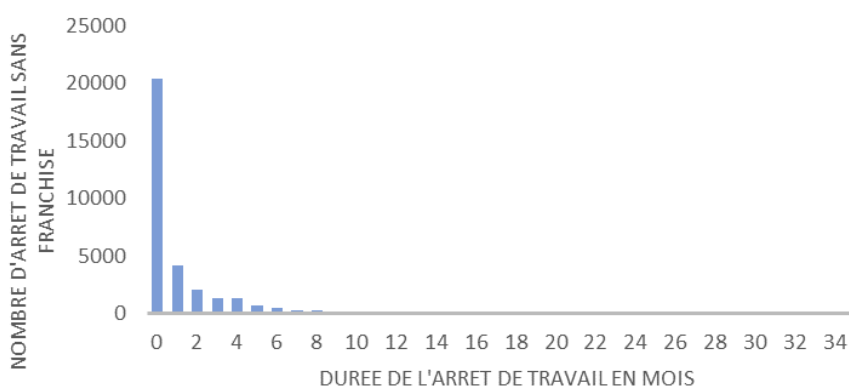
<sup>9</sup> 72 % pour les 18-40 ans, 71 % pour les 41-50 ans et 73 % pour les 51-65 ans.

Ainsi, l'observation de toute la base indique que 68 % des arrêts ont une franchise de moins de 30 jours. En revanche, l'observation des arrêts dont la franchise est inférieure à 30 jours montre que 85 % d'entre eux ont une franchise comprise entre 0 et 3 jours.

Etudions à présent la répartition de la durée des arrêts de travail parmi les incapacités sans franchise et comparons-la aux durées des arrêts de travail observés dans la base totale.



Graphique 11 : Durée de l'incapacité



Graphique 12 : Durée de l'incapacité parmi les arrêts de travail sans franchise

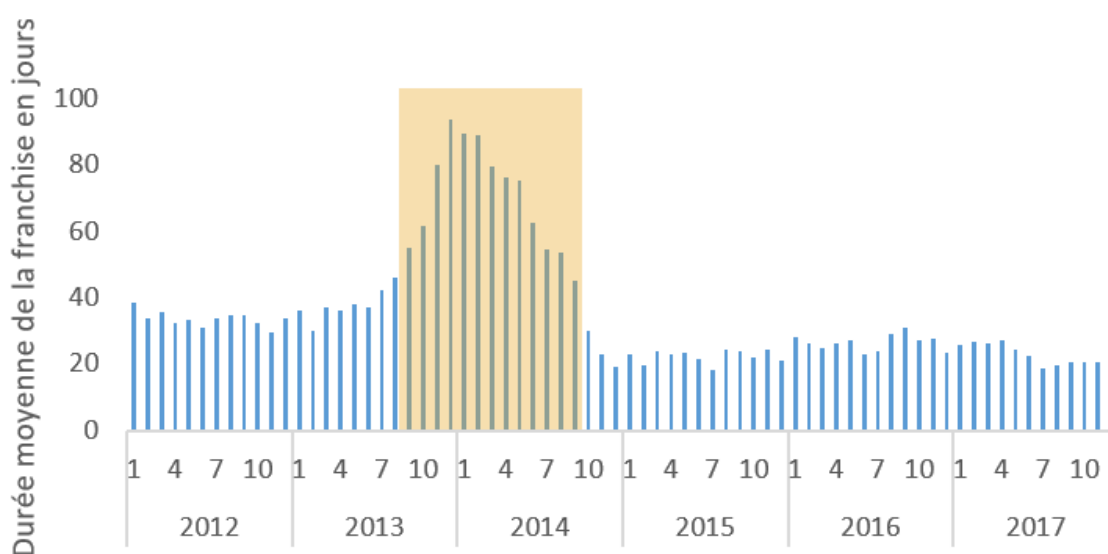
Les graphiques montrent que l'absence de franchise « incite » les arrêts courts, puisque, lorsqu'il n'y a pas de franchise, 62 % des arrêts de travail ont une durée de moins d'un mois alors que dans la base totale ils ne représentent que 43 % des arrêts. Cependant, nous ne pouvons pas conclure car il est impossible de quantifier quelle part des arrêts de travail est inconnue du fait de la franchise dans notre base initiale et donc savoir si les arrêts courts sans franchises se seraient aussi produits avec une franchise plus longue. Il serait ainsi intéressant de pouvoir quantifier l'effet d'une franchise courte, ce qui pourra être fait dans quelques années grâce à l'utilisation des Déclarations Sociales Nominatives obligatoires pour toutes les entreprises qui permettra de connaître tous les arrêts existants.

<i>Année de survenance</i>	<i>Durée moyenne de la franchise</i>
2012	34 jours
2013	50 jours
2014	50 jours
2015	22 jours
2016	27 jours
2017	23 jours
<b>Total</b>	<b>27 jours</b>

*Tableau 8 : Durée moyenne de la franchise selon l'année de survenance*

Le tableau met en évidence que la durée moyenne de la franchise n'est pas du tout constante selon l'année de survenance du sinistre. Par exemple, en 2013 et en 2014, les sinistres connus sont essentiellement des sinistres longs avec une longue franchise puisque la durée moyenne de la franchise est de 50 jours. En revanche, en 2015 et en 2017, il y a eu plus de sinistres courts avec des franchises plus faibles puisque les franchises moyennes sont respectivement de 22 et 23 jours.

L'observation de la durée moyenne de la franchise selon le mois et l'année de survenance montre qu'en réalité, les données présentent un pic de la durée moyenne de la franchise entre septembre 2013 et septembre 2014.



*Graphique 13 : Durée moyenne de la franchise selon le mois et l'année de survenance du sinistre*

Avant ce pic, la durée moyenne était de 35 jours, alors qu'après ce pic, elle est passée à 24 jours, soit une diminution de quasiment un tiers de la durée moyenne de la franchise.

Deux hypothèses peuvent expliquer ce phénomène :

- Après qu'Allianz a constaté une augmentation de la durée des franchises dans ces contrats en 2013 et 2014, la nature des contrats a évolué pour proposer des franchises plus courtes.
- La fréquence d'arrêt long était plus importante avant 2015 et nous avons donc connaissance de plus d'arrêts avec de longue franchise avant. Cette deuxième hypothèse semble peu probable car rien ne semble justifier un changement dans la durée des incapacités entre 2012 et 2017.

### Répartition selon les différentes années de survenance

<i>Année de survenance</i>	<i>Durée moyenne des arrêts</i>	<i>Age moyen à la survenance</i>
2012	4,42	42,2
2013	5,36	42,6
2014	4,84	42,4
2015	3,23	41,3
2016	3,62	41,7
2017	3,42	42
<b><i>Toute année confondue</i></b>	<b>3,74</b>	<b>41,9</b>

Tableau 9 : Durée moyenne et âge moyen selon l'année de survenance

L'âge moyen à la survenance est peu impacté par l'année de survenance, il reste compris entre 41,7 et 42,6 ans. En revanche la durée moyenne d'arrêt de travail varie entre 3,23 et 5,36 mois.

La forte corrélation entre l'âge moyen pour une année de survenance et la durée moyenne des arrêts de travail pour cette année est visible à l'œil nu sur le graphique.

Ainsi, en posant  $D$  la variable aléatoire représentant la durée moyenne d'arrêt de travail par année de survenance et  $A$  celle représentant l'âge moyen à la survenance selon l'année de survenance, le calcul du coefficient de corrélation de Pearson donne :

$$\rho_{D,A} = \frac{Cov(D, A)}{\sigma(D)\sigma(A)} \approx 0,91$$

Ce coefficient est ici adapté car les deux variables étudiées sont quantitatives et présentent une dépendance linéaire, constatée dans le tableau 9.

**Remarque** : il est intéressant de noter qu'en revanche, le coefficient de corrélation entre l'âge à la survenance et la durée de l'arrêt en mois sans regroupement par année de survenance n'est que de 0,2.

## Conclusion de la première partie

Dans cette partie, nous avons présenté le contexte encadrant la prévoyance.

- Le cadre législatif de la prévoyance collective fixe des obligations minimums de maintien de salaire,
- Il impose également une portabilité des droits lorsque l'assuré est indemnisé par l'assurance chômage.

Cette réglementation influence la tarification et le provisionnement du risque incapacité.

Nous avons aussi effectué une étude préliminaire des données avec lesquelles nous allons travailler. Cela nous permettra de faire une analyse pertinente de nos résultats.

La base de données d'Allianz est une base d'indemnisation des sinistres. L'assuré moyen de cette base :

- A 42 ans,
- Est entré en incapacité parce qu'il est tombé malade en automne,
- Reprendra le travail après 127 jours d'incapacité,
- A un contrat disposant d'une franchise dont la durée est inférieure à 3 jours.

Bien qu'indépendant, le risque décès et le risque invalidité sont proches du risque incapacité. En effet, dans la majorité des cas, les invalides tombent d'abord en incapacité. De même, la probabilité de décéder est différente pour les personnes en incapacité que pour la population en règle générale.



## Partie II

### Construction de la table de maintien en incapacité

La construction de notre table nécessite encore plusieurs étapes après le traitement des données. Notre analyse sera bi dimensionnelle. Nous allons tout d'abord construire des taux bruts de sortie en fonction de l'âge à l'entrée en incapacité et en fonction de la durée de maintien déjà effectuée. Puis nous réaliserons un lissage de ces taux avant de construire une table en nombre de sorties par durée et par âge que nous pourrons ensuite étudier.

Tout au long de notre étude, nous utiliserons les tables réglementaires du BCAC comme référence pour situer la qualité de notre travail.

## Les tables réglementaires BCAC<sup>10</sup>

Les tables réglementaires du BCAC sont des tables nationales de prévoyance collective. L'utilisation de ces tables est réglementée par les articles « A. 331-22 » du Code des Assurances, « A. 931-10-9 » du Code de la Sécurité Sociale et « A. 212-9 » du Code de la mutualité. La première table BCAC a été construite en 1993. En 2010, une nouvelle table a été construite, adaptée à tout portefeuille d'assuré. Puis les tables ont été reconstruites en 2013 pour une utilisation dès 2015. Cette nouvelle table n'est cependant plus adaptée pour tout portefeuille d'assuré. Allianz a obtenu la certification de la table BCAC de 2013, notre population d'assurés convient donc à l'utilisation de cette table. C'est donc celle-ci que nous utiliserons dans le cadre de nos calculs.

Dans le but de se rapprocher au plus près de la réalité du risque du portefeuille d'assurés d'Allianz, nous allons créer une table de maintien en incapacité depuis les données d'Allianz.

## Généralités sur les modèles de durée

Posons  $x$  l'âge d'entrée en incapacité d'un individu et  $T_x$  la variable aléatoire représentant la durée de maintien en incapacité d'un assuré selon  $x$ .  $T_x$  est une variable aléatoire positive dont la fonction de survie est :

$$S_x(t) = \mathbb{P}(T_x > t) = E(\mathbb{1}_{\{T_x > t\}})$$

$S_x$  est une fonction décroissante définie sur  $[0, +\infty[$  telle que  $S_x(0) = 1$ , car nous supposons  $\mathbb{P}(T_x = 0) = 0$ , et telle que  $\lim_{t \rightarrow \infty} S_x(t) = 0$ .

Nous définissons alors la durée moyenne de survie par âge comme l'espérance de  $T_x$  qui est une variable aléatoire positive. Ainsi, par Fubini :

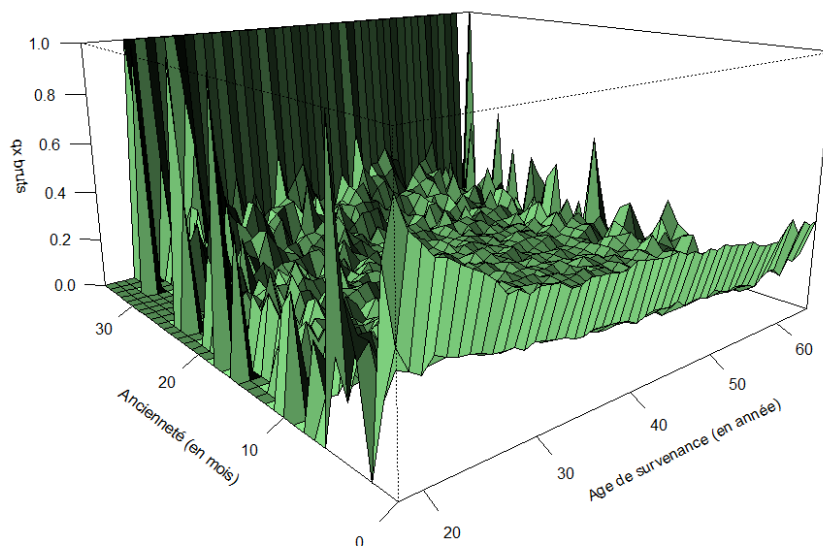
$$E(T_x) = \mathbb{E}\left(\int_0^{T_x} dt\right) = \mathbb{E}\left(\int_0^{+\infty} \mathbb{1}_{\{T_x > t\}} dt\right) = \int_0^{+\infty} \mathbb{E}(\mathbb{1}_{\{T_x > t\}}) dt = \int_0^{+\infty} S_x(t) dt$$

---

<sup>10</sup> Bureau Commun des Assurances Collectives

## Construction des taux bruts de sortie

Les taux bruts de sortie estimés serviront de base pour la construction de notre loi de maintien en incapacité. Ils sont construits à l'aide du ratio  $\frac{\text{Nombre de sortie}}{\text{Exposition}}$  par âge et par durée de maintien.



Graphique 14 : Taux bruts de sortie

La volumétrie de nos données par âge et par durée de maintien n'est pas significative. Ainsi l'utilisation du ratio  $\frac{\text{Nombre de sortie}}{\text{Exposition}}$  par âge et par durée de maintien n'est pas précise.

Nous avons donc préféré utiliser l'estimateur de Kaplan Meier pour chaque âge à l'entrée qui reste la méthode la plus robuste pour la construction des taux bruts de sorties de notre table. En effet, l'utilisation d'un estimateur non paramétrique permet de ne pas avoir à formuler d'hypothèse sur la loi de survie suivie par nos données. De plus, la perte d'informations liée à la non prise en considération de la loi conjointe reste peu pénalisante.

Il faudra tout de même rester vigilant car le raccordement des taux construits pour chaque âge ne permettra pas une comparaison rigoureuse des taux de sorties en fonction de l'âge à l'entrée. Pour l'étude qui va suivre, nous préférons donc plutôt étudier les taux de sorties en fonction de la durée de maintien à un âge fixe.

## Estimateur de Kaplan Meier

Cet estimateur a été créé en 1958 par E. Kaplan et P. Meier. L'estimateur de Kaplan Meier est un estimateur non paramétrique permettant d'estimer une loi de survie. L'idée se base sur le fait que pour être encore en incapacité à l'instant  $t$ , il faut être en incapacité en  $t^-$ , c'est-à-dire à l'instant juste avant  $t$ , et ne pas sortir d'incapacité en  $t$ .

Plus formellement, pour  $t > s$  :

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

Nous allons estimer la probabilité de se maintenir en incapacité âge par âge et selon l'ancienneté en mois. Nous avons fait le choix d'utiliser le mois comme unité pour l'ancienneté car nous ne disposons pas de suffisamment de données pour faire l'estimation en jour, qui nous donnait des résultats non utilisables. Nous avons considéré que les arrêts de travail de moins de 30 jours sortent au mois 0. La durée maximale en incapacité étant de 36 mois, les dernières sorties seront donc comptabilisées au mois 35, c'est-à-dire entre le 35<sup>ème</sup> et le 36<sup>ème</sup> mois. La plupart de ces sorties sont en réalité un passage vers l'invalidité.

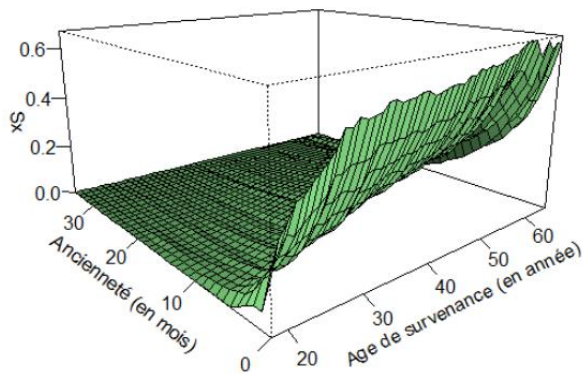
Comme notre période d'étude est restreinte aux arrêts survenus entre 2012 et 2017, tous les arrêts étudiés sont clôturés, ainsi il n'y a ni censures, ni troncatures à effectuer sur nos données.

Pour construire l'estimateur de Kaplan Meier, nous allons découper la période de survie observée puis étudier les sorties pour chaque période découpée. En effet, étudier la survie nous permettra d'estimer les sorties car  $Q_x(t) = 1 - S_x(t)$  où  $Q_x(t)$  est la probabilité de sortir d'incapacité sur  $[t, t + 1[$  pour un assuré entré en incapacité à l'âge  $x$  et  $S_x(t)$  est la fonction de survie sur  $[t, t + 1[$  pour un assuré entré en incapacité à l'âge  $x$ . Passer par la survie pour estimer les sorties nous permet de prendre en compte la totalité de la durée de maintien pour estimer la sortie à chaque ancienneté pour un âge d'entrée en incapacité fixe.

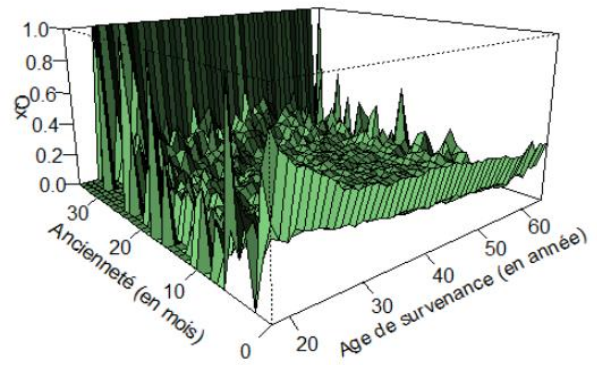
Nous pouvons rappeler,  $\forall t \in \{AncMin, \dots, AncMax\}$ , la formule de l'estimateur de Kaplan Meier pour un âge  $x$  d'entrée en incapacité définie par :

$$\widehat{S}_x(t) = \prod_{i=AncMin}^t \left(1 - \frac{d_x(i)}{n_x(i)}\right)$$

Où  $d_x(i)$  est le nombre de sorties d'incapacité à l'instant  $i$  parmi les assurés entrés en incapacité à l'âge  $x$  et  $n_x(i)$  est l'échantillon sous risque de cet âge  $x$  d'entrée en incapacité et à l'instant juste avant  $i$ , soit en  $i^-$ .

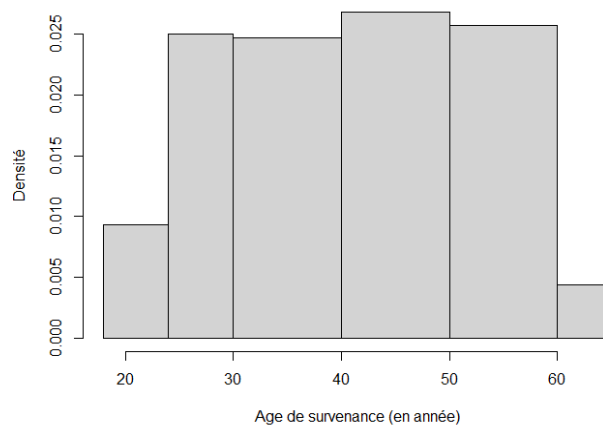


Graphique 16 : Taux de survie obtenus à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier



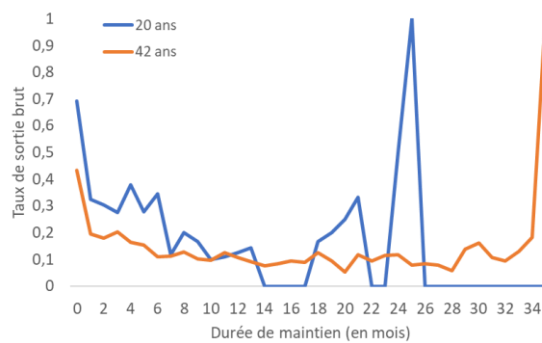
Graphique 15 : Taux de sortie bruts obtenus à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier

On constate sur le graphique des taux de sorties obtenus à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier que pour les âges faibles, la volatilité des sorties est très élevée, ce qui forme des pics. Cela provient de la faible volumétrie de données des âges faibles.

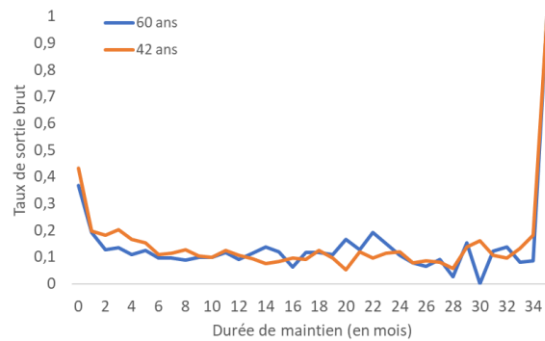


Graphique 17 : Répartition des arrêts de travail par classe d'âge

Nous observons également que nous disposons d'une faible volumétrie de données pour les âges supérieurs à 60 ans. Cependant, cela n'induit pas de pics dans nos résultats. En effet, une étude plus approfondie nous montre que la volatilité des données est très forte pour les jeunes mais bien plus faible pour les personnes âgées.



Graphique 18 : Comparaison des taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 20 ans et un autre entré en incapacité à 42 ans



Graphique 19 : Comparaison des taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 60 ans et un autre entré en incapacité à 42 ans

Ainsi, pour un assuré entré en incapacité à 20 ans, nous observons le pic de sortie final à 25 mois. Cela représente le fait que dans nos données, tous les assurés entrés en incapacité à 20 ans en sont sortis à 25 mois de maintien. D'ailleurs, seuls 4 assurés entrés en incapacité à 20 ans se maintiennent plus de 20 mois. Comme aucun d'eux ne sort lors des mois 22 et 23, les taux de sortie pour ces mois et cet âge sont nuls. Cela ne représente pas la réalité de notre risque. Par exemple, si un assuré entré en incapacité à 20 ans venait à se maintenir 26 mois, il nous faudrait pouvoir observer son comportement et donc prévoir sa sortie, qui dans tous les cas aurait lieu à 36 mois de maintien.

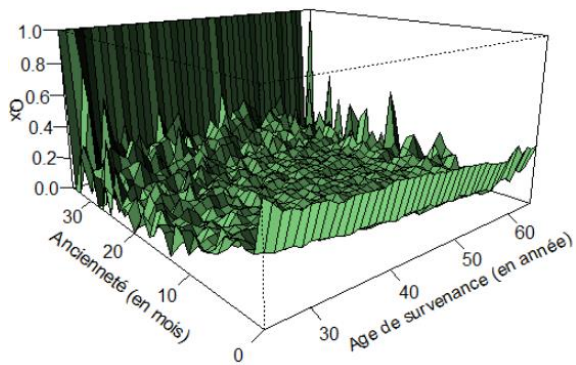
En revanche, pour les assurés entrés en incapacité à 60 ans, la volatilité des données est moins importante et la durée moyenne de maintien est plus élevée, ce qui permet d'approcher correctement le comportement de nos assurés.

La durée moyenne de maintien est comprise entre 0,3 et 1,5 mois pour les assurés entrés en incapacité entre 18 et 24 ans. Elle est en revanche comprise entre 4 et 5,1 mois pour les assurés entrés en incapacité entre 60 et 65 ans. Notre raisonnement est donc valable pour tous les âges inférieurs à 20 ans et supérieurs à 60 ans pour lesquels nous rencontrons un problème de volumétrie.

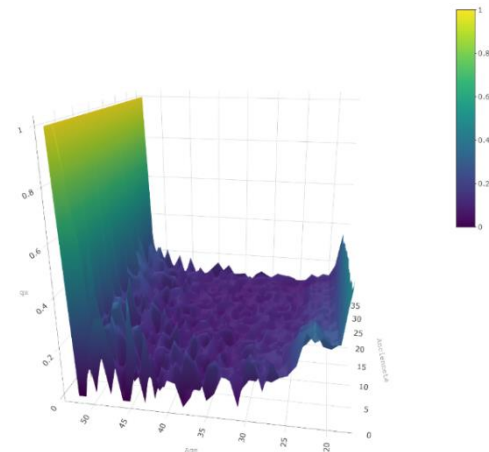
Les arrêts observés dont l'âge de survenance est compris entre 18 et 24 ans ne représentent que 6 %<sup>11</sup> des arrêts. Nous avons donc décidé de restreindre notre étude entre 25 et 65 ans, cela évitera que les âges faibles apportent une erreur dans le lissage alors qu'ils ne sont pas représentatifs.

<sup>11</sup> Remarque : le graphique 17 représente la densité, il somme donc tous les arrêts par âge de la catégorie et construit une barre moyenne. Il ne s'agit donc pas des fréquences et il est naturel que nous ne retrouvions pas 6 % pour les arrêts ayant un âge de survenance de moins de 25 ans.

Nous émettrons donc l'hypothèse que le comportement des assurés âgés de 18 à 24 ans est similaire à celui des assurés ayant 25 ans.



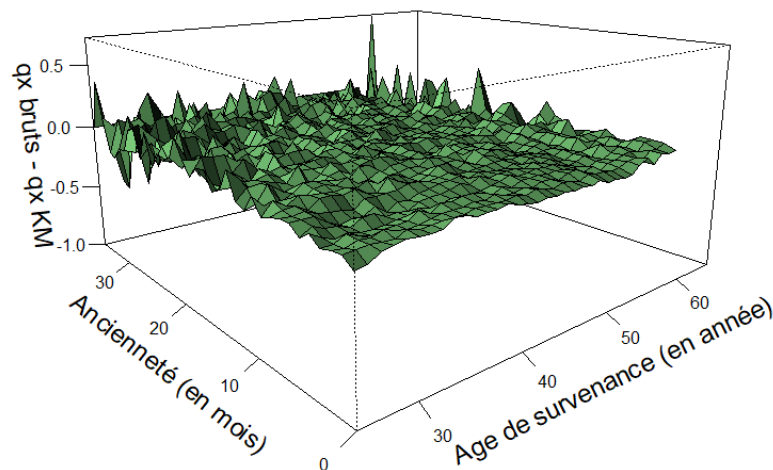
Graphique 20 : Taux de sortie bruts estimés par Kaplan Meier entre 25 et 65 ans



Graphique 21 : Graphique dynamique représentant les taux de sortie bruts estimés par Kaplan Meier entre 25 ans et 65 ans.

La représentation dynamique nous permet de visualiser la valeur de chaque point et de modifier notre angle de vue sur le graphique. Elle permet donc une meilleure analyse visuelle. Nous ne la représenterons plus par la suite car elle ne comporte pas d'avantage de visualisation lorsqu'elle est figée, mais nous continuerons de l'utiliser lorsque nous représenterons des données en 3D.

**Remarque** : nous pouvons observer la différence entre les taux bruts de sortie et les taux bruts de sortie estimés à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier sur le graphe ci-après.



Graphique 22 : Différence entre les taux bruts de sorties et les taux bruts de sorties estimés à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier

En moyenne, les taux estimés par Kaplan Meier sont légèrement plus faibles que les taux bruts.<sup>12</sup>

Pour chaque âge hormis 60 et 62 ans, la moyenne d'écart entre les taux Kaplan Meier et les taux bruts est positive. On remarque que l'écart est légèrement plus grand pour les âges faibles.

<sup>12</sup> La moyenne des taux bruts est de 0,1633 et celle des taux KM est de 0,1631.

