

Mémoire présenté devant le jury de l'EURIA en vue de l'obtention du
Diplôme d'Actuaire EURIA
et de l'admission à l'Institut des Actuaire

le 29 Mars 2024

Par : Essi Valentine MAMATTAH

Titre : Effet de l'évolution de la sinistralité en arrêt de travail sur la solvabilité d'une compagnie d'assurance

Confidentialité : Non

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

***Membre présent du jury de l'Institut
des Actuaire :***

Mame-Fatou DIOP

Signature :

Quang-Thang NGUYEN

Signature :

Etienne GUILLOU

Signature :

Entreprise :

FIXAGE

Signature :

Membres présents du jury de l'EURIA : Directeur de mémoire en entreprise :

Brice FRANKE

Signature :

Marc DU CHOUCHE

Carmencita BARBU

Signature :

Invité :

Signature :

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

Signature du responsable entreprise :

Signature du candidat :

Résumé

En complément du système de Sécurité Sociale, les employeurs souscrivent des assurances complémentaires auprès des compagnies d'assurance afin d'offrir une protection financière aux employés en cas d'incapacité de travail.

Les régulateurs imposent des exigences de solvabilité aux compagnies d'assurance pour assurer la stabilité du secteur et protéger les assurés. Elles doivent ainsi maintenir des réserves financières adéquates et se soumettre à des évaluations régulières.

Si des changements significatifs sont observés dans la tendance de la sinistralité comme par exemple une évolution suite à des événements à l'instar de la pandémie du Covid-19, les compagnies d'assurance doivent adapter leurs méthodes de provisionnement prudentiel qui entre dans le calcul du SCR (Solvency Capital Requirement). Cela peut impliquer la mise en place de nouvelles tables d'expérience basées sur des données plus récentes.

L'objet de ce mémoire est l'étude de l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail et la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité pour le provisionnement.

Ce mémoire porte également sur le provisionnement du risque incapacité de travail. Avec la table construite, nous avons calculé les provisions mathématiques et nous les avons comparées aux provisions que nous obtenons avec les tables du BCAC (2010 et 2013) et une table d'expérience construite sur la base des données avant la pandémie du Covid 19.

Mots clefs: Incapacité de travail, pandémie, table d'expérience de maintien en incapacité, provisionnement, SCR.

Abstract

In addition to the Social Security system, employers subscribe to supplementary insurance from insurance companies to provide financial protection to employees in case of disability.

Regulators impose solvency requirements on insurance companies to ensure sector stability and protect policyholders. They must maintain adequate financial reserves and undergo regular assessments.

If significant changes are observed in claims trends, as seen, for example, with events like the Covid-19 pandemic, insurance companies must adjust their prudential reserving methods that factor into the calculation of the Solvency Capital Requirement (SCR). This may involve setting up new experience tables based on more recent data.

The purpose of this thesis is to study the evolution of disability claims and to build an experience table for disability maintenance for reserving.

This thesis also focuses on the reserving of the disability risk. Using the constructed table, we have calculated mathematical reserves and compared them with provisions obtained using BCAC tables (2010 and 2013) as well as an experience table constructed based on data before the Covid-19 pandemic.

Keywords: Disability, pandemic, disability maintenance experience table, reserving, SCR.

Note de synthèse

L'arrêt de travail fait référence à la situation où un individu est dans l'incapacité temporaire ou permanente de travailler en raison d'une maladie ou d'un accident. Ce risque est couvert par différents mécanismes de protection sociale. L'Assurance Maladie gère l'indemnisation des travailleurs salariés et non salariés en cas d'arrêt de travail pour raison médicale.

Année	IJ AT/MP		IJ Maladie		Total	
	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)
2017	2982	4,6%	7401	3,7%	10383	3,9 %
2018	3191	7,0%	7736	4,5%	10927	5,2%
2019	3446	8,0%	7995	3,3%	11441	4,7%
2020	3650	5,9%	9162	14,6%	12812	12,0%
2021	3846	5,4%	9128	-0,4%	12974	1,3%

Montants des Indemnités Journalières pour les risques AT/MP et Maladie de 2017 à 2021 et évolution d'une année sur l'autre

Les employeurs sont également tenus de souscrire à des assurances complémentaires, telles que les contrats de prévoyance collective, pour offrir une protection financière supplémentaire aux employés en cas d'incapacité de travail. Ces mécanismes visent à garantir que les travailleurs touchés par un arrêt de travail, reçoivent un revenu de remplacement pendant leur absence, contribuant ainsi à atténuer les répercussions économiques sur l'individu en cas d'arrêt de travail.

Plusieurs codes et lois définissent la réglementation de l'arrêt de travail en France, principalement le Code de la Sécurité Sociale, le Code des Assurances, la Loi Evin, la Loi de la Mensualisation, l'Accord National Interprofessionnel, etc.

Les contrats de prévoyance souscrits par les employeurs pour le compte de leurs employés occasionnent des contraintes aux compagnies d'assurance, qui sont tenues de respecter des exigences de solvabilité basées sur l'évaluation de leurs risques. Un élément qui rentre dans le calcul du SCR est la provision Best Estimate (BE) des engagements de l'assureur.

Pour le calcul de ses provisions BE, l'assureur peut avoir recours aux tables d'expérience plutôt que les tables réglementaires classiques (les tables du BCAC qu'il utilise dans l'évaluation de ses provisions comptables).

Le but de ces tables d'expérience étant de mieux évaluer son risque en fonction de la population couverte et de sa sinistralité, les compagnies d'assurance surveillent de près les tendances de sinistralité. Si des changements significatifs sont observés (par exemple suite à des événements tels que la pandémie de Covid-19), les compagnies d'assurance réadaptent leurs méthodes de provisionnement BE. Cela peut impliquer la mise en place de nouvelles tables d'expérience basées sur des données plus récentes.

Ce mémoire a pour objet l'étude de l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail et la nécessité pour les compagnies d'assurance de construire une table d'expérience de

maintien en incapacité pour le provisionnement prudentiel de leur risque face au changement de comportement observé depuis la pandémie du Covid 19.

En analysant notre portefeuille, nous constatons que depuis la pandémie, nous assistons à une évolution de la sinistralité en incapacité de travail : il y a de plus en plus d'arrêts qui durent de plus en plus longtemps.

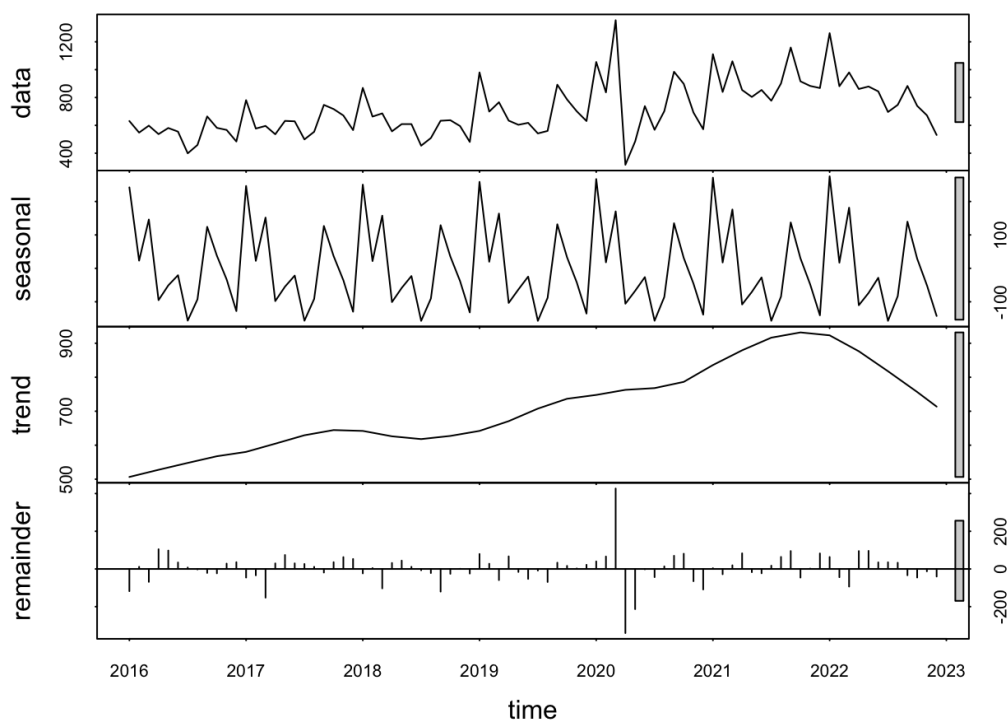


FIGURE 1 – Mise en évidence de l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail

À travers cette illustration, en particulier en analysant la composante tendancielle ("trend"), nous observons que la tendance a évolué à partir de 2020. Cette évolution est nettement à la hausse. La baisse observée en 2022 peut être principalement attribuée à la présence de sinistres déclarés tardivement qui n'ont pas encore été signalés à la date d'extraction de la base de données, notamment pour l'année de survenance 2022.

N'ayant pas à disposition le nombre d'adhérents soumis au risque, nous ne pouvons pas nous prononcer quant à l'évolution du taux d'incidence en incapacité. Mais des études récentes ont également montré cette évolution (le baromètre de Malakoff Humanis par exemple).

Après avoir constaté le changement de comportement au niveau de la sinistralité en incapacité de travail, nous avons construit une table d'expérience sur la période Covid. Nous avons pris comme période d'observation 31/12/2019 - 31/12/2022.

Pour la construction de la table d'expérience, nous avons choisi l'estimateur de Kaplan-

Meier pour le calcul des taux bruts de sortie de l'état d'incapacité.

Nous avons choisi de construire la table pour les âges d'entrée en incapacité de 23 à 62 ans et pour les anciennetés de 0 à 35 mois. Nous ne sommes pas allés au delà de 62 ans, car nos données n'y sont pas consistantes.

Les taux bruts construits à partir de notre base de données sont les suivants :

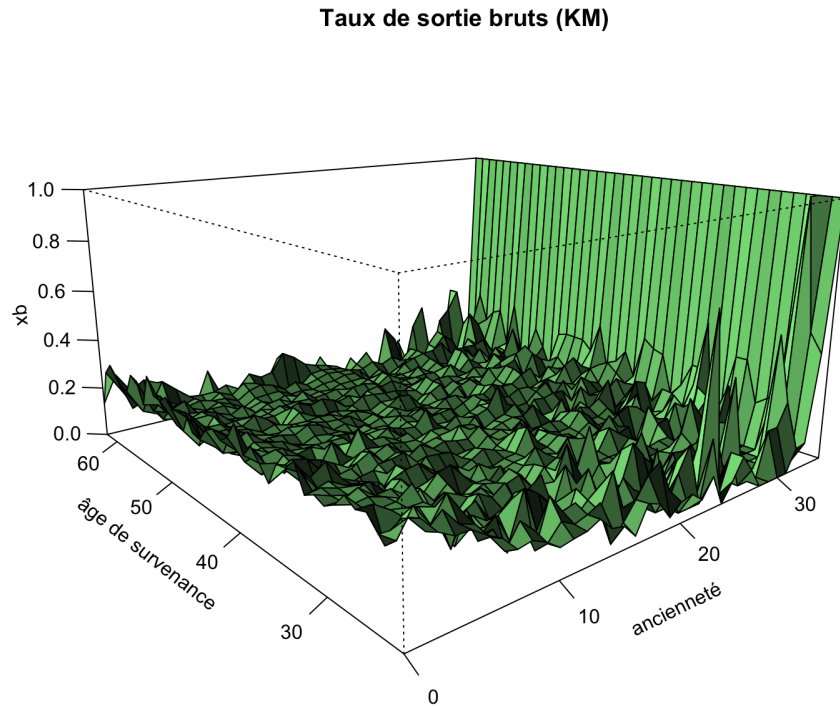


FIGURE 2 – Taux de sortie bruts Kaplan-Meier

Ces taux ont ensuite été lissés avec deux méthodes : le lissage de Whittaker-Henderson à deux dimensions et la méthode de BRASS basée sur les logits et une table de référence (dans notre cas nous avons pris comme table de référence la table du BCAC 2013 car d'après nos analyses, elle se rapproche assez de notre population, du moins plus que la table réglementaire). Les tables ainsi obtenues ont été comparées entre elles au moyen de différents tests et critères d'adéquation comme le test de Khi-deux, la DRT (Durée Résiduelle Tronquée) et le SMR (Standardized Mortality Ratio). A la suite de ces comparaisons, une table a été sélectionnée, celle issue du lissage de Whittaker-Henderson.

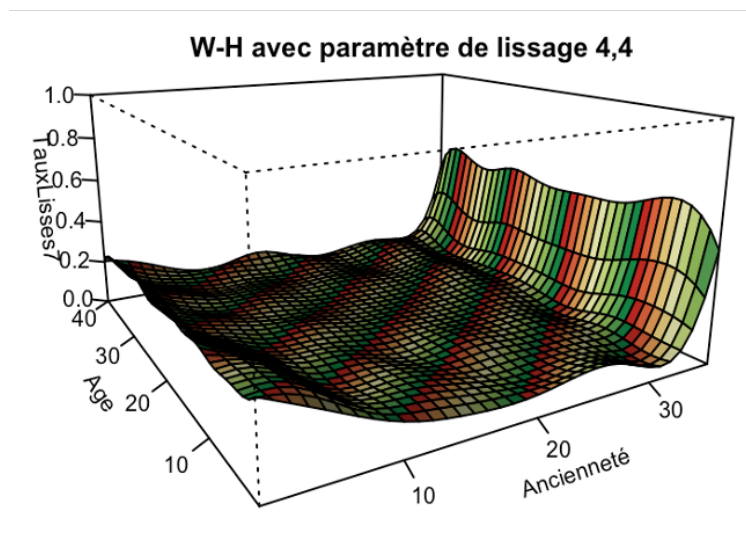


FIGURE 3 – Taux de sortie lissés

En comparant le nombre de sorties réellement observées et le nombre de sorties issues du lissage de Whittaker-Henderson retenu, par âge de survenance et par ancienneté, nous remarquons que l'ajustement est correct. Toutes les sorties observées par âge appartiennent à l'intervalle de confiance de niveau 95%.

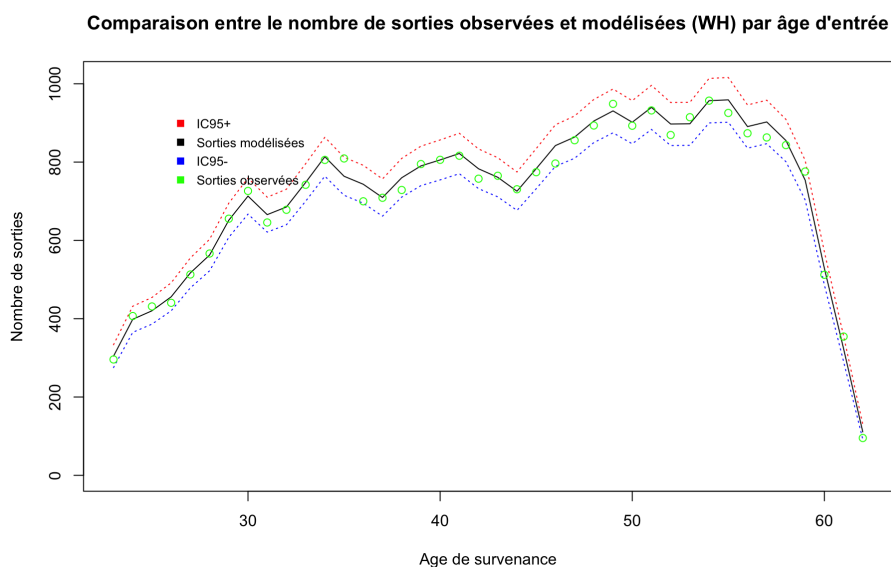


FIGURE 4 – Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par âge de survenance

Lorsque nous comparons la durée résiduelle dans l'état d'incapacité par âge de survenance et par ancienneté de la table d'expérience à celle de la table réglementaire en vigueur (BCAC 2010), nous remarquons que le comportement du portefeuille étudié diffère de celui de la table réglementaire.

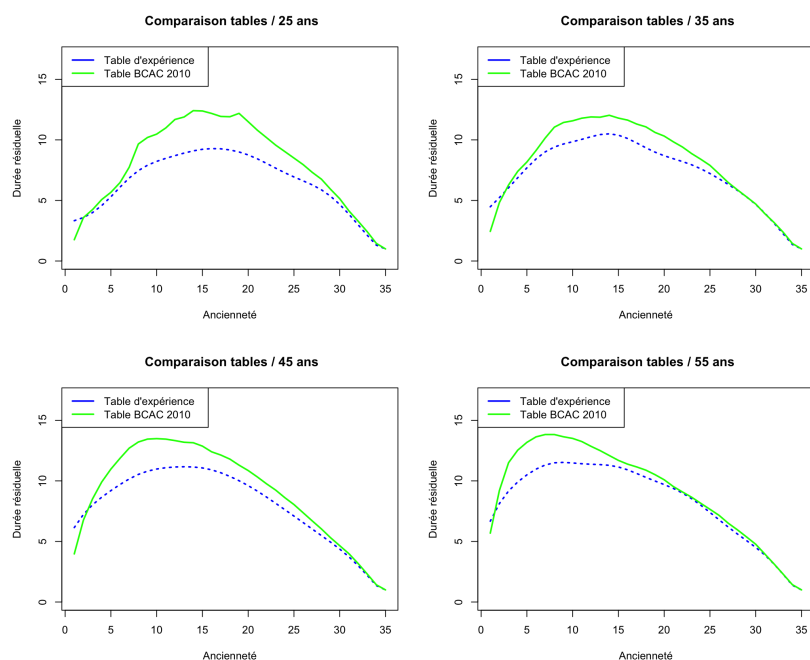


FIGURE 5 – Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table réglementaire en vigueur

La table du BCAC 2010 surestime la durée passée en incapacité pour tout âge de survenance et, de ce fait, surestime également les provisions.

Lorsque nous comparons les deux tables d'expérience (celle avant Covid 19 avec celle construite dans ce mémoire) avec nos sorties brutes, nous constatons que l'ancienne table ne suit plus vraiment le comportement du portefeuille actuel, elle maximise les sorties de l'état surtout à partir de l'âge d'entrée en incapacité 36 ans.

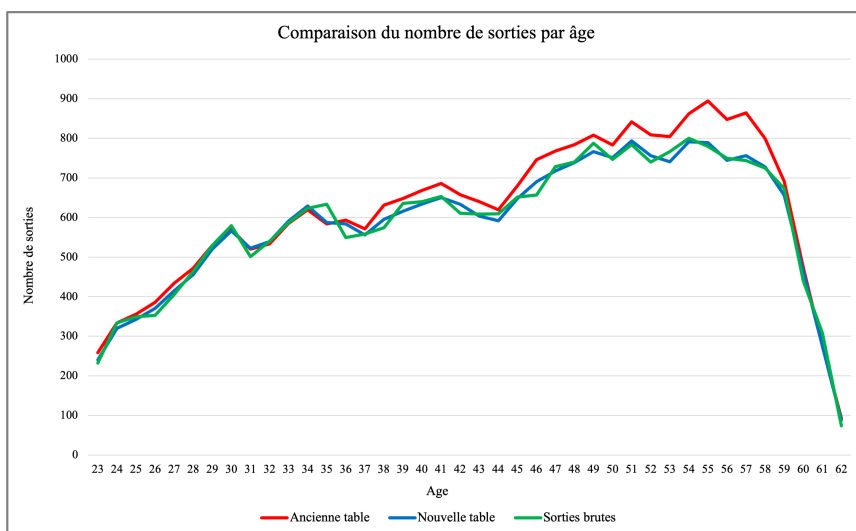


FIGURE 6 – Nombre de sorties par âge

Ce mémoire porte également sur le provisionnement BE du risque incapacité de travail.

Avec la table construite, nous avons calculé les provisions mathématiques au 31/12/2022 et nous les avons comparées aux provisions que nous obtenons avec les tables du BCAC et une table d'expérience construite sur la base des données avant la pandémie du Covid 19.

Mots clefs: Incapacité de travail, pandémie, table d'expérience de maintien en incapacité, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, BRASS, provisionnement.

Synthesis note

Work stoppage refers to the situation where an individual is temporarily or permanently unable to work due to illness or accident. This risk is covered by various social protection mechanisms. The Assurance Maladie health insurance scheme provides compensation to salaried and self-employed workers in the event of work stoppage for medical reasons.

Année	IJ AT/MP		IJ Maladie		Total	
	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)
2017	2982	4,6%	7401	3,7%	10383	3,9 %
2018	3191	7,0%	7736	4,5%	10927	5,2%
2019	3446	8,0%	7995	3,3%	11441	4,7%
2020	3650	5,9%	9162	14,6%	12812	12,0%
2021	3846	5,4%	9128	-0,4%	12974	1,3%

Daily Benefits Amounts for Accidents at Work and Occupational Diseases (AT/MP) from 2017 to 2021 and year-on-year evolution

Employers are also required to take out supplementary insurance, such as group provident schemes, to provide additional financial protection for employees in the event of disability. These mechanisms aim to ensure that workers affected by a work stoppage receive a replacement income during their absence, thus helping to mitigate the economic repercussions on the individual in the event of a work stoppage.

A number of codes and laws govern the regulation of work stoppages in France, principally the Social Security Code, the Insurance Code, the Evin Law, the Mensualization Law, the National Interprofessional Agreement, and so on.

Welfare contracts taken out by employers on behalf of their employees impose constraints on insurance companies, which are required to comply with solvency requirements based on their risk assessment. The Best Estimate (BE) of the insurer's commitments is one of the elements used to calculate the SCR.

To calculate its BE reserves, the insurer can use experience tables rather than the traditional regulatory tables (the BCAC tables it uses to evaluate its accounting reserves).

Since the purpose of these experience tables is to better assess risk in relation to the population covered and its claims experience, insurance companies closely monitor claims trends. If significant changes are observed (for example, following events such as the Covid-19 pandemic), insurance companies readjust their BE reserving methods. This may involve setting up new experience tables based on more recent data.

The purpose of this thesis is to study the evolution of disability claims and the need for insurance companies to build a table of disability retention experience for the prudential provisioning of their risk in the face of the change in behavior observed since the Covid 19 pandemic.

In analyzing our portfolio, we note that since the pandemic, we have witnessed a trend in disability claims : there are more and more stoppages lasting longer and longer.

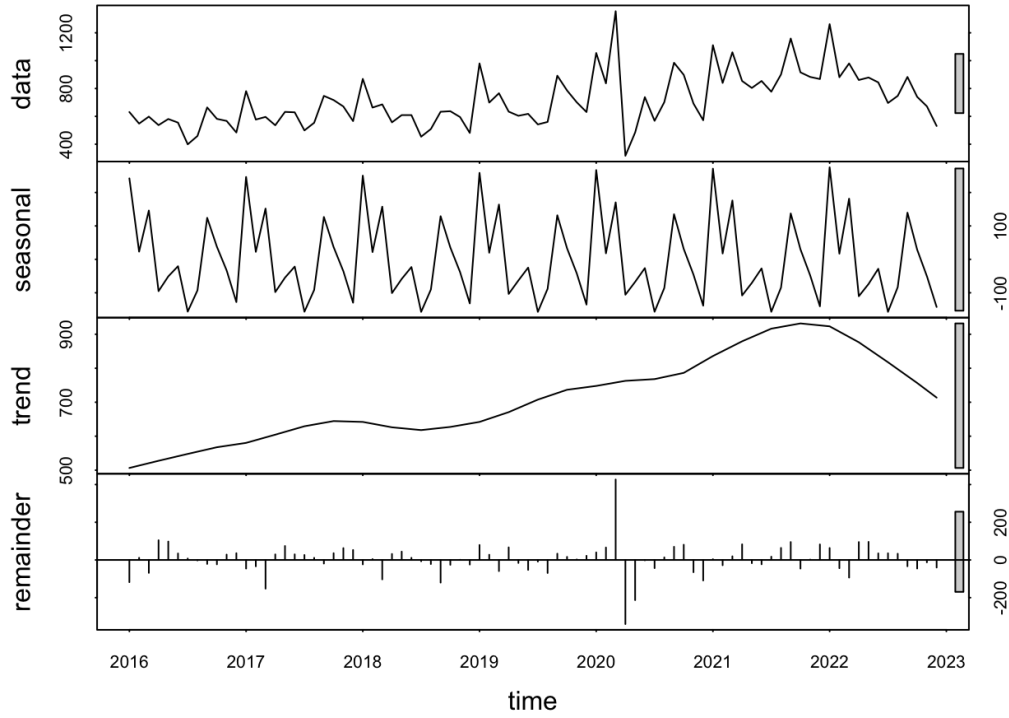


FIGURE 7 – Highlighting the evolution of disability-related claims

From this illustration, and in particular by analyzing the trend component, we can see that the trend has changed from 2020 onwards. This trend is clearly upward. The decline in 2022 can be attributed mainly to the presence of late claims that had not yet been reported at the time of database extraction, particularly for the 2022 year of occurrence.

As we do not have the number of members at risk, we cannot comment on trends in the incidence of disability. However, recent studies have also shown this trend (the Malakoff Humanis barometer, for example).

After observing the change in disability claims behavior, we built an experience table for the Covid period. The observation period is from 12/31/2019 to 12/31/2022.

For the construction of the experience table, we have chosen the Kaplan-Meier estimator for the calculation of gross disability exit rates.

We have chosen to build the table for disability entry ages from 23 to 62 and for seniority from 0 to 35 months. We did not go beyond age 62, as our data are not consistent there.

The gross rates calculated from our database are as follows :

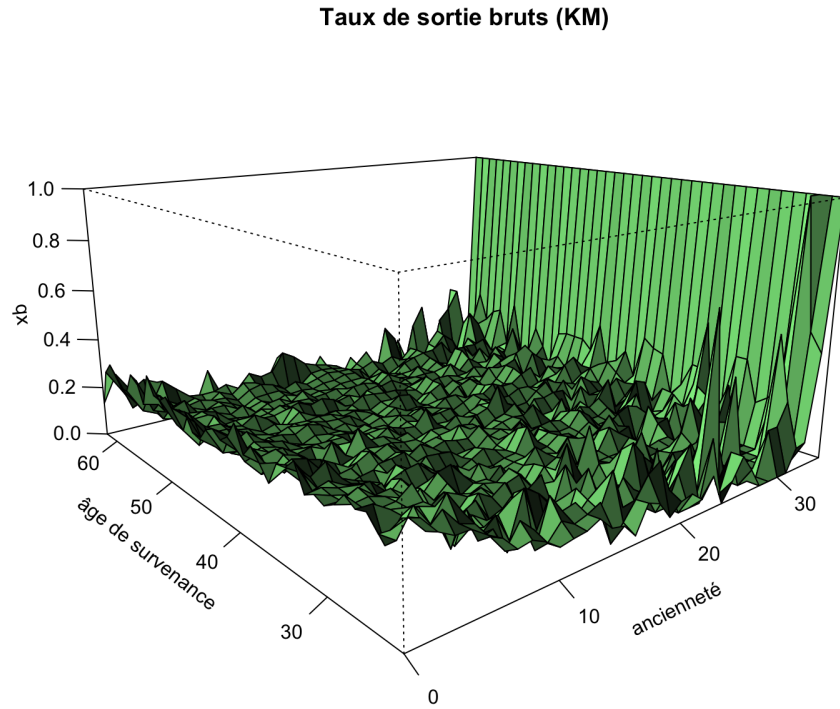


FIGURE 8 – Kaplan-Meier raw exit rates from disability state

These rates were then smoothed using two methods : the two-dimensional Whittaker-Henderson smoothing method and the BRASS method based on logits and a reference table (in our case, we took the BCAC 2013 table as the reference table, since our analyses show that it is fairly close to our population, at least more so than the regulatory table.). The tables thus obtained were compared with each other using various tests and criteria of adequacy, such as the Chi-square test, the DRT (Durée Résiduelle Tronquée) and the SMR (Standardized Mortality Ratio). Following these comparisons, one table was selected, the one resulting from Whittaker-Henderson smoothing.

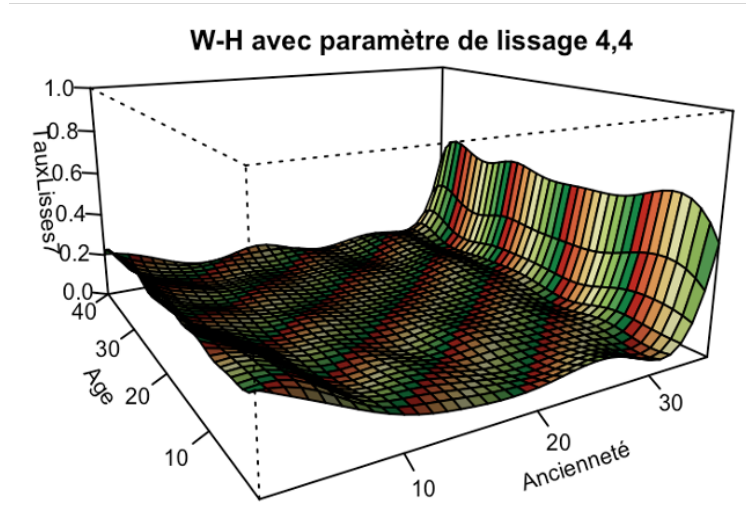


FIGURE 9 – Smoothed exit rates

Comparing the number of exits actually observed with the number of exits resulting from the Whittaker-Henderson smoothing, by age of occurrence and seniority, we note that the adjustment is correct. All observed exits by age fall within the 95% confidence interval.

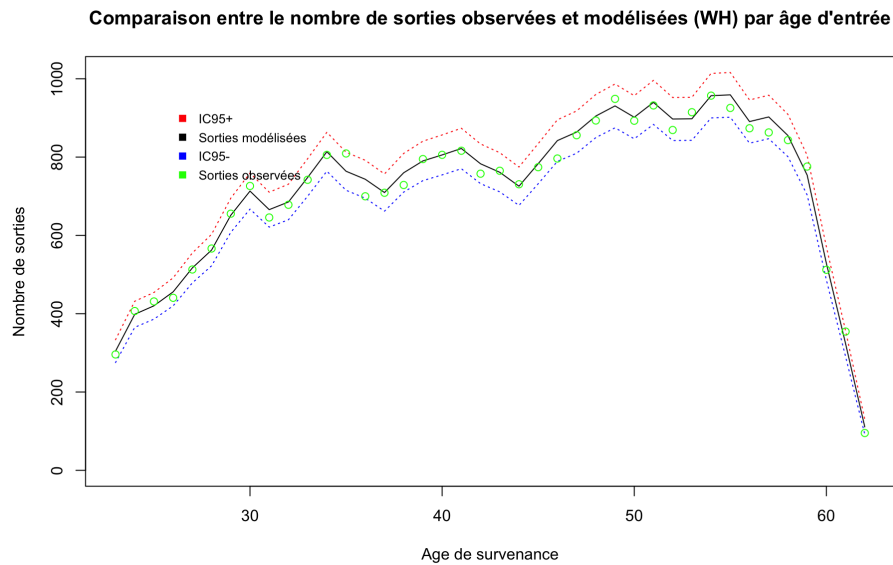


FIGURE 10 – Comparison between the observed number of exits and the modeled number of exits (WH) by age of onset

By comparing the residual duration in the state of disability by age of occurrence and by seniority of the experience table with the regulatory table in force (BCAC 2010), we note that the behavior of the portfolio studied differs from that of the regulatory table.

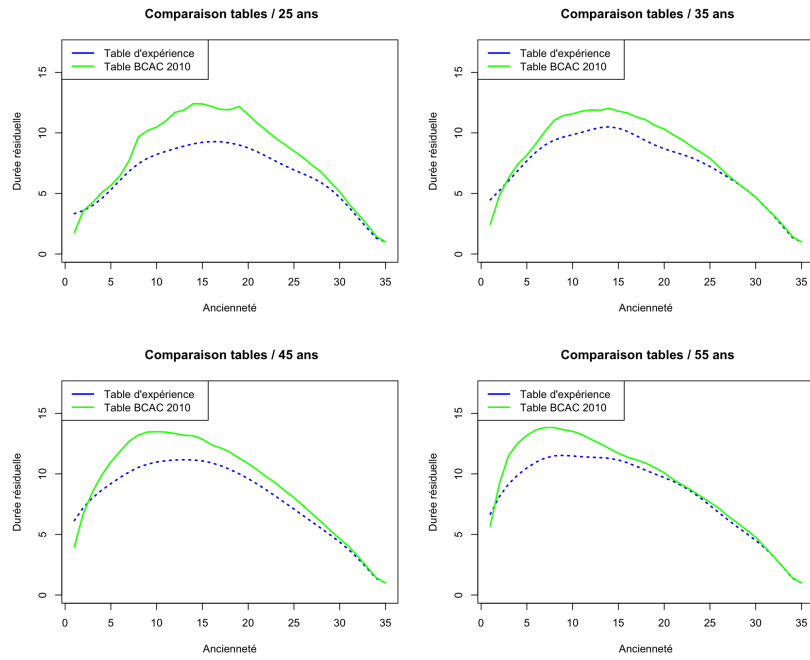


FIGURE 11 – Comparison between the new experience table and the current regulatory table

The BCAC 2010 table overestimates the duration of disability for any age of occurrence, and therefore also overestimates provisions.

