



Mémoire de fin d'Etudes

Thème :

**Essai de construction d'une table de mortalité
d'expérience et son impact sur la tarification et le
provisionnement : Cas de la MAE Assurances**

Présenté et soutenu par :

Wael BEN HAMMA

Encadré par :

Mr. Rassem KTATA

Etudiant(e) parrainé(e) par :

MAE Assurances

Remerciements

Je souhaite tout d'abord adresser mes remerciements à Monsieur **Rassem KTATA**, mon encadrant, pour sa disponibilité, sa gentillesse et ses conseils avisés.

Je tiens également à remercier Madame **Imene BEJAOUI** de m'avoir accueilli dans son service et pour ses conseils.

Je remercie notamment toute l'équipe du branche technique vie, en particulier Monsieur **Karim GHARBI** et Monsieur **Youssef GUIZANI** pour leur accueil chaleureux et leur soutien.

Pour finir, un grand merci à toute ma famille, pour leurs aides, leurs conseils ainsi que pour leurs soutiens.

Sommaire

Introduction générale.....	1
Chapitre I : Les fondements de l'assurance vie et des tables de mortalité.....	3
Introduction	3
Section 1 : Définition et spécificités des contrats d'assurance vie	4
Section 2 : Les fondements techniques des tables de mortalité.....	12
Conclusion.....	18
Chapitre II : démarche de la construction d'une table d'expérience et son impact sur la tarification et le provisionnement : revue de la littérature.....	19
Introduction	19
Section 1 : Démarche de la construction d'une table d'expérience.....	19
Section 2 : Impact de l'expérience sur le solde technique d'une compagnie d'assurance ...	36
Conclusion.....	40
Chapitre III : élaboration de la table de mortalité d'expérience.....	42
Introduction	42
Section 1 : présentation du cadre de travail	42
Section 2 : Elaboration de la table	46
Section 3 : Impact de l'expérience sur la fixation des prix et le calcul des provisions.....	60
Conclusion.....	65
Conclusion générale	66
Références Bibliographiques.....	68
Annexes.....	70

Liste des figures

Figure 1: L'évolution des primes de l'assurance vie.....	9
Figure 2: La concentration des primes émises des trois premières entreprises.....	9
Figure 3: L'évolution des indemnisations en assurance vie.....	10
Figure 4: L'évolution des principaux soldes techniques de gestion sinistre	10
Figure 5: évolution des frais de gestion de l'assurance vie.....	11
Figure 6: Résultat technique de l'assurance vie	12
Figure 7: Portefeuille de la MAE Assurance 2021.....	43
Figure 8: Evolution de chiffre d'affaires de 2015-2021 en MD.....	44
Figure 9: Nombre d'enregistrement en fonction de l'année de souscription	45
Figure 10: décès par âge.....	46
Figure 11 : Exposition et décès par âge pour les deux sexes	48
Figure 12: Comparaison entre les estimateurs de kaplan-meir et de hoem.....	49
Figure 13: Ajustement de Makeham pour les deux sexes	52
Figure 14: Ajustement par le modèle de Thatcher pour les deux sexes	54

Liste des tableaux

Tableau 1: Situations possibles de la mortalité	22
Tableau 2: Structure de deux sexe.....	47
Tableau 3: Paramètres de modèle Makeham.....	51
Tableau 4: paramètres de modèle de Thatcher	53
Tableau 5: Tests de validation et indicateurs de la qualité de l'ajustement pour « homme » ..	58
Tableau 6: : Tests de validation et indicateurs de la qualité de l'ajustement pour « femme »	58
Tableau 7: Prime pure annuelle issue de la table d'expérience.....	62
Tableau 8: Prime pure annuelle issue de la table de référence (TD99).....	63
Tableau 9: provision mathématique après un an calculée à partir de la table d'expérience...	64
Tableau 10: provision mathématique après un an calculée à partir de la table TD99	64

Introduction générale

Par son rôle dans la mobilisation de l'épargne et la sécurisation des investissements et des affaires, la branche vie contribue tout spécialement au financement de notre économie. Dans ce cadre, les assureurs sont préoccupés par le fait de développer leurs propres produits vie en prenant en compte les particularités économiques et sociales de leur clientèle. En fait, cette demande de produits d'assurance vie connaît une croissance importante. Ainsi la sécurisation, le pilotage et le suivi des risques deviennent de plus en plus importants.