## Variance de l'estimateur de Kaplan Meier

La variance de l'estimateur de Kaplan Meier est fournie par l'estimateur de Greenwood. Il est convergent pour la variance asymptotique de l'estimateur de Kaplan Meier. Il permet aussi d'en déterminer un intervalle de confiance car l'estimateur de Kaplan Meier est asymptotiquement gaussien. La variance de Greenwood s'exprime,  $\forall t \in \{AncMin, \dots, AncMax\}$ , par :

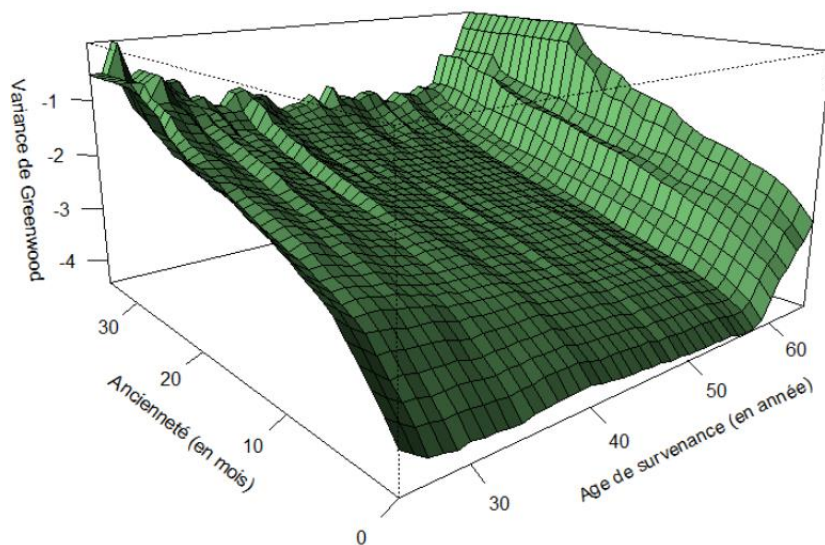
$$Var(\widehat{S}_x(t)) = \widehat{S}_x(t)^2 * \gamma(t)^2 \text{ avec } \gamma(t)^2 = \sum_{T_{(i)} \leq t} \frac{d_x(T_i)}{n_x(T_i)(n_x(T_i) - d_x(T_i))}$$

L'intervalle de confiance associé s'écrit :

$$IdC_{1-\alpha}(S_x(t)) = [ \widehat{S}_x(t) \pm u_{1-\alpha} * \gamma(T_{(i)}) ]$$

Rappelons que pour un niveau de confiance  $\alpha = 95 \%$  :  $u_{0,05} = 1,96$ .

A l'aide de la fonction *survfit* du logiciel R, puis d'un traitement sur Excel, nous avons obtenu les variances de Greenwood ainsi que les intervalles de confiance de l'estimation Kaplan Meier de nos taux bruts de survie.

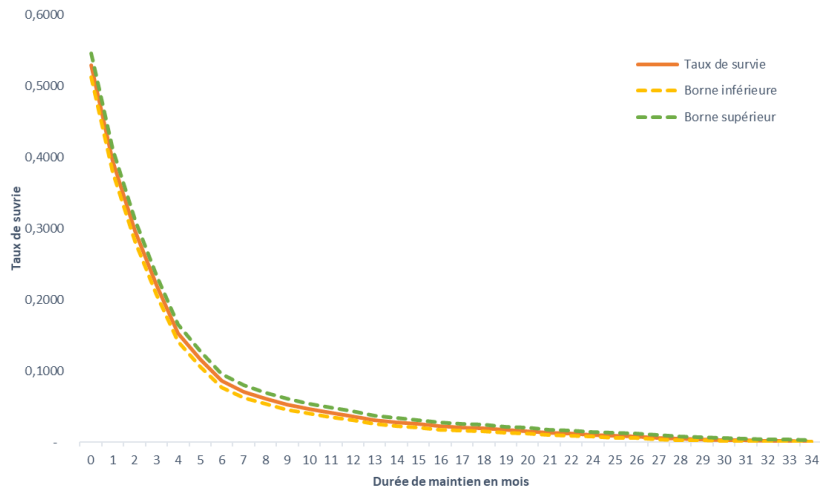


Graphique 23 : Logarithme de la variance de Greenwood

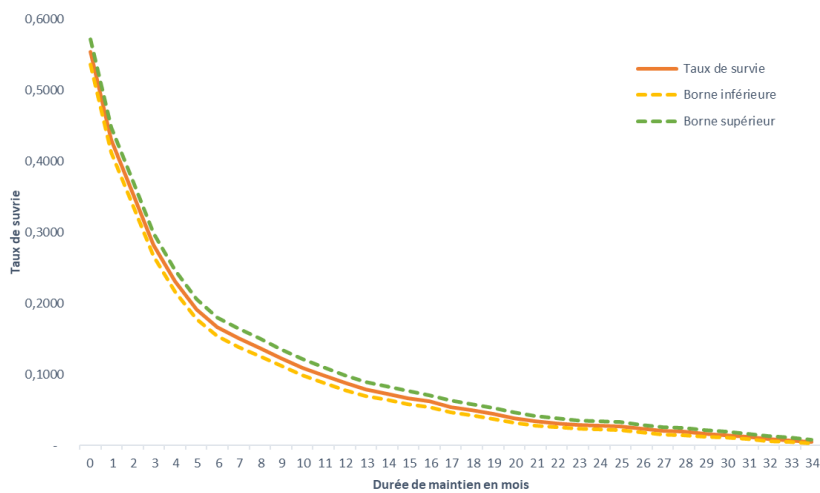
Comme la variance croit exponentiellement, nous avons tracé le logarithme des variances de Greenwood que nous avons obtenues afin d'avoir une meilleure lecture des résultats. Nous remarquons que les âges élevés, notamment supérieur à 60 ans, sont volatiles. De même, les âges faibles sont légèrement plus volatiles que les âges moyens.



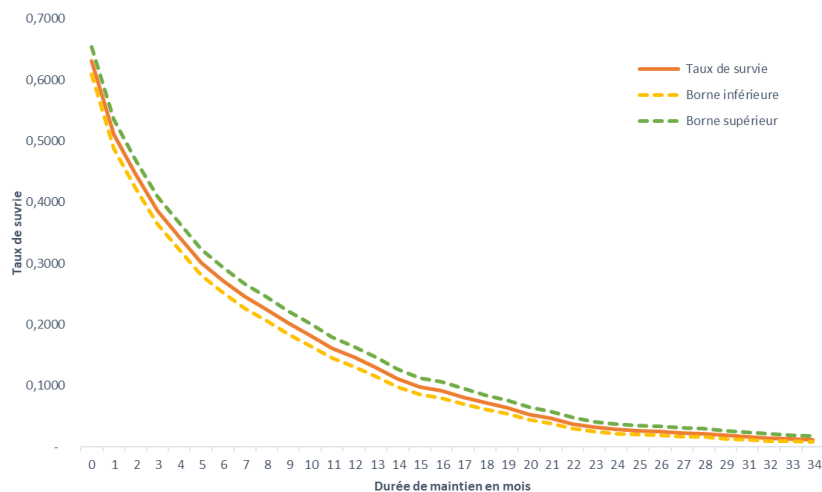
Les taux de survie ainsi que leurs intervalles de confiance sont représentés ci-dessous pour les âges 30, 40 et 60. Les âges 25 et 50 ans sont également représentés en Annexe A.



Graphique 24 : Taux de survie à 30 ans et intervalle de confiance



Graphique 25 : Taux de survie à 40 ans et intervalle de confiance



Graphique 26 : Taux de survie à 60 ans et intervalle de confiance

Les intervalles de confiance construits sont visuellement très restreints, ce qui signifie que nous pouvons avoir une forte confiance en nos résultats. La légère baisse de la qualité de nos résultats observée pour les âges élevés est due à la très faible volumétrie de données à ces âges. Cependant, la valeur de ces résultats reste tout à fait acceptable.

## Lissage des taux

Notre étude sera basée sur les taux bruts de sortie car c'est à partir de ces taux que nous pourrions construire la table de maintien finale. Les taux obtenus grâce à l'estimateur de Kaplan Meier sont au plus proches de nos données. Cependant, notre nombre de données n'étant pas infini, il est important de réaliser un lissage afin de rendre le résultat exploitable. En effet, les irrégularités dans les taux de sortie ne se justifient pas dans la réalité. Prenons par exemple, l'âge 25, la baisse du taux de sortie à 10 mois ou encore à 13 mois de maintien ne trouve pas d'explication dans les faits.

Durée de maintien en mois	9	10	11	12	13	14	15
Taux brut de sortie KM	0,22	0,10	0,20	0,22	0,03	0,13	0,15

Tableau 10 : Exemple d'incohérence dans les taux bruts

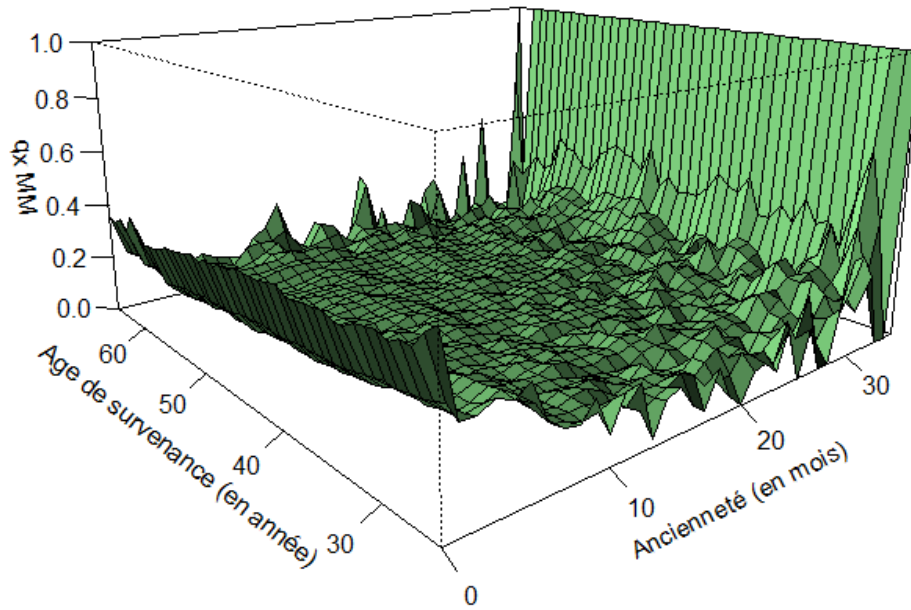
## Lissage par moyenne mobile

Le lissage par moyenne mobile est un lissage non paramétrique dont l'avantage est qu'il est très simple à mettre en œuvre en deux dimensions et l'inconvénient principal est qu'il n'est pas précis aux bords. Cependant, étant donné que nous avons déjà retiré les âges inférieurs à 25 ans, nous pouvons tenter d'utiliser ce lissage. De plus, la difficulté dans un lissage en deux dimensions réside dans le fait de lisser les deux dimensions en une fois. En effet, la réalisation d'un lissage selon la première dimension puis selon la seconde donnerait des résultats biaisés car le second lissage détériorerait le premier.

La méthode de lissage par moyenne mobile consiste à reconstruire chaque point en le pondérant avec ses points adjacents. Elle a donc l'avantage de lisser directement selon les deux dimensions. Pour cela, il faut choisir le poids à donner à la valeur initiale du point, le poids à donner à la moyenne des valeurs des points adjacents et définir le nombre de points adjacents à utiliser. Par exemple, pour un poids  $\frac{1}{2}$  au point et  $\frac{1}{2}$  à la moyenne des 8 points adjacents :

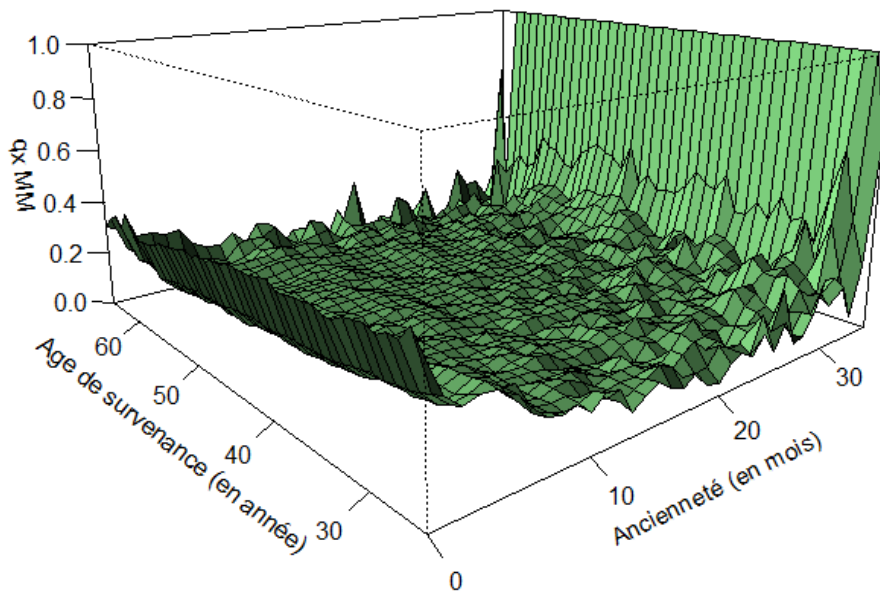
$$Q_{x,t} = \frac{1}{2} \hat{Q}_{x,t} + \frac{1}{16} \sum_{i,j} \hat{Q}_{x_i,t_j}$$

Cette méthode de lissage est utilisée pour lisser les provisions calculées à partir des tables réglementaires BCAC. Nous gardons tout d'abord les valeurs aux bords puisque le lissage des points adjacents devrait permettre d'éviter des pics trop grands.



Graphique 27 : Moyenne mobile (1/2 ; 1/2)

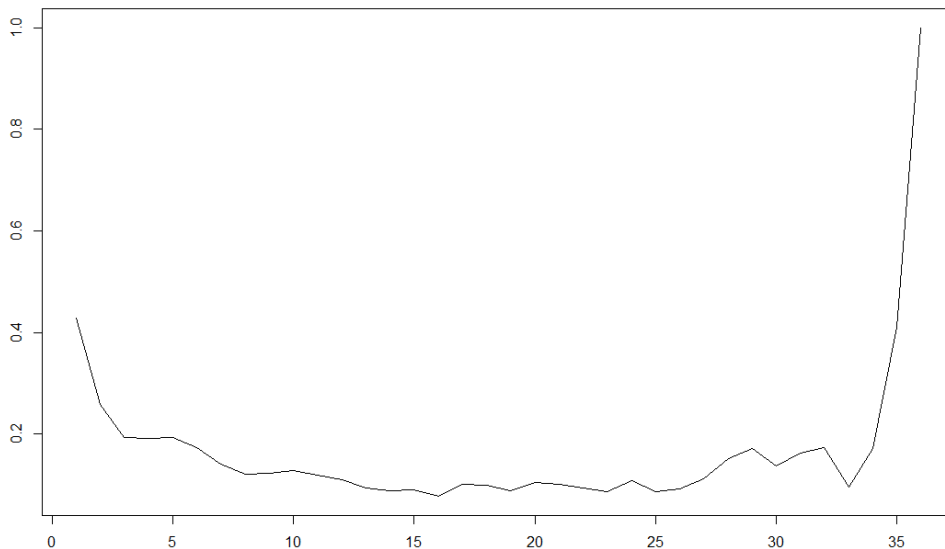
Ce lissage ne donne pas de bons résultats pour les âges 25 et 65. Nous décidons donc d'adapter la formule du lissage aux bords et aux coins<sup>13</sup>.



Graphique 28 : Moyenne mobile (1/2 ; 1/2) avec correction des problèmes aux bords

<sup>13</sup> Pour un point au bord nous utilisons la formule  $Q_{x,t} = \frac{1}{2} \hat{Q}_{x,t} + \frac{1}{10} \sum_{i,j} \hat{Q}_{x_i,t_j}$  car il possède 10 points adjacents et pour un coin  $Q_{x,t} = \frac{1}{2} \hat{Q}_{x,t} + \frac{1}{6} \sum_{i,j} \hat{Q}_{x_i,t_j}$  car il possède 6 points adjacents.

Bien que meilleur, ce lissage ne convainc pas car il reste des irrégularités dans les taux, même médians, qui ne permettent pas à notre table d'être efficiente. Il est possible par exemple de le constater à 40 ans dans le graphique ci-dessous.



Graphique 29 : Taux de sortie lissés par moyenne mobile à 40 ans

Nous avons également tenté d'appliquer un plus fort poids aux points adjacents afin de forcer un lissage plus fort, mais cela n'a pas été assez efficace. Ces lissages se retrouvent en Annexe B.

Nous avons donc décidé d'essayer d'appliquer une autre méthode de lissage sur nos taux bruts de sortie.

## Généralités sur le lissage par Whittaker-Henderson

Le lissage par la méthode de Whittaker-Henderson est non paramétrique et particulièrement adapté pour lisser nos données car il s'étend facilement en deux dimensions. En effet, l'utilisation d'un lissage uni dimensionnel appliqué par âge ne permettrait pas de capter les dépendances entre la durée de maintien et l'âge à la survenance de l'incapacité.

Ce lissage consiste à minimiser la somme du critère de fidélité  $F$  et des critères de régularité  $K_v$  et  $K_h$ , en la pondérant selon l'importance que nous souhaitons donner à chaque critère.

Il s'agit donc de minimiser la fonction suivante :

$$M = (1 - \alpha - \beta)F + \alpha K_v + \beta K_h$$

$$\alpha, \beta \in \mathbb{N}^*$$

## Le critère de fidélité

Le critère de fidélité permet de juger de la proximité entre les taux lissés  $Q$  et les taux bruts obtenus à l'aide de l'estimateur Kaplan Meier  $\hat{Q}$ . Il s'agit de la somme des distances pondérées par le poids  $w_i$  donné à chaque observation, c'est-à-dire un critère des moindres carrés ordinaires pondérés :

$$F = \sum_{x=AgeMin}^{AgeMax} \sum_{t=AncMin}^{AncMax} w_{x,t} (Q_{x,t} - \hat{Q}_{x,t})^2$$

## Les critères de régularité

Le critère de régularité permet quant à lui de juger de la qualité du lissage en étudiant les différences entre le point lissé et ses adjacents. En dimension 2, ce critère se divise donc en deux : le critère de régularité verticale  $K_v$  et le critère de régularité horizontale  $K_h$ . Il s'agit simplement de la somme des opérateurs différences verticaux ou horizontaux. Ainsi :

$$K_v = \sum_{x=AgeMin}^{AgeMax} \sum_{t=AncMin}^{AncMax-z} (\Delta_v^z Q_{x,t})^2$$

Lorsque nous étudions la régularité verticale, l'idée est que l'opérateur différence agit à un âge fixé comme une série selon l'ancienneté, et inversement lorsque nous étudions la régularité horizontale.

## Application du lissage de Whittaker-Henderson

Ainsi, les paramètres variables de ce lissage sont le critère de régularité vertical  $K_v$ , le critère de régularité horizontal  $K_h$  et les pondérations  $\alpha$  et  $\beta$ .

De manière générale, les ordres associés aux critères de régularité sont compris entre 1 et 5. Nous nous limiterons donc dans cet intervalle pour notre minimisation.

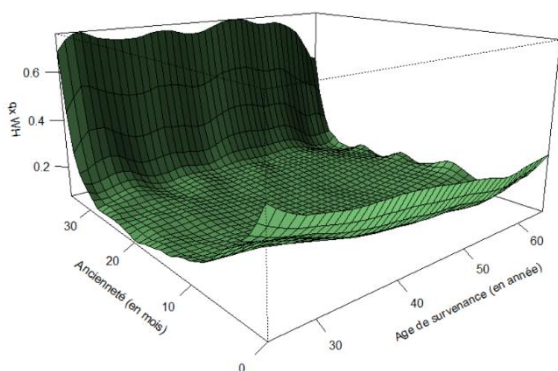
Il nous faut ensuite construire le vecteur de poids permettant de calculer le critère de fidélité. Il existe pour cela deux méthodes : la méthode *a priori* et la méthode *a posteriori*.

### La méthode de construction des poids a priori

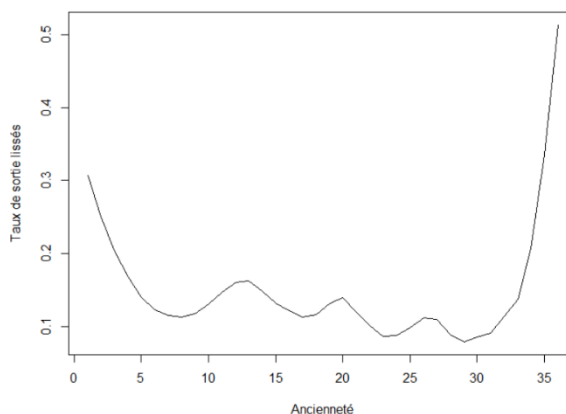
Elle consiste simplement à repérer les estimations qui semblent incohérentes pour leur attribuer un poids nul et à donner un poids égal à 1 à toutes les autres estimations, soit :

$$\begin{cases} w_x = 0 \text{ si } \hat{Q}_x = 0 \text{ ou est incohérent,} \\ w_x = 1 \text{ sinon.} \end{cases}$$

Dans notre situation, comme il n'y a pas de censure car tous les arrêts de travail sont clôturés, nous avons déjà retiré toutes les données incohérentes. De plus, en utilisant le mois comme unité de pas, nous n'obtenons aucun taux de sortie nul. Ainsi le vecteur de poids sera simplement le vecteur unité. L'utilisation de cette méthode a mis en avant des problèmes aux bords. En effet, comme le volume de données est moins fourni pour les âges faibles et les âges élevés, le lissage effectué n'est pas performant à ces âges.



Graphique 30 : Taux de sortie lissés par la méthode de Whittaker-Henderson avec un vecteur de poids construit a priori



Graphique 31 : Observation des irrégularités dans les taux de sortie à 65 ans

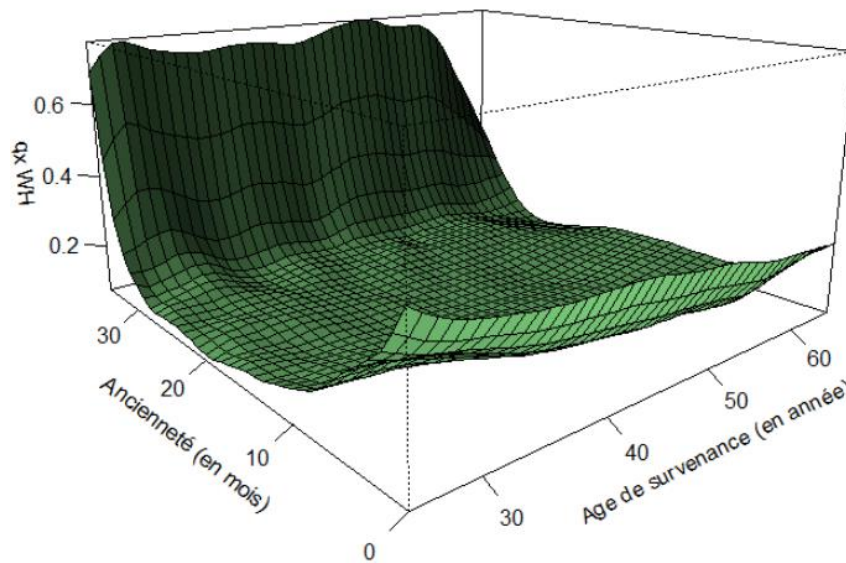
### La méthode de construction des poids a posteriori

Nous avons donc préféré utiliser la méthode a posteriori. Nous définissons alors les poids pour chaque âge comme :

$$w_x = \frac{N_x}{\bar{N}},$$

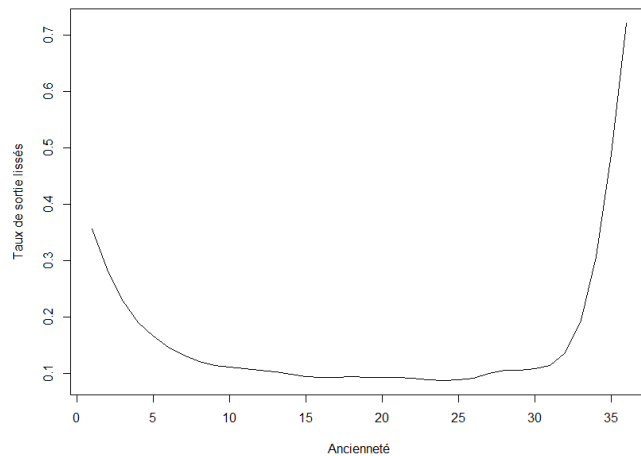
où  $N_x$  est l'effectif observé initialement pour l'âge  $x$  et  $\bar{N} = \frac{\sum_{x=1}^n N_x}{n}$  est l'effectif moyen tout âge confondu.

Finalement, nous obtenons le lissage suivant, qui permet de diminuer les effets aux bords par rapport au lissage précédent, notamment pour les âges élevés :

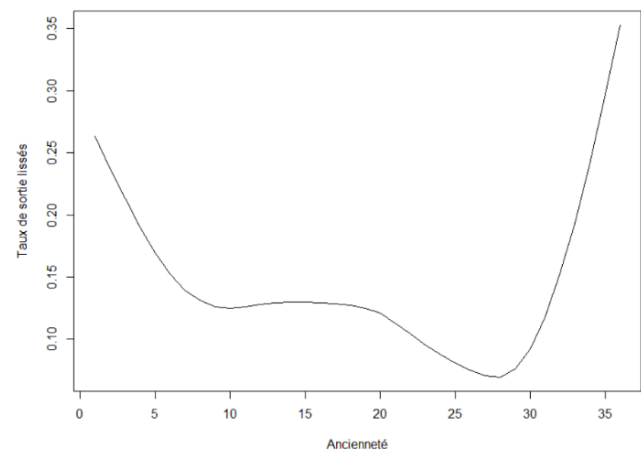


Graphique 32 : Taux de sortie lissés par la méthode de Whittaker-Henderson avec un vecteur de poids construit a posteriori

Graphique 33 : Observation des taux à 40 ans



Graphique 34 : Observation des taux à 65 ans



Nous constatons que ce lissage est efficace pour les âges médians ainsi que pour les âges élevés.



Nous retrouvons la forme « classique » du maintien en incapacité :

- Les taux de sorties sont élevés au début : il s'agit de tous les arrêts courts qui sont très nombreux
- Les taux décroissent lentement pendant les premiers mois jusqu'à stagner : il s'agit d'une durée de maintien à partir de laquelle les arrêts qui sont encore maintenus sont liés à des maladies ou des accidents graves.
- Vers la fin de la durée maximale en incapacité, les taux augmentent à nouveau : les personnes sont déclarées en invalidité ou sont contraintes de retourner travailler car elles ne peuvent pas prolonger leur arrêt de travail plus longtemps.

## Validation du lissage

Nous avons décidé de choisir le lissage effectué avec la méthode de Whittaker-Henderson a posteriori. Nous allons maintenant vérifier la fiabilité de ce lissage en utilisant l'erreur quadratique ainsi qu'en appliquant un test du Khi deux sur nos résultats.

### Utilisation de l'erreur quadratique moyenne

Nous avons analysé les erreurs quadratiques de différents lissages effectués avec la méthode de Whittaker-Henderson et selon différents paramètres. Nous avons conservé les paramètres d'ordre du lissage minimisant cette erreur, mais nous avons modifié les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  afin de diminuer la fidélité. En effet, le lissage obtenu était trop proche des taux bruts et insuffisamment lissé pour la suite de notre travail.

Rappelons la formule de l'erreur quadratique moyenne :

$$MSE(\hat{Q}_{x,t}) = \mathbb{E} \left[ (\hat{Q}_{x,t} - Q_{x,t})^2 \right]$$

$$= \frac{1}{(AncMax - AncMin)} * \frac{1}{(AgeMax - AgeMin)} * \sum_{t=AncMin}^{AncMax} \sum_{x=AgeMin}^{AgeMax} (\hat{Q}_{x,t} - Q_{x,t})^2$$

Ainsi, un lissage minimisant l'erreur quadratique est un lissage se rapprochant le plus possible des taux bruts, ce qui signifie qu'il laisse apparaître des irrégularités dans les taux qui ne permettent pas d'exploiter correctement les résultats pour construire une table de maintien.

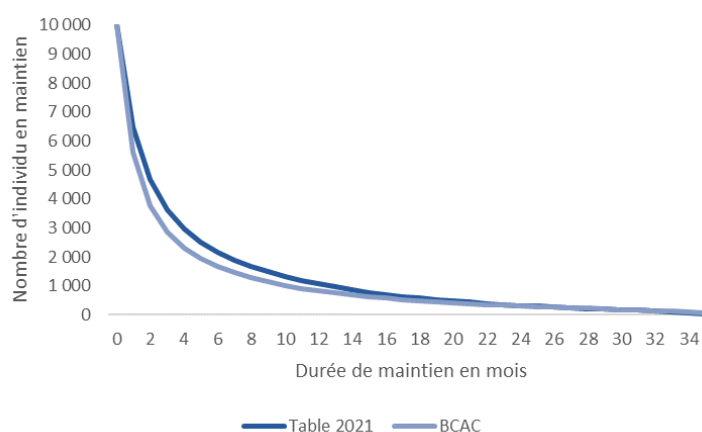
Le meilleur lissage que nous puissions obtenir au sens de l'erreur quadratique donnait une erreur quadratique de 0,001283. Cependant, un compromis a donc été nécessaire. Nous avons sélectionné un lissage avec une erreur quadratique de 0,00788. Ce lissage permet de faire disparaître les pics parmi les taux tout en conservant une erreur quadratique acceptable.