When we compare the two experience tables (the one before Covid 19 with the one built in this thesis) with our raw outputs, we see that the old table no longer really follows the behavior of the current portfolio, it maximizes the state outputs especially from the age of entry into disability 36 years.

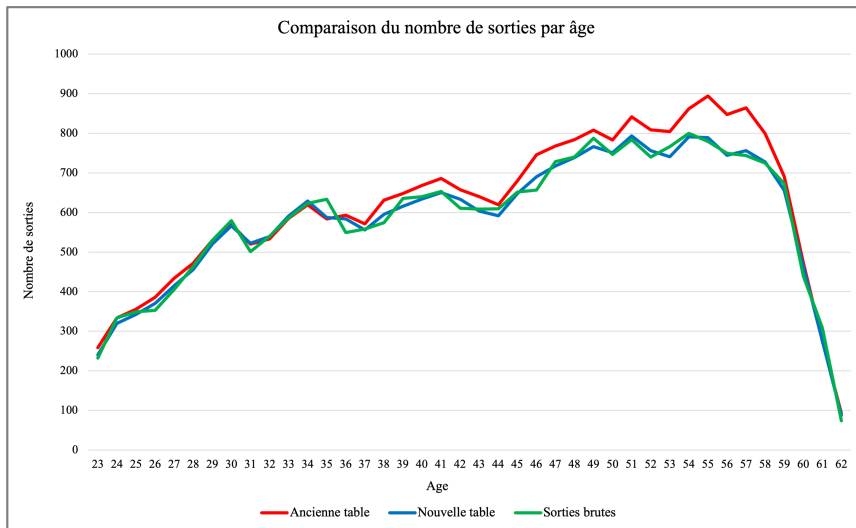


FIGURE 12 – Number of exits by age

This thesis also deals with BE provisioning for disability risk. Using the table construc-

ted, we have calculated the mathematical reserves as at 12/31/2022 and compared them with the reserves we obtain using the BCAC tables and an experience table constructed on the basis of Covid 19 pre-pandemic data.

Keywords: Disability, pandemic, disability maintenance experience table, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, BRASS, reserving.

Remerciements

Mes remerciements vont en premier lieu, à l'endroit de Monsieur Michel PIERMAY, Président de FIXAGE, qui m'a offert la possibilité de réaliser mon mémoire au sein de FIXAGE.

Je remercie ma tutrice académique, Laurence ABIVEN, pour l'intérêt porté à mon sujet, ses relectures et ses conseils avisés.

Je tiens à adresser mes remerciements à mon tuteur, Marc DU CHOUCHET, pour son encadrement et de m'avoir fait bénéficier de son expérience tout au long de mon stage.

J'exprime également ma gratitude envers Alexis MERX, Jacqueline BARBU et Aymar NZONDO pour le temps qu'ils ont accordé pour l'avancée du mémoire.

Je remercie également le corps enseignant de l'EURIA ainsi que toute la promotion 2023 qui ont contribué à enrichir mon parcours académique.

Enfin, un merci tout particulier à ma famille et à mon entourage pour leur soutien indéfectible et leur présence depuis le début de ma formation.

Table des matières

Synthèse	I
Summary	i
Introduction	1
1 Le risque arrêt de travail en France	3
1.1 Le risque arrêt de travail	4
1.2 Le système de protection sociale en France	6
1.2.1 Les Régimes de base : les prestations de la Sécurité Sociale	6
1.2.2 La garantie incapacité de la Sécurité Sociale	7
1.2.3 La garantie invalidité de la Sécurité Sociale	8
1.3 La réglementation du risque arrêt de travail	9
1.3.1 Le Code des Assurances, le Code de la Mutualité et le Code de la Sécurité Sociale	9
1.3.2 La Loi de Mensualisation du 19 janvier 1978	9
1.3.3 La Loi EVIN : La loi n°89-1009 (31 décembre 1989)	10
1.3.4 L'Accord National Interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013	11
1.4 Le principe de provisionnement du risque incapacité / invalidité	11
1.4.1 Les tables du BCAC	11
1.4.2 Les tables d'expérience	12
1.4.3 La réforme des retraites	12
1.5 La dérive de la sinistralité en arrêt de travail : "effets indirects" de la pan- démie sur l'arrêt de travail	13
2 L'évolution de la sinistralité en arrêt de travail sur le portefeuille étudié	17
2.1 La présentation de la base de données	17
2.1.1 Les variables à conserver	18
2.1.2 Le retraitement des données	18
2.2 L'analyse et les statistiques descriptives	22
2.2.1 La répartition par sexe et par âge de la population	22
2.2.2 La répartition du nombre de sinistres par âge et par sexe	23
2.2.3 La répartition du nombre de sinistres par âge et par CSP	23
2.2.4 Le nombre et les montants de sinistres par année de survenance	24
2.3 L'évolution de la sinistralité sur le portefeuille étudié	26
2.3.1 L'évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité	26
2.3.2 La mise en évidence du changement de tendance	27
2.3.3 L'évolution de la durée des arrêts	29
3 Construction d'une nouvelle table d'expérience	33

3.1	Les notions de censures et de troncatures	33
3.1.1	Les censures	33
3.1.2	Les troncatures	34
3.1.3	La période d'observation	35
3.2	L'estimateur de Kaplan-Meier (1958)	36
3.2.1	Le principe de la méthode de Kaplan-Meier	36
3.2.2	Le cas de données non censurées	36
3.2.3	Le cas de données censurées (censure à droite aléatoire de type I) . .	37
3.2.4	La construction de l'estimateur	37
3.2.5	Les propriétés de l'estimateur de Kaplan-Meier	38
3.2.6	La variance de l'estimateur de Kaplan-Meier	38
3.3	Le lissage des taux bruts	38
3.3.1	Le lissage de Whittaker-Henderson	39
3.4	Le lissage des taux bruts en utilisant BRASS (1971)	41
3.5	Les tests d'adéquation et de validation	42
3.5.1	Le test de Khi-deux	42
3.5.2	Le SMR : Standardized Mortality Ratio	43
3.5.3	La Durée Résiduelle Tronquée : DRT	44
3.6	La construction de la nouvelle table d'expérience	44
3.6.1	Le nombre d'arrêts de travail par âge et par CSP sur la période 2020-2022	45
3.6.2	La durée moyenne des arrêts par âge sur la période 2020-2022	46
3.6.3	L'estimateur de Kaplan-Meier des taux bruts	50
3.7	L'application du lissage de Whittaker-Henderson aux taux bruts	52
3.7.1	Le choix de la meilleure table lissée avec Whittaker-Henderson	57
3.8	L'application du lissage de BRASS	59
3.8.1	Le choix de la meilleure table BRASS	63
3.8.2	Le choix de la table de maintien entre les tables issues de Whittaker- Henderson et de BRASS	64
3.9	La comparaison entre la nouvelle table et les tables de maintien en incapacité du BCAC : 2010 et 2013	67
3.10	La comparaison entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience	69
3.11	La comparaison des DRT entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience .	70
3.12	La comparaison des sorties entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience	71
4	Effets du changement de table sur la solvabilité via le provisionnement	
	Best Estimate	73
4.1	Le cadre du calcul des provisions Best Estimate	73
4.2	Le principe du calcul du Best Estimate	74
4.3	Provision mathématique de maintien en incapacité de travail	74
4.4	Le calcul des provisions	74
4.4.1	Les provisions avec la table d'expérience construite	75
4.4.2	Les provisions avec l'ancienne table d'expérience	75
4.4.3	Les provisions avec la table de maintien en incapacité du BCAC 2010	75
4.4.4	Les provisions avec la table de maintien en incapacité du BCAC 2013	75
4.4.5	La comparaison entre les provisions	76
4.5	A quoi s'attendre en 2023 ?	76
	Conclusion	79

Annexes	81
Bibliographie	87

Table des figures

Figure 1	Mise en évidence de l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail	II
Figure 2	Taux de sortie bruts Kaplan-Meier	III
Figure 3	Taux de sortie lissés	IV
Figure 4	Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par âge de survenance	IV
Figure 5	Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table réglementaire en vigueur	V
Figure 6	Nombre de sorties par âge	V
Figure 7	Highlighting the evolution of disability-related claims	ii
Figure 8	Kaplan-Meier raw exit rates from disability state	iii
Figure 9	Smoothed exit rates	iv
Figure 10	Comparison between the observed number of exits and the modeled number of exits (WH) by age of onset	iv
Figure 11	Comparison between the new experience table and the current regulatory table	v
Figure 12	Number of exits by age	v
Figure 1.1	Évolution du total des Indemnités Journalières pour les risques AT/MP et Maladie	4
Figure 1.2	Passage d'un état à l'autre pour le risque arrêt de travail	4
Figure 1.3	Les branches de la Sécurité Sociale	7
Figure 1.4	Motifs des arrêts de travail selon leur durée (hors Covid)	13
Figure 1.5	Motifs des arrêts de travail selon leur durée (avec Covid)	14
Figure 1.6	Évolution des prescriptions d'arrêts de travail (avec Covid 19) de 2020 à 2022	14
Figure 2.1	Répartition par sexe et par âge de la population	22
Figure 2.2	Nombre de sinistres par classe d'âge et par sexe	23
Figure 2.3	Nombre de sinistres par classe d'âge et par CSP	23
Figure 2.4	Nombre de sinistres par année de survenance	25
Figure 2.5	Montant des prestations par année de survenance	25
Figure 2.6	Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par sexe et par année de survenance	26
Figure 2.7	Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par CSP et par année de survenance	27
Figure 2.8	Nombre cumulé de sinistres incapacité de travail par année de survenance de 2016 à 2022	28
Figure 2.9	Évolution du nombre de sinistres incapacité de travail par année de survenance de 2016 à 2022	28

Figure 2.10	Mise en évidence de la tendance et la saisonnalité	29
Figure 2.11	Évolution de la durée des arrêts au fil des années de survenance	30
Figure 3.1	Censures et Troncatures	36
Figure 3.2	Répartition du nombre d'arrêts par âge en fonction du sexe et de la CSP des sinistres entre 2020 et 2022	45
Figure 3.3	Durée des arrêts en fonction de la classe d'âge sur la période 2020-2022	46
Figure 3.4	Durée des arrêts en fonction de l'âge et du sexe sur la période 2020-2022	47
Figure 3.5	Durée des arrêts en fonction de la CSP et de l'âge d'entrée en incapacité sur la période 2020-2022	48
Figure 3.6	Nombre de sinistres par ancienneté	49
Figure 3.7	Taux de sortie bruts Kaplan-Meier	51
Figure 3.8	Taux de sortie bruts pour différents âges	52
Figure 3.9	Expositions sur la période 2020-2022	53
Figure 3.10	Taux lissés avec Whittaker-Henderson	54
Figure 3.11	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 25 ans . .	55
Figure 3.12	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 25 ans . .	55
Figure 3.13	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 45 ans . .	56
Figure 3.14	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 45 ans . .	56
Figure 3.15	Ratio de DRT (entre Lissés et Observés) par âge d'entrée en incapacité pour les différents lissages de Whittaker-Henderson	59
Figure 3.16	Taux de sortie BCAC 2010	60
Figure 3.17	Taux de sortie BCAC 2013	60
Figure 3.18	Taux bruts et lissés avec BRASS	61
Figure 3.19	Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 25 ans	62
Figure 3.20	Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 45 ans	62
Figure 3.21	DRT moyenne par âge des différents lissages BRASS	64
Figure 3.22	Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par âge de survenance	65
Figure 3.23	Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par ancienneté	65
Figure 3.24	Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (BRASS) par âge	66
Figure 3.25	Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (BRASS) par ancienneté	67
Figure 3.26	Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table BCAC 2010	68
Figure 3.27	Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table BCAC 2013	69
Figure 3.28	Comparaison entre l'ancienne et la nouvelle table d'expérience	70
Figure 3.29	Nombre de sorties par âge	71
Figure 3.30	Nombre de sorties par ancienneté	72
Figure 4.1	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 35 ans . .	82
Figure 4.2	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 35 ans . .	82
Figure 4.3	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 55 ans . .	83
Figure 4.4	Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 55 ans . .	83
Figure 4.5	Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 35 ans	84

Figure 4.6	Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 55 ans	84
Figure 4.7	Ancienne table d'expérience	85
Figure 4.8	Nouvelle table d'expérience	86

Liste des tableaux

Table 1.1	Montants des Indemnités Journalières pour les risques AT/MP et Ma- ladie de 2017 à 2021 et évolution d'une année sur l'autre	3
Table 2.1	Les variables retenues pour notre étude	18
Table 2.2	Table de correspondance de la variable "Nature"	20
Table 2.3	Table de correspondance de la variable "Libellé de la population"	21
Table 2.4	Nombre de sinistres et montants des prestations par année de survenance	24
Table 3.1	Nombre de sinistres par classe d'âge et par ancienneté	49
Table 3.2	Pourcentage de sinistres par classe d'âge et par ancienneté	50
Table 3.3	SMR des différents lissages WH	57
Table 3.4	Ratio DRT pour les différents lissages de Whittaker-Henderson	58
Table 3.5	SMR des différents lissages BRASS	63
Table 3.6	Rapport des DRT moyennes des différents lissages BRASS	63
Table 4.1	Best Estimate de sinistre pour la nouvelle table	75
Table 4.2	Best Estimate de sinistre pour l'ancienne table	75
Table 4.3	Best Estimate de sinistre avec la table du BCAC 2010	75
Table 4.4	Best Estimate de sinistre avec la table du BCAC 2013	76
Table 4.5	Best Estimate de sinistre par table	76
Table 4.6	Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par sexe et par année .	81

Introduction

Depuis la pandémie du Covid 19, nous assistons à une évolution de la sinistralité en arrêt de travail, notamment une augmentation des prescriptions d'arrêts de travail pour maladie, une progression des arrêts pour troubles psychologiques et une hausse de la durée des arrêts.

L'objectif de ce mémoire est d'étudier l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail, de construire une nouvelle table d'expérience basée sur des données plus récentes sur la période du Covid 19 (2020-2022) et d'évaluer le coût du non changement de table sur la solvabilité d'une compagnie d'assurance.

Dans un premier temps, nous présenterons brièvement la notion de prévoyance collective en France (le risque arrêt de travail et le cadre réglementaire le régissant), en mettant en évidence les concepts clés que sont l'incapacité et l'invalidité, ainsi que les prestations offertes par le régime de base de la Sécurité Sociale et la prévoyance complémentaire.

Dans un second temps, nous analyserons l'évolution de la sinistralité depuis la pandémie, en nous basant sur l'étude de la base de données dont nous disposons.

Un autre volet de ce mémoire portera sur la construction d'une nouvelle table d'expérience de maintien en incapacité pour la période allant du 01/01/2020 au 31/12/2022. Pour le calcul des taux bruts de maintien, nous utiliserons l'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie. Les taux obtenus seront lissés avec la méthode de lissage de Whittaker-Henderson à deux dimensions et la méthode des logits (BRASS). En outre, nous utiliserons des tests et des critères de validation (SMR, Khi-deux, DRT) pour le choix de la table adéquate.

Enfin, la dernière partie de ce mémoire sera dédiée au provisionnement Best Estimate et à la comparaison entre les deux tables d'expérience : l'ancienne, construite sur la base des données avant Covid 19 et la nouvelle, calibrée sur les données plus récentes, ainsi qu'à l'évaluation de la perte occasionnée par la conservation de l'ancienne table d'expérience (malgré le changement de comportement) pour le calcul des provisions BE qui rentrent dans le calcul du SCR.

En appréhendant l'incidence de l'évolution de la sinistralité en incapacité de travail sur la solvabilité d'une compagnie d'assurance via le Best Estimate, cette étude permettra d'anticiper les risques potentiels lié au changement de comportement observé depuis la pandémie, d'ajuster les hypothèses de gestion et de provisionnement, et d'adopter des mesures appropriées en vue de préserver la santé financière de l'entreprise.

Chapitre 1

Le risque arrêt de travail en France

La prévoyance collective en France joue un rôle capital dans la prise en charge de l'incapacité de travail, offrant des garanties spécifiques pour compenser les conséquences financières d'un arrêt de travail. Les assureurs doivent se conformer à la réglementation en vigueur, évaluer le risque avec rigueur et mettre en place les provisions mathématiques nécessaires afin de garantir une protection adéquate aux personnes en situation d'incapacité de travail.

En France, selon le rapport¹ annuel 2021 de l'Assurance Maladie sur les risques professionnels, publié en novembre 2022, hors les Indemnités Journalières (IJ) dérogatoires², les IJ sont en augmentation depuis 2014.

	IJ AT/MP		IJ Maladie		Total	
Année	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)	Montant (en M€)	Évolution (N/N-1)
2017	2982	4,6%	7401	3,7%	10383	3,9 %
2018	3191	7,0%	7736	4,5%	10927	5,2%
2019	3446	8,0%	7995	3,3%	11441	4,7%
2020	3650	5,9%	9162	14,6%	12812	12,0%
2021	3846	5,4%	9128	-0,4%	12974	1,3%

TABLE 1.1 – Montants des Indemnités Journalières pour les risques AT/MP et Maladie de 2017 à 2021 et évolution d'une année sur l'autre

Les montants totaux des IJ pour maladie sont nettement supérieurs (plus du double) aux montants des IJ de la branche AT/MP (Accidents de Travail et Maladies Professionnelles).

1. Source : Rapport annuel 2021 de l'Assurance Maladie - Risques professionnels **Éléments statistiques et financiers**

2. Dans le cadre de la crise sanitaire liée au Covid-19, un dispositif d'indemnisation dérogatoire des arrêts de travail a été créé pour certains publics. Concernant les arrêts des "assurés vulnérables" ou des "personnes à risque élevé", les arrêts pour garde d'enfants, ainsi que les arrêts des cas contact ou parents de cas contact, ces IJ dérogatoires représentaient 1,1 Md € en 2020 et ont diminué de plus de la moitié en 2021 (485 Md €).

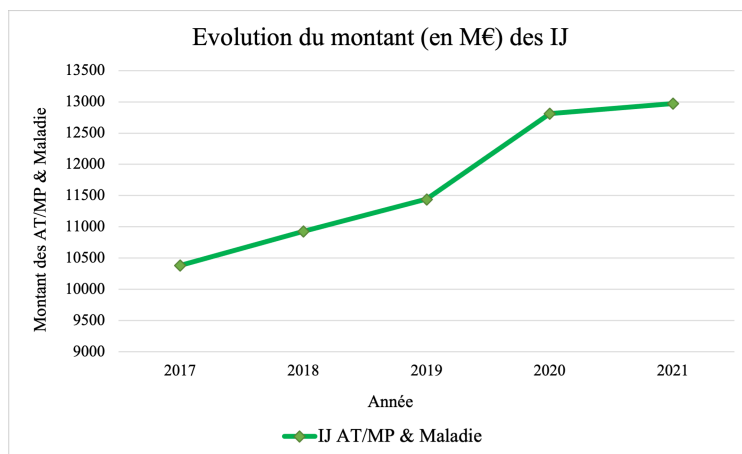


FIGURE 1.1 – Évolution du total des Indemnités Journalières pour les risques AT/MP et Maladie

Les prestations en AT/MP et Maladie sont en progression de 2017 à 2021. Une hausse importante est observée en 2020 (+12%) comparé aux évolutions sur les autres années. En 2021, la hausse est de 1,3% par rapport à 2020, mais est toujours de 13,4% par rapport à 2019.

1.1 Le risque arrêt de travail

L'arrêt de travail peut survenir en raison d'une maladie ou d'un accident que ce soit dans le cadre privé ou professionnel. Il peut, selon les cas, être temporaire - on parle dans ce cas d'incapacité temporaire de travail - ou permanente - on parle alors d'une situation d'invalidité.

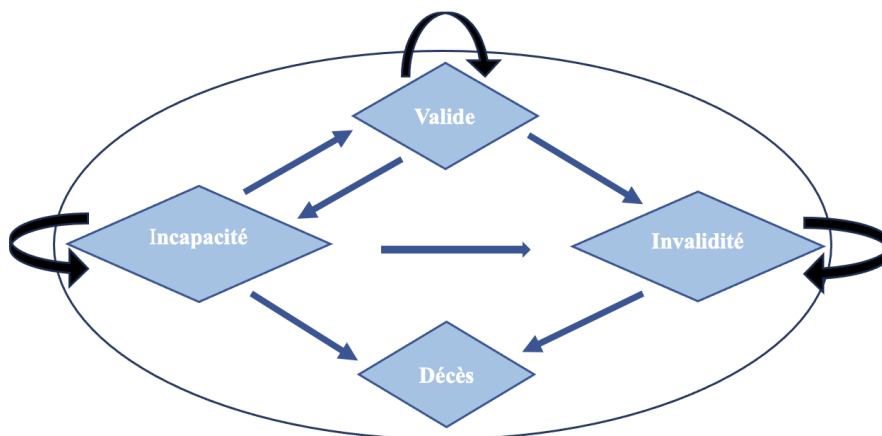


FIGURE 1.2 – Passage d'un état à l'autre pour le risque arrêt de travail

Incapacité de travail

L'incapacité de travail est une situation dans laquelle un individu se trouve dans l'incapacité temporaire d'exercer son activité professionnelle en raison d'une maladie, d'un accident ou d'une altération de santé. Cela peut entraîner une interruption partielle ou totale de l'activité professionnelle, avec des conséquences financières pour l'individu concerné.

En France, la prévoyance collective joue un rôle essentiel dans la gestion de l'incapacité de travail. Elle complète les prestations fournies par le régime de base de la Sécurité Sociale. Les régimes de prévoyance collective, proposés par les compagnies d'assurance, offrent des garanties spécifiques en cas d'incapacité de travail, permettant aux travailleurs de bénéficier de revenus de remplacement pendant leur période d'incapacité, appelés indemnités journalières (IJ).

Ces garanties peuvent inclure des prestations d'incapacité temporaire totale (ITT), qui couvrent la période pendant laquelle l'assuré est totalement incapable d'exercer son activité professionnelle, ainsi que des prestations d'incapacité temporaire partielle (ITP), qui couvrent les périodes où l'assuré peut exercer partiellement son activité professionnelle mais subit une perte de revenu.

La gestion de l'incapacité de travail implique également des obligations pour les compagnies d'assurance. Elles sont tenues d'intervenir pour évaluer les cas d'incapacité de travail, examiner les justificatifs médicaux et décider de l'éligibilité aux prestations. Les assureurs doivent également veiller à ce que les indemnisations soient correctement calculées et versées en temps voulu.

Le cadre réglementaire en vigueur en France encadre la gestion de l'incapacité de travail et établit les modalités de mise en place des régimes de prévoyance collective. Des normes spécifiques régissent les contrats d'entreprise proposés par les assureurs, garantissant ainsi une protection adéquate pour les travailleurs en cas d'incapacité de travail.

Invalidité de travail

L'invalidité désigne un état de santé permanent qui réduit de manière significative la capacité d'un individu à exercer une activité professionnelle. Contrairement à l'incapacité de travail, qui est une situation temporaire, l'invalidité se caractérise par une atteinte durable qui limite les possibilités d'insertion professionnelle.

Les régimes de prévoyance collective proposés par les compagnies d'assurance incluent des prestations d'invalidité en fonction du degré d'invalidité constaté telles que l'invalidité partielle, l'invalidité totale et l'invalidité permanente et absolue (IPA).

La gestion de l'invalidité repose sur des principes et des procédures réglementaires définis en France. Les assureurs sont tenus d'évaluer l'invalidité en se basant sur des critères médicaux et d'appliquer des barèmes prédéfinis pour déterminer le niveau d'indemnisation auquel les assurés ont droit. Ils doivent également s'assurer que les prestations d'invalidité sont versées de manière régulière et adaptée à la situation de chaque bénéficiaire.

Dans le cadre de la prévoyance collective, les garanties d'arrêt de travail proposées permettent de fournir d'une part des prestations complémentaires sous forme d'indemnités

journalières en cas d'incapacité temporaire de travail et d'autre part, des rentes d'invalidité et/ou des capitaux en cas d'IPA.

Dans ce mémoire, nous ne nous concentrerons que sur le risque incapacité de travail.

1.2 Le système de protection sociale en France

Le système de protection sociale en France est structuré autour de trois piliers fondamentaux :

- Un service public essentiel qui est accessible à tous les citoyens et qui est financé par les impôts : la Sécurité Sociale ;
- Un système complémentaire basé sur des conventions, financé par les cotisations sociales versées à des organismes privés : les régimes complémentaires ;
- Un modèle strictement libéral où chaque individu souscrit volontairement à une assurance selon ses préférences personnelles : les régimes supplémentaires.

1.2.1 Les Régimes de base : les prestations de la Sécurité Sociale

La Sécurité Sociale est constituée de différents régimes légaux (régimes de base), de nature professionnelle (régime agricole,...) ou catégorielle (régime des salariés, régime des commerçants).

Les différents régimes de la Sécurité Sociale sont :

- Le Régime Général : régime de base des salariés (des professions non agricoles), il est le premier des régimes légaux de la Sécurité Sociale. Il verse 37% des prestations sociales en France.

- Le Régime Social des Indépendants (RSI) : créé en 2006, il concerne tous les travailleurs non-salariés, à l'exclusion des agriculteurs : les commerçants, les artisans non-salariés, les professions libérales, les chefs d'entreprise et certains associés de société. Il a été intégré au Régime Général depuis le 1^{er} janvier 2018.

- La Mutualité Sociale Agricole (MSA) : il prend en charge les branches santé (maladies et accidents du travail), retraite et maternité des agriculteurs. Les remboursements sont équivalents à ceux du Régime Général.

C'est au niveau des prestations en espèces que la MSA se distingue. Alors que les agriculteurs salariés au sein d'une exploitation bénéficient des mêmes indemnités journalières que les assurés relevant du Régime Général, les gérants d'exploitations agricoles ne peuvent percevoir des indemnités journalières qu'en cas d'accident du travail et non en cas de maladie.

- Les Régimes Spéciaux (article R 711-1 du code de la Sécurité Sociale) : il s'agit notamment des régimes Étudiants et Autres régimes spéciaux (les militaires, les fonctionnaires,

les magistrats, les ministres du culte, les agents de la RATP et de la SNCF, etc).

- Le régime Alsace-Moselle : les départements du Haut-Rhin (68), du Bas-Rhin (67) et de la Moselle (57) bénéficient d'un régime d'Assurance maladie spécifique depuis 1884. C'est un régime local qui fonctionne à première vue comme le Régime Général mais diffère de ce dernier du fait d'un montant de prise en charge de l'Assurance Maladie plus élevé. C'est un régime basé sur le principe de solidarité : la cotisation est proportionnelle aux revenus, ne varie pas selon le nombre d'ayants droit du foyer et n'augmente pas avec l'âge.

Chaque régime de Sécurité Sociale est obligatoire et organisé en branches séparées et autonomes, gérées par une Caisse Nationale.

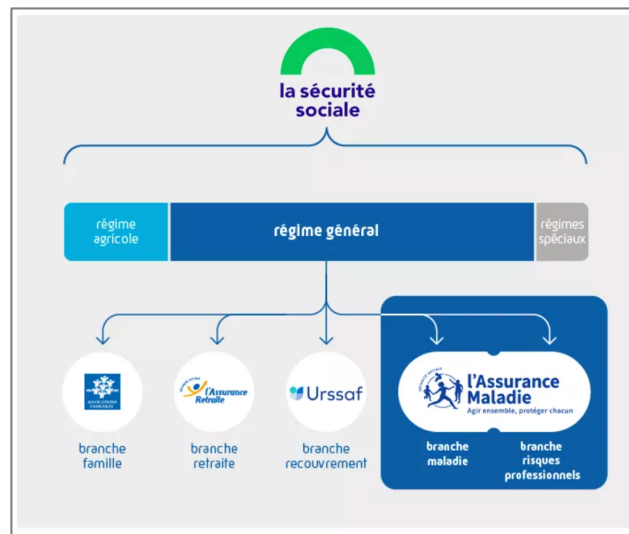


FIGURE 1.3 – Les branches de la Sécurité Sociale

1.2.2 La garantie incapacité de la Sécurité Sociale

La Sécurité Sociale offre une protection en versant des indemnités journalières aux assurés pour compenser partiellement la perte de revenus due à un arrêt de travail. Le montant varie selon la raison ou le motif de l'arrêt. Pour les cas d'accident ou de maladie de la vie privée, les indemnités débutent après 3 jours de carence. Si deux arrêts surviennent avec moins de 48 heures de travail entre eux, le délai de carence est ignoré pour le second arrêt.

Pour un arrêt de moins de six mois, l'assuré doit avoir travaillé 200 heures au cours des 3 mois précédents ou cotisé sur la base d'un salaire équivalent à 1015 fois le SMIC horaire pendant les 6 mois précédents. Pour des arrêts de longue durée (au-delà de six mois), l'assuré doit justifier de 12 mois d'affiliation à l'Assurance Maladie, avec 800 heures de travail au cours des 12 derniers mois (dont 200 heures dans les 3 premiers mois) ou d'une cotisation sur un salaire équivalent à 2030 fois le SMIC horaire (dont au moins 1015 fois au cours des 6 derniers mois).

Les indemnités journalières en incapacité-vie privée correspondent à 50% du salaire

journalier brut, calculé sur la moyenne des salaires des 3 derniers mois, avec un plafond mensuel de 3666 € (plafond de la Sécurité Sociale en 2023). En cas d'accident de travail ou de maladie professionnelle, les indemnités sont versées dès le premier jour, sans délai de carence. Elles représentent 60% du salaire journalier brut pendant les 28 premiers jours et augmentent ensuite à 80%.

1.2.3 La garantie invalidité de la Sécurité Sociale

La Sécurité Sociale garantit le versement d'une rente mensuelle aux assurés en situation d'invalidité. Le montant de la rente dépend du degré d'invalidité ainsi que du salaire que l'assuré percevait lorsqu'il était valide.

Les conditions pour être éligible à la rente d'invalidité sont les suivantes :

- Avoir moins de l'âge légal de la retraite ;
- Avoir une réduction d'au moins deux tiers de la capacité de travail ou des revenus ;
- Être inscrit depuis au moins 12 mois au moment de l'arrêt ;
- Avoir travaillé au moins 800 heures au cours des 12 derniers mois en tant que salarié ou avoir gagné un salaire équivalent à 2030 fois le SMIC horaire (dont au moins 1015 fois le SMIC horaire pendant les 6 premiers mois).

Afin de calculer la rente d'invalidité-vie privée, l'Assurance Maladie prend en compte le salaire annuel moyen sur les 10 dernières années d'activité (dans la limite de 43 992 € qui est le plafond annuel de la Sécurité Sociale en 2023).

Le montant de la rente dépend également de la catégorie d'invalidité de l'assuré :

- Catégorie I : le montant de la rente équivaut à 30% du salaire annuel moyen ;
- Catégorie II : le montant de la rente équivaut à 50% du salaire annuel moyen ;
- Catégorie III : le montant de la rente correspond au montant de la pension de 2ème catégorie majoré de 40%.

En cas d'accident de travail ou de maladie professionnelle (AT/MP), l'élément clé est le taux d'invalidité de l'assuré, établi par un médecin-conseil de la caisse d'Assurance Maladie. Plusieurs cas de figures se présentent :

- Si le taux d'invalidité est inférieur à 10%, l'assuré reçoit un montant fixe en capital, qui varie en fonction de ce taux.
- Si le taux d'invalidité dépasse 10%, l'assuré perçoit une rente à vie. Dans ce cas, si le taux est entre 10 et 50%, la rente est versée trimestriellement ; si le taux est supérieur ou égal à 50%, la rente est mensuelle et si le taux d'invalidité excède 80% et nécessite l'assistance d'une tierce personne, la rente est majorée de 40%.

Le montant de la rente dépend du taux d'invalidité ainsi que des revenus gagnés au cours des 12 mois précédant l'arrêt de travail. Il est calculé en multipliant le salaire annuel (plafonné au plafond annuel de la Sécurité Sociale) par le taux d'invalidité, préalablement réduit de moitié pour la partie du taux inférieure à 50% et augmenté de moitié pour la partie supérieure à 50%.

Les prestations de la Sécurité Sociale sont renforcées par une cotisation obligatoire de l'employeur, conformément à la Loi de la Mensualisation.

1.3 La réglementation du risque arrêt de travail

La réglementation entourant l'assurance du risque arrêt de travail est également d'une importance significative. Elle établit les droits et les obligations des travailleurs et des assureurs ainsi que les conditions d'éligibilité et les procédures de demande de prestations. Comprendre le cadre réglementaire est essentiel pour évaluer les interventions de l'assureur et les droits des assurés. Nous citerons ici certaines lois des plus importantes.

1.3.1 Le Code des Assurances, le Code de la Mutualité et le Code de la Sécurité Sociale

En France, trois codes encadrent le secteur de l'assurance : le Code de la Mutualité (pour les mutuelles), le Code de la Sécurité Sociale (pour les institutions de prévoyance), et le Code des Assurances (pour les sociétés d'assurance). Ce dernier est le document de référence en droit des assurances.

Le Code des Assurances est un texte législatif qui régit le domaine de l'assurance. Il contient les règles, les obligations et les droits applicables aux assureurs, aux assurés et à toutes les parties impliquées dans les contrats d'assurance.

Initialement axé sur l'assurance automobile (1930), le Code des Assurances s'est étoffé au fil des décennies pour couvrir tout le secteur de l'assurance (décret n°76-667 du 16 juillet 1976).