La question de la durée de la vie humaine est l'un des principaux risques auxquels sont confrontés les compagnies d'assurance. Depuis plusieurs années, on assiste à un accroissement de l'espérance de vie, dont les progrès de la médecine et les améliorations des conditions de vie sont les facteurs principaux qui expliquent cette progression. La mise au point de tables de mortalité, donnant pour chaque âge d'un individu son espérance de vie, est la clé de la fixation des prix et du calcul des engagements de l'assureur.

Depuis la construction des premières tables de mortalité au XVIII^e siècle par Antoine Deparcieux et Théodore Tronchin, la modélisation des durées de survie liées à la vie humaine n'a pas cessé d'intéresser les actuaires. Aujourd'hui les modèles de survie sont utilisés aussi bien en mortalité que pour le maintien en arrêt de travail, ou encore pour estimer les durées avant la résiliation des contrats d'assurance.

La fixation des prix constitue l'un des points les plus délicats dans le sens où elle influe sur la compétitivité des assureurs, principalement après la venue de concurrents par le biais de la bancassurance. En matière d'assurance vie, les paramètres de tarification sont le taux technique et la table de mortalité. Celle-ci est la base de référence de toutes les activités d'assurance vie puisqu'elle permet une estimation de la probabilité de survie ou de décès des personnes assurées.

Dans le cadre de cette étude, nous allons nous focaliser sur le risque de décès. Il convient de préciser qu'au stade de la souscription de la garantie décès, l'assureur s'engage sur une grille tarifaire : les cotisations sont déterminées dès le départ alors que la survenance du décès est aléatoire. Cela impose forcément de savoir apprécier le plus justement possible les perspectives d'évolution de la mortalité dans le cadre de calcul des primes et des réserves.

Il faut noter qu'afin de tarifer les différents produits en cas de décès, le législateur a imposé, en tant que base de fixation des prix, une table de mortalité officielle en cas de décès. Les compagnies d'assurance tunisiennes ont tendance à recourir à la table de mortalité TD99.

Toutefois, cette pratique ne permet pas de tenir compte de réel risque encouru par le portefeuille de garanties décès de l'assureur. De fait, en vertu d'une divergence par rapport à la population de référence (TD99) et la population en question qui n'a pas nécessairement les mêmes caractéristiques. En outre, le fait le plus marquant de ces dernières années est la progression de l'espérance de vie des êtres humains.

De ce fait, cette standardisation de table de mortalité peut aboutir à des situations de sur tarification et donc de sur provisionnement. Une telle situation peut provoquer une perte de part de marché ainsi qu'un coût d'opportunité.

Le but de cette étude est la construction d'une table dite d'expérience (pour le risque de décès), ses fondations et son impact sur la tarification et le provisionnement. Pour répondre à notre question, nous avons divisé notre étude en trois chapitres. Un premier chapitre vise à mettre en relief quelques notions relatives à l'assurance vie en présentant les fondements techniques et les évolutions actuelles de cette branche en Tunisie.

Le second chapitre est dédié à une revue de la littérature en vue de détecter dans un premier temps les divers effets de l'expérience sur les résultats des assureurs puis dans un second temps nous présenterons les fondements et les théories de la démarche de construction d'une table d'expérience relative au risque de décès en nous attachant aux modalités d'estimation des taux bruts de mortalité essentiellement en cas de données manquantes ainsi que les différentes techniques de lissage pour le redressement des taux bruts évalués qui permettent de parvenir à une courbe de mortalité de forme dite régulière.

Le troisième chapitre présente notre étude sur la population de la MAE Assurance menant à construire une table de mortalité d'expérience pour finir par analyser l'impact d'une telle table sur la tarification des produits en question et sur le provisionnement.

Chapitre I : Les fondements de l'assurance vie et des tables de mortalité

Introduction

La véritable mission de l'assurance est de fournir aux gens la sécurité dont ils pensent avoir besoin. Elle leur procure un sentiment de sécurité future en les assurant contre les risques ponctuels qui l'envisage sur leur personne et leurs biens.

C'est dans cette logique est née l'assurance-vie, c'est une branche de l'assurance, fondée sur la vie humaine, telle que définie dans le code des Assurances tunisiennes "Toute affaire impliquant un engagement dépend de l'exécution d'engagements humains". Par conséquent, les assureurs doivent étudier les taux de mortalité de leurs assurés pour déterminer les taux appropriés et le montant des réserves nécessaires pour faire face à leurs engagements.