## Construction de la table de maintien en nombre

La dernière étape consiste donc à construire la table en nombre en partant d'une population initiale de 10 000 individus. Chaque mois, pour un âge donné, nous avons un taux de sortie lissé à appliquer pour déterminer le nombre d'assurés présents en incapacité le mois suivant :

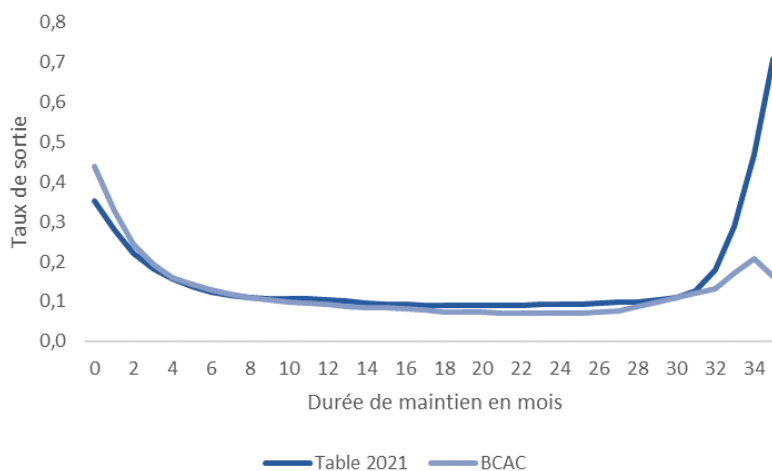
$$N_{x,t+1} = N_{x,t} - N_{x,t} * Q_{x,t} = N_{x,t} * (1 - Q_{x,t})$$

où  $N_{x,t}$  est le nombre d'assurés entrés en incapacité à l'âge  $x$  et présents à l'ancienneté  $t$ .



Graphique 35 : Maintien prédit en nombre des individus entrés en incapacité à 42 ans (âge moyen de notre portefeuille)

Une rapide étude de la table ainsi construite a mis en avant un problème. En comparant nos résultats avec la table réglementaire du BCAC, nous avons remarqué que nos prédictions de maintien lui sont supérieures. Or, la table du BCAC est une table qui a pour vocation d'être prudente.



Graphique 36 : Taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 42 ans

En réalité, l'analyse en taux nous permet de comprendre l'origine du problème : nos taux de sortie pour les arrêts de travail courts sont trop faibles. Ainsi, nous maintenons trop d'individu en incapacité dès l'origine et cela se répercute sur toute la table. L'origine de ce problème réside dans la présence de franchise dans nos contrats. En effet, notre étude est basée sur une table d'indemnisation, puisque notre table ne comprend que les sinistres pour lesquels nous avons versé une prestation.

Ainsi, si un assuré attrape la grippe et est arrêté pendant une semaine par son médecin, mais que son contrat prévoit une franchise d'un mois, nous n'aurons pas connaissance de ce sinistre et il n'entrera donc pas en compte dans le calcul de nos taux de sortie. En revanche, la table du BCAC, elle, le prendra bien en compte. Ainsi, les taux de sortie que nous avons obtenus sont décorrélés de la réalité pour les arrêts de travail de courte durée et sous-estiment les sorties réelles.

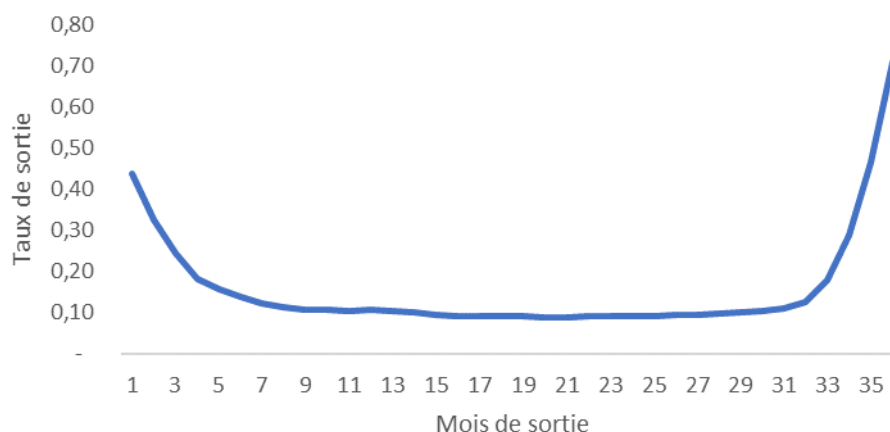
Or, ce point est essentiel dans la construction de notre loi de maintien car 74 % de nos sinistres ont une durée inférieure ou égale à trois mois. Nous avons donc cherché la meilleure solution afin de corriger ce sur-provisionnement.

## Raccordement de notre table avec la table BCAC sur les premiers mois

Ainsi, nous avons décidé de proposer deux approches pour pallier ce problème. L'idée est de modifier les taux de sorties pour les trois premiers mois puisque nous avons constaté un fort biais dans nos données du fait des franchises. Cela permettra de corriger la sous-estimation des taux de sorties des premiers mois. Notre approche consiste à faire entrer en jeu les taux de sortie de la table réglementaire dans la construction des taux de sortie des trois premiers mois, afin de corriger la sous-estimation du nombre de sorties.

### Approche 1 : BCAC pour les 3 premiers mois

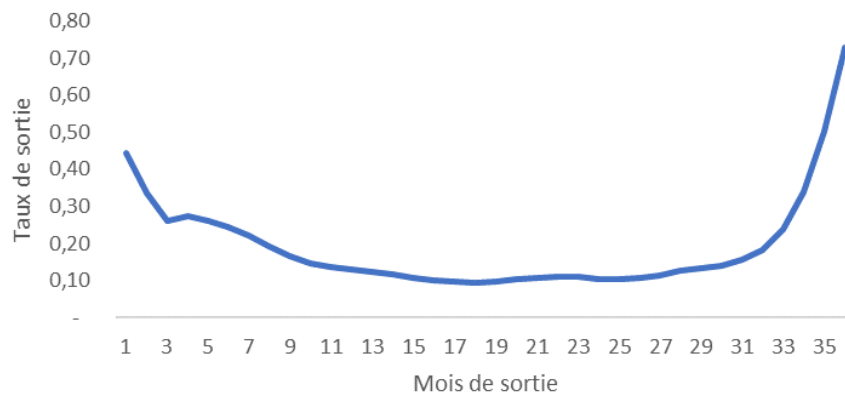
La première approche consiste simplement à utiliser les taux de sorties de la table réglementaire sur les 3 premiers mois puis d'utiliser nos taux calculés par rapport à notre risque. L'inconvénient de cette méthode est que les taux ne seront plus lissés dans la globalité et nous constaterons un saut dans les taux de sortie entre 3 et 4 mois.



Graphique 37 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 42 ans

Nous observerons tout d'abord les taux à 42 ans par souci de simplicité et de clarté car il s'agit de l'âge moyen de notre portefeuille d'assurés sinistrés. Cependant, nous pourrions retrouver en Annexe C les graphiques pour d'autres âges pour compléter la démarche.

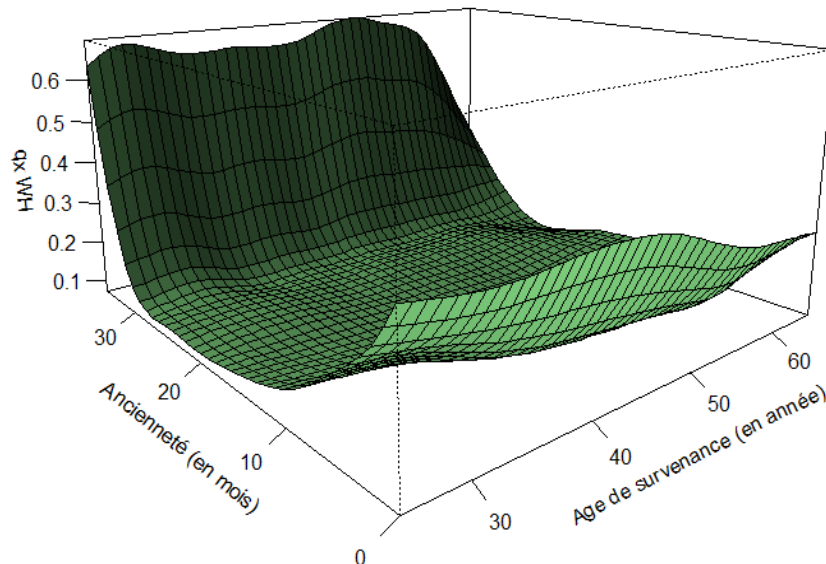
La méthode semble de premier abord être perspicace. Toutefois, une analyse plus fine nous montre qu'aux âges inférieurs à 32 ans, nous observons bien un saut de passage entre les taux BCAC et nos taux lissés.



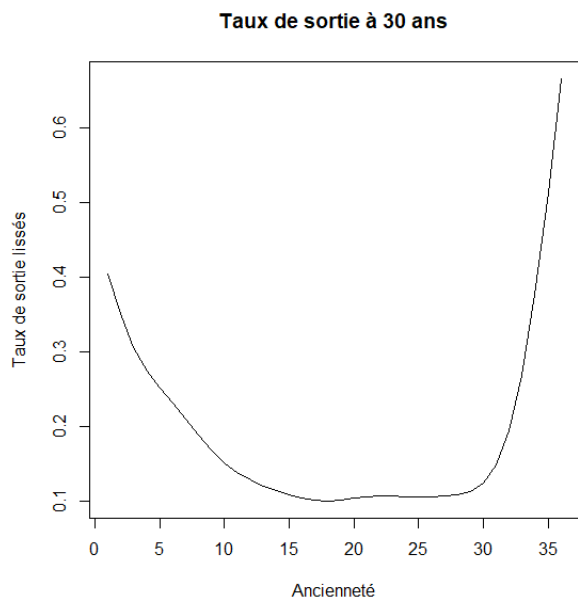
Graphique 38 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 30 ans

De plus, cette méthode reste trop prudente et donc trop éloignée de notre risque réel. En effet, comme 73 % de nos sinistres dure moins de 4 mois, utiliser simplement les taux de la table réglementaire, très prudente, induirait un impact à la hausse de notre maintien sur toute la table. Nous nous retrouverions alors avec une table qui resterait trop prudente dans sa globalité par rapport à notre risque réel et nous n'aurions en rien résolu notre problème initial.

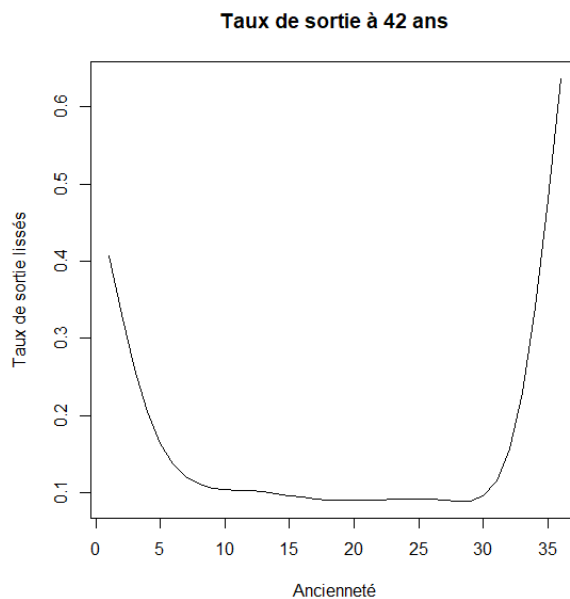
Ainsi, une seconde possibilité serait de raccorder les taux de sortie de la table BCAC ainsi que nos taux bruts estimés par Kaplan-Meier puis d'effectuer le lissage de Whittaker-Henderson sur les taux ainsi construits. L'inconvénient de cette méthode est qu'elle implique un lissage sur les taux BCAC qui sont déjà lissés. Il est donc possible que ce double lissage tire les taux BCAC vers le bas. Cela pourrait permettre de corriger correctement notre problème initial de sous-estimation sans pour autant donner une table trop éloignée du risque réel et trop prudente.



Graphique 39 : Raccordement des taux BCAC et des taux bruts puis lissage



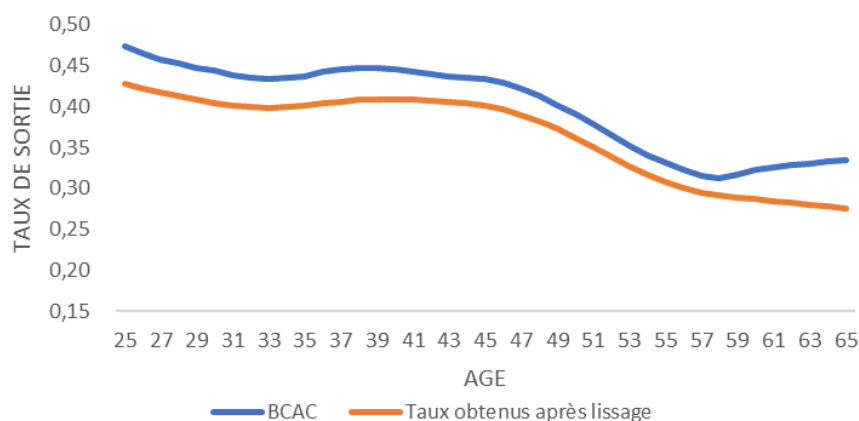
Graphique 40 : Taux de sortie à 30 ans



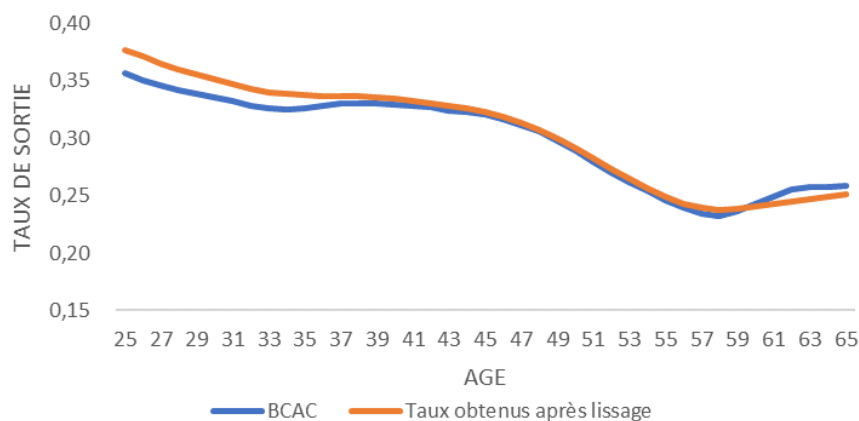
Graphique 41 : Taux de sortie à 42 ans

Nous constatons que cette approche a bien fait disparaître le saut pour les âges faibles mais ne semble pas avoir fait diminuer significativement les taux de sortie entre 0 et 3 mois pour les âges médians et élevés. En effet, en moyenne le lissage a diminué les taux de sortie sur les 3 premiers mois de 0,002 seulement.

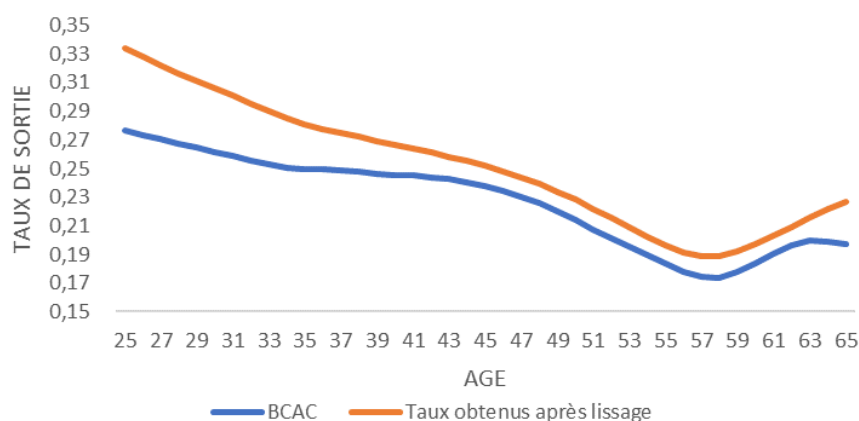
Nous avons comparé mois par mois sur les trois premiers mois les taux obtenus après lissage aux taux BCAC.



Graphique 42 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au premier mois



Graphique 43 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au deuxième mois



Graphique 44 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au troisième mois

Mois de sortie	Différence moyenne
1 <sup>er</sup> mois	- 0,04
2 <sup>ème</sup> mois	+ 0,01
3 <sup>ème</sup> mois	+ 0,02

Tableau 11 : Ecart moyen entre les anciens et les nouveaux taux

L'impact du lissage se constate surtout sur le premier mois de sortie. Ainsi, sur le premier mois, la différence moyenne de taux est de 0,04 à la baisse. C'est finalement le seul mois où une baisse moyenne des taux est constatée.

En revanche, les taux des mois 2 et 3 restent quasiment inchangés par rapport à ceux BCAC. Ces taux sont en fait toujours décorrélés de la réalité de notre risque en étant trop prudents.

Nous pouvons donc déduire que cette méthode a corrigé de façon correcte la sous-estimation des taux de sortie pour le second et le troisième mois mais pas pour le premier mois de maintien.

## Approche 2 : Transformation des taux de sortie des premiers mois à l'aide d'une méthode innovante

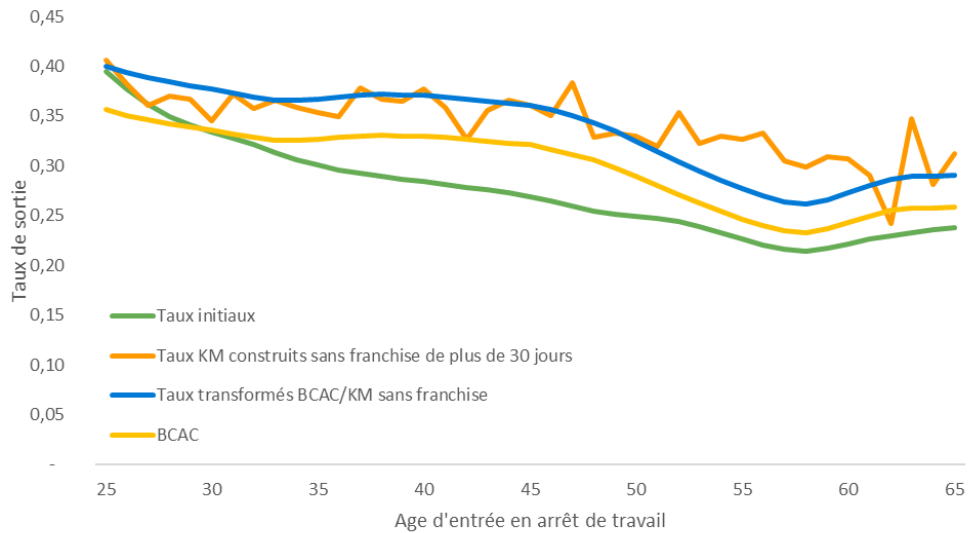
Cette deuxième idée consiste à construire les taux de la façon suivante :

- Nous savons que l'entrée en incapacité des assurés pour des arrêts courts subit un fort phénomène d'antisélection. Toutes choses égales par ailleurs, un assuré ayant attrapé une grippe aura plus tendance à s'arrêter s'il est couvert dès le 2<sup>ème</sup> jour d'arrêt qu'un assuré n'étant couvert qu'à partir de 5 jours d'incapacité. Il est donc important de gérer ce phénomène d'antisélection prudemment, c'est pourquoi nous avons décidé d'utiliser les taux de sortie d'incapacité du BCAC pour le premier mois.
- Puis, nous avons utilisé l'estimateur de Kaplan Meier pour construire les taux de sortie des mois 2 et 3. Cependant, nous l'avons cette fois-ci appliqué sur une base de sinistre différente : nous avons fait le choix de retirer de nos données les arrêts dont la franchise a une durée supérieure à 30 jours. Cela nous permet d'obtenir une base « complète » au 30<sup>ème</sup> jour. En effet, dans cette nouvelle base, tous les sinistres seront connus au 30<sup>ème</sup> jour, ce qui évitera une sous-estimation des sorties. Notre nouvelle base de données contient 99 248 sinistres, soit 77 % des données de notre base totale. Cela implique cependant d'émettre l'hypothèse forte qu'au-delà de 30 jours d'arrêts, la durée de maintien du sinistre n'est plus dépendante de la durée de la franchise. Ainsi, en restreignant notre base, nous représentons correctement le comportement de sortie des assurés pour les mois 2 et 3. Cette hypothèse semble cohérente puisqu'un arrêt de travail dont la durée dépasse 30 jours est généralement la cause d'une maladie ou d'un accident dont la gravité n'est pas à démontrer. Ainsi, la durée de ces sinistres n'est pas influencée par la couverture de l'assuré mais bien par la nature du sinistre en lui-même. Considérons par exemple un assuré sinistré depuis 45 jours. Il ne subit plus de phénomène d'antisélection et sa durée restante de maintien en incapacité sera la même, que sa franchise ait été de 3 jours ou de 40 jours.
- Enfin, nous utiliserons les taux que nous avons calculés dans la partie précédente pour les mois suivants. En effet, nous ne rencontrons plus de problème de franchise pour ces mois-là puisque les sinistres dont la franchise dépasse 90 jours ne représentent que 14 % de notre base de données et n'influencent donc pas significativement nos résultats.

Nous risquons à nouveau de retrouver un problème dans le raccordement des taux. Cependant, l'utilisation de nos nouveaux taux s'effectue telle une pondération sur BCAC, cela nous permet d'en conserver la forme et donc de corriger le problème de raccordement des taux.

Nous pouvons analyser mois par mois les différents taux de sortie construits et ainsi déterminer si cette approche est pertinente et nous convainc.





Graphique 45 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 1<sup>er</sup> mois

Nous observons bien :

- Nos taux de sortie initiaux trop faibles en vert,
- Les nouveaux taux bruts estimés par la méthode de Kaplan Meier en orange,
- Les taux de sortie de la table réglementaire en jaune,
- Et les nouveaux taux de sortie reprenant la forme de BCAC et transformés à l'aide de nos nouveaux taux bruts en bleu.

Ces derniers taux ont été construit selon la formule :

$$Q_{x,t}^{transformé} = \left( 1 + 0,9 * \left( \frac{Coefficient\ KM_t}{Coefficient\ BCAC_t} \right) \right) * Q_{x,t}^{BCAC}$$

$$\text{où } Coefficient\ KM_t = \sum_{i=AgeMin}^{AgeMax} Q_{i,t}^{KM} * w_i \text{ avec } w_i \text{ le poids accordé pour l'âge } i$$

Les poids sont construits en fonction de la pondération par âge. Ils prennent donc en compte le volume de données de l'âge  $i$  en fonction du volume total de données. Cela permet de moduler l'importance donnée au taux de sortie de l'âge  $i$  dans le calcul du taux de sortie global.

Par symétrie,

$$Coefficient\ BCAC_t = \sum_{i=AgeMin}^{AgeMax} Q_{i,t}^{BCAC} * w_i$$

Voici le tableau des coefficients que nous obtenons :

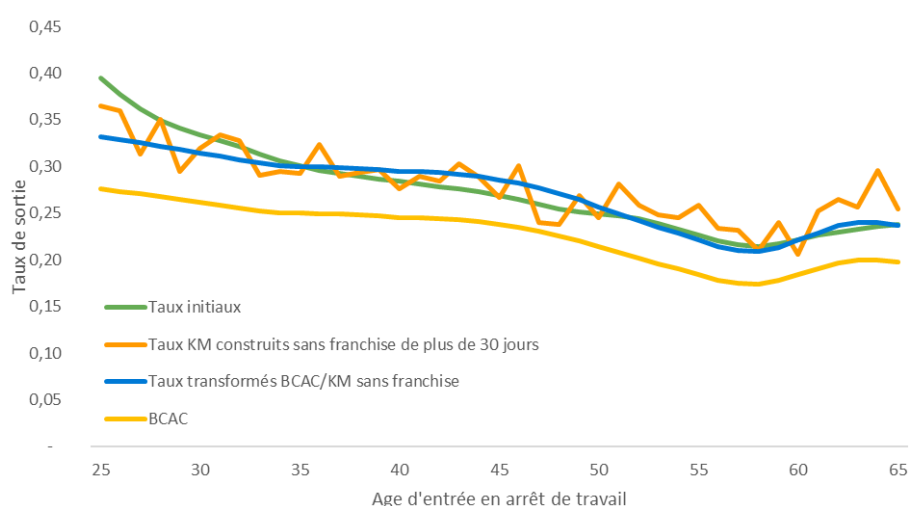
Coefficient	Taux de sortie	Taux de sortie	Taux de sortie
	pour t = 1 à 2 mois	pour t = 2 à 3 mois	pour t = 3 à 4 mois
KM sans franchise de + de 30 j	0,35	0,28	0,22
BCAC	0,31	0,23	0,18

Tableau 12 : Valeur des coefficients servant à la construction des nouveaux taux

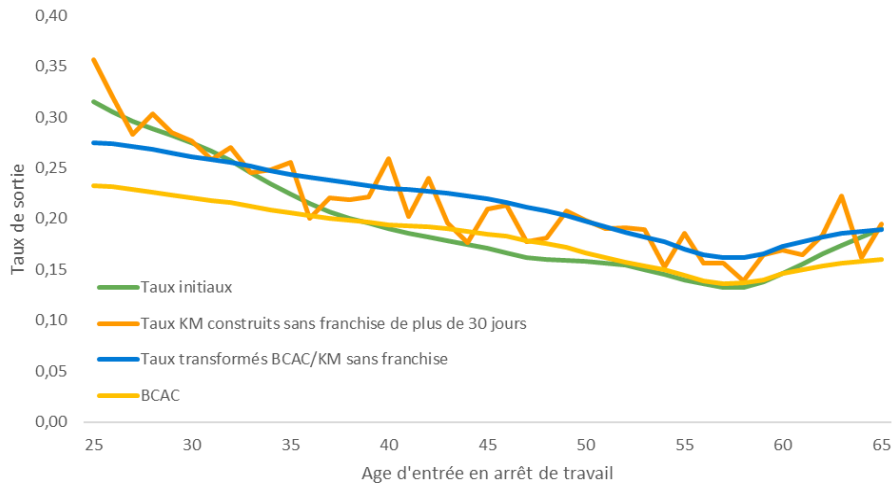
Le coefficient 0,9 dans la formule des  $Q_{x,t}^{transformé}$  est un coefficient de prudence. Il a été choisi afin de conserver 10 % de marge. En effet, nous avons émis l'hypothèse que la sortie des sinistres entre 1 mois et 4 mois de maintien est indépendante de la durée de la franchise puisque nous n'avons pas pris en compte les sinistres possédant une franchise longue de plus de 30 jours pour construire nos taux estimés par Kaplan Meier. Bien que la pertinence et l'impact de cette hypothèse puissent être évalués précisément lors d'une prochaine étude au sein d'Allianz sur les tables DSN, nous ne pouvons pas aujourd'hui affirmer avec certitude la valeur de notre hypothèse. En effet, rien ne nous prouve que le comportement de sortie d'un assuré s'étant déjà maintenu 45 jours en incapacité après une franchise de 40 jours soit similaire à celui d'un assuré possédant une franchise de 3 jours. Ainsi, le choix de cette marge permet à notre table de rester prudente.

Notons toutefois que nous étudierons la précision de notre hypothèse dans un prochain paragraphe intitulé « Etude du lien entre la durée de l'arrêt et la durée de la franchise ».

Nous avons ensuite effectué le même procédé pour les taux entre le 2<sup>ème</sup> et le 3<sup>ème</sup> mois.