Le Code de la Mutualité concerne les mutuelles, qui sont des organismes à but non lucratif offrant des couvertures de protection sociale complémentaire. Il couvre la santé, la prévoyance, et d'autres domaines où les mutuelles interviennent pour compléter la couverture de la Sécurité Sociale.

Le Code de la Sécurité Sociale est la base légale du système de Sécurité Sociale en France. Il établit les principes et les modalités de la protection sociale, y compris l'assurance maladie, l'assurance vieillesse, l'assurance chômage et d'autres branches de la Sécurité Sociale.

Ces trois codes, le Code des Assurances, le Code de la Mutualité et le Code de la Sécurité Sociale, sont des éléments essentiels du cadre juridique qui régule le domaine des assurances. Ils visent à garantir le bon fonctionnement du secteur des assurances et à assurer la protection des droits et des intérêts des assurés et des bénéficiaires.

1.3.2 La Loi de Mensualisation du 19 janvier 1978

La Loi de Mensualisation, inscrite dans la Loi du 19 Janvier 1978, résulte de l'accord interprofessionnel du 10 décembre 1977.

Elle impose aux employeurs d'assurer, sous certaines conditions, un minimum de ressources aux salariés en arrêt de travail pour maladie ou accident.

Les dispositions sont précisées dans l'article L.1226-1 du Code du Travail pour les employeurs du secteur privé. L'article L.3242-1 explique comment les salariés sont mensualisés, compte tenu des variations d'heures travaillées.

Pour les salariés ayant au moins 1 an d'ancienneté, la carence est de 7 jours sauf en cas d'accident du travail ou de maladie professionnelle (indemnisation dès le premier jour). Les garanties sont :

- 90% de la rémunération brute pendant 30 jours puis 66% pendant 30 jours supplémentaires ;
- Chaque période est prolongée de 10 jours par tranche de 5 ans d'ancienneté (en plus de la 1ère année) ;
- Durée maximum de 90 jours pour chaque période ;
- Les durées d'indemnisation se cumulent sur les 12 derniers mois précédant le nouvel arrêt.

Notons que, dans le cas où l'entreprise met en place un régime de prévoyance, la mensualisation peut y être intégrée.

Cette loi établit que, pour les employés ayant travaillé plus d'un an, l'employeur doit verser des indemnités journalières. Ces indemnités sont conçues pour atteindre un pourcentage spécifique du salaire total pendant une période donnée. Si l'arrêt de travail est lié à des raisons non liées au travail, les indemnités doivent être versées à partir du 8ème jour d'arrêt, tandis qu'en cas d'accident du travail ou de maladie professionnelle, elles doivent être versées immédiatement. Ces indemnités viennent en complément des prestations de la Sécurité Sociale et sont calculées comme suit :

- 90% du salaire journalier brut pendant les 30 premiers jours d'indemnisation, avec une prolongation de 10 jours pour chaque période de 5 ans d'ancienneté (jusqu'à un maximum de 90 jours).

- 66,66% du salaire brut pendant les 30 jours suivants, également prolongés de 10 jours pour chaque tranche d'ancienneté de 5 ans, sans toutefois dépasser 90 jours.

Les employeurs peuvent transférer cette obligation vers les assureurs.

1.3.3 La Loi EVIN : La loi n°89-1009 (31 décembre 1989)

Selon l'article 4 de la loi n° 89-1009 du 31 décembre 1989, communément appelée Loi Evin, les employés quittant une entreprise ont la possibilité, sous certaines conditions, de maintenir les avantages de leur assurance santé complémentaire dont ils bénéficiaient grâce à leur contrat collectif et obligatoire.

Cette loi a pour but le renforcement de la protection des personnes assurées en prévoyance collective. Plusieurs obligations sont imposées aux assureurs, notamment : interdiction de la sélection médicale pour les assurances collectives, droit au maintien de la garantie décès en cas d'incapacité ou d'invalidité et chômage (pendant 1 an).

1.3.4 L'Accord National Interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013

Un Accord National Interprofessionnel (ANI) est un accord qui vise à établir des conditions de travail et des garanties sociales pour les salariés au sein des entreprises. Son objectif est de s'appliquer à l'ensemble du territoire français et à divers secteurs d'activité.

C'est une généralisation de la couverture complémentaire santé d'entreprise à l'ensemble des salariés du privé. L'ANI prévoit également le principe de la liberté de choix des entreprises de leur assureur, même en présence d'un régime de branche. Par ailleurs, une procédure d'appel d'offres est exigée s'il est fait le choix d'un assureur unique de branche.

1.4 Le principe de provisionnement du risque incapacité / invalidité

Le provisionnement en arrêt de travail consiste à estimer les engagements financiers futurs de l'assureur liés aux prestations d'arrêt de travail. Une table réglementaire, connue sous le nom de table du BCAC 2010, est utilisée comme référence pour le calcul des provisions.

Le provisionnement repose sur une évaluation actuarielle qui tient compte de plusieurs facteurs, tels que la fréquence et la gravité des sinistres, la durée prévisionnelle des arrêts ainsi que les taux de sortie de l'état associés. Les compagnies d'assurance utilisent des modèles et des méthodologies actuarielles pour estimer les montants nécessaires à la couverture des prestations futures probables.

Dans le cas de l'incapacité de travail, les provisions mathématiques sont constituées en fonction de la probabilité d'occurrence des arrêts de travail, de leur durée estimée et des montants des indemnités journalières à verser. Les assureurs tiennent également compte des évolutions démographiques, des tendances médicales et des réformes législatives pour ajuster leurs provisions en conséquence.

Pour ce qui est de l'invalidité, le provisionnement est basé sur des critères similaires mais avec une approche spécifique, prenant en compte le degré d'invalidité et les prestations associées à chaque catégorie (partielle, totale ou permanente et absolue). Les assureurs évaluent la probabilité d'occurrence de l'invalidité, la durée prévisionnelle de cette situation et les montants des rentes d'invalidité à verser.

Enfin, les assureurs provisionnent également les charges et des frais futurs prévisionnels engendrés par les prestations incapacité et invalidité.

1.4.1 Les tables du BCAC

Suite à une étude sur des portefeuilles de plusieurs compagnies d'assurance en 1993, le Bureau Commun des Assurances Collectives (BCAC) a élaboré 3 tables réglementaires : table de maintien en incapacité, table de maintien en invalidité et table de passage de l'incapacité à l'invalidité. Ces tables ont été modifiées par l'arrêté du 24 Décembre 2010 et entièrement reconstruites en 2013. Conformément à l'article A331-22 du Code des Assurances, ces tables sont utilisées pour le calcul des provisions techniques des prestations

versées en cas d'arrêt de travail. Notons que les tables réglementaires restent celles du BCAC 2010, les tables du BCAC 2013 n'étant pas homologuées.

Les tables du BCAC sont des tables à double entrée : les lignes représentant l'âge d'entrée dans l'état et les colonnes, l'ancienneté dans l'état. Les probabilités de sortie sont fonction à la fois de l'ancienneté et de l'âge à la survenance de l'évènement.

Elles ont été mises à jour en 2013 afin d'intégrer l'évolution du risque arrêt de travail.

- La table de maintien en incapacité : a pour effectif de base 10 000 individus d'ancienneté 0 pour tout âge d'entrée en incapacité. Pour chaque âge d'entrée, la table mentionne le nombre d'individus restant en incapacité en fonction du nombre de mois écoulés depuis l'arrêt de travail. Les âges vont de 23 ans (ou moins) à 64 ans (ou 66 ans), et les anciennetés sont comprises entre 0 et 36 mois (la durée maximale en incapacité ; au-delà de cette durée, il y a passage automatique en invalidité).

- La table de maintien en invalidité : est semblable à la précédente, sauf que les anciennetés sont exprimées en années (allant de 0 à 42 ans) et les âges vont de 20 ans à 61 ans.

- La table de passage incapacité-invalidité : est construite sur le même principe que la table de maintien en incapacité, avec des anciennetés de 0 à 35 mois.

1.4.2 Les tables d'expérience

Dans le but de mieux évaluer ses engagements futurs, un assureur peut avoir recours à des tables d'expérience. Construire une table à partir de la population couverte et de sa sinistralité permet de mieux adapter le provisionnement à la population assurée et au risque réellement couvert. Néanmoins, hors Solvabilité 2, elle doit être certifiée par un actuair indépendant agréé pour cela par la commission d'agrément de l'Institut des Actuaire.

Dans cette étude, nous essayerons de construire une nouvelle table de maintien en incapacité prenant en compte la dérive de la sinistralité observée pendant la période du Covid-19 (2020-2022).

1.4.3 La réforme des retraites

Dans le passé, la réforme Fillon (2010), qui avait décalé l'âge de départ à la retraite de 60 ans à 62 ans, a eu des retombées significatives sur le domaine de la prévoyance. Ne concernant que les actifs et les personnes en incapacité permanente, les assureurs devaient de facto verser des indemnités pour 2 années supplémentaires. Les conséquences ont été notables, notamment une hausse d'environ 15% des provisions (avec autorisation d'étaler le complément de provisions sur 5 ans), ainsi qu'une augmentation des cotisations des nouveaux contrats de l'ordre de 5 à 10%.

La réforme des retraites de 2023, qui prévoit le recul de l'âge de départ à la retraite de 62 ans à 64 ans, a un impact sur la gestion et le provisionnement des risques arrêt de travail et surtout sur l'incapacité de travail. Mais cet effet s'annonce atténué comparé à la réforme Fillon car, pour les assurés en état d'invalidité, le départ à taux plein est maintenu à 62 ans pour les arrêts en cours et à venir.

En effet, cette augmentation de l'âge de départ à la retraite a des répercussions directes sur la durée pendant laquelle les travailleurs peuvent être confrontés à des situations d'arrêt de travail avant d'atteindre l'âge légal de la retraite. Par conséquent, les projections actuarielles et les estimations des engagements futurs doivent être ajustées pour refléter cette nouvelle réalité.

Pour ce qui est de la gestion des risques, cette nouvelle réforme peut, en outre, avoir une conséquence sur les hypothèses utilisées pour évaluer la probabilité et la durée des périodes d'arrêt de travail.

1.5 La dérive de la sinistralité en arrêt de travail : "effets indirects" de la pandémie sur l'arrêt de travail

Depuis la pandémie, nous assistons à un changement de comportement au niveau des arrêts de travail, et ce peu importe le grade dans l'entreprise (salariés, managers et dirigeants). Selon le baromètre annuel sur l'absentéisme 2022 de Malakoff Humanis, publié le 08 septembre 2022, près d'un tiers des salariés juge mauvais ou moyen leur état de santé, contre un quart d'entre eux il y a deux ans (2020). Aussi, le taux de prescription d'arrêts maladie est en pleine croissance depuis 2020. De 36% en 2020, il est passé à 38% en 2021 pour atteindre 42% en 2022.

Toujours selon le baromètre, depuis 2 ans, les arrêts pour troubles psychologiques sont en continuelle progression et portent les arrêts longs (on entend ici par arrêts longs les arrêts de plus de 30 jours).

Les figures suivantes, tirées du Baromètre, renseignent sur les motifs des arrêts de travail selon leur durée.

Hors Covid 19, nous avons :

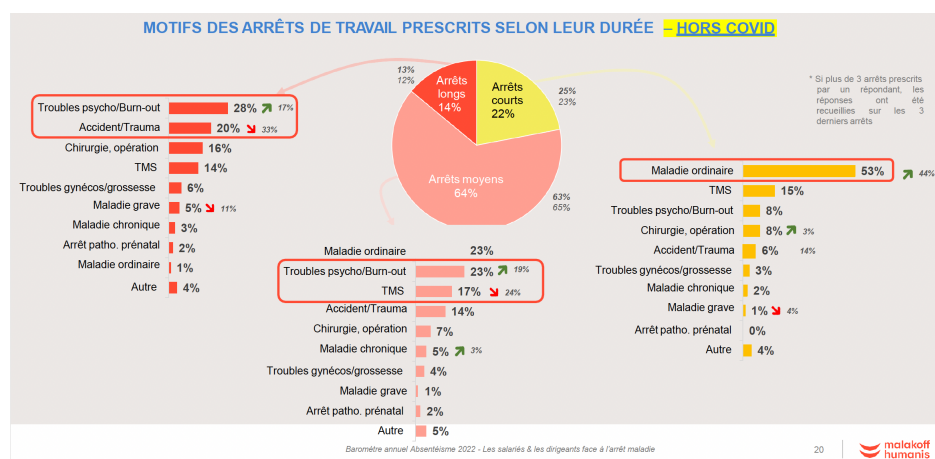


FIGURE 1.4 – Motifs des arrêts de travail selon leur durée (hors Covid)

Hors Covid 19, en 2022, les troubles psychologiques et les accidents sont les principaux motifs des longs arrêts et les maladies ordinaires, le premier motif des arrêts courts (d'une

durée de 1 à 3 jours). Nous voyons également que, hors Covid 19, les troubles psychologiques, les maladies ordinaires et les troubles musculo-squelettiques (TMS) sont les motifs les plus courants au niveau des arrêts moyens (de 4 à 30 jours).

Incluant le Covid 19, nous avons la répartition suivante des motifs selon leur durée :

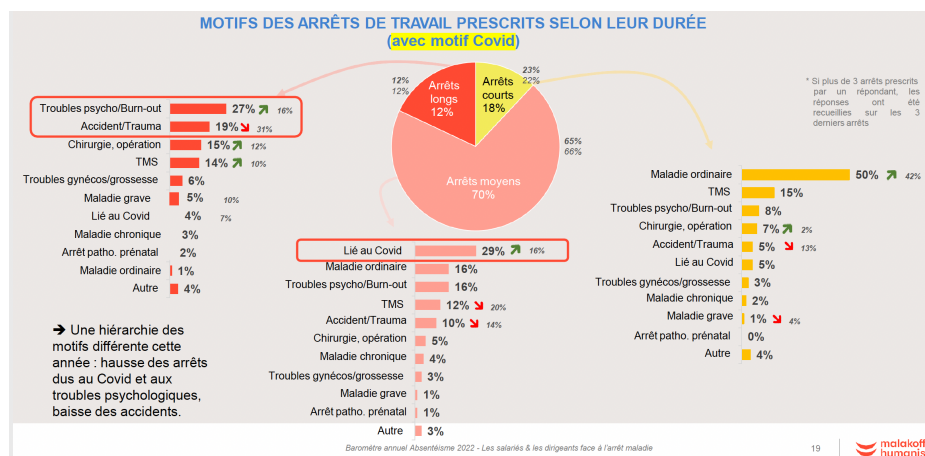


FIGURE 1.5 – Motifs des arrêts de travail selon leur durée (avec Covid)

Les motifs principaux au niveau des arrêts courts et longs sont restés inchangés. Cependant, aux motifs les plus récurrents lorsqu'il s'agit des arrêts de durée moyenne, s'ajoute le motif lié au Covid 19, qui en est le principal.

L'absentéisme touche toutes les classes d'âge. Les jeunes ne sont pas épargnés. Nous pouvons le constater à travers la figure ci-dessous, tirée également du baromètre.

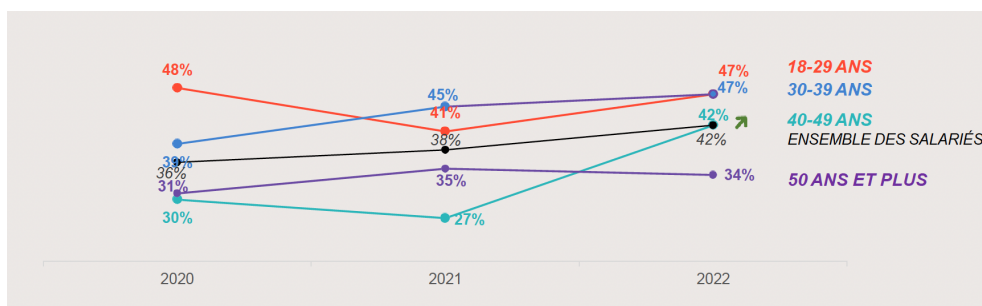


FIGURE 1.6 – Évolution des prescriptions d'arrêts de travail (avec Covid 19) de 2020 à 2022

Le baromètre sur l'absentéisme de Verlingue, publié en juin 2023, vient confirmer le constat fait par le baromètre de Malakoff. Nous pouvons y lire : « En 2022, l'absentéisme a atteint un niveau record, marqué par des changements structurels. Jusqu'à présent, nous pouvions corréler l'évolution de l'absentéisme aux différentes vagues Covid observées en 2020, 2021 et même en début d'année 2022 ».

L'augmentation des arrêts de travail, notamment pour motifs psychologiques, et la hausse de la durée des arrêts constatée depuis la pandémie, soulèvent des interrogations quant aux conséquences futures et aux mesures que les assureurs peuvent prendre pour faire face à cette évolution. De plus, ce changement de comportement pourrait se maintenir dans le futur. Il est donc nécessaire pour les assureurs d'ajuster leurs modèles de provisionnement BE.

Dans ce mémoire, nous ne pourrions pas faire de distinction entre les arrêts liés au Covid 19 et les autres arrêts, car nous ne disposons pas des motifs des arrêts dans notre base de données.

Conclusion

Dans cette première partie, nous avons présenté brièvement le risque arrêt de travail, les notions d'incapacité et d'invalidité de travail, les régimes de base de la Sécurité Sociale ainsi que la réglementation associée à ce risque.

Avant d'entrer dans le cœur du sujet de ce mémoire, qui est l'analyse de l'évolution de la sinistralité et la construction d'une nouvelle table d'expérience de maintien, nous allons consacrer le prochain chapitre à la présentation de notre portefeuille, au retraitement de la base de données et à l'étude de l'évolution de la sinistralité sur notre portefeuille.

Chapitre 2

L'évolution de la sinistralité en arrêt de travail sur le portefeuille étudié

L'analyse des données et certaines statistiques réalisées sur la base de données nous permettront de nous rendre compte de la dérive observée au niveau de la sinistralité en arrêt de travail et de la nécessité de changer de table ou de construire une nouvelle table, plus adaptée au portefeuille actuel.

2.1 La présentation de la base de données

Nous disposons d'une base de données, dans laquelle sont répertoriées les prestations d'incapacité et d'invalidité sur une période de 7 ans (les sinistres qui se sont produits entre le 1^{er} janvier 2016 et le 31 décembre 2022). Pour notre étude, nous ne nous intéresserons qu'à l'incapacité temporaire de travail.

Les prestations de cette base sont relatives à 5 assureurs (présents sur toute la période d'observation) qui assurent 237 entreprises en prévoyance collective. Nous avons au total 849 500 lignes de prestations, dont 696 957 correspondent aux prestations d'incapacité de travail et 152 543 aux prestations d'invalidité.

La base comporte également 60 variables :

- La variable permettant d'identifier le sinistre est le numéro de sinistre ;
- Les éléments permettant d'identifier l'assuré sont : le numéro d'adhérent, le sexe, le numéro de Sécurité Sociale, la date de naissance et la CSP (Catégorie Socio-Professionnelle) ;
- Les éléments permettant d'identifier la garantie activée sont : le code de la police, le type de risque, le code de la garantie et le niveau de couverture par tranche de salaire ;
- Les éléments relatifs à l'indemnisation sont : le salaire, la date du sinistre, la date de début de la période d'indemnisation, la date de fin de la période d'indemnisation, la prestation, la date de clôture, etc.

Pour notre étude, un passage de la maille paiement à la maille sinistre est nécessaire puisque plusieurs lignes de paiement peuvent être relatives à un seul sinistre. Pour ce faire, certains retraitements sur les lignes et également sur les variables seront réalisés. À la fin, nous nous retrouvons avec 60 031 sinistres en incapacité, chaque ligne faisant ainsi référence à un seul numéro de sinistre.

2.1.1 Les variables à conserver

Comme mentionné précédemment, la base de données contient 60 variables. Certaines ne seront pas "utiles" pour notre étude. Les variables à conserver à priori sont les suivantes : Numéro du sinistre, Type du risque, Libellé population, Nature, Numéro d'adhérent assuré, Sexe assuré, Date de naissance assuré, Date sinistre, Date entrée dans le risque, Date de prise en charge, Date de début de la période payée, Date de fin de la période payée, Nombre de jours payés, Paiement d'une mi-temps, Salaire brut annuel, Salaire net annuel, Date de clôture, Libellé clôture, Prestations, EXS (Exercice de Survéillance) et Code Client.

VARIABLES	DESCRIPTION
Numéro du sinistre	Numéro du sinistre
Type du risque	Type du risque
Libellé population (CSP)	Libellé de la population : CSP (Catégorie Socio-Professionnelle)
Nature	Objet de l'arrêt de travail
Numéro d'adhérent assuré	Numéro d'adhérent de l'assuré
Sexe assuré	Sexe de l'assuré
Date de naissance assuré	Date de naissance de l'assuré
Date sinistre	Date de survenance du sinistre de l'arrêt de travail initial
Date entrée risque	Date de début du risque (date d'entrée en arrêt)
Date de prise en charge	Date de prise en charge (premier jour payé)
Date de Début de la période payée	Date de Début de paiement
Date de Fin de la période payée	Date de Fin de paiement
Nb Jours	Nombre de jours payés (= Date de Fin de la période payée – Date de Début de la période payée)
Paiement d'un mi-temps	Arrêt de travail partiel payé ou pas
Salaire brut annuel	Salaire brut annuel de l'assuré
Salaire net annuel	Salaire net annuel de l'assuré
Prestations	Montant des Prestations versées à l'assuré
Libellé Clôture	Raison de la clôture du dossier
EXS	Exercice de Survéillance
Code Client	Code Client

TABLE 2.1 – Les variables retenues pour notre étude

2.1.2 Le retraitement des données

Plusieurs retraitements ont été effectués sur les données de base.

Le retraitement des lignes d'annulation de paiement

Dans notre base, nous remarquons que des paiements effectués à une période donnée, peuvent être annulés par la suite.

Cela peut correspondre à une mauvaise activation de la garantie souscrite (dans ce cas, une ligne de paiement est créée sur la même période avec un montant négatif sur les prestations) ou à une mauvaise estimation du montant à régler (on a donc, comme décrit précédemment une annulation de la ligne de paiement puis la création d'une nouvelle avec les dernières informations à considérer).

Comment les repérer ?

Dans le cas de l'annulation d'un seul paiement, les lignes concernées (payée et annulée) ont la même "Date de début de la période payée", la même "Date de fin de la période payée", le même "Nb Jours" et des "Prestations" opposées.

Dans le cas d'une ligne d'annulation pour plusieurs périodes payées, le début du premier paiement annulé et la fin du dernier paiement annulé correspondent aux dates de début et de fin de la ligne d'annulation.

Le problème qui se pose est que nous désirons par la suite regrouper tous les paiements relatifs à un sinistre. Ainsi, pour éviter de prendre en compte les périodes d'annulation dans la période payée de l'arrêt, surtout quand celles-ci sont au début ou à la fin des périodes de paiement du sinistre, il nous faut retraiter ces lignes. De plus, nous voulons considérer les "Nombre de jours payés" et les sommer par la suite pour avoir le nombre total de jours payés pour un sinistre. Sauf que, en annulant les paiements, le nombre de jours est gardé tel quel. La résultante est qu'en les sommant, les jours s'ajoutent au lieu de s'annuler. Ainsi, ce que nous faisons est de changer le signe du "Nombre de jours payés" pour la ligne d'annulation, afin que lors du regroupement, ceux-ci s'annulent.

La suppression des doublons

A la suite du précédent traitement, nous constatons qu'il existe des lignes identiques. Ces lignes correspondent aux lignes de paiement qui ont été annulées opérationnellement mais ont conservé une trace dans le système d'information. On les supprime donc pour éviter des erreurs de comptabilité lors du passage à la maille "sinistre". En effet, afin de déterminer le nombre de jours payés, nous allons additionner le nombre de jours payés pour les lignes de paiement pour chaque numéro de sinistre. Ne pas traiter ce point peut conduire à une surévaluation du nombre de jours effectivement payés.

Nous définissons donc comme doublons toutes les lignes de paiement ayant les mêmes "Date de sinistre", "Date de début de la période payée", "Date de fin de la période payée" et "Nb Jours".

Il n'y a pas de crainte à avoir quant aux lignes d'annulations car le signe du "Nb Jours" a été changé, donc la ligne d'annulation sera gardée et non considérée comme un doublon.

La considération des rechutes

Nous remarquons dans notre base, pour certains sinistres, différentes périodes de règlement non successives. Ses coupures correspondent à des rechutes. En effet, un individu peut reprendre son service à la suite d'un arrêt de travail, et après une certaine période, pour le même motif, repasser en arrêt. Dans notre étude, nous avons supposé que toute durée entre la sortie de l'arrêt et la rechute excédant 2 mois donne lieu à un nouvel arrêt. Dans notre base, toutes les rechutes ont lieu moins de deux mois après l'arrêt principal.

La correction des dates de début et de fin de paiement

La durée effective du règlement d'un sinistre est une donnée indispensable pour notre étude. Afin de fiabiliser ce point, nous nous intéressons aux deux variables qui la définissent : les dates "réelles" de début et de fin du sinistre. Pour mieux comprendre ce point, prenons l'exemple d'une annulation sans correction en début de paiement. Lors du regroupement, la date de début de paiement du sinistre serait la date de début de la période annulée alors qu'elle devrait correspondre à la date de début de la première période de paiement

non annulée par la suite. Il en va de même pour la date de fin dans le cas où l'annulation est en fin de période. Un retraitement est donc nécessaire selon la position de l'annulation pour récupérer les vraies dates de début et de fin de paiement du sinistre. Il est clair que si l'annulation se fait entre la date de début et de fin du sinistre, le problème ne se pose pas pour les dates et en général, à la suite de ces annulations, des corrections sont effectuées et les lignes annulées sont remplacées ou corrigées.

La suppression des incohérences dans la base

Nous nous intéressons ici aux incohérences observées dans notre table. Par exemple, des sinistres avec des nombres de jours payés négatifs ou nuls. Ces lignes sont en réalité des sinistres enregistrés pour lesquels tous les paiements effectués ont été annulés par la suite. Étant donné les répétitions et l'affectation du signe négatif aux jours annulés, il est possible de constater des nombres de jours négatifs. C'est un cas très rare. Nous les retirons car nous considérons qu'un sinistre pour lequel il n'y a finalement pas eu de paiement n'est pas un sinistre en soi ou a été répertorié ailleurs dans la base.

Nous supprimons également certains sinistres qui ont une date de sinistre ultérieure à leurs dates de début ou de prise en charge. Nous considérons que ce sont des erreurs de saisie ou d'extraction et, n'ayant aucun moyen de les corriger, nous les retirons.

Nous retirons également les lignes indiquant une date de naissance supérieure à la date de sinistre. Ces anomalies, peu présentes dans nos données, sont des erreurs de saisie et, considérant leur faible volumétrie, nous avons décidé de les retirer.

Les tables de correspondance

Pour les variables à plusieurs modalités comme : "Libellé de la population", "Nature", etc, il serait intéressant de construire des tables de correspondance afin de constituer des classes et ainsi réduire le nombre de modalités. On pourra donc restreindre celles de la variable "Libellé population" qui représente la CSP de l'assuré à 2 : Cadres / Non Cadres ; et celles de la variable "Nature" à 2 modalités : Accident / Maladie. Pour la variable "Nature", nous obtenons la table ci-dessous.

Nature	Correspondance
Accident	Accident
Accident de trajet	Accident
Accident du travail maritime.	Accident
Hospitalisation	Maladie
Maladie	Maladie
Maladie en cours de navigation	Maladie
Maladie hors navigation	Maladie
Maladie ordinaire	Maladie
Maladie professionnelle	Maladie
MIGRATION : INCAPM	Maladie

TABLE 2.2 – Table de correspondance de la variable "Nature"

Nous passons ainsi de 10 à 2 modalités.

En ce qui concerne la variable "Libellé population", pour les modalités dont l'intitulé de base ne permet pas de trancher directement s'il s'agit d'un cadre ou d'un non cadre, nous nous sommes basés sur le salaire brut pour affecter les CSP. Pour cela, nous avons pris comme référence le plafond de salaire de la tranche A (plafond de la Sécurité Sociale) qui est de 41 136 € (de 2019 à 2022). Les CSP ainsi définies en fonction du salaire représentent moins du quart de la base.

Libellé population	Correspondance
Agents de maîtrise	Non cadres
Article 36	Cadres
Cadres et Assimilés	Cadres
Employé - Ouvrier	Non cadres
Ensemble du personnel navigant	<i>En fonction du salaire</i>
ETAM	Non cadres
Marins	<i>En fonction du salaire</i>
Non Cadre/Art 36/AM/Technicien	Non cadres
Non cadres	Non cadres
Non cadres convention collect.	Non cadres
Non cadres hors conv. collect.	Non cadres
Officiers	Cadres
Ordre paiement l'assuré	<i>En fonction du salaire</i>
Ouvriers	Non cadres
Pers. C.Central d'Entreprise	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel ANI	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel au sol	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel cadre	Cadres
Personnel Comité d'Entreprise	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel Employé	Non cadres
Personnel Expatrié	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel Licencié	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel Licencié Cadre	Cadres
Personnel Licencié Non Cadre	Non cadres
Personnel navigant commercial	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel navigant technique	<i>En fonction du salaire</i>
Personnel sédentaire	<i>En fonction du salaire</i>
TECHNICIEN & AGT DE MAITRISE	Non cadres
Toutes Catégories	<i>En fonction du salaire</i>
Travailleurs ESAT	<i>En fonction du salaire</i>
VRP	<i>En fonction du salaire</i>

TABLE 2.3 – Table de correspondance de la variable "Libellé de la population"

Le passage à la maille sinistre

A ce stade, tous les retraitements nécessaires ayant été effectués, nous pouvons agréger les données par "Numéro de sinistre" et par conséquent passer de la maille paiement à la maille sinistre. Nous sommes ainsi passés de 696 957 lignes à 60 031 sinistres.

2.2 L'analyse et les statistiques descriptives

Pour une meilleure connaissance de notre base de données, nous réaliserons une série de statistiques descriptives et analyserons l'évolution de la sinistralité en incapacité. Nous allons notamment réaliser des statistiques sur le sexe, la CSP et l'âge.

2.2.1 La répartition par sexe et par âge de la population

Nous avons une population assez homogène pour les âges inférieurs à 50 ans (les proportions d'hommes et de femmes sont assez semblables). Nous pouvons voir cela à travers la pyramide des âges qui suit.

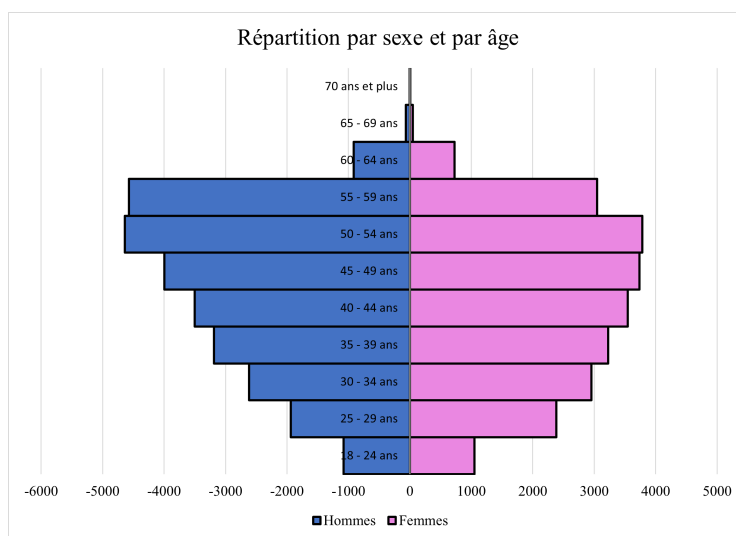


FIGURE 2.1 – Répartition par sexe et par âge de la population

La majorité de notre portefeuille se situe entre 30 ans et 60 ans : 85% des hommes et 82% des femmes ont entre 30 et 60 ans.

Chez les hommes, la classe d'âge la plus présente est 50-54 ans, avec 17,3%, suivie des 55-59 ans, avec 16,6% de la population masculine.

Chez les femmes, les classes 45-49 ans et 50-54 ans sont majoritaires, constituant à elles deux 30% de la population féminine.

Les moins de 25 ans ne représentent que 4%, aussi bien chez les hommes que chez les femmes.

Chez les hommes, les plus de 60 ans constituent 4% et chez les femmes un peu moins avec 3,4%.

Nous avons fait cette analyse pour toute la population sinistrée ; cette répartition est semblable pour toutes les années considérées.

L'âge minimum de la population est de 18,05 ans, l'âge moyen est de 43,92 ans et l'âge médian de 44,75 ans. Le premier quantile est 35,36 ans, le troisième quantile est 52,95 ans et l'âge maximum est de 87,95 ans.