Les compagnies d'assurance utilisent l'outil de table de mortalité comme base technique pour la tarification et les réserves. Cependant, les tables de mortalité construites sur la population générale peuvent présenter des défauts, d'une part, dans l'allongement de la durée de vie depuis la date d'élaboration de la table, et, d'autre part, dans l'allongement de la durée de vie de la population.

Section 1 : Définition et spécificités des contrats d'assurance vie

L'assurance-vie est un contrat par lequel l'assureur s'engage auprès du preneur d'assurance à verser des rentes ou des versements en capital à une ou plusieurs personnes identifiées par le preneur d'assurance. L'assurance-vie est une forme de placement financier qui vous permet d'épargner à moyen et à long terme. C'est une façon pour l'assuré de gérer ses ressources dans le temps. Ainsi, les souscripteurs ont la possibilité d'épargner et de transférer cette épargne en cas d'événement lié à l'assuré, qu'il s'agisse de son décès ou de survie.

I.1.1. Les différents Types des contrats en assurance vie

Il y a deux façons de présenter les formules d'assurance des personnes : la traditionnelle, qui distingue les produits d'assurance vie, les produits d'assurance décès et les produits mixtes, et la nouvelle, qui distingue les produits d'épargne et de prévoyance. Ces deux présentations correspondent à deux générations de produits, les produits traditionnels d'une part et les produits dits nouveaux d'autre part. Chaque contrat d'assurance comporte une garantie de base et des garanties supplémentaires. Les garanties de base des contrats d'assurance-vie sont les suivantes :

I.1.1.1. Assurance en cas de décès :

La garantie décès assure le paiement d'un capital ou d'une rente à un ou plusieurs bénéficiaires désignés en cas de décès de l'assuré avant la fin du contrat. Il y a plusieurs catégories d'assurance décès, les plus connues étant les contrats d'assurance vie temporaires et vie entière.

Certains contrats peuvent comporter des garanties supplémentaires optionnelles en cas de décès assurant que le capital versé aux bénéficiaires ne soit pas inférieur à la somme des versements diminuée des rachats partiels. Ces garanties concernent les contrats multi-supports investis dans des supports à risque, car pour les contrats en unité monétaire, le capital est toujours garanti.

I.1.1.2. Assurance en cas de vie :

L'assurance-vie assure le versement d'un capital ou d'une rente au souscripteur-assuré si celui-ci est en vie au jour de son contrat. Elle lui permet de financer sa retraite ou de se constituer un capital en vue de l'acquisition ultérieure d'un bien.

Le but de la conclusion d'un contrat d'assurance-vie est de se constituer graduellement un capital, tout en bénéficiant d'avantages techniques et fiscaux, qui sera reversé à l'assuré s'il est encore en vie au terme du contrat.

I.1.1.3. Assurance mixte

Par définition, un contrat hybride combine une assurance vie et une assurance décès. Ce type de garantie couvre donc à la fois le risque vie et le risque décès. Ainsi, la compagnie d'assurance s'engage à verser un certain capital à l'assuré ou au bénéficiaire si l'assuré est vivant à la fin du contrat, et au bénéficiaire si l'assuré décède avant la fin du contrat. Le capital des contrats et placements est ainsi réparti entre la part de l'épargne réalisée en assurance-vie et les garanties décès.

I.1.2. Instruments d'investissement en assurance vie

Ce sont des produits financiers purs, similaires au mécanisme d'épargne bancaire, dans la mesure où ils ne sont pas techniquement basés sur la probabilité de décès ou de survie.

Ainsi, ce sont les primes acquittées qui déterminent le capital final. Ces produits peuvent être :

- ❖ Les fonds en unités monétaires : c'est-à-dire que les garanties du contrat sont des montants en monnaie, auquel cas le seul risque supporté par l'assureur sera le risque de taux.
- ❖ Les fonds en UC : C'est-à-dire que les garanties du contrat sont des valeurs mobilières (actions, obligations...) sachant que le risque de perte sera assumé par l'assuré. Le placement en Unités de Compte permet de placer l'épargne sur des supports financiers plus dynamiques que la monnaie (dinars). En contrepartie d'un risque de perte, plus ou moins élevé selon la nature des Unités de Compte, mais en profitant d'un rendement plus intéressant.

I.1.3. Les Versements en Assurance vie

Une fois que le contrat a été conclu, le souscripteur peut effectuer des versements de plusieurs manières. Les versements peuvent être libres, occasionnels ou réguliers.