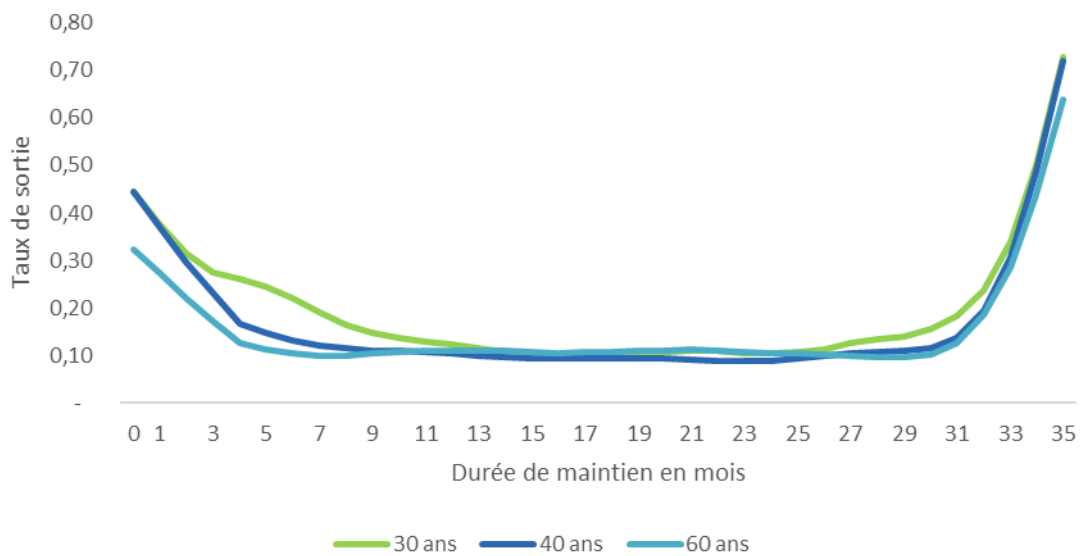
Graphique 46 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 2<sup>ème</sup> mois



Graphique 47 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 3<sup>ème</sup> mois

Après avoir constaté que nous n'avions toujours pas totalement résolu la sous-estimation des sorties en début d'arrêt et dans l'objectif de rester toujours au plus proche de notre risque, nous avons décidé d'appliquer également ce procédé pour les taux de sortie au 4<sup>ème</sup> mois.

Voici les taux de sorties finaux obtenus à 30, 40 et 60 ans :

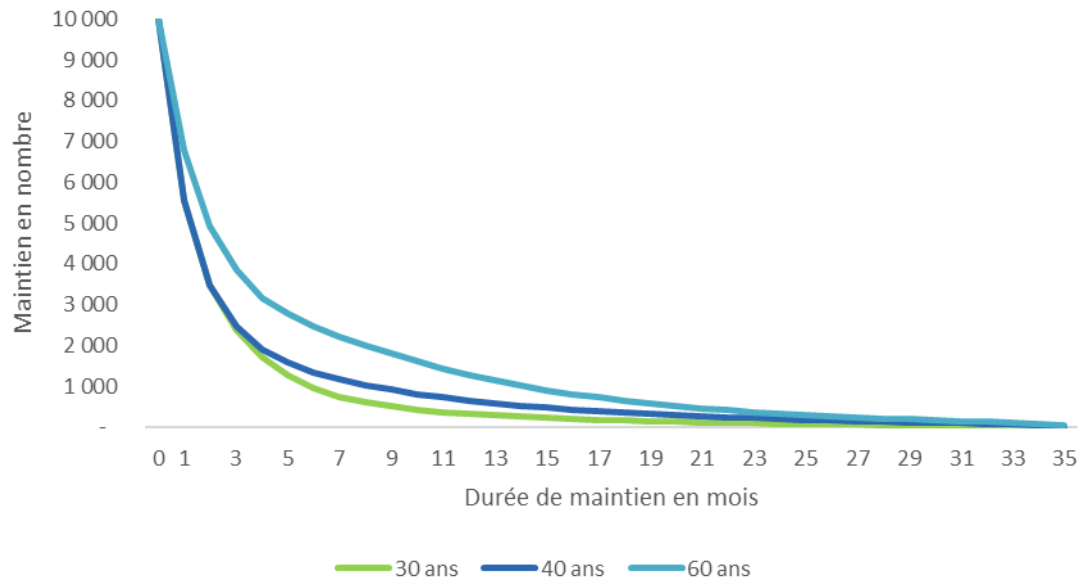


Graphique 48 : Taux de sortie selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité

Nous retrouverons également les taux de sorties à 25, 50 et 65 ans en Annexe D.

Nous observons une légère trace du raccordement mais rien de significatif.

Nous pouvons ensuite tracer la loi de maintien selon différents âges. Nous retrouverons également ce graphique pour les âges 25, 50 et 65 en Annexe D.



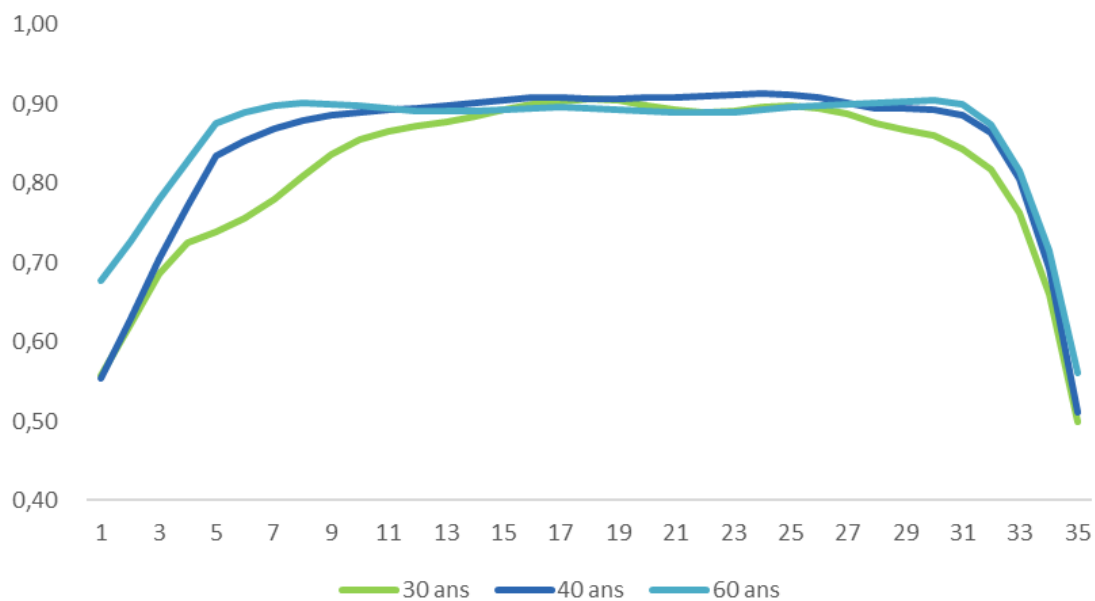
Graphique 49 : Maintien en nombre selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité

Une dernière observation pouvait être effectuée sur notre table. Nous avons donc construit les taux de maintien conditionnel  $p_{x,t}$ . Ces taux représentent la probabilité pour un assuré entré en incapacité à l'âge  $x$  et s'étant déjà maintenu  $t$  mois d'être encore en incapacité le mois suivant.

Ils sont construits selon la formule :

$$p_{x,t} = \frac{N_{x,t+1}}{N_{x,t}}$$

où  $N_{x,t}$  est le nombre d'assurés entrés en incapacité à l'âge  $x$  et présents à l'ancienneté  $t$



Graphique 50 : Taux de maintien conditionnels

Nous trouverons ce même graphique pour les âges 25, 50 et 65 en Annexe E.

Nous pouvons distinguer trois phases dans le graphique :

- La première consiste en une forte **croissance** du risque. En effet, durant les premiers mois de l'incapacité, nous constatons que la probabilité d'être encore en incapacité le mois suivant est assez faible mais croît fortement avec le maintien. Ainsi, un assuré entré en incapacité à 40 ans et s'étant arrêté pendant 1 mois n'aura que 55 % de chance d'être encore en arrêt le mois suivant. En revanche, si son arrêt s'est déjà étendu sur 4 mois, cette probabilité aura augmenté de 22 %.
- La deuxième phase consiste en une **stabilisation** du risque. Nous observons sur le tableau brut des taux, visible en Annexe E, que le risque est globalement stabilisé à partir de 4 mois d'arrêts pour les âges inférieurs à 30 ans et à partir de 5 mois d'arrêts pour les âges supérieurs à 30 ans.
- La dernière phase consiste en une forte **diminution** du risque. Il s'agit en partie d'un changement dans le risque. Par exemple, pour les sinistres dont l'âge de survenance est 40 ans et dont la durée est supérieure à 32 mois, 10 des 15 sorties dont le motif est connu sont dues à un passage en invalidité. En effet, après une longue durée de maintien en arrêt, la plupart des sinistres passent en invalidité. Ainsi, au-delà de 32 mois de maintien, 49 % des sorties connues sont en réalité un passage en invalidité.

## Etude du lien entre la durée de l'arrêt et la durée de la franchise

### Test du Khi deux

Nous allons commencer par tester l'indépendance des variables *durée de l'incapacité en jours* et *durée de la franchise en jours* à l'aide d'un test de Khi deux. Nous nous plaçons sur la base que nous avons utilisée pour la construction des taux bruts estimés par Kaplan Meier, nous retirons donc les sinistres d'assurés âgés de moins de 25 ans à l'entrée en incapacité. Nous retirons ensuite les sinistres dont la durée est inférieure à 365 jours, car nos franchises ont une durée maximale de 365 jours, et cela nous permet d'éviter la présence d'un biais dans notre test et de pouvoir s'intéresser uniquement au lien entre la durée de la franchise et la durée de l'arrêt de travail.

Nous avons procédé comme dans la partie « Test du khi deux » et construit des classes pour chaque variable comme suit :

Durée de la franchise	Classe de la franchise
0 – 30 jours	1
31 – 90 jours	2
91 – 365 jours	3

Tableau 13 : Classe de franchise pour le test du Khi deux

Durée de l'incapacité	Classe de la durée de l'incapacité
366 – 730 jours	1
731 – 1095 jours	2

Tableau 14 : Classe de durée pour le test du Khi deux

#### Pearson's Chi-squared test

```
data: mytable  
X-squared = 10.032, df = 2, p-value = 0.00663
```

Figure 2 : Résultat du test de Khi deux sur R

La p-value obtenue est inférieure à 5 %, notre test est donc fiable à 95 %. Ici, nous obtenons une statistique de test égale à 10,032, notre degré de liberté vaut  $(3 - 1)(2 - 1) = 2$ . Ainsi, la valeur seuil lue dans la table de Khi deux pour  $\alpha = 0,95$  vaut 0,10. Comme  $10,032 > 0,10$ , nous rejetons l'hypothèse  $H_0$  d'indépendance et nos variables sont dépendantes selon le test de Khi deux.

L'inconvénient du test du Khi deux est qu'il détecte les liaisons, même faibles, entre deux variables mais qu'il ne permet pas de les quantifier.

### Le coefficient de Cramer

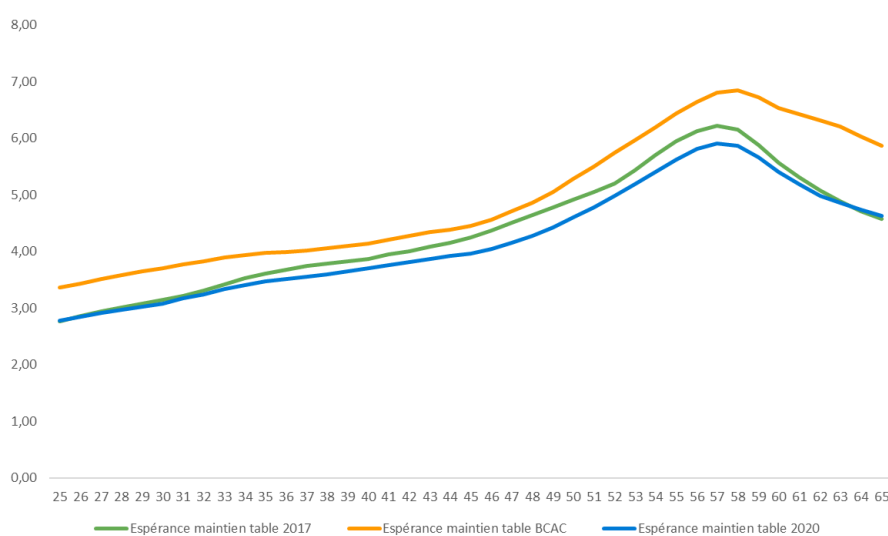
Il est donc intéressant de calculer le coefficient de Cramer car ce dernier nous permet de mesurer l'importance du lien entre deux variables.

Nous pouvons l'utiliser dans ce cas-ci car nous avons construit des classes et nous disposons ainsi bien de deux variables qualitatives. Nous obtenons un coefficient de Cramer égal à 0,028. Nous pouvons donc déduire que la durée de l'incapacité est peu dépendante de la durée de la franchise.

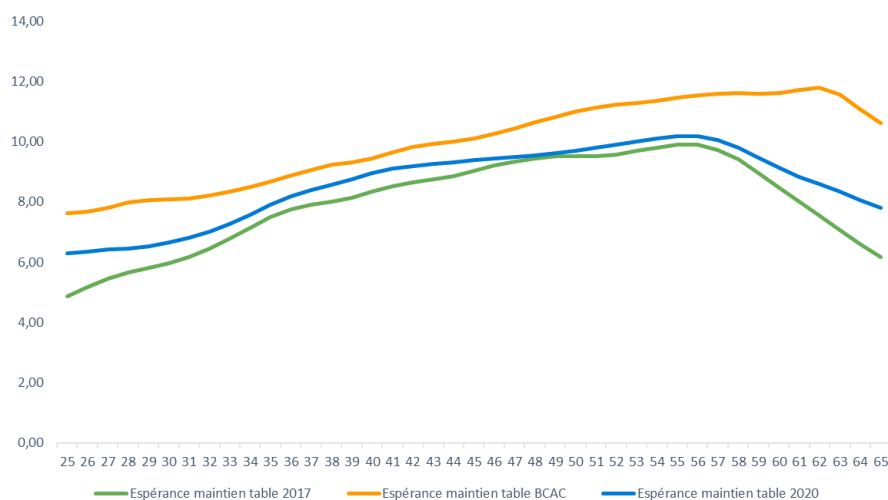
## Comparaison des tables construites avec la table BCAC et la table de 2017 en espérance de maintien

L'objectif de notre travail est de construire une nouvelle table de maintien en incapacité afin de remplacer l'ancienne table certifiée d'Allianz. Cette table n'est en effet plus adaptée car nous avons constaté un problème de provisionnement pour les arrêts longs déjà en cours lorsque la durée de maintien écoulee dépasse un an. Il nous a donc semblé pertinent d'utiliser cette ancienne table que nous connaissons bien comme repère pour valider notre travail.

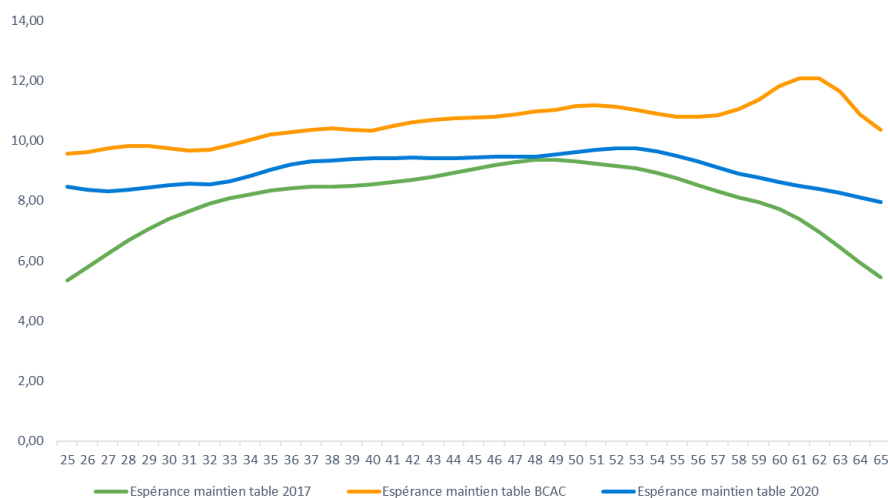
Afin d'effectuer une première validation à vue, nous avons tracé les espérances de maintien à différentes durées de maintien pour notre table, la table BCAC ainsi que l'ancienne table certifiée d'Allianz construite en 2017. Nous trouverons plus de détails en Annexe F.



Graphique 51 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à t = 0



Graphique 52 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à t = 6 mois



Graphique 53 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à  $t = 12$  mois

Nous savons que la table réglementaire est prudente. La table calculée en 2017 est quant à elle

- Prudente lorsque nous nous plaçons à un temps inférieur à 3 mois de maintien, puisqu'elle reprend exactement les taux de sortie du BCAC pour les trois premiers mois
- Et insuffisamment prudente au-delà.

Notre nouvelle table, tracée en bleu, nous semble donc tout à fait pertinente pour approcher notre risque au plus près. Elle semble corriger l'erreur de provisionnement dans le temps de la table de 2017 sans pour autant être aussi prudente que la table BCAC.



## Validation du modèle

Nous allons à présent utiliser deux tests théoriques afin d'évaluer la qualité de notre table. L'idée est de valider la pertinence de nos prévisions en les appliquant à des dates passées dans le but de les comparer avec les sinistres véritablement observés.

### Backtesting 1 : évaluation à chaque 31/12/n entre 2017 et 2019

Le premier test que nous allons effectuer consiste à se placer à la date d'inventaire sur trois années différentes : 2017, 2018 et 2019. Nous prenons alors en compte tous les sinistres en cours à chacune de ces dates. Puis nous observerons, selon l'âge à l'entrée en incapacité de l'assuré et l'ancienneté connue au 31/12/n, l'espérance de maintien pour chaque sinistre prédite par notre nouvelle loi, par l'ancienne loi d'Allianz ainsi que par la loi du BCAC.

2017		2018		2019	
<b>Boni/Mali</b>		<b>Boni/Mali</b>		<b>Boni/Mali</b>	
Nombre de boni	6 424	Nombre de boni	6 619	Nombre de boni	7 664
Nombre de mali	4 682	Nombre de mali	4 754	Nombre de mali	6 302
<b>Prestations</b>		<b>Prestations</b>		<b>Prestations</b>	
Somme 2017	47 542 554 €	Somme 2017	48 479 948 €	Somme 2017	64 521 742 €
Somme 2021	48 264 957 €	Somme 2021	49 441 750 €	Somme 2021	65 677 420 €
Somme BCAC	52 458 465 €	Somme BCAC	53 839 519 €	Somme BCAC	71 371 806 €
Somme réel	45 983 767 €	Somme réel	46 889 079 €	Somme réel	63 963 708 €
<b>Résultat 2017</b>		<b>Résultat 2018</b>		<b>Résultat 2019</b>	
Modèle 2017	1 558 787 €	Modèle 2017	1 590 869 €	Modèle 2017	558 034 €
Modèle 2021	2 281 190 €	Modèle 2021	2 552 671 €	Modèle 2021	1 713 712 €
BCAC	6 474 698 €	BCAC	6 950 440 €	BCAC	7 408 098 €

Tableau 15 : Résultats obtenus pour le premier Backtesting

Les résultats obtenus confirment que notre table prédit correctement les sinistres, tout en restant suffisamment prudente. La durée moyenne des sinistres étudiés étant de 7 mois et l'erreur de provisionnement de notre table construite en 2017 étant aux environs de 6 mois, il est naturel de ne pas observer de résultat négatif dans cette étude. En effet, le sur-provisionnement effectué pour les sinistres courts compense le sous-provisionnement évalué pour les sinistres longs.

## Backtesting 2 : évaluation sur tous les sinistres clôturés de 2012 à 2020<sup>14</sup>

Comme deuxième test, nous allons observer tous les sinistres clôturés entre 2012 et 2020 et estimer pour chacun selon notre loi de maintien sa durée probable. Nous estimerons ensuite de la même façon sa durée probable selon la loi du BCAC ainsi que selon la loi construite par Allianz en 2017. Nous pourrons ainsi comparer nos résultats à la réalité.

Nous effectuerons ce test en observant tous les sinistres clôturés à 0 mois, à 3 mois, à 6 mois, à 9 mois, à 12 mois, à 18 mois ainsi qu'à 24 mois.

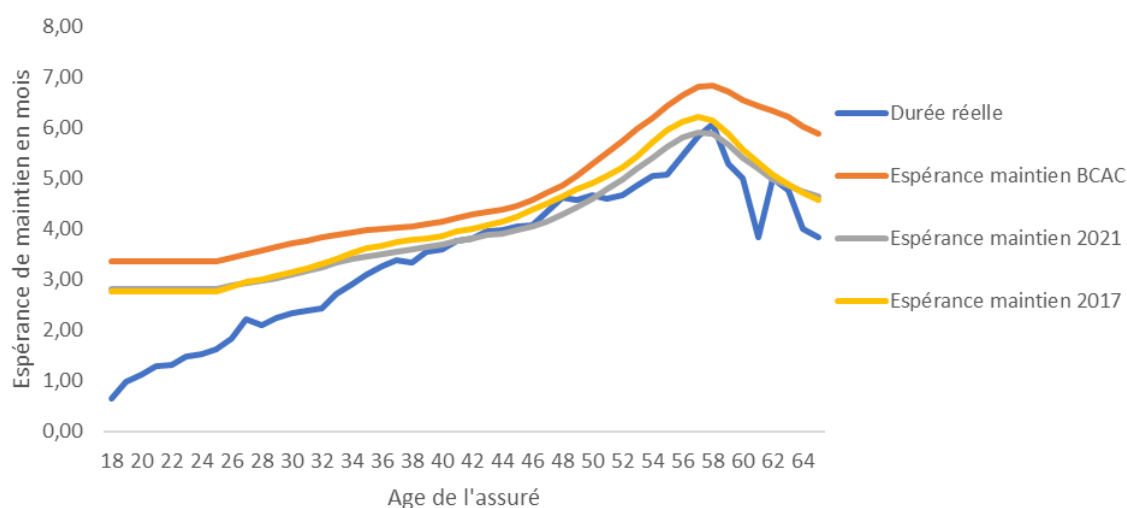
Voici le volume de données observées dans chaque cas :

Date d'observation (en mois)	t = 0	t = 3	t = 6	t = 9	t = 12	t = 18	t = 24
Volume de données	148 172	53 174	29 409	20 304	14 365	8 010	4 301

Tableau 16 : Nombre d'arrêts selon la durée d'arrêt observée

### Analyse en espérance de maintien

Comme nous ne disposons que de l'indemnisation totale de l'assuré, nous préférons faire la comparaison en espérance de maintien plutôt qu'en prestation afin d'éviter les biais induits par le recalcul de l'indemnisation mensuelle en prenant en compte la non-indemnisation durant la franchise.

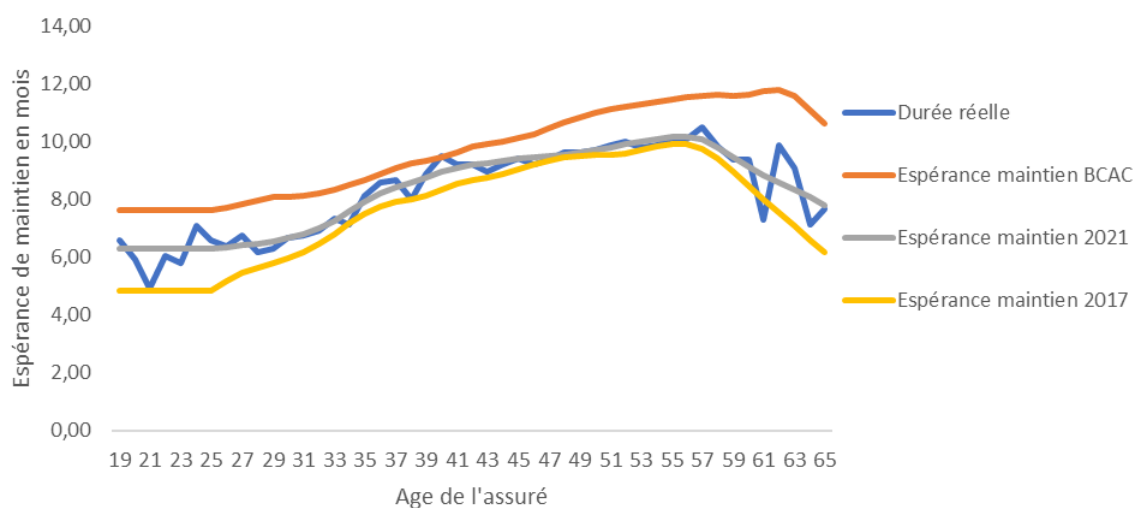


Graphique 54 : Espérance de maintien en mois à t = 0

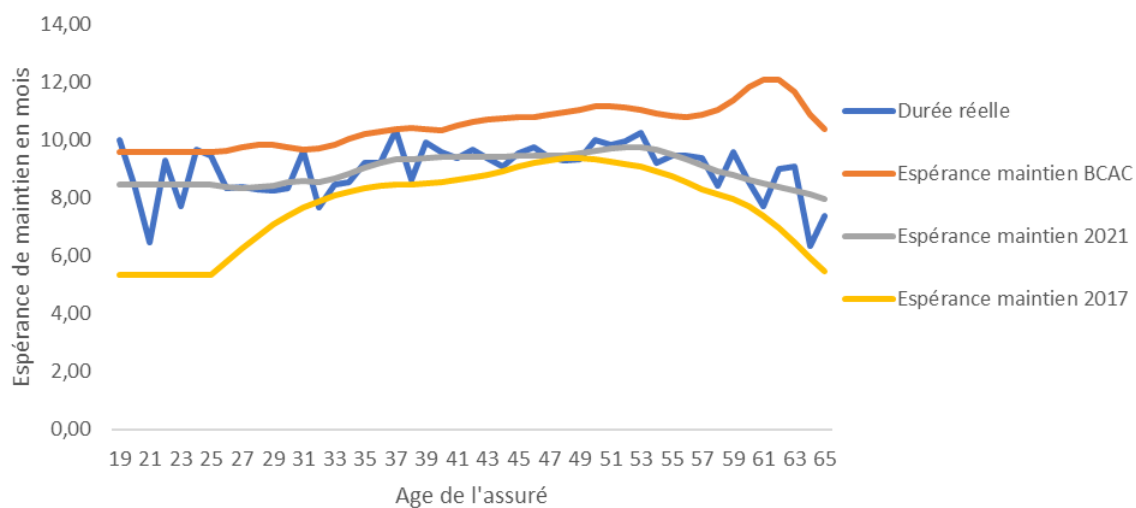
<sup>14</sup> Nous prendrons dans la pratique les sinistres ayant débuté il y a plus de 3 ans car nous ne disposons pas de variable nous indiquant l'état du sinistre et, comme nous l'avons vu dans la partie sur le traitement des données, un sinistre est représenté par plusieurs lignes d'indemnisations mises à jour au fil des mois.

Nous trouverons les graphiques aux dates 3, 9 et 18 mois en Annexe G.

Pour l'étude au-delà de 6 mois, nous retirons l'âge 18 car le volume de données est trop faible à cet âge et la durée réelle explose par rapport aux estimations. A 18 ans, il n'y a en effet plus qu'un seul arrêt de travail dans notre base au-delà de 6 mois d'arrêt. Cet arrêt dure 29 mois et ne suffit pas pour correspondre à notre estimation qui est une moyenne.

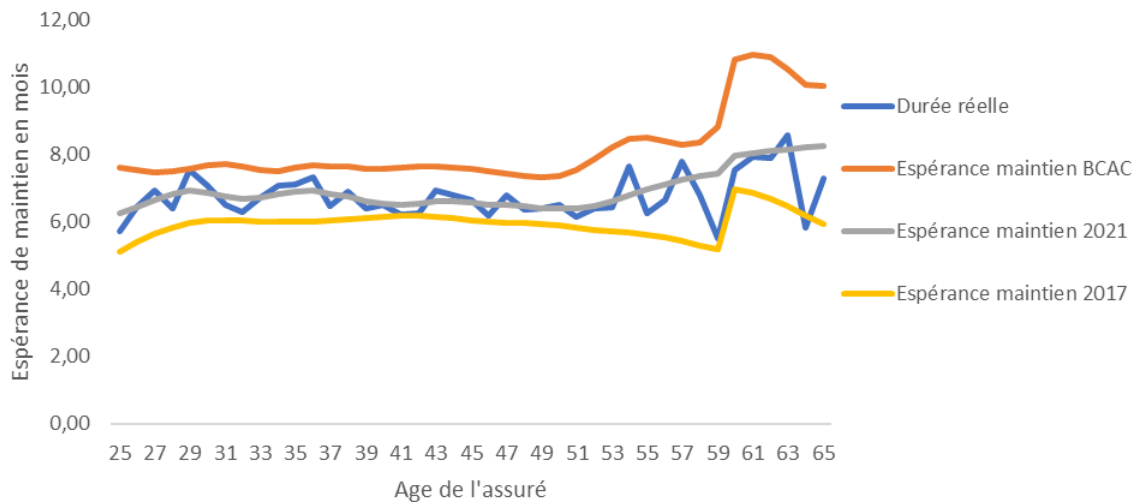


Graphique 55 : Espérance de maintien en mois à t = 6 mois



Graphique 56 : Espérance de maintien en mois à t = 12 mois

A 24 mois, nous observons également un problème de volume de données pour les âges inférieurs à 25 ans qui représentent chacun entre 1 à 8 arrêts. Il n'est donc pas pertinent de représenter le graphique pour ces âges.



