

Mémoire présenté pour l'obtention du diplôme de
Statisticien Mention Actuariat de l'ISUP
et l'admission à l'Institut des Actuares

Par : Télina Ranaivosata

Titre : **Impact de la réforme des retraites 2023 sur une table d'expérience
de maintien en incapacité**

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

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

Membres présents du jury de la filière

Entreprise

Nom : Malakoff Humanis

Signature :

*Membres présents du jury de l'Institut
des Actuares*

Directeurs du mémoire en entreprise

Noms : Julie Sanchez, Manon Valdiguié

Signatures :

Jury IA 1

Jury IA 2

Jury IA 3

Jury IA 4

Jury IA 5

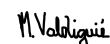
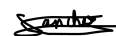


**Autorisation de publication
et de mise en ligne sur
un site de diffusion de
documents actuariels**

*(après expiration de l'éventuel délai
de confidentialité)*

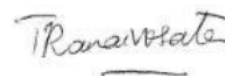
Signatures des responsables entreprise

Secrétariat :



Bibliothèque :

Signature du candidat



Résumé

A travers la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité, ce mémoire a permis d'entrevoir les différents enjeux inhérents au risque arrêt de travail. Cette garantie, au coeur de problématiques sociales et juridiques, est influencée par les nouvelles réglementations et les décisions de l'Etat. Les travaux menés au cours de ce mémoire présentent un double enjeu. Le premier est la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité afin de s'assurer de la suffisance du provisionnement. Le second est de mesurer un effet indirect de la réforme des retraites 2023 : son impact sur le provisionnement de la garantie Incapacité.

La construction d'une table d'expérience nécessite un portefeuille d'étude fiable, dont le retraitement a été réalisé en suivant les trois critères suivants : pertinence, exhaustivité, exactitude. Malgré l'obtention d'une base d'étude solide, ce mémoire a mis en avant le fait qu'en pratique, ces critères d'apparence simple ne sont pas évidents à mettre en oeuvre.

Une fois l'étude du portefeuille achevée, la première étape de la construction de la table d'expérience, i.e l'estimation des taux bruts, a été entreprise. Il existe pour cela une multitude d'approches, et ce mémoire en présente deux : l'estimateur de Kaplan-Meier et l'estimateur de Hoem des moments. La littérature les a prouvés équivalents dans le cas d'étude par cohorte, et ce mémoire ne fait pas exception.

Les taux bruts ainsi obtenus ont été lissés par la méthode de Whittaker-Henderson en dimension deux. L'estimation des paramètres de lissage a mobilisé l'utilisation d'un critère basé sur la minimisation de l'erreur de prédiction : le critère AIC. Cette méthode élégante mais peu répandue dans les ouvrages actuariels est classiquement mobilisée dans le domaine des statistiques.

La table retenue au sens de la prudence est issue de l'estimateur de Hoem. Son utilisation diminuerait de 22,52% le montant à provisionner au titre de l'incapacité en cours.

La réforme des retraites 2023, en repoussant l'âge légal de départ à la retraite de deux ans de manière progressive, a de potentielles conséquences sur la table d'expérience précédemment construite. Dans cette perspective, un portefeuille d'étude fictif, au sein duquel la réforme a été appliquée de manière rétroactive, a été simulé. La méthodologie présentée au sein de ce mémoire conduit à considérer un impact de l'ordre de 4% sur le provisionnement.

Mots clés : incapacité, provisions pour sinistre à payer, table d'expérience, estimateur de Kaplan-Meier, estimateur de Hoem, lissage de Whittaker-Henderson, critère AIC, réforme des retraites

Abstract

Through the construction of an experience table for temporary disability, this thesis shows the various issues of the life insurance field. This sector is influenced by new regulations and government decisions. The goal of this thesis is to measure an indirect effect of the 2023 pension reform : its impact on reserving of disability cover.

This process can only take place with the use of a reliable study portfolio. Its processing has been carried out in accordance with the following three criteria : relevance, completeness, accuracy. Despite a solid study base, this thesis has highlighted the fact that, in practice, these seemingly simple criteria are not easy to implement.

Once the portfolio study had been completed, the first step in constructing the experience table, i.e. estimating the raw rates, was undertaken. There are a number of approaches, two of them are presented here : the Kaplan-Meier estimator and the Hoem estimator. The literature has shown them to be equivalent in the case of cohort studies, and this thesis is no exception.

The raw rates thus obtained were smoothed by the Whittaker-Henderson method in dimension two. To estimate the smoothing parameters, a criterion based on minimizing the prediction error was used : the AIC criterion. This elegant method, which is not widely used in actuarial science, is classically employed in the field of statistics.

The final table is based on the Hoem estimator. It indicates a difference of -22.52% with the BCAC table in term of reserving.

The 2023 pension reform, by gradually extending the legal retirement age by two years, has potential consequences for the previously constructed experience table. A fictitious study portfolio, in which the reform has been applied retroactively, has been simulated. The impact of the 2023 pension reform on reserving was estimated at 4%.

Keywords : temporary disability, reserves, experience table, Kaplan-Meier estimator, Hoem estimator, Whittaker-Henderson smoothing, AIC criterion, pension reform

Remerciements

Je tiens à remercier chaleureusement Julie Sanchez, responsable de mon alternance. Je la remercie pour sa disponibilité et ses conseils avisés. Ils ont guidé la rédaction de ce mémoire et me serviront toute ma vie.

Sa pédagogie, son expertise et son soutien lors des difficultés ont largement facilité l'élaboration de ce mémoire.

Un grand merci à Manon Valdiguié, manager de l'équipe Inventaire Prévoyance Santé MHP. Elle m'a donné la chance de travailler sur un sujet ambitieux, technique et d'actualité qui m'a grandement intéressée.

Je remercie Garance Genoux, responsable de l'équipe Inventaire, pour ses relectures et sa bienveillance.

Je remercie également Guillaume Biessy, mon tuteur pédagogique, pour son suivi et ses conseils.

Enfin, je remercie tous mes collègues de l'équipe Inventaire, de m'avoir accueilli dans un environnement de travail aussi exigeant que convivial. Un remerciement particulier à Julia Massimiani, Florence Fumo et Marie-Laurence Devaux, qui ont contribué à créer une atmosphère de travail agréable et joyeuse.

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| Résumé | 1 |
| Abstract | 2 |
| Remerciements | 3 |
| Introduction | 8 |
| I Contexte et enjeux de l'étude | 10 |
| 1 Textes fondateurs | 10 |
| 2 La réforme des retraites 2023 | 11 |
| 2.1 Les principales mesures de la réforme | 11 |
| 2.2 Enjeux pour la prévoyance collective | 12 |
| II Présentation du portefeuille d'étude | 12 |
| 3 Présentation du risque étudié : l'incapacité | 13 |
| 3.1 Définition de l'incapacité | 13 |
| 3.2 Principe d'indemnisation | 14 |
| 3.2.1 Niveau 1 : la Sécurité Sociale | 14 |
| 3.2.2 Niveau 2 : l'employeur | 14 |
| 3.2.3 Niveau 3 : l'organisme assureur | 15 |
| 4 Le groupe Malakoff Humanis | 15 |
| 4.1 Un groupe en plein essor | 15 |
| 4.2 Le Service Inventaire Prévoyance Santé | 16 |
| 5 Extraction et retraitements du portefeuille | 16 |
| 5.1 Présentation des données brutes | 16 |
| 5.1.1 Données brutes - Ex Malakoff Médéric | 17 |
| 5.1.2 Données brutes - Ex Humanis | 17 |
| 5.2 Retraitements des portefeuilles | 18 |
| 5.2.1 Retraitements initiaux | 18 |
| 5.2.2 Gestion des rechutes | 19 |
| 5.3 Période d'observation - Censure et troncature | 20 |
| 5.4 Fiabilisation des portefeuilles | 24 |
| 5.5 Regroupement des portefeuilles - Test du Log-Rank | 26 |

| | | |
|------------|--|-----------|
| III | Statistiques descriptives du portefeuille d'étude | 28 |
| 6 | Répartition par sexe | 29 |
| 7 | Répartition des âges à la survenance | 30 |
| 7.1 | Remarques générales | 30 |
| 7.2 | Remarques sur le portefeuille féminin | 31 |
| 7.3 | Remarques sur le portefeuille masculin | 32 |
| 8 | Etude de la durée de maintien en incapacité | 32 |
| 8.1 | Sur le portefeuille entier | 32 |
| 8.2 | Par âge à la survenance | 33 |
| 8.3 | Par catégorie socio-professionnelle | 34 |
| 8.3.1 | Remarques sur la répartition cadres/non-cadres | 35 |
| 8.3.2 | Remarques sur la durée des arrêts pour les cadres et les non-cadres | 35 |
| 8.3.3 | Remarques sur la fréquence des arrêts pour les cadres et les non-cadres | 35 |
| 8.3.4 | Ouverture : introduction à l'étude de l'impact de la réforme des retraites 2023 | 36 |
| IV | Construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité | 37 |
| 9 | Contexte et enjeux de la construction | 38 |
| 9.1 | Présentation de la table de maintien en incapacité | 39 |
| 9.2 | Pourquoi construire une table « sur-mesure » ? | 40 |
| 10 | Première étape de la construction : estimation des taux bruts | 41 |
| 10.1 | Estimateur de Kaplan Meier - Approche non-paramétrique | 41 |
| 10.1.1 | Intérêt des méthodes non-paramétriques et présentation de l'estimateur | 41 |
| 10.1.2 | Analyse des taux de sortie bruts obtenus | 44 |
| 10.1.3 | Intervalle de confiance de l'estimateur de Kaplan Meier - L'estimateur de Greenwood | 45 |
| 10.2 | Estimateur des moments de Hoem - Approche paramétrique | 47 |
| 10.2.1 | Intérêt des méthodes paramétriques et présentation de l'estimateur | 47 |
| 10.2.2 | Analyse des taux de sortie bruts obtenus | 48 |
| 10.3 | Comparaison des taux bruts obtenus | 48 |
| 11 | Deuxième étape de la construction : lissage des taux bruts - La méthode de Whittaker-Henderson selon le critère AIC | 50 |
| 11.1 | Présentation de la méthode | 50 |
| 11.1.1 | Le critère de fidélité | 51 |
| 11.1.2 | Le critère de régularité | 51 |
| 11.1.3 | Les paramètres à estimer pour mettre en oeuvre le lissage | 52 |
| 11.2 | Sélection des paramètres de lissage : le critère AIC | 53 |

| | | |
|-----------|--|-----------|
| 11.2.1 | Impact du choix du paramètre de lissage λ | 53 |
| 11.2.2 | Les méthodes disponibles pour sélectionner le paramètre de lissage λ | 54 |
| 11.2.3 | La méthode retenue : le critère AIC ou Akaike information criterion | 55 |
| 11.3 | Analyse des taux de sortie lissés obtenus | 56 |
| 11.4 | Comparaison des taux de sortie lissés | 58 |
| 12 | Troisième étape de la construction : validation du modèle | 58 |
| 12.1 | Etude de la qualité du lissage | 59 |
| 12.1.1 | Analyse des résidus | 59 |
| 12.1.2 | Test des signes | 60 |
| 12.1.3 | Test des <i>runs</i> | 61 |
| 12.2 | Adéquation du modèle au portefeuille d'étude | 63 |
| 12.2.1 | Analyse graphique de l'écart entre l'ajustement et les observations | 63 |
| 12.2.2 | Etude de l'erreur relative | 66 |
| 12.2.3 | Test du <i>Standardized Incidence Ratio</i> (SIR) | 68 |
| 12.3 | Conclusion de la validation du modèle | 70 |
| 13 | Impact sur le provisionnement - Comparaison avec la table réglementaire | 71 |
| 13.1 | Comparaison avec la table réglementaire | 71 |
| 13.2 | Impact sur le provisionnement | 73 |
| 13.2.1 | Le provisionnement de la garantie Incapacité de travail | 73 |
| 13.2.2 | Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes | 74 |
| V | La réforme des retraites 2023 et la garantie Incapacité - Simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif | 77 |
| 14 | Méthodologie et hypothèses : simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif | 78 |
| 15 | Première étape : estimation du motif de sortie de l'incapacité | 79 |
| 15.1 | Estimation de la proportion de passage en invalidité | 81 |
| 15.1.1 | Présentation de la table réglementaire de passage en invalidité | 81 |
| 15.1.2 | Méthodologie de calcul des taux de passage en invalidité $q_{x,t}^{inv}$ | 82 |
| 15.1.3 | Application - Calcul du nombre de passages en invalidité | 83 |
| 15.2 | Estimation de la proportion de décès | 84 |
| 15.2.1 | Présentation de la loi de mortalité des personnes en incapacité temporaire | 85 |
| 15.2.2 | Méthodologie de calcul des taux de mortalité $q_{x,t}^{dc}$ | 86 |
| 15.2.3 | Application - Calcul du nombre de décès | 86 |
| 15.3 | Estimation de la proportion de reprise d'activité | 87 |
| 15.3.1 | Présentation des études <i>État de santé de la population</i> de l'INSEE et <i>Les arrêts de travail des seniors en emploi</i> de la DREES | 88 |
| 15.3.2 | Méthodologie de calcul des taux de reprise d'activité $q_{x,t}^{reprise}$ | 89 |

| | | |
|-----------|---|------------|
| 15.3.3 | Application - Calcul du nombre de reprises d'activité | 90 |
| 15.4 | Estimation de la proportion de passage à la retraite | 92 |
| 15.4.1 | Méthodologie de calcul des taux de passage à la retraite $q_{x,t}^{retraite}$ | 92 |
| 15.4.2 | Application - Calcul du nombre de passages à la retraite | 92 |
| 15.5 | Répartition des motifs de sortie théoriques obtenus | 93 |
| 16 | Deuxième étape : estimation de l'âge de départ à la retraite après réforme | 94 |
| 17 | Impact de la réforme des retraites 2023 sur la table d'expérience de maintien en incapacité | 97 |
| 17.1 | Estimation des taux de sortie bruts avant et après la réforme | 97 |
| 17.2 | Lissage des taux bruts avant et après la réforme | 98 |
| 18 | Impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité | 100 |
| 18.1 | Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes avant et après réforme | 101 |
| 18.2 | Validation de la méthode : comparaison avec la table du BCAC 2013 | 102 |
| 18.2.1 | Présentation de la table de maintien en incapacité - Version BCAC 2013 | 103 |
| 18.2.2 | Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes - Loi simulée/BCAC 2013 | 103 |
| 19 | Analogie avec la réforme des retraites 2010 - Etude de la hausse de la sinistralité et du phénomène de "déversement" | 105 |
| 19.1 | Réforme des retraites : 2010 VS 2023 | 105 |
| 19.2 | La hausse de la sinistralité : impact de la réforme sur la fréquence des sinistres | 106 |
| 19.2.1 | Et si au contraire, la réforme des retraites 2023 réduisait la sinistralité en Incapacité? | 107 |
| 19.3 | Vers une augmentation du nombre de seniors invalides? - Le phénomène de déversement . . . | 108 |
| 19.3.1 | Analyse du comportement actuel des assurés | 108 |
| 19.3.2 | Le phénomène de déversement | 109 |
| | Conclusion | 111 |
| | Bibliographie | 113 |
| | Annexes | 114 |

Introduction

Le domaine de la prévoyance, qui fait face à de nombreuses problématiques (notamment sociales, juridiques et financières), est en pleine évolution. La norme réglementaire Solvabilité II, en vigueur depuis le 1er janvier 2016, demande aux assureurs de modéliser leurs risques en vision *best estimate*. L'augmentation de l'espérance de vie ou encore les problématiques liées à l'âge de départ à la retraite sont d'autant plus de facteurs qui impactent directement le secteur. Cet environnement en perpétuelle évolution demande un ajustement des techniques actuarielles et une mise à jour régulière des modèles existants.

C'est dans ce contexte que s'inscrivent les travaux menés dans le cadre du présent mémoire.

Ce mémoire porte sur la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité. En effet, selon le règlement de l'ANC, le calcul des provisions relatives au risque arrêt de travail s'appuie sur les tables réglementaires, fournies par le BCAC (Bureau Commun d'Assurances des Collectives). Toutefois, le comportement théorique issu de ces tables peut être différent de celui réellement observé sur un portefeuille donné. L'estimation des provisions qui en résulte peut alors être inexacte, voire imprudente. Dès lors, la réglementation prévoit la possibilité d'utiliser des tables d'expérience certifiées : l'organisme assureur peut construire une table en cohérence avec les données de son portefeuille, si les informations qui y sont contenues sont fiables et d'un volume suffisant. Fort de son expérience, l'équipe Inventaire Prévoyance Santé de Malakoff Humanis a voulu construire une table de maintien en incapacité qui lui soit propre sur un de ses portefeuilles. C'est la mission qui m'a été confiée à travers ce mémoire.

D'autre part, ce mémoire présente une étude des impacts de la réforme des retraites 2023 sur la garantie Incapacité. Cette réforme est à l'origine du décalage générationnel de l'âge de départ à la retraite de deux ans, de manière progressive. Elle entraîne mécaniquement un vieillissement de la population active, ce qui pourrait être révélateur d'une hausse de la sinistralité en arrêt de travail.

Les travaux menés au cours de ce mémoire ont été guidés par la problématique suivante :

Quels sont les impacts de la réforme des retraites 2023 sur une table d'expérience de maintien en incapacité ?

L'objectif fixé est ambitieux, et ne peut être atteint qu'à l'aide d'un important travail de documentation. Tout au long de ce mémoire, des sources externes de nature variée seront mobilisées : des documents réglementaires purement actuariels issus du BCAC, des études réalisées par des institutions publiques telles que l'INSEE ou encore des articles de recherche. Cet apport a eu un double intérêt : enrichir les techniques actuarielles actuelles et apporter des éléments de réponse face au comportement de la population du point de vue de l'arrêt de travail.

En effet, la construction de tables d'expérience a été et sera toujours un sujet d'enjeu majeur, et un certain nombre de mémoires portent sur cette problématique. Elle requiert l'utilisation de nombreuses techniques

actuarielles qui ont fait leurs preuves, mais qui ne sont néanmoins pas standardisées. Dans le domaine des statistiques, la sélection de modèles se fait classiquement selon le critère AIC. Sans dévoiler tous les éléments qui seront détaillés dans la suite, cette technique fiable et robuste a été utilisée dans le cadre de ce mémoire afin de sélectionner les paramètres de lissage optimaux.

D'autre part, en éclairant le comportement de la population du point de vue de sujets tels que le départ à la retraite ou encore l'arrêt de travail, la mobilisation de sources externes a permis de formuler des hypothèses afin de simuler un portefeuille pour lequel la réforme des retraites 2023 serait appliquée de manière rétroactive.

Première partie

Contexte et enjeux de l'étude

Le risque arrêt de travail, contrairement au risque décès, nécessite de décrire le contexte social et juridique qui le définit. En effet, si le constat de la réalisation du risque de décès est évident, le classement d'un individu en arrêt de travail se fait en référence à un ensemble de règles, fixées par le code de la Sécurité Sociale et pouvant évoluer dans le temps. Frédéric Planchet a notamment expliqué cette particularité :

Au contraire de la mortalité, pour l'étude de laquelle le contexte social et juridique n'a que peu d'importance, à tout le moins pour ce qui concerne l'approche technique de ce risque, l'analyse du risque arrêt de travail nécessite de définir dans quel contexte il prend son sens. En effet, si le constat de la réalisation du risque décès est sans ambiguïté, le classement d'un individu en arrêt de travail se fait en référence à un corpus de règles dans une large mesure arbitraire et pouvant évoluer au fil du temps. (...) Dans le contexte assurantiel, la définition des prestations, et de l'intervention de l'assureur, est alignée sur la reconnaissance par la Sécurité Sociale d'un arrêt de travail. Les règles de base qui vont donc conduire à définir ce qu'est un arrêt de travail, avec la distinction entre l'incapacité et l'invalidité, sont donc celles de la Sécurité Sociale.

Après une brève présentation des textes fondateurs régissant le domaine de la prévoyance, les mesures principales de la réforme des retraites 2023 seront exposées. Si l'objectif déclaré des réformes du système de retraite qui se sont succédées en France depuis 1993 est la réduction des déficits des caisses d'assurance-retraite, ces réformes peuvent aussi induire un effet indirect pour les organismes assureurs : l'augmentation des dépenses de santé des seniors, notamment en termes d'arrêt de travail.

1 Textes fondateurs

L'environnement réglementaire de la prévoyance collective est en constante évolution avec des mesures qui se succèdent, impactant le provisionnement des risques. Les textes fondateurs (**la loi Evin** et **l'arrêté du 28 mars 1996**) seront brièvement présentés. L'impact au sein des compagnies d'assurance a été tant au niveau tarifaire, que sur la mise à jour de l'ensemble des documents contractuels des produits de prévoyance.

Dans le but d'harmoniser les règles de prévoyance sur le marché français, **la loi Evin** du 31 décembre 1989 a permis d'établir de nouvelles directives venant renforcer la protection des assurés. Elle instaure notamment l'évaluation des provisions techniques au niveau atteint, la reprise des encours, ou encore le maintien des garanties décès aux invalides et aux incapables.

Le deuxième texte principal encadrant le risque arrêt de travail est **l'arrêté du 28 mars 1996**. Il fixe les règles de provisionnement des prestations incapacité et invalidité. Il instaure notamment le provisionnement de l'incapacité sous la forme d'une provision incapacité en cours et d'une provision invalidité en attente (correspondant au risque pour un incapable de devenir invalide), le provisionnement de l'invalidité en cours,

l'utilisation des tables réglementaires de maintien et de passage établies par le BCAC ou d'une table certifiée, ou encore l'utilisation d'un taux inférieur à 75% du TME (taux moyen des emprunts de l'état français), majoré par 4.5%.

2 La réforme des retraites 2023

La réforme des retraites 2023, en reculant l'âge légal de départ à la retraite, a pour objectif une baisse de coût pour le régime général de retraite par l'augmentation de ses ressources via l'allongement de la durée de cotisation. Cette réforme matérialise le basculement des charges du régime de retraite général vers les régimes de retraite complémentaire, mais également le transfert de charges de l'assurance vieillesse vers les régimes complémentaires d'incapacité et d'invalidité des salariés. Après avoir brièvement exposé les principales mesures de la réforme, les enjeux pour la prévoyance collective seront présentés.

2.1 Les principales mesures de la réforme

1. Report progressif de l'âge légal

L'âge légal de départ en retraite sera relevé progressivement de 62 à 64 ans, au rythme de 3 mois par an à partir du 1er septembre 2023, pour les assurés nés à compter du 1er septembre 1961.

2. Suppression de plusieurs régimes spéciaux

La plupart des régimes spéciaux existants, dont ceux de la RATP, des industries électriques et gazières et de la Banque de France, seront fermés pour les personnes recrutées à compter du 1er septembre 2023. Ces assurés seront affiliés au régime général et à l'Agirc-Arrco pour les droits retraite.

3. Revalorisation des petites pensions

Les pensions des futurs retraités justifiant d'une « carrière complète » (43 ans de cotisations à terme) ne pourront pas être inférieures à 85% du SMIC net (pour une carrière entièrement cotisée au SMIC).

4. Dispositif adapté pour les carrières longues

Ceux qui ont commencé à travailler tôt pourront toujours partir plus tôt que l'âge légal. Le dispositif actuel sera complété de 2 nouvelles bornes d'âge.

5. Surcote pour les mères de famille

Une surcote de pension allant jusqu'à 5% (1,25% par trimestre supplémentaire) sera accordée aux femmes qui, sous l'effet des trimestres validés au titre de la maternité, de l'adoption ou de l'éducation des enfants, auront atteint les 43 annuités requises pour une pension à taux plein un an avant l'âge légal de départ.

6. Évolution de la pénibilité

Le compte professionnel de prévention prenant déjà en compte le travail de nuit et d'autres critères de pénibilité pourra être utilisé pour financer un congé de reconversion professionnelle.

2.2 Enjeux pour la prévoyance collective

En **prévoyance**, le recul progressif jusqu'en 2030 de l'âge de départ à la retraite va augmenter la part des assurés âgés de 62 à 64 ans. Or, une augmentation du nombre de décès est observée sur cette tranche d'âge et les capitaux décès étant indexés sur le dernier salaire, les sommes versées par l'organisme assureur seront plus importantes.

La tranche des 62-64 ans est également plus touchée par les arrêts de travail, en fréquence et en durée. En **incapacité**, les organismes assureurs devront faire face à des augmentations du nombre d'assurés suite à l'extension de la période de maintien dans l'emploi de 62 à 64 ans. Une potentielle hausse du coût des indemnités journalières est également à prévoir. En **invalidité**, la réforme des retraites n'a pas d'effet sur l'âge de départ des personnes concernées.

En **santé**, la réforme va également impacter le secteur assurantiel. En effet, la consommation des soins augmente avec l'âge tandis que leur nature évolue, pour davantage d'hospitalisation, dont le coût est plus élevé.

Conclusion de la première partie du mémoire :

Le domaine de la prévoyance collective est en constante évolution, notamment les réformes des retraites impactant lourdement les régimes de prévoyance complémentaire. La problématique des organismes assureur sera de répercuter ses engagements futurs sans augmentation trop importante des cotisations, tout en pilotant de façon rigoureuse les comptes de résultats de l'ensemble des risques associés à la prévoyance, afin de ne pas être déficitaire.

Les assureurs se doivent de maîtriser leurs risques dans ce contexte d'évolution perpétuelle, et donc de s'assurer de la suffisance de leur provisionnement via la construction de tables d'expérience.

C'est dans ce contexte que s'inscrivent les travaux menés au cours de ce mémoire. **Son objectif est d'entrevoir les impacts d'un décalage de l'âge légal de départ à la retraite sur une table d'expérience de maintien en incapacité.**

Afin de mesurer l'impact de la réforme des retraites 2023 sur la garantie Incapacité, une table d'expérience de maintien en incapacité sera construite. Ce projet ne peut être réalisé qu'à l'aide d'un portefeuille d'étude solide, dont la présentation sera faite dans le chapitre suivant.

Deuxième partie

Présentation du portefeuille d'étude

L'objet de ce mémoire est, entre autres, de construire une loi de maintien en incapacité à partir d'un portefeuille couvert par le Groupe Malakoff Humanis. Après une brève présentation du groupe et du risque concerné par l'étude, le retraitement et le processus de fiabilisation des données effectués seront décrits. Ces étapes sont nécessaires afin de vérifier l'absence d'incohérence et d'aboutir à une base de données fiable. En effet, manipuler le portefeuille est essentiel pour se l'approprier, pour la connaissance du risque ou encore pour déterminer une période d'observation sur laquelle appliquer les méthodes de construction.

L'étude est basée sur deux portefeuilles d'arrêt de travail, qui seront regroupés après avoir vérifié que les populations ciblées ont des comportements similaires. En effet, Malakoff Humanis est né de la fusion des groupes Malakoff Médéric et Humanis, le 1er janvier 2019.

3 Présentation du risque étudié : l'incapacité

Le régime complémentaire est le régime qui vient, comme son nom l'indique, en complément du régime de base de la Sécurité Sociale. En effet, la Sécurité Sociale ne couvre pas la totalité de la perte du salaire. A ce titre, les régimes de prévoyance complémentaires peuvent couvrir l'arrêt de travail. L'arrêt de travail est une période pendant laquelle le salarié est contraint d'interrompre (totalement ou partiellement) son activité professionnelle à la suite d'une maladie ou d'un accident. Il concerne donc la population active, allant de 16 à 70 ans et doit être prescrit par un médecin qui aura constaté cette incapacité. Il en résulte une diminution de gain ou de salaire à laquelle la Sécurité Sociale, l'employeur et le régime de prévoyance complémentaire se proposent de remédier.

Le terme "incapacité de travail" recouvre deux états : l'incapacité temporaire et l'incapacité permanente.

3.1 Définition de l'incapacité

On parle d'incapacité temporaire lorsque l'arrêt de travail n'est pas définitif. Il s'agit de la garantie étudiée dans le cadre de ce mémoire. Par abus de langage, elle sera souvent désignée par le terme "incapacité". On peut distinguer l'incapacité totale, durant laquelle le salarié est dans l'impossibilité absolue, complète et continue de travailler, de l'incapacité partielle, durant laquelle le salarié peut reprendre partiellement son activité avec l'accord de la Sécurité Sociale. Dans les deux cas, la Sécurité Sociale verse des indemnités journalières (réduites pour l'incapacité partielle), après un délai de carence de trois jours. Ce délai permet de réduire le risque d'aléa moral, qui veut que les personnes modifient leur comportement dès lors qu'elles se savent assurées. Dans le cas de l'arrêt de travail, il permet donc de dissuader les assurés de recourir à un arrêt de complaisance. La durée maximale de l'état d'incapacité est de trois ans, après quoi l'assuré peut être classé en invalidité s'il est toujours dans l'impossibilité d'exercer son activité.

3.2 Principe d'indemnisation

3.2.1 Niveau 1 : la Sécurité Sociale

Le versement d'un salaire par l'employeur est la contrepartie de la prestation de travail par l'employé. En principe, l'employeur ne devrait donc pas avoir à verser un revenu au salarié absent en raison d'un arrêt de travail pour maladie ou accident. C'est pour éviter que le salarié ne soit privé de toute ressource financière pendant un arrêt maladie que la Sécurité Sociale intervient en lui garantissant le paiement d'indemnités journalières (IJ). Ces indemnités sont versées à partir du 4ème jour d'arrêt et ce pendant 360 jours maximum, sauf en cas d'affection longue durée. Dans ce cas-là, la durée de versement des IJ est de trois ans. Conformément à l'article R.323-1 du Code de la Sécurité Sociale, cette dernière verse une IJ égale à 50% du salaire journalier de base (correspondant à la moyenne du salaire perçu au cours des trois derniers mois divisée par 91,25 jours), dans la limite de 50,58€ par jour au 1er janvier 2023. Ce montant est calculé tous les ans à partir du salaire journalier de base du SMIC.

3.2.2 Niveau 2 : l'employeur

Ces prestations, de niveau insuffisantes, sont complétées par l'employeur. Le principe de l'indemnisation, tel que nous le connaissons aujourd'hui, trouve ses racines dans la loi de mensualisation du 19 janvier 1978. Entre autres, elle oblige l'employeur à fournir un complément de salaire à ses employés en cas d'arrêt de travail. Ce complément intervient après sept jours d'arrêt de travail, soit à partir du huitième jour. Le salarié doit avoir une ancienneté d'un an dans l'entreprise pour en bénéficier. Pendant trente jours, l'employé reçoit 90% de la rémunération brute qu'il aurait gagné s'il avait continué à travailler. Pendant les trente jours suivants, il recevra les deux tiers de cette même rémunération. Ces temps d'indemnisation (illustrés dans le tableau ci-dessous) seront augmentés de dix jours par période entière de cinq ans d'ancienneté, sans que chacun d'eux puisse dépasser quatre-vingt-dix jours :

| Ancienneté dans l'entreprise | 1ère période d'indemnisation à 99% du salaire déplafonné | 2ème période d'indemnisation à 66,7% du salaire déplafonné |
|------------------------------|--|--|
| 1 à 6 ans | 30 jours | 30 jours |
| 6 à 11 ans | 40 jours | 40 jours |
| 11 à 16 ans | 50 jours | 50 jours |
| 16 à 21 ans | 60 jours | 60 jours |
| 21 à 26 ans | 70 jours | 70 jours |
| 26 à 31 ans | 80 jours | 80 jours |
| 31 ans et plus | 90 jours | 90 jours |

TABLE 1 – Versement des indemnités journalières au titre de la loi de mensualisation

3.2.3 Niveau 3 : l'organisme assureur

Les prestations présentées ci-dessus, versées par la Sécurité Sociale et par l'employeur, peuvent être trop faibles pour garantir des ressources suffisantes en cas d'arrêt de travail. C'est pourquoi les assurés font appel à une couverture supplémentaire, de manière individuelle ou collective, par le biais d'un organisme d'assurance complémentaire tel que Malakoff Humanis.

4 Le groupe Malakoff Humanis

4.1 Un groupe en plein essor

Dans un contexte de réorganisation du secteur de l'assurance en France, l'Autorité de Contrôle Prudential et de Résolution (ACPR), a autorisé la fusion des groupes Malakoff Médéric et Humanis le 1er janvier 2019. Ces deux groupes, paritaires et mutualistes, partagent des valeurs communes.

De cette fusion est né le Groupe Malakoff Humanis. Aujourd'hui, il couvre l'ensemble des besoins de protection de personnes en retraite complémentaire, santé et prévoyance ou encore épargne salariale. Ces derniers permettent aux assurés de se prémunir des risques et des aléas de la vie courante.

A ce titre, Malakoff Humanis reçoit les adhésions des entreprises et les affiliations des salariés, encaisse et gère les cotisations, informe les salariés sur leurs droits futurs, verse les retraites.

Malakoff Humanis est un groupe paritaire et mutualiste, à but non lucratif. Ce principe de gouvernance anime l'ensemble de son organisation. Les décisions du Groupe sont prises de manière collégiale, permettant de mieux défendre les intérêts des entreprises comme ceux des salariés.

Quelques éléments relatifs à l'année 2022 à retenir

- Un chiffre d'affaires s'établissant à 6,4 milliards d'euros, en hausse de 4% par rapport à 2021,
- Le Groupe a maintenu à ses assurés un taux moyen de redistribution parmi les plus élevés du secteur, plus de 83%, particulièrement significatif dans un contexte d'augmentation très importante des dépenses de santé et d'un retour à une inflation élevée,
- La solidité et la pertinence de la stratégie du Groupe ont été reconnues en juillet 2022 par SP Global Ratings et Fitch Ratings qui ont attribué à Malakoff Humanis la note de A+.

Un soutien renforcé aux quatre grandes causes d'intérêt général soutenues par le Groupe Malakoff Humanis est engagé depuis de nombreuses années sur les thématiques du handicap, du cancer, des aidants et du bien vieillir.

En 2023, un nouveau plan stratégique en résonance avec les attentes de la société

La crise sanitaire, puis la crise énergétique, ont changé en profondeur le quotidien des Français et leurs aspirations. Accès aux soins, prévention, nouvelles organisations de travail, proximité, société plus juste et plus responsable..., le besoin d'accompagnement et de protection s'exprime plus fortement. Pour répondre à ces attentes, Malakoff Humanis lance un nouveau projet d'entreprise pour la période 2023-2026, "Smile 26". Ce projet, dont l'ambition est de "faire de Malakoff Humanis le compagnon qui agit pour une protection sociale simple et responsable", fait actuellement l'objet d'une démarche de dialogue et d'appropriation auprès des 10 000 collaborateurs et collaboratrices du groupe.

4.2 Le Service Inventaire Prévoyance Santé

Le Service Inventaire, que j'ai intégré en septembre 2022, est responsable de la réalisation d'études techniques et statistiques permettant d'analyser et de traiter les impacts financiers des contrats souscrits. Ce service est notamment tenu de réaliser les travaux d'inventaire, de produire la segmentation des comptes ou encore de contribuer aux travaux du Business Plan sur la marge technique.

Un grand nombre de ces missions reposent sur l'utilisation de tables réglementaires, fournies par le BCAC. Ces tables, réalisées à partir d'un portefeuille d'assurés en contrats collectifs, proviennent de plusieurs compagnies d'assurance françaises. Afin d'apprécier les risques supportés de manière plus précise, l'équipe m'a chargée de construire une table de maintien en incapacité à partir de sa population sous risque, ses propres assurés afin de s'assurer de la suffisance de son provisionnement.

Ce processus débute dès la création d'un portefeuille d'étude solide et d'un volume suffisant, rendu possible grâce à la taille du Groupe Malakoff Humanis. Son extraction et son retraitement seront décrits dans la partie suivante.

5 Extraction et retraitements du portefeuille

5.1 Présentation des données brutes

Les données brutes, sous forme de tables SAS, concernent tous les contrats (en cours ou cloturés) comportant au moins une garantie incapacité. Elles contiennent les données ex Malakoff Médéric (noté MM) et les données ex Humains (noté H), qui sont issues d'outils de gestion différents.

Les données utilisées au cours de cette étude comportent quelques contrats individuels et une majorité de contrats collectifs d'entreprises de tailles différentes : des grands comptes, des CCN (Convention Collective Nationale), des ME-ETI (moyennes entreprises et entreprises de taille intermédiaire)... Il n'y a pas de secteur d'activité majoritaire.

Caractéristiques de la base attendues :

Afin de mener à bien cette étude, la base de données doit remplir deux critères essentiels :

- être en format tête par tête
- contenir des informations concernant aussi bien le sinistre (date de survenance, dates d'indemnisation, montant de la prestation versée...) que l'assuré (date de naissance, catégorie socio-professionnelle, sexe...)

5.1.1 Données brutes - Ex Malakoff Médéric

Une base remplissant les conditions évoquées ci-dessus existe dans les données brutes ex Malakoff Médéric. Les retraitements seront directement effectués sur cette base.

5.1.2 Données brutes - Ex Humanis

Il n'existe pas de base remplissant les conditions évoquées ci-dessus dans les données ex Humanis. Pour arriver à nos fins, une jointure interne a été réalisée entre la base comportant les données sinistre et la base comportant les données assuré. La clé de jointure est l'identifiant de l'assuré et la date de survenance du sinistre, variables communes aux deux bases.

Deux bases brutes remplissant les caractéristiques nécessaires au bon déroulement de cette étude sont finalement obtenues. Seules les variables utiles sont conservées et sont présentées ci-dessous :

| Variable relative à/au | Variable |
|------------------------|--|
| Contrat | Numéro du contrat Garanties |
| Sinistre | Identifiant Date de survenance Date de premier jour indemnisé Date de dernier jour indemnisé Montant de la prestation versée |
| Assuré | Nom Prénom Date de naissance Sexe CSP (catégorie socio-professionnelle) |

TABLE 2 – Variables présentes dans les données brutes

A partir des données brutes, les variables suivantes ont été créées :

- un identifiant unique par assuré, composé de son nom, prénom et date de naissance,
- l'âge de l'assuré à la survenance,
- le nombre de jours indemnisés.

Une variable indiquant la profession de l'assuré a également été créée à partir des données brutes afin d'uniformiser les modalités présentes dans les données ex MM et dans les données ex H.

Elle peut prendre les modalités suivantes :

- cadre,
- non cadre,
- ensemble du personnel.