- ❖ Les versements uniques : Le contrat peut stipuler que la somme totale de l'épargne doit être libérée en une seule fois lors de la souscription de la police d'assurance-vie. Il s'agit d'une forme rigide d'alimentation du contrat qui ne permet pas d'investissement futur.
- ❖ Les versements volontaires : Le contrat peut autoriser les versements libres. Le souscripteur verse des fonds sur son contrat d'assurance-vie quand il le souhaite. En général, un montant minimum de paiement est fixé.
- ❖ Les versements planifiés : Il est possible de prévoir dans le contrat que le souscripteur verse des fonds sur son contrat selon une périodicité fixe et régulière, par exemple chaque mois, trimestre, semestre ou année. Le choix de la périodicité et du montant minimum de chaque versement est effectué par le souscripteur lors de la conclusion du contrat.

Les sorties en assurance vie

Le participant peut décider de se libérer du contrat soit sous forme de capital, soit sous forme de rente.

❖ **Rachat**

La sortie en capital d'un produit d'assurance vie ou de capitalisation consiste à récupérer les fonds par le moyen de rachats. Trois formes de rachats sont envisageables :

- Rachat total : La sortie est totale et définitive.
- Rachat partiel : Il s'agit de la sortie d'une partie seulement du capital.
- Rachat progressif ou programmé : La sortie est partielle régulière.

❖ **Rente viagère**

On appelle une rente viagère le fait pour la compagnie d'assurance servir une rente périodique à vie au profit du souscripteur ou de son bénéficiaire après une période définie. Le capital est donc remplacé par une rente qui sera versée au souscripteur jusqu'à son décès. Au jour du décès, il est possible que le montant des rentes touchées soit moindre que le capital total versé au contrat. Il est toutefois envisageable de souscrire à l'option de réversion

qui garantit en cas de décès de l'assuré le versement d'un pourcentage du montant de la rente viagère au bénéficiaire désigné.

- Le montant du capital acquis
- L'espérance de vie moyenne à l'âge du bénéficiaire de la rente à la date de la transformation du capital en rente.
- Des conditions tarifaires de la rente à la conversion : taux technique et table de mortalité.

I.1.4. Les parties au contrat d'assurance vie

I.1.4.1. L'assureur

Selon le code des assurances tunisien, pour pratiquer l'assurance vie l'assureur doit être agréé au préalable par l'autorité de tutelle à savoir le Comité Général des Assurances.

Pour être agréé, l'entreprise d'assurances doit être constituée sous l'une des formes suivantes :

- ✓ Société Anonyme
- ✓ Société à forme mutuelle
- ✓ Caisse mutuelle agricole constituée conformément aux textes particuliers la régissant

I.1.4.2. Le souscripteur

Le souscripteur est la personne morale ou physique qui s'engage en son nom personnel envers l'assureur, notamment au paiement des primes. Dans un contrat collectif, le souscripteur est peut-être une personne morale ou un chef d'entreprise.

I.1.4.3. L'assuré

C'est la personne sur la tête de laquelle l'assurance repose. Par exemple, dans une assurance temporaire en cas de décès, l'assureur n'est tenu au paiement des prestations que si l'assuré décède avant le terme prévu.

L'assurance sur la vie peut être contractée sur la tête d'autrui. S'il s'agit d'une assurance en cas de décès, le souscripteur du contrat, aussi bien que le bénéficiaire, peuvent avoir intérêt à la disparition de l'assuré.

I.1.4.4. Le bénéficiaire

C'est la personne qui, si elle est en vie à cette époque, reçoit les prestations prévues au contrat lors de la réalisation du risque garanti.

Le bénéficiaire est désigné par le souscripteur. Cette désignation peut être directe et nominative, mais elle peut tout aussi bien être indirecte : Le Code prévoit ainsi que sont considérées des personnes désignées : Le conjoint, les descendants nés ou à naître et les héritiers sans indication de leurs noms. Dans le cas où il s'agit des héritiers, chacun d'eux a droit au bénéfice de l'assurance en proportion de sa part héréditaire