Graphique 57 : Espérance de maintien en mois à t = 24 mois

Nous constatons bien que notre table représentée par la courbe grise suit notre risque réel, représenté en bleu, au plus près. De même, la table du BCAC reste très prudente par rapport à notre risque. La table construite par Allianz en 2017 représente bien notre risque lorsque nous nous plaçons à des temps inférieurs à 6 mois, mais nous remarquons une sous-estimation du risque au-delà. En revanche, notre nouvelle loi de maintien est robuste sur la durée.

### Analyse en coût

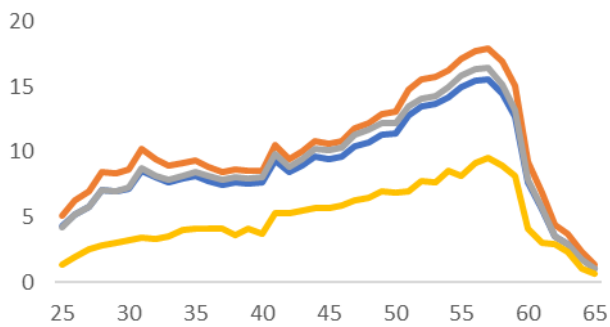
En estimant la prestation mensuelle =  $\frac{\text{total versé}}{\text{durée indemnisée en jours}} * \frac{365,25}{12}$ , il est possible d'effectuer la même analyse en coût.

Cependant, cette analyse sera moins rigoureuse que la précédente, notamment pour l'observation en 0. En effet, pour les sinistres dont la sortie est comptabilisée en 0, la durée peut varier d'1 jour à 30 jours, ce qui influence fortement le montant de la prestation versée. De plus, comme nous ne pouvons pas estimer directement une prestation à verser, nous sommes obligés de passer par l'espérance de maintien totale en mois, mais cette espérance ne prend pas en compte la durée de la franchise. Ainsi la prestation à verser estimée par *Espérance de maintien en mois \* Prestation mensuelle* est fortement influencée par les franchises, notamment lorsque l'analyse est menée à des instants courts<sup>15</sup>.

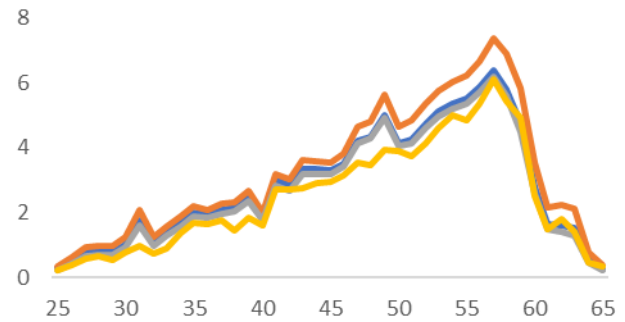
<sup>15</sup> Comme vu dans les parties précédentes, les franchises influencent significativement les arrêts courts.

L'analyse en espérance de maintien permettait de pallier ce problème et restera donc le résultat principal.

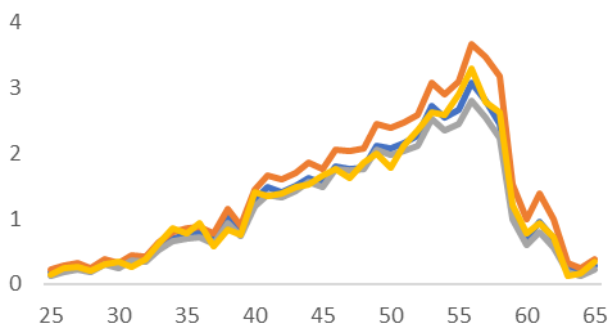
— Prestations estimées 2021 — Prestations estimées BCAC  
 — Prestations estimées 2017 — Montant réel versé



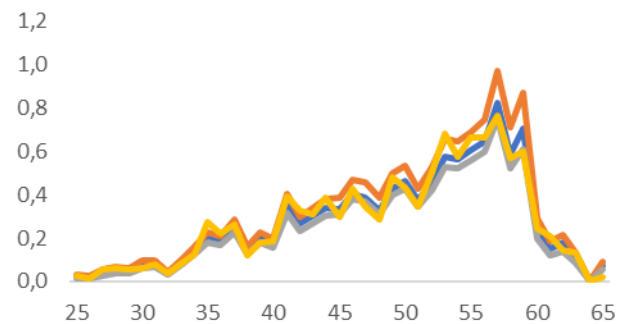
Graphique 59 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 0



Graphique 60 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 6 mois



Graphique 58 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 12 mois



Graphique 61 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 24 mois

Nous retirons les âges faibles pour un soucis de lisibilité. En effet, même sans ces âges, les courbes restent plutôt confondues. Ainsi, si les prestations estimées avec la table réglementaire restent clairement prudentes, et si les prestations estimées avec l'ancienne table d'Allianz manquent de prudence aux temps élevés, notre estimation est en revanche fiable. Nous remarquons une prudence en t = 0 et t = 6 mois qui est imposée par l'utilisation des taux BCAC dans la construction des premiers mois de notre table. Notre risque a été lissé sur tous les âges. Ainsi, en se plaçant à 24 mois, nous avons un écart moyen d'1 % entre notre prévision et les prestations réellement versées.

Les graphiques de prestations aux temps 3, 9 et 18 mois sont en Annexe H.

## Conclusion de la deuxième partie

Cette partie avait pour but de construire la table de maintien en incapacité *best estimate* selon l'âge à l'entrée en incapacité et la durée de maintien. Pour cela, nous avons utilisé directement les bases de données d'Allianz car elles permettent de représenter au plus près le comportement des assurés de notre portefeuille.

Nous avons tout d'abord estimé les taux bruts de sortie à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier. Il s'agit en effet dans notre cas de l'estimateur le plus performant. Etant non paramétrique, nous n'avons pas eu besoin de formuler d'hypothèses sur la loi suivie par nos taux de sortie. Puis nous avons appliqué le lissage de Whittaker Henderson. L'avantage de ce lissage est qu'il s'applique correctement en deux dimensions. De plus, il permet de contrôler la fidélité et la régularité du lissage et donc de trouver le meilleur compromis afin d'obtenir des taux de sorties lissés cohérents et exploitables.

Une fois notre table construite, nous avons constaté une sous-estimation du nombre de sorties durant les premiers mois. La cause de ce problème est que notre base étant une base indemnisée, nous n'avons pas connaissance de tous les sinistres, notamment, nous ne connaissons pas les sinistres dont la durée n'a pas dépassé la franchise car nous n'avons pas eu à les indemniser.

Ainsi, nous avons élaboré une solution pour pallier ce problème et éviter d'obtenir une table trop prudente et trop éloignée de la réalité de nos données. Nous avons tout d'abord utilisé les taux du BCAC pour le premier mois car il est important que notre table soit prudente et il nous est difficile de représenter correctement le comportement de nos assurés, fortement influencé par la franchise de leur contrat, durant ce mois. Nous avons ensuite émis l'hypothèse forte qu'au-delà d'un mois de maintien en incapacité, la durée de l'incapacité n'est plus dépendante de la durée de la franchise. Cela nous a permis de travailler avec une nouvelle base, restreinte aux sinistres dont la franchise est inférieure à 30 jours pour la construction des taux de sorties des mois 2 et 3. La véracité de cette hypothèse pourra être vérifiée lors d'une étude ultérieure au sein d'Allianz sur les tables DSN. Ces tables ont en effet l'avantage de nous permettre de connaître tous les sinistres, même ceux n'ayant pas été indemnisés. Au-delà de 3 mois de maintien, nous avons pu reprendre les taux que nous avons initialement calculés.

Nous avons ainsi obtenu une table au plus proche de nos données. Nous avons ensuite effectué des vérifications sur notre table en estimant notamment le provisionnement qu'elle estimerait à des dates antérieures d'inventaire et en le comparant à la réalité. Puis nous avons comparé, en espérance et en prestations, l'estimation de notre table avec la réalité pour chaque sinistre survenu entre 2012 et 2020 clôturé. Nous avons appliqué ce procédé à plusieurs instants  $t$ , notamment à des instants supérieurs à 6 mois afin de vérifier que notre table ne souffrait pas d'une fragilité à ces instants comme c'était le cas de notre ancienne table construite en 2017.

Le travail accompli nous a permis d'obtenir une table robuste corrigeant le problème de sous-estimation de notre ancienne table tout en permettant de ne pas surestimer notre risque comme cela serait le cas si nous utilisions simplement la table réglementaire qui est très prudente. De plus, l'utilisation de taux transformés pour les premiers mois de maintien nous permet d'approcher au mieux notre risque.

Partie III  
Applications concrètes

Dans cette troisième partie, nous allons mener plusieurs études afin de constater et de mesurer l'impact du changement de la table de maintien en incapacité. Pour déterminer l'impact de notre nouvelle table, nous utiliserons l'ancienne table de maintien d'Allianz construite en 2017 ainsi que la table du BCAC.

## Etude de l'impact sur la tarification

Les assurances possèdent une particularité : leur cycle économique est inversé. En effet, lors de la vente d'une assurance, il est impossible de connaître à l'avance le prix de revient, c'est-à-dire le coût réel qui sera dépensé pour couvrir les sinistres. Définir un prix de vente est donc un enjeu majeur, puisqu'il est crucial que l'estimation de l'assureur soit au plus juste afin qu'il ne subisse pas de perte et que son prix reste concurrentiel sur le marché. Lorsqu'une personne morale ou un chef d'entreprise souhaite souscrire à un contrat de prévoyance collective, il nous faut donc déterminer quelle est l'indemnisation moyenne que nous serons amenés à verser.

La tarification permet de déterminer le montant de la prime que doit payer l'assuré pour se couvrir selon le contrat qu'il souscrit et selon ses caractéristiques. Dans notre cas, le tarif est ventilé selon :

- L'âge moyen des salariés de l'entreprise,
- La catégorie sociale professionnelle (CSP),
- La durée de la franchise souscrite,
- Le code de Nomenclature d'Activité Française (NAF). Ce code permet d'identifier la branche d'activité principale de l'entreprise.

La prime payée par l'assuré à Allianz se décompose comme suit :

$$prime = prime\ pure * \frac{(1 - majoration\ AT) * (1 - OP\_COM)}{(1 - chargements)} * taux\ de\ fond\ social$$

- La prime pure correspond à l'espérance des pertes, il s'agit donc du coût moyen d'un sinistre.
- La majoration AT est un taux permettant de prendre en compte la reprise de risque s'il y en a une.
- Le taux de chargement permet de prendre en compte les frais, notamment le coût de gestion pour l'assureur.
- L'OP\_COM est la remise commerciale qui peut être accordée à l'entreprise souscrivant le contrat.
- Le taux de fond social est fixé par la CCN ou l'organisme en charge de la gestion du fond social de la CCN. Il s'agit d'un taux de cotisation au fond social de la CCN pour le risque prévoyance lorsqu'il y en a un<sup>16</sup>.

---

<sup>16</sup> Le fond social permet de répondre à des démarches particulières dont le cadre est fixé dans la CCN. Il peut s'agir par exemple d'une aide à l'achat d'un fauteuil motorisé pour un salarié subissant un handicap lourd à la suite d'un accident ou d'une maladie, ou encore d'une aide pour le paiement des primes d'assurances pour les salariés plus vulnérables comme les alternants, etc.



Pour étudier l'impact du changement de notre table, il nous suffit donc de faire une comparaison en prime pure. En effet, la majoration AT, l'OP COM, les chargements et le taux de fond social sont indépendants du montant moyen d'un sinistre.

Le calcul de la prime pure nécessite évidemment la table de maintien que nous avons construite mais également des taux d'entrée en incapacité. Le calcul de ces taux a déjà été effectué cette année par Allianz. Ils sont construits par âge et par franchise. L'estimateur utilisé est l'estimateur statistique qui consiste à calculer le taux d'entrée en utilisant le taux d'entrée moyen :  $\frac{\text{Nombre de sinistre par âge et par franchise}}{\text{Exposition par âge et par franchise}}$ . L'exposition a pu être calculée grâce à l'utilisation des tables DSN qui nous permettent de connaître tous nos assurés, même ceux n'étant pas sinistrés.

L'objectif ici est donc de calculer le prix de vente théorique pour 1 € de salaire indemnisé.

Pour simplifier l'explication, nous parlerons d'un assuré même s'il s'agit en réalité d'une personne morale ou un chef d'entreprise et nous étudierons les primes pures.

Prenons donc par exemple un assuré de 30 ans souscrivant à un contrat sans franchise. Sa probabilité d'entrée en incapacité est de 50,45 %, puis une fois entré en incapacité, il se maintiendra en moyenne 3,08 mois soit 0,26 an. Ainsi, le coût moyen de son incapacité est de  $50,45 \% * 0,26 = 0,13$ . De même, si le montant du salaire assuré de cet individu est de 20 000 € annuel, sa prime pure s'élèvera à  $20\ 000 * 0,13 = 2\ 600$  € soit 216 € par mois.

Nous avons donc calculé une prime pure par âge et par franchise sur la base de ce raisonnement en utilisant la table 2017 puis notre nouvelle table. Nous avons obtenu les primes pures annuelles suivantes, pour 1 € de salaire assuré :

Tarifs 2021 (en euros)	Franchise 0 jour	Franchise 30 jours	Franchise 60 jours	Franchise 90 jours	Franchise 120 jours	Franchise 150 jours
20 ans	0,151	0,014	0,008	0,004	0,003	0,002
30 ans	0,130	0,022	0,014	0,010	0,008	0,007
40 ans	0,127	0,023	0,017	0,012	0,009	0,008
50 ans	0,148	0,034	0,024	0,019	0,015	0,012
60 ans	0,149	0,042	0,030	0,024	0,019	0,017

Tableau 17 : Tarifs 2021

Tarifs 2017 (en euros)	Franchise 0 jour	Franchise 30 jours	Franchise 60 jours	Franchise 90 jours	Franchise 120 jours	Franchise 150 jours
20 ans	0,150	0,014	0,007	0,004	0,003	0,002
30 ans	0,120	0,020	0,012	0,008	0,006	0,005
40 ans	0,100	0,017	0,010	0,007	0,004	0,004
50 ans	0,097	0,019	0,012	0,009	0,006	0,005
60 ans	0,087	0,020	0,014	0,011	0,008	0,007

Tableau 18 : Tarifs 2017

Les primes pures 2021 sont plus élevées car elles corrigent une erreur de sous-provisionnement à long terme. Par souci de comparaison, nous avons également construit les primes pures obtenues avec la table du BCAC. Ces primes pures sont évidemment supérieures aux nôtres puisqu'il s'agit d'une table dont la vocation est d'être prudente et applicable à tous. Ces primes pures se retrouvent en Annexe I.

Nous observons l'augmentation de la prime pure par âge et par franchise :

10,00% Augmentation du tarif de moins de 20 %      68,00% Augmentation du tarif comprise entre 20 % et 100 %      110,00% Augmentation du tarif de plus de 100 %

2021	TAUX 0	TAUX 30	TAUX 60	TAUX 90	TAUX 120	TAUX 150
18 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
19 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
20 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
21 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
22 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
23 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
24 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
25 ans	0,58%	0,90%	8,76%	21,44%	26,42%	29,21%
26 ans	2,29%	3,57%	10,89%	23,37%	28,95%	30,52%
27 ans	3,80%	5,91%	12,78%	25,09%	32,21%	31,85%
28 ans	5,13%	7,95%	14,63%	26,84%	34,94%	33,23%
29 ans	6,62%	10,24%	16,85%	29,30%	38,24%	35,04%
30 ans	8,39%	12,94%	19,78%	32,71%	43,09%	38,69%
31 ans	10,99%	16,91%	24,39%	38,43%	47,73%	42,67%
32 ans	13,15%	20,19%	28,22%	42,87%	53,63%	48,42%
33 ans	15,54%	23,80%	32,63%	48,29%	61,76%	56,07%
34 ans	17,64%	26,95%	37,31%	54,45%	70,38%	65,68%
35 ans	19,60%	29,92%	42,06%	61,20%	79,10%	74,75%
36 ans	20,99%	32,03%	46,19%	67,22%	88,45%	83,59%
37 ans	22,12%	33,72%	49,38%	71,83%	97,69%	91,31%
38 ans	23,36%	35,59%	52,45%	76,08%	104,53%	97,21%
39 ans	25,18%	38,36%	56,36%	81,31%	109,73%	102,60%
40 ans	27,10%	41,26%	60,16%	86,34%	114,72%	107,84%
41 ans	28,80%	43,78%	62,87%	89,70%	119,22%	112,18%
42 ans	30,41%	46,18%	65,27%	92,44%	122,51%	114,95%
43 ans	31,90%	48,37%	67,33%	94,50%	126,40%	117,39%
44 ans	33,15%	50,21%	69,38%	96,70%	129,55%	120,21%
45 ans	34,48%	52,16%	71,56%	98,88%	132,88%	123,20%
46 ans	36,65%	55,31%	74,25%	101,04%	135,77%	125,42%
47 ans	39,56%	59,56%	77,84%	104,14%	138,23%	127,46%
48 ans	42,93%	64,47%	81,79%	107,44%	140,10%	129,16%
49 ans	47,10%	70,53%	86,46%	111,21%	142,05%	131,01%
50 ans	51,91%	77,50%	91,98%	115,54%	143,95%	133,05%
51 ans	57,02%	84,87%	97,72%	120,04%	145,96%	135,14%
52 ans	62,53%	92,77%	103,62%	124,70%	148,00%	137,00%
53 ans	68,00%	100,54%	109,25%	129,07%	152,23%	140,29%
54 ans	73,56%	108,34%	115,00%	133,36%	158,34%	144,92%
55 ans	79,32%	116,46%	121,47%	138,53%	163,33%	148,75%
56 ans	84,20%	123,31%	126,70%	142,57%	165,85%	150,86%
57 ans	86,73%	126,79%	128,57%	143,07%	166,20%	149,69%
58 ans	85,35%	124,75%	125,37%	138,75%	161,52%	143,93%
59 ans	79,72%	116,74%	117,36%	130,59%	152,19%	135,55%
60 ans	72,42%	106,34%	107,28%	120,71%	142,00%	126,77%
61 ans	66,24%	97,49%	98,09%	111,65%	131,62%	118,19%
62 ans	60,66%	89,49%	89,89%	103,50%	123,22%	111,50%
63 ans	56,87%	84,02%	83,84%	96,76%	115,20%	104,99%
64 ans	53,53%	79,20%	78,87%	90,78%	106,90%	98,00%
65 ans	50,68%	75,09%	74,49%	85,43%	99,00%	91,39%

Tableau 19 : Augmentation du tarif selon l'âge et la franchise

Nous constatons que la prime pure augmente de moins de 20 % pour les entreprises avec un âge moyen faible et souscrivant à des franchises courtes. En revanche, la prime pure est plus que doublée pour les âges élevés souscrivant à des franchises longues. L'augmentation moyenne de la prime pure est de 69 %.

## Etude de l'impact sur le provisionnement

Afin d'évaluer son risque et de fournir un bilan comptable et des comptes de résultat spécifiques ou « comptes Loi Evin », Allianz calcule trimestriellement des Provisions Mathématiques. Il s'agit ici de provisions techniques de prestations qui sont directement en lien avec les prestations servies par Allianz. Le principe est de se placer à une date fixée, généralement le 31 décembre, le 31 mars, le 30 juin ou le 30 septembre. Ensuite, deux types de sinistres sont pris en compte pour le calcul :

- Les sinistres en cours : il s'agit de sinistres qui sont connus par l'assureur qui a déjà commencé de les indemniser et qui ne sont pas clôturés à la date d'inventaire fixée. L'objectif est donc d'estimer, conditionnellement aux informations déjà disponibles pour chaque sinistre en cours à cette date, quel montant de prestations nous serons amenés à verser postérieurement à la date d'inventaire.
- Les sinistres potentiels : il s'agit ici de sinistres que l'assureur ne connaît pas encore mais qui sont déjà survenus à la date de l'inventaire, ils n'ont simplement pas encore été signalés à l'assureur. Ils font donc partie des engagements de l'assureur à cette date et doivent être provisionnés.

Nous nous attacherons à déterminer uniquement la partie de la provision pour les sinistres en cours déjà déclarés.

Pour calculer la Provision Mathématique des sinistres d'incapacité en cours connus à la date d'inventaire, nous calculons :

- La provision basée sur les rentes d'incapacité futures à verser pour les sinistres en cours,
- La provision dite « en attente » basée sur les rentes d'invalidité futures qui peuvent faire suite aux rentes d'incapacité des sinistres en cours.

Il est important de noter qu'une part de la provision provient de l'exonération de cotisation qui est attribuée au salarié en incapacité. En effet, cette prime se compose de deux parties :

- Une partie concernant le risque incapacité, qu'il ne paye légitimement plus, puisqu'étant déjà en incapacité, il n'est plus soumis à ce risque.
- Une partie concernant le risque décès qui correspond donc à une perte de cotisation pour l'assureur qui est toujours soumis à ce risque.

Pour déterminer l'impact sur le provisionnement des incapacités induit par le changement de la table de maintien en incapacité, nous allons effectuer le calcul de provisionnement avec 3 tables différentes : l'ancienne table Allianz construite en 2017, la nouvelle table que nous avons construite ainsi que la table BCAC. Nous nous sommes placés au 30 juin 2021 et avons une base de 19 181 sinistres d'incapacité en cours. Nous utilisons :

- Un taux technique de 0 % : il permet de réduire le montant de la provision à mettre de côté car une partie de la provision pourra être récupérée par un placement financier. Plus le taux technique est élevé, moins le montant de la provision sera grand. Ce taux est nul car les taux de prêts sont négatifs en ce moment. Pour le risque incapacité, ce taux n'a pas une très forte influence puisque les sinistres durent au maximum 3 ans. En revanche, pour le risque invalidité, ce taux importe donc plus.
- Et un taux de chargement de 3 % : il représente ce que coûtent nos rentes en frais.

Voici les résultats obtenus :

<i>Table utilisée</i>	<i>PM</i>
2017	384 108 987 €
2021	472 408 597 €
BCAC	694 697 892 €

*Tableau 20 : PSAP calculée selon les différentes tables*

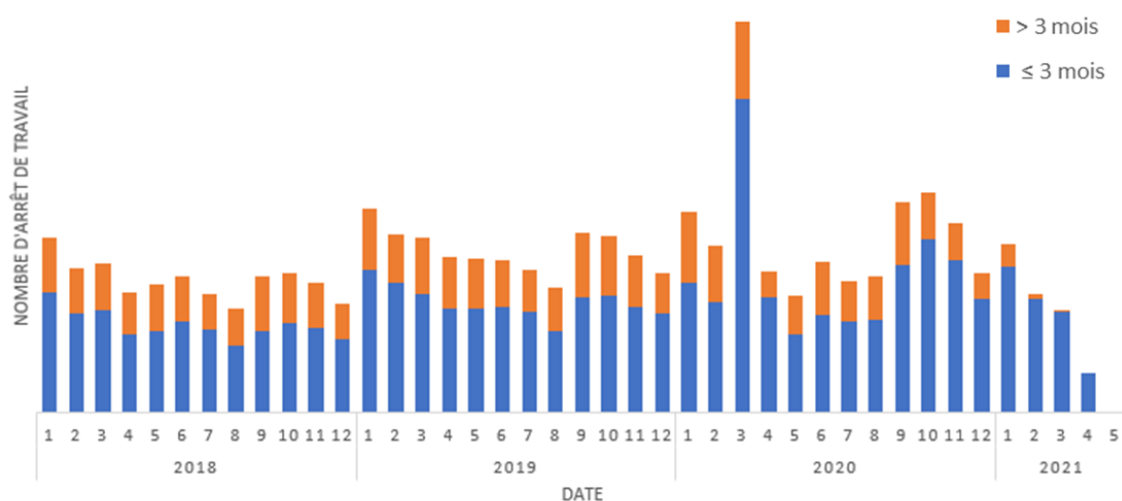
Les résultats obtenus mettent en évidence le problème de provisionnement de l'ancienne table d'Allianz. En effet, comme cette table sous-estimait les sinistres lorsqu'on se plaçait à un moment supérieur à 6 mois, elle ne permettait pas un provisionnement suffisant. Nous constatons par exemple qu'au 30 juin 2021, nous obtenions un sous-provisionnement de 88 millions d'euros, soit 19 % d'écart par rapport au montant obtenu avec notre nouvelle table qui représente au plus près notre risque.

De même, nous constatons que l'utilisation de notre table par rapport à celle du BCAC nous permet de réaliser une économie de provision de 222 289 295 €.

## Utilisation de la table construite pour étudier l'impact de la Covid-19 sur la durée des arrêts de travail longs

Depuis mars 2020, la France connaît un contexte sanitaire exceptionnel dû à la pandémie de coronavirus. Dans le cadre de ce contexte sanitaire particulier, le pays a mis en place des mesures inédites. De plus, les soins et les traitements apportés aux malades pendant cette période ont complètement changé : les dépistages ont fortement baissé, les opérations non urgentes ont été reportées, le nombre d'accidents a quant à lui baissé. De plus, un grand nombre de malades de la Covid-19 ont été arrêtés pour briser les chaînes de contamination. Nous nous demandons alors légitimement si ces mesures ont eu un impact sur la durée des arrêts de travail.

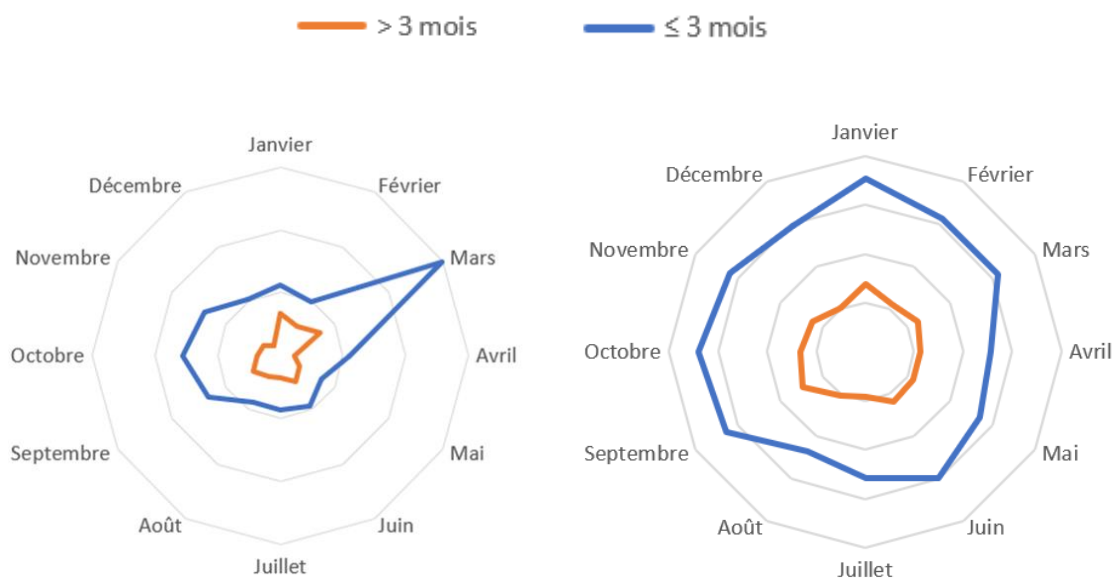
Des études menées par les collaborateurs d'Allianz ont révélé un impact fréquence significatif de la pandémie sur les arrêts de travail de moins de 3 mois et ont étudié cet impact. Nous baserons donc notre étude uniquement sur les arrêts de travail de plus de 3 mois.



Graphique 62 : Nombre d'arrêts de travail selon le mois de survenance et la durée de l'arrêt

Ce graphique présente les fréquences d'arrêts de travail connus entre janvier 2018 et mai 2021. Il met en évidence l'impact fréquence pour les arrêts de moins de 3 mois en bleu mais nous n'observons pas d'impact significatif pour les arrêts de plus de 3 mois en orange. L'étude que nous mènerons sur ces arrêts sera donc une étude sur l'évolution de la durée des arrêts de plus de trois mois depuis l'arrivée de la pandémie de la Covid-19.

Nous pouvons toutefois comparer la répartition des arrêts selon le mois de survenance du sinistre. Cette répartition nous montre que même si de prime abord, nous ne semblons pas observer un impact fréquence pour les arrêts de plus de 3 mois, une analyse plus fine peut néanmoins nous montrer un changement dans le comportement de la fréquence des arrêts.