La modalité "ensemble du personnel" regroupe les assurés pour lesquels la catégorie socioprofessionnelle n'est pas renseignée dans les données brutes.

5.2 Retraitements des portefeuilles

Le retraitement des portefeuilles est une étape clé de cette étude car il permet de refléter au mieux le comportement de la population sous risque. Un temps de travail important a été consacré à cette étape cruciale.

5.2.1 Retraitements initiaux

Chaque portefeuille a été retraité l'un après l'autre afin de :

— Concaténer les lignes relatives à un même sinistre

Les données brutes contiennent une ligne par règlement effectué, c'est-à-dire plusieurs lignes pour un même arrêt de travail. Afin de conserver une ligne par sinistre, on rassemble dans un premier temps les lignes relatives au même identifiant de sinistre. Il s'agit d'une variable présente dans les données brutes. On conserve la date de début d'indemnisation la plus ancienne et la date de fin d'indemnisation la plus récente. On considère comme montant réglé la somme de tous les montants réglés par période de règlement.

Nombre de sinistres obtenus : 327 249 (ex MM) et 376 136 (ex H).

— Exclure les garanties maternité et paternité ainsi que la garantie mensualisation

Les garanties maternité et paternité correspondent à des prestations retranscrites en Incapacité dans les données brutes. Il faut penser à les enlever afin de ne pas fausser notre étude. En effet, notre base comptabilisait alors de nombreux sinistres de 11 jours (congé paternité) ou de 16 semaines (congé maternité) qui ne correspondaient pas à des sinistres d'incapacité. De plus, ces garanties ne sont pas provisionnées par l'équipe.

De même, les garanties mensualisation sont retirées de notre champs d'étude car elles ne sont pas provisionnées.

Nombre de sinistres obtenus : 326 671 (ex MM) et 375 897 (ex H).

— Supprimer les doublons

Au cours d'un contrôle servant à fiabiliser la variable identifiant du sinistre, on remarque qu'il subsiste 2719 lignes présentant des doublons sur la clé identifiant de l'assuré/date de survenance du sinistre pour le portefeuille ex MM et 432 lignes pour le portefeuille ex H. En effet, un individu en état d'incapacité peut travailler dans différentes entreprises dont la couverture complémentaire est prise en charge par notre organisme. Cet individu reçoit alors des prestations correspondant à des contrats différents. Les doublons sont alors supprimés : on ne conserve qu'une ligne par identifiant de l'assuré et par date de survenance. Le montant réglé considéré est la somme de tous les montants réglés par contrat.

Nombre de sinistres obtenus : 323 174 (ex MM) et 372 356 (ex H).

5.2.2 Gestion des rechutes

La rechute, au sens de la Sécurité Sociale, correspond "soit à aggravation de la lésion initiale, soit à l'apparition d'une nouvelle lésion résultant de l'accident du travail". Dans tous les cas, la rechute n'est pas considérée comme un nouvel arrêt de travail, mais comme un prolongement de l'arrêt initial. Par conséquent, la durée d'incapacité causée par la rechute s'ajoute à la durée d'incapacité à l'origine de l'arrêt de travail.

Lorsqu'un individu rechute, nous n'avons pas l'information dans les données brutes : en effet, un nouveau sinistre associé à un nouvel identifiant est alors ouvert.

Dans certaines notices des contrats commercialisés, est notamment indiqué : "Après un premier arrêt de travail que nous avons indemnisé, tout nouvel arrêt de travail pendant la durée de votre affiliation, donnant lieu au paiement des indemnités journalières complémentaires ayant une même cause médicale et survenant dans un délai maximum de deux mois suivant la reprise de votre travail [...], est considéré comme une rechute".

Les sinistres concernant le même assuré ont alors été rassemblés sous la condition suivante : le délai entre les dates de survenance des deux sinistres est inférieur à 2 mois soit 61 jours.

On suppose alors qu'on fait face à un seul sinistre : on conserve la date de début d'indemnisation du sinistre le plus ancien et la date de fin d'indemnisation du sinistre le plus récent. On considère comme montant réglé la somme de tous les montants réglés par sinistre.

Ci-dessous, une représentation graphique pour plus de clarté :

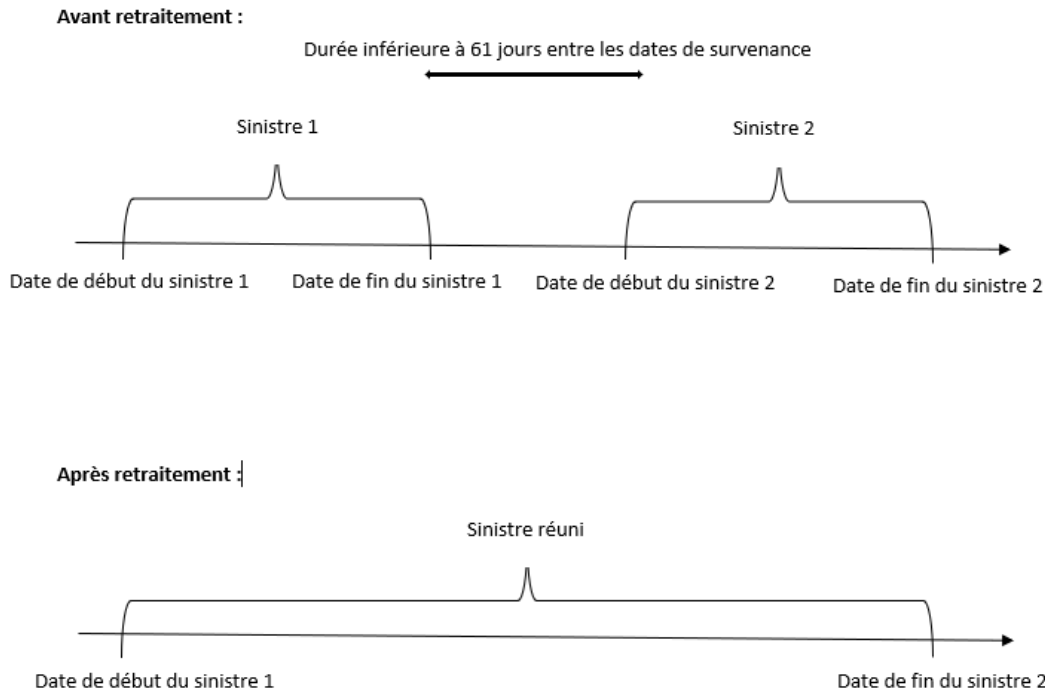


FIGURE 1 – Traitement des rechutes

Ce retraitement n'est pas infaillible car pour certains assurés, il s'agit effectivement de sinistres différents. Néanmoins, il est le plus approprié dans la majorité des cas, d'où ce choix. De plus, ce retraitement conduit à considérer moins de sinistres, mais allonge leur durée. Notre niveau de prudence n'est donc pas impacté négativement.

Les retraitements présentés ci-dessus (concaténation des prestations relatives à un même sinistre, suppression des doublons, gestion des rechutes) sont des étapes indispensables car elles permettent de mieux refléter la réalité de nos assurés. Des vérifications rigoureuses ont été effectuées pour chacune d'elle.

5.3 Période d'observation - Censure et troncature

Il est important d'avoir une période d'observation qui s'étende sur une durée minimale de trois ans, correspondant à la durée maximale en incapacité. En effet, si l'assuré ne peut pas reprendre une activité professionnelle au-delà de ce délai, l'incapacité est transformée en invalidité ou incapacité permanente de travail.

L'idéal serait de considérer plusieurs cycles de trois ans afin d'augmenter la quantité de données recueillies, et in fine la robustesse de nos indicateurs statistiques.

Néanmoins, une étude portant sur une période trop longue pourrait biaiser les résultats en prenant en compte une sinistralité trop ancienne par rapport aux assurés du portefeuille actuel.

L'étude sera donc basée sur une période d'observation de 6 ans.

Il est tentant de prendre une date de fin d'observation récente afin d'obtenir les données les plus actuelles possible. Néanmoins, appliquer ce raisonnement pourrait augmenter fortement la proportion de sinistres censurés (voir la définition ci-dessous) : la durée maximale de maintien en incapacité étant de trois ans, il faudrait fixer une date de fin d'observation qui serait trois ans antérieure à la date actuelle. En conséquence, **la date de fin d'observation est fixée au 31/12/2019**. Afin d'obtenir une période d'observation de 6 ans, **la date de début d'observation est fixée au 01/01/2014**. En considérant toujours le fait que la durée maximale en incapacité soit de trois ans, sont conservés les sinistres dont **la date de survenance est postérieure au 01/01/2011**.

Dans un monde idéal, la modélisation de nos tables peut s'appuyer sur l'observation complète de l'incapacité, depuis le jour d'entrée jusqu'au jour de sortie (voir le premier cas de la figure 2).

Dans la pratique, cette observation est souvent partielle et sélective. En effet, certains assurés sont déjà en état d'incapacité en début d'observation, d'autres le sont toujours à la fin. Ainsi, le choix de la période d'observation nous conduit à définir des notions primordiales des modèles de durées : **la censure et la troncature**.

Afin de mieux appréhender ces notions, nous nous appuyons sur le schéma suivant :

| | 01/01/2014 | Période d'observation | | 31/12/2019 |
|--|------------|-----------------------|--------|---|
| Premier cas : l'assuré entre et sort pendant la période d'observation | | Entrée | Sortie | Le cas idéal |
| Deuxième cas : l'assuré est toujours en état d'incapacité après la fin de la période d'observation | | Entrée | | Sortie Observation censurée à droite |
| Troisième cas : l'assuré est déjà en état d'incapacité avant le début de la période d'observation | Entrée | | Sortie | Observation tronquée à gauche |
| Quatrième cas : association du deuxième et du troisième cas | Entrée | | | Sortie Observation tronquée à gauche et censurée à droite |
| Cinquième cas : assuré non observé | Entrée | Sortie | | Entrée Sortie |

FIGURE 2 – Censure et troncature

A chaque assuré i est associé sa durée de survie T_i . Dans le cadre de notre étude, T_i correspond à la durée de maintien en incapacité.

Censure à droite

Il y a censure à droite lorsqu'au delà d'une certaine limite l , la distribution de T_i devient inconnue.

La variable observée est alors le couple (X_i, D_i) tel que $X_i = \min(T_i, l)$ et $D_i = \mathbb{1}_{\{T_i \leq l\}}$

Dans le cadre de cette étude, il y a censure à droite lorsque l'assuré est toujours en état d'incapacité après le 31/12/2019 (voir le deuxième cas de la figure 2).

Troncature à gauche

Il y a troncature à gauche lorsque T_i n'est pas observable lorsqu'elle est inférieure à un seuil $s > 0$.

La variable observée est alors $T_i^* = \{ T_i \mid T_i > s \}$

Dans le cadre de cette étude, il y a troncature à gauche lorsque l'assuré est déjà en état d'incapacité avant le 01/01/2014 (voir le troisième cas de la figure 2).

Remarque sur la troncature à gauche et la franchise :

Pour rappel, l'objectif de cette étude est d'observer le maintien en incapacité de l'assuré, de son entrée jusqu'à sa sortie. En partant de ce postulat, tous les sinistres sont tronqués à gauche. En effet, la période de franchise n'est pas observée.

Définition de la franchise :

La franchise est la période suivant la survenance du sinistre, pendant laquelle les indemnités journalières ne sont pas versées, ce qui signifie la non-prise en charge du sinistre par l'organisme assureur.

Ainsi, la franchise est calculée comme étant la différence entre le premier jour indemnisé et la survenance du sinistre.

Ce délai, déterminé dans le contrat de prévoyance, est généralement compris entre 0 et 90 jours pour la garantie incapacité.

Pour donner lieu à indemnisation, le sinistre doit être continu et supérieur à la franchise. En d'autres termes, nous n'observons pas dans notre base les sinistres dont la durée est inférieure à la période de franchise.

Il peut bien sûr arriver qu'un assuré soit concerné à la fois par une troncature gauche et par une censure droite (voir le quatrième cas de la figure 2).

Les dates de construction suivantes sont finalement retenues :

- une date de début d'observation ou date de troncature au 01/01/2014,
- une date de fin d'observation ou date de censure au 31/12/2019.

Pour chacun des sinistres, sont alors considérées :

1. La date de début d'observation individuelle correspondant au maximum entre :
 - (a) la date de premier jour indemnisé,
 - (b) la date de troncature globale i.e le 01/01/2014.
2. La date de fin d'observation individuelle correspondant au minimum entre :
 - (a) la date de dernier jour indemnisé,
 - (b) la date de censure globale i.e le 31/12/2019.

Nombre de sinistres obtenus : 159 144 (ex MM) et 187 525 (ex H).

Le portefeuille ex Malakoff Médéric est moins volumineux que le portefeuille ex Humanis. Après vérification dans le fichier récapitulant les prestations, ce résultat est cohérent. En effet, les franchises du portefeuille ex Humanis sont plus courtes, augmentant le nombre d'arrêts courts et donc le volume final.

5.4 Fiabilisation des portefeuilles

Bien avant Solvabilité II, la qualité des données constituait déjà un enjeu essentiel pour les organismes assureur. La donnée constitue la matière première de toute activité d'assurance. En effet, elle est un élément clé pour la qualité de gestion et de la relation client, elle garantit la fiabilité et l'efficacité du processus et elle constitue un prérequis à la maîtrise du provisionnement, des risques de souscription et à la fiabilité des reportings financiers et prudentiels.

Ainsi, la qualité des données est un élément essentiel pour tout assureur, et pour le bon déroulement de cette étude. En effet, des données erronées risquent de fausser les résultats. Un ensemble de contrôles de cohérence et de conformité, résumé dans le tableau ci-dessous, a ainsi été entrepris.

| Contrôle de cohérence | Nombre d'anomalies (ex MM) | Nombre d'anomalies (ex H) |
|---|-------------------------------|------------------------------|
| Date de naissance non renseignée | 40 | 21 |
| Date de premier jour indemnisé < Date de survenance | 7 | 0 |
| Âge à la survenance strictement supérieur à 70 ans | 198 | 191 |
| Âge à la survenance strictement inférieur à 16 ans | 0 | 49 |
| Durée de maintien supérieure à 1095 jours | 305 | 786 |
| Prestations nulles ou négatives | 1 657 | 0 |

TABLE 3 – Contrôles de cohérence

Correctifs principaux des incohérences des portefeuilles :

Des prises de décision concernant les corrections des incohérences présentées précédemment ont été nécessaires afin d'aboutir à une base de données fiable. Ces choix sont récapitulés ci-dessous.

- Date de naissance non renseignée

Les 40 sinistres des données ex MM et les 21 sinistres des données ex H dont la date de naissance est manquante ont été supprimés du périmètre d'observation. En effet, la date de naissance de l'assuré est une donnée nécessaire dans la suite de cette étude, notamment pour calculer l'âge à la survenance.

- Date de premier jour indemnisé antérieure à la date de survenance

Il existe 7 sinistres des données ex MM dont la date de premier jour indemnisé est antérieure à la date de survenance du sinistre. Ces sinistres, non exploitables, sont alors supprimés du périmètre d'observation.

- Âge à la survenance strictement supérieur à 70 ans

En France, l'âge de la mise à la retraite d'office des salariés est de 70 ans. Cela signifie que l'employeur, s'il le souhaite, peut décider de mettre à la retraite d'office ses salariés de 70 ans et plus. En revanche, si l'employeur est d'accord, les salariés peuvent continuer à travailler après cet âge. Suite à un contrôle réalisé sur les maquettes récapitulatives de l'équipe, on s'est aperçu qu'on provisionnait bien des assurés de plus de 70 ans. Malgré que les montants soient moindres, ces sinistres sont conservés dans l'étude.

- Âge à la survenance strictement inférieur à 16 ans

Rappelons que l'arrêt de travail est une période pendant laquelle le salarié est contraint d'interrompre (totalement ou partiellement) son activité professionnelle à la suite d'une maladie ou d'un accident. Il concerne donc une la population active. En France, l'âge minimal à partir duquel il possible de commencer à travailler est de 16 ans. Ainsi, les 49 sinistres des données ex H dont l'âge de l'assuré à la survenance est strictement inférieur à 16 ans ont été supprimés du périmètre d'observation.

- Durée de maintien supérieure à 1095 jours

Certains sinistres ont une durée d'indemnisation très longue. En effet, l'incapacité peut faire suite à des congés longue durée, des congés maladie ou une reprise du travail à mi-temps. Dans ce cas, l'indemnisation (même si elle est d'un montant moindre) continue et l'assuré est toujours considéré en état d'incapacité. La décision prise concernant ces sinistres est de les conserver dans notre portefeuille. Néanmoins, pour ne pas dépasser la durée maximale en incapacité de 1095 jours donnée par la table de maintien, nous pourrions être obligés de forcer la durée de ces sinistres à 1095 jours, ou les forcer à passer en invalidité.

- Sinistres dont la somme des prestations sont nulles ou négatives

Il s'agit de données relatives à des annulations (somme nulle) ou des remboursements (somme négative) de prestations versées. Ainsi, ces sinistres ne sont pas provisionnés. En effet, la rente est calculée sur la base des prestations. Si la rente est nulle, la provision le sera aussi. Ces sinistres sont donc retirés de notre périmètre d'observation.

Nombre de sinistres supprimés : 1 704 soit 1,07% de la base initiale (ex MM) et 70 soit 0,04% de la base initiale (ex H).

5.5 Regroupement des portefeuilles - Test du Log-Rank

Comme évoqué précédemment, le groupe Malakoff Humanis est né de la fusion du groupe Malakoff Médéric et du groupe Humanis.

Pour rappel, l'objectif de ce mémoire est de construire une table de maintien en incapacité sur le portefeuille du groupe tout entier. Avant de concaténer les portefeuilles, **il est légitime de se demander si les assurés ex Malakoff Médéric et ex Humanis ont un comportement équivalent du point de vue du maintien en incapacité.**

De nombreux tests statistiques permettent de comparer les durées de vie respectives de deux échantillons. Plus précisément, on dispose de deux échantillons indépendants, éventuellement censurés, et on souhaite tester l'hypothèse nulle d'égalité des fonctions de survie dans les deux échantillons. Le test de Wilcoxon ou encore le test de Savage, qui sont des approches non paramétriques, peuvent être cités.

Le test réalisé dans le cadre de ce mémoire est le test du Log-Rank.

Hypothèses de validité du test du Log-Rank :

- Comme précisé ultérieurement, **ce test nécessite l'indépendance entre les deux échantillons testés.** Une vérification a donc été réalisée afin de s'assurer qu'il n'y ait aucun sinistre qui soit à la fois présent dans le portefeuille ex Malakoff Médéric et dans le portefeuille ex Humanis. Une fois cette vérification effectuée, le test a pu être réalisé.

- De plus, le test du Log-Rank repose sur une estimation asymptotique, ce qui peut être **invalide si les échantillons ont un volume trop faible.** La taille des échantillons considérés est jugée suffisante.

Comme tout test statistique, le test du Log-Rank vise à tester une hypothèse nulle H_0 contre une hypothèse alternative H_1 . La formulation des hypothèses pour la comparaison des deux courbes associées au portefeuille ex Humanis et au portefeuille ex Malakoff Médéric est la suivante :

H_0 : Les courbes de survie ne sont pas différentes
contre H_1 : Les courbes de survie sont différentes

On obtient le résultat suivant :

```
Call:
survdif(formula = surv(NB_JOURS, NON_CENSURE) ~ ORIGINE, data = MH2)

      N Observed Expected (O-E)^2/E (O-E)^2/V
ORIGINE=H 185087  185086  185084  2.98e-05   3.72
ORIGINE=MM 146701  146696  146698  3.76e-05   3.72

Chisq= 3.7 on 1 degrees of freedom, p= 0.05
```

FIGURE 3 – Résultat du test du Log-Rank

Le test, réalisé sous R, donne une p-valeur de 0,05. Il a été réalisé sur tout le portefeuille, sans distinction sur l'âge à la survenance ou l'ancienneté en incapacité. La seule variable discriminante est le portefeuille d'origine. Comme la p-valeur n'est pas inférieure à 0,01, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée avec un degré de confiance de 99%. **En d'autres termes, il n'y a pas de preuve statistique suffisante pour dire qu'il y a une différence significative entre le comportement des assurés des deux portefeuilles au risque $\alpha = 0,01$.**

Pour une meilleure visualisation, les courbes de survie associées aux deux groupes ont été tracées :

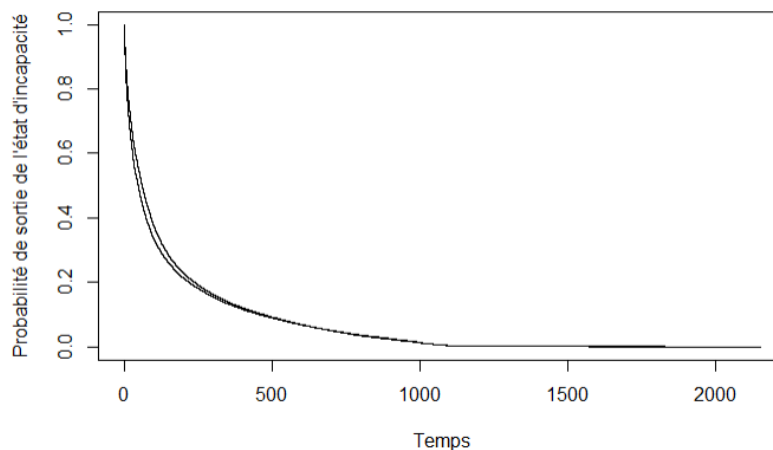


FIGURE 4 – Comparaison des courbes de survie ex MM et ex H

Les deux courbes de survie sont légèrement différentes, mais le test du Log-Rank indique que cette différence n'est pas statistiquement significative.

Une fois le test du Log-Rank effectué, les deux bases sont concaténées. La base retraitée et fiabilisée comportent finalement **344 895 sinistres**.

Malgré les retraitements de nos données brutes et les suppressions suite aux différents contrôles de conformité, le volume de la base finale est très satisfaisant.

Pour rappel, **chaque ligne correspond désormais à un sinistre d'incapacité**.

Conclusion de la deuxième partie du mémoire :

Suite aux différents contrôles de conformité, presque trente fois plus de sinistres ex Malakoff Médéric que de sinistres ex Humanis ont été supprimés pour incohérence des données.

Abordé dans les trois piliers réglementaires de Solvabilité II, le sujet de la qualité des données est transverse. En apparence, les exigences du régulateur en matière de données sont simples et se construisent autour de trois critères : **l'exhaustivité, l'exactitude, et le caractère approprié**. Ce chapitre concernant le processus de fiabilisation des portefeuilles illustre qu'en pratique, la mise en oeuvre de ces critères n'est pas facile à appréhender.

La qualité des données est loin d'être un sujet neuf, mais sa mise en lumière par Solvabilité II notamment, permet aujourd'hui de se poser les bonnes questions en matière de gouvernance opérationnelle.

En effet, augmenter la qualité de ses données permet notamment à l'assureur davantage de fiabilité : produire des données de qualité garantit un reflet fidèle des engagements de l'assureur envers ses assurés.

De nombreuses pistes de réflexion afin d'augmenter la qualité des données mobilisent notamment les nouvelles technologies, tel que le Machine Learning. Cet enjeu, passionnant, mériterait un mémoire à lui-tout seul. N'étant pas le sujet de cette étude, nous nous en tiendrons à ces quelques mots.

La partie suivante se consacre à l'étude statistique de la base ainsi construite. Cette étape cruciale permet notamment de pouvoir nuancer et appréhender les futurs résultats des taux, ou encore donner une idée d'ajustement de la table d'expérience.

Troisième partie

Statistiques descriptives du portefeuille d'étude

Etudier la population sous risque est une étape cruciale lors de la construction d'une table d'expérience. En aidant à prendre du recul sur les éventuelles particularités de la population sous risque, elle permet notamment de pouvoir nuancer et appréhender les futurs résultats des taux, ou encore donner une idée d'ajustement de la table.

Ainsi, l'objectif de cette partie est d'étudier les principales caractéristiques du portefeuille, aussi bien en terme de population sous risque qu'en terme de sinistres, afin d'avoir une meilleure connaissance de celui-ci.

Pour cela, il existe de nombreux indicateurs à étudier. **Seuls les graphiques pour lesquels des explications** (parfois appuyées par des études menées par l'INSEE, parfois restées au stade hypothétique) **pertinentes pour l'étude ont pu être formulées ont été conservés.**

6 Répartition par sexe

La population sous risque comporte 260 531 assurés pour 344 895 sinistres.

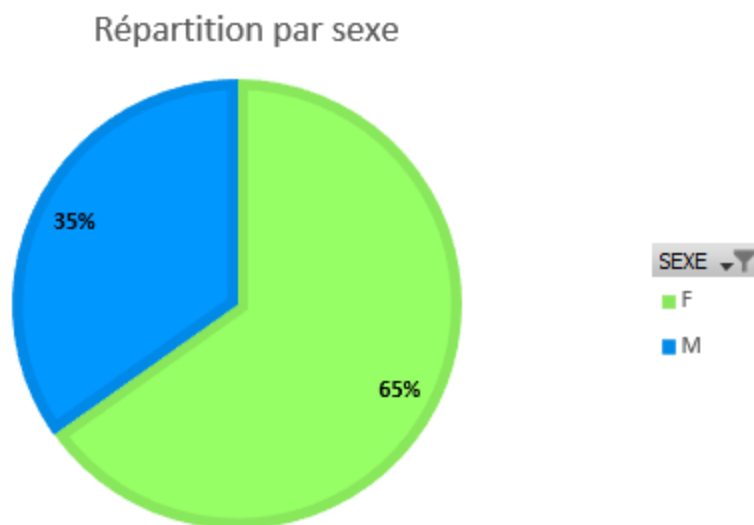


FIGURE 5 – Répartition par sexe

Elle est majoritairement composée de femmes. En effet, ces dernières représentent environ $2/3$ du portefeuille. Les femmes sont de plus en plus nombreuses sur le marché de l'emploi. De manière générale, elles sont plus touchées par l'absentéisme. La maternité (hors congés maternité), l'accompagnement des enfants

et des parents vieillissants, entre autres, les rendent potentiellement plus exposées aux arrêts de travail.

Afin d'identifier des potentielles tendances dans le portefeuille, la répartition des âges à la survenance sera ensuite étudiée, sur le portefeuille entier puis en fonction du sexe de l'assuré.

7 Répartition des âges à la survenance

La répartition du nombre d'arrêts en fonction de l'âge à la survenance de l'assuré permet d'analyser la sinistralité. Des remarques sur la répartition générale seront faites avant d'être affinées par sexe.

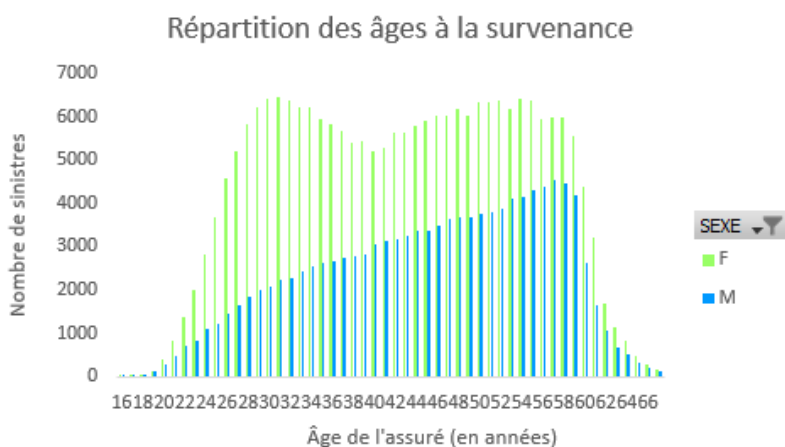


FIGURE 6 – Répartition des âges à la survenance

7.1 Remarques générales

L'âge moyen du portefeuille est de 44 ans.

D'abord utilisé aux États-Unis, le terme senior est arrivé en France dans les années 1980. Il est issu du latin senior et signifie "plus âgé". Selon l'INSEE, **sont considérées comme seniors les personnes âgées de plus de 65 ans**. Les seniors représentent seulement 0,72% de la population étudiée. En effet, cette baisse d'effectifs autour de 65 ans s'explique par le départ à la retraite des assurés. En théorie, le passage à la retraite entraîne la fin des indemnités par la complémentaire prévoyance. En pratique et après vérification, certains assurés de plus de 70 ans continuent d'être indemnisés dans le cadre de la garantie incapacité. Pour rappel, en France, l'âge de passage à la retraite d'office des salariés est de 70 ans. Cela signifie que l'employeur, s'il le souhaite, peut décider de mettre à la retraite d'office ses salariés de 70 ans et plus. En revanche, avec l'aval de leur employeur, les salariés peuvent continuer à travailler après cet âge.

Les seniors ne sont pas les seuls à être sous-représentés dans le portefeuille. En effet, la tranche d'âge des 16-20 ans est minoritaire : elle ne représente que 0,3% des assurés. Deux raisons à cela. La première est que cette tranche d'âge est peu représentée dans le portefeuille assuré. La seconde est qu'une population jeune est moins susceptible de tomber en incapacité, couplé au fait que le taux d'emploi des 16-20 ans est largement inférieur à celui des autres tranches d'âges. Cette hypothèse est appuyée par le graphique ci-dessous, provenant de l'étude *Une photographie du marché du travail en 2021* publiée par l'INSEE en mars 2022 :

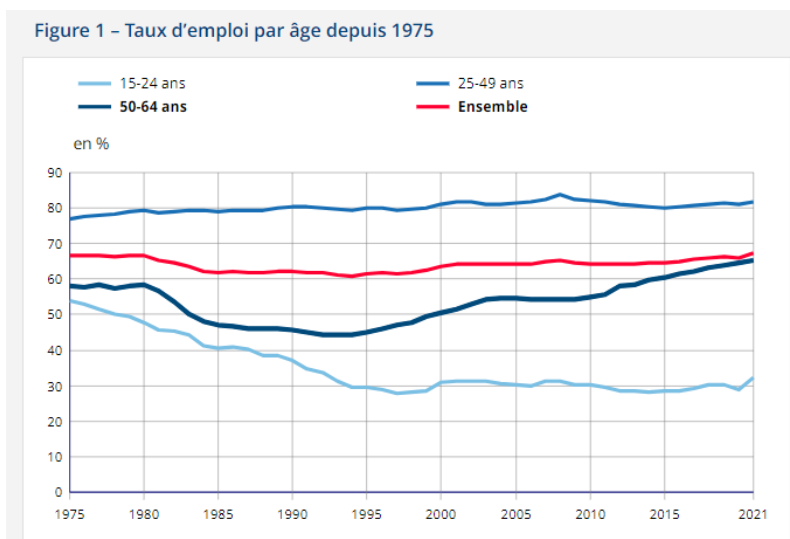


FIGURE 7 – Taux d'emploi par âge depuis 1975. Source : INSEE

Il est clair que le taux d'emploi des 15-24 ans est largement inférieur à celui des autres tranches d'âges, ce qui concorde avec la composition du portefeuille d'étude.

Pour résumer, les tranches d'âge extrêmes (16-20 ans et plus de 65 ans) sont très peu représentées dans le portefeuille. En revanche, les assurés ayant entre 45 et 60 ans à la survenance représentent plus de 45% de la population sous risque.

Pour terminer les remarques sur la figure 2, un pic de sinistralité est observé autour de 60 ans sur le portefeuille masculin comme féminin. Avec l'âge, la santé se dégrade ce qui pourrait potentiellement augmenter le nombre d'arrêts de travail.

7.2 Remarques sur le portefeuille féminin

L'âge moyen du portefeuille féminin est de 43 ans.

En plus du pic de sinistralité autour de 60 ans, on observe un second pic autour de 30 ans. D'après l'INSEE, en 2015, en France, les femmes donnent naissance à leur premier enfant à 28,5 ans en moyenne.

Cela pourrait potentiellement expliquer ce second pic : les éventuelles complications durant la grossesse, la maternité (hors congés maternité) et l'accompagnement des enfants pourrait augmenter la sinistralité autour de 30 ans chez les femmes.

7.3 Remarques sur le portefeuille masculin

L'âge moyen du portefeuille masculin est de 45 ans.

On observe que la sinistralité augmente avec l'âge de manière quasi linéaire jusqu'à 58 ans avant de chuter. Comme expliqué précédemment, cela est probablement dû au départ à la retraite des assurés.

Afin d'orienter la segmentation de la table d'expérience et avoir une meilleure connaissance de la variable cible, la répartition des durées de maintien en incapacité sera ensuite étudiée, et ce sous trois angles : sur le portefeuille entier, par âge à la survenance puis par catégorie socioprofessionnelle.

8 Etude de la durée de maintien en incapacité

Cette partie est consacrée à l'étude de la variable cible, la durée de maintien en incapacité.

Pour chaque sinistre, cette dernière se calcule comme la différence entre la date de fin d'observation individuelle (définie dans la partie 5.3 Période d'observation) et la date de survenance.

8.1 Sur le portefeuille entier

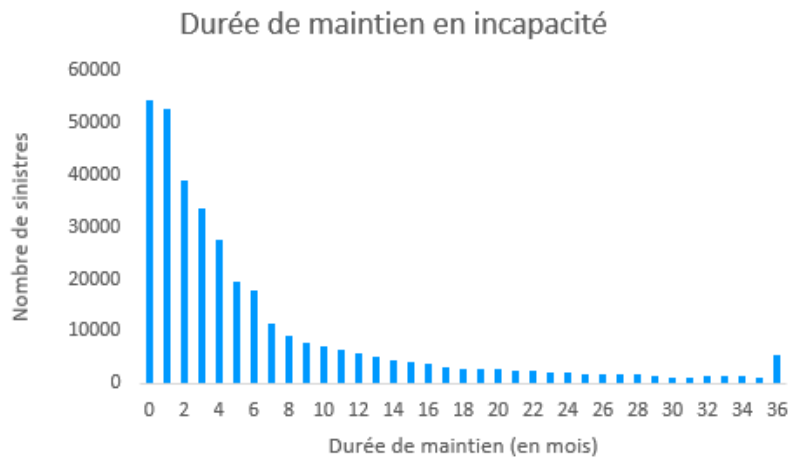


FIGURE 8 – Durée de maintien en incapacité

Ce graphique représente le nombre de sinistres en fonction de la durée (en mois). Il prend en compte tout le portefeuille, sans distinguer l'âge à la survenance, le sexe, la catégorie socio-professionnelle... afin d'illustrer la tendance générale des durées de maintien.

Les arrêts courts sont les plus nombreux : 25% des sinistres durent moins d'un mois, ceux de moins de six mois représentent 69% du portefeuille. Seuls 17% des sinistres dépassent un an d'incapacité.

Un pic de sinistres est observé à 36 mois. Cela est dû au fait que les sinistres dont la période d'indemnisation dépassait la durée maximale en incapacité (pour rappel, trois ans) ont vu leur durée forcée à 36 mois. Ce pic illustre l'aggravation probable de l'état d'incapacité. En effet, les incapables depuis plus de 36 mois évoluent en invalides dans la majorité des cas.

8.2 Par âge à la survenance

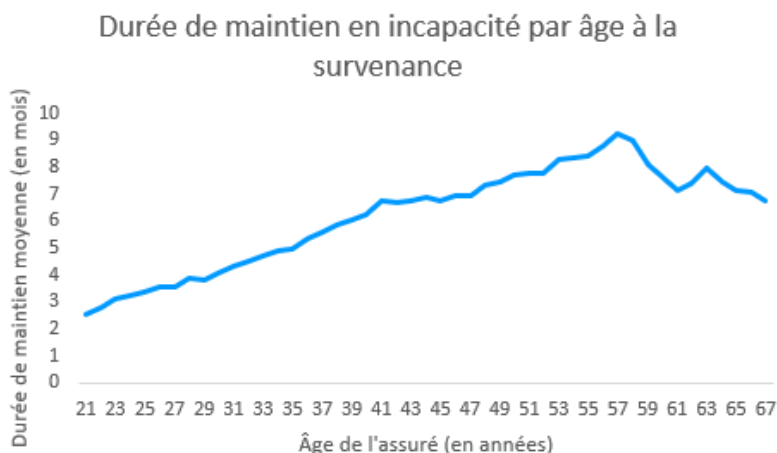


FIGURE 9 – Durée de maintien en incapacité par âge à la survenance

Ce graphique représente la durée moyenne passée en incapacité (en mois) en fonction de l'âge à la survenance.

Pour plus de lisibilité, seule la population ayant entre 21 ans et 67 ans a été représentée. En effet, les observations faites sur la figure 2 indiquent que les tranches d'âge extrêmes (16-20 ans et plus de 65 ans) ont un très faible volume. Pour rappel, elles représentent respectivement 0,3% et 0,72% de notre portefeuille. Ce faible échantillon de sinistres aux âges extrêmes conduit à une **forte volatilité** des durées de maintien pour ces assurés. Pour éviter ce phénomène et avoir une meilleure lecture du graphique, ces tranches d'âge ont été omises.

Ce graphique met en évidence que l'âge a un impact sur la durée moyenne de maintien en incapacité. Il confirme la conjecture que plus l'âge à la survenance est élevé, plus le nombre de mois passés en arrêt

augmente. Pour les assurés les plus jeunes (de 16 à 20 ans), la moyenne est de 2,8 mois alors qu'elle vaut 6,9 mois pour les seniors.

Test d'indépendance du χ^2 :

Ces observations conduisent à la conclusion que la table d'expérience devrait être segmentée par âge. Un test d'indépendance du χ^2 a été réalisé afin de confirmer cette conjecture.

L'hypothèse testée est la suivante :

H_0 : L'âge n'a pas d'influence sur la durée de maintien en incapacité
contre H_1 : L'âge a une influence sur la durée de maintien en incapacité

Le résultat suivant est obtenu :

```
Pearson's Chi-squared test  
data: duree_en_fonction_age  
X-squared = 17867, df = 55, p-value < 2.2e-16
```

FIGURE 10 – Résultat du test d'indépendance du χ^2

La p-valeur associée au test est très faible. Cette observation conduit à rejeter l'hypothèse d'indépendance entre durée de maintien en incapacité et âge à la survenance.