I.1.5. Le secteur tunisien en assurance vie

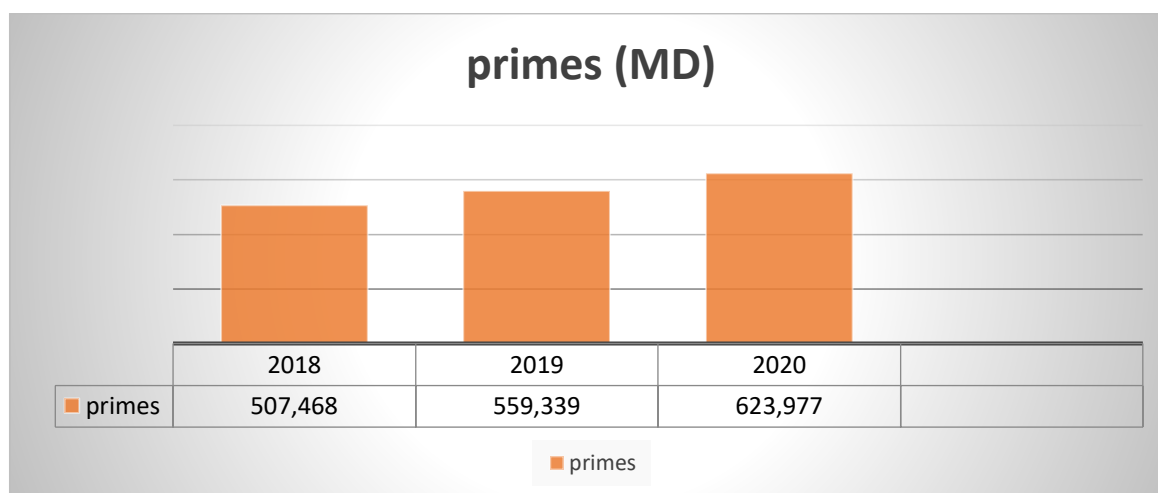
Par son évolution, l'assurance vie permet de financer de façon soutenue l'économie de notre pays. En effet, les compagnies d'assurance vie constituent des importants investisseurs institutionnels, susceptibles de mobiliser une épargne importante et stable.

La proportion de la branche vie en Tunisie est encore faible (24%) en comparaison avec celle de l'Égypte (46%) et du Maroc (45%)

I.1.5.1. Les primes

Le taux de progression des primes d'assurance vie et la capitalisation qui restent encore le potentiel de croissance le plus important du secteur. Selon les données tirées du rapport de FTUSA 2020, le marché de l'assurance vie a enregistré une légère reprise après sa décélération en 2019 pour atteindre 11,5% contre 10,2% l'année précédente et 14,7% en 2018 et une variation annuelle moyenne de 15,6% durant la période (2016-2020). En effet, la part de cette catégorie d'assurance sur le marché est en amélioration continue même si elle reste encore assez faible (24,3% contre 23,2% en 2019 et 22,5% en 2018).

Figure 1: L'évolution des primes de l'assurance vie



Source : Rapport FTUSA 2020

La part des trois premières entreprises dans les émissions totales de la branche vie durant les trois dernières années est passée de 42,44 % en 2018 et de 38,49 % en 2019 à 40,72 % en 2020.

Figure 2: La concentration des primes émises des trois premières entreprises.

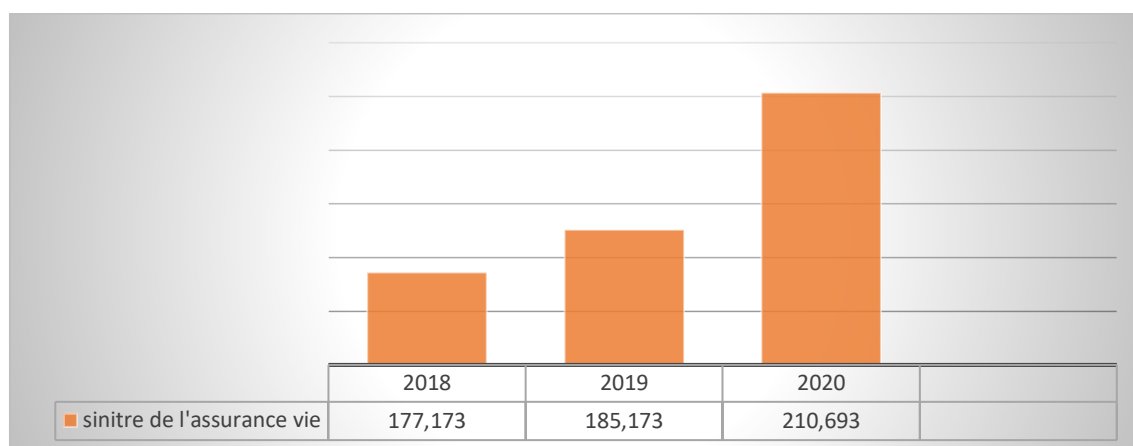
2018		2019		2020	
Entreprises	En %	Entreprises	En %	Entreprises	En %
Attijari ASS		Attijari ASS		Attijari ASS	
ASS BIAT	42 ,44	ASS BIAT	38,49	ASS BIAT	40,72
MEGHREBIA VIE		MEGHREBIA VIE		MEGHREBIA VIE	