*Graphique 63 : Impact de la Covid sur la répartition des sinistres par mois de survenance en 2020*

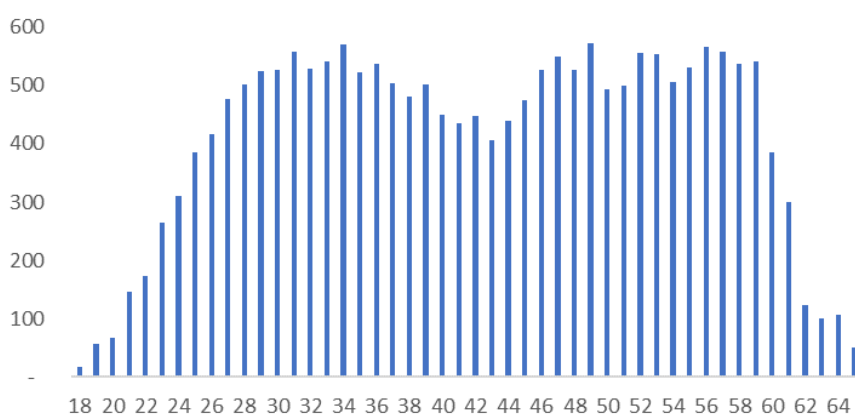
*Graphique 64 : Répartition "classique" des sinistres par mois de survenance sur la base des sinistres survenus entre 2012 et 2019*

Ainsi, même si l'impact est majoritairement visible pour les sinistres de moins de 3 mois, nous constatons une légère irrégularité dans la répartition de la fréquence des sinistres de plus de 3 mois. Nous observons notamment une baisse de fréquence en avril et en novembre, deux mois qui correspondent à des mois de confinement en France. Cependant, cette baisse est trop faible pour être considérée comme significative.

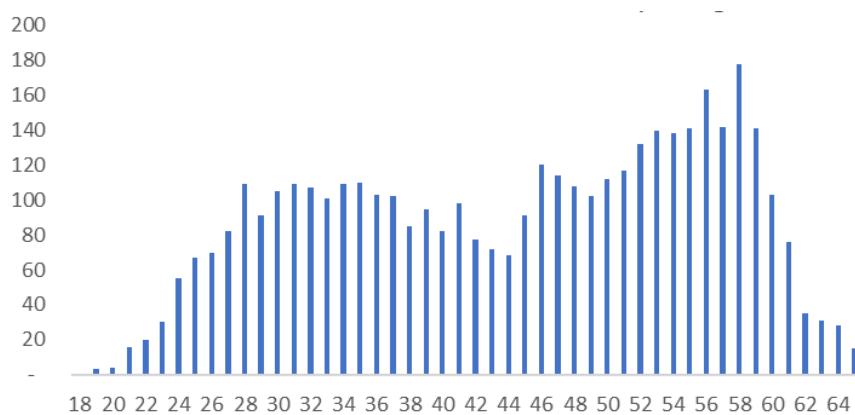
Nous avons donc cherché à quantifier un possible impact sur la durée et donc le coût de nos sinistres de plus de 3 mois. Plusieurs hypothèses se sont présentées à nous. Nous avons donc décidé d'axer notre étude sur deux plans.

## Etude de l'impact de la Covid-19 sur les arrêts de travail survenus durant le premier confinement en France

La première étude que nous avons réalisée étudie le comportement des incapacités survenues entre le 1<sup>er</sup> mars et le 31 mai 2020, c'est-à-dire pendant le premier confinement, et dont la durée totale de maintien excède 3 mois. Ainsi, nous allons observer le comportement d'assurés qui sont tombés malades ou ont vécu un accident important lors du premier confinement. Cela nous permettra d'analyser l'impact de l'arrivée de la pandémie sur les soins qui ont débuté lors du premier confinement en France.



Graphique 65 : Nombre d'arrêts de travail observés entre mars et mai 2020 par âge



Graphique 66 : Nombre d'arrêts de travail de plus de 3 mois observés entre mars et mai 2020 par âge

Nous remarquons tout d'abord que les sinistres de plus de 3 mois sont majoritairement répartis dans les âges élevés. Ainsi, dans notre base de sinistres de plus de 3 mois, les sinistres dont les assurés ont plus de 50 ans à la survenance représentent 40 % des sinistres. En revanche, dans la base initiale avec tous les sinistres survenus entre mars et mai 2020, ils représentent 32 % des sinistres.

Nous faisons l'hypothèse que les arrêts pour un âge inférieur à 25 ans se comportent de la même façon que les arrêts à 25 ans car notre table construite commence à 25 ans et que cela ne représente que 5 % des arrêts.

Notre étude s'est déroulée en deux étapes :

- Nous avons tout d'abord étudié les sinistres réels dans notre table et construit une table de maintien selon leur durée en partant d'un vecteur initial comportant tous les sinistres par âge.
- Puis nous avons effectué une simulation pour calculer le maintien que nous estimons avec notre table au départ de ce vecteur de base. Nous partons pour cela de l'ancienneté de chaque sinistre au 1<sup>er</sup> juin 2020. En effet, comme nous n'avons conservé que les sinistres de plus de 3 mois, tous les sinistres de notre base étaient encore en cours à cette date. Pour estimer le nombre de personnes qui se maintiennent, nous calculons, mois par mois et âge par âge de survenance, la probabilité conditionnelle à la durée déjà maintenue de se maintenir 1 mois, puis 2 mois, puis 3 mois... jusqu'à 8 mois de maintien, c'est-à-dire jusqu'au 1<sup>er</sup> février 2021.

Nous posons  $L_{x,t}$  le nombre de personnes entrées en arrêt à l'âge  $x$  et s'étant maintenu  $t$  mois depuis le 1<sup>er</sup> juin 2020 et  $I$  l'ensemble des assurés. Rappelons que  $N_{x,t}$  est le nombre d'assurés entrés en incapacité à l'âge  $x$  et présents à l'ancienneté de notre table calculée en partie III.

$$L_{x,t+k} = \sum_{i \in I} p_{x,t}(k)$$

$p_{x,t}(k)$  est la probabilité conditionnelle pour un assuré, entré en incapacité à l'âge  $x$  et dont nous savons qu'il s'est déjà maintenu  $t$  mois, d'être encore en arrêt  $k$  mois plus tard. Concrètement :

$$p_{x,t}(k) = \frac{N_{x,t+k}}{N_{x,t}}$$

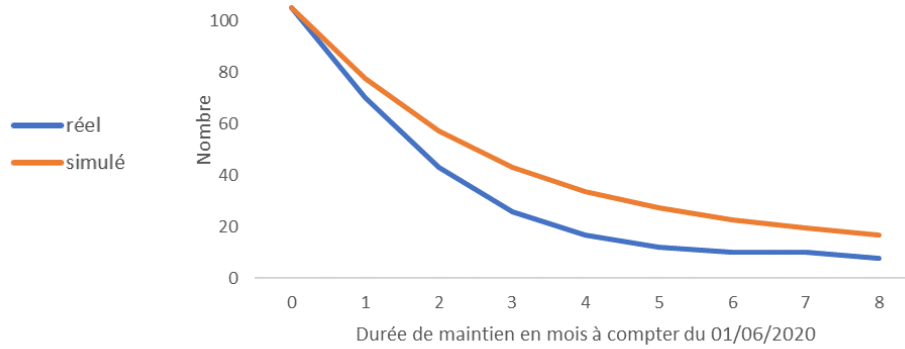
Nous pouvons représenter les résultats obtenus sous forme de tableau :

Durée de maintien	Réel	Simulé	Différence réel - simulé
0	4197	4197	0
1	3141	3295	-154
2	2475	2735	-260
3	1937	2325	-388
4	1510	2017	-507
5	1278	1777	-499
6	1082	1580	-498
7	900	1411	-511
8	723	1261	-538

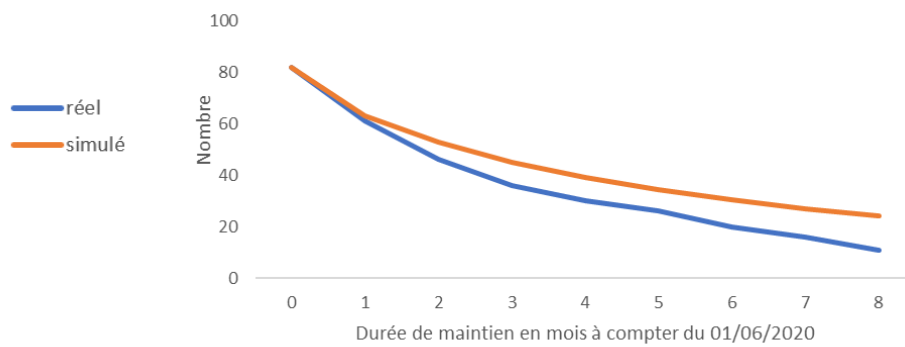
Tableau 21 : Récapitulatif des différences entre maintien simulé et réel de notre première étude



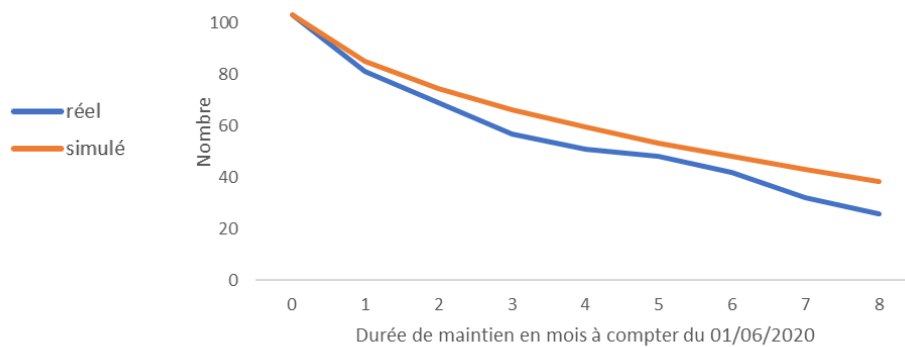
Nous pouvons observer à 30 ans, à 40 ans et à 60 ans les différences de maintien entre le maintien réellement constaté et le maintien que nous avons simulé à l'aide de notre table. Nous retrouverons également ces graphiques pour les âge 20 et 50 en Annexe J.



Graphique 67 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 30 ans



Graphique 68 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 40 ans



Graphique 69 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 60 ans

Nous déduisons donc que les arrêts de plus de 3 mois survenus entre mars et mai 2020 n'ont pas vu leur durée prolongée par le coronavirus. L'écart moyen entre le maintien simulé et le maintien réel est de -8 % (écart-type  $\pm 8$  %). Comme notre table est *best estimate*, nous pouvons déduire que la Covid-19 a eu un léger impact sur la durée des arrêts vers la baisse. Cela peut éventuellement être expliqué par un changement dans la typologie des arrêts de travail ou par le fort taux de chômage technique.

## Etude de l'impact de la Covid-19 sur les arrêts de plus de trois mois en cours au premier confinement en France

La seconde étude que nous avons réalisée étudie le comportement des arrêts de travail dont la durée était supérieure à trois mois au 1<sup>er</sup> mars 2020. Ainsi allons-nous observer le comportement d'assurés qui étaient déjà malades depuis au moins 3 mois lors de l'annonce du premier confinement. Cela nous permettra d'analyser l'impact de l'arrivée de la pandémie dans la continuité des soins qui étaient prodigués en temps normal.

Nous avons procédé de la même façon que pour la première étude en nous plaçant cette fois-ci au 1<sup>er</sup> mars 2020 et en étudiant les sinistres en cours avec une ancienneté d'au moins 3 mois.

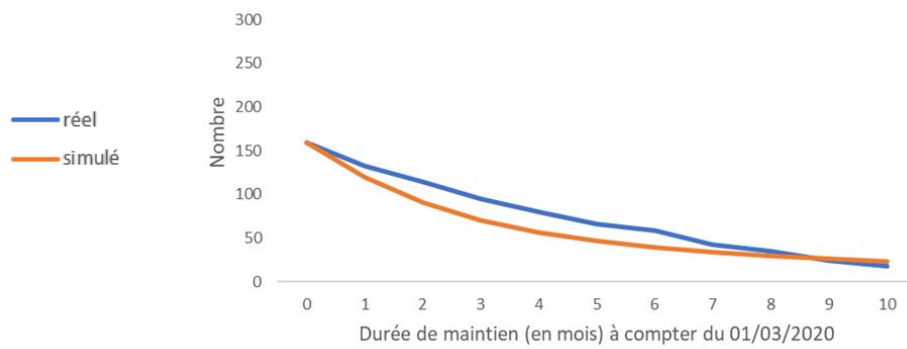
Les résultats observés sont les suivants :

Durée de maintien	Réel	Simulé	Différence réel - simulé
0	8622	8622	0
1	7648	7215	433
2	6962	6222	740
3	6208	5460	748
4	5557	4841	716
5	5037	4322	715
6	4556	3876	680
7	3953	3484	469
8	3513	3136	377
9	2961	2827	134
10	2466	2552	-86

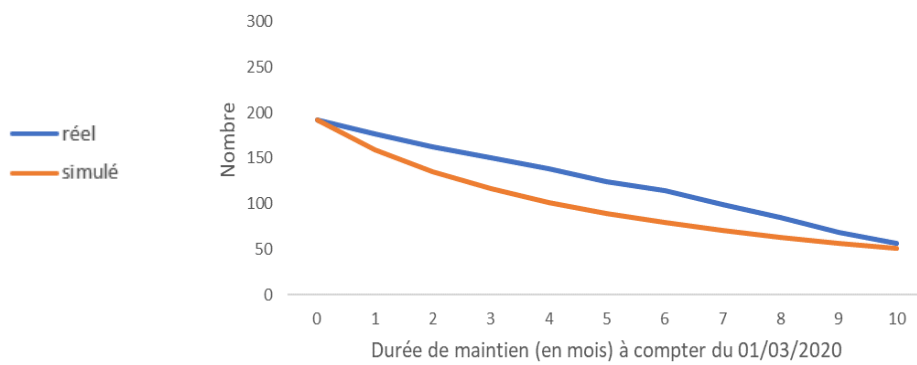
*Tableau 22 : Récapitulatif des différences entre maintien simulé et réel de notre seconde étude*

Cette fois-ci, nos résultats sont marqués par un impact à la hausse. En effet, notre simulation prévoit un maintien moins long que le maintien réellement constaté. Nous remarquons le début d'un « rattrapage » à partir du moins 10 où notre maintien simulé est à nouveau supérieur au maintien réel observé. Il semblerait donc que la continuité des soins lors du premier confinement n'a pas permis un rétablissement optimal dans la durée des malades ou que les conditions sanitaires n'ont pas permis aux malades de retourner travailler dans de bonnes conditions et que leur incapacité se soit donc prolongée par précaution. En effet, le risque Covid était alors important et nous ne disposions pas des moyens nécessaires à la protection des personnes dont la santé est fragile. Ces personnes n'ont donc pas toujours pu retourner travailler malgré une amélioration de leur santé. De plus, les soins « non-urgents » ayant été reportés, les rééducations qui sont la dernière phase du rétablissement d'un malade ont été décalées. Enfin, les employés de certaines entreprises dont les activités n'avaient pas repris ont préféré prolonger leur incapacité plutôt que de bénéficier du chômage partiel, notamment lorsque cela leur permettait de bénéficier d'une meilleure indemnisation.

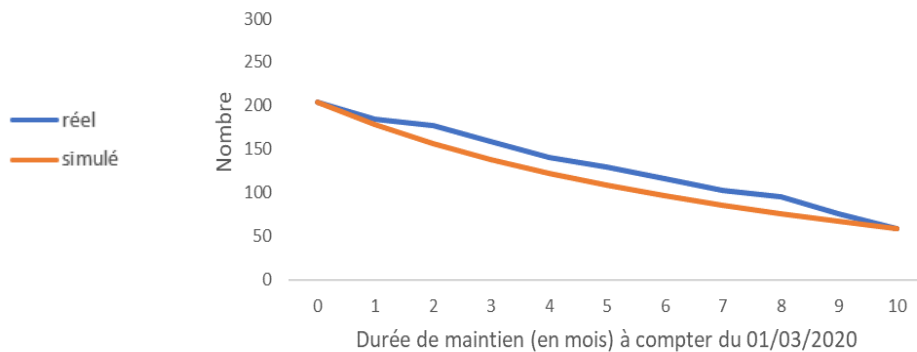
Il est alors intéressant d'observer âge par âge cet impact. L'étude des âges 20 et 50 se retrouve en Annexe K.



Graphique 70 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 30 ans



Graphique 71 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 40 ans



Graphique 72 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 60 ans

Pour chaque âge, nous observons une sous-évaluation du risque durant les premiers mois. Un rattrapage a tout de même lieu :

- Pour 28 % des âges au 9<sup>ème</sup> mois de maintien conditionnel après le 1<sup>er</sup> mars, c'est-à-dire au 12<sup>ème</sup> mois d'arrêt pour les assurés
- Et pour 60 % des âges au bout de 10 mois de maintien conditionnel et donc du 13<sup>ème</sup> mois d'arrêt pour les assurés.

Au bout de 10 mois de maintien conditionnel, peu d'âges ne subissant plus d'impact. Ainsi, le rattrapage du risque et des sorties ne se présente pas à la même vitesse selon l'âge. Nous retrouvons le détail de l'impact dans le tableau suivant :

Réel - Simulé	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
19	2	2	3	3	2	2	1	1	1	1
20	1	-1	-3	-3	-3	-3	-3	-2	-2	-2
21	1	2	3	2	1	0	0	0	-1	0
22	0	0	2	0	0	1	1	1	0	0
23	3	5	3	5	6	7	6	4	4	2
24	6	10	11	10	11	10	7	6	4	-1
25	6	7	8	11	12	10	6	8	5	3
26	5	4	1	1	-2	1	2	3	3	0
27	-1	7	6	8	9	7	2	0	0	-1
28	3	6	10	8	12	12	10	13	13	9
29	8	10	6	3	3	2	1	-2	-6	-8
30	13	21	21	19	15	15	5	1	-6	-8
31	7	13	13	10	8	6	4	4	0	-4
32	9	18	16	11	12	8	4	4	3	0
33	1	5	7	8	3	6	2	4	1	-1
34	14	22	26	21	23	24	25	26	11	6
35	5	6	9	9	9	9	3	-1	-5	-4
36	18	20	21	18	20	20	15	13	9	8
37	13	24	26	25	21	15	5	3	6	2
38	12	21	26	24	27	18	10	6	1	-2
39	11	15	12	12	12	13	6	4	-2	-3
40	19	27	31	33	30	30	24	17	7	1
41	14	22	27	17	15	8	0	2	0	-2
42	10	14	17	16	16	12	0	-3	-7	-11
43	7	11	15	13	8	6	-4	-6	-11	-9
44	11	19	15	15	15	12	7	2	0	-5
45	10	21	18	18	12	15	10	11	6	1
46	16	27	31	33	31	24	23	23	11	7
47	1	10	5	8	6	4	2	-3	-11	-16
48	8	22	22	17	18	21	9	8	2	-5
49	24	33	38	40	42	42	39	36	19	10
50	9	14	12	13	14	12	10	8	-7	-7
51	17	27	19	19	15	14	4	0	-6	-13
52	15	14	18	15	16	9	5	4	-12	-17
53	11	27	28	28	33	29	15	3	2	-8
54	18	30	20	22	24	24	23	18	2	-7
55	8	20	20	20	16	17	16	13	4	-5
56	9	29	30	29	30	30	27	25	16	1
57	26	47	41	43	46	49	36	26	17	3
58	21	39	39	46	50	51	50	47	29	5
59	20	27	23	25	28	34	23	19	11	0
60	8	20	19	16	17	16	13	16	5	-5
61	8	10	8	5	4	5	4	1	2	-4
62	1	6	10	9	10	10	4	4	3	-1
63	1	6	8	7	6	7	3	5	3	0
64	3	5	5	6	9	10	9	7	5	4
65	1	1	3	2	3	4	3	0	1	1

Tableau 23 : Impact de la Covid-19 âge par âge sur la durée de maintien

Nous observons ci-dessus les différences par âge entre le maintien réel et le maintien simulé. Les cases rouges représentent une sous-évaluation du risque et donc une perte pour notre assurance. Les cases vertes montrent le rattrapage du risque lorsqu'il a eu lieu. Ainsi, nous constatons bien un fort impact de la pandémie et une perte à chiffrer.

En effet, au global, l'espérance de maintien sur 10 mois simulée était de 5,69 mois alors que l'espérance de maintien réel constatée sur la même durée est de 6,24 mois. Il est possible de retrouver les différences d'espérances de maintien en Annexe L.

Nous avons donc chiffré la perte totale que nous aurions subie si notre tarification avait été calculée à l'aide de notre nouvelle table à 1 381 625 euros<sup>17</sup>.

La véritable perte subie par Allianz se chiffre à 1 806 414 euros puisque sur la période de l'étude, la tarification était encore basée sur l'ancienne table construite en 2017 qui présente une erreur sur la tarification au long court.

Perte avec 2021	1 381 625 €
Perte avec 2017	1 806 414 €

*Tableau 24 : Perte liée à l'impact de la Covid-19 selon le tarif utilisé*

Ainsi, cette étude démontre que notre nouvelle table est bien plus robuste que l'ancienne, notamment lorsque la durée des arrêts est longue.

---

<sup>17</sup> Le calcul de la perte a été effectué en multipliant le montant moyen de prestations mensuel à la différence globale d'espérance de maintien.

## Conclusion de la troisième partie

Dans cette partie, nous avons étudié les impacts, en tarification et sur le provisionnement, du changement de la loi de maintien en incapacité au sein d'Allianz. Le changement de table a impliqué une hausse des tarifs. Cet accroissement des tarifs est notamment marqué pour les personnes âgées souscrivant des franchises longues. Cependant, les modifications du montant des primes pures sont aussi impactées par le renouvellement des taux d'entrée en incapacité effectué cette année chez Allianz. Ainsi, il ne nous est pas possible de conclure à un impact direct entre les variations du tarif et le changement de la loi de maintien. Nous pouvons simplement conclure qu'étant donné que notre loi prévoit une espérance de la durée de maintien plus grande que la loi construite en 2017, le renouvellement de la loi participe à la hausse des tarifs.

Comme nous l'avons vu dans la partie précédente, notre nouvelle table suit notre risque au mieux. Elle nous permet donc d'obtenir le meilleur provisionnement possible, c'est-à-dire celui qui sera assez prudent pour couvrir les montants futurs à verser sans être trop prévoyant. Le calcul de la provision au 30 juin 2021 met en évidence un manque de prudence de notre ancienne table de 88 millions d'euros.

Enfin, nous avons eu l'opportunité d'utiliser notre loi pour étudier les impacts de la pandémie de Covid-19 sur la durée des arrêts de travail. Cette étude nous permet notamment d'estimer les pertes qui peuvent être à prévoir. En effet, il semble de premier abord évident que l'apparition d'une nouvelle maladie et l'augmentation du nombre de personnes hospitalisées impactent lourdement la durée des arrêts de travail. Une première étude menée au sein d'Allianz a démontré une plus forte fréquence des arrêts de travail. Nos deux études ont quant à elles démontré que l'impact de la Covid-19 sur la durée des arrêts de travail durant plus de trois mois n'est pas évidente.

En effet, la première étude a montré que nous n'observons pas d'impact en ce qui concerne les arrêts dont la durée est supérieure à 3 mois et ayant débuté entre mars et mai 2020, soit lors du premier confinement en France.

En revanche, nous avons constaté lors de notre deuxième étude une hausse de la durée des arrêts dont la durée dépassait 3 mois au 1<sup>er</sup> mars 2020. Aujourd'hui encore, l'impact à la hausse de la durée de ces arrêts n'a pas été récupéré et nos prévisions restent trop faibles pour estimer ces arrêts. Nous pouvons chiffrer la perte pour Allianz à 1 806 414 €. Cette perte s'élèverait à 1 381 625 €, soit une économie de 424 789 €, si notre table avait servi de base pour la tarification des contrats vendus par Allianz. Ainsi, cette étude nous permet de conclure que notre table est robuste et réagit mieux aux événements ayant un fort impact sur les arrêts de travail.

## Conclusion générale

Dans l'objectif de toujours suivre son risque au mieux tout en restant concurrentiel, Allianz a organisé cette année une refonte des normes utilisées pour la tarification et le provisionnement en prévoyance collective. Dans ce cadre, nous avons été amenés à construire une nouvelle loi de maintien en incapacité. Cette loi intervient dans la construction du tarif vendu aux nouveaux assurés. De plus, elle est utilisée pour le provisionnement légal permettant de faire face à nos engagements vis-à-vis des assurés déjà sinistrés aux dates d'inventaire.

Nous avons tout d'abord utilisé l'estimateur de Kaplan Meier afin d'estimer les taux de survie de nos assurés mois par mois et âge par âge. A partir de cette estimation, nous avons pu calculer les taux de sortie de nos assurés. Ces taux de sortie étaient peu homogènes, ce pourquoi nous avons appliqué le lissage de Whittaker Henderson afin de les rendre cohérents.

Le but de notre nouvelle table était de corriger une erreur de notre ancienne table, décelée au cours d'une étude interne. En effet, cette dernière est trop prudente lorsque nous nous plaçons à des instants faibles et, à l'inverse, ne l'est plus assez lorsque nous nous plaçons à des instants de temps élevés. La connaissance précise de notre ancienne table et de ses travers nous a permis de l'utiliser pour la validation de notre nouvelle table, au même titre que la table réglementaire du BCAC.

Durant l'étude de vérification de notre table, nous avons décelé un problème de sous-estimation des taux de sorties lors des premiers mois de maintien. Ce problème provenait de notre méconnaissance de tous les arrêts qui ont lieu. En effet, nous disposons d'une table d'indemnisation, c'est-à-dire que nous ne connaissons que les sinistres pour lesquels nous avons versé une indemnisation. Cependant, certains sinistres ont lieu mais ne sont jamais indemnisés par Allianz : il s'agit des sinistres dont la durée n'a pas dépassé la franchise à laquelle a souscrit l'assuré malade. Pourtant, pour modéliser correctement le comportement de nos assurés, il est important de prendre en compte tous les sinistres existants comme c'est le cas pour la table du BCAC. Nous avons donc reconstruit notre table de maintien en utilisant deux méthodes. Nous avons tout d'abord utilisé les taux de la table réglementaire pour estimer les sorties lors des premiers mois. L'application d'un second lissage de Whittaker Henderson sur la table ainsi construite, dans le but d'homogénéiser les taux de sortie au global, ne permettait cependant pas d'être au plus près de notre risque et la table restait trop prudente. Nous avons donc utilisé une méthode innovante afin de nous permettre d'obtenir les taux de sortie les plus proches de notre risque sans pour autant être trop prudent. Nous avons tout d'abord utilisé les taux de la table du BCAC pour le premier mois de maintien en incapacité. En effet, durant le premier mois de maintien, nous observons un fort phénomène d'antisélection : la couverture des assurés influence de façon importante leur comportement d'arrêt pour les arrêts de moins d'un mois. La prise en compte de nos données, fortement biaisées par les franchises pour ce premier mois, n'était donc pas pertinente. Pour les mois suivants, notre méthode se base sur l'idée de corriger les taux BCAC en utilisant nos données. Pour cela, nous avons calculé des taux de sortie, obtenus par l'estimateur de Kaplan Meier, en utilisant une base de données restreinte aux sinistres dont la franchise ne dépasse pas de 30 jours. Cette nouvelle base de données nous permettait d'obtenir une base complète à la fin du premier mois de maintien et donc de limiter considérablement l'effet des franchises sur le calcul des taux de sortie pour les mois suivants. Cependant, cela nécessite de poser une hypothèse forte : que les sinistres dont la durée totale est supérieure à un mois ne sont pas significativement influencés par la durée de la franchise.



Une première validation de cette hypothèse a été réalisée à l'aide d'un test du Khi deux et du calcul du coefficient de Cramer. Enfin, nous avons repris les taux de sortie calculés initialement pour modéliser le comportement de nos assurés au-delà de quatre mois de maintien.

Nous avons ensuite effectué une validation de ces nouveaux taux en utilisant deux *backtesting*. Nous avons premièrement testé nos estimations de la durée des sinistres en nous plaçant au 31 décembre de chaque année. Cela nous a permis de valider la prudence et la robustesse de notre table dans le temps et face aux années avec des sinistres plus longs, notamment 2019. Le deuxième test effectué comparait, en moyenne d'espérance de maintien puis en prestations, nos estimations avec la durée réelle des sinistres clôturés entre 2012 et 2020. Ces deux tests nous ont permis de conclure que notre table était performante et suivant correctement notre risque.