8.3 Par catégorie socio-professionnelle

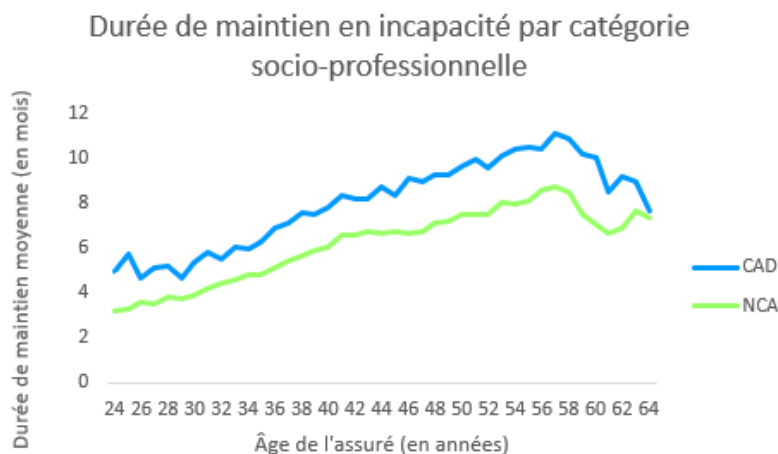


FIGURE 11 – Durée de maintien en incapacité par catégorie socio-professionnelle

Ce graphique représente la durée moyenne passée en incapacité (en mois) en fonction de l'âge, avec de plus une vision par catégorie socio-professionnelle (cadres ou non-cadres).

Pour donner plus de sens à ce graphique, seule la population ayant entre 24 ans et 64 ans a été représentée.

8.3.1 Remarques sur la répartition cadres/non-cadres

Une grande majorité des sinistrés sont des adhérents non-cadres : ils représentent 77% du portefeuille. A l'inverse, les cadres représentent une faible proportion de la population sous risque. Les "cadres" ou "professions intellectuelles supérieures" regroupent des professions diverses, telles qu'ingénieurs, médecins, avocats, journalistes... Leur proportion, avoisinant les 12%, est stable au fil des ans. Les 11% restant correspondent aux assurés classés comme "ensemble du personnel", c'est-à-dire les assurés pour lesquels la catégorie socio-professionnelle était manquante dans les données brutes.

De plus, la proportion de cadres augmente avec l'âge. En effet, ces derniers représentent 30% des seniors contre 12% du total de notre portefeuille.

La proportion plus forte de cadres parmi les seniors s'explique également par le fait que les non cadres partent plus tôt à la retraite. D'après l'étude *Les âges de départ à la retraite depuis 2010 : quels enseignements pour la réforme à venir ?* publiée par l'Institut des Politiques Publiques (un organisme spécialisé dans l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques et créé par l'École d'Économie de Paris), les ouvriers et les employés qualifiés partent en moyenne à la retraite à 61,8 ans contre 63,1 ans pour les cadres et professions intellectuelles. Cette moyenne a été calculée sur les années 2018, 2019 et 2020.

8.3.2 Remarques sur la durée des arrêts pour les cadres et les non-cadres

Dans le portefeuille d'étude, les cadres ont une durée d'arrêt moyenne plus longue. En effet, elle vaut 8,5 mois contre 6,1 mois pour les non cadres.

Une hypothèse expliquant que les cadres s'arrêtent plus longtemps pourrait être liée à la nature des arrêts en fonction des catégories socio-professionnelles.

8.3.3 Remarques sur la fréquence des arrêts pour les cadres et les non-cadres

Ce constat a déjà été établi par l'INSEE dans l'étude *Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages* qui dit notamment : " [...] 11,4% des ouvriers se sont absentés, contre seulement 5,6% des cadres". Il faut néanmoins considérer ces taux avec un certain recul : ils ont été calculé sur une période de quatre semaines, et ne concernent pas uniquement les arrêts de travail mais également les absences motivées par des raisons personnelles (hors vacances). De plus, ces taux ont

été calculés sur une population uniquement masculine. On peut néanmoins supposer que lorsque les cadres s'arrêtent, la gravité du sinistre est importante, allongeant la durée de l'arrêt de travail.

Cette hypothèse expliquant que les cadres s'arrêtent moins souvent que les non-cadres doit être contrebalancée. Il est vraisemblable que **la pénibilité au travail** soit plus supportable chez les travailleurs cadres. Ces conditions de travail différentes pourraient très potentiellement augmenter la fréquence d'arrêts de travail chez les non-cadres.

8.3.4 Ouverture : introduction à l'étude de l'impact de la réforme des retraites 2023

Pour finir, ce graphique met en lumière le fait que notre base est biaisée par la réglementation actuelle concernant l'âge de départ à la retraite. Les assurés actuellement dans le portefeuille n'ont probablement pas le même comportement que des assurés impactés par la réforme des retraites 2023. Pour rappel, cette dernière repousse l'âge légal de départ à la retraite de 2 ans de manière progressive. Une étude des conséquences de cette réforme sur la durée de maintien en incapacité est présente dans le dernier chapitre de ce mémoire.

Conclusion de la troisième partie du mémoire :

Chaque spécificité de notre échantillon d'étude a pu être expliquée, la plupart du temps à l'aide d'études menées par l'INSEE, sinon de manière hypothétique. Ces spécificités justifient l'intérêt de construire une table d'expérience basée sur le comportement de notre population sous risque. Afin que cette construction soit la plus fiable possible, il faudrait prendre en compte les variables explicatives les plus adaptées au portefeuille d'étude.

Les études statistiques menées lors de ce chapitre conduisent à conclure que **l'âge à la survenance, le sexe ou encore la catégorie socio-professionnelle** de l'assuré sont des facteurs discriminants pour la durée de maintien en incapacité.

Différents mémoires d'actuariat traitant de la garantie incapacité ont prouvé que des facteurs non pris en compte au cours de cette étude (car absents des données brutes) pouvaient affecter la durée de maintien, tels que **la zone géographique, les antécédents médicaux**, ou encore **le statut marital** de l'assuré. Il s'agit d'un sujet complexe et passionnant mêlant **contexte juridique en constante évolution** et **changement de dynamiques** au sein de la population active.

L'étude des arrêts de travail soulève de multiples questions de mesure, auxquelles l'actuaire est confronté de manière quotidienne. Quelles hypothèses préalables ont été établies? La durée d'observation est-elle suffisante? L'échantillon d'étude considéré est-il représentatif de la population générale, ou est-il biaisé? Il est ainsi très important de considérer ces questions lorsque des études externes sont consultées afin de pouvoir comparer des chiffres qui sont équivalents et, le cas échéant, les considérer avec prudence. Cette démarche et cette volonté de prise de recul est une étape inhérente au travail de l'actuaire.

Lorsque la population étudiée est hétérogène, il est tentant de prendre en compte les spécificités de chaque sous-groupe dans la construction d'une table d'expérience. Afin de pouvoir comparer notre table avec celle du BCAC, **nous nous limiterons à une seule variable explicative : l'âge à la survenance**. En effet, l'âge à la survenance est un facteur évident d'hétérogénéité, il n'est pas intrinsèque à notre portefeuille.

La partie suivante se consacre à la construction de la table d'expérience de maintien en incapacité, qui se déroule en trois étapes : l'estimation des taux bruts de sortie d'incapacité, leur lissage, puis la validation des taux ainsi obtenus.

Quatrième partie

Construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité

Ce chapitre présente la construction de la table d'expérience de maintien en incapacité associée au portefeuille d'étude précédemment construit. Elle est composée de trois étapes. La première est **l'estimation des taux bruts de sortie d'incapacité**. Elle peut être réalisée suivant différentes approches : paramétrique, semi-paramétrique ou non-paramétrique. Les estimateurs retenus pour cette étude sont l'estimateur de Kaplan-Meier (non-paramétrique) et l'estimateur d'Hoem des moments (paramétrique). La seconde étape est **le lissage des taux bruts** précédemment obtenus. Dans le cadre de ce mémoire, le lissage de Whittaker-Henderson en dimension 2 sera appliqué, après avoir obtenu les paramètres de lissage à l'aide du critère AIC. La troisième et dernière étape est **la validation des modèles** obtenus à l'aide des taux ajustés précédemment. La qualité du lissage ainsi que l'adéquation des modèles au portefeuille seront analysées. Finalement, l'impact de la table d'expérience sur le provisionnement sera mesuré.

Chaque étape de la construction requiert l'utilisation de nombreuses techniques actuarielles. L'utilisation du critère AIC lors de la sélection des paramètres de lissage repose sur une récente étude publiée par Guillaume Biessy. Ce chapitre souligne ainsi **l'utilité pour un organisme assureur de veiller à la maîtrise de son risque via l'évolution des techniques actuarielles**.

9 Contexte et enjeux de la construction

Le calcul des provisions associées au risque Arrêt de Travail peut être réalisé à l'aide des tables réglementaires, fournies par le Bureau Commun d'Assurances Collectives (BCAC).

Dans le cadre du risque Arrêt de Travail, trois tables sont nécessaires au calcul des provisions : la table de maintien en incapacité, la table de passage en invalidité et la table de maintien en invalidité.

Remarque :

Le BCAC n'a pas publié de table d'entrée en incapacité. Cette dernière, qui renseigne la probabilité qu'une personne tombe incapable à un âge x , peut être établie par les organismes assureurs qui ont la possibilité de la segmenter comme ils le souhaitent.

Le sujet de ce mémoire étant, en autres, la construction d'une table de maintien en incapacité, seule celle-ci sera présentée.

9.1 Présentation de la table de maintien en incapacité

La table de maintien en incapacité se présente sous forme d'un tableau à deux entrées : l'âge de l'assuré à la survenance et l'ancienneté en incapacité (en mois). Elle indique l'évolution du nombre d'incapables au fil des mois de maintien pour chaque âge d'entrée en incapacité et permet ainsi de connaître la probabilité qu'une personne tombée incapable à l'âge x , reste au moins t mois dans cet état.

La lecture se fait de la façon suivante :

- En abscisse : la durée de maintien ou ancienneté en incapacité. Il s'agit du nombre de mois écoulés depuis l'entrée de l'individu dans l'état d'incapacité.
- En ordonnée : l'âge de l'individu au moment de l'entrée en incapacité.
- Case d'abscisse t et d'ordonnée x : il s'agit du nombre d'individus, usuellement noté $L_{x,t}$, issus de la cohorte d'âge x à l'entrée en incapacité, et encore présents dans l'état d'incapacité après une ancienneté de t mois.

| Mois \ Age | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 |
| 23 ou - | 10 000 | 2 842 | 1 743 | 1 144 | 838 | 625 | 455 | 339 | 291 | 253 | 215 | 187 | 173 | 152 | 138 | 129 | 123 | 114 | 102 | 98 | 94 |
| 24 | 10 000 | 2 931 | 1 848 | 1 215 | 894 | 657 | 478 | 343 | 291 | 256 | 217 | 183 | 166 | 143 | 130 | 121 | 114 | 105 | 95 | 91 | 88 |
| 25 | 10 000 | 3 080 | 2 001 | 1 345 | 997 | 739 | 536 | 382 | 327 | 289 | 251 | 216 | 195 | 172 | 159 | 149 | 140 | 129 | 116 | 113 | 110 |
| 26 | 10 000 | 3 177 | 2 112 | 1 461 | 1 087 | 812 | 591 | 431 | 372 | 325 | 285 | 249 | 226 | 201 | 186 | 171 | 161 | 150 | 137 | 129 | 124 |
| 27 | 10 000 | 3 251 | 2 180 | 1 540 | 1 156 | 869 | 643 | 476 | 407 | 360 | 320 | 285 | 263 | 237 | 222 | 207 | 192 | 179 | 168 | 159 | 151 |
| 28 | 10 000 | 3 298 | 2 243 | 1 600 | 1 209 | 915 | 688 | 524 | 448 | 400 | 359 | 322 | 297 | 270 | 255 | 238 | 222 | 210 | 199 | 189 | 180 |
| 29 | 10 000 | 3 348 | 2 273 | 1 640 | 1 246 | 956 | 726 | 559 | 476 | 425 | 384 | 352 | 327 | 298 | 280 | 262 | 247 | 233 | 220 | 208 | 199 |
| 30 | 10 000 | 3 386 | 2 275 | 1 659 | 1 264 | 964 | 744 | 583 | 494 | 439 | 396 | 363 | 338 | 308 | 287 | 267 | 252 | 240 | 227 | 214 | 202 |
| 31 | 10 000 | 3 388 | 2 228 | 1 618 | 1 249 | 965 | 756 | 595 | 501 | 449 | 406 | 375 | 347 | 318 | 295 | 276 | 261 | 250 | 236 | 223 | 212 |
| 32 | 10 000 | 3 433 | 2 238 | 1 617 | 1 254 | 975 | 772 | 612 | 522 | 468 | 421 | 388 | 357 | 325 | 302 | 279 | 264 | 252 | 235 | 222 | 211 |
| 33 | 10 000 | 3 466 | 2 235 | 1 627 | 1 260 | 983 | 782 | 628 | 540 | 484 | 431 | 395 | 364 | 332 | 310 | 286 | 270 | 256 | 238 | 223 | 212 |
| 34 | 10 000 | 3 567 | 2 298 | 1 684 | 1 321 | 1 033 | 828 | 684 | 597 | 535 | 477 | 436 | 401 | 366 | 344 | 319 | 298 | 282 | 265 | 247 | 233 |
| 35 | 10 000 | 3 645 | 2 331 | 1 705 | 1 357 | 1 082 | 876 | 732 | 647 | 586 | 528 | 481 | 443 | 402 | 377 | 351 | 331 | 309 | 294 | 275 | 261 |
| 36 | 10 000 | 3 701 | 2 390 | 1 747 | 1 390 | 1 106 | 905 | 771 | 682 | 617 | 560 | 508 | 469 | 428 | 397 | 370 | 347 | 323 | 308 | 287 | 273 |
| 37 | 10 000 | 3 822 | 2 458 | 1 804 | 1 430 | 1 148 | 932 | 801 | 704 | 635 | 579 | 526 | 487 | 443 | 406 | 379 | 357 | 335 | 319 | 298 | 279 |
| 38 | 10 000 | 3 958 | 2 526 | 1 851 | 1 479 | 1 193 | 980 | 841 | 739 | 671 | 616 | 564 | 521 | 477 | 439 | 411 | 384 | 358 | 340 | 319 | 299 |
| 39 | 10 000 | 4 035 | 2 600 | 1 923 | 1 541 | 1 266 | 1 055 | 915 | 807 | 739 | 680 | 623 | 572 | 530 | 486 | 455 | 427 | 400 | 381 | 364 | 343 |
| 40 | 10 000 | 4 073 | 2 652 | 1 973 | 1 575 | 1 303 | 1 097 | 965 | 853 | 783 | 719 | 659 | 607 | 565 | 521 | 490 | 458 | 428 | 404 | 384 | 362 |
| 41 | 10 000 | 4 214 | 2 776 | 2 096 | 1 680 | 1 408 | 1 193 | 1 054 | 937 | 866 | 798 | 731 | 676 | 626 | 582 | 552 | 519 | 483 | 455 | 433 | 407 |
| 42 | 10 000 | 4 364 | 2 930 | 2 237 | 1 814 | 1 540 | 1 314 | 1 162 | 1 039 | 971 | 895 | 825 | 764 | 710 | 666 | 630 | 593 | 553 | 521 | 499 | 476 |

FIGURE 12 – Extrait de la table de maintien en incapacité réglementaire. Source : BCAC, version 2010

Un extrait de la table réglementaire, issue de l'arrêté du 24 décembre 2010, est représenté ci-dessus. Afin de prendre en compte le décalage de l'âge de départ à la retraite induit par la réforme des retraites 2010, la table a entièrement été reconstruite en 2013. Néanmoins, la version datant de 2010 est la table mentionnée dans le règlement de l'ANC. Elle sera donc la table réglementaire de référence dans la suite de cette étude.

La table de maintien en incapacité est déclinée sur tous les âges de 23 à 66 ans et les durées de maintien mensuelles de 0 à 36 mois (pour rappel, la durée maximale en état d'incapacité).

9.2 Pourquoi construire une table « sur-mesure » ?

D'après l'article 143-12 du règlement ANC-2015/11, des tables d'expérience construites à partir des données propres à l'entreprise peuvent être utilisées dans le calcul des provisions, dans la mesure où elles font l'objet d'une certification par un actuair indépendant, agréé et certifié.

Ces tables d'expérience font ensuite l'objet d'un suivi annuel qui permet de jauger l'évolution de l'adéquation entre les tables et le portefeuille de sinistres.

Les motivations pour l'entreprise d'utiliser ses propres tables sont multiples :

En étant construites à partir de sa population sous risque, elles permettent à l'organisme assureur **un meilleur ajustement des provisions** que celles fournies par le BCAC. En effet, la table de maintien en incapacité du BCAC a été construite à partir d'observations menées sur des assurés en contrats collectifs issus des principales compagnies d'assurance françaises. En d'autres termes, elle représente un risque « moyen », contrairement à une table basée sur l'expérience, qui par définition est la plus adaptée à la population sous risque. Initialement construite en 1993, la table réglementaire a été modifiée par l'arrêté du 24 Décembre 2010 fixant les règles de provisionnement des garanties Incapacité, Invalidité et Décès paru au Journal Officiel du 30 Décembre 2010, puis reconstruite entièrement en 2013. Ainsi, la sinistralité observée a potentiellement évolué depuis.

De plus, la création de tables d'expériences permet à l'organisme assureur **d'affiner son provisionnement avec davantage de critères (par sexe, catégorie socio-professionnelle...)**. Comme évoqué dans la partie précédente, de nombreuses variables sont discriminantes sur la durée de maintien en incapacité.

Remarque : Pour rappel, la table construite au sein de ce mémoire sera segmentée par âge à la survenance uniquement. En effet, adopter la même segmentation que la table réglementaire permet une comparaison plus juste avec celle-ci.

Finalement, l'organisme assureur peut proposer des garanties différentes de celles étudiées par le BCAC, notamment en terme de périodicité, ou **en cas de garanties se poursuivant au-delà de l'âge limite des tables du BCAC**. Ce point présente un intérêt double pour ce mémoire. En effet, il fait écho à l'étude de l'impact de la réforme des retraites 2023 sur la garantie Incapacité, située en dernière partie du présent mémoire.

Ce constat a incité le service Inventaire Santé Prévoyance de Malakoff Humanis à construire sa propre table d'expérience de maintien en incapacité afin de s'assurer de la suffisance de son provisionnement.

La construction de tables d'expérience a été et sera toujours un sujet d'enjeu majeur, et un certain nombre

de mémoires portent sur cette problématique. Elle requiert effectivement l'utilisation de nombreuses techniques actuarielles, tout en représentant un sujet d'intérêt pour les organismes assureurs. En effet, dans une optique *best estimate* imposée par la directive Solvabilité II, l'ACPR encourage de plus en plus d'assureurs à construire une table d'expérience basée sur leur propre sinistralité.

La construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité se décompose en trois étapes : l'estimation des taux bruts de sortie d'incapacité, leur lissage et ajustement ainsi que la validation des modèles obtenus à l'aide des taux ajustés précédemment. La partie suivante présente ainsi la première étape de la construction : l'estimation des taux bruts.

10 Première étape de la construction : estimation des taux bruts

La première étape de la construction est l'estimation des taux bruts de sortie d'incapacité. Pour ce faire, il existe une multitude d'approches, qui peuvent être paramétriques, non-paramétriques ou semi-paramétriques. Les estimateurs sélectionnés pour cette étude sont l'estimateur de Kaplan-Meier (non-paramétrique) et l'estimateur de Hoem (paramétrique).

Le portefeuille d'étude contient des données tronquées à gauche et censurées à droite. Exclure ces sinistres entraînerait une perte d'information et une surestimation des taux de sortie d'incapacité. En d'autres termes, la durée de maintien en incapacité serait sous-estimée, dégradant très fortement notre niveau de prudence. Les estimateurs de Kaplan-Meier et d'Hoem sont adaptés aux données tronquées et censurées, d'où leur utilisation au sein de cette étude.

L'objectif de cette partie est d'obtenir les estimations brutes des taux de sortie d'incapacité $q_{x,t}$, par ancienneté dans l'état t allant de 0 à 36 mois, pour chaque âge x compris entre 16 et 67 ans. Après avoir présenté les estimateurs de Kaplan-Meier et de Hoem, les résultats obtenus seront détaillés.

10.1 Estimateur de Kaplan Meier - Approche non-paramétrique

La première méthode présentée est très répandue dans la construction de table d'expérience : la méthode de Kaplan-Meier. Au delà du domaine actuariel, cet estimateur est plus largement utilisé dans les études de survie, notamment en épidémiologie, en biostatistique et en démographie.

10.1.1 Intérêt des méthodes non-paramétriques et présentation de l'estimateur

L'estimateur de Kaplan-Meier est non paramétrique. Cela signifie qu'aucune hypothèse sur la loi de probabilité réelle des observations n'est faite *à priori*, elle est construite selon les informations provenant des données. Elle exige donc **des échantillons de tailles importantes**. En effet, ces derniers fournissent la structure du modèle obtenu. L'approche non-paramétrique semble ainsi adaptée à cette étude. Pour rappel, le portefeuille sous-risque comporte 344 895 sinistres (et donc lignes), répartis sur chaque âge et chaque

ancienneté, ce qui est jugé robuste.

De plus, les estimateurs non-paramétriques sont **peu sensibles aux valeurs extrêmes**. Cela est un atout pour cette étude. En effet, comme observé précédemment, la durée de maintien est très volatile pour les âges extrêmes. On peut notamment citer un sinistre longue durée (995 jours soit presque trois ans) d'un assuré de 17 ans. En enlevant ce sinistre, la durée moyenne des arrêts pour les assurés de cet âge est de 37 jours. On peut ainsi estimer qu'il s'agisse d'une valeur extrême.

L'estimateur de Kaplan-Meier est particulièrement **pertinent pour estimer des taux de sorties décroissants**, ce qui est le cas des taux de sortie d'incapacité.

Finalement, comme mentionné précédemment, l'estimateur de Kaplan-Meier **prend en compte les données censurées et tronquées**.

L'estimateur de Kaplan-Meier permet, via une procédure de comptage, d'estimer les taux de sortie d'incapacité $q_{x,t}$, par ancienneté dans l'état t comprise entre 0 et 36 mois et pour chaque âge x compris entre 16 et 67 ans.

Les estimations des taux de sortie sont réalisées âge par âge avec un pas mensuel t afin de faciliter la comparaison avec les tables réglementaires.

L'objectif est de trouver la probabilité de sortir d'incapacité pour chaque mois représenté par un intervalle $]t, t + 1]$ pour chaque âge x fixé.

L'estimateur des taux $q_{x,t}^{\hat{}}$ par la méthode de Kaplan-Meier s'exprime de la façon suivante :

Soit x compris entre 16 et 67 ans fixé. Pour tout t compris entre 0 et 36 mois :

$$q_{x,t}^{\hat{}} = 1 - \prod_{i \leq t} \left(1 - \frac{d_x(i)}{n_x(i)}\right)$$

avec :

$n_x(i)$: l'échantillon sous risque d'âge x au temps i

$d_x(i)$: le nombre de sorties d'incapacité d'âge x au temps i

$c_x(i)$: le nombre de censures d'âge x au temps i

$z_x(i)$: le nombre de troncatures d'âge x au temps i

Remarque :

Le nombre d'assurés d'âge x présents en incapacité au temps i vaut :

$$n_x(i) = n_x(i-1) - d_x(i) - c_x(i) + z_x(i)$$

Les taux de sortie bruts, calculés d'après la formule précédente, vont alors être analysés.

Kaplan-Meier - Taux de sortie bruts

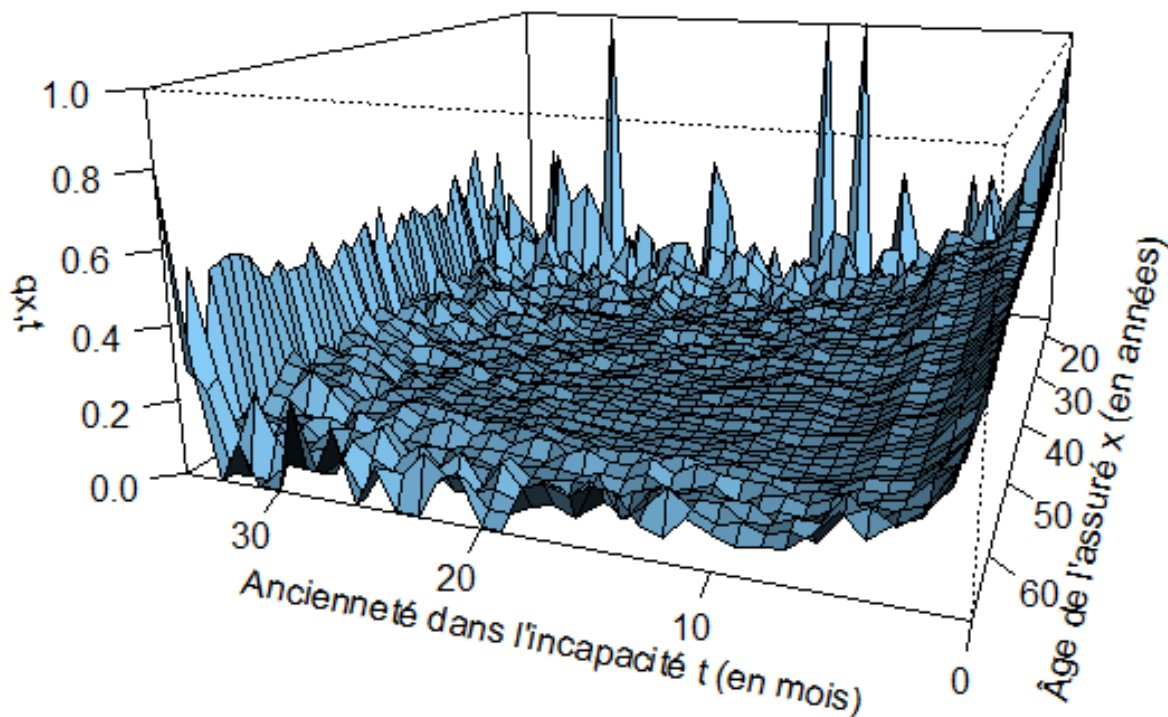


FIGURE 13 – Taux de sortie bruts $q_{x,t}$ par la méthode de Kaplan-Meier

Lors des premiers mois d'ancienneté, les taux de sortie sont très élevés quel que soit l'âge d'entrée en incapacité. En d'autres termes, la probabilité pour qu'un assuré se maintienne plusieurs mois dans l'état après le début de l'arrêt est faible. Ce résultat est cohérent avec la figure 8, concernant la répartition des durées de maintien en incapacité. Elle indique notamment que les arrêts courts sont majoritaires. En effet, 25% des sinistres du portefeuille durent moins d'un mois, ceux de moins de 6 mois représentent 69% des données.

Les taux de sortie des âges extrêmes (de 16 à 20 ans et supérieurs à 65 ans) sont plus volatiles que le reste de la population, surtout pour les assurés les plus jeunes. Ce résultat est cohérent avec la figure 6, indiquant la répartition des âges à la survenance. Pour rappel, les tranches d'âges extrêmes sont sous-représentées dans le portefeuille. Les assurés les plus jeunes représentent 0,3% de la population sous risque, les seniors en représentent 0,72%, ce qui génère la volatilité. Le fait que les taux soient beaucoup plus volatiles pour les assurés les plus jeunes est dû à nos données. Après vérification, cela s'explique en partie par un arrêt de longue durée (995 jours soit presque trois ans) d'un assuré de 17 ans.

La remontée des taux à 36 mois d'ancienneté est dû à la spécificité du risque Incapacité. En effet, il s'agit de sa durée maximale.

Les observations faites jusqu'ici semblent indiquer que les irrégularités présentes sont dû aux particularités de nos données. On appelle ce phénomène le risque d'échantillonnage : il s'agit du risque que l'échantillon prélevé ne soit pas représentatif de la population générale par manque de données. Par exemple, le taux brut de sortie à 13 mois pour les assurés âgés de 16 ans vaut 1, alors qu'il vaut 0 pour les assurés de 17 ans. On peut estimer sans perte de généralité que cet écart n'a pas d'explication théorique, il est propre à notre portefeuille.

Afin de mesurer de manière plus précise le risque d'échantillonnage, la variance de l'estimateur de Kaplan-Meier sera calculée, et ce à travers l'estimateur de Greenwood.

10.1.3 Intervalle de confiance de l'estimateur de Kaplan Meier - L'estimateur de Greenwood

Une analyse des propriétés asymptotiques des taux obtenus, notamment des intervalles de confiance, est utile pour déterminer les plages d'âge les plus exposées au risque d'échantillonnage.

L'intervalle de confiance au risque α est égal à :

$$IC(1 - \alpha) = \hat{q}_{x,t} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{Var \hat{q}_{x,t}}$$

où $z_{1-\alpha/2}(0,1)$ est le $1-\alpha/2$ quantile de la distribution normale centrée réduite.

L'approche la plus courante pour calculer la variance de l'estimateur de Kaplan-Meier est d'utiliser l'estimateur de Greenwood, dont l'expression est la suivante :

$$Var \hat{q}_{x,t} = \hat{q}_{x,t}^2 * \sum_{i \leq t} \frac{d_x(i)}{n_x(i)(n_x(i) - d_x(i))}$$

L'estimateur de Greenwood estime la variance de la fonction de survie point par point. Le graphique suivant représente la racine de la variance de Greenwood en fonction de l'âge à l'entrée x et de l'ancienneté t au risque $\alpha = 0,05$.

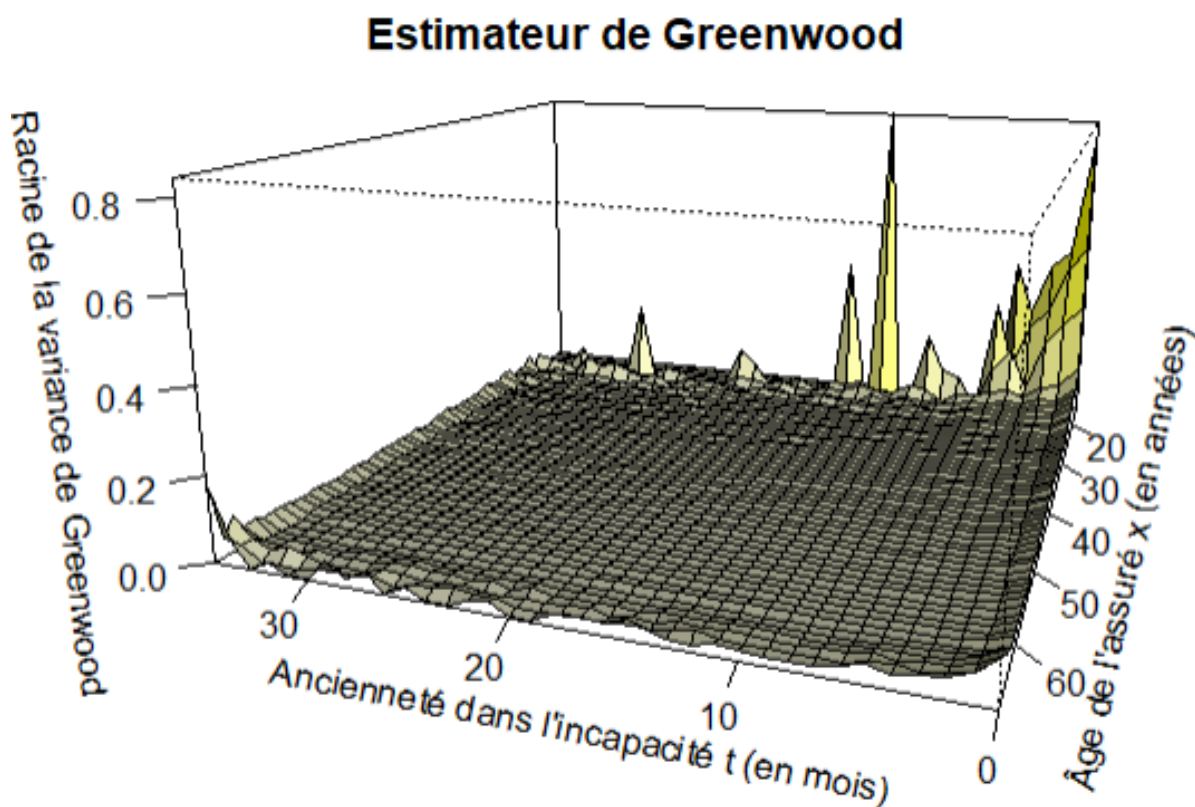


FIGURE 14 – Racine de la variance de Greenwood en fonction de l'âge à la survie x et de l'ancienneté t

La représentation de la racine de la variance de Greenwood permet de conclure que les taux des âges les plus jeunes, à savoir 16, 17, 18, 19 et 20 ans sont très volatiles, en particulier sur les faibles anciennetés. Cela est cohérent avec les observations faites jusqu'à présent. En effet, les jeunes assurés sont la tranche d'âge la moins représentée du portefeuille.

Pour pallier à ce manque de données sur les âges les plus faibles, une piste potentielle serait de réaliser une extrapolation par rapport à une table de référence, par exemple la table réglementaire. Néanmoins, ce n'est pas une option envisageable. En effet, la table réglementaire de 2010 commence à 23 ans, celle de 2013 à 20 ans.

La décision prise est alors de **modifier l'âge minimal de notre table d'expérience. Elle commencera donc à 20 ans**, âge à partir duquel la racine de la variance est stable et peu élevée. Ainsi, les taux obtenus seront fiables au sens de l'estimateur de Greenwood.

10.2 Estimateur des moments de Hoem - Approche paramétrique

Le principe de l'estimateur de Hoem est de considérer que chaque assuré j d'âge x dans la classe d'âge $[x, x + 1]$ n'est exposé au risque qu'entre les dates a_j (date du début d'observation de l'assuré j d'âge x) et b_j (date de fin d'observation de l'assuré j , par sortie d'incapacité ou par censure). Par conséquent, seules les périodes où l'assuré j représente effectivement un risque supporté par l'assureur sont prises en compte.

10.2.1 Intérêt des méthodes paramétriques et présentation de l'estimateur

Les modèles paramétriques modélisent la fonction de hasard par des distributions connues telles que la loi normale, la loi de Weibull ou encore la loi exponentielle. Quant à l'estimateur de Hoem, il se base sur **la loi binomiale** en l'adaptant aux phénomènes de troncature et de censure.

L'estimateur de Hoem estime les taux de sortie d'incapacité comme étant le nombre effectif de sorties observées divisé par l'exposition au risque du portefeuille.

L'estimateur de Hoem consiste à découper la plage des données étudiées en intervalles qui seront ici les âges entiers $[x, x + 1]$, puis, pour chaque individu à calculer l'exposition $[a_j, b_j]$ dans chaque intervalle $[x, x + 1]$.

Soit X_j la variable aléatoire qui vaut 1 si l'adhérent j est sorti d'incapacité dans la classe d'âge $[x, x + 1]$ et 0 dans le cas contraire. Elle suit une loi de Bernoulli de paramètre $q_{x+a_j, t}$.

Par conséquent, $b_j - a_j q_{x+a_j, t} = (b_j - a_j) q_{x, t}$ et la variable aléatoire $D_x = \sum_{j=1}^{n_x, t} X_j$ comptabilisant le nombre d'individus sortis d'incapacité sur la classe d'âge $[x, x + 1]$ suit une loi binomiale de paramètres $(n_x, q_{x, t})$ avec n_x le nombre d'assurés en état d'incapacité à l'âge x .

Le calcul de l'espérance donne : $\mathbb{E}[X_j] = (b_j - a_j) q_{x, t}$. Les sorties d'incapacité étant considérées indépendantes entre elles, l'estimateur de Hoem se déduit de la loi des grands nombres :

L'estimateur des taux $q_{x, t}$ par la méthode de Hoem s'exprime de la façon suivante :

Pour tout t compris entre 0 et 36 mois, pour tout x compris entre 16 et 67 ans :

$$\hat{q}_{x, t} = \frac{d_{x, t}}{\sum_j (b_j - a_j)}$$

avec :

a_j : la date du début d'observation de l'assuré j

b_j la date de fin d'observation de l'assuré j , par sortie d'incapacité ou par censure

$d_{x, t}$: le nombre de sorties d'incapacité d'âge x au cours du mois t

Lors du calcul de l'estimateur de Hoem, on obtient ainsi des effectifs par âge tenant compte de l'exposition réelle au risque. Ces effectifs seront utilisés dans la suite de l'étude.

Les taux de sortie bruts, calculés d'après la formule précédente, vont alors être analysés.

10.2.2 Analyse des taux de sortie bruts obtenus

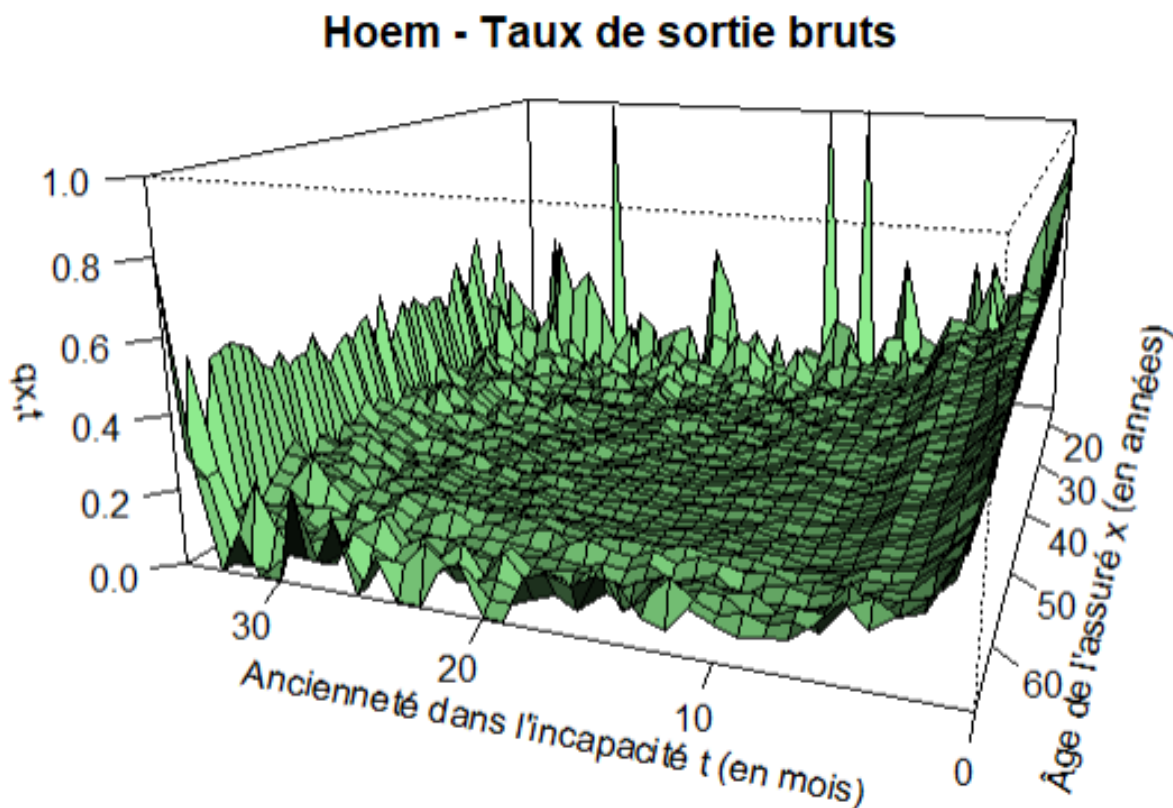


FIGURE 15 – Taux de sortie bruts $q_{x,t}$ par la méthode de Hoem

L'allure des taux obtenus par la méthode de Hoem est très similaire (voir visuellement identique) à celle obtenue par la méthode de Kaplan-Meier, ce qui est conforme à l'attendu. Les mêmes commentaires peuvent être faits sur la distribution graphique.