Source : Rapport FTUSA 2020

I.1.5.2. Les sinistres

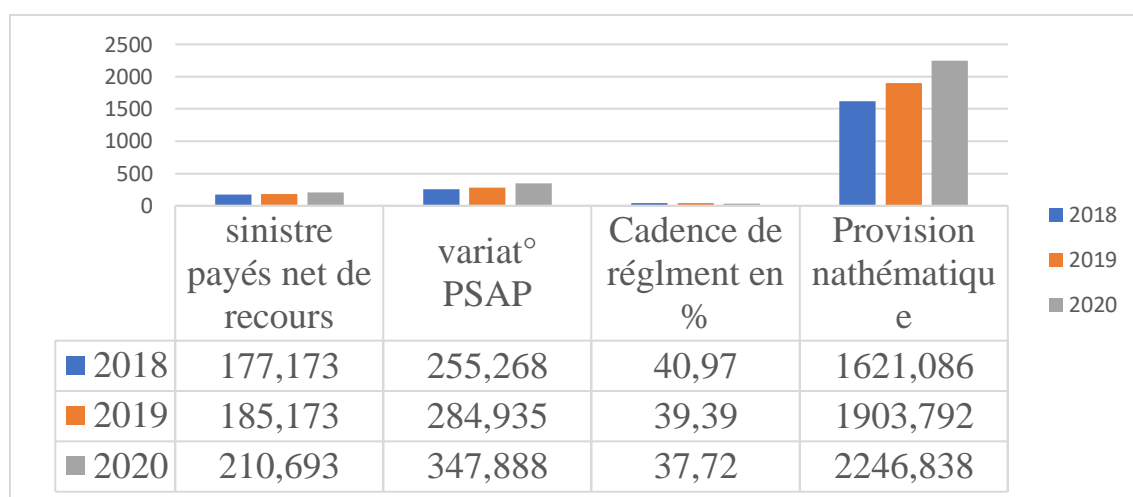
Les sinistres payés et les capitaux échus en 2020 ont atteint le montant de 210,693 MD contre 185,173 MD en 2019 et 177,173 MD en 2018 enregistrant ainsi une augmentation de 13,78 % en 2020.