Puis nous avons étudié les impacts que le changement de notre table de maintien a eu, notamment au niveau de la tarification et du provisionnement. En effet, les nouvelles primes pures construites ont augmenté considérablement, puisqu'elles permettent de corriger l'erreur de sous-provisionnement à long terme de notre ancienne table. De même, nous avons constaté une augmentation de la Provision Mathématique nécessaire pour couvrir nos engagements.

Enfin, dans le contexte particulier actuel de la pandémie de Covid-19, il nous a semblé intéressant de profiter de la construction de notre nouvelle table, qui suit notre risque au plus près, pour étudier les effets de cette nouvelle maladie sur les arrêts de travail que nous avons indemnisés. Une première analyse nous a montré un impact sur la fréquence des arrêts de moins de trois mois mais ne nous a pas permis de conclure à un impact sur la fréquence des arrêts de travail plus longs. Ainsi, nous avons mené deux études différentes sur la durée de ces arrêts de travail de plus de trois mois. Notre première étude porte sur les arrêts ayant été déclarés durant le premier confinement en France, c'est-à-dire entre mars et mai 2020. Cette étude a montré que nos prévisions sur la durée de ces arrêts restaient prudentes comparées à la durée réelle constatée pour ces arrêts. Ainsi, il n'y a pas eu d'impact à la hausse sur la durée des arrêts de travail de plus de trois mois survenus durant le premier confinement. Notre deuxième étude, quant à elle, a concerné les arrêts dont la durée dépassait trois mois en mars 2020. En effet, c'est à partir de ce moment que le contexte sanitaire s'est dégradé : les hôpitaux ont été surchargés et ne pouvaient plus accueillir tous les patients, les dépistages et les soins non-urgents ont été reportés. Nous avons constaté que la durée de ces arrêts a été allongée, il a donc fallu plus de temps qu'à l'accoutumé pour le rétablissement de ces malades. Ainsi, pour les malades souffrant de maladie ou d'accident nécessitant un arrêt de travail de plus de trois mois, les premiers soins ont pu être réalisés malgré la pandémie. En revanche, la continuité des soins pour les patients déjà malades depuis plus de trois mois n'a pas été assurée normalement, prolongeant la durée d'incapacité de travail de ces assurés. Cela pourrait peut-être s'expliquer par le caractère moins urgent de la prise en charge des soins lors de la phase de rétablissement du patient qui a alors besoin de rééducation ou de la stabilisation de son état.

Pour terminer, il pourrait être à présent intéressant d'utiliser les tables DSN, nous permettant d'avoir accès à tous les sinistres existants, afin de pouvoir mieux vérifier la forte hypothèse que nous avons émise lors de la construction de nos taux de sortie. De même, il sera possible d'ici la fin d'année d'utiliser notre nouvelle table de maintien afin d'étudier si nous constatons de nouveaux impacts liés à la pandémie et aux confinements d'octobre 2020 et d'avril 2021 qui ont eu lieu en France.

## Table des graphiques

Graphique 1 : Répartition des sinistres par âge .....	22
Graphique 2 : Répartition des sinistres par âge parmi les sinistres de moins d'un mois.....	23
Graphique 3 : Durée moyenne des arrêts de travail selon l'âge à la survenance .....	23
Graphique 4 : Répartition des arrêts de travail selon le mois d'entrée .....	24
Graphique 5 : Répartition des motifs d'entrée dans notre portefeuille .....	25
Graphique 6 : Répartition des trois motifs de sortie dans notre portefeuille .....	26
Graphique 7 : Observation de la durée d'incapacité des personnes entrées en invalidité .....	26
Graphique 8 : Observation de la durée d'incapacité des personnes décédées .....	27
Graphique 9 : Nombre de morts selon la durée de maintien et la classe d'âge .....	27
Graphique 10 : Loi de survie en incapacité selon la classe d'âge.....	28
Graphique 11 : Durée de l'incapacité.....	29
Graphique 12 : Durée de l'incapacité parmi les arrêts de travail sans franchise.....	29
Graphique 13 : Durée moyenne de la franchise selon le mois et l'année de survenance du sinistre .....	30
Graphique 14 : Taux bruts de sortie.....	35
Graphique 15 : Taux de sortie bruts obtenus à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier .....	37
Graphique 16 : Taux de survie obtenus à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier .....	37
Graphique 17 : Répartition des arrêts de travail par classe d'âge .....	37
Graphique 18 : Comparaison des taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 20 ans et un autre entré en incapacité à 42 ans.....	38
Graphique 19 : Comparaison des taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 60 ans et un autre entré en incapacité à 42 ans.....	38
Graphique 20 : Taux de sortie bruts estimés par Kaplan Meier entre 25 et 65 ans .....	39
Graphique 21 : Graphique dynamique représentant les taux de sortie bruts estimés par Kaplan Meier entre 25 ans et 65 ans. ....	39
Graphique 22 : Différence entre les taux bruts de sorties et les taux estimés à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier .....	39
Graphique 23 : Logarithme de la variance de Greenwood .....	40
Graphique 24 : Taux de survie à 30 ans et intervalle de confiance .....	41
Graphique 25 : Taux de survie à 40 ans et intervalle de confiance .....	41
Graphique 26 : Taux de survie à 60 ans et intervalle de confiance .....	42
Graphique 27 : Moyenne mobile (1/2 ; 1/2) .....	44
Graphique 28 : Moyenne mobile (1/2 ; 1/2) avec correction des problèmes aux bords.....	44
Graphique 29 : Taux de sortie lissés par moyenne mobile à 40 ans.....	45
Graphique 30 : Taux de sortie lissés par la méthode de Whittaker-Henderson avec un vecteur de poids construit a priori .....	47
Graphique 31 : Observation des irrégularités dans les taux de sortie à 65 ans.....	47
Graphique 32 : Taux de sortie lissés par la méthode de Whittaker-Henderson avec un vecteur de poids construit a posteriori .....	48
Graphique 33 : Observation des taux à 40 ans .....	48
Graphique 34 : Observation des taux à 65 ans .....	48
Graphique 35 : Maintien prédit en nombre des individus entrés en incapacité à 42 ans (âge moyen de notre portefeuille).....	50
Graphique 36 : Taux de sortie pour un assuré entré en incapacité à 42 ans.....	50
Graphique 37 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 42 ans .....	52

Graphique 38 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 30 ans .....	53
Graphique 39 : Raccordement des taux BCAC et des taux bruts puis lissage.....	53
Graphique 40 : Taux de sortie à 30 ans.....	54
Graphique 41 : Taux de sortie à 42 ans.....	54
Graphique 42 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au premier mois.....	54
Graphique 43 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au deuxième mois.....	55
Graphique 44 : Différence entre les taux BCAC et les taux obtenus après le lissage au troisième mois.....	55
Graphique 45 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 1 <sup>er</sup> mois.....	57
Graphique 46 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 2 <sup>ème</sup> mois.....	58
Graphique 47 : Comparaison des différents taux de sortie pour le 3 <sup>ème</sup> mois.....	59
Graphique 48 : Taux de sortie selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité	59
Graphique 49 : Maintien en nombre selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité .....	60
Graphique 50 : Taux de maintien conditionnels.....	61
Graphique 51 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à t = 0 .....	63
Graphique 52 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à t = 6 mois .....	63
Graphique 53 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge à t = 12 mois .....	64
Graphique 54 : Espérance de maintien en mois à t = 0 .....	66
Graphique 55 : Espérance de maintien en mois à t = 6 mois.....	67
Graphique 56 : Espérance de maintien en mois à t = 12 mois.....	67
Graphique 57 : Espérance de maintien en mois à t = 24 mois.....	68
Graphique 58 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 0 .....	69
Graphique 59 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 6 mois	69
Graphique 60 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 12 mois .....	69
Graphique 61 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 24 mois .....	69
Graphique 62 : Nombre d'arrêts de travail selon le mois de survenance et la durée de l'arrêt	77
Graphique 63 : Impact de la Covid sur la répartition des sinistres par mois de survenance en 2020.....	78
Graphique 64 : Répartition "classique" des sinistres par mois de survenance sur la base des sinistres survenus entre 2012 et 2019 .....	78
Graphique 65 : Nombre d'arrêts de travail observés entre mars et mai 2020 par âge .....	79
Graphique 66 : Nombre d'arrêts de travail de plus de 3 mois observés entre mars et mai 2020 par âge.....	79
Graphique 67 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 30 ans .....	81
Graphique 68 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 40 ans .....	81
Graphique 69 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 60 ans .....	81
Graphique 70 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 30 ans .....	84
Graphique 71 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 40 ans .....	84
Graphique 72 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 60 ans .....	84

Graphique annexe 1 : Taux de survie à 25 ans et intervalle de confiance.....	97
Graphique annexe 2 : Taux de survie à 50 ans et intervalle de confiance.....	97
Graphique annexe 3 : Moyenne mobile avec des poids 1/3 et 2/3.....	98
Graphique annexe 4 : Moyenne mobile avec des poids 1/4 et 3/4.....	98
Graphique annexe 5 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 25 ans .....	99
Graphique annexe 6 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 50 ans .....	99
Graphique annexe 7 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 60 ans .....	99
Graphique annexe 8 : Taux de sortie selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité.....	100
Graphique annexe 9 : Maintien en nombre selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité.....	100
Graphique annexe 10 : Taux de maintien conditionnel.....	101
Graphique annexe 11 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à t = 1 mois.....	102
Graphique annexe 12 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à t = 2 mois.....	102
Graphique annexe 13 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à t = 3 mois.....	102
Graphique annexe 14 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 3 mois.....	103
Graphique annexe 15 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 9 mois.....	103
Graphique annexe 16 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 18 mois.....	103
Graphique annexe 17 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 3 mois.....	104
Graphique annexe 18 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 9 mois.....	104
Graphique annexe 19 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 18 mois.....	104
Graphique annexe 20 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 20 ans.....	106
Graphique annexe 21 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 50 ans.....	106
Graphique annexe 22 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 20 ans.....	107
Graphique annexe 23 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 50 ans.....	107

## Table des schémas

Schéma 1 : Obligation de maintien de salaire pour l'employeur.....	11
Schéma 2 : Indemnités versées pour un arrêt de travail.....	12
Schéma 3 : Indemnités versées pour un accident ou une maladie professionnelle.....	12
Schéma 4 : Franchise sans relais.....	14
Schéma 5 : Franchise relais plein salaire.....	15
Schéma 6 : Franchise derniers droits.....	16

## Table des figures

Figure 1 : Résultat du test de Khi deux sur R.....	20
Figure 2 : Résultat du test de Khi deux sur R.....	62

## Table des tableaux

Tableau 1 : Présentation des variables dans les deux bases de données d'Allianz .....	18
Tableau 2 : Formation de la clé et regroupement des lignes par arrêt de travail .....	19
Tableau 3 : Classe de durée pour le test du Khi deux .....	20
Tableau 4 : Classe d'âge pour le test du Khi deux .....	20
Tableau 5 : Proportion par classe d'âge des sinistres dans notre portefeuille .....	23
Tableau 6 : Nombre de décès et d'invalidités observés selon la tranche d'âge .....	27
Tableau 7 : Répartition des durées de franchise dans notre portefeuille .....	28
Tableau 8 : Durée moyenne et âge moyen selon l'année de survenance .....	31
Tableau 9 : Exemple d'incohérence dans les taux bruts .....	43
Tableau 10 : Ecart moyen entre les anciens et les nouveaux taux .....	55
Tableau 11 : Valeur des coefficients servant à la construction des nouveaux taux .....	58
Tableau 12 : Classe de franchise pour le test du Khi deux .....	62
Tableau 13 : Classe de durée pour le test du Khi deux .....	62
Tableau 14 : Résultats obtenus pour le premier Backtesting .....	65
Tableau 15 : Nombre d'arrêts selon la durée d'arrêt observée .....	66
Tableau 16 : Tarifs 2021 .....	73
Tableau 17 : Tarifs 2017 .....	73
Tableau 18 : Augmentation du tarif selon l'âge et la franchise .....	74
Tableau 19 : PSAP calculée selon les différentes tables .....	76
Tableau 20 : Récapitulatif des différences entre maintien simulé et réel de notre première étude .....	80
Tableau 21 : Récapitulatif des différences entre maintien simulé et réel de notre seconde étude .....	83
Tableau 22 : Impact de la Covid-19 âge par âge sur la durée de maintien .....	85
Tableau 23 : Perte liée à l'impact de la Covid-19 selon le tarif utilisé .....	86
Tableau annexe 1 : Observation des taux de maintien conditionnel .....	101
Tableau annexe 2 : Prix BCAC .....	105
Tableau annexe 3 : Espérance de maintien simulée et réelle selon l'âge .....	108

## Références

- Previslima. (2021, 02 19). *La prévoyance en entreprise est-elle obligatoire ?* Récupéré sur <https://www.previslima.fr/question-pratique/la-prevoyance-deces-dentreprise-est-elle-obligatoire-pour-tous-les-salaries.html>
- Actuaris. (2015). *Prévoyance - Risque incapacité / invalidité : Projet de nouvelles tables BCAC. Infotech.*
- Adèle, A. (2016). *Construction d'une table d'expérience pour le maintien en incapacité.* Mémoire d'Actuaire.
- Agrisur. (2013). Récupéré sur <https://agrisur.fr/le-cycle-du-prix-de-lassurance>
- Allianz. (2021). *Qu'est-ce que la prévoyance ?* Récupéré sur <https://www.allianz.fr/assurance-particulier/sante-prevoyance/prevoyance-dependance/conseils-pratiques/definition-prevoyance.html>
- Apicil. (2021, 01 08). *Maintien de salaire, assurance et garantie Incapacité de travail : la mensualisation expliquée.* Récupéré sur Dossier : La Prévoyance de A à Z: <https://pro.apicil.com/actualites/la-mensualisation-expliquee/>
- BCAC. (2002). *Provisionnement de la couverture décès des personnes en arrêt de travail : Note technique.*
- Benoit, V. (2020). *Prévoyance Collective, cours dispensé à l'ISFA en Master.*
- Camol, L. (2014). *Provisionnement de la garantie Incapacité/Invalidité.* Mémoire d'Actuaire.
- Caux, J. (2017). *Modélisation de l'entrée en incapacité de travail en prévoyance collective.* Mémoire d'Actuaire.
- Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques . (2020, 12). *Compte provisoire de la protection sociale 2019 : un solde excédentaire pour la troisième année consécutive.* Récupéré sur <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/compte-provisoire-de-la-protection-sociale-2019-un-solde#:~:text=En%202019%2C%20le%20solde%20de,%2C2%20milliards%20d'euros.>
- Dopierre, L. (2017). *La reprise de risques en prévoyance collective.* Mémoire d'Actuaire.
- Elias, C. (2016). *Construction d'une table d'expérience sur le maintien en invalidité.* Mémoire d'Actuaire.
- Geffray, S. (s.d.). *Analyse des durées de vie avec le logiciel R.* Récupéré sur <http://iml.univ-mrs.fr/~reboul/R-survie.pdf>
- Hasna, B. (2013). *Refonte des lois de maintien en incapacité temporaire de travail.* Mémoire d'Actuaire.
- INSEE - Florence Léger, H. L.-P.-B. (2014, 11 20). *En début de carrière, les mobilités permettent d'améliorer la qualité de l'emploi.* Récupéré sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1285660>

- Insee. (2021, 03 29). *Âge moyen de la mère à l'accouchement, Données annuelles de 1994 à 2020*. Récupéré sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381390#:~:text=Lecture%20%3A%20en%202020%2C%20l'accouchement%20atteint%2030%2C8%20ans.>
- Insee Références. (2020, 02 27). *Population Active*. Récupéré sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4277653>
- Le Corre , E. (2012). *Constitution de groupe homogènes de risque dans le cadre de Solvabilité II*. Mémoire d'Actuaire.
- Lim, R. (2012). *Provisionnement en arrêt de travail et impact de la réforme des retraites*. Mémoire d'Actuaire.
- Planchet , F., & Eby, A. (2017). *Construction d'une loi de maintien BCAC en arrêt de travail*.
- Planchet, F. (2020). Modèles de Durée, Cours dispensé à l'ISFA.
- Rédaction des Editions Tissot. (2015, 06 01). *Prévoyance : mutualisation des garanties au 1er juin 2015*. Récupéré sur <https://www.editions-tissot.fr/actualite/droit-du-travail/prevoyance-mutualisation-des-garanties-au-1er-juin-2015>
- Saint Pierre, P. (2015). Introduction à l'analyse des durées de survie.
- Seghir, M. (2009). *Construction d'une boîte à outils pour la création et l'analyse de tables d'expérience*. Mémoire d'Actuaire.

# Lexique

Backtesting : test rétro-actif de validité d'un modèle

BCAC : Bureau Commun des Assurances Collectives

DSN : Déclarations Sociales Nominatives

PMSS : Plafond Mensuel de la Sécurité Social

NAF : Nomenclature d'Activité Française

CCN : Convention Collective Nationale

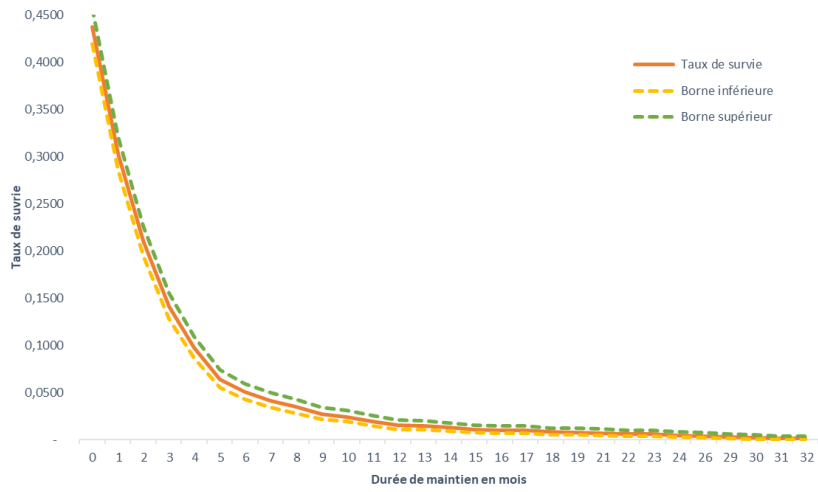
CSP : Catégorie Sociale Professionnelle

AT : Arrêt de Travail

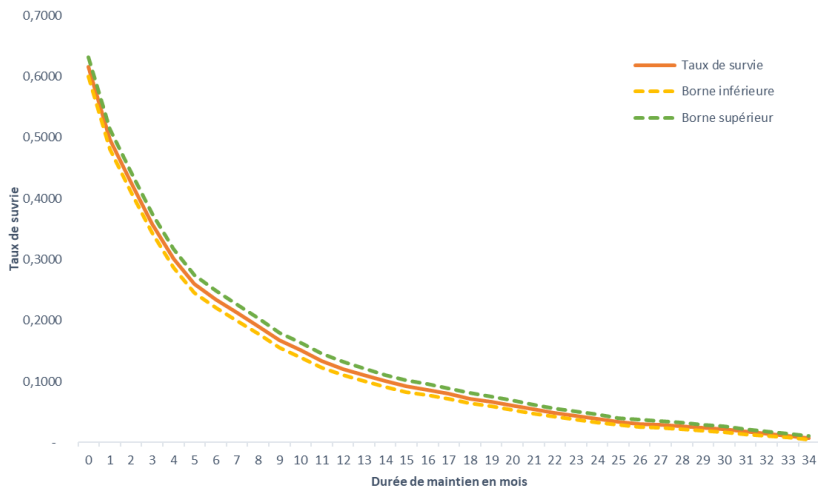
OP\_COM : Opération Commerciale



# Annexe A



Graphique annexe 1 : Taux de survie à 25 ans et intervalle de confiance

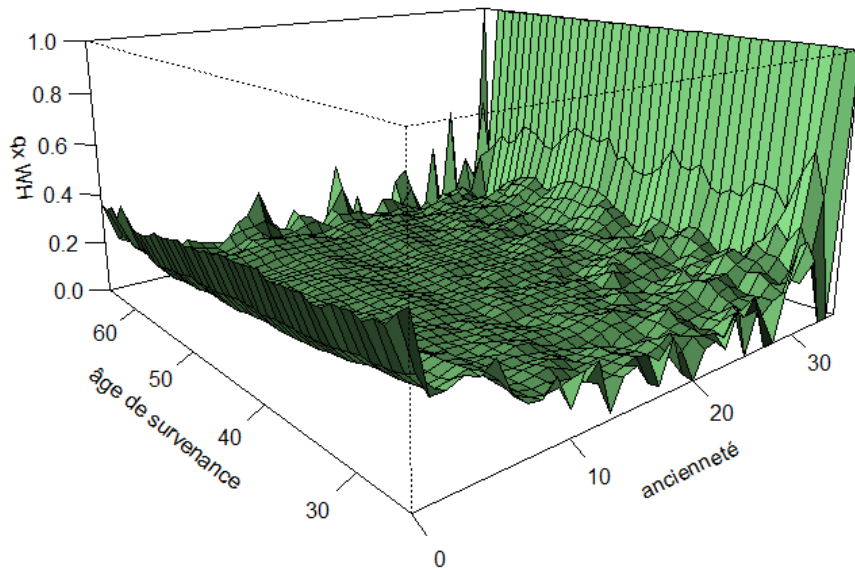


Graphique annexe 2 : Taux de survie à 50 ans et intervalle de confiance

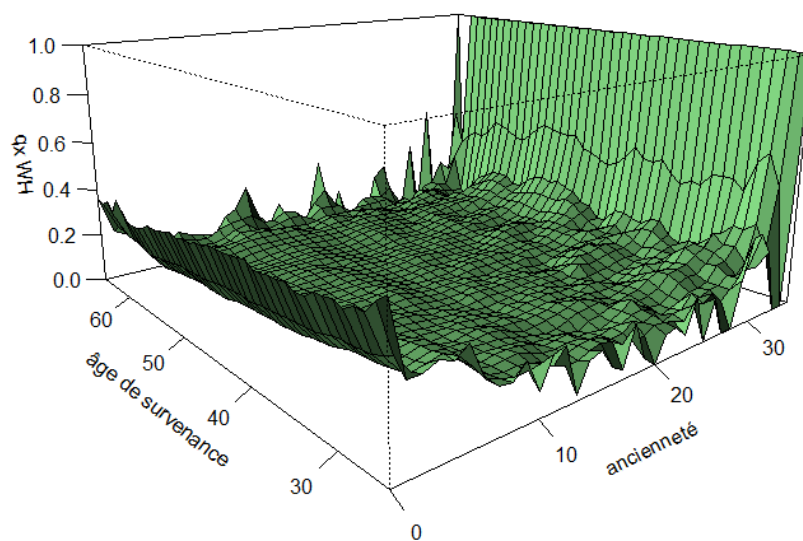
## Annexe B

Lissage par moyenne mobile pour des poids de :

- $\frac{1}{3}$  pour le point initial et  $\frac{2}{3}$  pour la pondération relative aux points adjacents,
- $\frac{1}{4}$  pour le point initial et  $\frac{3}{4}$  pour la pondération relative aux points adjacents.

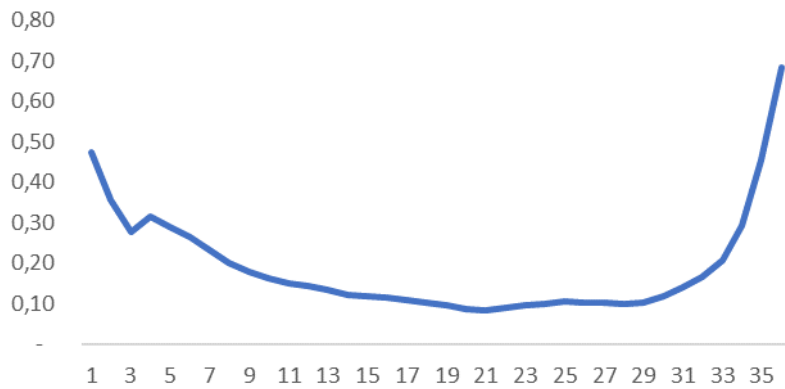


Graphique annexe 3 : Moyenne mobile avec des poids 1/3 et 2/3

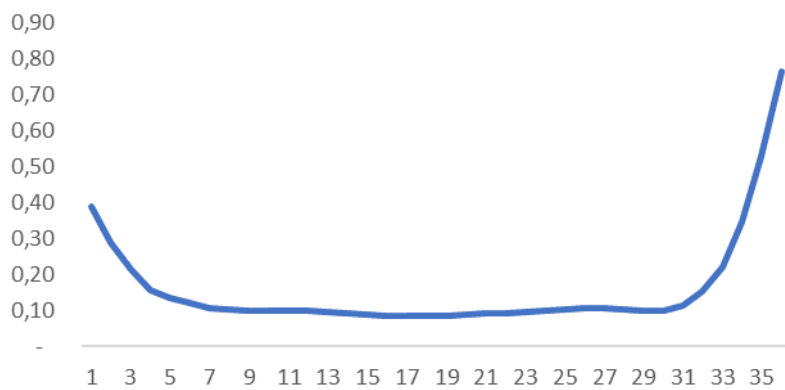


Graphique annexe 4 : Moyenne mobile avec des poids 1/4 et 3/4

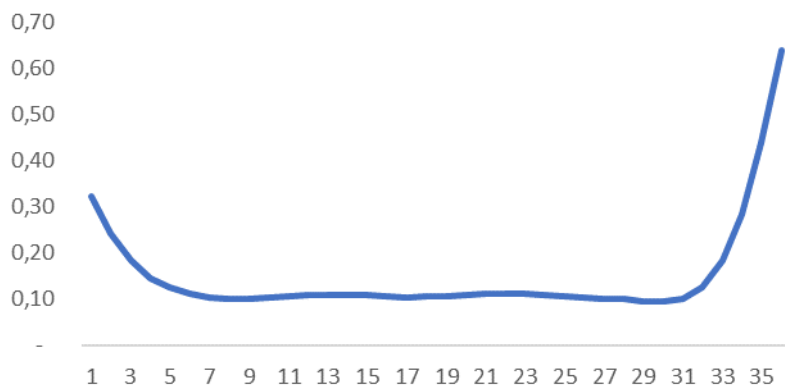
## Annexe C



Graphique annexe 5 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 25 ans

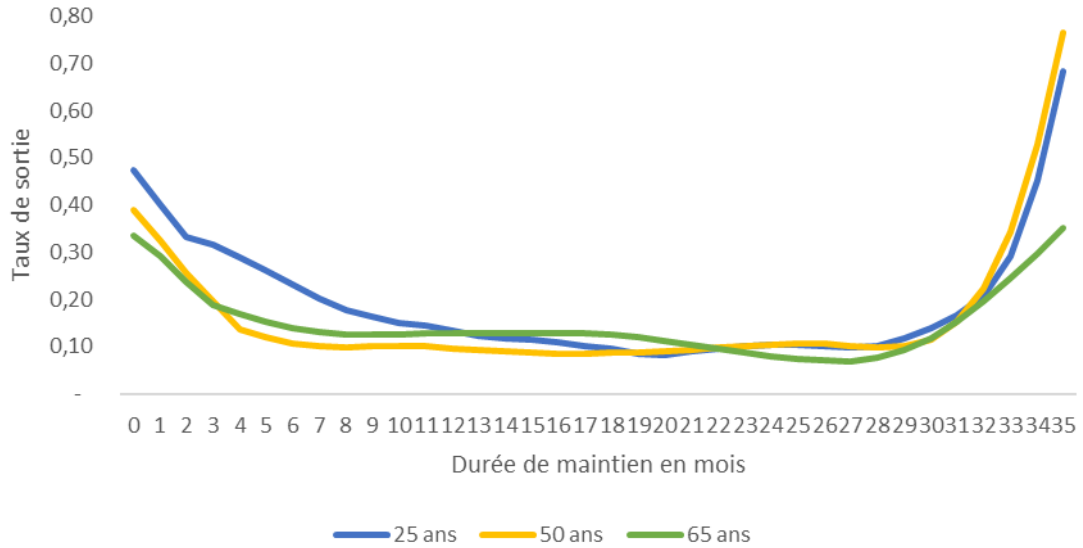


Graphique annexe 6 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 50 ans

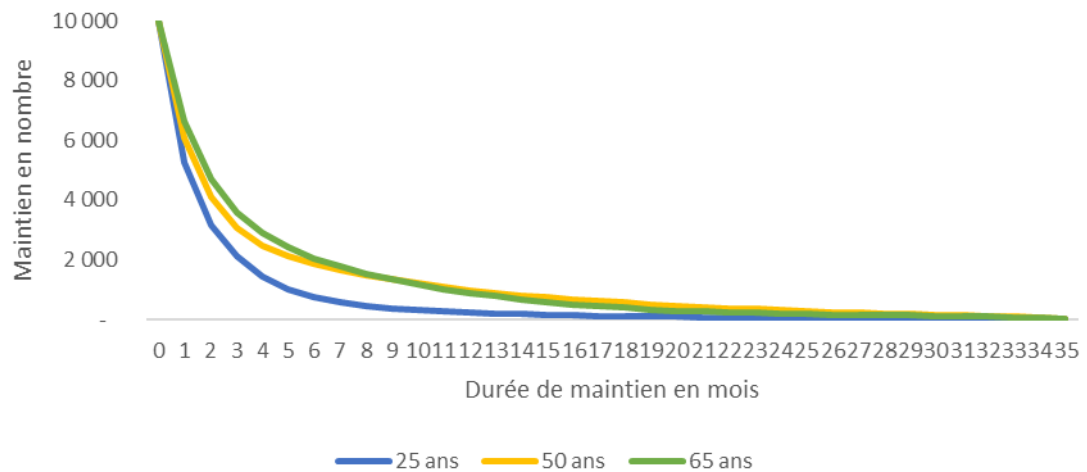


Graphique annexe 7 : Raccordement de la table BCAC sur 3 mois et de nos taux finaux à 60 ans