Afin de mieux appréhender les différences d'estimations entre les deux méthodes présentées, une comparaison taux par taux sera tracée dans la sous-partie suivante.

10.3 Comparaison des taux bruts obtenus

Les estimateurs de Kaplan-Meier et d'Hoem ont des tendances globales très similaires, ce qui est attendu. En effet, **estimer les taux bruts avec deux approches différentes permet de se conforter dans**

leur fiabilité et leur robustesse.

Afin de comparer les taux bruts obtenus, une idée intuitive serait d'établir un rapport moyen entre les taux des deux estimateurs. Bien qu'il donne une indication, ce raisonnement ne prend pas en compte les deux variables influant sur le maintien en incapacité (l'âge à la survenance et l'ancienneté). La comparaison se fera donc sous forme de graphique tridimensionnel. A cet effet, la figure suivante présente le rapport entre les estimations de Kaplan-Meier et celles issues de Hoem.

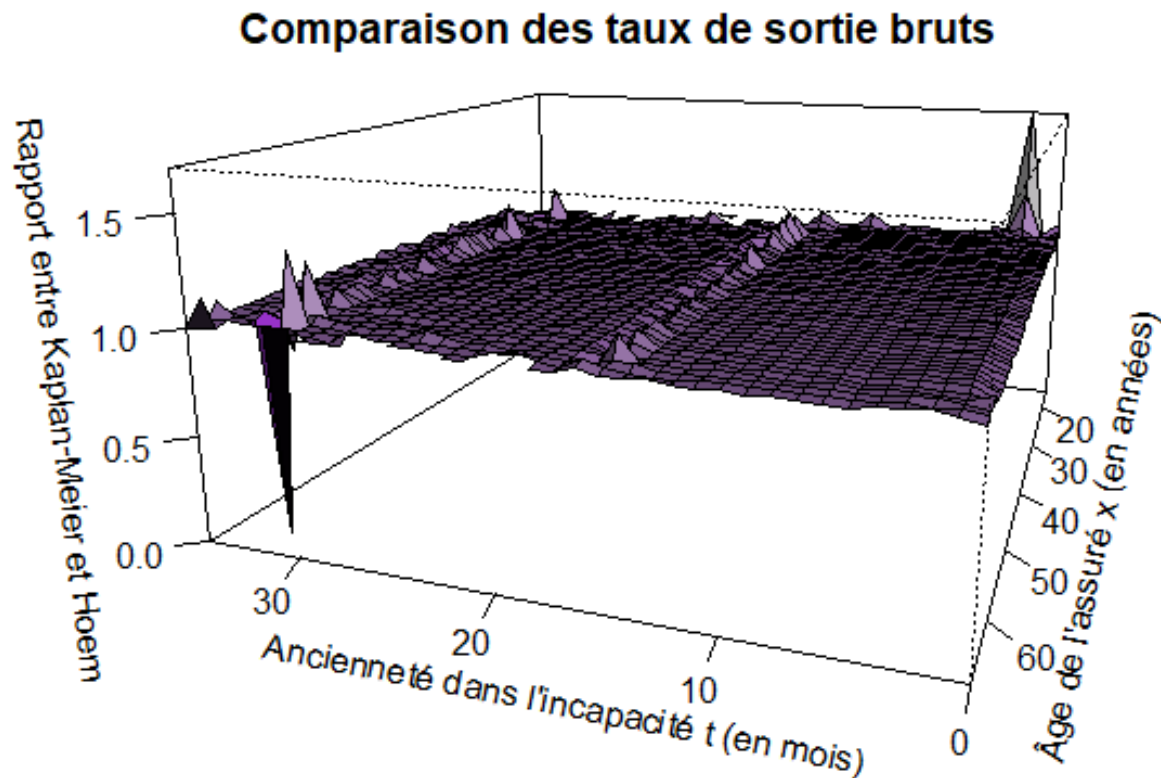


FIGURE 16 – Comparaison des taux de sortie bruts $\hat{q}_{x,t}$

Les rapports ainsi calculés sont stables et globalement centrés en 1. Certaines fluctuations présentes sur les extrémités sont probablement dûes au risque d'échantillonnage. En effet, on observe un pic pour les assurés les plus jeunes et pour les anciennetés les plus élevées, qui correspondent aux sinistres les moins représentés du portefeuille.

On peut estimer sans perte de généralité que les estimateurs de Hoem et de Kaplan Meier sont globalement équivalents. A ce sujet, une étude intitulée *Utilisation des estimateurs de Kaplan-Meier par génération et de Hoem pour la construction de tables de mortalités perspectives* publiée par Frédéric Planchet et Quentin Guibert le 18 avril 2017, indique que "dans les études par cohorte, le choix d'un estimateur de type Hoem ou Kaplan-Meier a peu d'impact".

Dans le cadre de cette étude, le facteur à maximiser est la prudence. Dans le cas du maintien en incapacité, le modèle le plus prudent est celui qui fournit les taux de sortie les plus bas. A ce stade, aucun choix ne sera fait concernant l'estimateur final. En effet, le rapport entre Kaplan-Meier et Hoem peut-être supérieur à 1 (par exemple, il vaut 1,01 pour l'ancienneté 33 mois et l'âge 61 ans) comme inférieur à 1 (par exemple, il vaut 0,83 pour l'ancienneté 33 mois et l'âge 62 ans). Ainsi, les taux bruts obtenus par les deux méthodes seront lissés puis comparés de nouveau et ce, dans la partie suivante.

11 Deuxième étape de la construction : lissage des taux bruts - La méthode de Whittaker-Henderson selon le critère AIC

La deuxième étape de la construction d'une table d'expérience est le lissage des taux bruts. Elle permet de corriger les fluctuations dues à l'échantillonnage, et évite ainsi d'avoir des écarts trop importants entre deux anciennetés ou deux âges consécutifs. L'objectif est de lisser les valeurs brutes pour représenter de manière plus fidèle la loi inconnue que l'on veut estimer.

De manière formelle, la procédure d'estimation brute conduit à une valeur $\hat{q}_{x,t}$ pour estimer $q_{x,t}$, et donc à une erreur $e_x = \hat{q}_{x,t} - q_{x,t}$; l'objectif du lissage de l'estimation est de diminuer cette erreur, tout en construisant une courbe des taux plus « lisse » que la courbe des taux bruts.

Tout comme l'estimation des taux bruts, le processus de révision de l'estimation initiale peut être conduit de deux manières : paramétrique et non-paramétrique.

- Dans l'approche paramétrique, une loi *a priori* est fixée pour la loi sous-jacente ; il s'agit d'une démarche d'ajustement à une distribution définie par un certain paramètre θ . Dans cette classe de procédures, on peut citer par exemple le lissage par splines ou encore les interpolations à « jonction lisse ».

- Dans l'approche non-paramétrique, un certain nombre de traitements à appliquer aux données brutes initiales pour les rendre plus « lisses » sont définis. Dans cette classe de procédures, on peut citer par exemple le lissage par moyennes mobiles ou encore le lissage de Whittaker-Henderson. Ce dernier, combiné au critère AIC pour déterminer les paramètres de lissage, sera présenté plus amplement dans la partie suivante.

11.1 Présentation de la méthode

La méthode de Whittaker-Henderson est une méthode de lissage non paramétrique. Elle consiste à combiner un **critère de fidélité** et un **critère de régularité** de manière conjointe. La minimisation de ces deux critères permet d'obtenir le lissage des données.

Ce lissage existe en dimension 1 et peut être étendu en dimension n . La problématique de cette étude est bidimensionnelle. En effet, la durée de maintien en incapacité dépend à la fois de l'âge de l'assuré et de l'ancienneté dans l'état. Une première intuition serait d'appliquer successivement deux lissages monodimensionnels aux taux bruts. Néanmoins, cette approche effacerait les dépendances entre les deux composantes

des taux de sortie.

Ainsi, le lissage de Whittaker-Henderson sera appliqué aux taux bruts obtenus précédemment en dimension 2.

11.1.1 Le critère de fidélité

Le critère de fidélité mesure la proximité entre les taux lissés et les taux bruts. En dimension 2, il s'écrit :

$$F = \sum_{x=20}^{67} \sum_{t=0}^{36} w_{x,t} (q_{x,t}^{\hat{}} - q_{x,t}^{\sim})^2$$

avec :

$w_{x,t}$: la matrice des poids

$q_{x,t}^{\hat{}}$: les taux bruts estimés par la méthode de Kaplan-Meier ou d'Hoem

$q_{x,t}^{\sim}$: les taux lissés par la méthode de Whittaker-Henderson

11.1.2 Le critère de régularité

Le critère de régularité indique dans quelle mesure la suite des taux lissés sera régulière.

En dimension 2, il dépend d'un paramètre λ_v qui influence la régularité verticale (qui concerne donc les taux d'une même colonne) et λ_h qui influence la régularité horizontale (qui concerne donc les taux d'une même ligne).

On considère $\Delta^n u(x) = \sum_{j=0}^n C_n^j (-1)^{n-j} u(x+j)$ l'opérateur différence ayant composé n fois.

Le critère de régularité verticale

Le critère de régularité verticale est la somme des opérateurs différences verticaux (agissant à ancienneté fixée), calculés pour tous les âges et toutes les anciennetés :

$$S_v = \sum_{t=1}^{36} \sum_{x=20}^{67-z_v} \Delta_v^{z_v} q_{x,t}^{\sim}$$

avec :

z_v : le nombre de fois que l'opérateur différence opère

Par exemple, si $z_v = 1$, on retrouve la distance euclidienne entre deux valeurs lissées consécutives : $(q_{x+1,t}^{\sim} - q_{x,t}^{\sim})^2$.

Le critère de régularité horizontale

Le critère de régularité horizontale est la somme des opérateurs différences horizontaux (agissant à âge fixé), calculés pour tous les âges et toutes les anciennetés :

$$S_h = \sum_{x=20}^{67} \sum_{t=1}^{36-z_h} \Delta_h^{z_h} \tilde{q}_{x,t}$$

avec :

z_h : le nombre de fois que l'opérateur différence opère

Par exemple, si $z_h = 1$, on retrouve la distance euclidienne entre deux valeurs lissées consécutives : $(q_{x,t+1} - q_{x,t})^2$.

Les valeurs lissées s'obtiennent en minimisant la fonction $M = F + \lambda_v * S_v + \lambda_h * S_h$. Ce problème d'optimisation se résout de façon matricielle. Les étapes du calcul sont les suivantes :

1. Réorganiser les $q_{x,t}$ en un vecteur u tel que $u_{q(x-1)+t} = q_{x,t}$ de dimension $(67 - 20 + 1) * (36 - 1 + 1) = 48*36$ notée $m = pq$;
2. Exprimer la matrice des poids w^* sous forme d'une matrice de taille $m*m$ comportant les valeurs de $w_{x,t}$ sur la diagonale ;
3. Construire la matrice K_z^v de dimension $(q(p-z_v),m)$ telle que :

$$S_v = K_{z_v}^v ' u K_{z_v}^v u$$

4. Construire la matrice K_z^h de dimension $(p(q-z_h),m)$ telle que :

$$S_h = K_{z_h}^h ' u K_{z_h}^h u$$

Les valeurs lissées s'obtiennent alors par :

$$\tilde{q}_{x,t} = (w^* + \lambda_v K_{z_v}^v ' K_{z_v}^v + \lambda_h K_{z_h}^h ' K_{z_h}^h)^{-1} w^* u$$

11.1.3 Les paramètres à estimer pour mettre en oeuvre le lissage

Le point crucial dans la mise en oeuvre du lissage de Whittaker-Henderson est la bonne estimation des paramètres suivants : la matrice des poids w^* , l'ordre de régularité vertical z_v et horizontal z_h , ainsi que les paramètres de lissage vertical λ_v et horizontal λ_h . En effet, ces derniers conditionnent grandement la qualité de l'ajustement.

- Les valeurs de la matrice des poids w^* sont proportionnelles à la taille des effectifs initiaux considérés âge par âge.

- $z = (z_v, z_h)$ fixe le degré du polynôme utilisé pour le critère de régularité. z_v et z_h sont généralement compris entre 2 et 5. Par exemple, si $z_v = 1$ (respectivement si $z_h = 1$), on retrouve la distance euclidienne entre deux valeurs lissées consécutives : $(q_{x,\tilde{t}+1} - q_{x,\tilde{t}})^2$ (respectivement $(q_{x,\tilde{t}+1} - q_{x,\tilde{t}})^2$).

Pour tenir compte de suffisamment d'informations consécutives, on fixe $z = (2,2)$ pour la suite de cette étude.

Il ne reste plus qu'à estimer les paramètres de lissage vertical λ_v et horizontal λ_h . Cette étape, cruciale, nécessite une réflexion poussée. La partie suivante lui est entièrement consacrée.

11.2 Sélection des paramètres de lissage : le critère AIC

Comme expliqué précédemment, le lissage de Whittaker-Henderson se base sur la minimisation d'une combinaison linéaire de deux critères : le **critère de fidélité** et le **critère de régularité**.

Le critère de régularité dépend d'un paramètre λ_v qui influence la régularité verticale (selon la première dimension de la matrice i.e les lignes) et λ_h qui influence la régularité horizontale (selon la deuxième dimension de la matrice i.e les colonnes). Ces paramètres peuvent être considérés comme des indices de pondération pour les critères de fidélité verticale et horizontale.

Les paramètres de lissage s'interprètent comme un ratio entre la variance associée aux observations et la variance d'un processus fictif qui aurait été utilisé pour générer la loi sous-jacente des observations. Le premier processus dépend du nombre d'individus observés et le second du risque et des caractéristiques du portefeuille étudié.

11.2.1 Impact du choix du paramètre de lissage λ

Soit $\lambda = (\lambda_v, \lambda_h)$.

Le résultat de l'ajustement est très sensible aux valeurs du paramètre de lissage λ . Afin d'illustrer ce propos, les taux bruts obtenus par la méthode de Kaplan-Meier ont été lissés avec les valeurs $\lambda_1 = (10^1, 10^1)$ et $\lambda_2 = (10^4, 10^4)$.

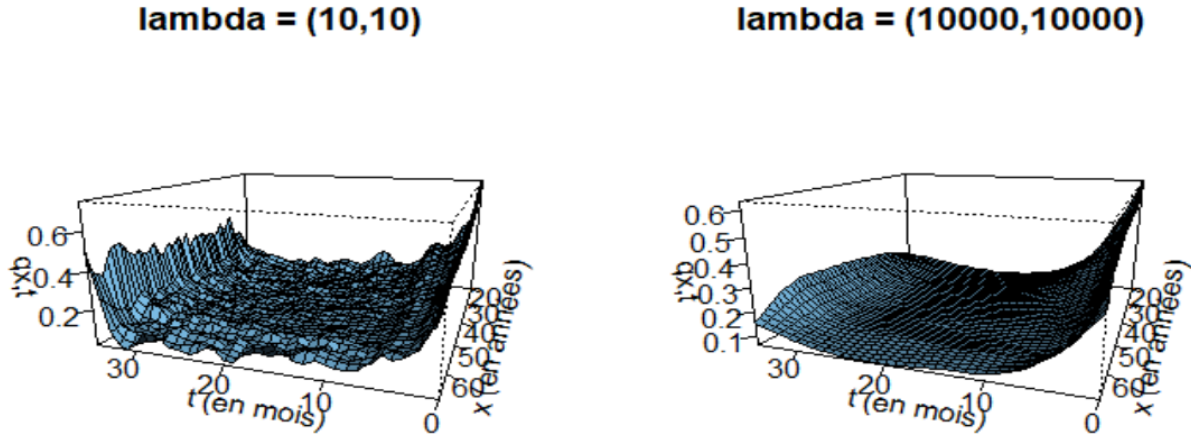


FIGURE 17 – Impact du choix du paramètre de lissage λ

Le choix du paramètre $\lambda_1 = (10^1, 10^1)$ conduit à un modèle très volatile, qui reproduit les mêmes fluctuations des taux bruts dues à l'échantillonnage. En clair, si la valeur de λ n'est pas assez élevée, la courbe est sous-lissée.

A l'inverse, le choix du paramètre $\lambda_2 = (10^4, 10^4)$ conduit à un lissage trop rigide pour capter les spécificités du portefeuille. En clair, si la valeur de λ est trop élevée, la courbe est sur-lissée.

L'objectif est donc de trouver un juste milieu, i.e d'estimer le paramètre λ afin de ne pas avoir d'écarts trop importants entre deux anciennetés ou deux âges consécutifs sans effacer les particularités de la population sous risque. Afin de mener à bien ce projet, plusieurs méthodes sont disponibles et sont présentées dans la sous-partie suivante.

11.2.2 Les méthodes disponibles pour sélectionner le paramètre de lissage λ

La difficulté majeure de cette partie réside dans le choix optimal du paramètre de lissage λ . Comme illustré précédemment, ce dernier conditionne grandement la qualité de l'ajustement.

Ce choix s'effectue souvent selon l'appréciation humaine, jusqu'à obtenir la courbe qui paraît la plus adéquate. En effet, certains mémoires d'actuariat portant sur la construction de tables d'expérience se basent sur un diagnostic graphique. Pour rappel, la sélection des paramètres de lissage est déterminante dans la robustesse de la table et mérite une investigation plus poussée, sur laquelle il est possible de se reposer de manière fiable.

Dans l'article *Use of the Chi-Square Statistic to set Whittaker-Henderson Smoothing Coefficients* publié en 1981, L. Giesecke propose une méthode pour choisir les paramètres de lissage optimaux. Cette méthode est basée sur le test du χ^2 . Néanmoins, la partie 6.3 - *Problems and refinements* de ce même article émet quelques réserves concernant cette méthode. En effet, le lissage de Whittaker-Henderson étant non-paramétrique, il

est difficile de déterminer le nombre de degrés de libertés. Ainsi, cette approche ne sera pas retenue dans le cadre de ce mémoire.

11.2.3 La méthode retenue : le critère AIC ou Akaike information criterion

La méthode retenue dans le cadre de ce mémoire mobilise le critère AIC, selon lequel la sélection de modèles se fait classiquement dans le domaine des statistiques. Elle a notamment été mentionnée dans l'article *Revisiting Whittaker-Henderson Smoothing* de G. Biessy. Cet article propose une méthode élégante pour déterminer les paramètres de lissage optimaux, basée sur la minimisation de l'erreur de prédiction du modèle.

La stratégie est d'évaluer un nombre d'ajustements candidats et d'utiliser un modèle statistique pour sélectionner parmi les ajustements celui qui aura le score le plus faible. L'objectif est d'optimiser un rapport biais/variance. Il faut donc un critère qui prenne en compte ces deux aspects et non uniquement le biais (comme le coefficient R^2 par exemple). Pour ce faire, il existe plusieurs possibilités. On peut par exemple citer le critère GCV pour *Generalized Cross-Validation* ou critère de validation croisée ou encore le critère BIC pour *Bayesian Information Criterion* ou critère d'information bayésien.

Il existe également des critères basés sur la maximisation de la fonction de vraisemblance, comme le critère REML pour maximum de vraisemblance restreint (ou résiduel, ou réduit). Cette approche est intéressante et mérite d'être mentionnée, bien qu'elle ne soit pas sélectionnée dans le cadre de ce mémoire.

L'AIC se calcule par la formule suivante :

$$AIC = -2\log\tilde{L} + 2k$$

avec :

\tilde{L} : la vraisemblance maximisée

k : le nombre de paramètres dans le modèle

Le package R "WH" associé à l'article donne le résultat suivant :

```
$lambda
[1] 622.196184  2.438325
```

FIGURE 18 – Paramètres de lissage optimaux d'après le critère AIC

Les paramètres optimaux obtenus sont $\lambda_v = 622,196184$ et $\lambda_h = 2,438325$. D'après le critère AIC, le lissage des taux bruts devrait être plus agressif sur les lignes (et donc les âges) que sur les colonnes (et donc les anciennetés).

Le paramètre λ étant estimé, le lissage sera appliqué aux taux bruts dans la sous-partie suivante.

11.3 Analyse des taux de sortie lissés obtenus

Cette partie est consacrée à l'analyse des taux de sortie lissés obtenus par la méthode de Whittaker-Henderson avec les paramètres $\lambda_v = 622,196184$ et $\lambda_h = 2,438325$, obtenus précédemment par le critère AIC.

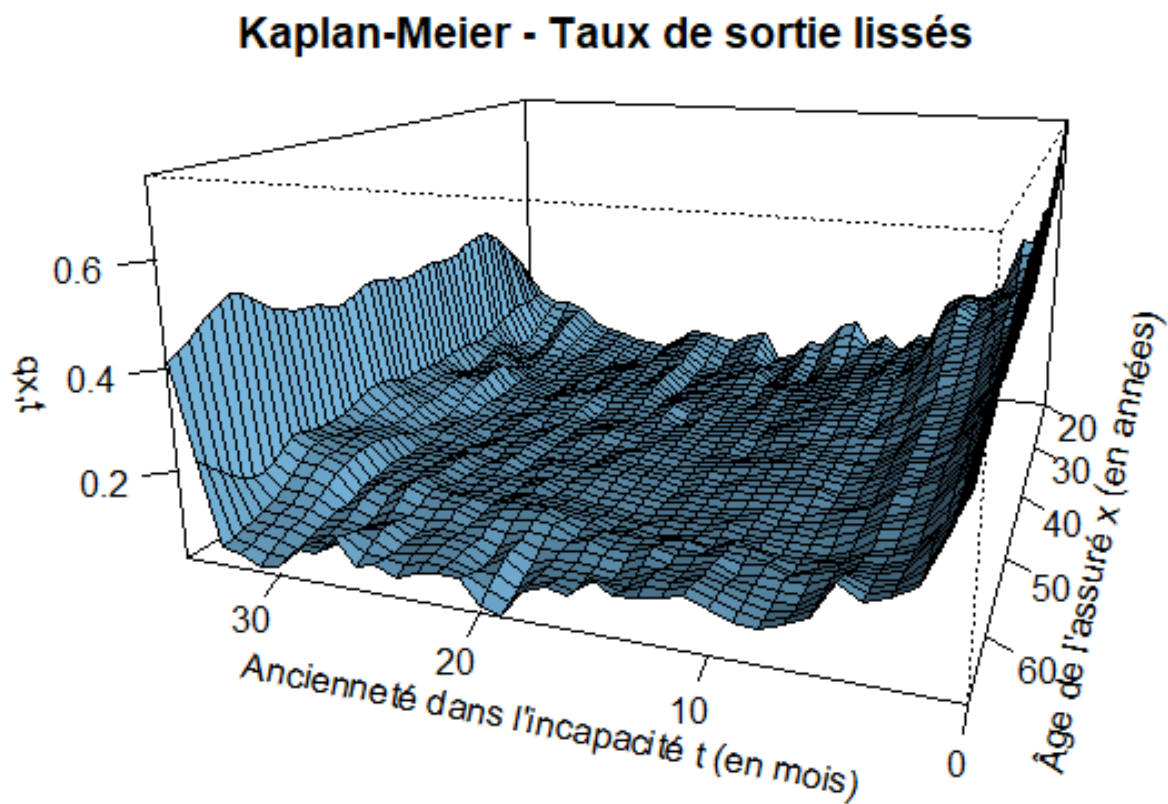


FIGURE 19 – Taux de sortie lissés $q_{x,t}$ par la méthode de Kaplan-Meier

Hoem - Taux de sortie lissés

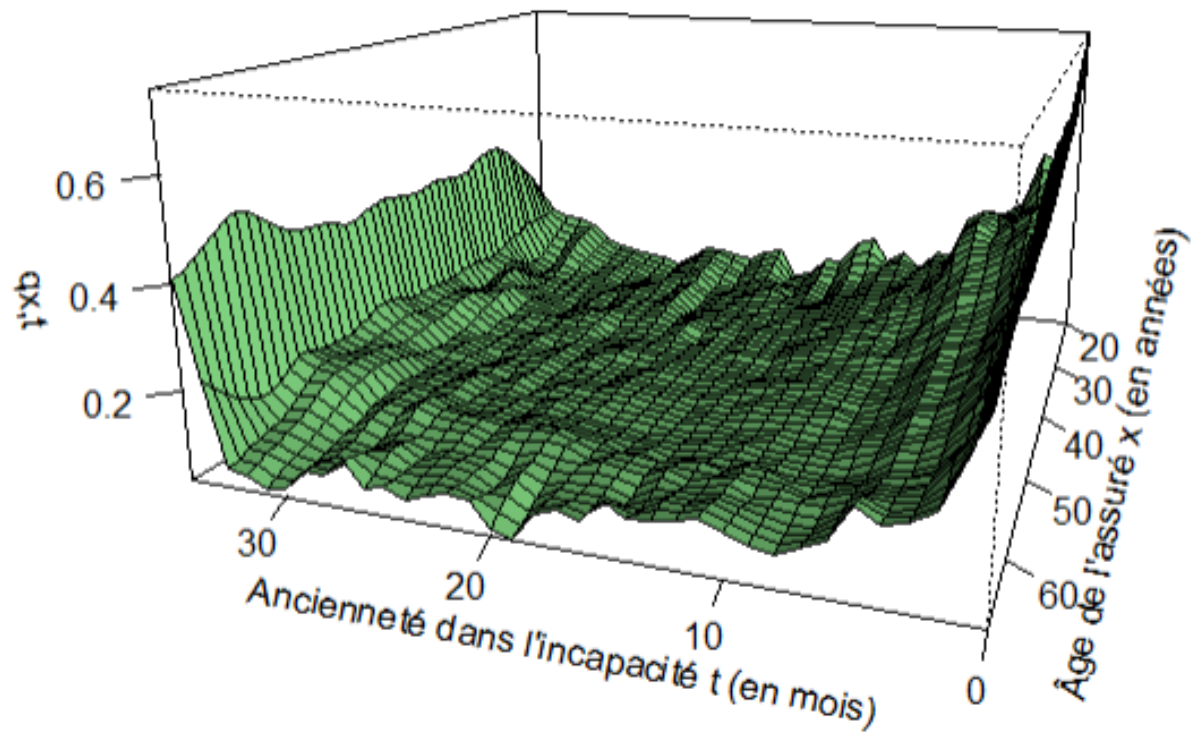


FIGURE 20 – Taux de sortie lissés $q_{x,t}$ par la méthode de Hoem

Les taux lissés obtenus ont une allure jugée satisfaisante. En effet, les fluctuations dues à l'échantillonnage ont été atténuées, de sorte à ce qu'il n'y ait plus d'écart important entre deux âges ou deux anciennetés consécutives. Néanmoins, la courbe n'est pas trop lisse afin de pouvoir capter les spécificités de la population sous risque.

Afin d'avoir une première estimation de l'impact du lissage, les taux lissés seront comparés dans la sous-partie suivante.

11.4 Comparaison des taux de sortie lissés

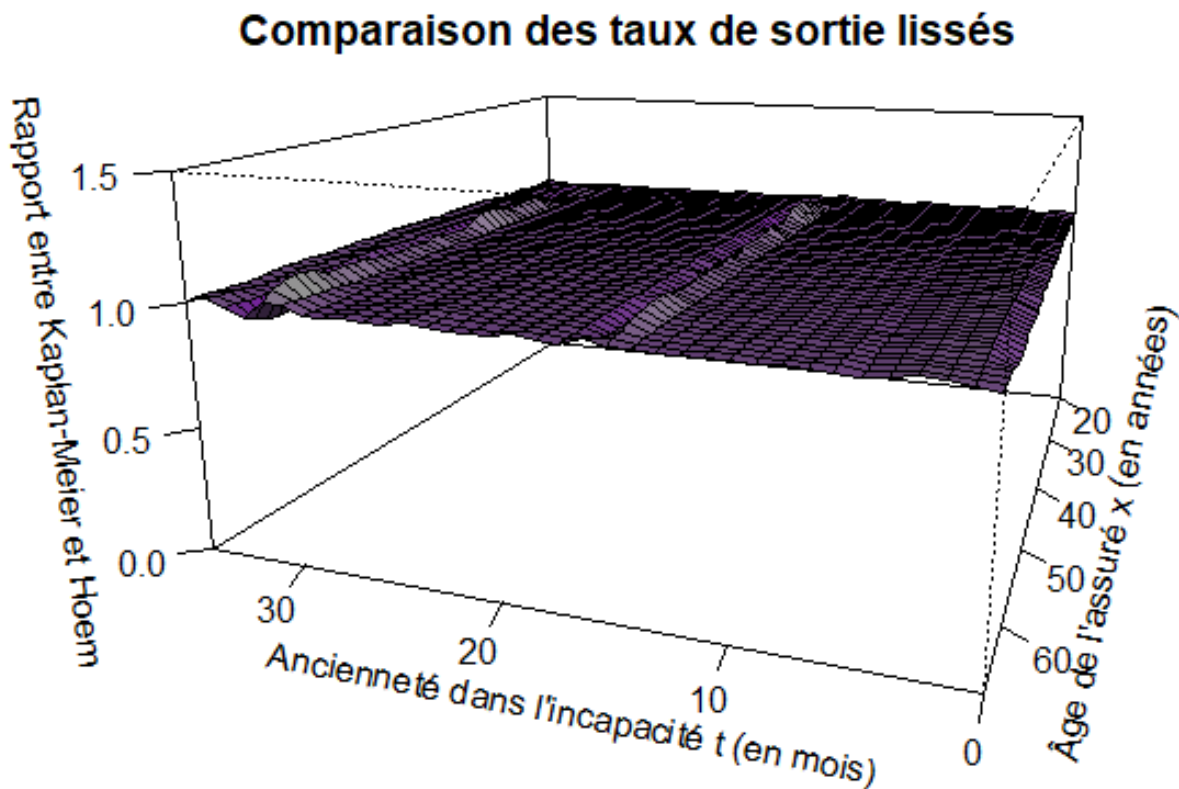


FIGURE 21 – Comparaison des taux de sortie lissés $q_{x,t}$

Tout comme les taux bruts, le rapport entre Kaplan-Meier et Hoem est globalement centré en 1. Les irrégularités dues à l'échantillonnage ont été effacées. Une observation rassurante est que la plage des valeurs prises par le rapport des taux lissés a diminué par rapport à celle des taux bruts. En effet, le rapport des taux lissés est compris entre 0,92 et 1,1 contre 0,01 et 1,7 pour les taux bruts.

Toutes ces observations tendent à faire penser que le lissage appliqué est robuste. La partie suivante est consacrée à valider cette conjecture, à l'aide d'une étude des résidus de la réponse et du test des signes associé à ces résidus.

12 Troisième étape de la construction : validation du modèle

La dernière étape de la construction d'une table d'expérience est la validation des taux obtenus. Cette validation est appréhendée sur deux niveaux. Premièrement, il s'agit d'étudier la qualité du lissage, i.e de vérifier que les données n'aient pas été sur ou sous-lissées. Pour cela, les résidus de la réponse et les tests des signes et des *runs* associés à ces résidus seront étudiés. Deuxièmement, il s'agit de mesurer l'adéquation du

modèle au portefeuille d'étude. Pour cela, l'écart entre les sorties d'incapacité estimées et réelles sera analysé.

Ces deux niveaux de validation seront appréhendés selon des critères à la fois quantitatifs (à travers des tests statistiques) et qualitatifs (à travers des représentations graphiques).

12.1 Etude de la qualité du lissage

Une fois le lissage effectué, il convient de vérifier sa validité afin de s'assurer que les taux lissés ne soient pas trop éloignés des taux bruts. Pour cela, les résidus de la réponse seront analysés graphiquement. Le test des signes et le tests des *runs* associés seront ensuite réalisés.

12.1.1 Analyse des résidus

La première étape de la validation correspond à l'étude de la qualité du lissage. Il s'agit de déterminer si les données ont été sur-lissées ou sous-lissées.

Pour cela, les résidus de la réponse $r_{x,t}$ seront étudiés :

$$r_{x,t} = q_{x,t} - \hat{q}_{x,t}$$

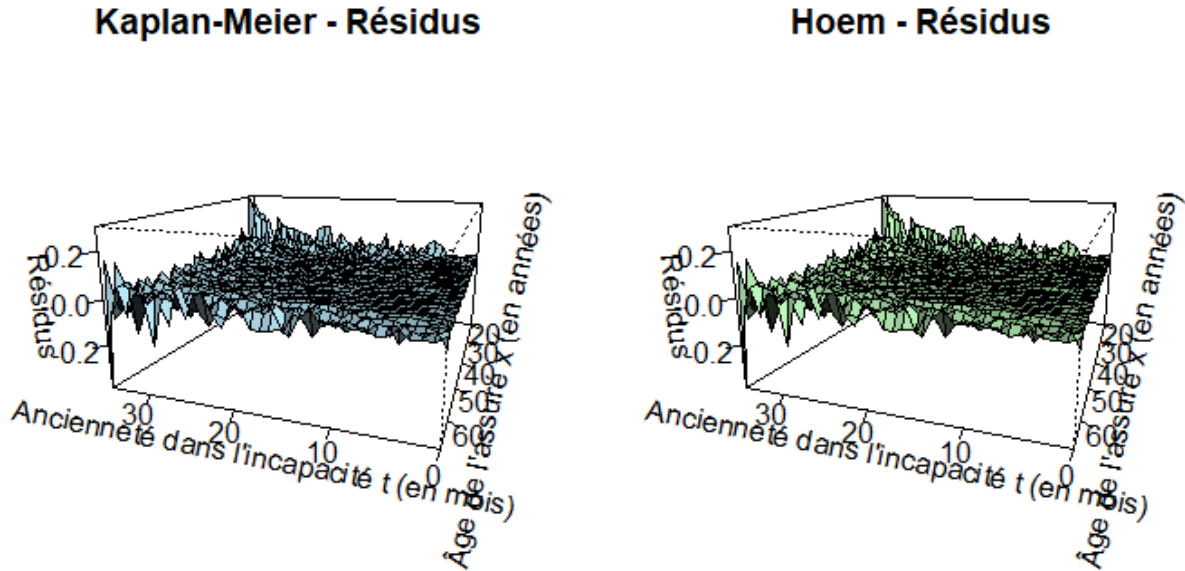


FIGURE 22 – Graphique des résidus de la réponse $r_{x,t}$

Le graphique des résidus indique que l'écart entre les valeurs brutes et lissées est globalement centré autour de 0. De plus, les valeurs prises par les résidus sont comprises entre -0,2 et 0,2, ce qui est jugé satis-

faisant. Cela est une première observation rassurante concernant la qualité du lissage.

La volatilité des résidus est plus forte pour les anciennetés les plus élevées et les âges extrêmes. En effet, ces sinistres étant sous-représentés dans le portefeuille, le lissage a été plus agressif afin de corriger les fluctuations dues à l'échantillonnage. Malgré cela, aucune tendance forte n'apparaît dans le graphique des résidus.

A ce stade, aucune conclusion concernant un potentiel sur ou sous-lissage ne peut être faite. Afin d'avoir une vision statistique de la qualité du lissage, le test des signes associé aux résidus de la réponse sera effectué, ainsi qu'un test des runs.

12.1.2 Test des signes

Le test des signes associés aux résidus fournit une indication qui complète leur représentation graphique. Il s'agit d'un test non-paramétrique qui examine la fréquence des changements de signes des résidus de la réponse.

Sous l'hypothèse nulle H_0 , les résidus sont autant de signes positifs que négatifs i.e la médiane entre les signes positifs et négatifs est nulle.

Présentation du test des signes :

L'hypothèse testée est la suivante :

H_0 : la médiane entre les signes positifs et négatifs est nulle
contre H_1 : la médiane entre les signes positifs et négatifs est non-nulle

La statistique du test des signes ξ^{SIG} s'écrit :

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

avec :

n_+ le nombre de signes positifs

n_- le nombre de signes négatifs

$n = n_+ + n_-$

Si les résidus sont autant de signes positifs que négatifs (i.e si l'hypothèse nulle H_0 est vraie), cette statistique suit une loi normale centrée réduite,

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

Ainsi, l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée si

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

où $z_{1-\alpha/2} (0, 1)$ est le $1-\alpha/2$ quantile de la distribution normale centrée réduite.

La p-valeur associée au test se calcule de la façon suivante :

$$p - \text{valeur}^{SIG} = \mathbb{P}[z_{1-\alpha/2}(0, 1) > |\xi^{SIG}|] = 2 * (1 - F_{N(0,1)}(|\xi^{SIG}|))$$

Résultat du test des signes :

Les résultats suivants sont obtenus :

$$n_+^{KM} = 876, n_-^{KM} = 852 \text{ et } n_+^H = 874, n_-^H = 854$$

On obtient finalement

$$|\xi_{KM}^{SIG}| = 0,553295 \text{ et } |\xi_H^{SIG}| = 0,457069.$$

On considère le risque $\alpha = 0,05$, pour lequel $z_{1-\alpha/2}(0, 1) = 1,96$. Or,

$$|\xi_{KM}^{SIG}| < 1,96 \text{ et } |\xi_H^{SIG}| < 1,96.$$

Ainsi, l'hypothèse H_0 n'est rejetée pour aucun des deux modèles avec un risque $\alpha = 0,05$.