Figure 3: L'évolution des indemnités en assurance vie



Source : Rapport FTUSA 2020

Figure 4: L'évolution des principaux soldes techniques de gestion sinistre



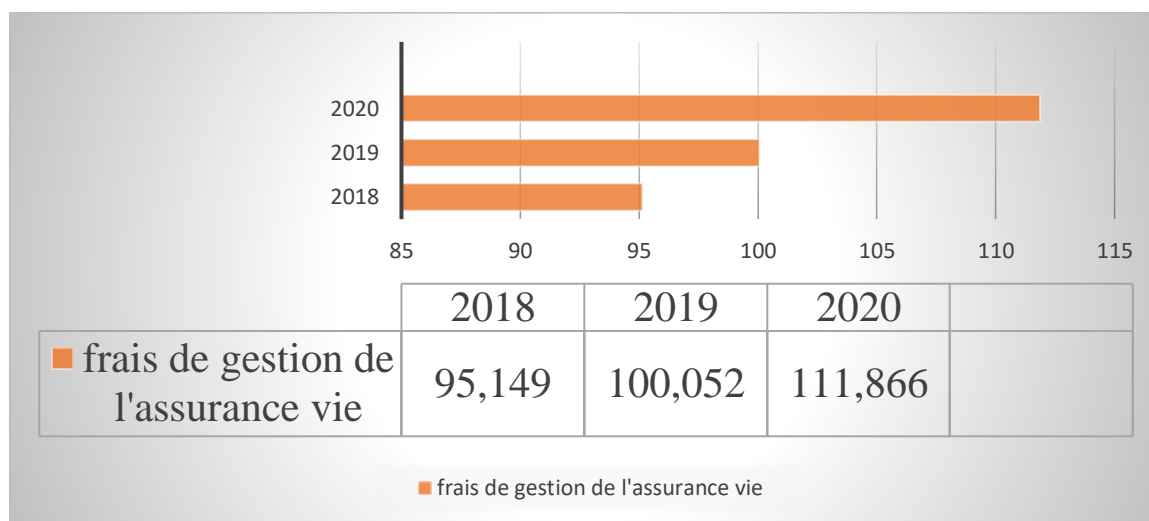
Source : Rapport FTUSA 2020

La provision mathématique vie s'élève à 2 246,838 MD en 2020 contre 1 903,792 MD en 2019 et 1 621,086 MD en 2018, soit une augmentation de 18,02 % par rapport à 2019.

I.1.5.3. Les frais de gestion

Les frais de gestion (les frais d'acquisition et les autres charges de gestion nettes) de la branche vie s'élèvent à 111,866 MD en 2020 contre 100,052 MD en 2019 et 95,149 MD en 2018 soit une augmentation de 11,81 % en 2020.

Figure 5: évolution des frais de gestion de l'assurance vie

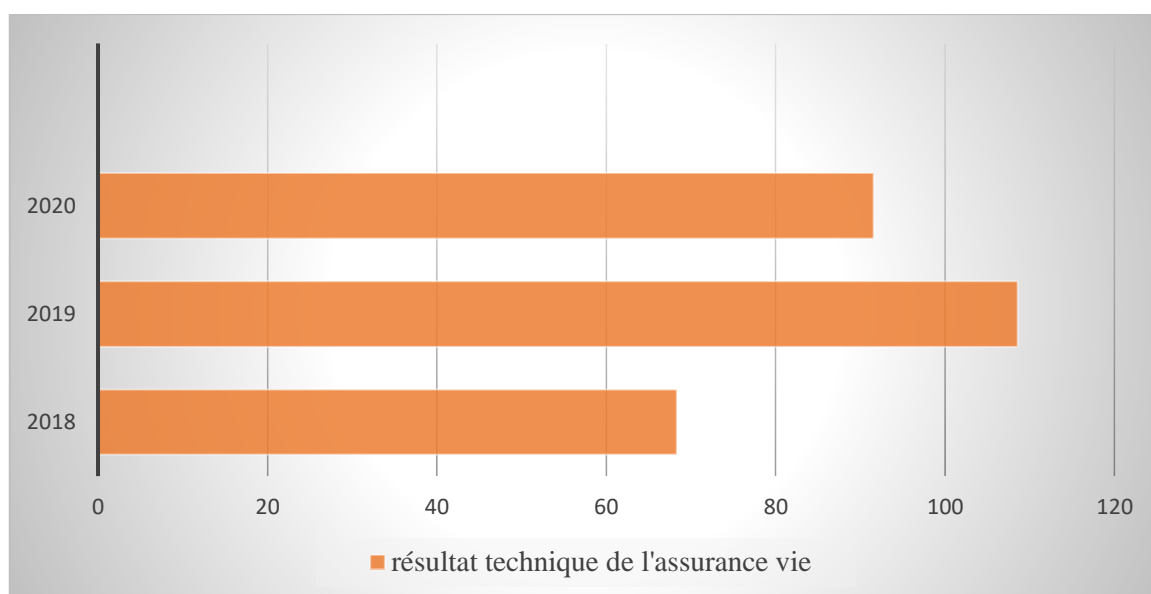


Source : Rapport FTUSA 2020

Les charges de gestion en proportion des primes émises par la branche sont de 17,93% en 2020, contre 17,88% en 2019 et 18,75% en 2018 (12,85% pour les frais d'acquisition et 5,90% pour les frais de gestion).

I.1.5.4. Résultat technique

Figure 6: Résultat technique de l'assurance vie



Source : Rapport FTUSA 2020

Le solde de souscription est excédentaire de 53,561 MD en 2020 contre 80,731 MD en 2019 et de 75,589 MD en 2018. Les frais de gestion sont passés de 95,149 MD en 2018 et de 100,052 MD en 2019 à 111,866 MD en 2020. Le solde financier dégage un résultat de 154,834 MD en 2020 contre 134,311 MD en 2019 et 93,041 MD en 2018. Par ailleurs, le solde de réassurance (résultat des cessions) est passé d'un déficit de 5,176 MD en 2018 à un déficit de 6,425 MD en 2019 à un déficit de 4,926 MD en 2020. Le résultat technique est excédentaire de 91,602 MD en 2020 contre 108,566 MD en 2019 et 68,306 MD en 2018. Il représente 14,68 % des primes émises en 2020.