## Annexe D

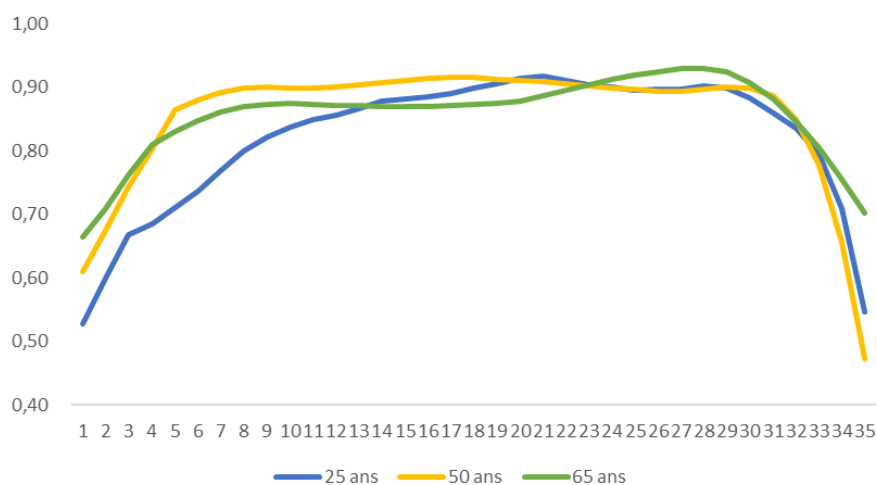


Graphique annexe 8 : Taux de sortie selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité



Graphique annexe 9 : Maintien en nombre selon les différents âges et la durée de maintien en incapacité

# Annexe E



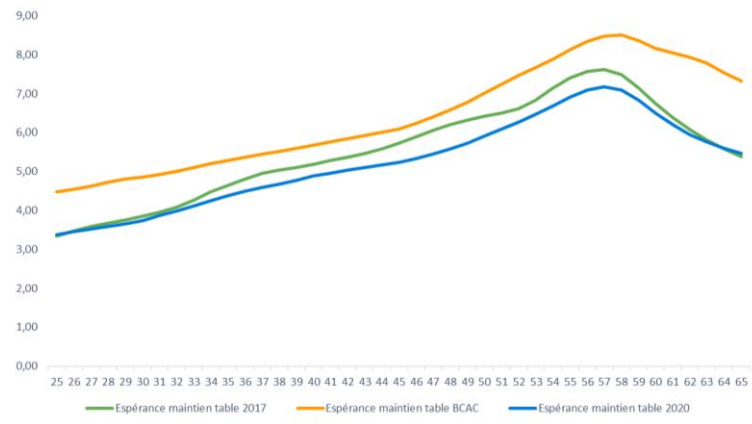
Graphique annexe 10 : Taux de maintien conditionnel

Croissance stabilisée

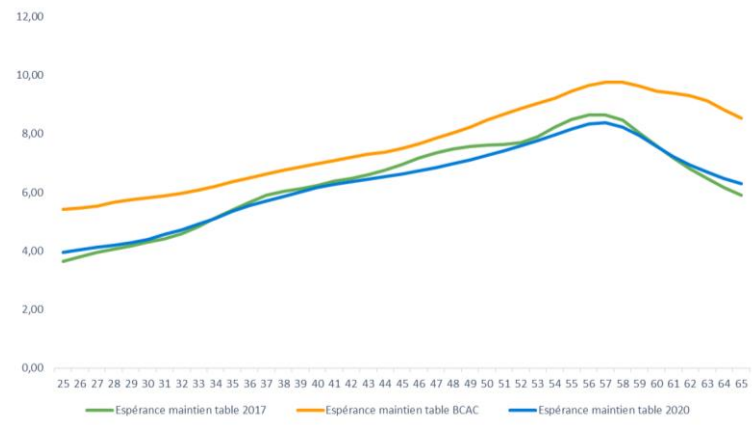
2021	1 mois	2 mois	Croissance	3 mois	Croissance	4 mois	Croissance	5 mois	Croissance	6 mois	Croissance	7 mois	Croissance
25 ans	0,53	0,60	14%	0,67	11%	0,68	2%	0,71	4%	0,74	4%	0,77	4%
26 ans	0,54	0,61	13%	0,67	11%	0,69	3%	0,72	3%	0,74	3%	0,77	4%
27 ans	0,54	0,61	13%	0,67	10%	0,70	4%	0,72	2%	0,74	3%	0,77	4%
28 ans	0,55	0,62	12%	0,68	10%	0,71	5%	0,73	2%	0,74	3%	0,77	4%
29 ans	0,55	0,62	12%	0,68	10%	0,72	5%	0,73	2%	0,75	2%	0,77	3%
30 ans	0,56	0,62	12%	0,69	10%	0,73	6%	0,74	2%	0,76	2%	0,78	3%
31 ans	0,56	0,63	12%	0,69	10%	0,74	8%	0,75	1%	0,76	2%	0,79	3%
32 ans	0,56	0,63	12%	0,69	10%	0,74	7%	0,76	2%	0,77	2%	0,80	3%
33 ans	0,57	0,63	12%	0,70	10%	0,75	7%	0,77	3%	0,79	2%	0,81	3%
34 ans	0,57	0,63	12%	0,70	10%	0,75	8%	0,78	4%	0,80	2%	0,82	3%
35 ans	0,56	0,63	12%	0,70	11%	0,76	8%	0,79	5%	0,81	2%	0,83	2%
36 ans	0,56	0,63	13%	0,70	11%	0,76	8%	0,81	6%	0,82	2%	0,84	2%
37 ans	0,55	0,63	13%	0,70	11%	0,76	9%	0,81	7%	0,83	2%	0,85	2%
38 ans	0,55	0,63	14%	0,70	12%	0,76	9%	0,82	8%	0,84	2%	0,86	2%
39 ans	0,55	0,63	14%	0,70	12%	0,77	9%	0,83	8%	0,85	2%	0,86	2%
40 ans	0,55	0,63	14%	0,70	12%	0,77	9%	0,83	8%	0,85	2%	0,87	2%
41 ans	0,56	0,63	13%	0,71	12%	0,77	9%	0,84	9%	0,86	2%	0,87	2%
42 ans	0,56	0,63	13%	0,71	12%	0,77	9%	0,84	9%	0,86	2%	0,88	2%
43 ans	0,56	0,64	13%	0,71	12%	0,77	9%	0,85	9%	0,87	2%	0,88	2%
44 ans	0,57	0,64	13%	0,71	12%	0,78	9%	0,85	9%	0,87	2%	0,88	1%
45 ans	0,57	0,64	13%	0,71	12%	0,78	9%	0,85	9%	0,87	2%	0,88	1%
46 ans	0,57	0,64	13%	0,72	12%	0,78	9%	0,86	9%	0,87	2%	0,88	1%
47 ans	0,58	0,65	12%	0,72	11%	0,79	9%	0,86	9%	0,87	2%	0,89	1%
48 ans	0,59	0,66	12%	0,73	11%	0,79	9%	0,86	9%	0,88	2%	0,89	1%
49 ans	0,60	0,66	11%	0,74	11%	0,80	8%	0,86	8%	0,88	2%	0,89	1%
50 ans	0,61	0,68	11%	0,74	10%	0,80	8%	0,86	8%	0,88	2%	0,89	1%
51 ans	0,62	0,69	10%	0,75	9%	0,81	8%	0,87	7%	0,88	2%	0,89	1%
52 ans	0,63	0,70	10%	0,76	9%	0,81	7%	0,87	7%	0,88	2%	0,89	1%
53 ans	0,65	0,71	9%	0,76	8%	0,82	7%	0,87	6%	0,88	2%	0,90	1%
54 ans	0,66	0,71	8%	0,77	8%	0,82	7%	0,88	6%	0,89	1%	0,90	1%
55 ans	0,67	0,72	8%	0,78	8%	0,83	6%	0,88	6%	0,89	1%	0,90	1%
56 ans	0,68	0,73	8%	0,79	8%	0,84	6%	0,89	6%	0,90	1%	0,91	1%
57 ans	0,68	0,74	8%	0,79	7%	0,84	6%	0,89	6%	0,90	1%	0,91	1%
58 ans	0,69	0,74	8%	0,79	7%	0,84	6%	0,89	6%	0,90	1%	0,91	1%
59 ans	0,68	0,73	7%	0,79	7%	0,83	6%	0,88	6%	0,90	1%	0,90	1%
60 ans	0,68	0,73	7%	0,78	7%	0,83	6%	0,88	6%	0,89	2%	0,90	1%
61 ans	0,67	0,72	7%	0,77	7%	0,82	7%	0,87	5%	0,88	2%	0,89	1%
62 ans	0,67	0,71	6%	0,76	7%	0,82	7%	0,86	5%	0,87	2%	0,88	1%
63 ans	0,67	0,71	6%	0,76	7%	0,81	7%	0,85	4%	0,86	2%	0,88	1%
64 ans	0,67	0,71	7%	0,76	7%	0,81	7%	0,84	3%	0,86	2%	0,87	1%
65 ans	0,66	0,71	7%	0,76	7%	0,81	6%	0,83	2%	0,85	2%	0,86	2%

Tableau annexe 1 : Observation des taux de maintien conditionnel

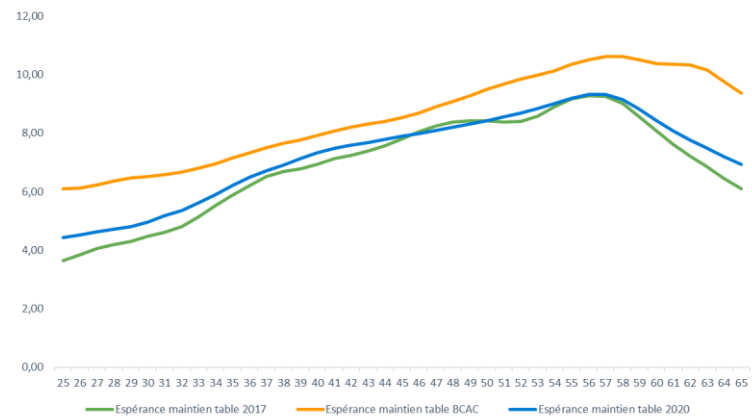
## Annexe F



Graphique annexe 11 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à  $t = 1$  mois

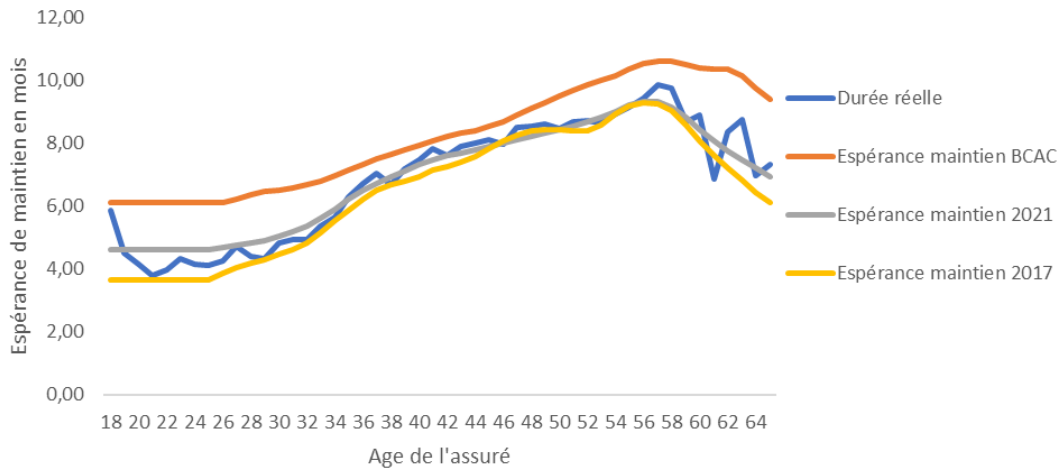


Graphique annexe 12 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à  $t = 2$  mois

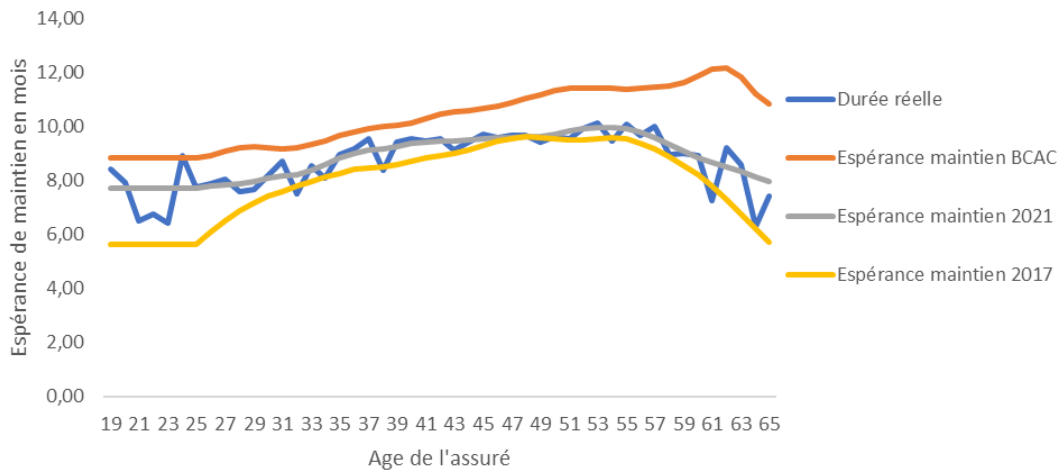


Graphique annexe 13 : Espérance de la durée de maintien en mois selon l'âge après lissage à  $t = 3$  mois

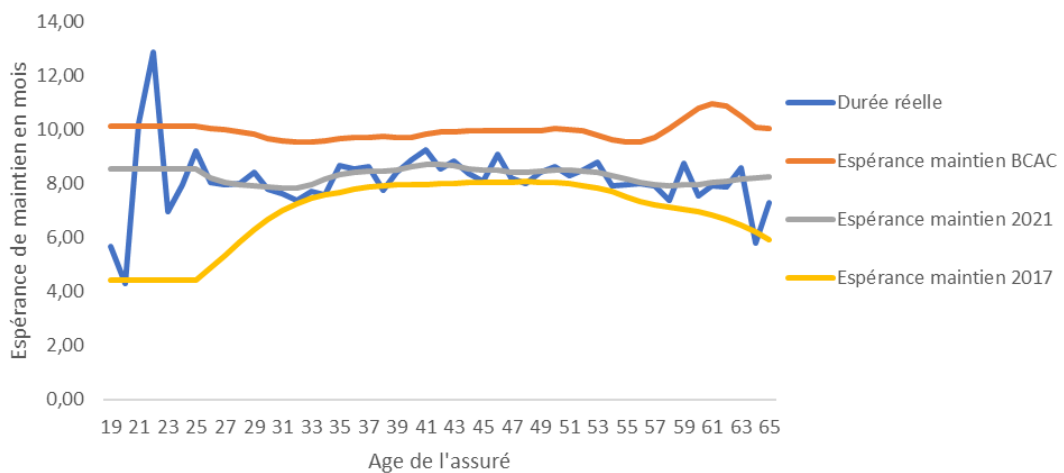
## Annexe G



Graphique annexe 14 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 3 mois

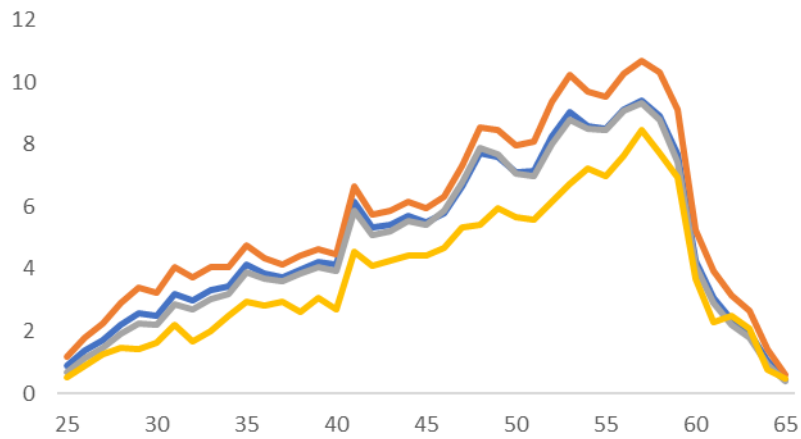


Graphique annexe 15 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 9 mois

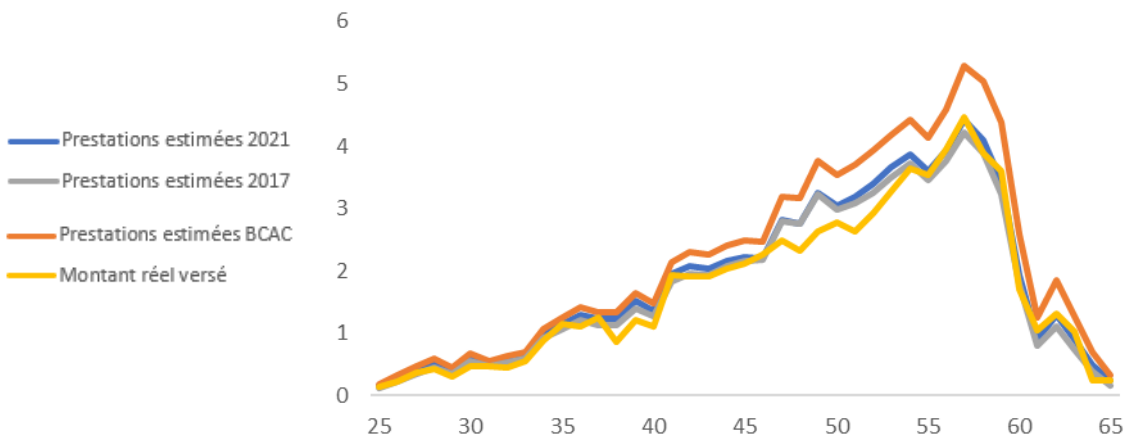


Graphique annexe 16 : Espérance de la durée de maintien selon l'âge à t = 18 mois

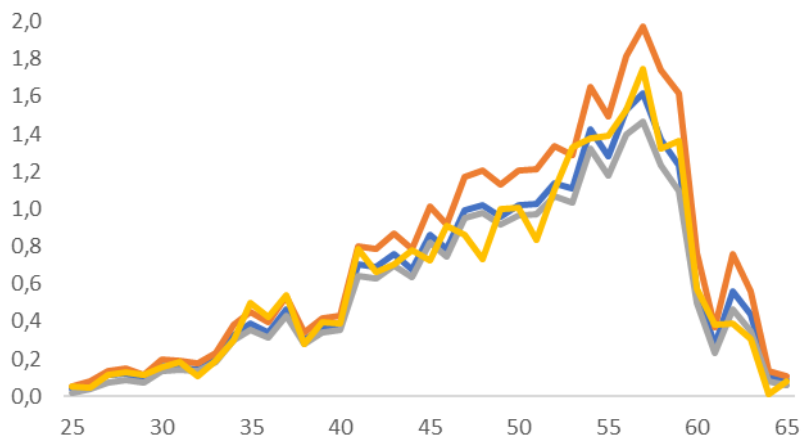
## Annexe H



Graphique annexe 17 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 3 mois



Graphique annexe 18 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 9 mois



Graphique annexe 19 : Prestations en millions d'euros selon l'âge d'entrée en incapacité à t = 18 mois



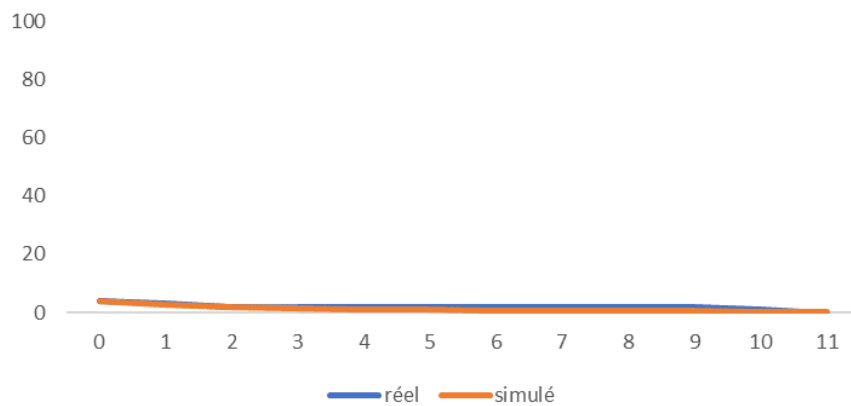
## Annexe I

<b>Tarifs BCAC (en euros)</b>	<b>Franchise 0 jour</b>	<b>Franchise 30 jours</b>	<b>Franchise 60 jours</b>	<b>Franchise 90 jours</b>	<b>Franchise 120 jours</b>	<b>Franchise 150 jours</b>
<b>20 ans</b>	0,183	0,019	0,011	0,006	0,004	0,003
<b>30 ans</b>	0,156	0,029	0,019	0,013	0,010	0,008
<b>40 ans</b>	0,143	0,027	0,019	0,013	0,010	0,008
<b>50 ans</b>	0,170	0,041	0,028	0,021	0,017	0,014
<b>60 ans</b>	0,181	0,053	0,037	0,029	0,024	0,021

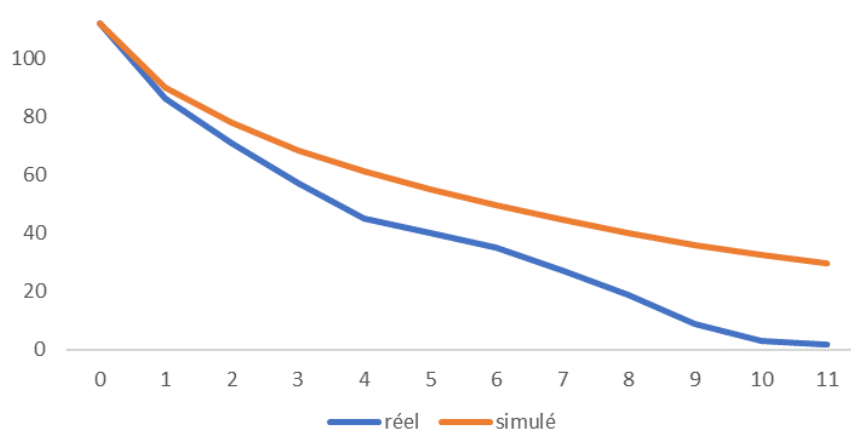
*Tableau annexe 2 : Prix BCAC*

## Annexe J

A des fins de comparaison, nous avons conservé la même échelle pour tous les graphiques que nous avons tracés. Ainsi, nous constatons qu'à 20 ans, la volumétrie des données est nettement inférieure qu'aux autres âges.



Graphique annexe 20 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 20 ans

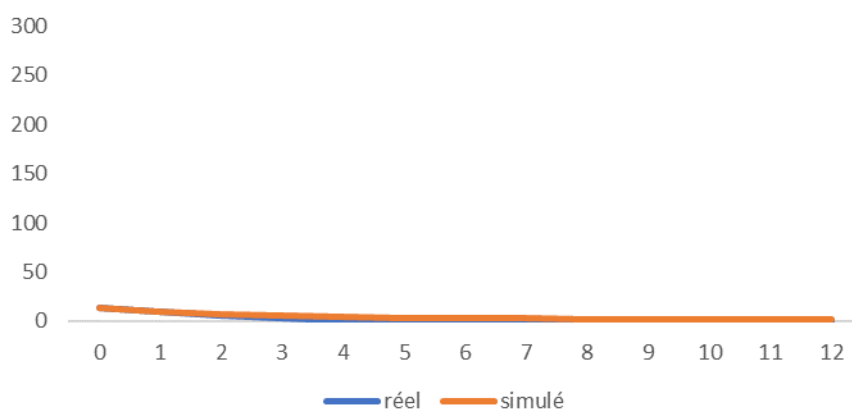


Graphique annexe 21 : Comparaison maintien réel et maintien simulé à 50 ans

## Annexe K

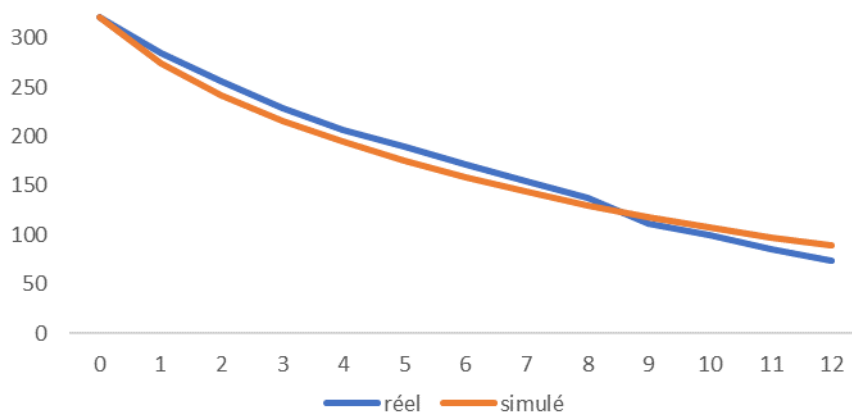
A des fins de comparaison, nous avons conservé la même échelle pour tous les graphiques que nous avons tracés. Ainsi, nous constatons qu'à 20 ans, la volumétrie des données est nettement inférieure qu'aux autres âges.

A 20 ans, notre suivi ne présente pas d'impact puisque notre maintien simulé prévoit que sur les 13 assurés sinistrés, il en restera toujours 1 en incapacité au bout de 6 mois. Or, 12 mois plus tard, tous les assurés sont rétablis. Cependant, le trop faible volume de données ne permet pas de conclure sur un impact ou non lié à la pandémie.



Graphique annexe 22 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 20 ans

En revanche, à 50 ans, nous remarquons bien à nouveau que notre risque a été sous-évalué jusqu'au 9<sup>ème</sup> mois. Il y a un réel impact à la hausse de la durée de maintien en incapacité des assurés à cet âge durant la période observée : de mars à décembre 2020.



Graphique annexe 23 : Comparaison entre le maintien réel et le maintien simulé à 50 ans

## Annexe L

Nous retrouvons ci-après les différences par âge entre le maintien réel et le maintien simulé.

Age	Espérance de maintien simulée (en mois)	Espérance de maintien réelle (en mois)
Tout âge	5,69	6,29
19	4,29	6,71
20	4,21	2,62
21	4,33	4,70
22	4,20	4,40
23	4,22	5,45
24	4,23	5,19
25	4,50	5,48
26	4,43	4,62
27	4,54	4,86
28	4,48	5,19
29	4,64	4,78
30	4,60	5,19
31	4,81	5,19
32	4,98	5,47
33	5,13	5,34
34	5,38	6,45
35	5,53	5,78
36	5,57	6,39
37	5,65	6,24
38	5,83	6,52
39	5,99	6,44
40	5,97	7,11
41	6,19	6,68
42	6,16	6,46
43	6,17	6,32
44	6,24	6,65
45	6,26	6,76
46	6,41	7,27
47	6,42	6,44
48	6,47	6,92
49	6,44	7,58
50	6,48	6,73
51	6,56	6,89
52	6,59	6,82
53	6,63	7,19
54	6,75	7,28
55	6,80	7,23
56	6,90	7,56
57	6,87	7,71
58	6,81	7,97
59	6,58	7,30
60	6,47	7,08
61	6,27	6,59
62	6,13	6,94
63	6,00	7,12
64	5,81	7,29
65	5,66	6,93

Tableau annexe 3 : Espérance de maintien simulée et réelle selon l'âge