2.2.2 La répartition du nombre de sinistres par âge et par sexe

Les sinistres se répartissent par âge et sexe comme suit :

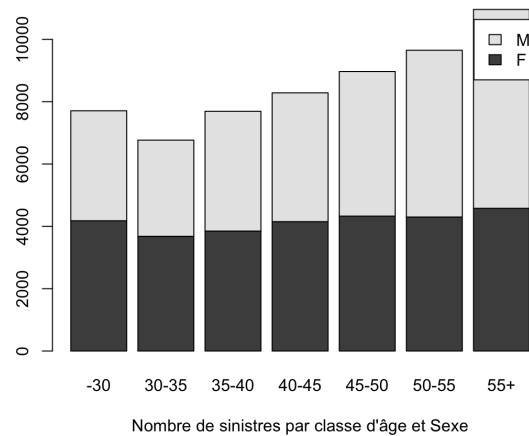


FIGURE 2.2 – Nombre de sinistres par classe d'âge et par sexe

La base est constituée de 48% de femmes et 52% d'hommes. Avant 45 ans, nous observons plus d'arrêts de femmes que d'hommes. Chez les moins de 30 ans par exemple, 54,29% des arrêts sont pris par les femmes et 45,71% par les hommes.

Cependant, la tendance s'inverse après 45 ans, avec une différence assez notable pour les plus de 55 ans où 58% des arrêts de travail pour incapacité sont pris par les hommes et 42% par les femmes.

2.2.3 La répartition du nombre de sinistres par âge et par CSP

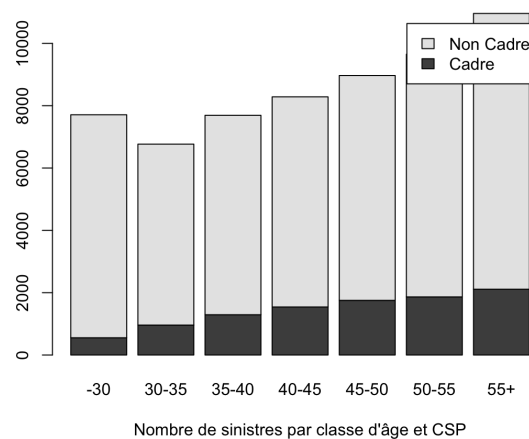


FIGURE 2.3 – Nombre de sinistres par classe d'âge et par CSP

Nous avons dans notre base de données une prédominance des arrêts des non cadres (17% d'arrêts de cadres contre 83% de non cadres). Pour les deux populations, le nombre d'arrêts augmente avec l'âge.

Chez les individus âgés de moins de 30 ans par exemple, 93% des arrêts sont pris par les non cadres et 7% par les cadres. Pour les tranches d'âges supérieures, le pourcentage d'arrêts augmente jusqu'à atteindre 19% chez les cadres et baisse à 81% chez les non cadres pour les plus de 55 ans.

2.2.4 Le nombre et les montants de sinistres par année de survenance

Nous avons 60 031 sinistres au total dans notre base de données. Le tableau suivant résume le nombre total de sinistres ainsi que le montant total des indemnités journalières par année de survenance.

Année de survenance	Nombre de sinistres	Montant des Prestations
2016	6 605	34 538 455 €
2017	7 505	40 351 442 €
2018	7 302	45 643 231 €
2019	8 413	54 589 016 €
2020	9 203	58 656 491 €
2021	11 027	56 349 601 €
2022	9 976	28 525 602 €

TABLE 2.4 – Nombre de sinistres et montants des prestations par année de survenance

La quasi-totalité des sinistres survenus avant 2020 étant réglée à la date d'extraction des données, nous pouvons donc comparer leur montant (de 2016 à 2020).

Nous indiquons dans une autre couleur les années ayant des sinistres en cours (non totalement payés) et pour lesquelles nous avons la présence de sinistres non encore déclarés.

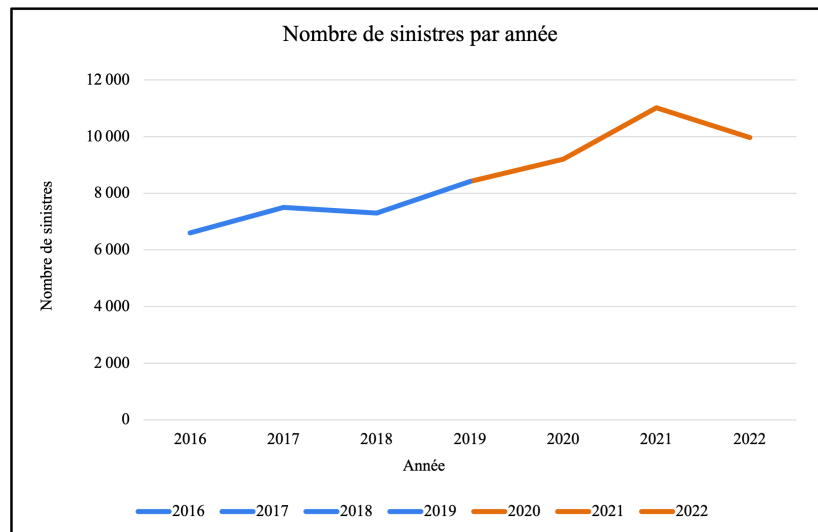


FIGURE 2.4 – Nombre de sinistres par année de survenance

Nous observons à travers ces chiffres que le nombre de sinistres a augmenté de 13,6% de 2016 à 2017 et a connu ensuite une légère baisse de 2,7% l'année suivante. La tendance à la hausse reprend en 2019 avec une hausse de 15,2% par rapport à 2018, et poursuit avec des hausses de 9,4% en 2020 et 19,8% en 2021.

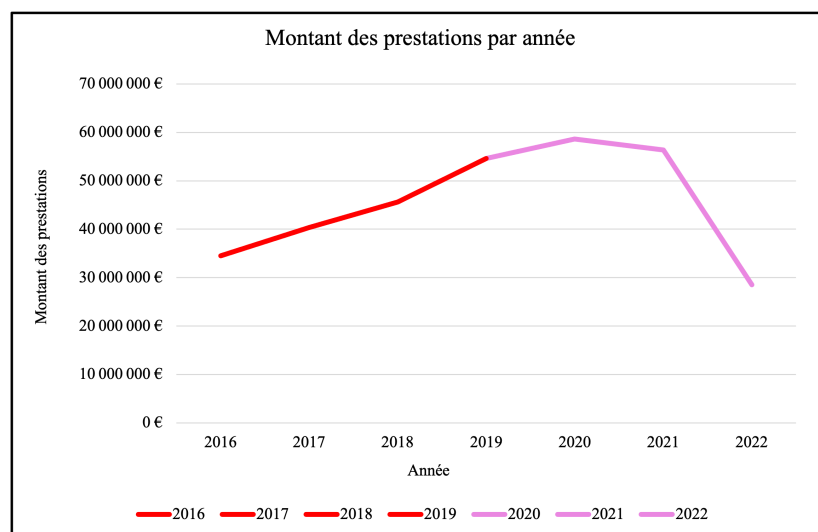


FIGURE 2.5 – Montant des prestations par année de survenance

Concernant le montants des prestations, la tendance est à la hausse de 2016 à 2020, avec une augmentation de 16,8% de 2016 à 2017, de 13,1% de 2017 à 2018, de 19,6% l'année suivante et de 7,5% de 2019 à 2020.

Ainsi, nous remarquons que les sinistres évoluent de manière croissante aussi bien en nombre qu'en montant au fil des années.

2.3 L'évolution de la sinistralité sur le portefeuille étudié

Nous allons maintenant nous intéresser à l'évolution du nombre d'arrêts, de l'âge d'entrée en incapacité et de la durée des arrêts.

2.3.1 L'évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité

L'évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité en fonction du sexe

Rappelons que notre base est constituée de 48% de femmes et 52% d'hommes. Comment évolue l'âge d'entrée en incapacité en fonction du sexe de l'assuré ?

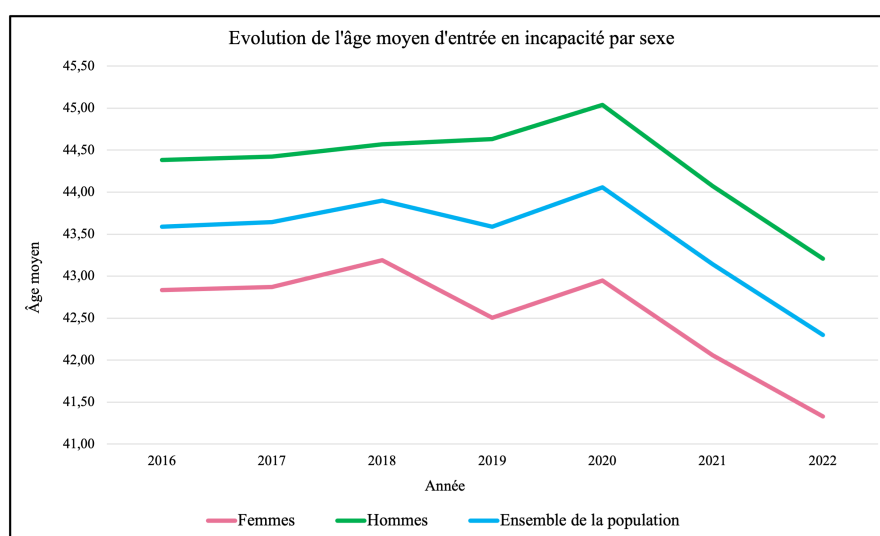


FIGURE 2.6 – Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par sexe et par année de survenance

On observe que l'âge moyen d'entrée en arrêt a augmenté en 2020 par rapport à 2019 et a tendance à diminuer en 2021 et 2022 par rapport à 2019. Il passe ainsi de 44 ans en 2020 à 42 ans en 2022 pour l'ensemble de la population. En outre, nous observons que les femmes entrent en arrêt généralement plus tôt que les hommes. Cela pourrait être dû aux arrêts pour maternité.

Pour les femmes, l'âge moyen d'entrée en incapacité est passé de 42,83 ans en 2016 à 41,33 ans en 2022, soit une baisse de 3,5% sur 6 années. Nous notons une légère augmentation de 2016 à 2018 (0,84%) et une baisse de 3,8% entre 2020 et 2022.

En ce qui concerne les hommes, cet âge moyen est passé de 44,38 ans en 2016 à 43,22 ans en 2022, soit une baisse de 2,6%. On remarque également une légère augmentation de 2016 à 2020 (1,5%), suivie d'une baisse de 4,1% entre 2020 et 2022.

L'évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité en fonction de la CSP

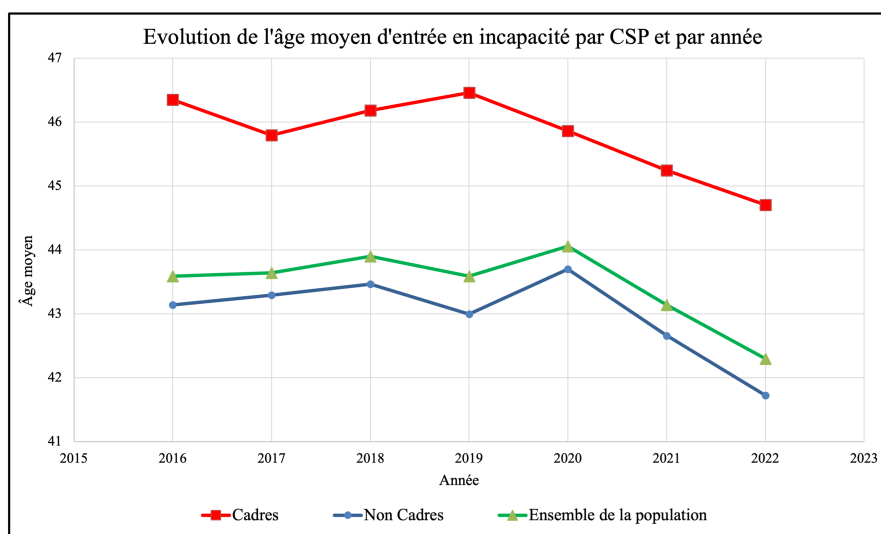


FIGURE 2.7 – Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par CSP et par année de survenance

Nous remarquons à travers cette figure que les non cadres rentrent plus tôt en arrêt que les cadres. Cela peut être dû au fait que les non cadres exercent des métiers plus physiques et exposés que les cadres.

L'âge moyen d'entrée en incapacité chez les cadres est passé de 46,35 ans en 2016 à 44,7 ans en 2022 (baisse globale de 3,6%).

Chez les non cadres, cet âge passe de 43,14 ans en 2016 à 41,72 ans en 2022, soit une baisse globale de 3,3% sur 6 ans.

2.3.2 La mise en évidence du changement de tendance

Le nombre d'arrêts de travail est en constante évolution au fil des années. La figure ci-après nous montre l'évolution du nombre de sinistres cumulés de mois en mois pour toutes les années concernées.

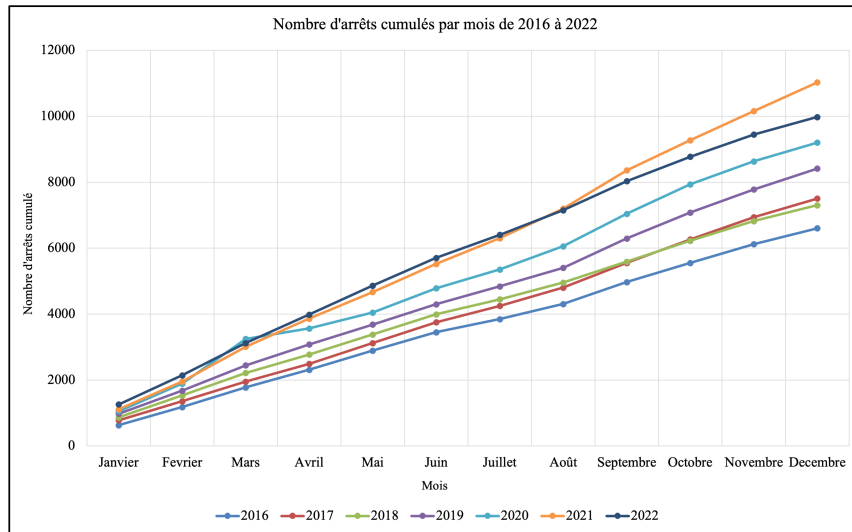


FIGURE 2.8 – Nombre cumulé de sinistres incapacité de travail par année de survenance de 2016 à 2022

Le nombre d'arrêts en 2017 a connu une croissance de 13,6% par rapport à l'année précédente, soit 2016. En 2018, nous avons observé une diminution de 2,7%, tandis qu'en 2019, il a connu une augmentation de 15,2%. En 2020, une nouvelle hausse de 9,4% a été enregistrée. L'année 2021 a été marquée par une augmentation significative, où le nombre d'arrêts a grimpé de 19,8% par rapport à 2020, soit une augmentation de 31% par rapport à 2019. Le nombre d'arrêts passe ainsi de 9 203 en 2020 à 11 027 en 2021. Les arrêts en 2022 sont au nombre de 9 976. Cependant, il est important de noter qu'il existe des sinistres ayant eu lieu en 2022 qui n'ont pas encore été déclarés.

Afin de nous rendre compte de la tendance réelle de la sinistralité, nous allons nous intéresser aux séries temporelles.

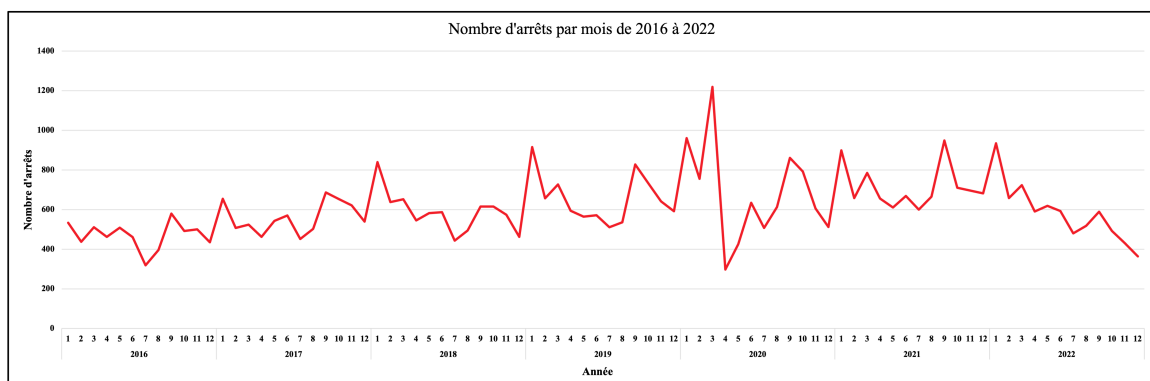


FIGURE 2.9 – Évolution du nombre de sinistres incapacité de travail par année de survenance de 2016 à 2022

Nous allons décomposer la série pour isoler la tendance et la saisonnalité. Nous obtenons la décomposition suivante :

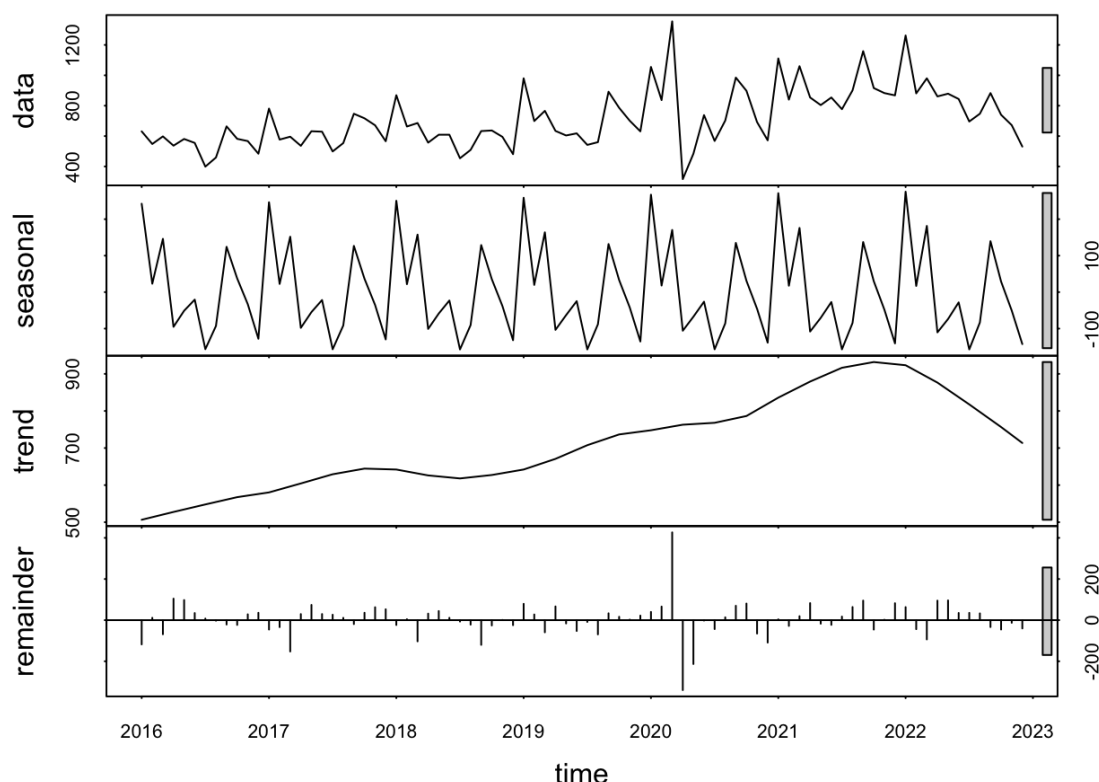


FIGURE 2.10 – Mise en évidence de la tendance et la saisonnalité

A travers cette figure, et surtout en analysant la composante tendancielle ("trend"), nous pouvons observer clairement que la tendance a changé à partir de 2020. Elle est à la hausse. La chute observée en 2022 est essentiellement due à l'existence des sinistres tardifs non encore déclarés à la date d'extraction, notamment pour l'année de survenance 2022.

N'ayant pas à disposition le nombre d'adhérents soumis au risque, nous ne pouvons pas nous prononcer quant à l'évolution du taux d'incidence en incapacité (Sinistres/Population assurée).

La composante saisonnière révèle que les mois de janvier et septembre restent ceux avec la plus grande concentration et ceux de juillet la plus faible.

2.3.3 L'évolution de la durée des arrêts

Dans le but d'analyser la durée des arrêts, ces derniers ont été répartis en différentes classes : des arrêts de 3 jours ou moins, de 4 à 30 jours, de 1 à 2 mois, de 2 à 6 mois et de plus de 6 mois.

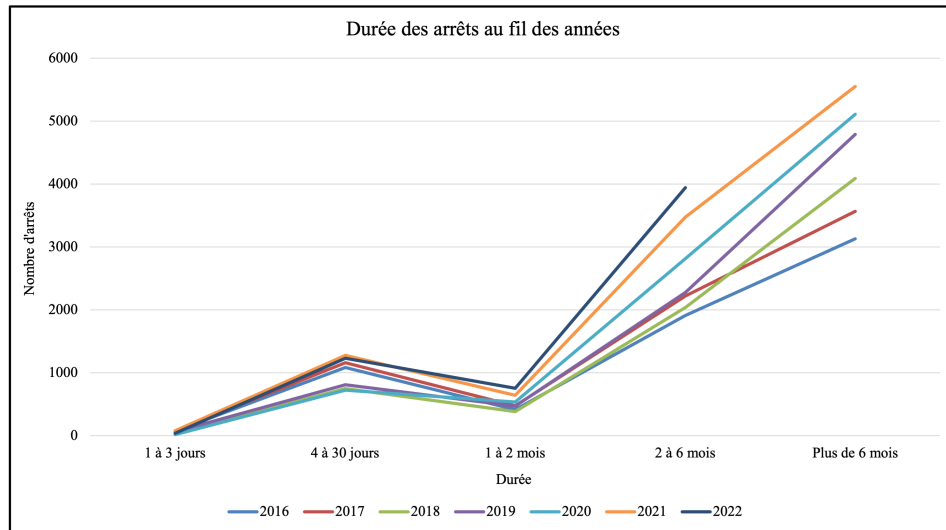


FIGURE 2.11 – Évolution de la durée des arrêts au fil des années de survenance

Concernant les arrêts courts (de 1 à 3 jours), nous constatons une augmentation de 9,7% en 2017, suivie d'une diminution marquée de 54% en 2018. En 2019, une hausse de 80% a été enregistrée, mais elle a été suivie par une baisse notable de 78,8% en 2020. L'année 2021 a été marquée par une augmentation remarquable de 331,6% pour les arrêts courts, mais cette tendance a été inversée en 2022 avec une baisse de 53,7%. Il est important de noter que les arrêts de courte durée sont relativement peu fréquents (avec un nombre maximal de 82 arrêts observé en 2021), comparativement aux arrêts de durée moyenne et longue, ce qui explique les variations significatives et plus prononcées d'une année sur l'autre.

En ce qui concerne les arrêts d'une durée de 4 à 30 jours, les données révèlent une augmentation de 7,4% en 2017 par rapport à l'année précédente (2016), suivie d'une baisse substantielle de 35,4% en 2018. Par la suite, une nouvelle hausse de 7,8% a été enregistrée en 2019 et une baisse de 10,4% a été observée en 2020. L'année 2021 a été marquée par une augmentation notable de 76%, contrastant avec la baisse modérée de 3,6% enregistrée en 2022.

Nous remarquons que les arrêts longs (de plus d'un mois) sont en progression au fil des années. Si nous considérons les arrêts de plus de 6 mois, nous observons une augmentation de 14% en 2017, suivie d'une hausse de 14,7% en 2018. En 2019, cette tendance se poursuit avec une croissance de 17%, et bien que l'année 2020 ait connu une augmentation plus modeste de 6,6%, elle est néanmoins présente. L'année 2021 maintient cette progression avec une hausse de 8,7%.

Rappelons que cette répartition de la durée des arrêts reste peu commune. La prédominance des arrêts de plus de 6 mois est essentiellement due à notre portefeuille qui est assez particulier.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons présenté la base de données et effectué des retraitements afin de l'adapter à notre étude.

L'analyse de la base de données nous a permis de constater que la tendance est à la hausse en ce qui concerne le nombre et le montant des sinistres en incapacité de travail. Nous avons également remarqué que l'âge d'entrée dans l'état d'incapacité diminue sur la période de 2020 à 2022. En outre, les arrêts longs (de plus d'un mois) progressent au fil des années.

Cependant, n'ayant pas à disposition les effectifs sous risque, nous ne pouvons pas analyser l'évolution du taux d'incidence.

À présent que nous avons mis en évidence la dérive de la sinistralité, nous allons entamer dans le prochain chapitre la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité de travail en nous basant sur les données observées sur la période marquée par la pandémie du Covid 19.

Cette nouvelle table de maintien en incapacité sera conçue afin de mieux refléter les réalités actuelles et les changements qui ont émergé pendant cette période exceptionnelle du Covid 19.

Chapitre 3

Construction d'une nouvelle table d'expérience

Dans ce chapitre, nous allons construire une nouvelle table d'expérience de maintien en incapacité sur la base des données observées du 01/01/2020 au 31/12/2022. Rappelons qu'il existe déjà une table d'expérience "avant Covid 19", construite sur la base des données allant du 01/01/2016 au 31/12/2019. Après la construction et la validation de notre table, nous allons la comparer à celle déjà existante.

Avant de passer à la construction de la table, intéressons-nous à des notions importantes que nous prendrons en compte lors de la construction et aux différents modèles que nous utiliserons.

3.1 Les notions de censures et de troncatures

Les observations peuvent être parfois incomplètes à cause de certains "événements". Dans ces cas, au lieu d'observer le phénomène étudié, nous observons un autre phénomène, indépendant ou non de celui étudié. On parle alors de notions de Censure et de Troncature.

3.1.1 Les censures

La censure est très répandue en matière de recueil de données. Elle peut être à gauche, à droite ou par intervalle.

Pour chaque individu i , on considère :

- X_i sa durée de survie ;
- C_i la censure associée ;
- T_i la durée réellement observée.

Censures à gauche

On parle de censure à gauche lorsque l'individu a déjà subi l'évènement avant qu'il ne soit observé. L'unique information dont on dispose dans ce cas est que l'on sait que la date

de survenance de l'évènement est antérieure à la date de début d'observation. A chaque individu, on associe un couple de variables aléatoires (T, δ) tel que :

$$T = X \vee C = \text{Max}(X, C) \quad \text{et} \quad \delta = \mathbf{1}_{\{X \geq C\}}$$

Censures à droite

On parle de censure à droite si l'individu n'a pas subi l'évènement étudié à la date de fin d'observation. Dans ce cas, la seule information dont on dispose est que la durée réelle est ultérieure à une valeur connue. On distingue 3 types de censures à droite :

- Censure de type I : la censure est fixe : C . On observe X_i uniquement si $X_i \leq C$, sinon tout ce que l'on sait est que $X_i > C$. Dans ce cas :

$$T_i = X_i \wedge C = \text{Min}(X_i, C)$$

- Censure de type II : Ce cas se présente lorsqu'on décide d'observer les individus jusqu'à un nombre k fixé d'occurrences, après quoi on met fin à la période d'observation. La censure est donc $C = X_{(k)}$.
- Censure de type III : C'est une censure aléatoire de type 1 (la censure aléatoire est la plus courante). On est dans ce cas lorsque nous avons plusieurs causes de sortie possibles.

$$T_i = X_i \wedge C_i = \text{Min}(X_i, C_i)$$

C_i des variables aléatoires i.i.d.

$\delta_i = \mathbf{1}_{\{X_i \leq C_i\}}$ tel que :

- $\delta_i = 1$ si l'évènement est observé (on a la durée complète) : $T_i = X_i$
- $\delta_i = 0$ si l'individu est censuré : $T_i = C_i$

Censures par intervalle

On parle de censure par intervalle lorsque la durée de l'évènement n'est pas certaine et la seule information dont on dispose est qu'il s'est produit entre deux dates connues.

3.1.2 Les troncatures

A la différence de la censure, la troncature concerne l'échantillonnage lui-même. On dit que X est tronquée par un sous ensemble A , si on observe X que si $X \in A$. Ainsi, une partie de la population n'est pas observée et seul un sous-échantillon de la population est étudié.

Soit une variable aléatoire Z indépendante de X .

Troncatures à gauche

On dit qu'il y a troncature à gauche lorsque X n'est observable que si $X > Z$.

Troncatures à droite

Contrairement à la troncature à gauche, on est en présence d'une troncature à droite lorsque X n'est observable que si $X < Z$.

Troncatures par intervalle

On parle de troncature par intervalle lorsqu'une durée est tronquée à gauche et à droite.

3.1.3 La période d'observation

Pour la construction de notre table d'expérience, nous avons pris comme période d'observation la période allant du 1^{er} janvier 2020 au 31 décembre 2022. Nos données sont donc censurées par la date de fin d'observation : 31/12/2022. Il s'agit bien évidemment d'une période assez courte et certains arrêts sont toujours en cours à la date d'extraction (Mai 2023). Nous n'aurons donc pas la durée complète de certains arrêts : les individus correspondant sont dits censurés à droite (de type 1) par la date de fin d'observation. Entre autre, nous avons des motifs de clôture à travers la variable "Libellé clôture". Nous allons donc définir une autre forme de censure selon le motif de sortie (censure à droite aléatoire). Une donnée non censurée par la date de fin d'observation peut l'être par la variable "Libellé clôture".

Nous disposons de 61 modalités pour la variable "Libellé clôture" et pour chacune d'entre elles, nous définirons s'il s'agit d'une censure ou non.

Nous sommes ainsi en présence de deux cas de censures à droite : censure par la date de fin d'observation et par le motif de clôture ; et d'une censure à gauche puisque nous ne considérons pas uniquement les sinistres survenus entre le 01/01/2020 et le 31/12/2022 mais tous les sinistres en cours au 01/01/2020, peu importe leur date de survenance. Nous avons en tout 34357 sinistres à étudier sur cette période.

Les censures dans notre cas

		Période d'observation			
		1 ^{er} janvier 2020	31 décembre 2022		
Date d'entrée en incapacité	1 ^{er} cas : l'individu entre et sort pendant la période	Entrée	Sortie	Pas de censures ou de troncatures	
	2 ^{ème} cas : l'individu perçoit toujours des IJ après la fin de la période d'observation	Entrée		Observation censurée à droite	
	3 ^{ème} cas : l'individu perçoit des IJ avant le début de la période d'observation	Entrée	Sortie	Observation censurée à gauche	
	4 ^{ème} cas : Association des deux cas précédents	Entrée		Sortie	Observation censurée à gauche et à droite
	5 ^{ème} cas : Assurés non observés	Entrée	Sortie	Entrée	Sortie
				Individus non observés	

FIGURE 3.1 – Censures et Troncatures

3.2 L'estimateur de Kaplan-Meier (1958)

Pour le calcul des taux bruts de sortie de l'état d'incapacité, nous utiliserons l'estimateur de Kaplan-Meier.

Dans le journal de l'American Statistical Association, Edward L. Kaplan et Paul Meier ont publié un article intitulé « Non Parametric estimation from incomplete observations ». Dans cet article, ils définissent l'estimateur "Produit-Limit" de la fonction de survie.

La méthode de Kaplan-Meier est particulièrement adaptée aux données censurées et tronquées, c'est-à-dire lorsque certaines observations ne sont pas complètes, soit parce que l'événement n'est pas survenu pour certains individus à la fin de l'étude, soit parce qu'ils ont été perdus de vue. Elle permet de prendre en compte ces situations tout en construisant une estimation de la courbe de survie cumulative.

3.2.1 Le principe de la méthode de Kaplan-Meier

L'estimateur de Kaplan-Meier est un estimateur non paramétrique de la fonction de survie S qui traduit la probabilité pour un individu de survivre jusqu'à l'instant t fixé ($S(t)$). Il est appelé "Produit-Limit" car il correspond à la limite d'un produit.

3.2.2 Le cas de données non censurées

Soient $X_1, X_2, \dots, X_n$ indépendants identiquement distribués. La fonction de survie s'écrit : $S_X(x) = P(X > x)$.

L'estimateur empirique de la fonction de survie est :

$$\hat{S}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{X_i > x\}} \rightarrow \mathbf{E}[\mathbf{1}_{\{X > x\}}] = S_X(x)$$

3.2.3 Le cas de données censurées (censure à droite aléatoire de type I)

Soient $X_1, X_2, \dots, X_n$ indépendants identiquement distribués et $C_1, C_2, \dots, C_n$, avec $(X_i)_i$ indépendant de $(C_i)_i$.

On définit T_i et D_i par :

$$T_i = \inf\{X_i, C_i\}, D_i = \mathbf{1}_{\{X_i \leq x\}}, i = 1, \dots, n$$

On cherche à estimer la fonction de survie S_X . On a :

$$S_T(x) = P[T > x] = S_X(x)S_C(x)$$

3.2.4 La construction de l'estimateur

Dans ce mémoire, nous nous intéressons à la probabilité de sortie de l'état d'incapacité. En général, il existe 4 états de sortie possibles : décès, passage en invalidité, rétablissement et passage en retraite. Pour la suite, nous ne distinguerons pas de motif de sortie.

Nous définissons le taux de sortie par q_x^t avec x l'âge d'entrée dans l'état d'incapacité et t l'ancienneté dans l'état.

Nous souhaitons estimer directement la fonction de survie par ancienneté sans faire d'hypothèses a priori sur la forme de la loi.

L'approche de Kaplan-Meier divise le temps en intervalles dans lesquels les événements se produisent ou les individus sont censurés. Elle calcule ensuite les probabilités de survie à chaque intervalle, en prenant en compte le nombre d'individus à risque à chaque étape.