De plus, les p-valeurs associées au test des signes ont été calculées pour les deux modèles :

$$p - \text{valeur}_{KM}^{SIG} = 0,5800622 \text{ et } p - \text{valeur}_H^{SIG} = 0,647622.$$

Or, la p-valeur est la plus petite valeur du risque de première espèce α pour laquelle le test est rejeté. Le modèle ayant la p-valeur la plus proche de 1 sera donc privilégié. Ainsi, **au sens du test des signes, la qualité du lissage est supérieure pour le modèle de Hoem.**

12.1.3 Test des runs

Le test des *runs* est un test non-paramétrique qui détermine si les éléments d'une séquence sont mutuellement indépendants. Ici, il sera appliqué aux résidus de la réponse.

Sous l'hypothèse nulle H_0 , le nombre de *runs* d'une séquence de n éléments est une variable aléatoire dont la distribution conditionnelle sachant le nombre n_+ de signes positifs et n_- de signes négatifs, avec $n = n_+ + n_-$ est approximativement normale, avec :

$$\mu = \frac{2n_+n_-}{n_+ + n_-} + 1 \text{ et } \sigma^2 = \frac{2n_+n_-(2n_+n_-(n_+ + n_-))}{(n_+ + n_-)^2(n_+ + n_- - 1)}$$

Présentation du test des runs :

L'hypothèse testée est la suivante :

| |
|---|
| H_0 : le nombre de <i>runs</i> des résidus de la réponse est une variable aléatoire dont la distribution conditionnelle est approximativement normale contre H_1 : le nombre de <i>runs</i> des résidus de la réponse n'est pas une variable aléatoire dont la distribution conditionnelle est approximativement normale |
|---|

La statistique du test des *runs* ξ^{RUN} s'écrit :

$$\xi^{RUN} = \frac{r-\mu}{\sigma}$$

avec :

r le nombre de *runs*

Si les résidus sont mutuellement indépendants (i.e si l'hypothèse nulle H_0 est vraie), cette statistique suit une loi normale centrée réduite,

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

Ainsi, l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée si

$$|\xi^{RUN}| > z_{1-\alpha/2} (0, 1)$$

où $z_{1-\alpha/2} (0, 1)$ est le $1-\alpha/2$ quantile de la distribution normale centrée réduite.

La p-valeur associée au test se calcule de la façon suivante :

$$p - \text{valeur}^{RUN} = \mathbb{P}[z_{1-\alpha/2} (0, 1) > |\xi^{RUN}|] = 2 * (1 - F_{N(0,1)} (|\xi^{RUN}|))$$

Résultat du test des *runs* :

Les résultats suivants sont obtenus :

$$n_{+}^{KM} = 876, n_{-}^{KM} = 852, r_{KM} = 857 \text{ et } n_{+}^H = 874, n_{-}^H = 854, r_H = 843$$

On obtient finalement

$$|\xi_{KM}^{RUN}| = 0,3771 \text{ et } |\xi_H^{RUN}| = 1,0534.$$

On considère le risque $\alpha = 0,05$, pour lequel $z_{1-\alpha/2} (0, 1) = 1,96$. Or,

$$|\xi_{KM}^{RUN}| < 1,96 \text{ et } |\xi_H^{RUN}| < 1,96.$$

Ainsi, l'hypothèse H_0 n'est rejetée pour aucun des deux modèles avec un risque $\alpha = 0,05$.

De plus, les p-valeurs associées au test des *runs* ont été calculées pour les deux modèles :

$$p - \text{valeur}_{KM}^{RUN} = 1,29387 \text{ et } p - \text{valeur}_H^{RUN} = 1,70782.$$

Or, la p-valeur est la plus petite valeur du risque de première espèce α pour laquelle le test est rejeté. Le modèle ayant la p-valeur la plus proche de 1 sera donc privilégié. Ainsi, **au sens du test des *runs*, la qualité du lissage est supérieure pour le modèle de Kaplan-Meier.**

La qualité du lissage, évaluée selon l'étude des résidus de la réponse, est jugée satisfaisante pour chacun des deux modèles. La représentation graphique des résidus ne présente pas de tendance forte, couplé à une répartition homogène des signes positifs et négatifs de ces résidus ainsi qu'à leur indépendance mutuelle. Ainsi, la prochaine sous-partie est consacrée au deuxième niveau de validation des taux obtenus : la mesure de l'adéquation du modèle au portefeuille d'étude.

12.2 Adéquation du modèle au portefeuille d'étude

Une fois la qualité du lissage jugée robuste, il s'agit de mesurer l'écart entre l'ajustement et les observations. L'objectif est de s'assurer que le modèle estime le nombre de sorties d'incapacité de manière fiable. Dans le sens de la prudence, une sous-estimation des sorties ne devrait pas être pénalisante, tant qu'elle n'est pas significative.

12.2.1 Analyse graphique de l'écart entre l'ajustement et les observations

Les graphiques suivants représentent les estimations du nombre de sorties, l'intervalle de confiance à $(1 - \alpha) \%$ correspondant ainsi que le nombre de sorties réelles pour chacune des deux tables construites et ce, par ancienneté puis par âge à la survenance.

Intervalle de confiance :

En effectuant l'approximation usuelle d'une loi binomiale par une loi normale, les bornes inférieure et supérieure de confiance ponctuelles à $(1 - \alpha) \%$ peuvent être calculées.

En théorie, l'approximation normale d'une loi binomiale est valide si $L_{x,t} \tilde{q}_{x,t} (1 - \tilde{q}_{x,t}) > 5$. Cette hypothèse est vérifiée pour chaque âge et chaque ancienneté du portefeuille d'étude.

En supposant la relation suivante :

$$d_{x,t} \sim \mathcal{N}(L_{x,t} q_{x,t}, L_{x,t} q_{x,t} (1 - q_{x,t})),$$

une approximation des 100% $(1 - \alpha)$ intervalles de confiance ponctuels pour $d_{x,t}$ est donnée par :

$$IC(1 - \alpha) = L_{x,t} \tilde{q}_{x,t} \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{L_{x,t} \tilde{q}_{x,t} (1 - \tilde{q}_{x,t})}$$

où $z_{1-\alpha/2} (0, 1)$ est le $1-\alpha/2$ quantile de la distribution normale centrée réduite.

Ici, le risque α considéré est de 0,05, pour lequel $z_{1-\alpha/2} (0, 1) = 1,96$.

Analyse par ancienneté dans l'état d'incapacité :

Une première observation est que le nombre de sorties réelles décroît de manière exponentielle avec le temps. Ce résultat a déjà été obtenu dans la partie traitant des statistiques descriptives du portefeuille, et est relatif aux sinistres étudiés. Pour rappel, les sinistres durant moins d'un mois représentent 40% des données.

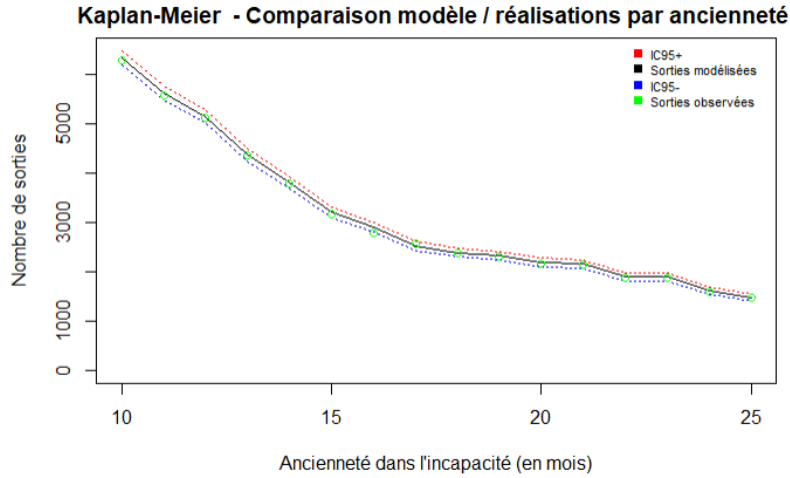


FIGURE 23 – Kaplan-Meier : Validation du modèle par ancienneté

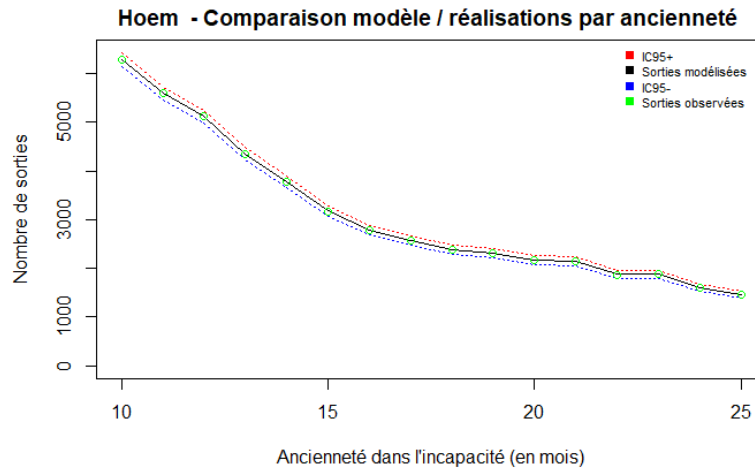


FIGURE 24 – Hoem : Validation du modèle par ancienneté

Pour une meilleure lisibilité, seules les anciennetés comprises entre 10 et 25 mois ont été représentées.

Graphiquement, les sorties modélisées par les deux méthodes coïncident quasi-parfaitement avec les sorties théoriques. Les sorties observées se situent à l'intérieur des intervalles de confiance théoriques sur l'ensemble des anciennetés.

Analyse par âge à la survenance :

Comme observé dans la partie traitant des statistiques descriptives du portefeuille, les assurés d'âge extrême sont sous-représentés. Cela s'explique par un faible taux d'emploi pour les âges les plus faibles et le départ à

la retraite pour les âges élevés. A l'inverse, les assurés ayant entre 45 et 60 ans à la survenance représentent plus de 45% du portefeuille.

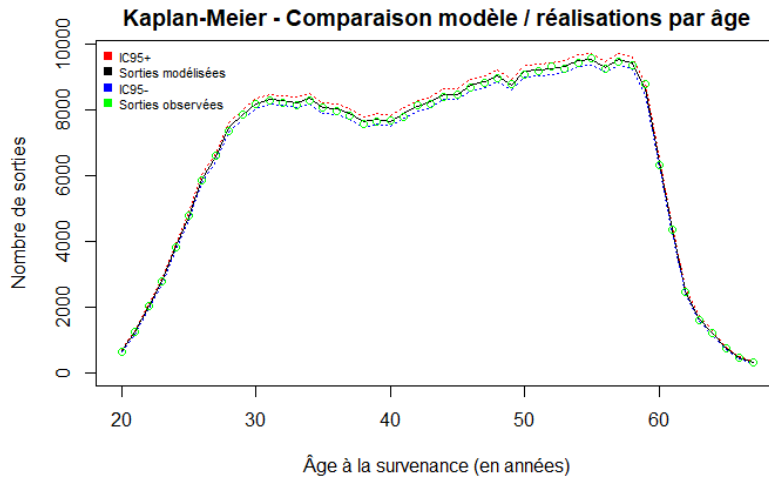


FIGURE 25 – Kaplan-Meier : Validation du modèle par âge

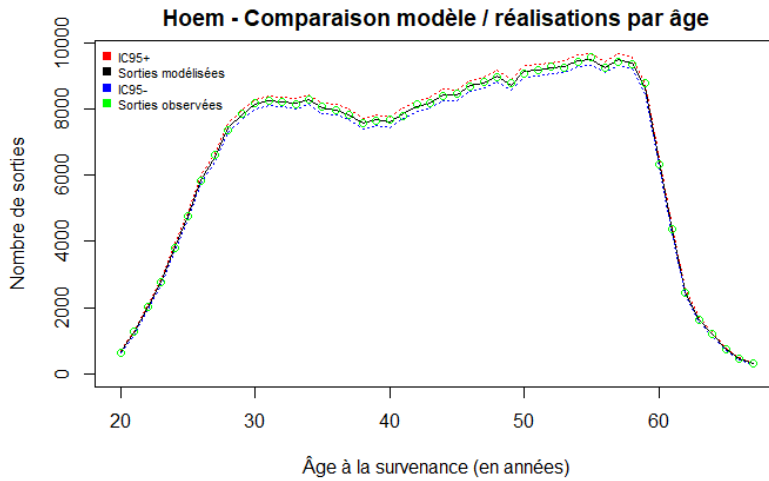


FIGURE 26 – Hoem : Validation du modèle par âge

Tout comme pour l'analyse par ancienneté, les sorties modélisées par les deux méthodes coïncident quasi-parfaitement avec les sorties théoriques. Les sorties observées se situent à l'intérieur des intervalles de confiance théoriques sur l'ensemble des âges à la survenance.

L'analyse graphique des sorties modélisées et observées est très satisfaisante pour les deux modèles. Les

sorties d'incapacité réelles se situent à l'intérieur des intervalles de confiance théoriques sur l'ensemble de la plage d'âge considérée et sur l'ensemble des anciennetés, signe d'une représentation correcte de la réalité par la table d'expérience.

Afin de nuancer cette observation, l'erreur relative sera analysée dans la sous-partie suivante.

12.2.2 Etude de l'erreur relative

Un simple résultat graphique conduit à penser que les estimateurs précédemment construits modélisent parfaitement le nombre de sorties attendues. Afin de nuancer cette observation, l'erreur relative, correspondant à la demi-longueur relative de l'intervalle de confiance à 95% a été tracée :

Analyse de l'erreur relative par ancienneté dans l'état d'incapacité :

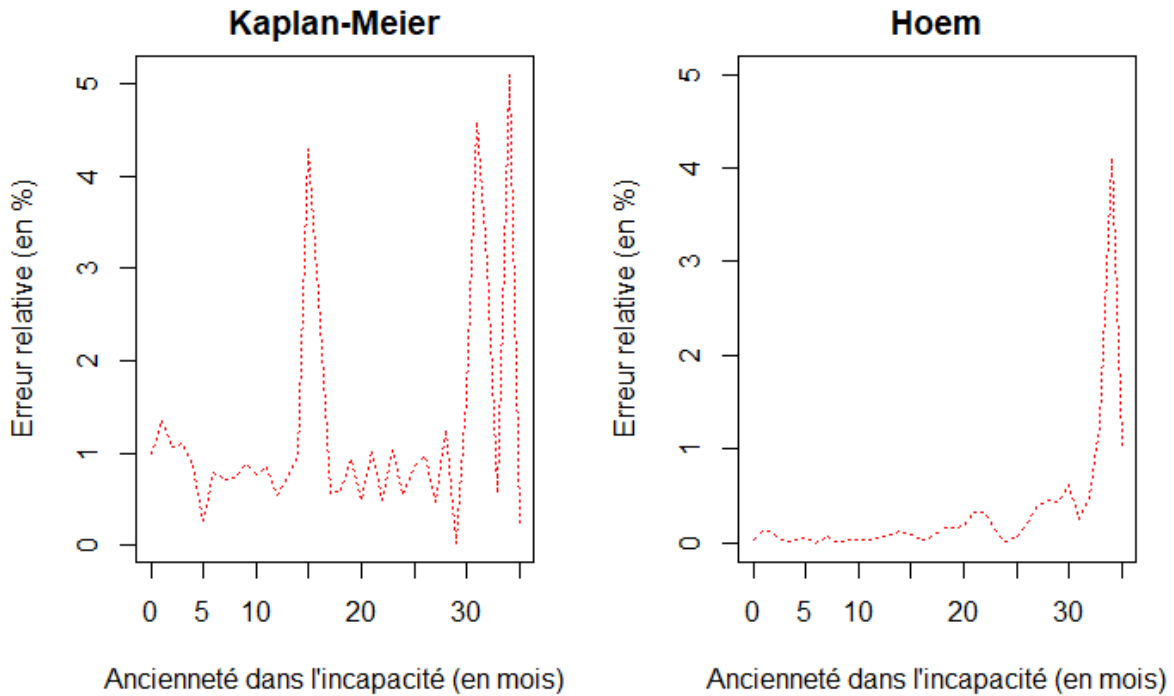


FIGURE 27 – Erreur relative par ancienneté

Les estimateurs de Hoem et Kaplan-Meier modélisent avec précision les sorties d'incapacité. En effet, l'erreur relative est très acceptable, puisqu'elle est comprise entre 0% et 4,1% pour Hoem et entre 0% et 5,1% pour Kaplan-Meier. L'erreur relative moyenne est de 0,3% pour Hoem et 1,2% pour Kaplan-Meier. Il semblerait que l'erreur relative par ancienneté soit légèrement supérieure pour le modèle de Kaplan-Meier.

La visualisation graphique de l'erreur relative permet de nuancer la validation du modèle par ancienneté. En effet, pour les ancienneté supérieures à 30 mois, l'imprécision est plus importante que sur le reste du

portefeuille. Cette observation n'aurait pas été possible sur la simple comparaison entre sorties modélisées et observées. Malgré que l'imprécision soit plus grande sur les anciennetés élevées, elle reste très raisonnable.

Analyse de l'erreur relative par âge à la survenance :

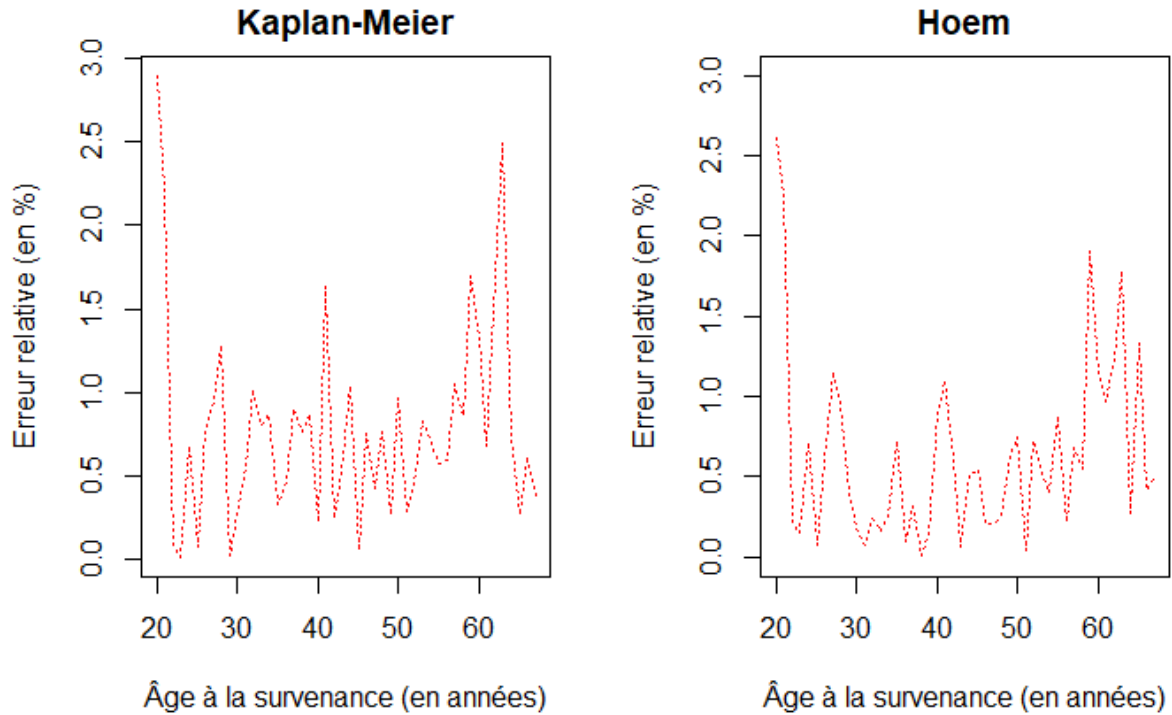


FIGURE 28 – Erreur relative par âge

Comme observé précédemment, les estimateurs précédemment construits semblent estimer les sorties d'incapacité de manière très satisfaisante pour tous les âges. Cette fois, l'erreur relative est plus volatile. Sa valeur maximale est de 2,6% pour Hoem et 2,9% pour Kaplan-Meier. Elle est atteinte pour l'âge minimale de la table, soit 20 ans. Cela est dû au risque d'échantillonnage : les assurés de 20 ans sont sous-représentés dans le portefeuille par rapport aux autres âges.

Concernant l'estimateur de Hoem, l'erreur relative par âge est moins étendue que l'erreur relative par ancienneté. Néanmoins, elle est globalement plus élevée. En effet, sa valeur moyenne est de 0,6% (contre 0,3% par ancienneté).

Le phénomène inverse est observé pour l'estimateur de Kaplan-Meier. En effet, l'erreur relative moyenne par âge est de 0,8% contre 1,2% par ancienneté.

L'écart entre sorties observées et sorties modélisées étant graphiquement très satisfaisant, l'erreur relative a été analysée afin d'obtenir un indicateur de l'imprécision de cet écart, par ancienneté puis par âge. L'erreur relative maximale concerne les anciennetés élevées. Par âge, elle est atteinte pour les assurés les plus jeunes. En effet, il s'agit des sinistres les moins représentés du portefeuille. Ainsi, l'erreur relative est un indicateur supplémentaire permettant d'apprécier le risque d'échantillonnage.

Afin d'estimer statistiquement si l'écart entre sorties observées et sorties modélisées est significatif, le test du *Standardized Incidence Ratio* (SIR) a été réalisé et ce, dans la sous-partie suivante.

12.2.3 Test du *Standardized Incidence Ratio* (SIR)

Le SMR est un ratio Observés/Estimés, mobilisé lors de la construction de tables de mortalité. Il sera adapté à la problématique de cette étude portant sur le maintien en incapacité à l'aide du SIR, ou *Standardized Incidence Ratio*.

Présentation du SMR :

Le SMR se définit comme le rapport entre le nombre de décès observés et modélisés. Si on considère que les décès suivent une loi de Poisson $D_{x,t}^{dc} \sim \mathcal{P}(E_{x,t}^{dc} \tilde{q}_{x,t}^{dc})$, sous l'hypothèse des forces de mortalité constantes par morceaux sur les carrés $[x; x + 1]$ et $[t; t + 1]$:

$$SMR = \frac{\sum_{x,t} D_{x,t}^{dc}}{\sum_{x,t} E_{x,t}^{dc} \tilde{q}_{x,t}^{dc}}$$

avec :

$D_{x,t}^{dc}$: le nombre de décès observés d'âge x durant l'année calendaire t

$E_{x,t}^{dc}$: l'exposition au risque décès d'âge x durant l'année calendaire t

$\tilde{q}_{x,t}^{dc}$: la probabilité qu'un individu d'âge x décède durant l'année calendaire t

Ainsi, si le $SMR > 1$, les décès modélisés sont sous-estimés. Dans le cas contraire, ils sont sur-estimés.

Adaptation du SMR au maintien en incapacité : le SIR

Le SMR étant mobilisé au sein d'études portant sur la mortalité, un ratio Observés/Estimés noté *SIR* pour *Standardized Incidence Ratio* sera construit de manière similaire. Si on considère que les sorties d'incapacité observées suivent une loi de Poisson $D_{x,t} \sim \mathcal{P}(E_{x,t} \tilde{q}_{x,t})$, sous l'hypothèse des taux de sortie d'incapacité constants par morceaux sur les carrés $[x; x + 1]$ et $[t; t + 1]$:

$$SIR = \frac{\sum_{x,t} D_{x,t}}{\sum_{x,t} E_{x,t} \tilde{q}_{x,t}}$$

avec :

$D_{x,t}$: le nombre de sorties d'incapacité observées d'âge x à l'instant t

$E_{x,t}$: l'exposition au risque incapacité d'âge x à l'instant t

$q_{x,t}$: les taux de sortie d'incapacité lissés

Ainsi, si le $SIR > 1$, les sorties d'incapacité modélisées sont sous-estimées. Dans le cas contraire, elles sont sur-estimées.

Afin de mesurer l'adéquation des modèles au portefeuille d'étude, un test statistique associé au SIR va être réalisé. Ce test permet de déterminer si le SIR est significativement différent de 1. Ce test est basé sur l'hypothèse des taux de sortie d'incapacité constants par morceaux sur les carrés $[x; x + 1]$ et $[t; t + 1]$:

$$q_{x+s, t+s} = q_{x,t} \text{ pour } 0 \leq s < 1 \text{ et } x, t \text{ entiers}$$

Cette hypothèse est vérifiée dans le cadre de cette étude. En effet, les anciennetés en incapacité t et les âges à la survenance x sont supposés entiers, i.e les taux de sortie d'incapacité sont constants par morceaux.

Présentation du test du SIR :

L'hypothèse testée est la suivante :

H_0 : le SIR n'est pas significativement différent de 1
contre H_1 : le SIR est significativement différent de 1

La statistique du test du SIR ξ^{SIR} s'écrit :

$$\begin{aligned} & - \text{Si } SIR > 1, \xi^{SIR} = 3(D)^{1/2} (1 - (9D)^{-1} - (D/E)^{1/3}) \\ & - \text{Si } SIR < 1, \xi^{SIR} = 3(D^*)^{1/2} ((D^*/E)^{1/3} + (9D^*)^{-1} - 1) \end{aligned}$$

avec :

$$D = \sum_{x,t} D_{x,t}$$

$$D^* = D + 1$$

$$E = \sum_{x,t} E_{x,t} q_{x,t}$$

Si le SIR n'est pas significativement différent de 1 (i.e si l'hypothèse nulle H_0 est vraie), cette statistique suit une loi normale centrée réduite,

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

Ainsi, l'hypothèse nulle H_0 sera rejetée si

$$\xi^{SIR} > z_{1-\alpha}(0, 1)$$

où $z_{1-\alpha}(0, 1)$ est le $(1-\alpha)$ quantile de la distribution normale centrée réduite.

La p-valeur associée au test se calcule de la façon suivante :

$$p - \text{valeur}^{SIR} = 1 - F_{N(0,1)}(\xi^{SIR})$$

Résultat du test du SIR :

Les résultats suivants sont obtenus :

$$D = 316749, E_{KM} = 318078 \text{ et } E_H = 316744.$$

On obtient finalement

$$\begin{aligned} SIR_{KM} &= 0,995822 < 1 \text{ d'où } \xi_{KM}^{SIR} = -2,35 \\ \text{et } SIR_H &= 1,000016 > 1 \text{ d'où } \xi_H^{SIR} = -0,01. \end{aligned}$$

On considère le risque $\alpha = 0,05$, pour lequel $z_{1-\alpha}(0, 1) = 1,65$. Or,

$$\xi_{KM}^{SIR} < 1,65 \text{ et } \xi_H^{SIR} < 1,65.$$

Ainsi, l'hypothèse H_0 n'est rejetée pour aucun des deux modèles avec un risque $\alpha = 0,05$. En d'autres termes, **il n'y a pas de preuve statistique indiquant que les modèles sous-estiment ou sur-estiment le nombre de sorties d'incapacité.**

De plus, les p-valeurs associées au test du SIR ont été calculées pour les deux modèles :

$$p - \text{valeur}_{KM}^{SIR} = 0,990674686 \text{ et } p - \text{valeur}_H^{SIR} = 0,5037805.$$

Or, la p-valeur est la plus petite valeur du risque de première espèce α pour laquelle le test est rejeté. Le modèle ayant la p-valeur la plus proche de 1 sera donc privilégié. Ainsi, **au sens du test du SIR, l'adéquation du modèle de Kaplan-Meier au portefeuille d'étude est meilleure** que celle du modèle de Hoem.

12.3 Conclusion de la validation du modèle

Les modèles obtenus sont tous deux très robustes.

La qualité du lissage, mesurée par les résidus de la réponse et les tests des signes et des *runs* associés à ces résidus est jugée satisfaisante pour les deux modèles. Les taux bruts n'ont été ni surlissés ni sous-lissés, de sorte à ce que les fluctuations dues à l'échantillonnage aient été atténuées, sans toutefois dénaturer les taux bruts.

De plus, les modèles précédemment construits estiment le nombre de sorties d'incapacité de manière fiable. En effet, l'écart entre les sorties modélisées et les sorties réelles n'est pas statistiquement significatif. Au sens du test du SIR, le modèle de Kaplan-Meier estime le nombre de sorties de manière plus fiable que

le modèle de Hoem.

Les deux modèles étant jugés fiables, un indicateur supplémentaire doit être défini afin de faire un choix concernant la table finale.

Ce choix est partiellement une question de jugement et dépend de l'objectif pour laquelle la table d'expérience est construite. La prochaine partie permet de s'émanciper de l'aspect théorique des sciences actuarielles et de revenir à l'objectif premier de ce chapitre : mesurer l'impact des tables ainsi construites sur le provisionnement.

13 Impact sur le provisionnement - Comparaison avec la table réglementaire

L'objectif principal de cette étude est de donner la vision la plus fidèle possible du comportement de la population sous risque en terme de maintien en incapacité, ceci afin de valider que les provisions constituées avec la table réglementaire soient prudentes. La présente partie de ce mémoire est alors consacrée à l'analyse de l'impact des tables d'expérience précédemment construites sur le provisionnement de la garantie Incapacité sur le portefeuille étudié.

Le raisonnement mené jusqu'ici a été fait en terme de sortie d'incapacité. La formule suivante permet de poursuivre l'étude d'impact en terme de maintien. A partir des taux lissés $q_{x,t}$, la table d'expérience a été construite en considérant la formule suivante et ce, pour les modèles de Kaplan-Meier et de Hoem :

$$\begin{cases} L(x, 0) = & 10000 \\ L(x, t + 1) = & L(x, t) * (1 - q_{x,t}) \end{cases}$$

Ce chapitre présentera une comparaison des tables d'expérience avec la table réglementaire, suivi d'une étude d'impact sur le provisionnement. Son objectif premier est de déterminer si à travers l'utilisation de la table réglementaire de maintien en incapacité, le provisionnement est suffisant.

13.1 Comparaison avec la table réglementaire

La table réglementaire considérée est la table de maintien en incapacité construite par le BCAC en 2010. Bien qu'elle ait été entièrement revue en 2013 (notamment pour prendre en compte le recul de l'âge de départ à la retraite induit par la réforme des retraites 2010), la table de 2010 est celle utilisée lors du provisionnement.

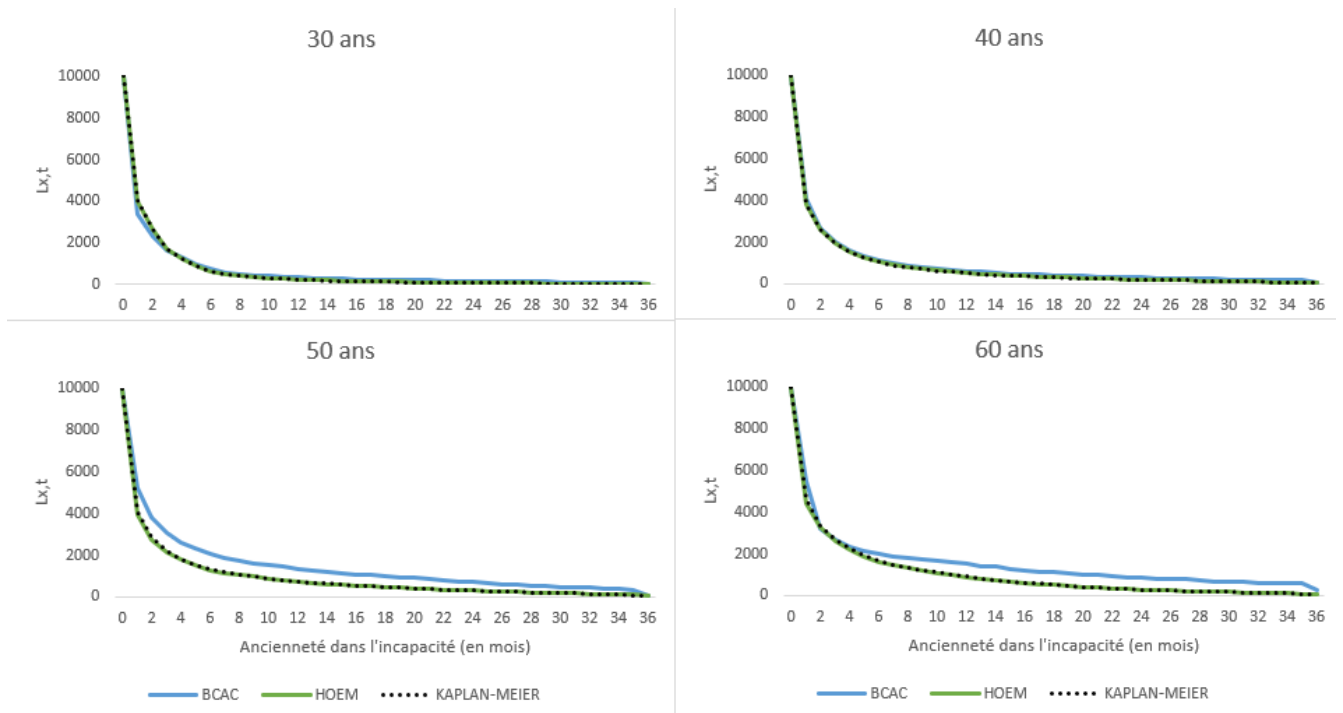


FIGURE 29 – Comparaison avec la table réglementaire

La comparaison est faite sur le nombre d'individus, usuellement noté $L_{x,t}$, issus de la cohorte d'âge x à l'entrée en incapacité, et encore présents dans l'état d'incapacité après une ancienneté de t mois. Pour plus de clarté, seuls les âges 30, 40, 50 et 60 ans seront analysés et ce, pour chaque ancienneté allant de 0 à 36 mois.

Comme attendu, le nombre d'individus décroît au fur et à mesure que l'arrêt de travail s'allonge et ce, quelque soit l'âge analysé. Plus l'âge à la survenance est élevé, moins cette décroissance est marquée. En d'autres termes, un âge élevé diminue la probabilité de sortir dès les premiers mois de l'arrêt.

La tendance générale est la suivante : plus l'âge de l'assuré à la survenance de l'arrêt de travail est élevé, plus la table d'expérience témoigne d'un maintien moins long que la table du BCAC en incapacité. Pour le portefeuille étudié, le provisionnement, basé sur la table réglementaire, semble ainsi être prudent.

Afin de préciser ces observations, le rapport en termes de L_x entre la table du BCAC et la table d'expérience issue de l'estimateur de Hoem a été tracé, pour chaque âge présenté précédemment. La comparaison avec la table issue de Kaplan-Meier n'a pas été étudiée, cette dernière étant quasiment identique à la table issue de Hoem.

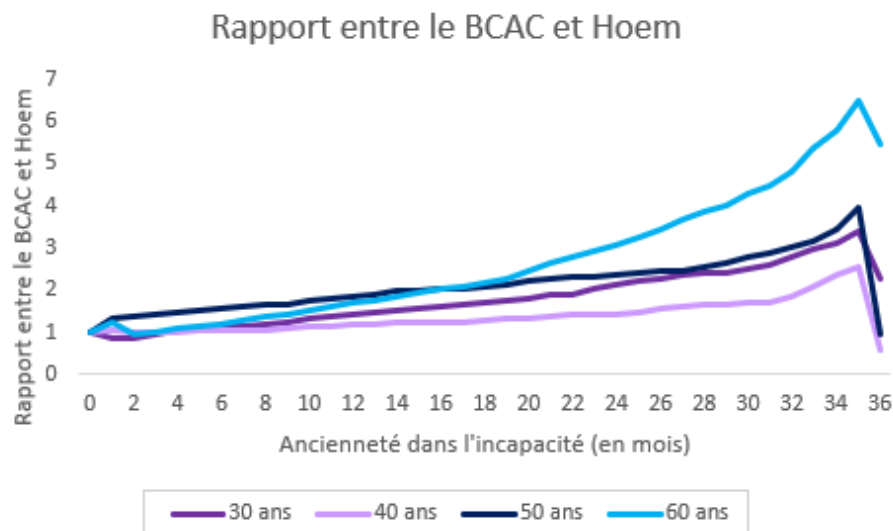


FIGURE 30 – Rapport entre la table réglementaire et Hoem

Pour chaque âge étudié, le rapport chute au 36e mois. Pour les âges 40 et 50 ans, ce rapport est même inférieur à 1.

L'âge à la survénance pour lequel l'écart entre les deux tables est le plus faible est 40 ans. En effet, le rapport moyen est de 1,4. Bien qu'il s'agisse du rapport moyen le plus bas parmi tous les âges étudiés, il est tout de même supérieur à 1, ce qui est une indication rassurante concernant la prudence induite par la table réglementaire. En d'autres termes, le rapport moyen est supérieur à 1 pour chaque âge à la survénance.

D'un point de vue global, la table d'expérience prédit un nombre d'incapables inférieur à la table réglementaire.

Quelques exceptions peuvent être soulignées. Par exemple, la table réglementaire prévoit qu'à 2 mois d'ancienneté, il reste 3184 incapables âgés de 60 ans, contre 3273 pour la table d'expérience. Ces quelques cas particuliers ne sont pas forcément significatifs. En effet, pour juger le niveau de prudence de la table précédemment construite, l'impact sur les provisions sera étudié dans la sous-partie suivante.

13.2 Impact sur le provisionnement

Après avoir présenté les provisions constituées au titre de la garantie Arrêt de travail, l'impact de la table d'expérience sur le calcul de ces provisions sera analysé.

13.2.1 Le provisionnement de la garantie Incapacité de travail

Au titre du calcul de ses provisions techniques de prestations d'incapacité de travail et d'invalidité, l'organisme assureur doit constituer trois types de provisions :

- **une provision d'incapacité en cours**, qui vise à couvrir le risque qu'un assuré incapable se maintienne dans cet état,

- **une provision d'invalidité en attente**, qui vise à couvrir le risque qu'un assuré incapable devienne invalide,

- **une provision de maintien des garanties décès**, qui vise à couvrir le risque qu'un assuré invalide se maintienne dans cet état.