Nous observons les individus à des instants : $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_k$.

L'estimateur de Kaplan-Meier est donné par la formule suivante :

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{t_{(i)} \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i} \right) = \prod_{t_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i} \right) = \prod_{t_{(i)} \leq t} (1 - q_t^i)$$

Avec :

- n_i le nombre d'individus exposés au risque jusqu'au début de l'intervalle i : $]t_{i-1}, t_i]$;
- d_i le nombre d'individus sortis de l'état au cours de l'intervalle i ;
- q_t^i le taux de sortie.

3.2.5 Les propriétés de l'estimateur de Kaplan-Meier

L'estimateur de Kaplan-Meier est cohérent, convergent et asymptotiquement gaussien. Dans le cas de données non censurées, $\hat{S}_{KM}(x)$ est un estimateur cohérent de la fonction de survie et converge presque sûrement vers $S_X(x)$ pour tout x quand n tend vers l'infini.

3.2.6 La variance de l'estimateur de Kaplan-Meier

La variance est nécessaire pour la construction d'un intervalle de confiance de l'estimateur. Elle est estimée avec l'estimateur de Greenwood et est donnée par :

Pour un t fixé,

$$\hat{V}(t) = \hat{S}_{KM}(t)^2 \sum_{t_{(i)} \leq t} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$$

C'est un estimateur convergent avec des propriétés de normalité asymptotique. Nous pouvons donc déduire un intervalle de confiance pour $S_X(t)$.

Notons $\sigma(t) = \sqrt{\sum_{t_{(i)} \leq t} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}}$

$$IC_\alpha = [\hat{S}_{KM}(t) - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\hat{V}(t)} \quad ; \quad \hat{S}_{KM}(t) + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\hat{V}(t)}]$$

$$IC_\alpha = [\hat{S}_{KM}(t) \times (1 - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma(t)) \quad ; \quad \hat{S}_{KM}(t) \times (1 + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma(t))]$$

avec $u_{1-\frac{\alpha}{2}}$ le quantile de niveau $1 - \frac{\alpha}{2}$ de la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$.

3.3 Le lissage des taux bruts

Le principe du lissage repose sur la minimisation des écarts entre les valeurs observées et les valeurs lissées, tout en favorisant la fidélité et la régularité de la courbe lissée.

Un point important à aborder avant de passer aux méthodes de lissage est l'exposition.

Exposition

On définit par exposition le "nombre" d'individus soumis au risque étudié. Notre étude portant sur le maintien en incapacité, il faut connaître, pour chaque âge d'entrée en incapacité, les probabilités de maintien dans cet état, et ce pour chaque mois d'ancienneté. Le risque étudié est ici celui de la sortie de l'état d'incapacité.

En conséquence, l'exposition représente la "quantité" d'individus en incapacité pour chaque intervalle étudié. Chaque intervalle étant défini par les variables suivantes :

- Âge à la survenance : Âge du sinistré au jour de son entrée dans l'état d'incapacité. Compte tenu de la population étudiée, il s'étend de 23 à 62 ans.
- Ancienneté : Nombre de mois depuis l'entrée en incapacité. Elle s'étend de 0 à 35 mois.

Il est important de définir de la façon la plus juste quelle est l'exposition, car nos calculs reposent sur cette valeur. En prenant en compte les censures et la franchise, elle permet d'avoir une représentation de la quantité de données disponibles plus fine qu'une simple somme des sorties de l'état d'incapacité. En conséquence, nous cherchons à connaître le nombre effectif de sinistrés présents dans notre portefeuille pour chaque âge à la survenance du sinistre et chaque mois d'ancienneté.

Ce calcul d'exposition peut s'écrire, pour chaque sinistré X , comme suit :

$$\text{Exposition}(X, i) = \frac{\text{Durée de la présence de } (X) \text{ dans l'intervalle } i}{\text{Durée de l'intervalle } i}$$

Dans un souci de simplification de la notion de mois, nous considérons que 1 mois d'ancienneté en incapacité correspond à 30,4 jours.

Cette démarche est également motivée par la volonté d'éviter d'introduire un biais dans nos calculs. Si nous utilisons les mois du calendrier grégorien, un mois d'incapacité correspondrait à 28, 29, 30 ou 31 jours. C'est pour cette raison que nous utilisons les durées d'incapacité en jours et qu'ensuite nous les transformons en mois de 30,4 jours.

La valeur de 30,4 jours est calculée en considérant qu'une année correspond à 365,25 jours, cela afin de prendre en compte les années bissextiles. Sachant qu'il y a 12 mois dans une année, on trouve :

$$\frac{365,25}{12} \approx 30,4$$

3.3.1 Le lissage de Whittaker-Henderson

Le principe de cette méthode est de faire intervenir une combinaison d'un critère de fidélité et d'un critère de régularité. Le critère de fidélité s'appliquant aux données "brutes" et le critère de régularité aux données lissées. C'est-à-dire une homogénéisation de ces taux afin d'y supprimer les fluctuations des observations dues à la nature aléatoire de celles-ci.

Méthode :

En dimension 1 :

On fixe des poids (w_i) et on définit le critère de fidélité :

$$F = \sum_{i=1}^n w_i (q_i - \hat{q}_i)^2$$

Où q_i est le taux brut à lisser et $\hat{q}_i$ le taux lissé.

F est nulle si les taux lissés sont égaux aux taux bruts.

Et pour le critère de régularité :

$$S = \sum_{i=1}^{n-z} (\Delta^z \hat{q}_i)^2$$

Où z est un paramètre du modèle : $z - 1$ est le degré du polynôme que l'on considère comme le standard de la régularité par rapport aux données. Ainsi, S est nulle si les données lissées suivent un polynôme de degré $z - 1$ (puisque $\Delta^z \hat{q}_i = 0$).

Notre but est de minimiser ces deux critères.

Le poids de chacun des deux termes étant contrôlé par un second paramètre, h , la méthode de lissage de Whittaker-Henderson consiste à minimiser M, une combinaison linéaire de la fidélité et de la régularité :

$$M = F + h \cdot S$$

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

Ce problème peut être résolu au moyen de manipulations matricielles.

Le paramètre h est variable selon l'intensité du lissage souhaité. Il permet de contrôler l'influence que l'on souhaite donner à la fidélité et à la régularité. Si h est grand, la régularité est privilégiée, si h est petit c'est la fidélité.

Nous avons donc utilisé cette méthode en considérant, pour un âge de survenance donné, chaque w_i égal à l'exposition par ancienneté i dans l'état.

En dimension 2 :

Le critère de fidélité :

$$F = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q w_{ij} (q_{ij} - \hat{q}_{ij})^2$$

Le critère de régularité :

Dans ce cas, nous avons la régularité verticale via l'opérateur Δ^z (agit sur q_{ij} à j fixé) qui permet de calculer un indice de régularité verticale :

$$S_\nu = \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^{p-z} (\Delta_\nu^z \hat{q}_{ij})^2$$

Idem pour l'indice de régularité horizontale S_h .

$$S_h = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{q-z} (\Delta_h^z \hat{q}_{ij})^2$$

Avec :

$$\Delta^z q_i = \sum_{k=0}^z \binom{z}{k} (-1)^{z-k} q_{k+i}$$

On a donc :

$$M = F + \alpha \cdot S_\nu + \beta \cdot S_h$$

La solution au problème d'optimisation est obtenue en réorganisant les composants pour les ramener au cas unidimensionnel.

3.4 Le lissage des taux bruts en utilisant BRASS (1971)

Généralement utilisé en mortalité, le modèle de BRASS fait partie des modèles relationnels, qui sont des expressions mathématiques permettant de relier des indicateurs démographiques comme la probabilité de décès, de survie ou l'espérance de vie d'une population donnée à ceux d'une population dite de référence.

Le modèle de BRASS se révèle particulièrement approprié pour l'analyse de petits échantillons. Dans notre cas, l'idée fondamentale de ce modèle est qu'il est envisageable de décrire le comportement observé en se basant sur une table de maintien de référence qui, habituellement est la table de la population générale.

Dans ce mémoire, nous allons choisir comme table de référence la table de maintien en incapacité du BCAC 2013 car selon nos analyses, elle a un comportement similaire à notre portefeuille. En pratique, le modèle établit une relation linéaire entre les taux de sortie de référence et les taux de sortie observés.

C'est une régression linéaire des logits des taux bruts ajustés sur les logits des taux de référence selon une fonction de perte.

$$\text{logit}(q_x) = \alpha + \beta * \text{logit}(q_x^{\text{ref}})$$

Le paramètre α est un indicateur de sortie de l'ensemble du portefeuille, indépendamment de l'âge, alors que le paramètre β mesure la contribution du vieillissement à la sortie de l'état d'incapacité.

Dans le cadre de ce mémoire, les paramètres seront estimés non seulement par la méthode des moindres carrés ordinaires mais aussi par deux autres mesures pour la comparaison : nous utiliserons les écarts absolus et les moindres carrés pondérés.

Nous allons donc définir 3 fonctions de perte : Écarts absolus, Moindres carrés pondérés et Moindres carrés ordinaires.

$$\text{Erreur}_1 = \sum_{i=1}^n |N_i(q_i - \hat{q}_i)|$$

$$\text{Erreur}_2 = \sum_{i=1}^n N_i((q_i - \hat{q}_i))^2$$

$$\text{Erreur}_3 = \sum_{i=1}^n ((q_i - \hat{q}_i))^2$$

Où :

q_i représente la probabilité brute à la date i de sortir de l'état d'incapacité ;

$\hat{q}_i$ représente la probabilité ajustée à la date i de sortir de l'état d'incapacité ;

N_i représente le nombre de personnes en incapacité à la date i .

Après l'estimation des paramètres : $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$, on déduit les taux ajustés :

$$\hat{q}_x = \frac{\exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} * \text{logit}(q_x^{ref}))}{1 + \exp(\hat{\alpha} + \hat{\beta} * \text{logit}(q_x^{ref}))}$$

Une fois que nous avons lissé les taux bruts et obtenu une ou plusieurs tables, il est nécessaire d'étudier leur adéquation à nos observations de base.

3.5 Les tests d'adéquation et de validation

Pour étudier l'adéquation de la table d'expérience aux observations, on a recours à des tests et des critères pour évaluer la qualité de l'ajustement des taux bruts. Nous allons nous intéresser à trois d'entre eux : le test de Khi-2, le SMR et la DRT.

3.5.1 Le test de Khi-deux

Le test de Khi-2 permet de vérifier la qualité globale de l'ajustement. Il évalue les différences (au carré) entre la courbe lissée et la courbe des taux bruts à chaque intervalle de temps. Si la distance D entre ces courbes est faible, nous pouvons accepter l'hypothèse que la courbe lissée ajuste correctement la courbe originale.

Nous considérons ainsi deux hypothèses, H_0 et H_1 :

- H_0 : La courbe lissée est adéquate.
- H_1 : La courbe lissée n'est pas adéquate.

Le principe est le suivant : si la distance D est inférieure à un seuil critique C , nous acceptons l'hypothèse H_0 . Il est possible de rejeter à tort H_0 , c'est-à-dire de la rejeter alors que la courbe lissée est appropriée. La probabilité de cette erreur est définie par $P(D > C) = \alpha$. Habituellement, α est fixé à 5% ou 1%, et cette valeur détermine le seuil C en fonction de la distribution de D . Le seuil C est le quantile à $1 - \alpha\%$ de la distribution de D .

La statistique du Khi-2 que nous utilisons est définie comme suit :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{N_i(\hat{q}_i - q_i)^2}{q_i(1 - q_i)}$$

Où q_i , $\hat{q}_i$ et N_i ont la même définition que précédemment.

Nous choisissons un risque d'erreur de 5%. Notre statistique suit une distribution de Khi-2 à $n - 1$ degrés de liberté.

Notons que lorsque l'ajustement est paramétrique (p paramètres obtenus par maximum de vraisemblance), la statistique de Khi-deux suit une loi de $\chi^2(n-p-1)$. Mais lorsque nous sommes en présence d'un ajustement non paramétrique, le degré de liberté est plus délicat et moins facile à déterminer (voir GIESECKE [1981] cas de Whittaker-Henderson).

Rappelons que ce test n'est valide que si le nombre espéré de données dans chacune des classes est supérieur à 5. Dans le cas contraire, il faut faire des regroupements.

3.5.2 Le SMR : Standardized Mortality Ratio

Le SMR se calcule en comparant le nombre prévu de sorties de l'état d'incapacité selon la courbe des taux lissés avec les sorties de la courbe brute de départ (LIDDELL F.D.K. [1984] « Simple exact analysis of the standardised mortality ratio », Journal of Epidemiology and Community Health, 38(1): 85–88). Ce ratio permet d'évaluer la proximité entre le comportement de la courbe lissée et la courbe brute : un ratio de 1 indique que les deux courbes sont parfaitement similaires. Ainsi, plus le ratio est proche de 1, plus le lissage ajuste bien les taux bruts.

$$\text{SMR} = \frac{\sum_{i=1}^n N_i q_i}{\sum_{i=1}^n N_i \hat{q}_i}$$

Interprétation du ratio :

$\text{SMR} < 1$: les taux ajustés surestiment les probabilités de sortie et les provisions sont donc sous-estimées.

$\text{SMR} > 1$: les taux ajustés sous-estiment les taux bruts. Les provisions dans ce cas sont surestimées.

$\text{SMR} = 1$: les taux lissés ajustent parfaitement les taux bruts.

3.5.3 La Durée Résiduelle Tronquée : DRT

L'indicateur de durée résiduelle tronquée (DRT) se définit à l'âge x comme suit :

$$\text{DRT}(x, k) = \sum_{j=k}^{35} \left(\frac{l_{x,j}}{l_{x,k}} + 0.5 \right)$$

où $l_{x,j}$ représente le nombre de personnes restant en arrêt de travail d'âge x et d'ancienneté j .

Cet indicateur peut être comparé à l'espérance de vie lorsqu'on étudie le phénomène de mortalité. La Durée Résiduelle en Tronquée (DRT) à l'âge x et pour une ancienneté k correspond à la durée restante pendant laquelle un individu d'âge x et en incapacité depuis k mois demeure dans cet état d'incapacité avant d'en sortir.

3.6 La construction de la nouvelle table d'expérience

La table d'expérience de maintien en incapacité que nous construirons dans cette partie sera basée sur les observations de la période allant du 01/01/2020 au 31/12/2022.

Dans les chapitres 2 et 3, nous avons eu à analyser les données sur la sinistralité sur une période de 7 ans d'observation : de 2016 à 2022. Nous n'allons, dans cette sous-partie, nous consacrer qu'aux sinistres de la période d'observation.

3.6.1 Le nombre d'arrêts de travail par âge et par CSP sur la période 2020-2022

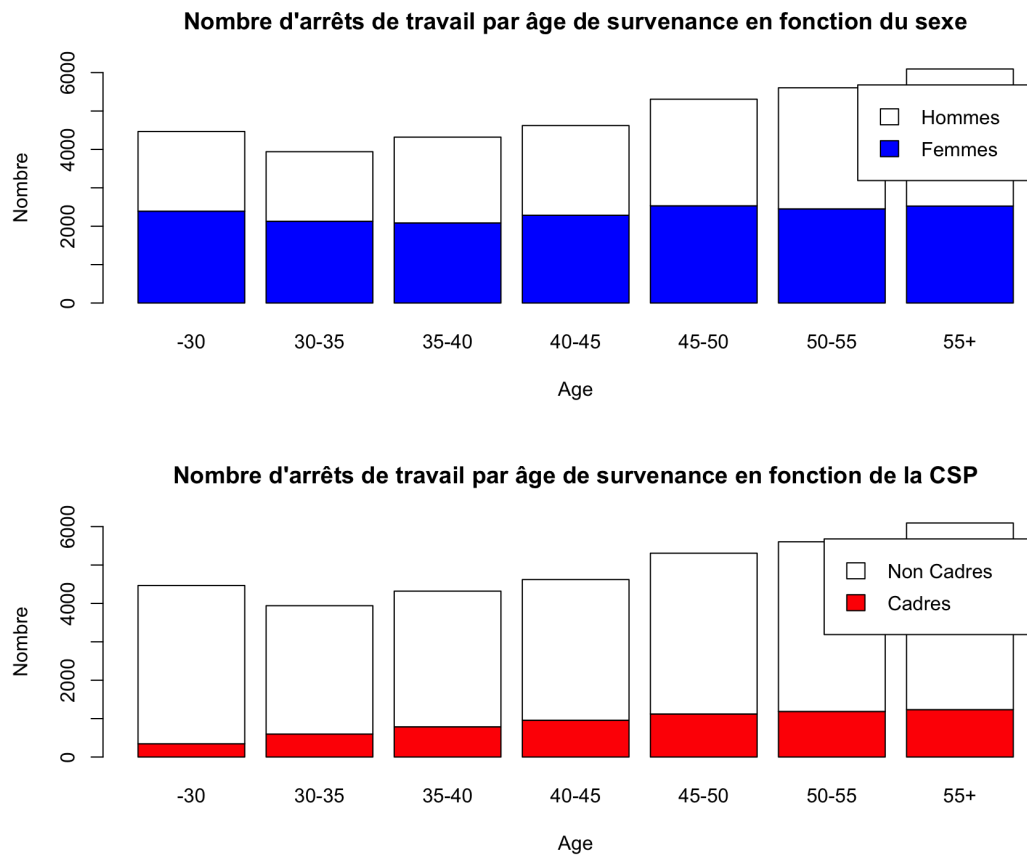


FIGURE 3.2 – Répartition du nombre d'arrêts par âge en fonction du sexe et de la CSP des sinistres entre 2020 et 2022

Nous pouvons constater chez les personnes âgées de 35 ans, qu'il y a moins d'hommes que de femmes (46% d'hommes contre 54% de femmes, aussi bien chez les moins de 30 ans que chez les 30-35 ans). Après 35 ans, la tendance s'inverse avec 48% / 52%, 49% / 51%, 48% / 52%, 44% / 56% et 41% / 59% respectivement chez les 35-40 ans, 40-45 ans, 45-50 ans, 50-55 ans et chez les individus âgés de plus de 55 ans.

En revanche, nous avons une dominance de non cadres, peu importe la classe d'âge. Néanmoins, plus l'âge est élevé, plus les cadres sont présents. Nous passons ainsi de 92% de non cadres et 8% de cadres chez les assurés âgés de moins de 30 ans à 80% de non cadres et 20% de cadres chez les plus de 55 ans.

3.6.2 La durée moyenne des arrêts par âge sur la période 2020-2022

Comment évolue la durée moyenne des arrêts en fonction des âges de survenance ?

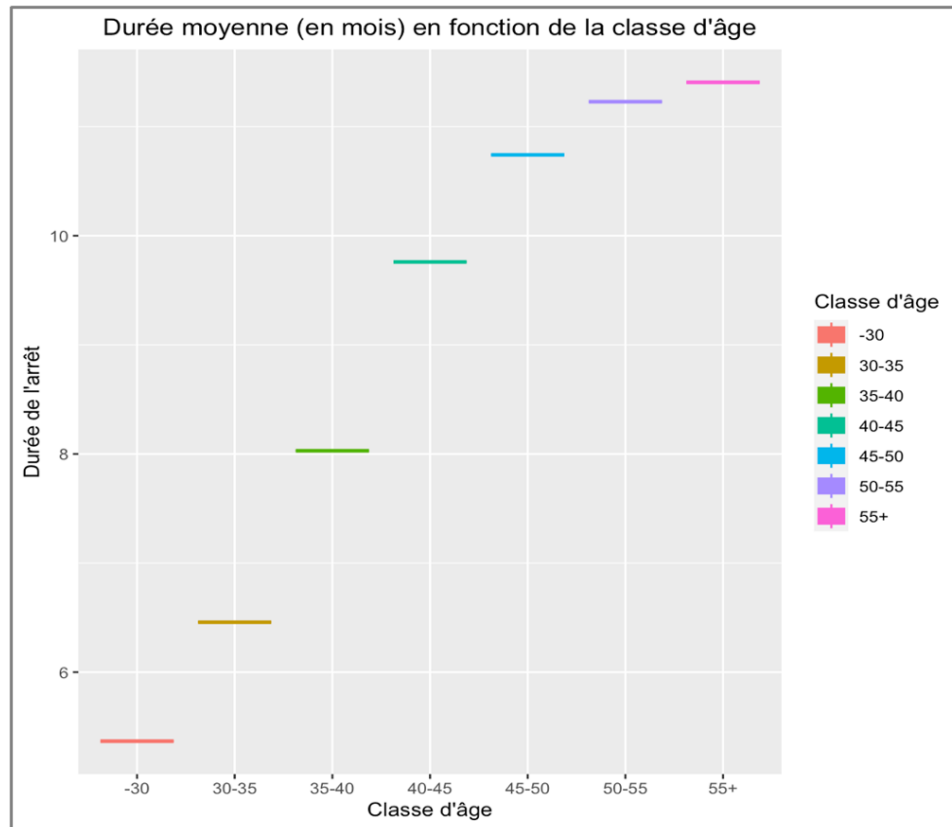


FIGURE 3.3 – Durée des arrêts en fonction de la classe d'âge sur la période 2020-2022

On observe une durée dans l'état qui croît avec l'âge à la survenance du sinistre. Ainsi, pour les personnes de moins de 30 ans, la durée moyenne de l'arrêt est de 5,37 mois, tandis qu'elle s'élève à 6,46 mois pour les individus âgés de 30 à 35 ans. Les personnes âgées de 35 à 40 ans lors de l'arrêt de travail affichent une durée moyenne de 8,03 mois, alors que cette durée est de 9,76 mois pour les 40-45 ans, de 10,74 mois pour les 45-50 ans, et de 11,23 mois pour les 50-55 ans. Pour les individus de plus de 55 ans, la durée moyenne atteint 11,41 mois.

Comment évolue cette durée en fonction de l'âge et du sexe ?

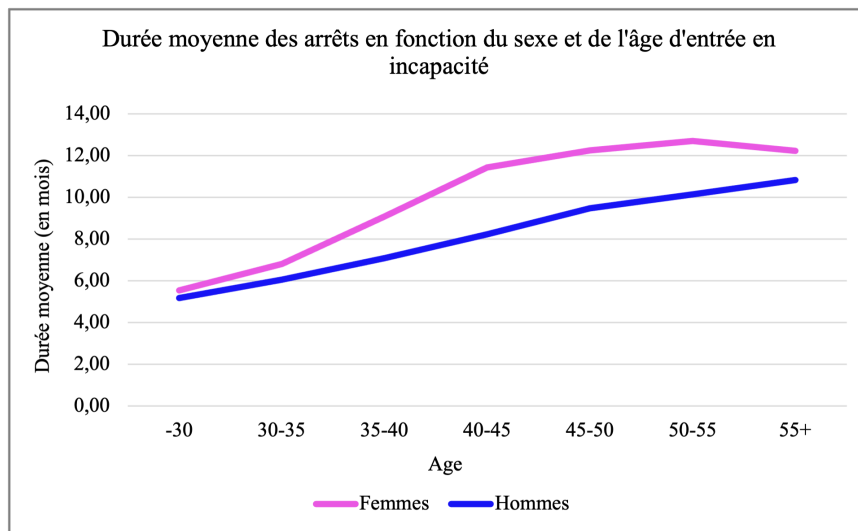


FIGURE 3.4 – Durée des arrêts en fonction de l'âge et du sexe sur la période 2020-2022

Une disparité se manifeste dans la durée moyenne des arrêts en cas d'incapacité entre les hommes et les femmes. Quelle que soit la tranche d'âge à laquelle survient l'incapacité, les femmes affichent une durée en arrêt de travail supérieure à celle des hommes.

Chez les femmes, la durée moyenne est de 5,54 mois pour les moins de 30 ans, s'étendant à 6,81 mois pour celles âgées de 30 à 35 ans. Cette durée augmente à 9,08 mois pour la tranche d'âge de 35 à 40 ans, puis à 11,44 mois pour les 40-45 ans. Elle atteint 12,25 mois pour les femmes de 45 à 50 ans, 12,70 mois pour les 50 à 55 ans et enfin, 12,24 mois pour les femmes de plus de 55 ans.

En revanche, chez les hommes, la durée moyenne est de 5,17 mois pour les moins de 30 ans et se prolonge à 6,05 mois pour les 30-35 ans. Pour la tranche d'âge de 35 à 40 ans, la durée moyenne est de 7,09 mois. Elle est de 8,22 mois pour les 40-45 ans (soit 3 mois de moins que les femmes de la même tranche d'âge). Elle s'accroît ensuite à 9,48 mois pour les 45-50 ans, puis à 10,15 mois pour les 50-55 ans (soit 2 mois de moins que les femmes de la même tranche d'âge) et enfin, à 10,83 mois pour les hommes de plus de 55 ans.

L'évolution de la durée moyenne en incapacité en fonction de l'âge et de la CSP

Nous allons maintenant nous intéresser à l'évolution de la durée moyenne des arrêts selon la Catégorie Socio-Professionnelle. Cette analyse se fera, comme précédemment, par classe d'âge de 5 ans d'amplitude.

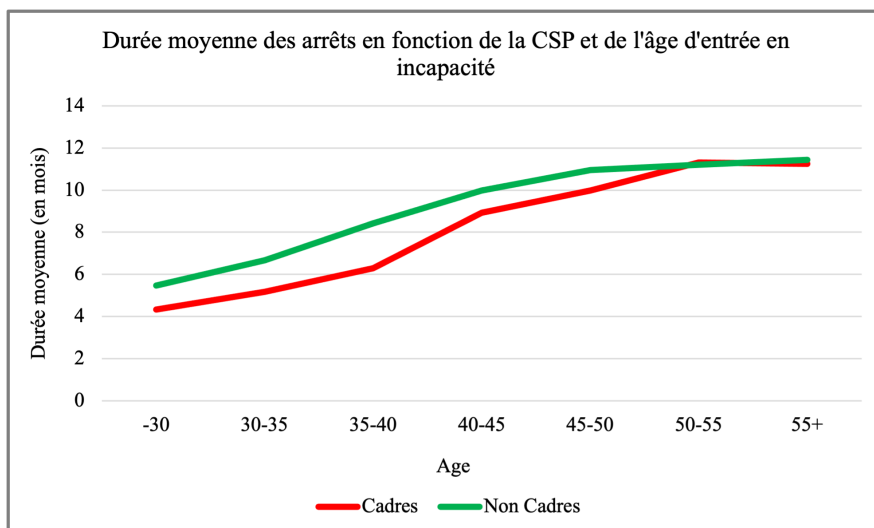


FIGURE 3.5 – Durée des arrêts en fonction de la CSP et de l'âge d'entrée en incapacité sur la période 2020-2022

Généralement, nous observons que les arrêts sont plus longs chez les non cadres que chez les cadres, peu importe l'âge.

Chez les non cadres, on observe une durée moyenne de 5,46 mois pour les personnes âgées de moins de 30 ans, qui s'étend à 6,68 mois pour celles âgées de 30 à 35 ans. Cette durée augmente ensuite à 8,42 mois pour la tranche d'âge 35 à 40 ans, puis à 9,98 mois pour les 40-45 ans. Les non cadres âgés de 45 à 50 ans affichent une durée moyenne de 10,95 mois, tandis que ceux âgés de 50 à 55 ans connaissent une durée moyenne de 11,20 mois. Enfin, les non cadres de plus de 55 ans enregistrent une durée moyenne de 11,44 mois.

Par ailleurs, chez les cadres, la durée moyenne est de 4,32 mois pour les moins de 30 ans, soit un mois de moins que les non cadres du même groupe d'âge. Cette durée s'allonge à 5,18 mois pour les 30-35 ans. Pour la tranche d'âge 35 à 40 ans, la durée moyenne en arrêt est de 6,29 mois, ce qui représente une réduction de plus 2 mois par rapport aux non cadres du même groupe d'âge. Elle atteint ensuite 8,92 mois pour les 40-45 ans. Les cadres de 45 à 50 ans affichent une durée moyenne de 9,98 mois, tandis que celle des 50-55 ans s'élève à 11,32 mois. Enfin, les cadres de plus de 55 ans présentent une durée moyenne de 11,24 mois.

Le nombre de sinistres par ancienneté

Les arrêts sont répartis en fonction du nombre de mois passés dans l'état d'incapacité comme suit :

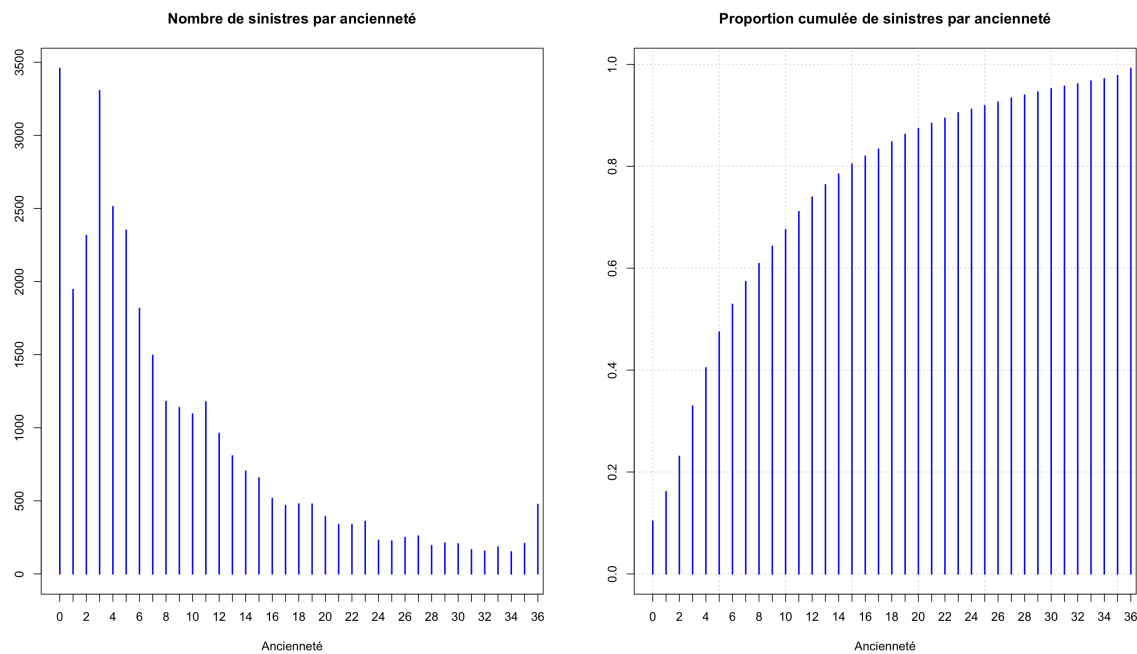


FIGURE 3.6 – Nombre de sinistres par ancienneté

Nous remarquons que la majorité des arrêts observés (80%) ont une durée inférieure ou égale à 15 mois, dont 60% avec une durée de moins de 8 mois.

Les tableaux suivants représentent le nombre et le pourcentage de sinistres par classe d'âge et par mois d'ancienneté.

		Age						
		-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55+
Ancienneté	1	598	517	567	533	489	425	386
	3	893	738	628	530	539	547	522
	6	1684	1273	1148	1002	1040	1091	1177
	12	796	761	932	1141	1389	1443	1614
	24	381	480	711	916	1155	1374	1625
	36	115	172	334	499	696	725	771
Total		4467	3941	4320	4621	5308	5605	6095

TABLE 3.1 – Nombre de sinistres par classe d'âge et par ancienneté

Afin de nous faire une idée plus claire de la répartition au sein des classes d'âge, nous allons plutôt analyser les pourcentages au lieu des nombres.

		Age						
		-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55+
Ancienneté	1	13%	13%	13%	12%	9%	8%	6%
	3	20%	19%	15%	11%	10%	10%	9%
	6	38%	32%	27%	22%	20%	19%	19%
	12	18%	19%	22%	25%	26%	26%	26%
	24	9%	12%	16%	20%	22%	25%	27%
	36	3%	4%	8%	11%	13%	13%	13%
	Total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

TABLE 3.2 – Pourcentage de sinistres par classe d'âge et par ancienneté

Nous pouvons remarquer que parmi les individus âgés de moins de 30 ans entrant en incapacité, 88% d'entre eux sortent de l'état avant d'atteindre 1 an d'ancienneté tandis que pour les plus de 55 ans par exemple, "seulement" 60% sortent avant 1 an d'ancienneté. En outre, plus les assurés avancent en âge, plus les sinistres sont longs.

3.6.3 L'estimateur de Kaplan-Meier des taux bruts

Nous allons dans cette partie estimer les taux bruts de sortie.

Nous ne nous sommes pas intéressés à la saisonnalité de survenance pour l'étude du maintien en incapacité. Nous avons pris comme hypothèse que la durée de l'arrêt n'est pas sensible à la date de survenance du sinistre.

Nous avons choisi de construire la table pour les âges d'entrée en incapacité de 23 à 62 ans et pour les anciennetés de 0 à 35 mois. Nous ne sommes pas allés au delà de 62 ans ni en deçà de 23 ans, car nos données n'y sont pas consistantes.