La garantie présentée au cours de ce mémoire étant la garantie Incapacité, seule la provision d'incapacité en cours sera étudiée :

La formule de calcul de la provision d'incapacité est :

$$\begin{aligned}PSAP_{incap}(x, k) &= a_{x,k} * \frac{R}{12} \\ &= \sum_{j=k}^{36} \left(\frac{L_{x,j}}{L_{x,k}} * \frac{1}{(1+i)^{\frac{j-k}{12}}} \right) * \frac{R}{12}\end{aligned}$$

avec :

k : la durée dans l'état d'incapacité entre la date d'entrée et la date de calcul (en mois)

$a_{x,k}$: le coefficient de provisionnement

R : le montant de la rente annuelle à verser à l'assuré

$L_{x,j}$: le nombre d'incapables d'âge x au terme de j mois, déterminé par la table de maintien en incapacité

i : le taux technique

Le coefficient de provisionnement $a_{x,k}$ représente le montant de la provision pour sinistre à payer pour un euro de rente versée mensuellement pour un assuré entré en incapacité à l'âge x , et présent dans l'état depuis k mois. Ce coefficient, dépendant du nombre d'incapables et donc de la table de maintien en incapacité utilisée, a été calculé à partir des tables d'expérience précédemment construites.

13.2.2 Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes

Lors de l'inventaire, les provisions correspondant aux prestations d'incapacité à verser après l'expiration de l'exercice au titre des sinistres en cours au 31 octobre sont calculées à l'aide du logiciel PM Expert d'Ad-dactis. Afin de réaliser une étude d'impact, les tables d'expérience ont donc été intégrées à ce logiciel.

Pour réaliser le calcul des a_x , ont été utilisés :

- Un taux technique de 0,65%, correspondant au taux technique non-vie de l'inventaire 2022

- La base des sinistrés d'un portefeuille de Malakoff Humanis au 31/10/2022. Il s'agit d'un échantillon significatif et représentatif du portefeuille Malakoff Humanis sur les encours de l'inventaire 2022.

Les âges à la survenance ont été regroupés par tranche.

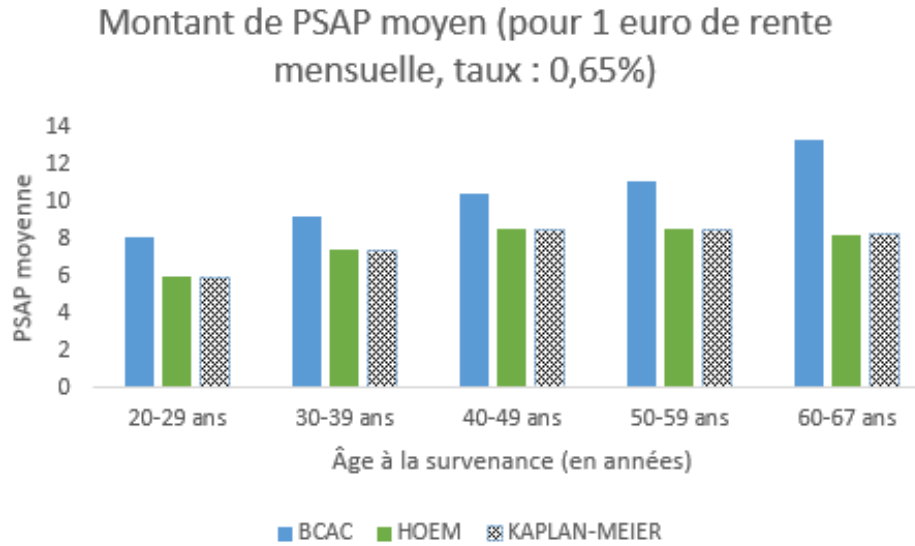


FIGURE 31 – Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes

Les provisions pour sinistre à payer calculées d’après la table réglementaire sont croissantes avec l’âge des assurés.

Une première observation est que les provisions pour sinistre à payer calculées à l’aide des estimateurs de Hoem et Kaplan-Meier sont très proches. Au vu des analyses faites jusqu’à présent, cela n’est pas surprenant.

Une deuxième observation est que les provisions pour sinistre à payer calculées à l’aide de la table réglementaire sont toujours strictement supérieures aux provisions pour sinistre à payer moyennes calculées à l’aide des tables d’expérience. Ce fait rassurant indique que les quelques anciennetés/âges pour lesquels la table d’expérience est au dessus de la table réglementaire au sens du nombre d’incapables ne sont pas significatifs lors du provisionnement.

Les écarts entre les provisions pour sinistre à payer moyennes calculées d’après la table réglementaire et celles calculées d’après les tables d’expérience ont été calculés pour chaque tranche d’âge :

| Tranche d'âge | Part de l'effectif total | Ecart entre le BCAC et Hoem | Ecart entre le BCAC et Kaplan-Meier |
|---------------|--------------------------|-----------------------------|-------------------------------------|
| 20-29 ans | 7,70% | -26,37% | -26,90% |
| 30-39 ans | 19,98% | -18,54% | -19,11% |
| 40-49 ans | 26,35% | -18,34% | -18,84% |
| 50-59 ans | 37,43% | -23,19% | -23,65% |
| 60-67 ans | 8,54% | -38,35% | -38,35% |

TABLE 4 – Ecart entre les provisions pour sinistre à payer moyennes

Comme attendu, les écarts obtenus entre la table réglementaire et les deux tables d'expérience sont très proches. Néanmoins, l'écart avec la table issue de Kaplan-Meier est supérieur à l'écart avec la table issue de Hoem pour toutes les tranches d'âge. La table construite à partir de l'estimateur de Hoem est donc légèrement plus prudente.

Les écarts sont variables en fonction de la tranche d'âge considérée. Un écart de -18% paraît acceptable au titre de la prudence, tandis qu'un écart de -38% pourrait être un indicateur de sur-provisionnement. Néanmoins, ces chiffres doivent être mis en perspective. En effet, l'écart de -38% concerne les assurés ayant entre 60 et 67 ans. Or, ces derniers sont peu représentés dans la base sinistrée : leur part de l'effectif total est de $8,54\%$.

Ainsi, l'écart moyen, pondéré par l'effectif de chaque tranche d'âge a été calculé. Les résultats sont les suivants :

L'écart moyen entre les provisions pour sinistre à payer calculées d'après la table réglementaire et les provisions pour sinistre à payer calculées d'après la table d'expérience issue de l'estimateur de Hoem (respectivement Kaplan-Meier) est de **$-22,52\%$** (respectivement **$-22,98\%$**).

Ces résultats sont très satisfaisants. Ils indiquent que le provisionnement de la garantie Incapacité sur le portefeuille étudié est prudent, sans que l'écart avec la table réglementaire ne soit le signe d'un potentiel sur-provisionnement.

Conclusion de la quatrième partie du mémoire :

Ce chapitre illustre le niveau de technicité requise dans la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité. En effet, l'estimation des taux bruts de sortie, leur lissage et ajustement ainsi que la validation du modèle obtenu font appel à de nombreuses techniques actuarielles.

La difficulté de la première étape de la construction i.e l'estimation des taux bruts réside dans le choix du modèle pour la construction de la loi de maintien. Cette dernière doit en effet produire des taux de sortie fidèles aux spécificités du portefeuille sous risque. En ce sens, les estimateurs de Kaplan-Meier (non-paramétrique) et Hoem (paramétrique) ont fourni des taux de sortie d'incapacité très proches. En effet, **la littérature a prouvé que ces estimateurs étaient équivalents lors d'études par cohorte.**

Le lissage des taux bruts ainsi obtenus a été réalisé par la méthode de Whittaker-Henderson en dimension 2. L'estimation des paramètres de lissage a mobilisé l'utilisation d'un critère basé sur la minimisation de l'erreur de prédiction : le critère AIC. Cette méthode élégante, classiquement utilisée dans le domaine des statistiques, est mentionnée dans l'étude *Revisiting Whittaker-Henderson Smoothing* de G. Biessy.

Des estimations statistiques (test des signes, test des *runs*, test du SIR) ainsi que des intervalles de confiance ont ensuite permis de valider la fiabilité et la robustesse des taux de sortie obtenus.

L'impact sur le provisionnement a finalement été mesuré. **Il confirme que l'incidence de la table d'expérience construite lors de cette étude est inférieure à la table réglementaire et que le provisionnement sur le portefeuille étudié, basé sur les tables réglementaires, est prudent.**

La partie suivante se consacre à l'étude de l'impact de la réforme des retraites 2023 sur un portefeuille Incapacité de Malakoff Humanis. Pour ce faire, la table finale a dû être sélectionnée. Ce choix est partiellement une question de jugement et dépend de l'objectif pour laquelle la table d'expérience est construite. Les deux tables obtenues sont jugées prudentes et fidèles au portefeuille d'étude. Le nombre d'incapables qu'elles prédisent sont très proches pour chaque âge et chaque ancienneté. Finalement, **la table issue de l'estimateur de Hoem, jugée la plus prudente, a été sélectionnée afin de réaliser l'étude d'impact de la réforme des retraites 2023.**

Cinquième partie

La réforme des retraites 2023 et la garantie Incapacité - Simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif

A la suite de sa validation par le Conseil Constitutionnel, la réforme des retraites est entrée en vigueur le 1er septembre 2023. Outre l'impact que provoque le recul de l'âge légal de départ à la retraite sur la durée de travail des salariés, cette loi a un impact potentiellement important sur l'équilibre des régimes de prévoyance.

Le risque étudié au cours de ce mémoire étant l'Incapacité, seules les conséquences de la réforme sur cette garantie seront mesurées. **L'objectif de ce chapitre est de proposer une méthodologie visant à estimer l'impact de la réforme des retraites 2023 sur la durée de maintien en incapacité, à travers la simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif.**

Après avoir présenté les hypothèses nécessaires à la construction d'un tel portefeuille, une méthode d'estimation des motifs de sortie d'incapacité d'une part, et de l'âge de départ à la retraite post-réforme d'autre part, seront présentées. Ce nouveau portefeuille permettra d'estimer l'impact de la réforme des retraites sur la table d'expérience de maintien en incapacité construite précédemment, et donc sur le provisionnement. Finalement, une analogie sera faite avec la réforme des retraites 2010, afin d'étudier le phénomène de "déversement" ainsi que la hausse de la sinistralité potentiellement induite par la réforme des retraites 2023.

14 Méthodologie et hypothèses : simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif

La méthodologie présentée au sein de ce mémoire nécessite deux informations : **la proportion de sinistres dont le motif de clôture est le départ à la retraite de l'assuré**, ainsi que **l'âge de ce départ**. Ces informations, absentes des données brutes, ont dû être déterminées de manière théorique.

Sans dévoiler tous les éléments qui seront développés au sein de cette partie, les deux grandes étapes de la construction du nouveau portefeuille d'étude sont :

1. **l'identification des arrêts impactés par la réforme** : pour chaque assuré âgé de 60 à 64 ans à la survenance du sinistre, un motif de sortie d'incapacité théorique sera estimé,
2. **l'allongement de la durée de ces arrêts** : pour les assurés dont le motif de sortie théorique estimé est le départ à la retraite, une nouvelle durée de maintien en incapacité, basée sur le report de l'âge légal de départ à la retraite et sur l'allongement de la durée de cotisation induite par la réforme, sera calculée.

Pourquoi se focaliser sur les assurés âgés de 60 à 64 ans ?

Cette plage d'âge a été choisie conformément aux spécificités de la garantie Incapacité (dont la durée maximale est de 3 ans), sachant que **les assurés concernés par la réforme sont ceux dont l'âge au terme de l'arrêt de travail est compris entre 62 et 64 ans**. Ainsi, l'allongement des sinistres a lieu pour certains assurés dont l'âge à la survenance est 60 ans (respectivement 61 ans), et dont la durée du sinistre est strictement supérieure à 2 ans (respectivement 1 an). De même, une partie des assurés âgés de 62 ans (respectivement 63 ans, 64 ans) à la survenance et dont la durée en arrêt est strictement inférieure à 2 ans (respectivement 1 an, 11 mois) verront la durée de leur sinistre allongé. La durée d'allongement dépend de l'âge de sortie de l'arrêt de travail, et la méthode de détermination de cette durée sera présentée dans la suite.

En d'autres termes, pour évaluer les impacts de la réforme des retraites sur la garantie Incapacité, un portefeuille de sinistres a été créé artificiellement, de manière rétroactive. En effet, l'objectif de la projection est de construire un portefeuille fictif, représentant au mieux le comportement de la population lorsque l'âge légal de départ à la retraite sera fixé à 64 ans pour tous. Pour fixer les idées, l'objectif est d'obtenir la vision la plus fidèle possible du comportement des assurés en 2030, date à laquelle le relèvement de l'âge légal aura atteint 64 ans et la durée de cotisation aura atteint 43 ans pour toute la population, en supposant qu'aucune autre réforme visant à reporter l'âge légal de départ à la retraite n'a lieu entre temps.

Les données utilisées au cours de cette partie ont donc été générées, et ne sont pas conformes à la réalité. Le portefeuille étudié jusqu'à présent a été conservé, et des modifications ont eu lieu en considérant que l'âge légal de départ à la retraite est 64 ans, et non 62 ans.

La première étape de la simulation consiste à estimer le motif de sortie de l'arrêt de travail. La méthodologie employée sera présentée dans la partie suivante.

15 Première étape : estimation du motif de sortie de l'incapacité

Les motifs de sortie de l'état d'incapacité sont multiples. On peut citer entre autres : le décès de l'assuré, un défaut de pièces justificatives, le passage en invalidité, la reprise d'activité, le départ à la retraite, le transfert du dossier vers un autre assureur...

Lors du calcul des prestations liées au maintien en incapacité, la nature de la sortie de l'état n'est pas importante. Néanmoins, cette information est nécessaire pour évaluer l'impact de la réforme des retraites 2023 sur le portefeuille d'étude. Absente des données brutes, cette donnée a alors été estimée de manière théorique à l'aide de la stratégie présentée au cours de cette sous-partie.

Seuls les quatre motifs principaux de sortie d'incapacité sont considérés dans la suite de cette étude :
- le passage en invalidité,

- le décès de l'assuré,
- la reprise d'activité,
- le passage à la retraite.

Ces causes de sortie sont supposées indépendantes. La somme des probabilités de sortie exprimées cause par cause est donc égale à la probabilité de sortie de la table de maintien en incapacité, toutes causes confondues.

En d'autres termes, pour un individu devenu incapable à l'âge x et dans l'état depuis t mois :

$$q_{x,t} = q_{x,t}^{inv} + q_{x,t}^{dc} + q_{x,t}^{reprise} + q_{x,t}^{retraite}$$

avec :

$q_{x,t}$ la probabilité de sortir d'incapacité entre t et $t + 1$,

$q_{x,t}^{inv}$ la probabilité de sortir d'incapacité pour passage en invalidité entre t et $t + 1$,

$q_{x,t}^{dc}$ la probabilité de sortir d'incapacité pour décès entre t et $t + 1$,

$q_{x,t}^{reprise}$ la probabilité de sortir d'incapacité pour reprise d'activité entre t et $t + 1$,

$q_{x,t}^{retraite}$ la probabilité de sortir d'incapacité pour passage à la retraite entre t et $t + 1$.

L'estimation de la proportion de chaque motif de sortie a été réalisée à l'aide d'études externes (par exemple provenant de l'INSEE) et des tables réglementaires issues du BCAC :

1. La proportion de **passage en invalidité** est estimée grâce à **la table de passage en invalidité, issue du BCAC**
2. La proportion de **décès** est estimée grâce à **la loi de mortalité des personnes en incapacité temporaire, issue du BCAC**
3. La proportion de **reprise d'activité** est estimée grâce aux **études *État de santé de la population*, issue de l'INSEE et *Les arrêts de travail des seniors en emploi* issue de la DREES**
4. **La proportion de passage à la retraite correspond aux sinistres pour lesquels aucun des trois motifs de sortie ci-dessus n'a été associé**

Après avoir présenté les sources externes ayant permis d'estimer la proportion de chaque motif de sortie, les résultats obtenus seront présentés.

Les données utilisées au cours de cette partie ont été générées, et ne sont pas conformes à la réalité. Bien que reposant sur des sources fiables, la méthodologie appliquée n'est pas

infaillible. Des limites et des critiques concernant l'estimation de chaque cause de sortie seront formulées tout au long de cette partie.

15.1 Estimation de la proportion de passage en invalidité

Le premier motif de sortie dont la proportion sera estimée est le **passage en invalidité** de l'assuré.

A première vue, ce motif de sortie ne devrait pas être considéré pour les assurés de plus de 62 ans. En effet, cet âge correspond à l'âge de départ à la retraite des invalides, y compris après réforme de septembre 2023. Ainsi, un incapable de plus de 62 ans déclaré invalide par la Sécurité Sociale passerait instantanément en retraite.

Néanmoins, ne pas considérer ce motif de sortie fausserait l'étude en surestimant le nombre de sorties d'incapacité pour passage à la retraite. En effet, bien que la transition entre l'invalidité et la retraite soit instantané pour les assurés de plus de 62 ans, le motif de sortie initial de l'état d'incapacité est bien le passage en invalidité, et non le départ à la retraite. Pour ne pas biaiser l'étude, ce motif de sortie est donc conservé et sa proportion est calculée à l'aide de la table réglementaire de passage en invalidité.

15.1.1 Présentation de la table réglementaire de passage en invalidité

Pour les besoins de cette étude, la table réglementaire sélectionnée est la table de passage en invalidité produite en 2010 par le BCAC.

Taux de passage en invalidité - BCAC 2010

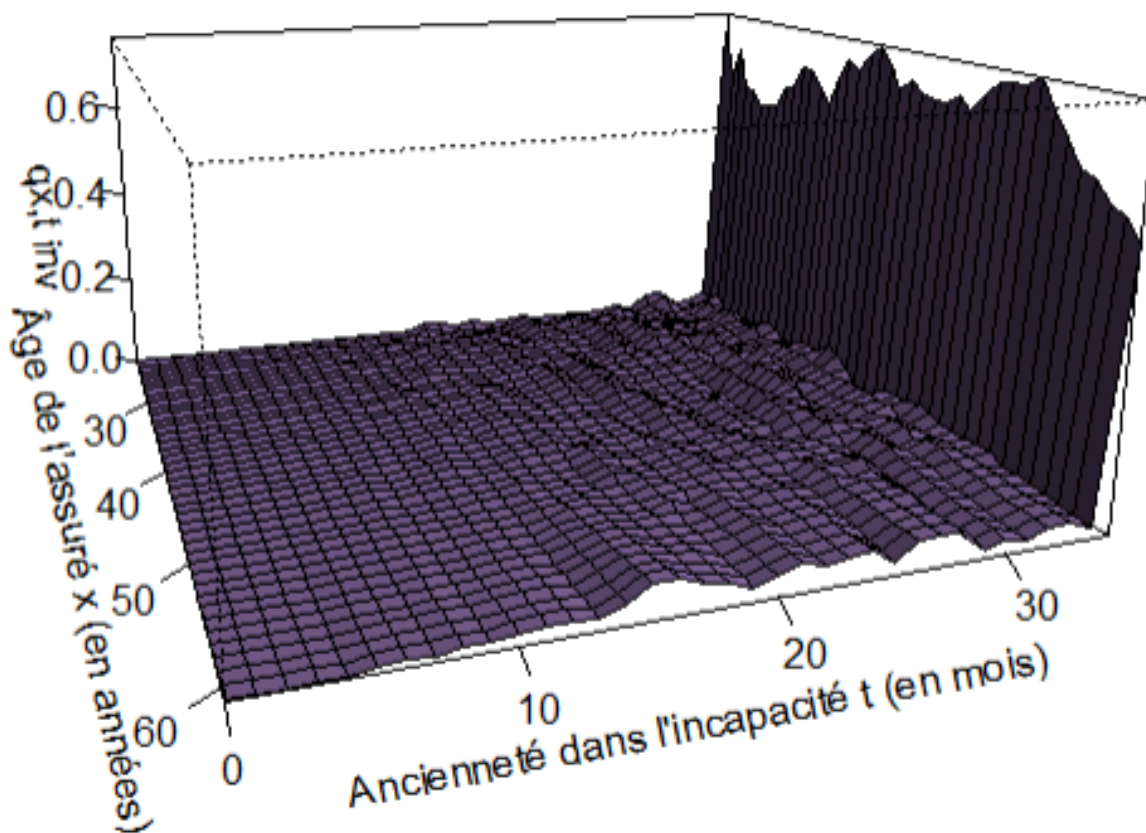


FIGURE 32 – Taux de passage en invalidité - BCAC 2010

La table de passage en invalidité indique le nombre de transitions d'incapacité vers l'invalidité en fonction de l'âge à la survenance (de 20 à 61 ans) et de l'ancienneté (de 0 à 35 mois), partant d'un effectif initial de 10 000 incapables. Elle repose sur des observations menées sur des assurés de régime collectif des principales compagnies d'assurance françaises.

La méthodologie de calcul des taux de passage en invalidité repose sur le nombre de transitions issu de la table réglementaire. Elle sera présentée dans la sous-partie suivante.

15.1.2 Méthodologie de calcul des taux de passage en invalidité $q_{x,t}^{inv}$

La sous-partie suivante présente la méthodologie de calcul des taux de passage en invalidité $q_{x,t}^{inv}$.

Les taux de passage en invalidité, notés $q_{x,t}^{inv}$, sont calculés de la manière suivante :

Soit x allant de 60 à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$q_{x,t}^{inv} = \min\left(1; \frac{sorties_{x,t}^{inv,BCAC}}{L_{x,t}^{inc,BCAC}}\right)$$

avec :

$sorties_{x,t}^{inv,BCAC}$: le nombre d'incapables âgés de x ans et d'ancienneté t reconnus invalides par la Sécurité Sociale, déterminé par la table réglementaire de passage en invalidité

$L_{x,t}^{inc,BCAC}$: le nombre d'incapables âgés de x ans au terme de t mois, déterminé par la table réglementaire de maintien en incapacité

L'âge maximal de la table de passage en invalidité est 61 ans. En effet, les invalides d'âge supérieur passent instantanément à la retraite (hors cas particulier de la catégorie 1). Ainsi, pour tout $X > 61$ ans, $q_{X,t}^{inv} = q_{61,t}^{inv}$.

Les taux de transition ainsi calculés sont alors appliqués au portefeuille d'étude afin d'estimer le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif le passage en invalidité.

15.1.3 Application - Calcul du nombre de passages en invalidité

Le nombre de sorties de la table d'expérience ayant pour motif le passage en invalidité (noté $sorties_{x,t}^{inv}$) est calculé de la manière suivante :

Soit x allant de 60 à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$sorties_{x,t}^{inv,XP} = q_{x,t}^{inv} * L_{x,t}^{inc,XP}$$

avec :

$L_{x,t}^{inc,XP}$: le nombre d'incapables âgés de x ans au terme de t mois, déterminé par la table d'expérience de maintien en incapacité

Pour plus de visibilité, seul le nombre de passages en invalidité pour les âges $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans seront représentés et ce, dans le graphique suivant.

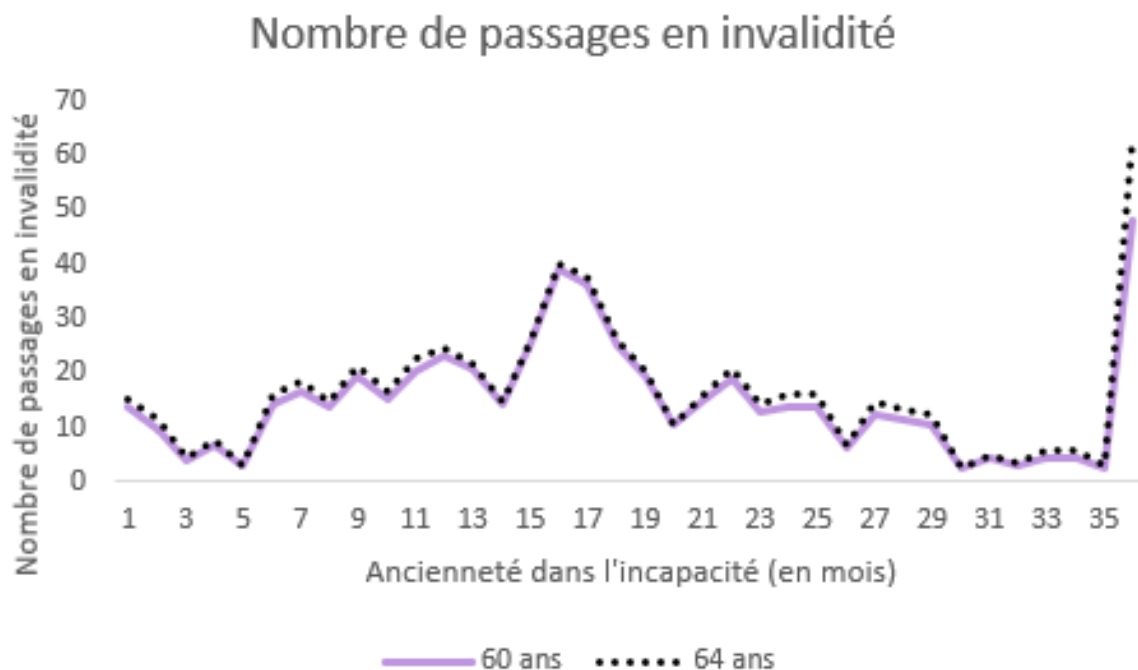


FIGURE 33 – Nombre de passages en invalidité pour $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans

Le nombre de passages en invalidité des assurés ayant 64 ans est strictement supérieur à celui des assurés ayant 60 ans sur toutes les anciennetés, ce qui est conforme à l'attendu. La forte croissance de passages en invalidité au 35ème mois est propre au risque Incapacité. En effet, sa durée maximale étant de trois ans, les assurés toujours présents en état d'incapacité passé ce délai transitionnent vers l'invalidité dans la majorité des cas.

Critiques et limites de la méthodologie

L'idéal pour cette étude aurait été de bénéficier d'une table d'expérience de passage en invalidité, i.e une table qui soit propre à la population sous risque. Ce projet n'a pas été réalisé car ce n'est pas le sujet de ce mémoire. Néanmoins, la table réglementaire est une table prudente. Un certain nombre d'études ont été réalisées à ce sujet, notamment par F. Planchet, et indique une marge de prudence d'environ 10%.

15.2 Estimation de la proportion de décès

Le second motif de sortie dont la proportion sera estimée est le **décès** de l'assuré.

De nombreuses études, notamment publiées par l'INSEE, indiquent le taux de mortalité par âge de la population générale. Les assurés en état d'incapacité ayant un comportement particulier, il a fallu considérer

des taux de décès qui leur sont propres.

Dans le cadre de la définition des règles de provisionnement pour le maintien des garanties décès aux personnes en arrêt de travail, le BCAC a publié en 2002 une étude sur la mortalité de ces personnes, qui a conduit à la construction d'une loi de mortalité spécifique. Ces lois sont déclinées pour les incapables et les invalides. La garantie étudiée au cours de ce mémoire étant l'Incapacité, seule la table de mortalité des personnes en incapacité temporaire sera présentée et ce, dans la sous-partie suivante.

15.2.1 Présentation de la loi de mortalité des personnes en incapacité temporaire

Cette sous-partie présente la loi de mortalité des personnes en incapacité temporaire construite par le BCAC et issue de la note technique *Provisionnement de la couverture décès des personnes en arrêt de travail*. Pour les lecteurs intéressés, cette note est présente en annexe du mémoire.

L'étude menée par le BCAC a porté sur des groupes d'incapables couverts par des contrats collectifs de salariés souscrits auprès de sociétés d'assurances ou d'institutions de prévoyance. L'étude a été conduite sur 218 710 assurés, dont 172 484 en incapacité temporaire.

La loi de mortalité qui en résulte est la suivante :

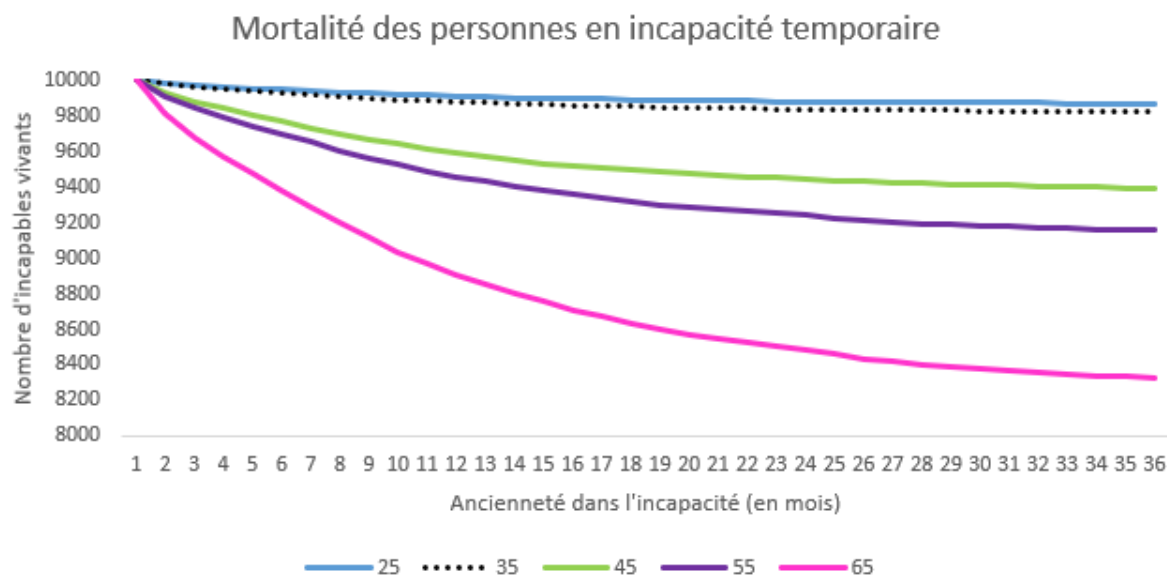


FIGURE 34 – Mortalité des personnes en incapacité temporaire. Source : BCAC

Comme attendu, la mortalité croît avec l'âge. Les mortalités des âges 25 ans et 35 ans sont très proches et peu marquées. A l'inverse, la décroissance du nombre d'incapables vivants âgés de 65 ans est nettement plus forte.

La méthodologie de calcul des taux de décès sera présentée dans la sous-partie suivante.

15.2.2 Méthodologie de calcul des taux de mortalité $q_{x,t}^{dc}$

La sous-partie suivante présente la méthodologie de calcul des taux de décès $q_{x,t}^{dc}$.

Les taux de décès, notés $q_{x,t}^{dc}$, sont calculés de la manière suivante :

Soit x allant de 60 ans à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$q_{x,t}^{dc} = \min\left(1; \frac{\text{sorties}_{x,t}^{dc,BCAC}}{L_{x,t}^{inc,BCAC}}\right)$$

avec :

$\text{sorties}_{x,t}^{dc,BCAC}$: le nombre de décès d'incapables d'âge x et d'ancienneté t , déterminé par la table réglementaire de mortalité des personnes en incapacité temporaire

$L_{x,t}^{inc,BCAC}$: le nombre d'incapables d'âge x au terme de t mois, déterminé par la table réglementaire de maintien en incapacité

Les taux de transition ainsi calculés sont alors appliqués au portefeuille d'étude afin d'estimer le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif le décès.

15.2.3 Application - Calcul du nombre de décès

Le nombre de sorties de la table d'expérience ayant pour motif le décès (noté $\text{sorties}_{x,t}^{dc}$) est calculé de la manière suivante :

Soit x allant de 60 à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$\text{sorties}_{x,t}^{dc,XP} = q_{x,t}^{dc} * L_{x,t}^{inc,XP}$$

avec :

$L_{x,t}^{inc,XP}$: le nombre d'incapables âgés de x ans au terme de t mois, déterminé par la table d'expérience de maintien en incapacité

Pour plus de visibilité, seul le nombre de passages en invalidité pour les âges $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans seront représentés et ce, dans le graphique suivant.

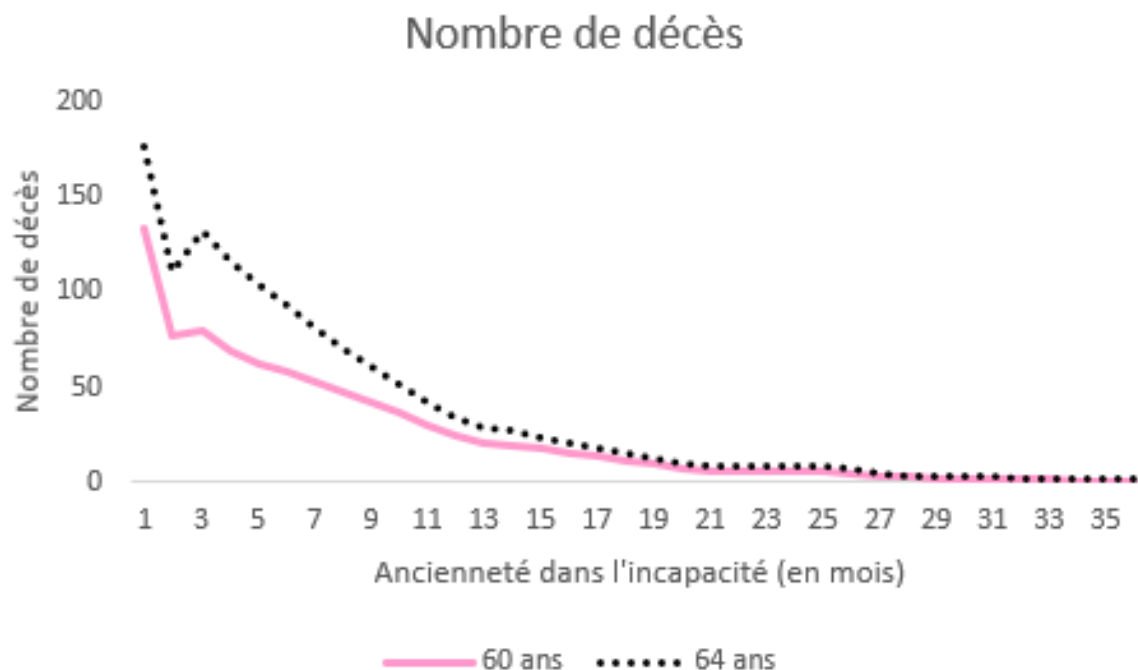


FIGURE 35 – Nombre de décès pour $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans

Comme attendu, le nombre de décès des assurés de 64 ans est supérieur à celui des assurés de 60 ans sur toutes les anciennetés. En effet, le nombre de décès moyen pour l'âge $x_1 = 60$ ans est de 25 contre 36 pour l'âge $x_2 = 64$ ans. La diminution du nombre de décès au cours du temps est due à la forte proportion d'arrêts courts.

Critiques et limites de la méthodologie

Tout comme le passage en invalidité, les taux de décès ont été calculés à l'aide de documents réglementaires, qui ne sont donc pas basés sur le comportement de la population sous risque. De plus, cette étude datant de 2002, le comportement des assurés a potentiellement évolué. L'idéal pour cette étude aurait été de construire une table d'expérience de mortalité des personnes en incapacité de travail. De même, cela n'a pas été réalisé car ce n'est pas le sujet de cette étude.

15.3 Estimation de la proportion de reprise d'activité

Le troisième motif de sortie dont la proportion sera estimée est la **reprise d'activité** de l'assuré.

Contrairement au passage en invalidité et à la mortalité, il n'existe pas de documents réglementaires indiquant la proportion d'assurés guérissant de l'état d'incapacité en fonction de l'âge et de l'ancienneté.

Pour estimer la proportion de ce motif de sortie, la méthode retenue s'appuie sur une étude de l'INSEE intitulée *État de santé de la population* parue en 2019 ainsi que sur l'étude *Les arrêts de travail des seniors en emploi* publiée par la DREES en 2007.

15.3.1 Présentation des études *État de santé de la population* de l'INSEE et *Les arrêts de travail des seniors en emploi* de la DREES

L'état de santé perçu des individus est un indicateur subjectif de la santé d'une population. L'enquête *État de santé de la population* réalisée par l'INSEE en 2019 permet d'aborder cette question. L'état de santé perçu est appréhendé à partir de la réponse à la question standardisée du Bureau Européen de l'OMS : « Comment est votre état de santé général ? Très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais ». Une telle mesure donne une vision synthétique et globale de l'état de santé tel que les personnes le ressentent.

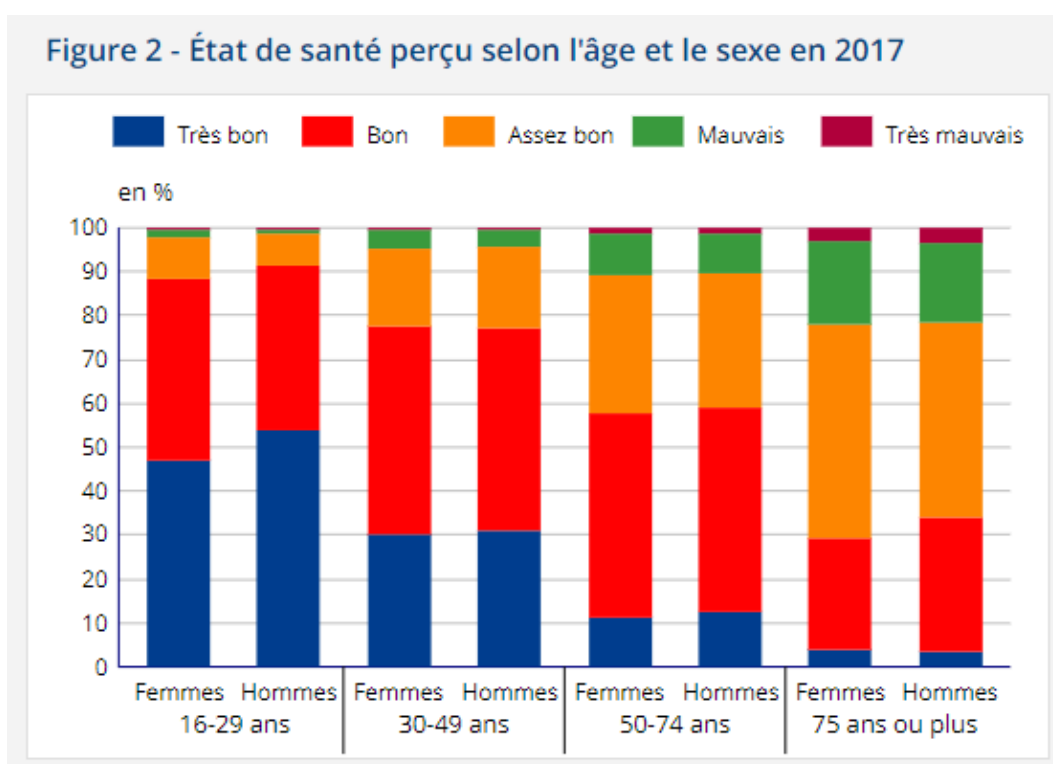


FIGURE 36 – Etat de santé perçu selon l'âge et le sexe en 2017. Source : INSEE

Comme attendu, l'état de santé des personnes se dégrade à mesure qu'elles vieillissent, l'âge étant associé à une altération objective de l'état de santé. En effet, la part des individus en bonne ou très bonne santé représente 77% des 30-49 ans alors que près de la moitié des personnes âgées de 75 ans ou plus déclarent que leur état de santé n'est qu'assez bon.