Les taux bruts construits à partir de notre base de données sont les suivants :

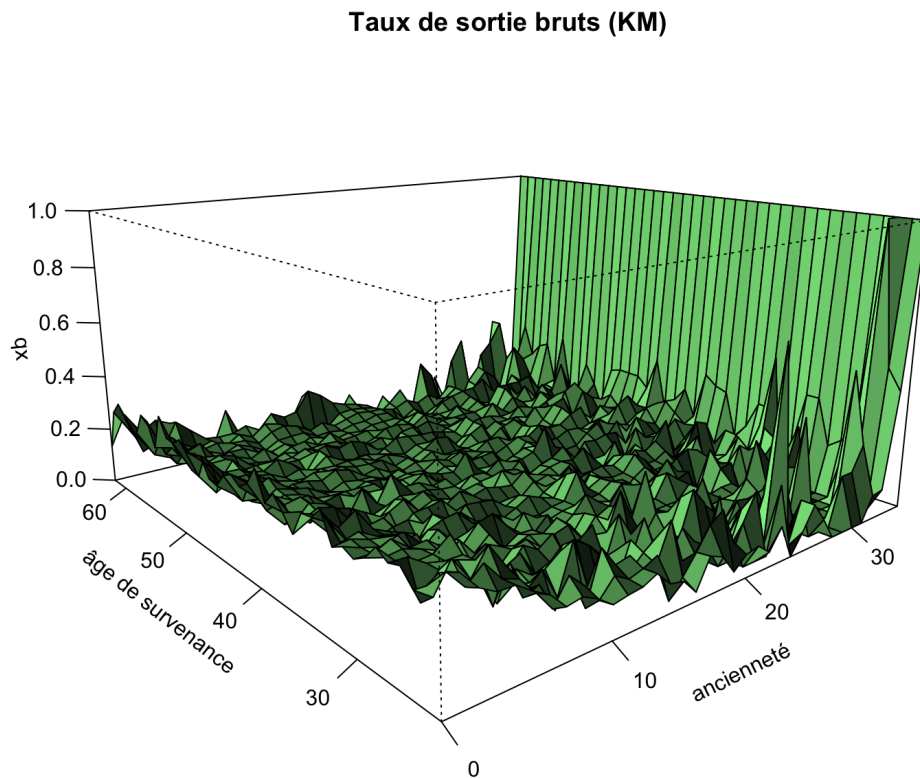


FIGURE 3.7 – Taux de sortie bruts Kaplan-Meier

Les taux représentés par âge et par ancienneté connaissent des fluctuations.

Nous constatons que les taux de sortie sont plus importants sur les 3 premiers mois d'ancienneté.

Après 3 ans dans l'état, il y a soit passage à l'invalidité soit reprise de travail car l'incapacité de travail est limitée à 3 ans. Voilà pourquoi les taux bruts sont ascendants vers l'ancienneté 36 mois.

Pour mieux apprécier les taux, faisons une représentation en 2 dimensions pour les âges 25, 35, 45 et 55 ans.

Nous obtenons les graphiques suivants :

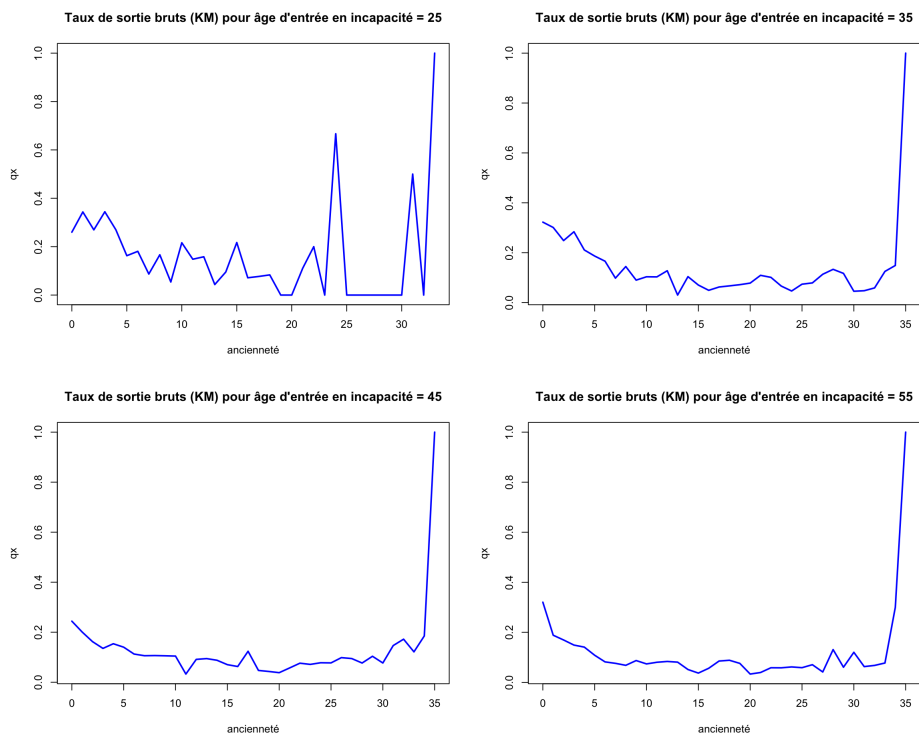


FIGURE 3.8 – Taux de sortie bruts pour différents âges

De prime abord, nous remarquons que les taux bruts de sortie pour l'âge 25 ans sont très erratiques par rapport aux autres âges. Cela est dû au fait que la population en incapacité est plus faible qu'aux autres âges.

Les taux bruts obtenus en appliquant Kaplan-Meier seront lissés par les deux méthodes de lissage que nous avons exposées plus haut : le lissage de Whittaker-Henderson et la méthode de BRASS.

3.7 L'application du lissage de Whittaker-Henderson aux taux bruts

Le principe du lissage de Whittaker-Henderson repose sur la minimisation de la somme des carrés des différences entre les valeurs observées et les valeurs lissées, tout en favorisant la régularité de la courbe lissée. Le lissage est réalisé à l'aide d'un polynôme d'approximation de degré fixe. Pour un âge de survenance donné, le poids w_i est égal à l'exposition pour un ancienneté i dans l'état.

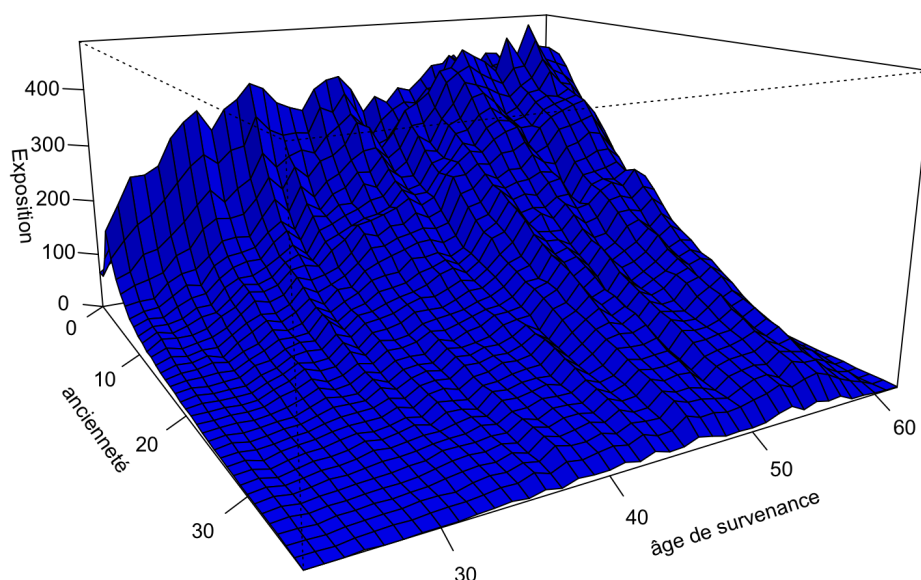
Exposition au risque

FIGURE 3.9 – Expositions sur la période 2020-2022

L'exposition est décroissante en fonction de l'ancienneté puisqu'il y a de moins en moins d'individus en incapacité au fur et à mesure qu'on avance dans l'ancienneté dans l'état (dû aux sorties).

Nous allons effectuer, dans un premier temps, le lissage de Whittaker-Henderson avec différents paramètres de lissage (l'ordre de régularité verticale z_v et l'ordre de régularité horizontale z_h). Les tables ainsi obtenues seront comparées entre elles et nous ne retiendrons que celle qui ajuste le mieux les taux bruts de sortie.

Lissage avec 7 paramètres de lissage différents

Afin de tester plusieurs lissages, nous allons faire varier les paramètres de lissage du lissage de Whittaker-Henderson (ordre vertical, ordre horizontal) : (z_v, z_h) . Nous avons choisi 7 paramètres différents : 1,1 ; 1, 2 ; 2,1 ; 2,2 ; 2,4 ; 4, 2 et 4,4.

Nous obtenons les lissages suivants :

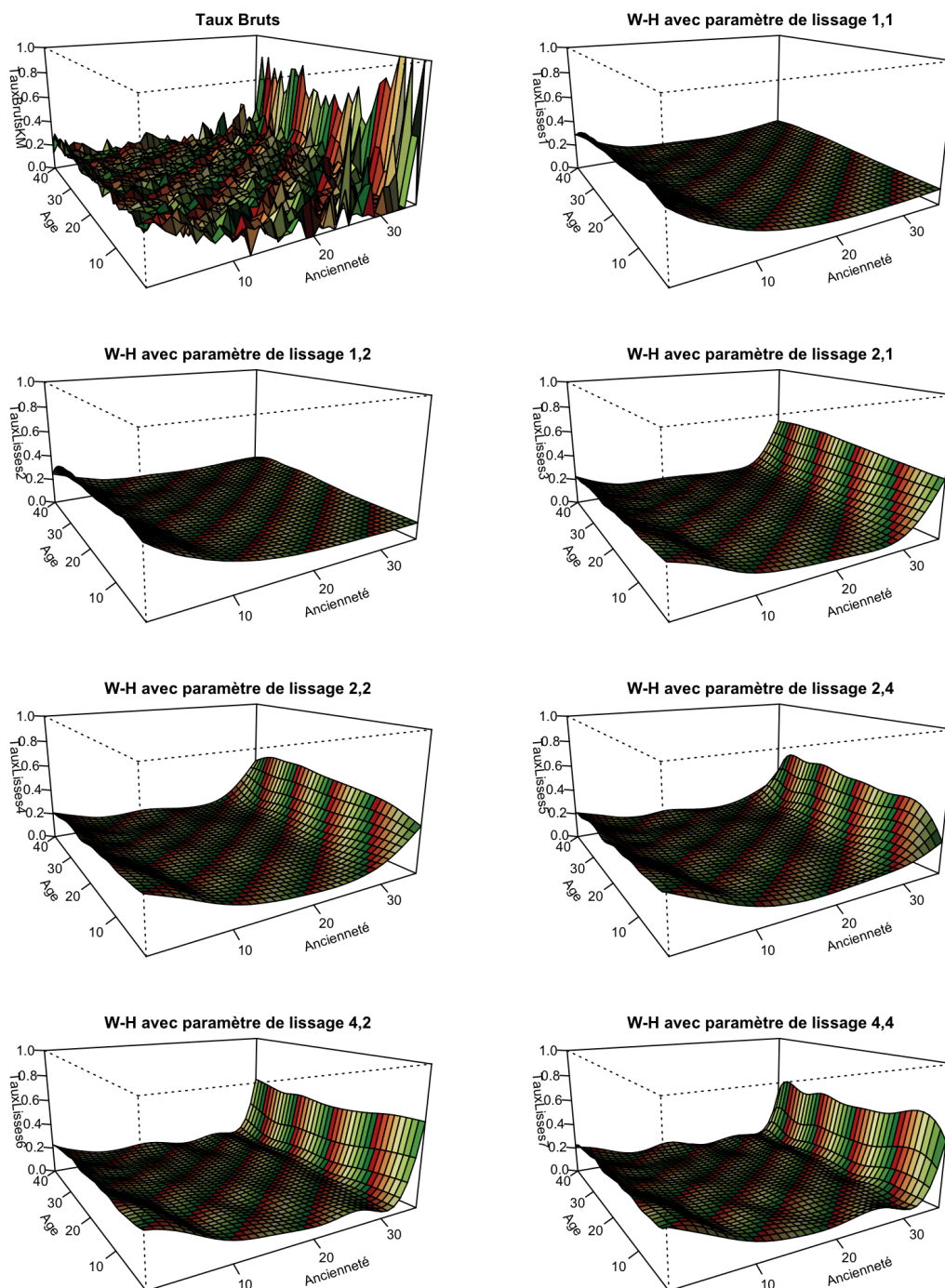


FIGURE 3.10 – Taux lissés avec Whittaker-Henderson

Dans le but de mieux comparer les différents lissages, nous allons faire des représentations en deux dimensions des taux bruts et lissés en fonction de l'ancienneté dans l'état pour les âges : 25 ans, 35 ans, 45 ans et 55 ans. Ci-après, nous avons la représentation pour les âges 25 et 45 ans, le reste sera consultable en annexe.

Pour une meilleure visualisation, nous allons faire deux figures. Pour l'âge d'entrée en incapacité 25 ans, nous obtenons les figures suivantes :

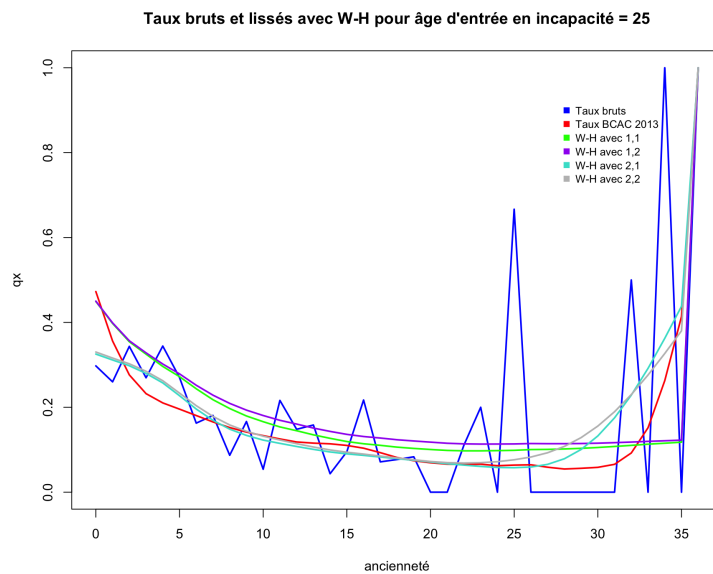


FIGURE 3.11 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 25 ans

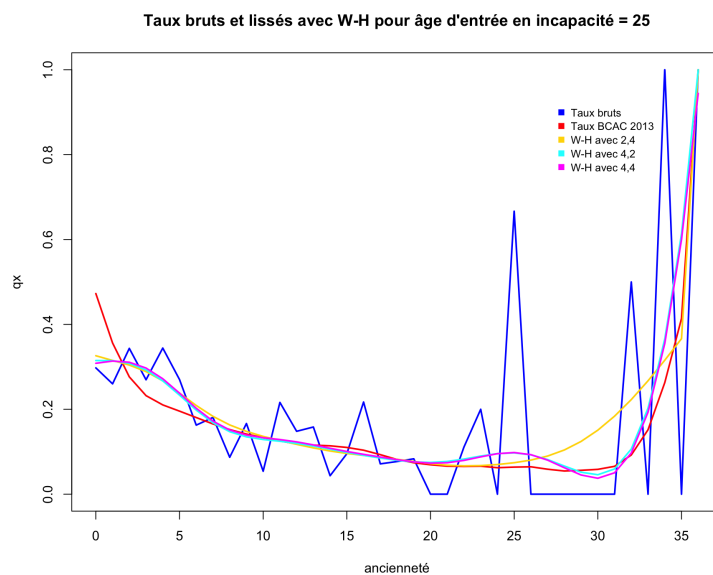


FIGURE 3.12 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 25 ans

Nous pouvons remarquer visuellement que les taux lissés du BCAC 2013 sont assez proches de nos taux bruts.

Pour l'âge d'entrée en incapacité 45 ans, nous obtenons les graphiques suivants :

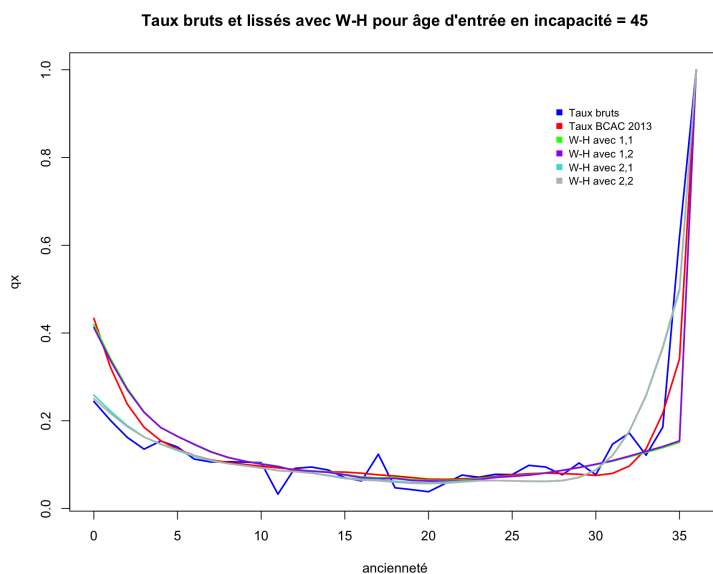


FIGURE 3.13 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 45 ans

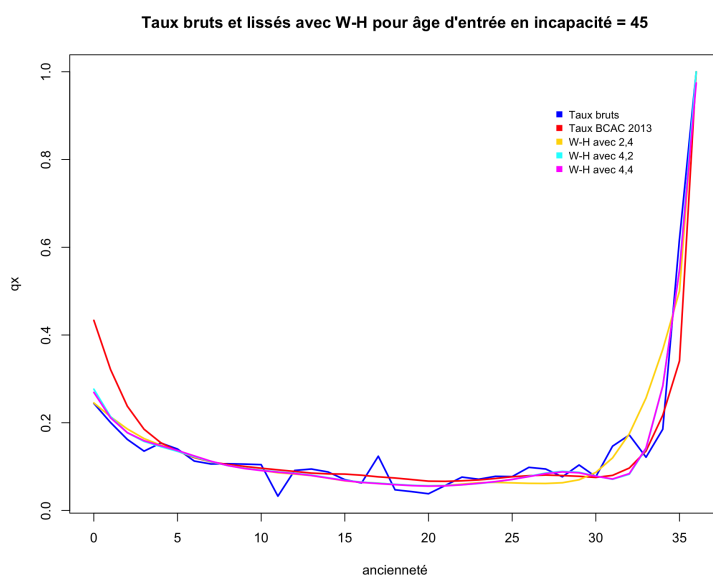


FIGURE 3.14 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 45 ans

Comparé à l'âge 25 ans, les taux ajustés sont plus proches entre eux pour l'âge 45 ans que pour l'âge 25 ans. Cela est dû au fait que les taux bruts sont assez instables pour l'âge de survenance 25 ans, car ils sont moins exposés.

Visuellement, nous remarquons que les ajustements sont plus éloignés sur les bords. Néanmoins, les lissages avec les paramètres de lissage 2,2 ; 4,2 et 4,4 semblent bien lisser nos taux bruts.

Nous allons nous appuyer sur certains critères pour le choix d'une table parmi toutes

celles issues des 7 lissages.

3.7.1 Le choix de la meilleure table lissée avec Whittaker-Henderson

Afin de choisir le meilleur lissage parmi les 7, nous allons effectuer certains tests d'adéquation et calculs : Khi-2, SMR et DRT.

Test de Khi-2 et le SMR

Le test de Khi 2 effectué montre que les lissages sont adaptés ou adéquats. Cependant, les p-Value des 7 lissages sont assez proches, voire même presque identiques.

Le calcul de SMR nous donne le tableau suivant :

SMR	
SMR 1	0,836
SMR 2	0,836
SMR 3	0,990
SMR 4	0,990
SMR 5	0,990
SMR 6	1,000
SMR 7	1,000

TABLE 3.3 – SMR des différents lissages WH

Comme mentionné au niveau de l'interprétation du SMR, les lissages les plus adéquats selon ce critère sont les lissages 6 et 7, qui ont des SMR presque identiques et les plus proches de 1.

Les résultats obtenus après l'application du test de Khi-2 et surtout après le calcul du SMR ont mis en avant les lissages 6 et 7. Cependant, les autres lissages ne sont pas à rejeter. A ce stade, nous pourrions choisir n'importe lequel d'entre eux. Mais afin d'éviter de faire un choix au hasard, nous avons décidé de passer par la Durée Résiduelle Tronquée et de nous rabattre sur un autre critère de sélection.

Utilisation de la Durée Résiduelle Tronquée

Nous allons nous servir de la DRT pour comparer les tables obtenues entre elles. Pour ce faire, nous allons la calculer par âge et par ancienneté pour l'ensemble des 7 tables et pour les données brutes.

Nous définissons le ratio suivant :

$$\text{Moyenne Ratio DRT} = \frac{\text{DRT moyen (lissage)}}{\text{DRT moyen (brut)}}$$

Ce ratio est calculé sur toute la table.

Le rapport entre la moyenne des DRT de la table des taux lissés et bruts pour chaque lissage est résumé dans le tableau qui suit :

Moyenne Ratio DRT	
Lissage 1	0,952
Lissage 2	0,942
Lissage 3	0,990
Lissage 4	0,978
Lissage 5	0,980
Lissage 6	1,026
Lissage 7	1,025

TABLE 3.4 – Ratio DRT pour les différents lissages de Whittaker-Henderson

De par sa définition, plus ce ratio est proche de 1, plus les taux lissés sont proches des observations.

Les lissages 6 et 7 sont les plus proches de 1, tout en restant prudents. Par conséquent, ce sont ceux qui se rapprochent le plus de nos données. Rappelons que les autres lissages ne sont pas rejetés ou non fiables mais, étant donné que notre recherche porte sur la table la plus fidèle à nos observations, nous avons tenté plusieurs approches et sélectionné la meilleure table.

Comme il s'agit d'une moyenne, pour éviter une compensation des écarts, nous allons calculer ce ratio par âge de survenance entre les taux bruts et les taux lissés.

Nous obtenons la représentation ci-après qui nous donne les écarts par âge d'entrée en incapacité.

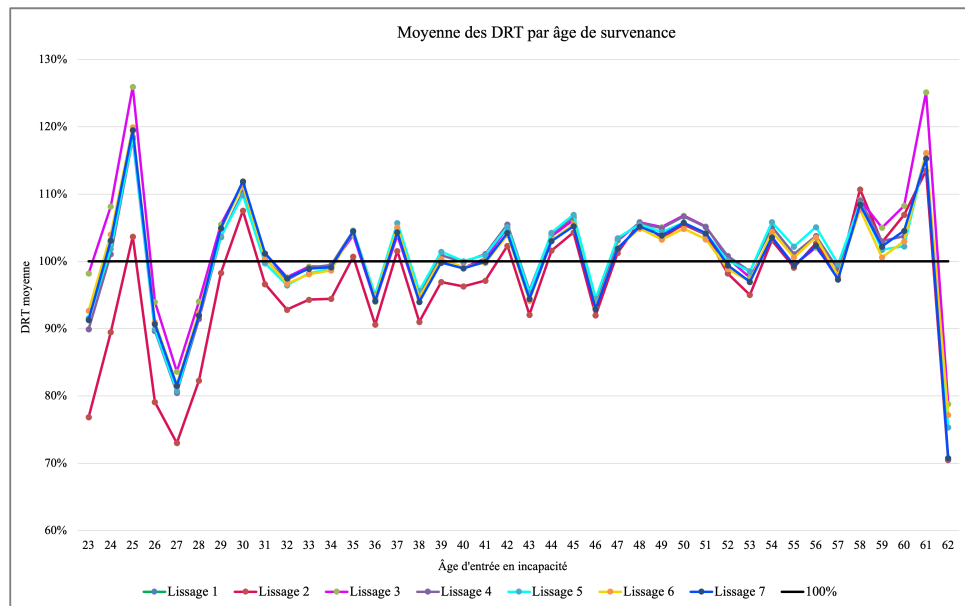


FIGURE 3.15 – Ratio de DRT (entre Lissés et Observés) par âge d'entrée en incapacité pour les différents lissages de Whittaker-Henderson

Nous remarquons que, par âge, les rapports qui sont plus proches de 100% représentant les lissages qui sont plus proches des observations (taux bruts) sont toujours les lissages 6 et 7.

Nous choisissons le lissage 7 : celui avec les paramètres de lissage 4,4. Nous allons maintenant passer à la seconde méthode de lissage.

3.8 L'application du lissage de BRASS

La méthode de BRASS implique l'utilisation d'une table de référence dont le comportement peut être assimilé à celui du portefeuille étudié.

Taux de sortie des tables de maintien BCAC 2010 et 2013

Les taux de sortie des différentes tables se présentent comme suit.

Taux de sortie BCAC 2010

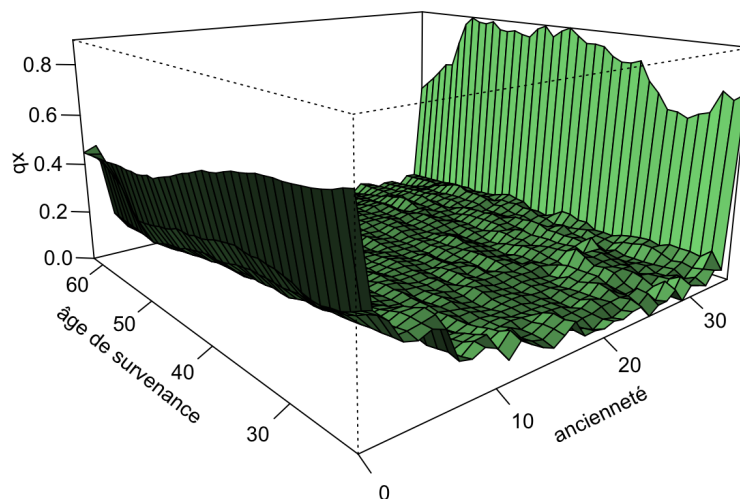


FIGURE 3.16 – Taux de sortie BCAC 2010

Taux de sortie BCAC 2013

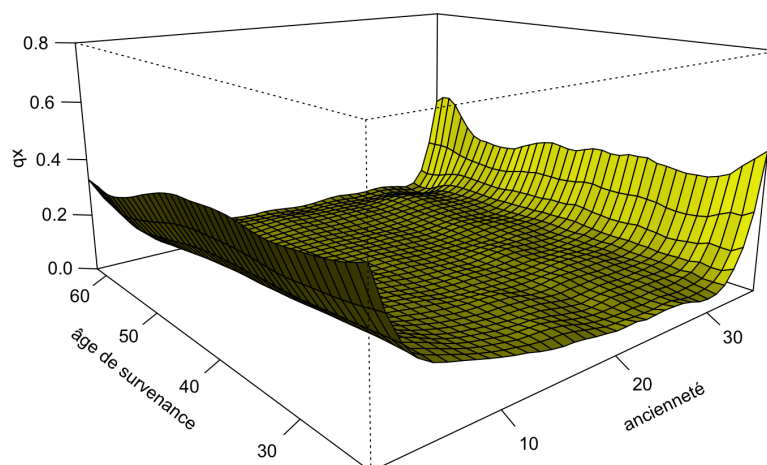


FIGURE 3.17 – Taux de sortie BCAC 2013

Nous utiliserons comme table de référence la table du BCAC 2013 car, comme nous l'avons vu précédemment, elle se rapproche plus de nos observations que la BCAC 2010.

Taux lissés avec BRASS en utilisant 3 "fonctions de perte"

Après l'application de la méthode de BRASS, nous obtenons les taux lissés suivants.

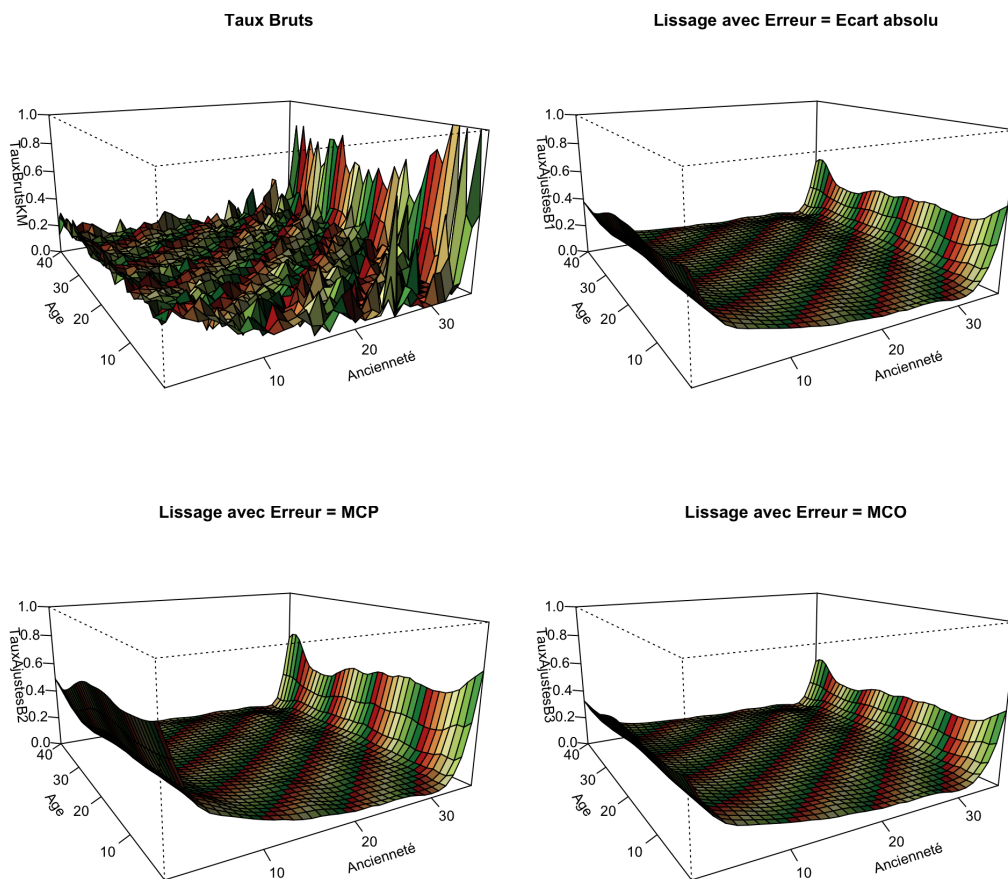


FIGURE 3.18 – Taux bruts et lissés avec BRASS

Nous allons représenter en deux dimensions les taux bruts et lissés pour les âges 25 ans et 35 ans.

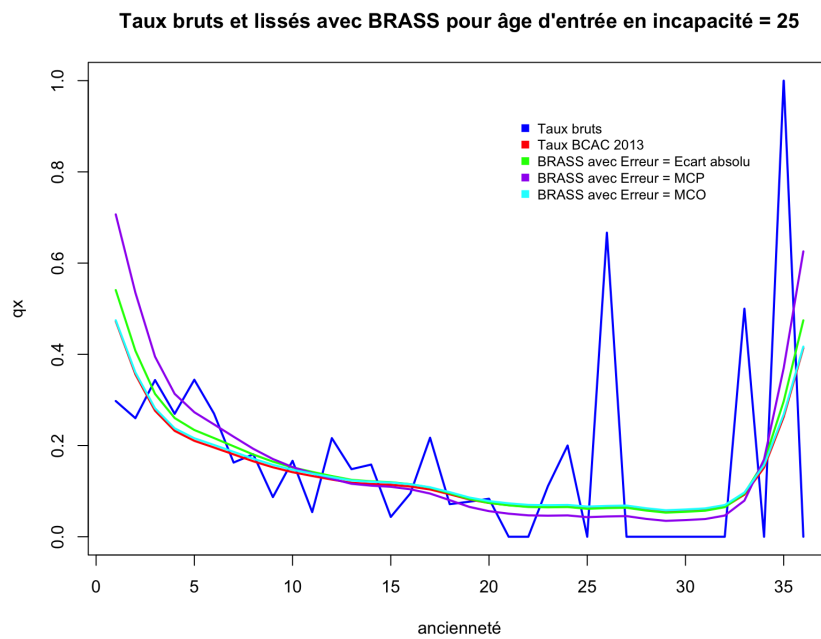


FIGURE 3.19 – Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 25 ans

Les taux bruts à l'âge 25 ans sont très erratiques aussi bien sur les bords que sur toutes les anciennetés.

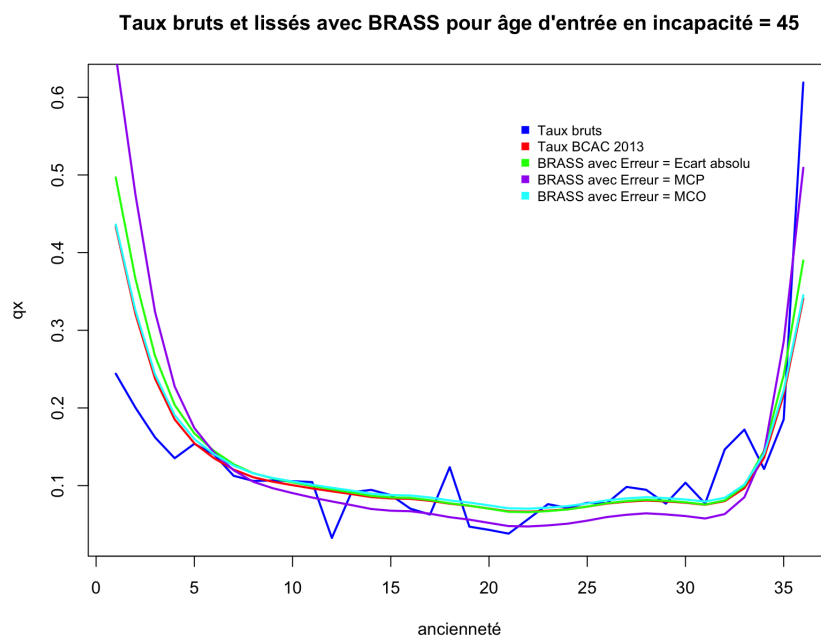


FIGURE 3.20 – Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 45 ans

Pour l'âge 35 ans, les taux bruts sont moins erratiques et les lissages semblent ajuster au mieux les taux bruts.

Dans la partie suivante, nous allons nous baser sur certains critères pour choisir le meilleur lissage parmi les 3 car ils sont assez proches visuellement.

3.8.1 Le choix de la meilleure table BRASS

Calcul du SMR

Nous avons calculé les SMR des différents lissages résumés dans le tableau suivant :

SMR	
SMR 1	1,066
SMR 2	1,053
SMR 3	1,153

TABLE 3.5 – SMR des différents lissages BRASS

Le lissage le plus prudent parmi les 3 est le lissage 3 où les paramètres sont estimés avec la méthode des moindres carrés ordinaires.

Calcul du Ratio de DRT

Nous avons également calculé le rapport entre les DRT moyennes de la table des taux lissés et celle des taux bruts.

Moyenne Ratio DRT	
Lissage 1	0,978
Lissage 2	1,045
Lissage 3	1,010

TABLE 3.6 – Rapport des DRT moyennes des différents lissages BRASS

Ce critère vient confirmer le choix précédent car c'est le lissage 3 qui est plus proche de la table des taux bruts.

Afin de nous assurer de notre choix, nous allons calculer cet écart par âge, comme nous l'avons fait pour le lissage de Whittaker-Henderson. Nous obtenons :

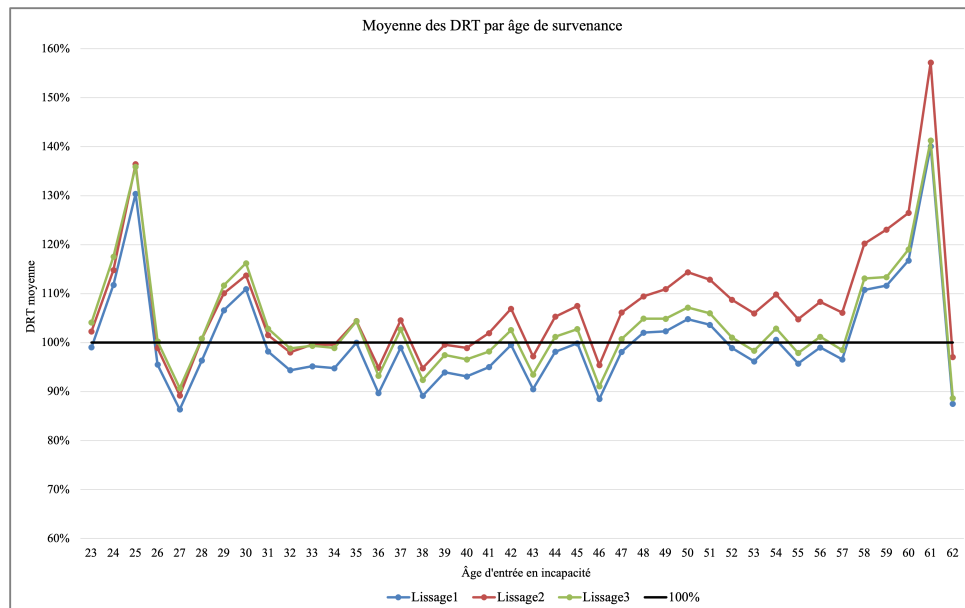


FIGURE 3.21 – DRT moyenne par âge des différents lissages BRASS

Nous retenons le lissage 3, donc la table y associée, car c'est la plus prudente lorsque nous comparons les SMR et la plus proche des taux bruts.

3.8.2 Le choix de la table de maintien entre les tables issues de Whittaker-Henderson et de BRASS

Le but de cette sous-partie est de comparer les deux tables issues des deux lissages.

Nous allons comparer le nombre de sorties réellement observées et le nombre de sorties issues du lissage de Whittaker-Henderson par âge et par ancienneté. Pour cela, nous nous servons de l'intervalle de confiance à 95%.

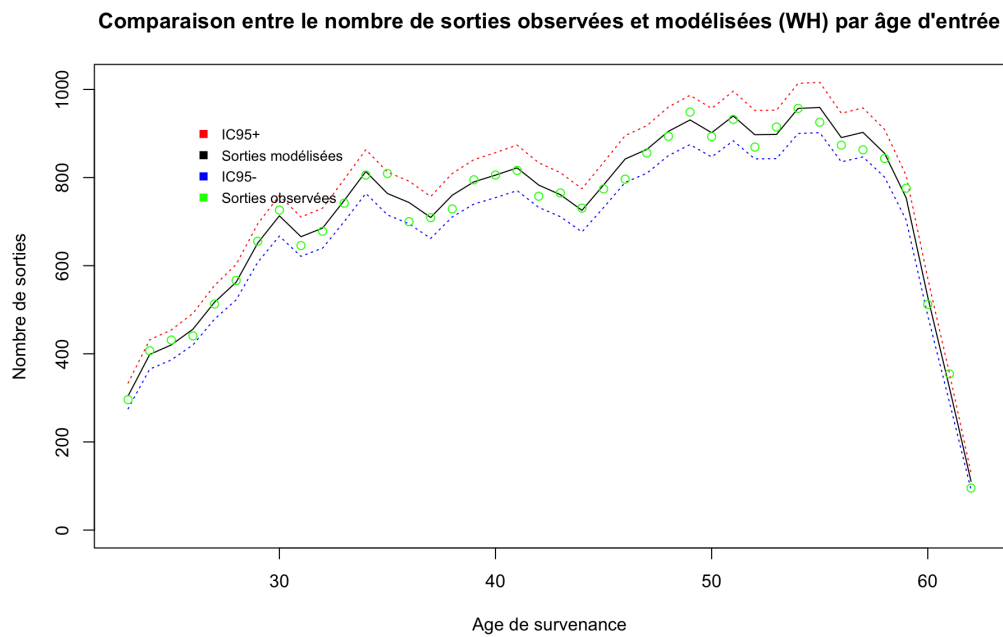


FIGURE 3.22 – Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par âge de survénance

A travers cette figure, nous remarquons que l'ajustement est correct. Toutes les sorties observées par âge appartiennent à l'intervalle de confiance de niveau 95%. Qu'en est-il au niveau des anciennetés ?

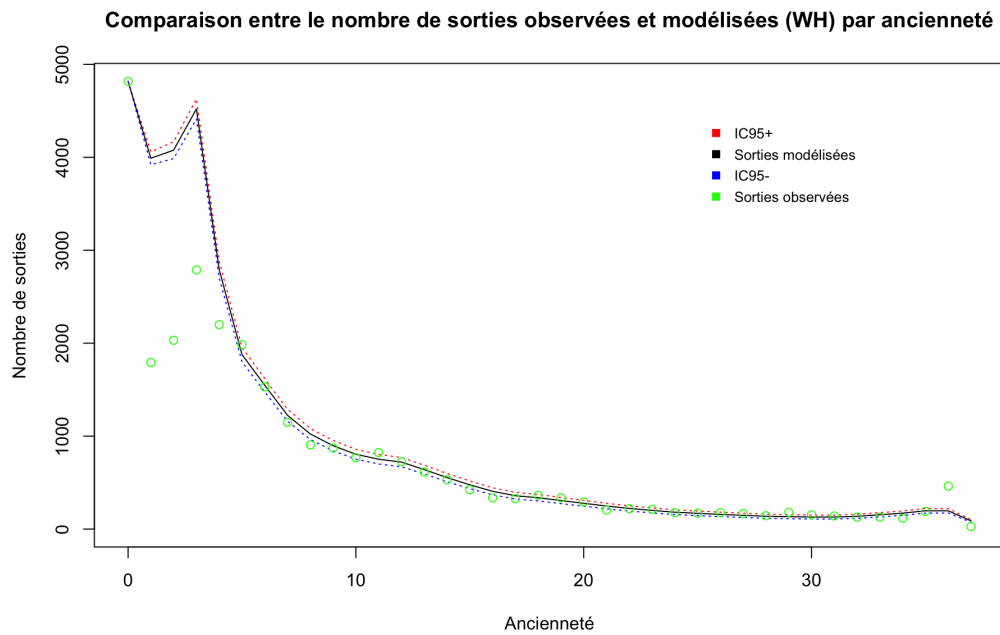


FIGURE 3.23 – Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (WH) par ancienneté

La table d'expérience surestime les sinistres "courts" (inférieurs à 4 mois). Cela est sans doute dû au lissage et à l'instabilité des taux relatifs aux anciennetés courts. Néanmoins, elle est cohérente pour les sinistres de durée supérieure à 4 mois. Elle reste donc prudente par rapport à la population soumise. Hormis sur les bords, l'ajustement est correct.

Comparaison des données observées avec la table obtenue par la méthode de BRASS

La comparaison des nombres de sorties par âge de survenance donne les graphiques suivants :

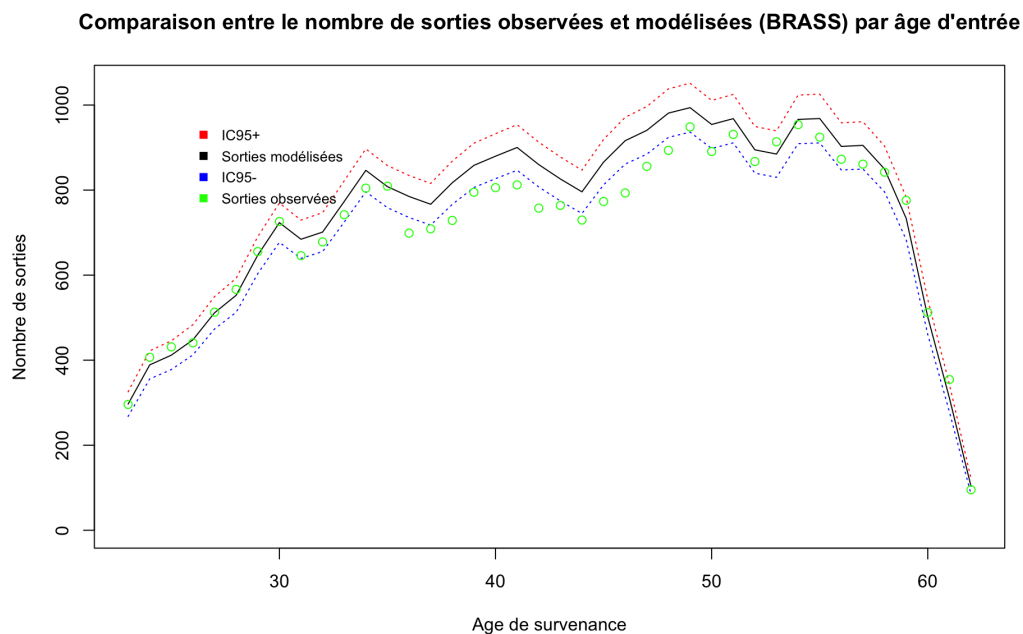


FIGURE 3.24 – Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (BRASS) par âge

Contrairement au lissage de Whittaker-Henderson, le lissage de BRASS surestime les sorties (par âge de survenance) de l'état d'incapacité. Comme nous le voyons à travers cette figure, pour les âges de 35 à 50 ans, les sorties observées n'appartiennent pas à l'intervalle de confiance de niveau 95%.

Passons à la comparaison par ancienneté.

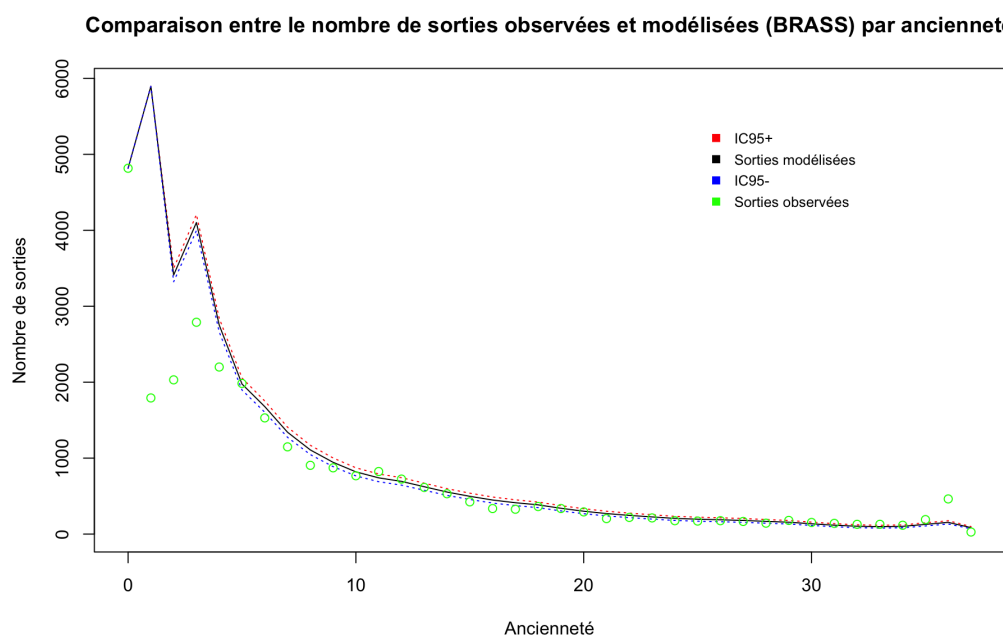


FIGURE 3.25 – Comparaison entre le nombre de sorties observées et le nombre de sorties modélisées (BRASS) par ancienneté

Par ancienneté, la table issue du lissage de BRASS surestime les sinistres de durée inférieure à 4 mois et n'est pas cohérente avec les observations car la plupart des sorties observées sont au-delà de l'intervalle de confiance à 95%.

Au vu de ces constatations, la table la plus adéquate que nous retenons est celle issue du lissage de Whittaker-Henderson car c'est la plus fidèle à nos observations parmi les deux.

3.9 La comparaison entre la nouvelle table et les tables de maintien en incapacité du BCAC : 2010 et 2013

Nous allons utiliser l'indicateur DRT pour la comparaison entre la table que nous avons obtenue avec la table réglementaire BCAC 2010 et la table BCAC 2013.

Nous nous sommes intéressés aux âges suivants pour la comparaison : 25 ans, 35 ans, 45ans et 55 ans.

La comparaison avec la table du BCAC 2010 nous donne les figures suivantes :

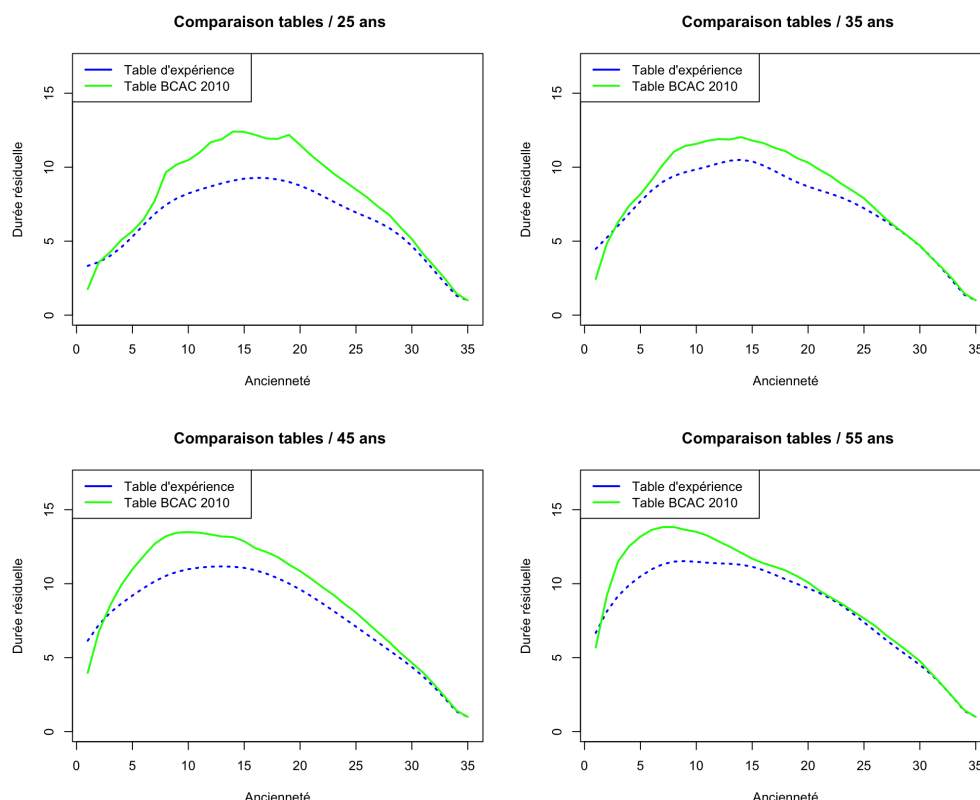


FIGURE 3.26 – Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table BCAC 2010

Le comportement de la table réglementaire BCAC 2010 diffère de celui de la table nouvellement construite.

Pour les âges représentés, les DRT des deux tables sont plus proches sur les bords. Pour l'âge d'entrée en incapacité 25 ans, nous avons une différence de 3,2 mois entre la nouvelle table et la table du BCAC 2010 pour l'ancienneté 14 mois, ce qui veut dire que, pour un individu entré en incapacité à 25 ans et qui a déjà passé 14 mois dans l'état, il lui reste, selon la nouvelle table, 9 mois en moyenne à passer en incapacité alors que selon la table du BCAC 2010, il lui reste 1 an. Cette différence est non négligeable et pèsera lors du provisionnement, si on provisionne avec la table réglementaire plutôt que la table construite. Cet écart se réduit au fur et à mesure qu'on avance en ancienneté.

De même, lorsque nous considérons un individu qui entre en incapacité à 45 ans et qui y a déjà passé 9 mois, "on espère" qu'il restera 13,5 mois si on se réfère à la nouvelle table de maintien alors que, selon la BCAC 2010, il a encore 11 mois à y passer. Cette différence de presque 2 mois et demi n'est pas non plus négligeable.

La table du BCAC 2010 surestime la durée passée en incapacité pour tout âge et de ce fait surestime également les provisions.

Qu'en est il de la table du BCAC 2013 ?

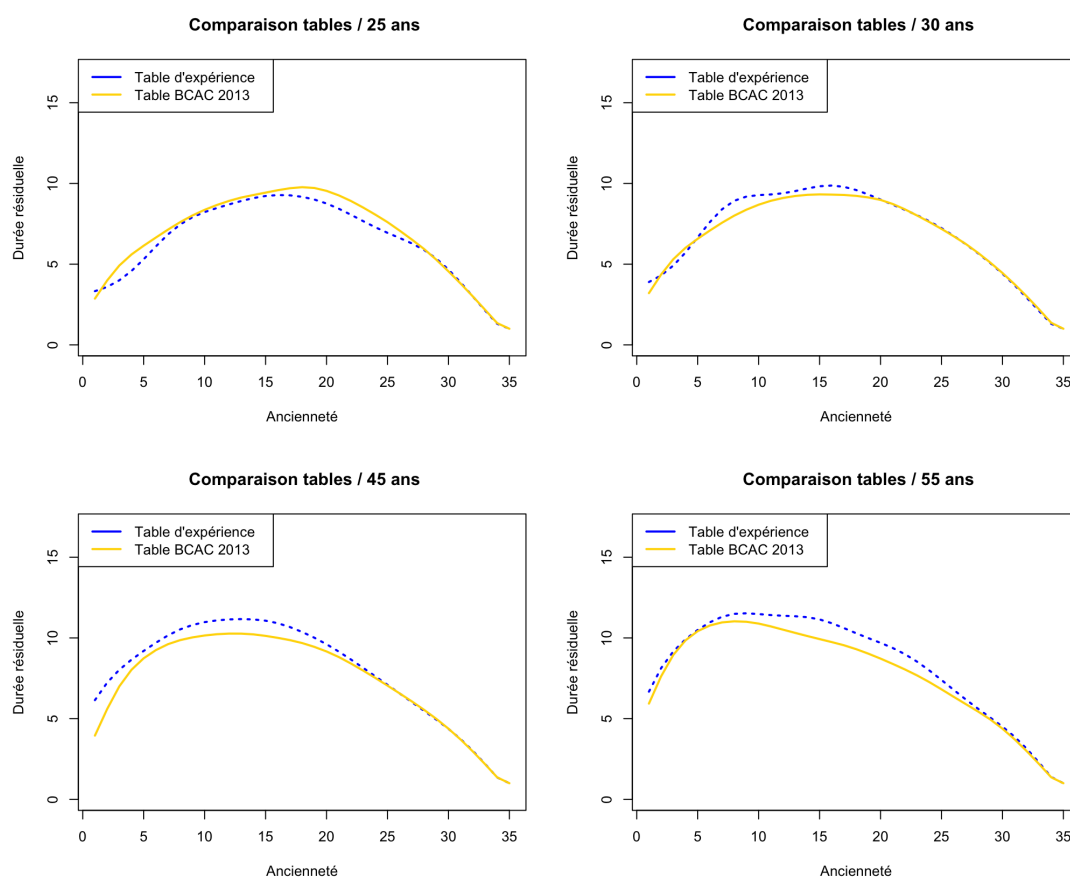


FIGURE 3.27 – Comparaison entre la nouvelle table d'expérience et la table BCAC 2013

Nous pouvons remarquer que la nouvelle table d'expérience se rapproche plus de la table du BCAC 2013. Les écarts sont moindres comparé à la table du BCAC 2010.

Pour un individu qui entre en incapacité à 25 ans et qui, comme précédemment, y a déjà passé 14 mois, il n'y a qu'un écart de 6 jours entre les deux tables. Rappelons que cet écart était de 3,2 mois avec la table du BCAC 2010.

Idem lorsque nous reprenons l'exemple de l'individu entré dans l'état d'incapacité à 45 ans et qui a 9 mois d'ancienneté. L'écart qui était de 2 mois et demi avec la BCAC 2010 n'est maintenant que de 28 jours.

En général, la table d'expérience est plus prudente que la table du BCAC 2013 pour notre portefeuille.

3.10 La comparaison entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience

Nous allons maintenant comparer les deux tables d'expérience. Nous utilisons également la DRT pour la comparaison.

3.11 La comparaison des DRT entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience

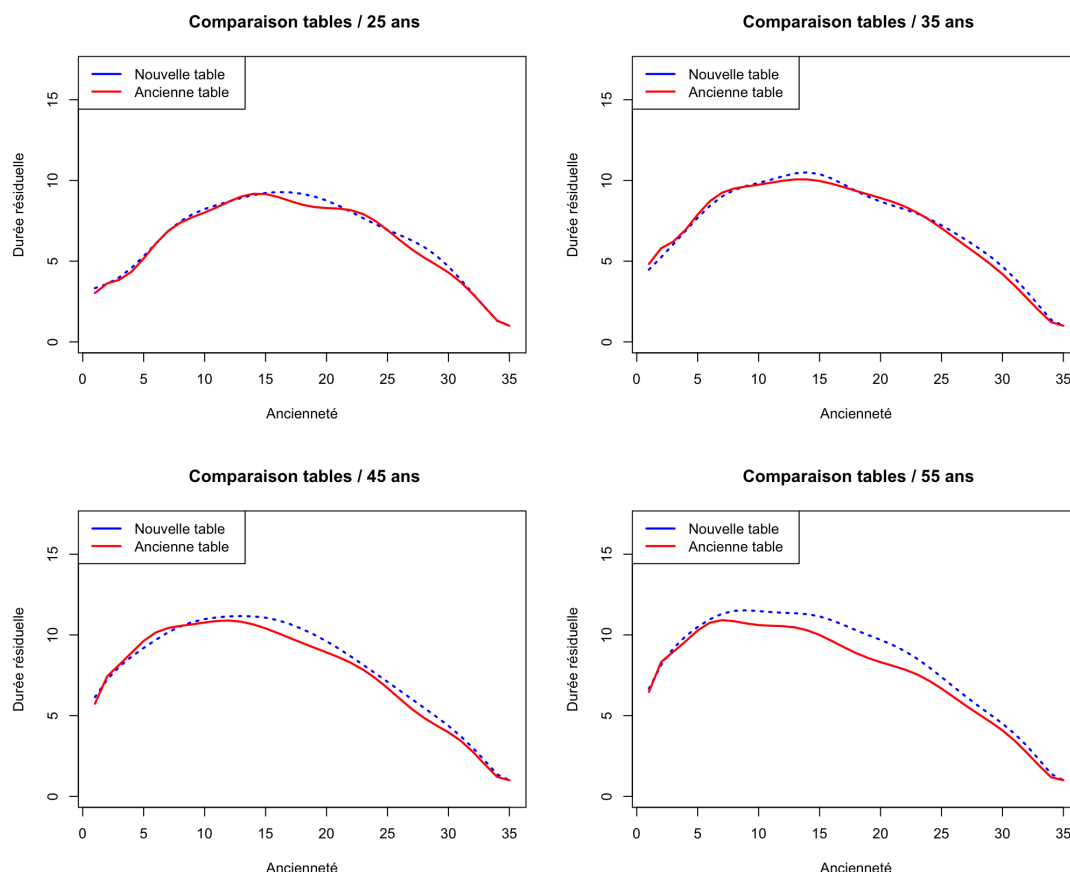


FIGURE 3.28 – Comparaison entre l'ancienne et la nouvelle table d'expérience

Nous remarquons que, plus nous avançons dans l'âge, plus l'écart se creuse entre les deux tables et au-delà de 6 mois d'ancienneté, les durées résiduelles de la nouvelle table sont supérieures à celles de l'ancienne table.

À 15 mois d'ancienneté, l'écart entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience est de 9 jours pour un individu entré en incapacité à 25 ans, de 10 jours pour l'âge 35 ans, de 24 jours pour 45 ans et de 38 jours pour 55 ans.

Pour 55 ans, après 1 an et demi dans l'état, nous avons un écart de 1 mois et demi entre les deux tables (selon l'ancienne, il lui reste un peu moins de 9 mois avant de sortir de l'incapacité, alors que selon la nouvelle, il lui reste 10 mois à y passer). Passé 6 mois d'ancienneté, la nouvelle table est plus prudente, car l'ancienne sous-estime la durée résiduelle dans l'état et donc sous-estime les provisions.

3.12 La comparaison des sorties entre la nouvelle et l'ancienne table d'expérience

Nous allons maintenant comparer les sorties de l'état entre l'ancienne et la nouvelle table, par âge de survénance et par ancienneté.

Par âge de survénance nous avons la figure suivante :

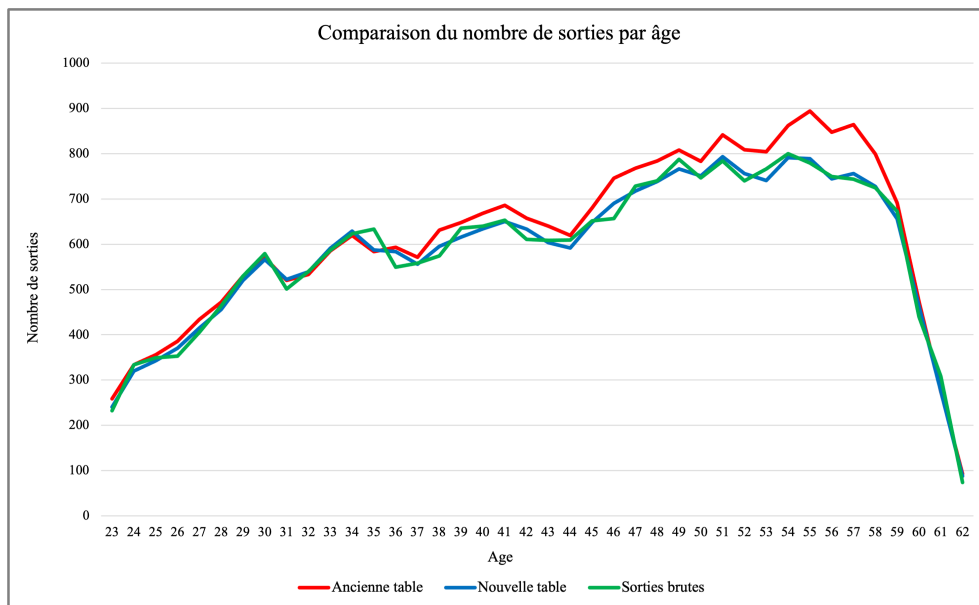


FIGURE 3.29 – Nombre de sorties par âge

En comparant le nombre de sorties par âge entre les sorties observés, celles de la nouvelle table et celle de l'ancienne, nous remarquons que l'ancienne table ne suit plus vraiment le comportement du portefeuille actuel. Elle maximise les sorties de l'état pour presque tous les âges (surtout à partir de 35 ans). A 45 ans par exemple, nous remarquons que l'ancienne table surestime le nombre de sorties de 4,4%, alors que la nouvelle table le sous-estime de 0,6%. A 55 ans également, l'ancienne table a un écart de 15% avec les observations alors que la nouvelle table ne surestime les sorties que de 1%. L'écart global (sur tous les âges) est de 5,36% pour l'ancienne table, c'est-à-dire qu'elle surestime le nombre total de sorties de 5,36% alors que pour la nouvelle table, cet écart global n'est que de -0,02%.

Par ancienneté nous obtenons le graphique suivant :

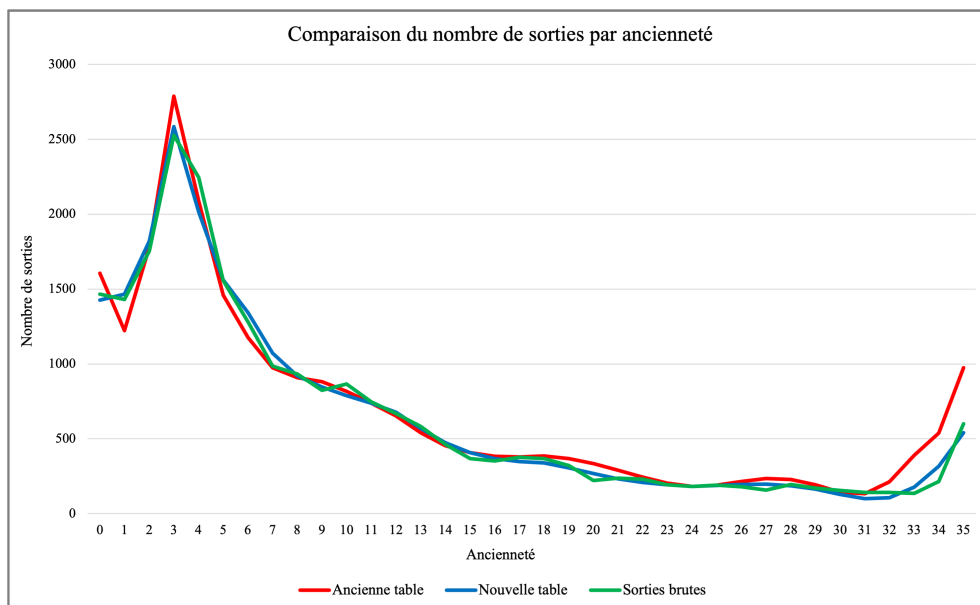


FIGURE 3.30 – Nombre de sorties par ancienneté

Lorsque nous faisons la comparaison du nombre de sorties par ancienneté, nous constatons que l'ancienne table n'est pas vraiment adéquate sur les bords. Nous avons des écarts importants pour les anciennetés de 0 à 3 mois pour l'ancienne table d'expérience et des écarts également importants à partir de 31 mois d'ancienneté, surtout pour l'ancienne table.

En ne considérant que les anciennetés de 3 à 31 mois, nous avons des écarts moindres pour la nouvelle table. A 9 mois d'ancienneté par exemple, l'ancienne table surestime les sorties de 6,8% alors que la nouvelle table n'est au dessus que de 2,6%. A 23 mois d'ancienneté, le nombre de sorties de l'état d'incapacité est surestimé par l'ancienne table de 6% et sous-estimé par la nouvelle de 0,1%.

Conclusion

A travers les tables et les comparaisons, nous remarquons que le comportement de notre portefeuille actuel diffère de celui de l'ancienne table d'expérience. Nous avons également vu que la table du BCAC 2013 est plus proche de nos observations que la table réglementaire.

Dans le chapitre à venir, nous nous intéresserons au provisionnement Best Estimate, ce qui nous permettra d'évaluer le coût du non changement de table, plus précisément ce que l'assureur perd en gardant l'ancienne table pour le provisionnement BE malgré l'évolution de la sinistralité.

Chapitre 4

Effets du changement de table sur la solvabilité via le provisionnement Best Estimate

Après construction et validation de notre table d'expérience, nous allons étudier l'effet de ce changement de table sur le provisionnement en la comparant aux tables de maintien en incapacité du BCAC et à la table d'expérience déjà existante.