Cette étude ne représente pas exactement le taux de guérison des personnes en incapacité de travail, mais elle en est un indicateur crédible. En effet, ne pas guérir d'un arrêt de travail va de pair avec un état de santé

ressenti comme dégradé. Néanmoins, il est clair que la population en état d'incapacité a un comportement particulier.

L'enquête *Les arrêts de travail des seniors en emploi* publiée par la DREES en 2007 a été étudiée. Elle repose sur l'enquête Santé 2002-2003 publiée par l'INSEE et indique l'état de santé perçu, avec une distinction entre les personnes ayant subi un arrêt de travail ou non.

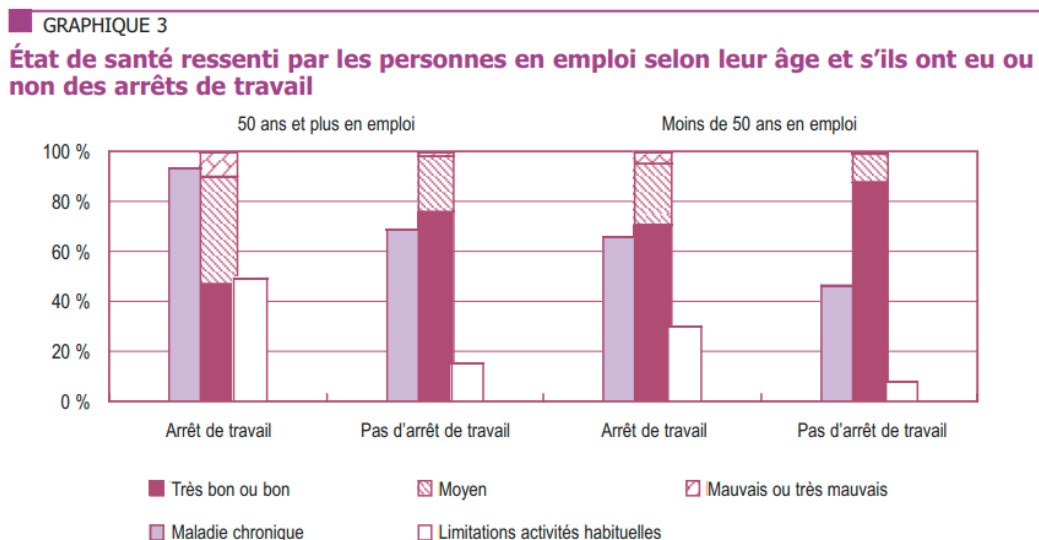


FIGURE 37 – Etat de santé ressenti par les personnes en emploi selon leur âge et s'ils ont eu ou non des arrêts de travail. Source : DREES

10% des personnes âgées de 50 ans et plus ayant subi un arrêt de travail se sentent globalement en mauvaise ou très mauvaise santé, alors qu'à peine 2% de ceux qui ne sont pas arrêtés estiment une telle perception de leur état de santé. L'étude de la DREES permet de tirer la conclusion suivante :

Concernant la tranche d'âge des 50 ans et plus, cinq fois plus de personnes ayant subi un arrêt de travail estiment leur état de santé dégradé par rapport aux personnes n'en ayant pas subi.

Ces deux études ont permis de mettre au point une méthode d'estimation de la proportion d'assurés ayant guéri de l'état d'incapacité, qui sera présentée dans la sous-partie suivante.

15.3.2 Méthodologie de calcul des taux de reprise d'activité $q_{x,t}^{reprise}$

La méthodologie de calcul des taux de reprise d'activité $q_{x,t}^{reprise}$ adoptée est la suivante : **la proportion de personnes estimant leur état de santé comme mauvais ou très mauvais correspond à la proportion de personnes ne guérissant pas de l'état d'incapacité.**

D'après l'étude *État de santé de la population* de l'INSEE, cette proportion est de 10,9% pour les femmes ayant entre 50 et 74 ans et 10,4% pour les hommes ayant entre 50 et 74 ans. Le portefeuille d'étude étant

composé à 65% de femmes et 35% d'hommes, la moyenne pondérée de 10,725% est la proportion de non-guérison retenue.

Ces chiffres concernant la population générale, le facteur multiplicatif de cinq obtenu grâce à l'étude *Les arrêts de travail des seniors en emploi* de la DREES conduit à retenir les taux de guérison suivants :

Les taux de reprise d'activité suivants, notés $q_{x,t}^{reprise}$, sont retenus :

Pour tout x entre 60 ans et 64 ans et pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$q_{x,t}^{reprise} = 1 - (10,725\% * 5) = 0,46375$$

Les taux de transition ainsi calculés sont alors appliqués au portefeuille d'étude afin d'estimer le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif la guérison.

15.3.3 Application - Calcul du nombre de reprises d'activité

Le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif la reprise d'activité est calculé de la manière suivante :

Soit x allant de 60 à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$sorties_{x,t}^{reprise,XP} = q_{x,t}^{reprise} * L_{x,t}^{inc,XP}$$

avec :

$L_{x,t}^{inc,XP}$: le nombre d'incapables âgés de x ans au terme de t mois, déterminé par la table d'expérience de maintien en incapacité

Pour plus de visibilité, seul le nombre de guérisons pour les âges $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans seront représentés et ce, dans le graphique suivant.

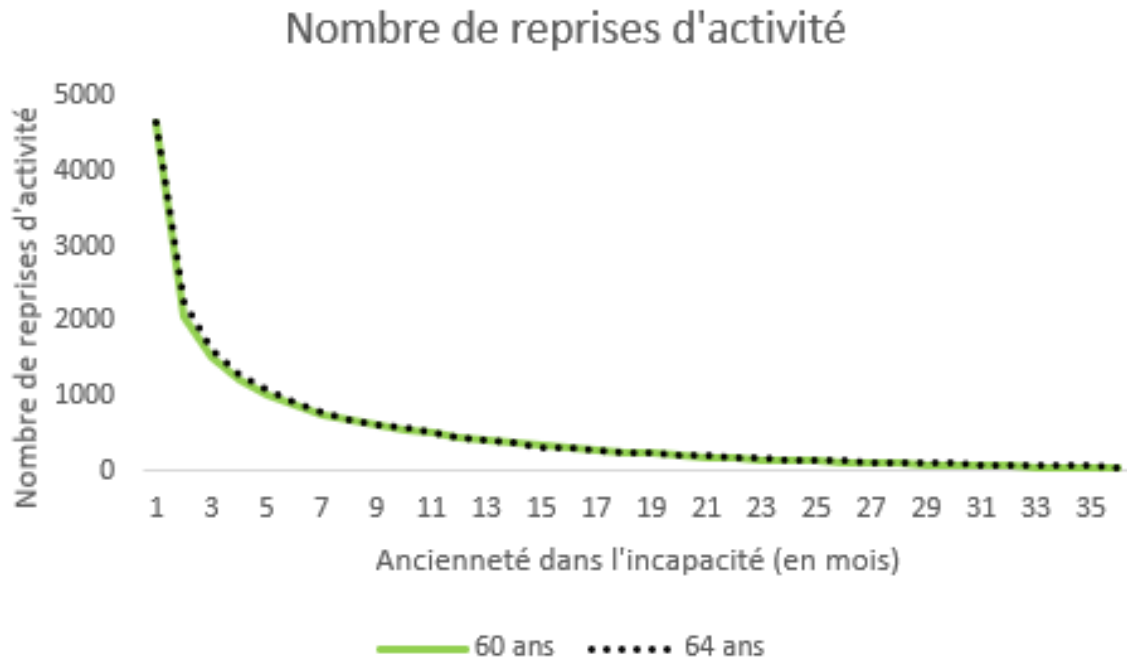


FIGURE 38 – Nombre de reprises d’activité pour $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans

Le taux $q_{x,t}^{reprise}$ étant une constante, le nombre de reprises d’activité suit la décroissance du nombre d’incapables présents. Pour rappel, les arrêts courts représentent la majorité du portefeuille d’étude.

Le nombre de reprises d’activité des assurés de 64 ans est supérieur à celui des assurés de 60 ans sur toutes les anciennetés. Même si ce résultat semble incohérent, il est simplement dû au fait que la table d’expérience comptabilise plus d’assurés en état d’incapacité âgés de 64 ans que d’assurés âgés de 60 ans.

Critiques et limites de la méthodologie

La critique principale qui peut être émise concernant l’estimation de la proportion du reprises d’activité est liée aux limites de la mesure de l’état de santé perçu. En effet, cet indicateur relève d’une certaine subjectivité. Une telle mesure, bien qu’elle donne une vision synthétique et globale de l’état de santé des personnes, est potentiellement biaisée. C’est la raison pour laquelle des indicateurs plus objectifs sont également considérés, telle que la proportion de maladie chronique. Cette information à composante médicale est également présente en figure 3 de l’étude *État de santé de la population* de l’INSEE. Elle donne toutefois une vision plus partielle de l’état de santé. Ces deux indicateurs sont évidemment corrélés.

15.4 Estimation de la proportion de passage à la retraite

Le quatrième et dernier motif de sortie dont la proportion sera estimée est le **passage à la retraite** de l'assuré.

Les sorties d'incapacité ayant pour motif le passage à la retraite correspondent aux sorties restantes, i.e les sorties pour lesquelles aucun des trois motifs ci-dessus (le passage en invalidité, le décès ou la reprise d'activité) n'a été associé.

15.4.1 Méthodologie de calcul des taux de passage à la retraite $q_{x,t}^{retraite}$

La méthodologie de calcul des taux de passage à la retraite $q_{x,t}^{retraite}$ adoptée est la suivante : **les sorties d'incapacité ayant pour motif le passage à la retraite correspondent aux sorties n'ayant pas de motif attribué entre le passage en invalidité, le décès ou la guérison.**

Les taux de passage à la retraite suivants, notés $q_{x,t}^{retraite}$, sont retenus :

Pour tout x entre 60 ans et 64 ans et pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$q_{x,t}^{retraite} = \max(0; 1 - q_{x,t}^{inv} - q_{x,t}^{dc} - q_{x,t}^{reprise})$$

Les taux de transition ainsi calculés sont alors appliqués au portefeuille d'étude afin d'estimer le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif le passage à la retraite.

15.4.2 Application - Calcul du nombre de passages à la retraite

Le nombre de sorties d'incapacité ayant pour motif le passage à la retraite est calculé de la manière suivante :

Soit x allant de 60 à 64 ans. Pour tout t entre 0 et 35 mois :

$$sorties_{x,t}^{retraite,XP} = q_{x,t}^{retraite} * L_{x,t}^{inc,XP}$$

avec :

$L_{x,t}^{inc,XP}$: le nombre d'incapables âgés de x ans au terme de t mois, déterminé par la table d'expérience de maintien en incapacité

Pour plus de visibilité, seul le nombre de passages à la retraite pour les âges $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans seront représentés et ce, dans le graphique suivant.

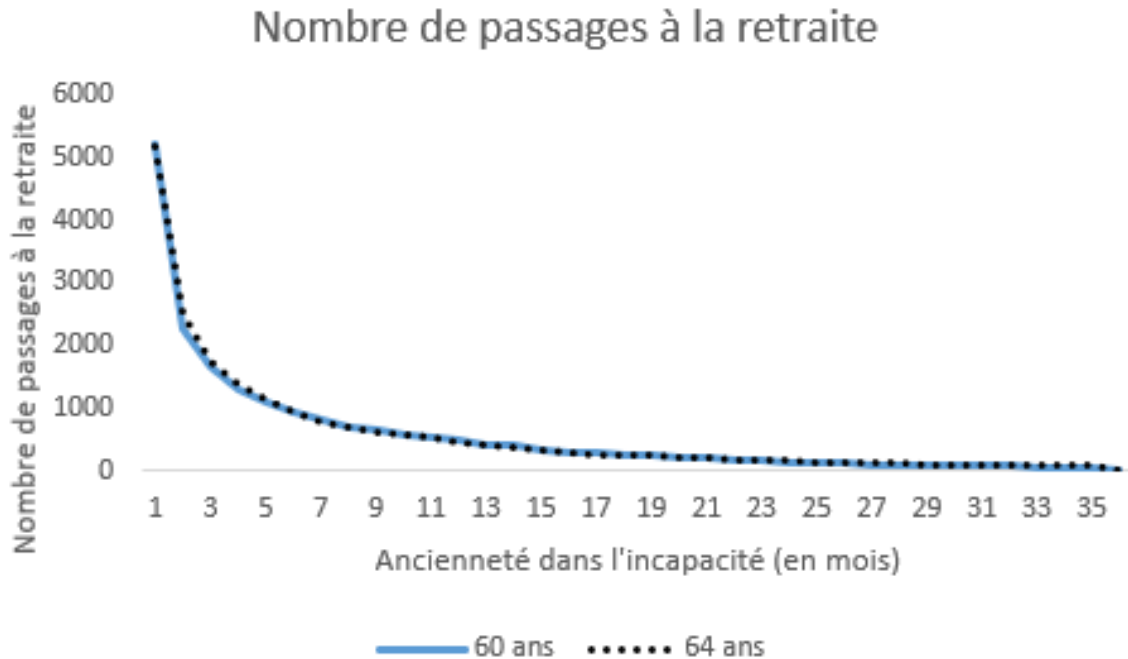


FIGURE 39 – Nombre de passages à la retraite pour $x_1 = 60$ ans et $x_2 = 64$ ans

Le nombre de passages à la retraite décroît avec l'ancienneté dans l'état. La probabilité de passer à la retraite à l'ancienneté maximale est quasi nulle. En effet, la majorité des sorties au 35e mois a pour motif théorique le passage en invalidité.

Critiques et limites de la méthodologie

L'estimation de la proportion de passages à la retraite dépend de l'estimation des trois autres motifs de sortie considérés, i.e le passage en invalidité, le décès et la guérison. Ainsi, les limites évoquées précédemment s'appliquent aux taux de passage à la retraite de manière additive.

15.5 Répartition des motifs de sortie théoriques obtenus

Ce graphique représente la proportion moyenne de chaque motif de sortie obtenu par la méthodologie précédente, pour les assurés ayant entre 60 et 64 ans à la survenance.

Répartition des motifs de sortie théoriques

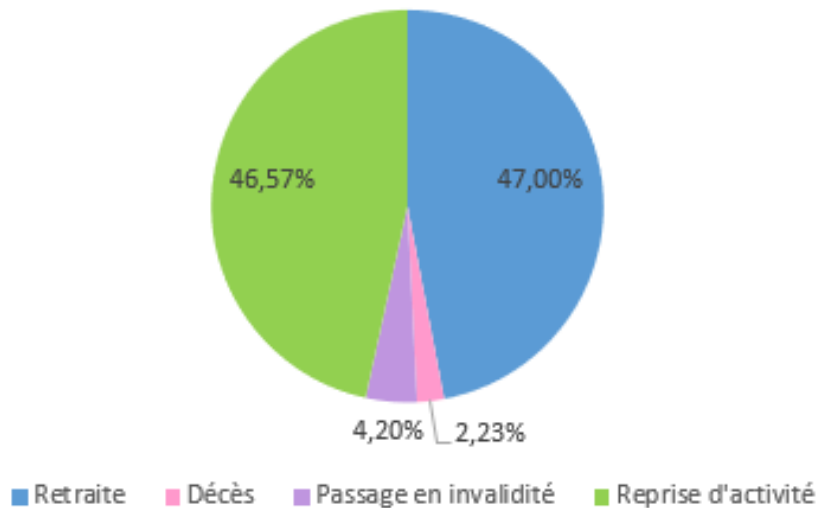


FIGURE 40 – Répartition des motifs de sortie théoriques obtenus

Pour rappel, l'âge de la population étudiée est compris entre 60 et 64 ans à la survenance. Les deux motifs de sortie principaux sont le passage à la retraite ainsi que la reprise d'activité, qui représentent respectivement 47% et 46,57% des sorties d'incapacité. Les proportions de décès et de passages en invalidité sont plus marginales. En effet, elles ne représentent que 2,23% et 4,2% des sorties du portefeuille.

La prochaine partie est focalisée sur les 47% du portefeuille dont le motif de sortie théorique est le passage à la retraite. Une nouvelle date de fin d'indemnisation de l'arrêt de travail, basée sur l'estimation de l'âge de départ à la retraite de l'assuré après réforme, leur sera alors attribué.

16 Deuxième étape : estimation de l'âge de départ à la retraite après réforme

L'âge de départ à la retraite des assurés du portefeuille est une variable absente des données brutes, bien que nécessaire dans la suite de cette étude. En effet, le caractère personnel du choix de l'âge de départ à la retraite ainsi que les dispositifs mis en place par la Sécurité Sociale et les organisme de retraite complémentaire en font une information difficile à obtenir.

Pour pallier à ce manque d'information, un âge de départ à la retraite théorique a été établi pour les assurés remplissant les deux conditions suivantes :

- **l'âge de l'assuré au terme de l'arrêt de travail est compris entre 62 et 64 ans.** En d'autres termes, l'âge à la survenance est compris entre 60 et 64 ans, la durée maximale de l'état d'incapacité étant

de trois ans.

- **son motif de sortie théorique est le passage à la retraite.** Cette assignation s'est faite âge par âge et ancienneté par ancienneté à l'aide des taux $q_{x,t}^{retraite}$ calculés précédemment. Le tirage a été réalisé de manière aléatoire.

L'âge de départ à la retraite après réforme est calculé selon la formule suivante :

Soit age_{avant} l'âge de départ à la retraite avant réforme age_{apres} l'âge de départ à la retraite après réforme. Pour chaque assuré âgé dont la cause de sortie d'incapacité est le passage à la retraite :

$$age_{apres} = \begin{cases} age_{avant} + 1,5 & \text{si } \max(64; age_{avant}) - age_{avant} < 1,5 \\ \max(64; age_{avant}) & \text{sinon} \end{cases}$$

Un paramètre important, et sur lequel se focalise habituellement le débat public, est l'âge minimal d'ouverture des droits, couramment appelé "âge légal". Cet âge est fixé à 64 ans pour les personnes nées à partir de 1968, après avoir été égal à 62 ans (depuis la réforme des retraites 2010). Une première intuition serait alors que chaque assuré partirait en retraite à l'âge de 64 ans.

Néanmoins, sous le quinquennat de François Hollande, **la réforme Touraine (2014)** a introduit l'allongement progressif de la durée de cotisation, de 41,5 à 43 ans, d'où le report de 1,5 ans qui s'ajoute au relèvement de l'âge légal. En effet, la réforme des retraites 2023 a accéléré la loi Touraine, et cette formule de calcul permet d'en tenir compte.

Au-delà de l'âge légal, le choix de l'âge de départ à la retraite est a priori totalement libre. En réalité, il s'avère en grande partie influencé par les conditions d'obtention d'une retraite à "taux plein". Le montant de pension est en effet calculé, pour une carrière complète, en multipliant le salaire de référence par un taux de remplacement, qui dépend du moment du départ à la retraite ; le taux plein désigne la valeur de référence pour ce taux de remplacement . Si les conditions du taux plein ne sont pas atteintes, une minoration (appelée "décote") est retenue sur le montant de pension. Si elles sont dépassées, une majoration de pension (appelée "surcote") est appliquée. L'objectif de ce mécanisme de minoration et majoration est d'offrir aux assurés la possibilité d'arbitrer entre un départ plus tôt avec une pension plus faible ou un départ plus tardif avec une pension plus élevée. En théorie, le choix de l'âge de départ est totalement libre. En pratique, et pour des raisons financières, la plupart des départs s'avèrent avoir lieu à l'atteinte du taux plein. **D'après la DREES, parmi les personnes nées en 1950, près de 8 sur 10 ont liquidé leur retraite au taux plein sans décote ni surcote. Afin de simplifier l'étude, l'hypothèse retenue est que le départ à la retraite a lieu à l'âge d'obtention du taux plein pour tous les assurés.**

La formule de calcul précédente a donc été élaborée en estimant que :

- les assurés partant à la retraite à 62 ans ont atteint tous leurs trimestres de cotisation et attendent d'atteindre l'âge légal

→ leur âge de départ à la retraite après réforme est le nouvel âge légal soit 64 ans

- les assurés partant à la retraite après 62 ans attendent d'obtenir leurs trimestres de cotisation afin de partir au taux plein

→ leur âge de départ à la retraite après réforme est égal à l'âge de départ avant réforme majoré d'1,5 années

Pour rappel, cet allongement n'a eu lieu que pour les assurés dont la cause de sortie théorique de l'état d'incapacité est le passage à la retraite, soit environ 47% du portefeuille.

Les exemples ci-dessous illustrent la formule de calcul précédente pour des assurés sortant d'incapacité pour passage à la retraite :

Exemple 1 : Monsieur X, né en 1958, tombe en arrêt de travail d'une durée de 1 an en 2019.

- Âge à la survenance : 61 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille initial = âge de départ à la retraite avant réforme : 62 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille simulé = âge de départ à la retraite après réforme : 64 ans.

→ Allongement dû au report de l'âge légal

→ La date de fin du sinistre est repoussée de 2 ans

Exemple 2 : Monsieur Y, né en 1958, tombe en arrêt de travail d'une durée de 2 ans en 2019.

- Âge à la survenance : 61 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille initial = âge de départ à la retraite avant réforme : 63 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille simulé = âge de départ à la retraite après réforme : 64,5 ans.

→ Allongement dû au report de l'âge légal et à l'allongement de la durée de cotisation

→ La date de fin du sinistre est repoussée de 1,5 ans

Exemple 3 : Monsieur Z, né en 1958, tombe en arrêt de travail d'une durée de 3 ans en 2019.

- Âge à la survenance : 61 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille initial = âge de départ à la retraite avant réforme : 64 ans

- Âge à la sortie de l'arrêt de travail dans le portefeuille simulé = âge de départ à la retraite après réforme : 65,5 ans.

→ Allongement dû à l’allongement de la durée de cotisation

→ La date de fin du sinistre est repoussée de 1,5 ans

Le schéma suivant synthétise la construction du portefeuille ainsi obtenu :

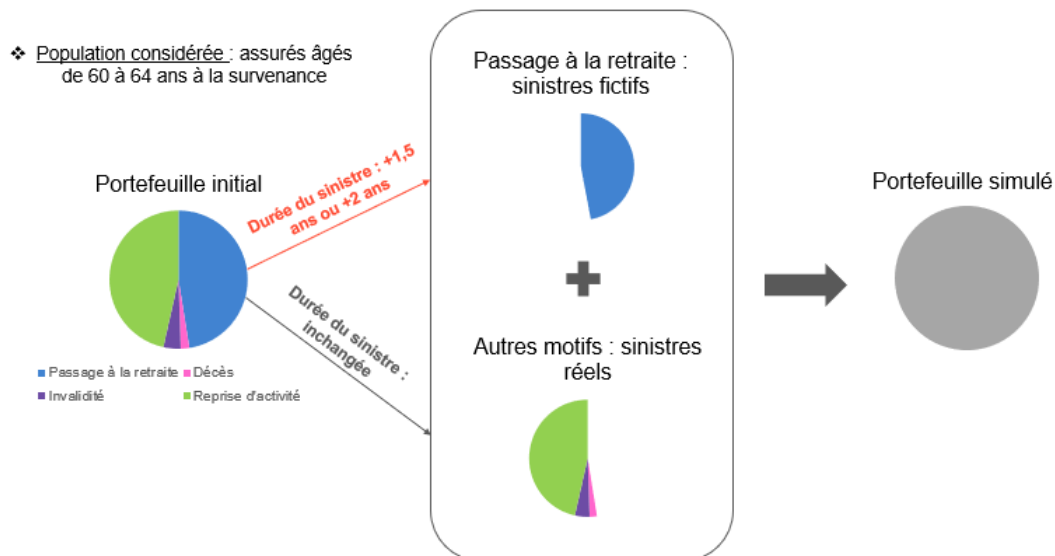


FIGURE 41 – Schéma synthétique du portefeuille obtenu

Une nouvelle table d'expérience, basée sur le portefeuille ainsi construit, sera étudiée dans la partie suivante.

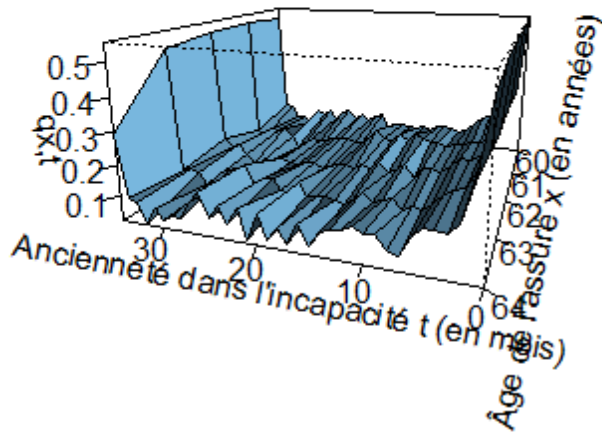
17 Impact de la réforme des retraites 2023 sur la table d'expérience de maintien en incapacité

Afin d'étudier l'impact de la réforme des retraites 2023 sur la durée de maintien en incapacité, une nouvelle table d'expérience issue du portefeuille d'étude simulé précédemment sera construite. **La présentation théorique des estimateurs et des techniques actuarielles utilisées ne sera pas redétaillée dans cette partie.** Pour plus d'explications, le lecteur peut se référer au chapitre précédent, qui traite en profondeur des différentes étapes de construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité.

17.1 Estimation des taux de sortie bruts avant et après la réforme

L'estimation des taux de sortie bruts constitue la première étape de la construction d'une table d'expérience. Elle a été réalisée par la méthode d'Hoem des moments. En effet, cette approche, jugée la plus prudente par rapport au portefeuille d'étude, a été retenue lors du chapitre précédent.

Avant réforme - Taux bruts



Après réforme - Taux bruts

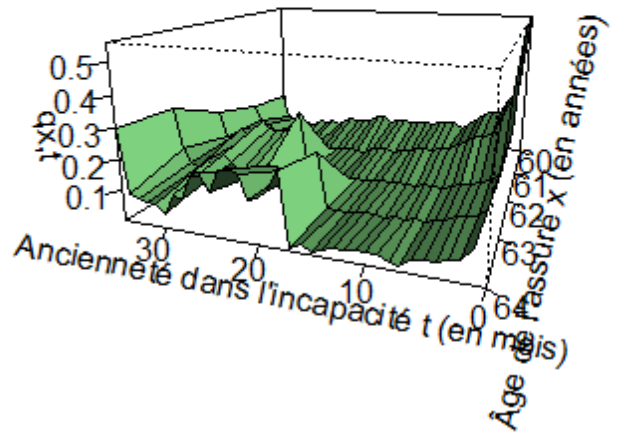


FIGURE 42 – Comparaison des taux de sortie bruts avant et après la réforme

Comme les taux bruts des tranches d'âges non-concernées par le report de l'âge légal de départ à la retraite (soit les assurés ayant entre 20 et 59 ans et les assurés de plus de 64 ans à la survenance) sont égaux avant et après la réforme, ils n'ont pas été représentés. Cela est un résultat attendu : leur durée d'indemnisation n'a pas été modifiée.

Avant la réforme, les taux de sortie lors des premiers mois d'arrêt étaient très élevés pour tous les âges à la survenance. Cette tendance est beaucoup moins vraie pour le portefeuille simulé. En effet, la réforme des retraites 2023, en allongeant la durée de travail, a repoussé la date de fin d'indemnisation des assurés sortant du portefeuille pour passage à la retraite. La durée de maintien en incapacité a été prolongée de 73% pour les assurés âgés de 60 à 64 ans à la survenance. En effet, elle passe en moyenne de 162 jours soit 5 mois avant réforme à 280 jours soit 9 mois après réforme.

17.2 Lissage des taux bruts avant et après la réforme

Le lissage des taux de sortie précédents constitue la seconde étape de la construction d'une table d'expérience. Elle a été réalisée par la méthode de Whittaker-Henderson en dimension 2.

Pour rappel, cette méthode se base sur la minimisation d'une combinaison linéaire de deux critères : le **critère de fidélité** et le **critère de régularité**. Le critère de régularité dépend d'un paramètre $\lambda = (\lambda_v, \lambda_h)$ dont la valeur optimale est obtenue à l'aide du critère AIC. Le critère AIC dépend de l'exposition du portefeuille ainsi que du nombre de sorties observées. Ces derniers ayant été modifiés pour environ 47% des assurés ayant entre 60 et 64 ans à la survenance, une nouvelle valeur de λ a été calculée :

λ
[1] 1.428753 5.637537

FIGURE 43 – Paramètres de lissages optimaux d’après le critère AIC - Après réforme

Les paramètres optimaux obtenus sont $\lambda_v = 1,428753$ et $\lambda_h = 5,637537$. Contrairement au lissage des taux avant réforme, le critère AIC suggère que le lissage doit être plus agressif sur les colonnes (et donc les anciennetés) que sur les lignes (et donc les âges).

Les taux lissés obtenus par la méthode de Whittaker-Henderson de paramètre $\lambda = (1,428753, 5,637537)$ ont l’allure suivante :

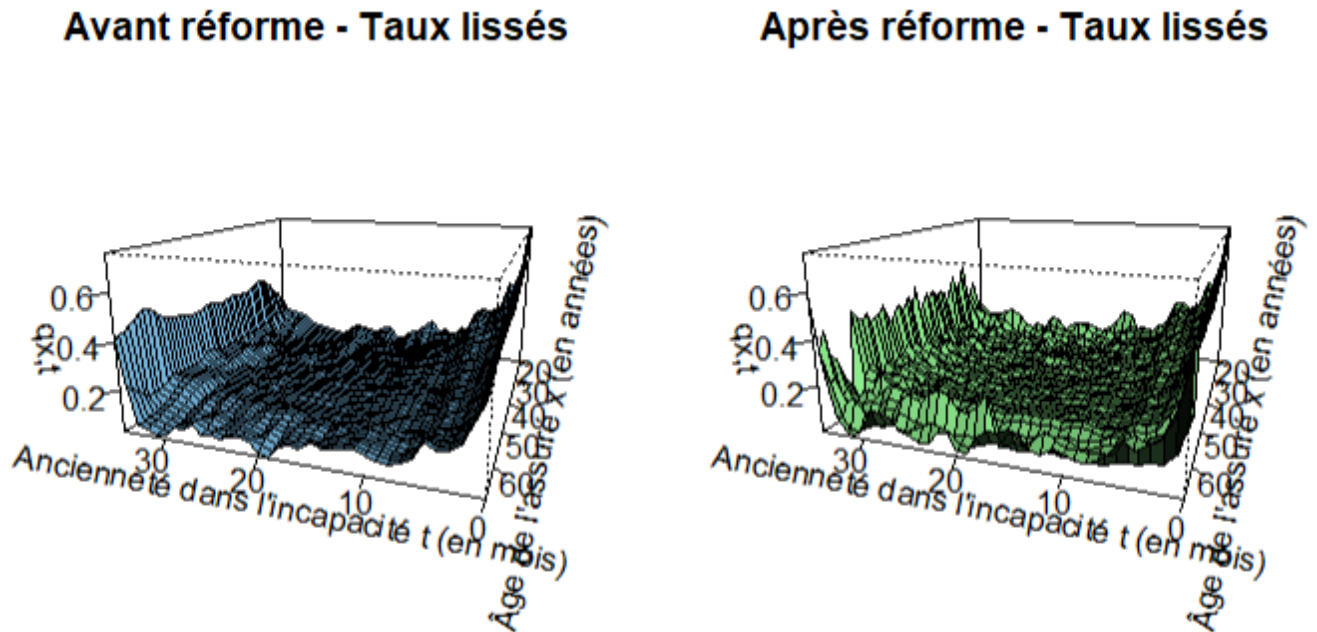


FIGURE 44 – Comparaison des taux de sortie lissés avant et après réforme

Les taux lissés ont cette fois été représentés sur tous les âges à la survenance, et non uniquement sur la tranche d’âge des 60-64 ans. En effet, l’objectif du lissage est de corriger les fluctuations dues à l’échantillonnage. Ainsi, les taux lissés des âges proches de 60 ans et de 64 ans sont différents des taux lissés avant réforme afin de réduire les écarts entre deux âges consécutifs. La faible valeur de lambda conduit à des taux lissés très proches des taux bruts. En effet, de nombreuses irrégularités d’échantillonnage sont observées.

De plus, la valeur différente de λ avant et après réforme conduit à des taux légèrement différents pour chaque âge à la survenance :

Rapport entre les taux lissés avant et après réforme

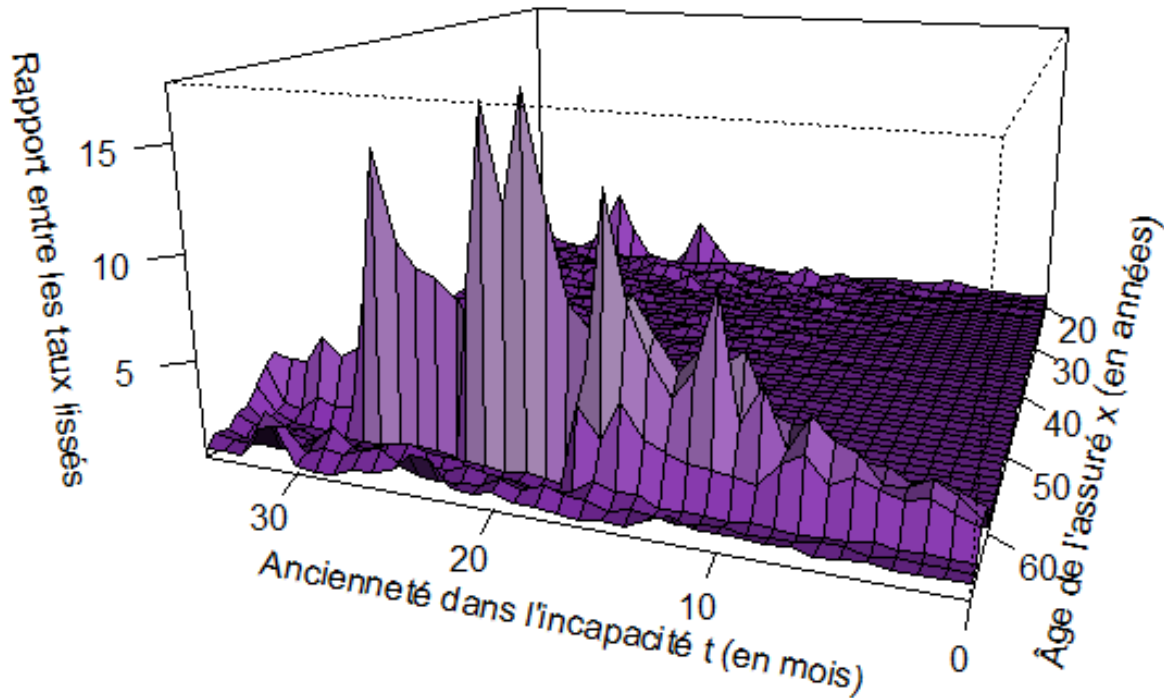


FIGURE 45 – Rapport entre les taux de sortie lissés avant et après réforme

Sans surprise, le rapport entre les taux lissés avant et après réforme est le plus élevé sur la tranche d'âge 60-64 ans à la survenance, qui correspond aux assurés pour lesquels la durée d'indemnisation a pu être allongée. Concernant les autres âges, les rapports calculés sont stables et globalement centrés en 1. Les quelques fluctuations présentes notamment pour les assurés les plus jeunes sont dues au risque d'échantillonnage. Pour rappel, ces derniers sont sous-représentés dans le portefeuille d'étude. Ainsi, une variation de la valeur du paramètre de lissage λ a plus d'impact sur les résultats.

La table d'expérience ainsi construite va être étudiée afin d'estimer l'impact de la réforme des retraites sur le provisionnement de la garantie Incapacité et ce, dans la partie suivante.

18 Impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité

La réforme des retraites 2023 est à l'origine du relèvement de deux ans de l'âge légal de départ à la retraite ainsi que de l'extension de la durée de cotisation. Cette nouvelle mesure a favorisé l'allongement de carrière, entraînant de potentielles conséquences sur l'exposition de l'assureur au risque arrêt de travail. L'objectif de cette partie est de mesurer l'impact de cette nouvelle réglementation sur le provisionnement de

la garantie Incapacité d'un portefeuille de Malakoff Humanis.

Lors de l'inventaire, les provisions correspondant aux prestations d'incapacité à verser après l'expiration de l'exercice au titre des sinistres en cours au 31 octobre sont calculées à l'aide du logiciel PM Expert d'Addactis. Afin de réaliser l'étude de l'impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité, la table d'expérience issue du portefeuille simulé a été intégrée à ce logiciel.

Les coefficients de provisionnement, notés $a_{x,k}$, correspondent au montant de la provision pour sinistre à payer pour 1 euro de rente versée mensuellement. Ils ont été comparés avant et après réforme. Leur formule de calcul, énoncée dans le chapitre précédent, ne sera pas rappelée ici.

Pour réaliser le calcul des $a_{x,k}$, ont été utilisés :

- Un taux technique de 0,65%, correspond au taux technique non-vie au 31/12/2022
- La base des sinistrés d'un portefeuille de Malakoff Humanis au 31/10/2022. Il s'agit d'un échantillon significatif et représentatif du portefeuille Malakoff Humanis sur les encours de l'inventaire 2022.

18.1 Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes avant et après réforme

Les âges à la survenance ont été regroupés par tranche.