4.1 Le cadre du calcul des provisions Best Estimate

La mise en application de la directive Solvabilité II le 1^{er} janvier 2016 visait à instaurer une exigence en termes de solvabilité pour les compagnies d'assurance, leur permettant de faire face à leurs engagements. Cette exigence se traduit par le maintien d'un niveau de fonds propres adéquat pour honorer leurs obligations envers les assurés. Conformément aux exigences quantitatives du Pilier I, deux niveaux distincts de fonds propres sont requis : le Capital de Solvabilité Requis (SCR) et le Capital Minimum Requis (MCR).

Le SCR représente le capital que les assureurs doivent détenir pour absorber les pertes engendrées par des événements imprévus et potentiellement préjudiciables à l'activité, avec une probabilité de 1/200 à horizon 1 an (VaR à 99,5%). Le MCR, quant à lui, est le montant minimal de fonds propres de base en deçà duquel l'entreprise n'est plus solvable.

Le calcul du SCR peut être effectué selon deux approches : un Modèle Interne développé par l'entreprise ou la Formule Standard proposée par l'autorité régulatrice. Il se subdivise en modules de risques correspondant aux différentes natures de risques.

En ce qui concerne les fonds propres sous Solvabilité II, ils sont déterminés par la différence entre les actifs et les provisions techniques. Ces dernières sont composées des provisions Best Estimate et de la Marge de Risque.

Les provisions Best Estimate représentent la meilleure estimation des réserves à constituer pour se prémunir contre les risques. Elles peuvent être déterminées par le biais des scénarios stochastiques (les provisions BE sont dans ce cas la moyenne des résultats issus des différents scénarios probables), ou calculées de manière déterministe en faisant des hypothèses spécifiques (les provisions BE sont dans ce cas la somme actualisée des flux de

trésorerie futurs probables selon cet unique scénario).

4.2 Le principe du calcul du Best Estimate

La provision Best Estimate se décompose en Best Estimate de prime et Best Estimate de sinistre. Dans ce mémoire, nous nous concentrons uniquement sur le calcul du BE de sinistre car nous n'avons pas à notre disposition les primes.

4.3 Provision mathématique de maintien en incapacité de travail

Les provisions sont calculées dossier par dossier.

Provision de maintien en incapacité = $\sum$ Montant de l'IJ due $\times$ durée probable de maintien en arrêt (max 3 ans) $\times$ facteur d'actualisation

Pour 1 € dû :

$$PM_{x,t}^{Inc} = \sum_{k=t+1}^{36} \frac{l_{x,k}}{l_{x,t}} \times \left(\frac{1}{1+i} \right)^{\frac{k-t}{12}}$$

Avec :

i le taux technique

$l_{x,k}$ le nombre de personnes en incapacité de travail d'âge x et d'ancienneté k

En plus de la provision de maintien en incapacité, nous avons la provision d'invalidité en attente car pendant la phase d'incapacité de travail, l'individu peut passer à l'état d'invalidité à tout moment. Nous nous limiterons ici au calcul de la provision de maintien en incapacité.

4.4 Le calcul des provisions

Nous nous plaçons au 31/12/2022 et nous évaluons les provisions pour les sinistres en cours à cette date.

4.4.1 Les provisions avec la table d'expérience construite

Par année de survenance, nous obtenons les provisions suivantes :

Année de survenance	Provision Mathématique
2020	2 942 580 €
2021	16 807 678 €
2022	38 923 805 €

TABLE 4.1 – Best Estimate de sinistre pour la nouvelle table

4.4.2 Les provisions avec l'ancienne table d'expérience

Par année de survenance, nous obtenons les provisions suivantes :

Année de survenance	Provision Mathématique
2020	2 618 863 €
2021	15 506 783 €
2022	38 206 066 €

TABLE 4.2 – Best Estimate de sinistre pour l'ancienne table

4.4.3 Les provisions avec la table de maintien en incapacité du BCAC 2010

Par année de survenance, nous obtenons les provisions suivantes :

Année de survenance	Provision Mathématique
2020	3 365 951 €
2021	19 240 797 €
2022	46 493 702 €

TABLE 4.3 – Best Estimate de sinistre avec la table du BCAC 2010

Comme attendu, nous remarquons que, peu importe l'année de survenance, les provisions obtenues avec la table du BCAC 2010 sont au-dessus de celles obtenues en utilisant la nouvelle table.

4.4.4 Les provisions avec la table de maintien en incapacité du BCAC 2013

Par année de survenance, nous obtenons les provisions suivantes :

Année de survenance	Provision Mathématique
2020	2 845 400 €
2021	15 795 406 €
2022	37 184 061 €

TABLE 4.4 – Best Estimate de sinistre avec la table du BCAC 2013

4.4.5 La comparaison entre les provisions

Les provisions totales au 31/12/2022 sont résumées dans le tableau suivant :

Tables	Nouvelle table	Ancienne table	BCAC 2010	BCAC 2013
BE de sinistre	58 674 063 €	56 331 712 €	69 100 450 €	55 824 867 €

TABLE 4.5 – Best Estimate de sinistre par table

Nous constatons un écart de + 3,99% lorsque nous comparons les provisions issues de la nouvelle table et celles issues de l'ancienne table. Nous remarquons également que la provision totale obtenue avec la table d'expérience construite présente un écart de + 4,86% avec la provision calculée avec la table du BCAC 2013 alors que, avec la table réglementaire (BCAC 2010) cet écart est de - 17,77% (nous avons un surplus de 10,4 M€ par rapport à la nouvelle table d'expérience).

Cette hausse de 3,99% de provisions entre l'ancienne et la nouvelle table vient confirmer les constats en ce qui concerne l'évolution de la sinistralité puisque nous avons observé que les arrêts sont de plus en plus longs depuis la pandémie.

4.5 A quoi s'attendre en 2023 ?

La table d'expérience que nous avons construite en nous basant sur les données de 2020 à 2022 servira pour le provisionnement BE de sinistre pour les années à venir, notamment pour l'année 2023. Cependant, il serait judicieux d'analyser la sinistralité en arrêt de travail "après Covid" (même si des cas de Covid sont toujours détectés en 2023) et de voir si le changement de comportement observé depuis la pandémie persiste, s'atténue, ou s'il y aura un retour à la normale pré-Covid (2019). Ne disposant pas de données après le 31/12/2022, nous n'avons pas pu analyser la sinistralité sur la période "post-Covid".

Néanmoins, certains assureurs publient des baromètres sur l'absentéisme et font des projections.

Parmi eux, le baromètre de AXA fait des projections pour les années à venir, notamment pour l'année 2023.

D'après ces projections, pour l'année 2023, un retour à la situation pré-Covid n'est pas anticipé.

Le taux d'absentéisme estimé pour l'année 2023 est situé entre 3,75% et 4,40%. Ce taux était de 4,5% en 2022 et de 3,2% pour 2019. AXA estime le pourcentage de salariés absents au moins un jour entre 35% et 42%. Ce pourcentage étant de 44% en 2022, l'absentéisme sera légèrement en baisse en 2023 par rapport à 2022. Néanmoins, les projections restent au-dessus de la tendance de 2019, qui était de 30%. Ainsi, il n'est pas prévu que l'absentéisme revienne au stade pré-Covid.

De ce fait, la nouvelle table d'expérience serait plus appropriée pour la sinistralité après Covid que l'ancienne si on se réfère au baromètre et aux projections qui sont faites pour l'année à venir.

Conclusion

Dans ce mémoire, nous avons étudié l'évolution de la sinistralité en incapacité sur la période du Covid 19 et construit une nouvelle table d'expérience de maintien en incapacité qui pourrait servir au calcul des provisions Best Estimate.

L'analyse du portefeuille a révélé un changement de tendance dans la sinistralité en incapacité de travail depuis la pandémie du Covid 19. Au fil des années (de 2016 à 2022), on assiste à une progression tant en nombre d'arrêts qu'en montants des indemnités journalières. L'âge d'entrée en incapacité diminue également sur la période marquée par la pandémie du Covid 19 et les arrêts sont de plus en plus longs au fil des années. Cependant, ne disposant pas des éléments sur la base assurée, nous ne saurions dire si l'augmentation du nombre de sinistres est due à l'augmentation du taux d'incidence ou plutôt à celle des effectifs sous risques.

Une seconde partie du mémoire a été dédiée à la construction d'une nouvelle table d'expérience basée sur les données de la période allant du 01/01/2020 au 31/12/2022. L'analyse comparative avec la table réglementaire (BCAC 2010) a démontré des écarts significatifs avec le portefeuille étudié. Elle surestime la durée passée en incapacité pour tout âge de survenance et, de ce fait, surestime également les provisions. Cependant le comportement de notre population se rapproche plus de la table du BCAC 2013 que de la table réglementaire. Aussi, lorsque nous comparons les deux tables d'expérience (celle avant Covid 19 avec celle construite dans ce mémoire), nous constatons que l'ancienne table ne suit plus réellement le comportement du portefeuille actuel, elle maximise les sorties de l'état.

Cette nouvelle table d'expérience a été ensuite utilisée pour calculer le Best Estimate de sinistres, qui rentre dans le calcul du SCR. Les résultats du provisionnement viennent confirmer nos constats et nos analyses. L'écart entre le BE de sinistre obtenu avec la nouvelle table d'expérience et la table du BCAC 2013 est de + 4,86%. Cependant, il diffère nettement de celui issue de la table réglementaire en vigueur (BCAC 2010), avec un écart de l'ordre de - 17,77%. En comparaison avec l'ancienne table d'expérience, l'écart entre les provisions est de + 3,99%.

Dans ce mémoire, nous limitons l'étude de l'impact du non changement de table au provisionnement BE de sinistre issu des flux des provisions mathématiques car nous ne disposons pas des autres données nécessaires au calcul du SCR. Néanmoins, nous pouvons anticiper que le SCR augmentera si on utilise la nouvelle table d'expérience plutôt que l'ancienne dans le calcul des provisions BE. De ce fait, le ratio de solvabilité, qui est le rapport entre les Fonds Propres et le SCR, diminuera.

Rappelons aussi que nous ne nous sommes pas intéressés à la saisonnalité de survenance

dans l'étude du maintien en incapacité de travail. Nous avons pris comme hypothèse que la durée de l'arrêt n'est pas sensible à la date de survenance du sinistre. Toutefois, ce point aurait pu être intéressant à aborder.

En outre, dans notre recherche de table de référence pour l'application du modèle de BRASS (pour le lissage des taux bruts), nous avons choisi la table du BCAC 2013, car elle se rapproche plus de nos observations que la table réglementaire. Mais, étant donné les résultats obtenus, le choix d'une autre table dont le comportement aurait été similaire à notre portefeuille, nous aurait donné de meilleurs résultats.

Il serait également intéressant d'étudier dans les années à venir, le comportement de la sinistralité en arrêt de travail après la pandémie (même si des cas de Covid 19 subsistent en 2023). Cette étude nous permettrait de savoir s'il y a eu un "avant" et un "après" Covid, c'est-à-dire si la pandémie laisse un impact continu et que ses effets restent appréciables après son passage ou si la sinistralité en incapacité ou en arrêt de travail en général reviendrait à sa tendance antérieure (avant 2020).

Annexes

Annexe 1

Évolution de l'âge moyen en incapacité par année en fonction du sexe

Sexe	Année	Age moyen	Évolution
Femmes	2016	42,83	-
	2017	42,87	0,1%
	2018	43,19	0,7%
	2019	42,50	-1,6%
	2020	42,95	1,0%
	2021	42,06	-2,1%
	2022	41,33	-1,7%
Hommes	2016	44,38	-
	2017	44,42	0,1%
	2018	44,57	0,3%
	2019	44,63	0,1%
	2020	45,04	0,9%
	2021	44,07	-2,1%
	2022	43,21	-2,0%
Ensemble de la Population	2016	43,59	-
	2017	43,64	0,1%
	2018	43,90	0,6%
	2019	43,59	-0,7%
	2020	44,06	1,1%
	2021	43,14	-2,1%
	2022	42,30	-2,0%

TABLE 4.6 – Évolution de l'âge moyen d'entrée en incapacité par sexe et par année

Annexe 2

Représentation des taux bruts et lissés avec la méthode de Whittaker-Henderson pour les âges 35 et 55 ans

Pour l'âge d'entrée en incapacité 35 ans, nous obtenons les figures suivantes :

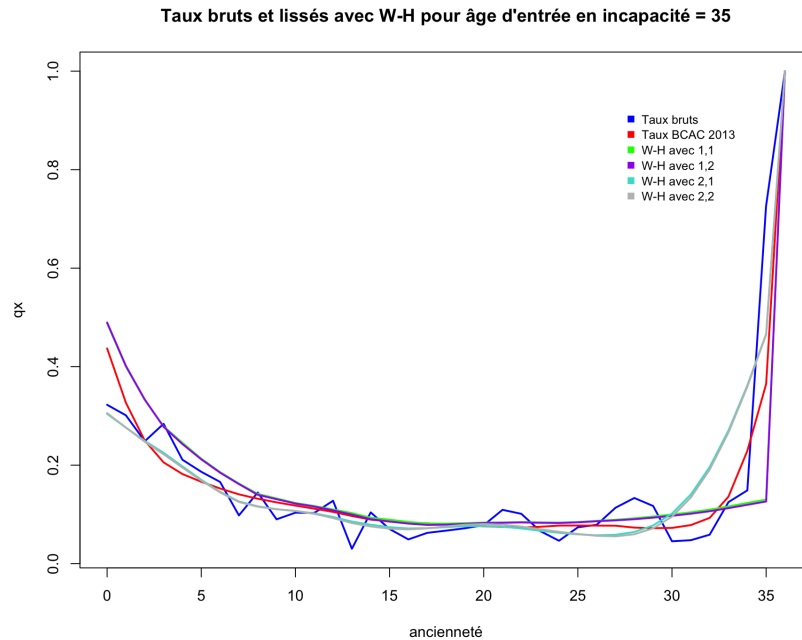


FIGURE 4.1 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 35 ans

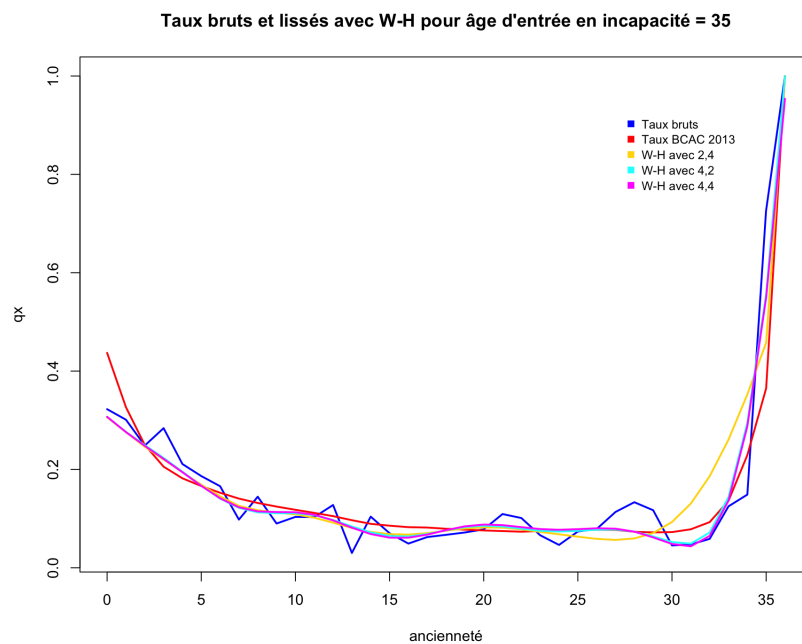


FIGURE 4.2 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 35 ans

Pour l'âge d'entrée en incapacité 55 ans, nous obtenons les figures suivantes :

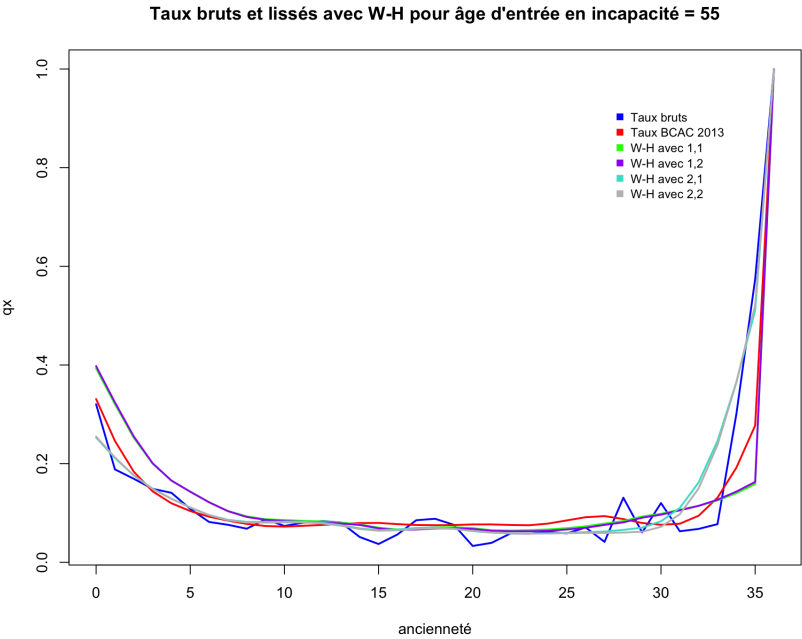


FIGURE 4.3 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 55 ans

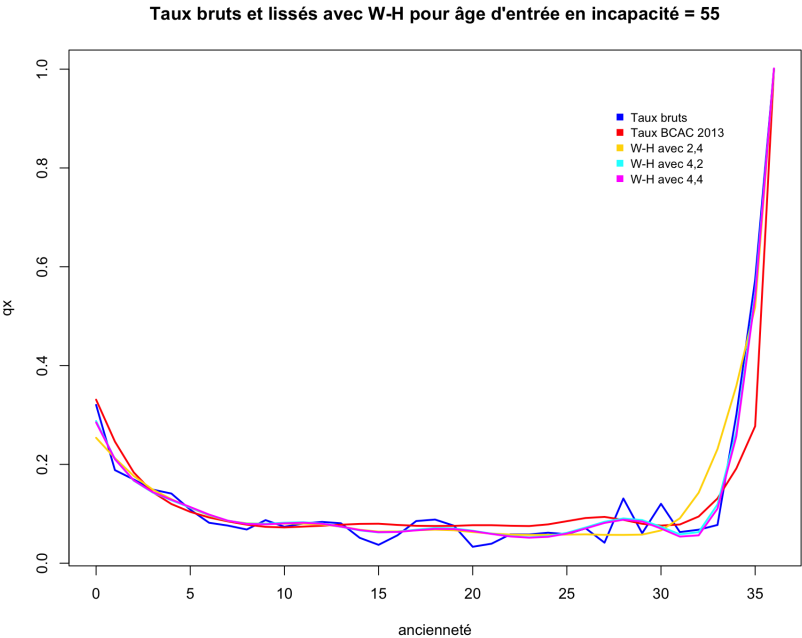


FIGURE 4.4 – Taux de sortie bruts et lissés pour âge d'entrée en incapacité 55 ans

Annexe 3

Représentation des taux bruts et lissés avec la méthode de BRASS pour les âges 35 et 55 ans

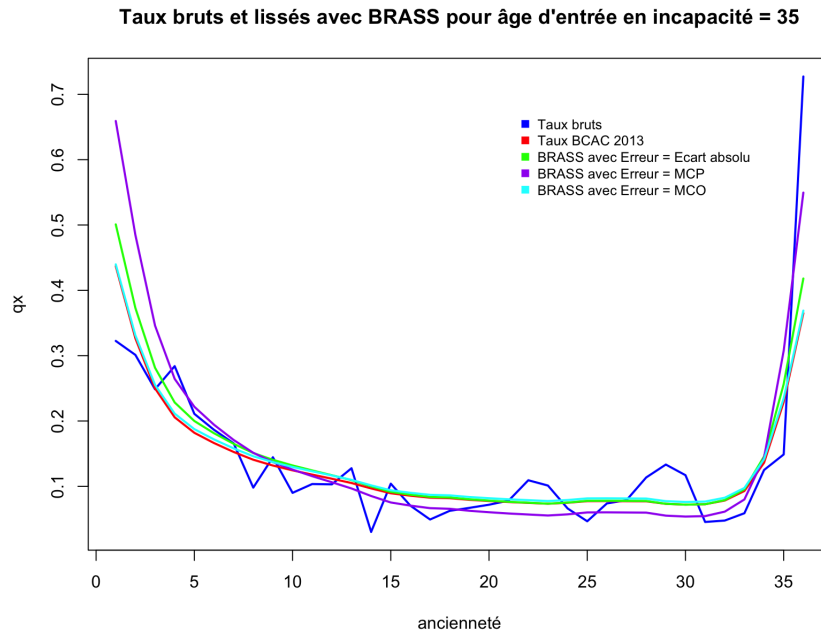


FIGURE 4.5 – Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 35 ans

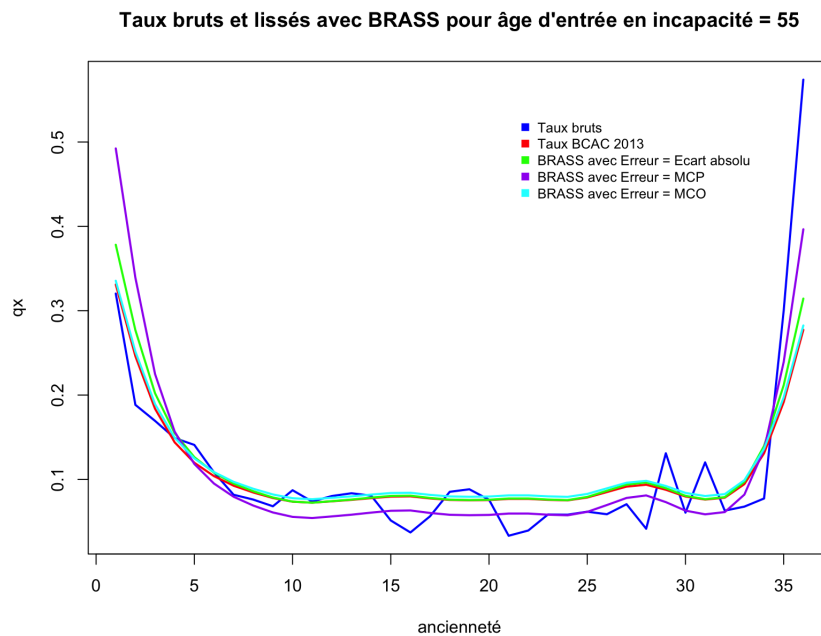


FIGURE 4.6 – Taux de sortie bruts et lissés avec BRASS pour âge d'entrée en incapacité 55 ans

Nouvelle table

Table	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
23 m.	10 000	6 489	4 368	3 048	2 203	1 647	1 274	1 018	838	708	611	536	477	428	386	351	320	293	267	246	224	202	181	160	140	122	107	94	83	73	64	56	49	44	38	
24	10 000	6 792	4 624	3 188	2 251	1 645	1 233	995	819	692	595	518	454	401	357	321	290	263	240	219	201	184	168	152	137	122	108	97	86	76	67	59	52	45	39	
25	10 000	6 916	4 747	3 271	2 299	1 674	1 275	1 017	842	715	615	533	465	407	360	321	289	262	239	219	203	188	174	160	146	132	119	108	99	93	84	75	67	59	52	
26	10 000	6 944	4 792	3 319	2 344	1 718	1 321	1 064	889	761	658	571	496	434	383	341	306	278	254	235	219	204	191	177	163	149	136	125	115	106	103	94	85	76	68	61
27	10 000	6 950	4 813	3 354	2 387	1 765	1 371	1 117	944	818	711	620	540	470	417	371	334	304	280	260	243	227	213	198	184	170	156	144	133	125	119	113	107	99	91	83
28	10 000	6 986	4 852	3 400	2 438	1 818	1 424	1 173	1 002	875	769	676	593	520	459	409	369	337	312	291	274	254	237	220	205	190	176	163	151	141	133	126	118	109	101	
29	10 000	7 031	4 912	3 461	2 500	1 880	1 486	1 235	1 065	939	834	739	652	575	509	455	412	378	350	325	303	282	262	243	225	209	194	180	168	156	146	137	128	119	111	
30	10 000	7 064	4 963	3 522	2 567	1 950	1 558	1 306	1 136	1 009	902	804	713	632	562	506	460	424	393	364	337	311	287	265	245	228	211	196	182	170	158	148	137	127	118	
31	10 000	7 042	4 976	3 568	2 631	2 022	1 631	1 378	1 206	1 076	965	862	767	683	612	554	506	470	436	403	371	339	311	285	263	244	226	210	195	181	169	158	146	131	106	
32	10 000	6 972	4 954	3 596	2 688	2 090	1 701	1 445	1 268	1 131	1 013	904	806	720	650	594	549	511	475	438	400	364	332	303	279	258	239	221	204	190	177	166	155	140	116	
33	10 000	6 901	4 930	3 626	2 750	2 164	1 772	1 512	1 325	1 178	1 051	936	834	748	680	627	585	547	509	469	428	388	352	322	296	273	252	232	214	199	186	175	165	151	126	
34	10 000	6 883	4 948	3 683	2 832	2 254	1 862	1 591	1 393	1 235	1 097	974	868	781	714	663	622	583	544	501	457	415	378	345	317	293	270	248	229	212	198	188	178	165	141	
35	10 000	6 929	5 017	3 772	2 937	2 366	1 972	1 693	1 485	1 314	1 165	1 034	922	833	765	713	669	628	586	541	495	452	413	378	349	322	296	273	253	232	218	207	198	186	160	
36	10 000	6 994	5 104	3 876	3 052	2 488	2 094	1 811	1 595	1 415	1 256	1 117	1 000	906	833	776	727	681	635	587	540	496	456	420	389	359	331	305	281	261	245	233	224	210		
37	10 000	7 017	5 163	3 958	3 148	2 591	2 201	1 919	1 699	1 513	1 349	1 204	1 082	982	902	837	781	729	679	629	581	537	497	461	428	397	367	338	312	289	272	259	248	233		
38	10 000	6 976	5 176	4 012	3 220	2 671	2 298	2 002	1 780	1 592	1 425	1 277	1 150	1 043	956	883	819	762	708	657	609	565	526	490	457	425	394	364	336	312	292	277	264	248		
39	10 000	6 988	5 165	4 057	3 292	2 747	2 338	2 072	1 848	1 658	1 487	1 334	1 200	1 086	992	913	844	783	727	674	625	582	543	508	475	444	413	382	353	327	304	287	272	254		
40	10 000	6 838	5 170	4 122	3 386	2 845	2 447	2 152	1 921	1 726	1 549	1 387	1 244	1 123	1 022	939	868	804	746	692	643	599	559	524	491	459	428	397	367	338	314	293	278	256		
41	10 000	6 850	5 229	4 222	3 507	2 965	2 554	2 245	2 004	1 801	1 615	1 441	1 291	1 162	1 056	970	898	833	774	720	670	624	584	547	512	480	448	416	384	353	325	302	283	261		
42	10 000	6 943	5 349	4 352	3 637	3 088	2 664	2 340	2 086	1 873	1 679	1 501	1 342	1 207	1 098	1 009	936	872	813	759	708	662	619	580	543	509	475	441	406	373	342	316	294	270		
43	10 000	7 085	5 510	4 500	3 768	3 204	2 765	2 426	2 158	1 934	1 736	1 557	1 389	1 263	1 150	1 059	984	919	861	807	757	710	665	623	584	546	509	472	434	398	365	336	312	286		
44	10 000	7 225	5 668	4 645	3 894	3 313	2 859	2 504	2 222	1 991	1 793	1 619	1 466	1 333	1 219	1 125	1 047	980	919	864	813	766	720	676	633	592	551	510	468	428	392	361	335	306		
45	10 000	7 208	5 765	4 741	3 987	3 399	2 934	2 569	2 280	2 047	1 851	1 663	1 535	1 406	1 294	1 198	1 117	1 045	981	923	871	823	777	731	686	641	595	549	503	459	420	387	359	329		
46	10 000	7 202	5 762	4 750	4 010	3 433	2 973	2 613	2 327	2 094	1 899	1 720	1 585	1 459	1 350	1 256	1 173	1 099	1 032	971	916	867	820	774	728	681	632	581	530	481	439	404	376	345		
47	10 000	7 222	5 671	4 678	3 962	3 415	2 994	2 641	2 363	2 131	1 930	1 753	1 605	1 479	1 373	1 282	1 201	1 127	1 059	996	940	888	840	794	748	700	650	596	541	489	444	408	380			
48	10 000	7 115	5 567	4 567	3 884	3 373	2 975	2 656	2 389	2 155	1 946	1 761	1 604	1 475	1 368	1 279	1 200	1 128	1 060	997	939	885	835	788	742	696	646	593	537	482	436	400	372			
49	10 000	7 017	5 445	4 481	3 819	3 350	2 954	2 652	2 395	2 162	1 948	1 757	1 594	1 459	1 350	1 260	1 182	1 111	1 044	979	919	863	811	763	718	674	627	576	521	468	422	386	360			
50	10 000	6 949	5 386	4 437	3 783	3 297	2 923	2 625	2 373	2 145	1 933	1 742	1 576	1 439	1 329	1 238	1 159	1 087	1 018	952	899	852	779	731	687	644	601	554	503	453	409	374	349	323		
51	10 000	6 921	5 362	4 417	3 760	3 266	2 884	2 580	2 329	2 107	1 903	1 717	1 554	1 418	1 308	1 217	1 137	1 063	991	922	868	800	748	700	657	617	578	535	489	442	401	368	344	321		
52	10 000	6 929	5 366	4 414	3 748	3 244	2 853	2 545	2 294	2 080	1 868	1 705	1 546	1 411	1 301	1 210	1 129	1 053	979	908	843	784	732	686	645	607	569	529	487	443	404	373	350	328		
53	10 000	6 974	5 411	4 448	3 771	3 259	2 864	2 557	2 312	2 104	1 916	1 740	1 582	1 446	1 333	1 240	1 158	1 080	1 004	931	864	804	751	705	665	627	590	550	507	464	425	394	372	350		
54	10 000	7 055	5 508	4 545	3 863	3 347	2 956	2 646	2 407	2 204	2 018	1 844	1 683	1 542	1 424	1 326	1 241	1 160	1 081	1 004	933	869	815	768	726	687	647	603	556	509	467	434	410	387		
55	10 000	7 151	5 646	4 699	4 022	3 596	3 107	2 801	2 560	2 357	2 172	1 996	1 833	1 687	1 562	1 457	1 365	1 279	1 194	1 111	1 035	967	910	861	816	773	727	676	621	566	518	482	456	430		
56	10 000	7 258	5 798	4 874	4 207	3 691	3 288	2 971	2 720	2 521	2 321	2 144	1 977	1 826	1 695	1 584	1 485	1 391	1 298	1 208	1 126	1 055	995	944	897	849	795	735	671	609	556	516	486	456	401	
57	10 000	7 251	5 925	5 014	4 350	3 853	3 422	3 094	2 828	2 605	2 408	2 224	2 052	1 897	1 763	1 647	1 542	1 440	1 349	1 261	1 183	1 109	1 021	970	922	871	812	745	675	605	555	512	479	444		
58	10 000	7 404	5 987	5 073	4 407	3 888	3 474	3 138	2 859	2 620	2 407	2 209	2 027	1 868	1 737	1 629	1 500	1 391	1 283	1 181	1 103	1 021	964	916	870	818	759	692	624	561	508	466	432	394	331	
59	10 000	7 421	5 990	5 058	4 381	3 859	3 444	3 104	2 817	2 585	2 354	2 119	1 924	1 757	1 615	1 492	1 377	1 264	1 155	1 085	971	905	853	808	754	706	650	599	539	483	437	396	367	328		
60	10 000	7 457	5 992	5 025	4 322	3 784	3 362	3 021	2 734	2 476	2 253	2 011	1 809	1 634	1 485	1 353	1 231	1 117	1 012	920	846	788	741	700	659	613	564	511	460	413	374	342	312	276		
61	10 000	7 601	6 088	5 047	4																															

Bibliographie

- [1] Edward L. Kaplan and Paul Meier. *Non parametric estimation from incomplete observations*. Journal of the American Statistical Association, 1958.
- [2] BCAC. *Note technique sur le provisionnement en arrêt de travail*, 1993.
- [3] Franck, VERMET. *Modèles de durée - Support de cours*, EURIA, 2022.
- [4] PLANCHET, F. *Statistique des modèles non paramétriques. Modèles de durée - Support de cours*, 2018.
- [5] PLANCHET, F. *Méthode de lissage et d'ajustement - Support de cours*, 2018.
- [6] Hasna, BAGUI. *Refonte des lois de maintien en incapacité temporaire de travail - Mémoire d'actuariat ISFA*. ISFA, 2013.
- [7] Clément, PETIT. *Construction d'une table de maintien en incapacité - Mémoire d'actuariat*. ISFA, 2017.
- [8] Tom, LEURENT. *Construction de tables d'expérience des risques incapacité et invalidité*, 2010.
- [9] Lee, GIESECKE. *Use of the Chi-Square statistic to set Whittaker-Henderson smoothing coefficients*, 1981.
- [10] F.D.K., LIDDELL. *Simple exact analysis of the standardised mortality ratio*. Journal of Epidemiology and Community Health, 1984.