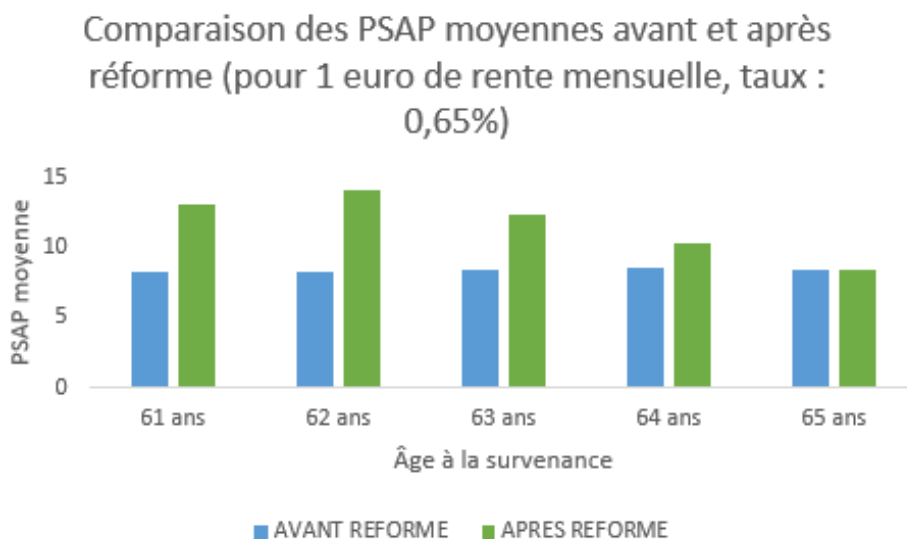


FIGURE 46 – Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes avant et après réforme

Suite à la réforme des retraites 2023, les provisions pour sinistre à payer se sont alourdies fortement pour la tranche d'âge des assurés ayant entre 60 et 67 ans. Ce résultat est attendu : certains assurés, dont l'âge à la survenance est compris entre 60 et 64 ans, ont vu la durée de leur sinistre allongée de 1,5 ans ou 2 ans.

Sur le reste du portefeuille, les écarts négligeables sont dus au changement du paramètre de lissage λ .

Les écarts entre les provisions pour sinistre à payer moyennes avant et après la réforme ont été calculés pour chaque tranche d'âge :

| Tranche d'âge | Part de l'effectif total | Ecart entre les a_x moyens avant et après réforme |
|---------------|--------------------------|---|
| 20-29 ans | 7,70% | 0,06% |
| 30-39 ans | 19,98% | 0,56% |
| 40-49 ans | 26,35% | 0,37% |
| 50-59 ans | 37,43% | 0,56% |
| 60-67 ans | 8,54% | 40,98% |

TABLE 5 – Ecart entre les provisions pour sinistre à payer moyennes avant et après réforme

Comme attendu, les écarts obtenus pour les assurés âgés de moins de 60 ans sont négligeables. L'écart de 40,98% de la tranche des 60-67 ans semble très conséquent, mais il faut considérer qu'ils ne représentent que 8,54% de la base sinistrée.

L'écart moyen, pondéré par l'effectif de chaque tranche d'âge, vaut 3,92%. En d'autres termes :

L'impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité est de **3,92%**.

18.2 Validation de la méthode : comparaison avec la table du BCAC 2013

La loi utilisée afin de mesurer l'impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité est issue du scénario fictif présenté précédemment. Afin de valider la méthode et de quantifier son niveau d'erreur, le calcul des provisions pour incapacité en cours a été réalisé à l'aide de la table de maintien en incapacité construite par le BCAC en 2013.

18.2.1 Présentation de la table de maintien en incapacité - Version BCAC 2013

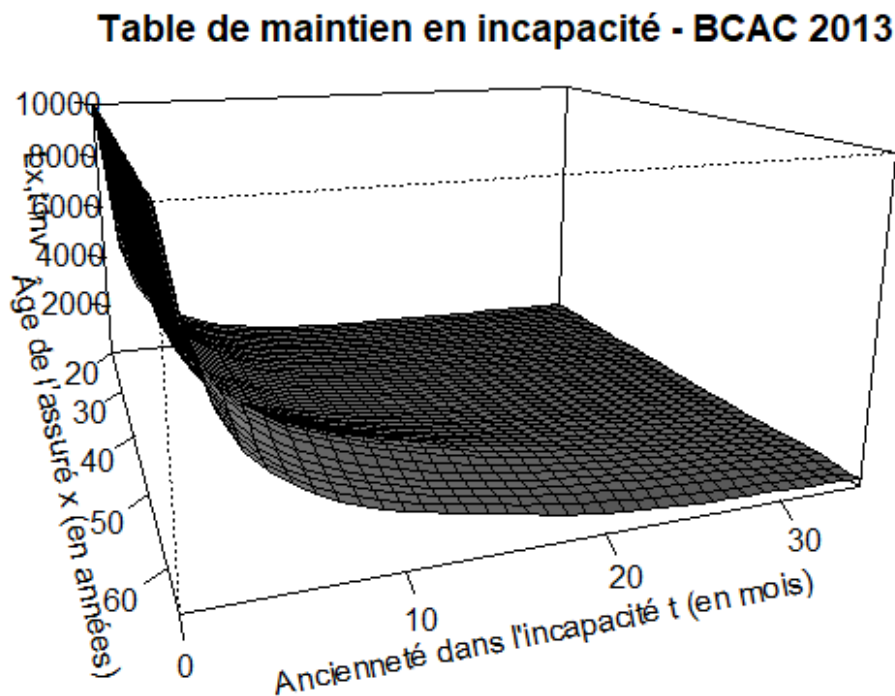


FIGURE 47 – Table de maintien en incapacité - BCAC 2013

Des travaux ont été réalisés en 2013 par le BCAC pour reconstruire entièrement les tables réglementaires afin d'intégrer les évolutions du risque arrêt de travail depuis les années 90. L'objectif de cette mise à jour est d'ajuster, si nécessaire, le niveau des provisions calculées à l'aide des barèmes actuels dans le cadre de la réglementation en vigueur. A l'époque de la construction des tables, il était admis, pour peu que l'individu puisse justifier d'une carrière complète, de prendre sa retraite à 60 ans. Du fait des différentes réformes à ce sujet (dont la réforme des retraites 2010), les assureurs peuvent aujourd'hui verser des prestations d'incapacité pour des personnes ayant jusqu'à 67 ans.

En ce sens, la loi du BCAC 2013 est censée tenir compte de l'impact du recul de l'âge légal de départ à la retraite de 60 ans à 62 ans. Ainsi, comparer les provisions calculées à l'aide de cette dernière donnerait des indications sur la robustesse de la méthode de simulation présentée au sein de ce mémoire.

18.2.2 Comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes - Loi simulée/BCAC 2013

Pour des raisons de confidentialité, les âges à la survenance ont été regroupés par tranche.

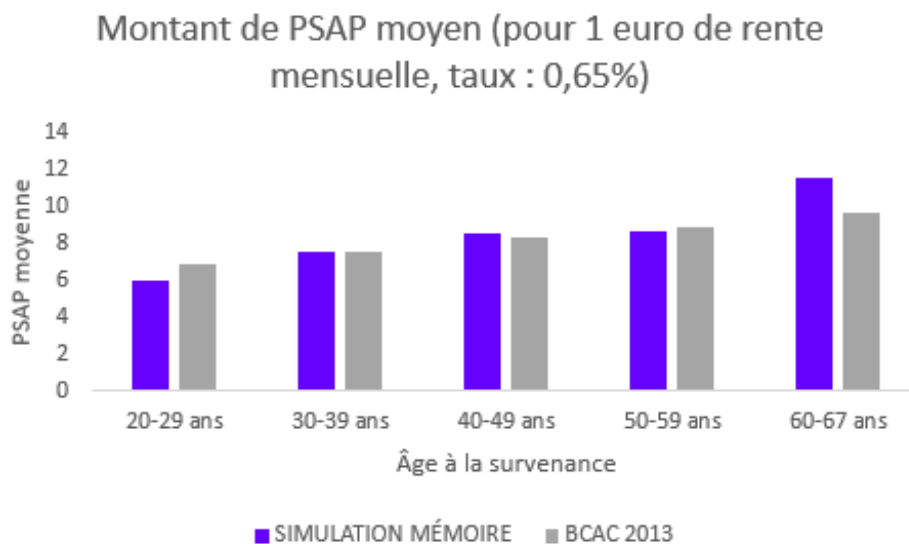


FIGURE 48 – Validation de la méthode : comparaison des provisions pour sinistre à payer moyennes

De 30 à 59 ans, les provisions pour sinistre à payer calculées à l'aide des deux tables sont très proches. Les écarts les plus importants sont observés sur les tranches d'âges extrêmes : la table du BCAC 2013 indique que les assureurs doivent constituer des provisions plus élevées pour les assurés les plus jeunes. L'inverse a lieu pour les assurés les plus âgés.

Les écarts entre les provisions pour sinistre à payer calculées à l'aide de la table réglementaire de 2013 et de la loi simulée ont été calculés pour chaque tranche d'âge :

| Tranche d'âge | Part de l'effectif total | Ecart entre le BCAC 2013 et la loi simulée |
|---------------|--------------------------|--|
| 20-29 ans | 7,70% | -13,16% |
| 30-39 ans | 19,98% | -0,71% |
| 40-49 ans | 26,35% | 2,57% |
| 50-59 ans | 37,43% | -3,52% |
| 60-67 ans | 8,54% | 19,54% |

TABLE 6 – Validation de la méthode : écart entre les provisions pour sinistre à payer moyennes

Comme observé précédemment, les écarts sont les plus significatifs sur les tranches d'âge extrême. L'écart sur la tranche d'âge des 60-67 ans est plus modéré que celui calculé à l'aide de la table réglementaire de 2010. Pour rappel, ce dernier était de l'ordre de 40%, soit le double de l'écart avec la table de 2013.

L'écart moyen, pondéré par l'effectif de chaque tranche d'âge a été calculé. Le résultat est le suivant :

L'écart entre les provisions pour sinistre à payer calculées à l'aide de la table du BCAC de 2013 et de la loi obtenue par simulation d'un portefeuille rétroactif au cours de ce mémoire est de **-0,12%**.

En d'autres termes, la loi simulée indique un montant de provisions pour incapacité en cours inférieur de 0,12% à la table réglementaire de 2013. Cette valeur, considérée comme faible, est un indicateur rassurant. Le portefeuille simulé au cours de ce mémoire donne des résultats proches du travail réalisé par le BCAC.

La variable étudiée au cours de ce mémoire est la durée de maintien en incapacité. Ainsi, l'impact de la réforme des retraites sur cette variable a été étudiée en détail, à l'aide d'une simulation de portefeuille. Néanmoins, d'autres impacts sur le risque arrêt de travail sont à prévoir. La partie suivante en présente deux : une potentielle **hausse de la sinistralité** (qui se traduit par l'impact de la réforme sur la table d'entrée en incapacité) ainsi que le **phénomène de "déversement"** (qui se traduit par une hausse des seniors en invalidité ou au chômage).

19 Analogie avec la réforme des retraites 2010 - Etude de la hausse de la sinistralité et du phénomène de "déversement"

Certes, l'allongement de la vie active dans le cadre de la réforme des retraites 2023 prolonge la durée des arrêts de travail, mais il semble en même temps en augmenter la fréquence chez les personnes âgées de 60 ans et plus. Cette observation a déjà été faite suite à la réforme des retraites 2010. En effet, cette dernière, reportant l'âge légal de départ à la retraite de 60 à 62 ans, présente de grandes similitudes avec la réforme 2023.

Par ailleurs, retarder l'âge de départ à la retraite n'influence pas seulement les arrêts de travail des seniors : il induit également un effet de déversement vers des dispositifs alternatifs de protection sociale tels que le chômage ou l'invalidité.

C'est donc la prise en compte de l'ensemble de ces effets qui permettra d'éclairer le Service Inventaire quant à l'ensemble des retombées d'une réforme du système de retraite sur son portefeuille.

19.1 Réforme des retraites : 2010 VS 2023

La réforme des retraites 2010 présente de nombreuses similitudes avec la réforme des retraites 2023 :

1. **Un report de deux ans de l'âge légal de départ à la retraite** La réforme des retraites 2010 (respectivement 2023) allonge de 60 à 62 ans (respectivement 62 à 64 ans) l'âge légal de départ à la retraite.
2. **Des mesures progressives** La réforme des retraites 2010 (respectivement 2023) relève progressivement l'âge légal de départ à la retraite, à raison de quatre mois (respectivement trois mois) par génération à compter des assurés nés le 1er juillet 1951 (respectivement 1er septembre 1961).

3. Une volonté de réduire le déficit du système de retraite français, dû à l'augmentation du nombre de retraités par rapport au nombre de travailleurs

4. Une volonté d'augmenter l'emploi des seniors

Une différence notable entre les deux réformes est qu'à l'inverse de la réforme 2010, la réforme de 2023 n'a pas modifié l'âge d'obtention du taux plein, qui est toujours fixé à 67 ans.

Ces similitudes ont été exploitées au cours de ce mémoire. En effet, les impacts de la réforme des retraites 2010 sur la Prévoyance sont des pistes à explorer concernant les potentielles répercussions de la réforme des retraites 2023 sur le risque arrêt de travail.

19.2 La hausse de la sinistralité : impact de la réforme sur la fréquence des sinistres

La réforme des retraites 2023, en reculant l'âge légal de départ à la retraite de 2 ans, entraîne un vieillissement de la population active. Les salariés travaillent plus longtemps, allongeant la période de couverture de la garantie Incapacité. Comme démontré dans la partie précédente, l'impact de la réforme des retraites 2023 sur le provisionnement de la garantie Incapacité serait de l'ordre de 4%. Néanmoins, cet impact ne prend en compte que l'allongement de la durée de maintien en incapacité, et non pas la hausse de l'incidence.

A l'extension de la période de couverture, s'ajoute la dégradation de l'état de santé liée à l'âge, permettant d'émettre l'hypothèse suivante : l'allongement de l'âge de départ à la retraite entraînerait une **hausse de l'incidence. En d'autres termes, la réforme des retraites 2023 peut potentiellement avoir un impact sur la table d'entrée en incapacité.**

Plusieurs études ont mis en lumière les conséquences de la réforme des retraites 2010 sur l'activité des seniors. L'article *La réforme des retraites de 2010 : quel impact sur l'activité des seniors ?* écrit en 2017 par Dubois et Koubi indique que la réforme a augmenté le taux d'activité des personnes âgées de 60 ans de 24% pour les hommes et de 22% pour les femmes. Cette augmentation du nombre de seniors en emploi peut entraîner une potentielle sur-fréquence des sinistres sur cette tranche d'âge. La variable d'intérêt de ce mémoire étant la durée de maintien en incapacité, la part de sinistres additionnels induite par la réforme n'a pas été mesurée directement.

Le graphique suivant est issu de l'étude *Emploi et chômage des seniors en 2018* publiée par la DARES. Le taux d'activité par âge de 2018 est proche du taux d'activité de 2007 décalé de 2 ans. Ce décalage du taux d'activité s'explique en parti par la réforme des retraites 2010, qui en repoussant l'âge légal de départ à la retraite, a allongé la durée en emploi.

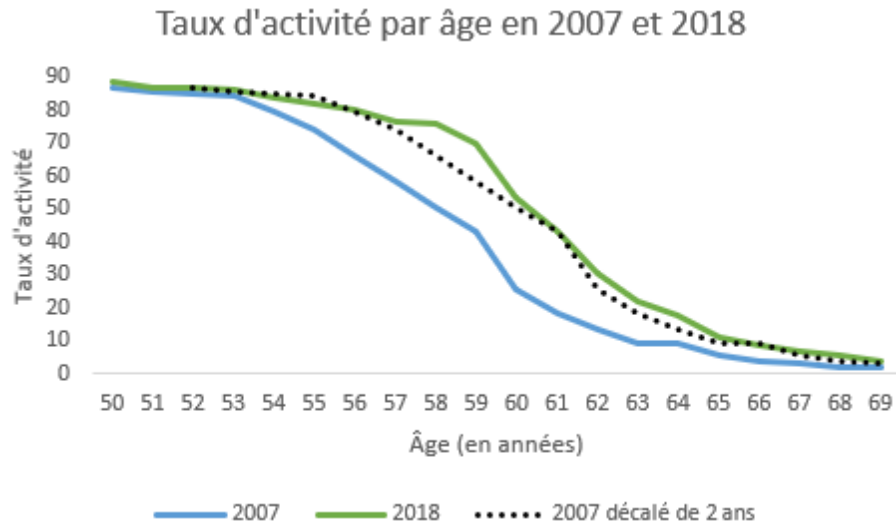


FIGURE 49 – Taux d’activité par âge en 2007 et 2018. Source : DARES

Cette observation permet de formuler l’hypothèse suivante : tout comme la réforme des retraites 2010, la réforme de 2023 augmenterait la part des seniors en emploi. **La croissance potentielle du nombre d’assurés âgés de 60 à 64 ans pourrait alors augmenter leur fréquence de sinistres en arrêt de travail. En d’autres termes, la réforme des retraites pourrait avoir un impact sur la table d’entrée en incapacité.** La variable d’intérêt de ce mémoire étant la durée en incapacité, aucune étude approfondie n’a été réalisée afin de mesurer plus précisément cet impact, cette sous-partie servant simplement à illustrer cette possibilité.

19.2.1 Et si au contraire, la réforme des retraites 2023 réduisait la sinistralité en Incapacité ?

Cette idée contrintuitive est inspirée des comportements des pays voisins à la France dont l’âge légal de départ à la retraite a été modifié au cours des années. En effet, certaines études suggèrent que le rallongement de la vie active pourrait améliorer la santé des actifs et limiter l’incidence en arrêt de travail.

Cas de l’Italie :

Dans l’article *Does postponing minimum retirement age improve healthy behaviors before retirement? Evidence from middle-aged Italian workers* datant de 2010, Bertoni et Brunello avancent que le report de l’âge légal de départ à la retraite peut améliorer la santé avant la retraite : en augmentant l’horizon de travail restant, les salariés sont incités à investir dans des comportements favorables à leur santé. Sur la période 1997-2011, ils montrent que les hommes italiens âgés de 40 à 49 ans ont réagi au report de leur retraite par une augmentation de l’activité physique et une baisse de la consommation régulière de cigarettes et d’alcool. Les habitudes alimentaires ont également été positivement affectées et l’état de santé ressenti s’est amélioré.

Cas de la Suisse :

Dans l'article *Worsening workers' health by lowering retirement age : The malign consequences of a benign reform* datant de 2021, Bauer et Eichenberger montrent qu'une baisse de l'âge légal de départ à la retraite augmenterait le nombre d'arrêts de travail pré-retraite et les problèmes de santé rapportés par les actifs. Afin d'améliorer la santé des salariés du secteur de la construction, la Suisse a en alors décidé la diminution de leur âge de départ à la retraite, qui est passé de 65 à 60 ans. Selon l'étude, c'est l'effet inverse qui s'est produit : les arrêts de travail et les problèmes de santé reportés avant la retraite ont en réalité augmenté. Plus précisément, avant que les travailleurs n'atteignent le nouvel âge de départ à la retraite, leur probabilité d'absence augmente de 33% et la probabilité de déclarer un mauvais état de santé, de 54%, révélant ainsi un niveau de santé pré-retraite plus faible que celui de leurs pairs avant la réforme.

Ces deux articles insinuent que prolonger la durée de travail est bénéfique pour la santé des personnes âgées. En d'autres termes, la retraite aurait un effet négatif sur la santé. Si cette hypothèse s'avérait vraie, la réforme des retraites 2023, retardant l'âge de départ à la retraite, pourrait entraîner une réduction des entrées en Incapacité. Aucun commentaire supplémentaire ne sera fait sur cette conjecture. Le seul objectif de cette sous-partie est de contrebalancer les résultats précédents, en illustrant le fait que la littérature a également mis en évidence des résultats positifs sur le report de l'âge de départ à la retraite.

Un deuxième impact potentiel sur la garantie arrêt de travail est l'augmentation du nombre de seniors invalides entraînée par la réforme. Ce phénomène, que les économistes appellent le "déversement", sera présenté dans la sous-partie suivante.

19.3 Vers une augmentation du nombre de seniors invalides ? - Le phénomène de déversement

Le raisonnement est simple : en allongeant la période en emploi, les cotisations augmenteraient, réduisant le déficit des caisses de retraite. D'après le gouvernement, un recul de l'âge légal de 62 à 64 ans réduirait le coût de 10 milliards d'euros par an. Ce raisonnement théorique ne prend pas en compte un phénomène observé par certains économistes, nommé le "déversement".

19.3.1 Analyse du comportement actuel des assurés

Afin d'avoir une idée du comportement actuel des assurés concernant le départ à la retraite, le nombre d'incapables $L_{x,t}$ issu de la table de maintien en incapacité construite par le BCAC en 2010 sera analysé.

Nombre d'incapables issu de la table BCAC 2010

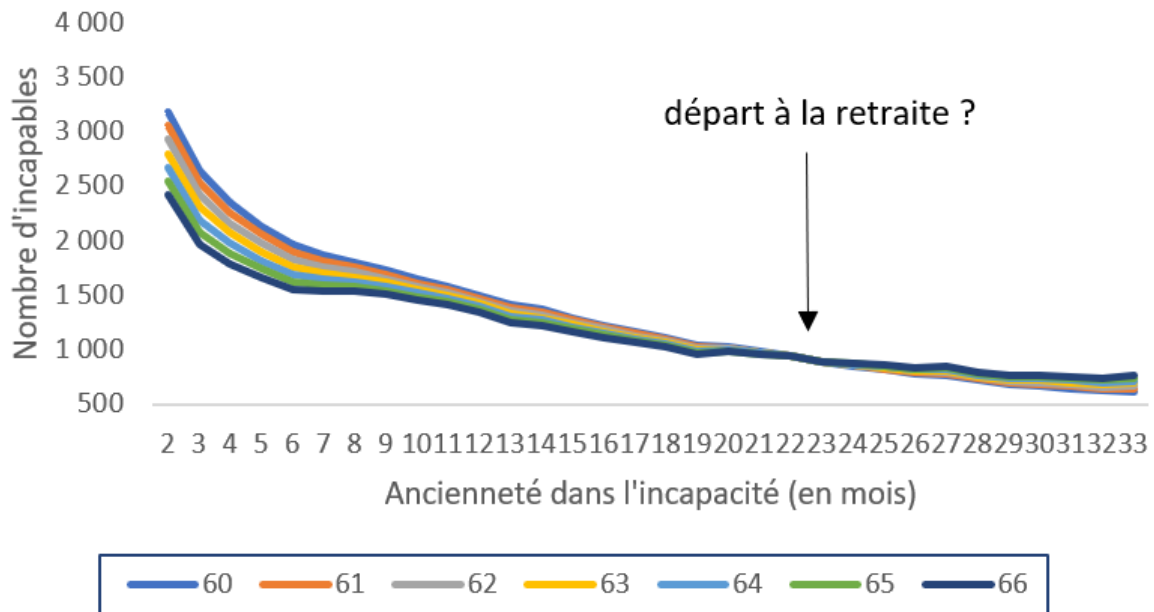


FIGURE 50 – Nombre d'incapables - BCAC 2010

Le nombre d'incapables présents dans la table de maintien en incapacité est corrélé négativement avec l'âge à la survenance. Cette observation est vraie jusqu'à 24 mois environ (soit deux ans). Passée cette période, une inversion de cette relation d'ordre a lieu. **Une potentielle explication de cet inversement serait le départ à la retraite des assurés.**

Le recul de l'âge légal de départ à la retraite ainsi que l'allongement de la durée de cotisation induites par la réforme des retraites 2023 peuvent modifier le comportement actuel des assurés vis-à-vis des arrêts de travail. La réforme passée, la courbe peut potentiellement :

- arrêter de s'inverser : les assurés ne passent plus à la retraite et restent dans l'état d'incapacité
 - continuer à s'inverser : les assurés sortent de l'état d'incapacité, mais pour cette fois passer en invalidité.
- Ce phénomène, appelé le "**déversement**", sera commenté dans la sous-partie suivante.

19.3.2 Le phénomène de déversement

Plusieurs études concernant la réforme des retraites 2010, comme celle de Dubois et Koubi (2017) ou de Rabaté et Rochut (2019) montrent qu'en plus d'encourager l'emploi des seniors, une hausse de l'âge légal de départ à la retraite engendrerait des coûts cachés.

En effet, de nombreuses personnes qui arrivent à l'âge de partir à la retraite sont au chômage ou en état d'invalidité. Suite au recul de l'âge légal de départ à la retraite, rien ne garantit que ces seniors retrouveront un emploi. Le versement des pensions d'invalidité de catégorie 1 sera alors prolongé. L'ampleur de ce

phénomène de "déversement" ou de "substitution" de la retraite vers d'autres dispositifs va potentiellement impacter le domaine de la Prévoyance.

De leur côté, Atav et al. (2021) mettent également en évidence des effets de substitution vers des régimes d'assurance sociale, suite à une réforme augmentant l'âge de retraite à taux plein aux Pays-Bas. Ils constatent en effet une forte hausse de la proportion d'individus en invalidité, au chômage ou percevant des prestations sociales à la suite de la réforme. La hausse constatée relève principalement d'une substitution dite passive, où les individus prolongent l'état dans lequel ils étaient avant la réforme, au lieu de prendre leur retraite.

En d'autres termes, la réforme des retraites 2023 peut également avoir des impacts sur les tables d'entrée et de passage en invalidité.

Conclusion de la cinquième partie du mémoire :

La réforme des retraites 2023 est à l'origine du relèvement de deux ans de l'âge légal de départ à la retraite. Cette nouvelle mesure a favorisé l'allongement de carrière, ce qui est susceptible d'avoir des conséquences sur l'exposition de l'assureur au risque incapacité. A travers la simulation d'un portefeuille d'étude rétroactif, l'objectif de ce chapitre a été de quantifier cet impact sur la table d'expérience de maintien en incapacité et par extension, sur le montant de la provision incapacité en cours.

Du simple fait de l'allongement de la durée de maintien en incapacité, cet impact serait de l'ordre de 4%, hors prise en compte de l'incidence.

D'autres conséquences pour le domaine de la prévoyance sont à prévoir, notamment sur la **table d'entrée en incapacité** (à travers la hausse de la sinistralité pour la tranche d'âge des 60-64 ans) ou encore les **tables d'entrée et de passage en invalidité** (à travers le phénomène de "déversement"). Ces potentiels impacts, présentés à titre d'ouverture sur les travaux restant à mener, n'ont pas été mesurés directement. En effet, leur existence a été démontrée par des études concernant la réforme des retraites 2010, qui présente de grandes similitudes avec la réforme 2023. La prise en compte de l'ensemble de ces effets permettra d'éclairer le Service Inventaire quant à l'ensemble des retombées d'une réforme du système de retraite sur son portefeuille.

Ce chapitre reflète la sensibilité du risque arrêt de travail au cadre juridique et social qui le définit. Il justifie le suivi et la mise à jour régulière des approches utilisées par les actuaires du secteur.

Conclusion

A travers la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité, ce mémoire a permis d'en-trevoir les différents enjeux inhérents au risque arrêt de travail. Cette garantie, au coeur de problématiques sociales et juridiques, est influencée par les nouvelles réglementations et les décisions de l'Etat. Les travaux menés au cours de ce mémoire ont permis de mesurer un effet indirect de la réforme des retraites 2023 : son impact sur le provisionnement de la garantie Incapacité. Pour ce faire, deux tables d'expérience ont été construites à partir des mêmes méthodes (l'estimateur paramétrique de Hoem et le lissage de Whittaker-Henderson, dont les paramètres optimaux ont été obtenus à l'aide du critère AIC) afin de pouvoir être comparées.

La première table d'expérience a été construite sur un portefeuille significatif de sinistres d'Incapacité du Groupe Malakoff Humanis. Son utilisation diminuerait de 22,52% le montant à provisionner au titre de l'incapacité en cours. Elle a uniquement été segmentée par âge à la survenance de l'assuré. Néanmoins, de nombreux mémoires ont prouvé que la durée de maintien en incapacité était influencée par différents facteurs, tels que la franchise, le sexe de l'assuré, sa catégorie socioprofessionnelle... Une piste d'amélioration réside alors dans l'étude de l'impact de la segmentation de la table d'expérience ainsi construite.

Le portefeuille d'étude à partir duquel la deuxième table d'expérience a été construite contient des sinistres fictifs. L'objectif était de générer un portefeuille pour lequel la réforme des retraites 2023 était appliquée de manière rétroactive. Afin de formuler des hypothèses permettant d'approcher au mieux le comportement d'assurés dont l'âge légal de départ à la retraite est 64 ans (et non 62 ans), des documents externes ont été mobilisés. Ces derniers ont permis d'estimer la proportion de sortie d'incapacité pour passage en invalidité, décès, guérison et passage à la retraite. Les sinistres dont la cause de sortie théorique est le passage à la retraite ont vu leur durée d'indemnisation allongée de 1,5 ou 2 ans, du fait de l'augmentation de la durée de cotisation et du recul de l'âge légal de départ à la retraite induits par la réforme. La table ainsi construite a permis d'estimer que l'impact de la réforme des retraites 2023 sur le montant de la provision incapacité en cours était de l'ordre de 4%.

Ce résultat, bien qu'obtenu à partir de sources fiables (le BCAC ou l'INSEE par exemple), est entâché de biais. En effet, l'idéal pour cette étude aurait été de bénéficier de deux tables d'expérience supplémentaires : une table de passage en invalidité et une table de mortalité des incapables. Un axe d'amélioration supplémentaire aurait été de réaliser des tests de sensibilité aux hypothèses retenues.

Les limites présentées précédemment (l'âge à la survenance comme seule variable de segmentation et l'utilisation des tables réglementaires) n'impactent que peu la robustesse des résultats obtenus, et sont présentées uniquement comme pistes potentielles d'amélioration.

D'autres conséquences de la réforme sur le domaine de la prévoyance sont à prévoir, notamment sur la table d'entrée en incapacité (à travers la hausse de la sinistralité pour la tranche d'âge des 60-64 ans) ou encore les tables d'entrée et de passage en invalidité (à travers le phénomène de "déversement"). Ces

potentiels impacts, présentés à titre d'ouverture sur les travaux restant à mener, n'ont pas été mesurés directement. Néanmoins, leur existence a été démontrée par des études concernant la réforme des retraites 2010, qui présente de grandes similitudes avec la réforme 2023. C'est la prise en compte de l'ensemble de ces effets qui permettra d'éclairer les organismes assureurs quant à l'ensemble des retombées d'une réforme du système de retraite sur leur portefeuille.

Bibliographie

- [1] BAUER, EICHENBERGER (2021), *Worsening workers' health by lowering retirement age : The malign consequences of a benign reform.*
- [2] BCAC (2002), *Provisionnement de la couverture décès des personnes en arrêt de travail : note technique.*
- [3] BERTONI, BRUNELLO (2010), *Does postponing minimum retirement age improve healthy behaviors before retirement ? Evidence from middle-aged Italian worker.*
- [4] BIESSY G. (2023), *Revisiting Whittaker-Henderson Smoothing.*
- [5] DARES (2018), *Emploi et chômage des seniors en 2018.*
- [6] DREES (2007), *Les arrêts de travail des séniors en emploi.*
- [7] DUBOIS, KOUBI (2017), *La réforme des retraites de 2010 : quel impact sur l'activité des séniors ?.*
- [8] INSEE (2022), *Une photographie du marché du travail en 2021.*
- [9] INSEE (2019), *État de santé de la population.*
- [10] Institut des Actuaire (2010), *Lignes directrices de la construction des lois de maintien en incapacité et en invalidité.*
- [11] Institut des Actuaire, *Critères de validation : aspects méthodologiques.*
- [12] Institut des Politiques Publiques (2022), *Les âges de départ à la retraite depuis 2010 : quels enseignements pour la réforme à venir ?.*
- [13] INSEE (2008), *Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages.*
- [14] GIESECKE L. (1981), *Use of the Chi-Square Statistic to set Whittaker-Henderson Smoothing Coefficients.*
- [15] PLANCHET F. (2022), *Arrêt de travail*, ISFA.
- [16] PLANCHET F. (2022), *Méthodes de lissage et d'ajustement*, ISFA.
- [17] PLANCHET F. (2022), *Statistique des modèles non paramétriques*, ISFA.
- [18] PLANCHET F., GUIBERT Q. (2017), *Utilisation des estimateurs de Kaplan-Meier par génération et de Hoem pour la construction de tables de mortalités perspectives.*

Annexes

L'annexe est consacrée à la présentation de la note technique *Provisionnement de la couverture décès des personnes en arrêt de travail* du BCAC. Elle a été mobilisée lors de l'étude d'impact de la réforme des retraites sur le provisionnement de la garantie Incapacité.

L'étude a porté sur des groupes d'incapables et d'invalides couverts par des contrats collectifs de salariés souscrits auprès de sociétés d'assurances ou d'institutions de prévoyance. Au total, ils comptent 218 710 personnes, dont 172 484 en incapacité temporaire et 46 226 en invalidité.

Les deux tableaux ci-dessous regroupent les effectifs ayant servi à la construction des différentes lois de mortalité.

INCAPACITE TEMPORAIRE

| | 20/40 | 41/50 | 51/60 | TOTAL |
|------------------|--------|--------|--------|---------|
| Nombre d'assurés | 82 945 | 47 228 | 42 311 | 172 484 |
| Nombre de décès | 1 286 | 2 624 | 3 166 | 7 076 |

INVALIDITE

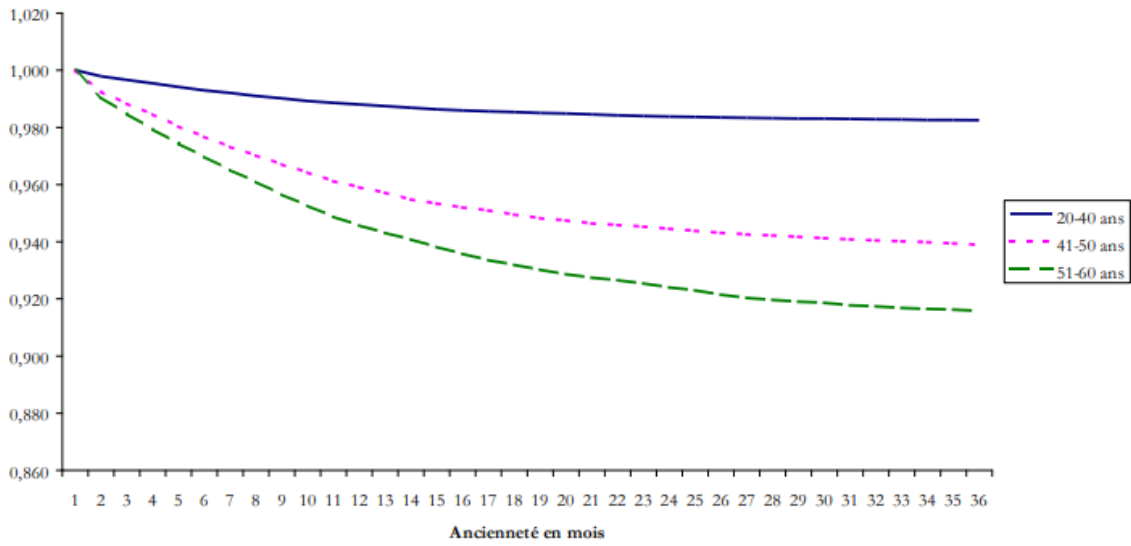
| | 20/40 | 41/50 | 51/60 | TOTAL |
|------------------|-------|--------|--------|--------|
| Nombre d'assurés | 6 270 | 15 083 | 24 873 | 46 226 |
| Nombre de décès | 475 | 1 487 | 1 680 | 3 642 |

FIGURE 51 – Données - Annexe. Source : BCAC

Les invalides, au sens large, ont été regroupés en trois classes d'âges : 20/40 ans, 41/50 ans et 51/60 ans. Le choix de ces classes représente un compromis entre deux contraintes : d'une part, la fiabilité de l'estimation nécessite un grand nombre de données car le phénomène observé, ici le décès, est de faible occurrence, d'autre part, la nature même du risque étudié dépend a priori de l'âge des individus.

Les lois de mortalité qui en résultent figurent dans les graphiques suivants :

LOIS (brutes) DE MORTALITE DES PERSONNES EN INCAPACITE TEMPORAIRE



LOIS (brutes) DE MORTALITE DES INVALIDES

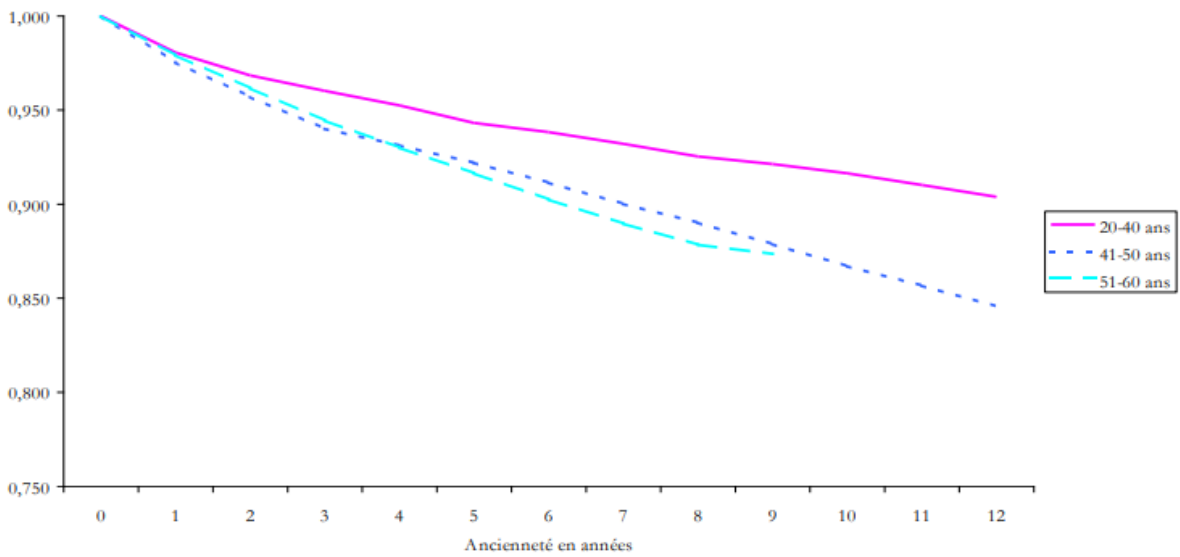


FIGURE 52 – Lois de mortalité - Annexe. Source : BCAC