Section 2 : Les fondements techniques des tables de mortalité

Les fondements techniques d'un produit d'assurance vie sont : le taux d'intérêt technique sert à la mise à jour des flux financiers générés par le contrat, la table de mortalité permettant d'estimer la probabilité de survie ou de décès des assurés afin de le coût moyen des contrats souscrits par la compagnie, et l'entreprise, ainsi que les montants des chargements qui augmentent la prime pure

Dans notre étude, nous nous sommes intéressés à l'étude des tables de mortalité, qui constituent un outil fondamental pour la tarification des garanties et le calcul des provisions.

Comme d'autres phénomènes démographiques, la mortalité peut être étudiée selon deux méthodes. D'un point de vue transversal, les démographes mesurent les taux de mortalité sur une période de temps, comme une année ; pour cela, ils prennent en compte le nombre de décès survenus dans tous les groupes d'âge de cette année. A l'opposé, s'il adopte un point de vue longitudinal, il mesure la mortalité d'un groupe d'individus nés une même année tout au long de leur existence, ou durant une même période.

I.2.1. Présentation d'une table de mortalité

La table de survie est une table qui indique la probabilité de décès par an pour un individu de chaque tranche d'âge. Ils permettent aux compagnies d'assurance d'estimer la probabilité de survie ou de décès de l'assuré. A ce titre, elles tiennent une place centrale dans l'activité d'assurance dans le secteur de l'assurance vie.

Sur le plan réglementaire et technique, différentes tables de mortalité existent.

Pour Frédérique Henge et al (2007), ces tables de mortalité constituent le plus important moyen statistique de l'actuaire et la référence fondamentale de toutes les activités des sociétés d'assurance. En fait, le principe de l'assurance vie est fondé sur la durée de vie des individus, il est donc indispensable d'étudier le rythme de décès des personnes assurées.

Notations :

Une table de mortalité est constituée principalement par 3 variables :

- **X** : L'âge atteint par l'assuré,
- **l_x** : le nombre des survivants à l'âge x,
- **d_x** : le nombre des décès à l'âge x.

Avec $d_x = l_x - l_{x-1}$; $d_\omega = l_\omega$ car $l_{\omega-1} = 0$; ω est l'âge limite de la table de mortalité

✚ Probabilités de survie et de décès.

➤ Probabilités de survie

Nous définissons la probabilité de survie d'un individu d'âge x au-delà d'une durée t , que nous notons, ${}_t p_x$, par :

$${}_t p_x = P(T_x > t) = P(T > t - x | T > x) = \frac{l_{x-1}}{l_x}$$

Où : T : variable aléatoire représentant la durée de vie d'un individu, $T \geq 0$,

T_x : durée de vie restante d'un individu ayant atteint l'âge x

$\{T_x ; x = 1, \dots, w\}$,

➤ Probabilités de décès

De même, nous définissons la probabilité de décès d'un individu d'âge x décédant avant t par :

$${}_t q_x = 1 - {}_t p_x = P(T_x \leq t) = P(T \leq t - x | T > x) = \frac{1}{l_x} \sum_{i=0}^{t-1} d_{x-i}$$

✚ Convention

- p_x : La probabilité pour qu'un individu d'âge x soit encore en vie à l'âge $x - 1$. Elle se présente par la formule suivante :

$$p_x = \frac{l_{x-1}}{l_x}$$

- q_x : La probabilité pour qu'un individu d'âge x décède avant d'atteindre l'âge $x - 1$. Elle se présente par la formule suivante :

$$q_x = \frac{d_x}{l_x} = \frac{l_x - l_{x-1}}{l_x}$$

L'identification des différents facteurs de risque qui ont un impact sur la mortalité s'avère primordiale. Parmi ces facteurs on peut citer ;

Les facteurs démographiques :

- L'âge : il constitue un élément fondamental de la fixation du tarif des contrats d'assurance-vie. En effet, selon les statistiques démographiques, on constate que le taux de mortalité annuelle décroît durant les premières années de vie et augmente continuellement par la suite.
- Le sexe : Il est notable que le taux de décès des femmes est plus faible que celui des hommes. Par ailleurs, les perspectives sont différentes en fonction du sexe. Ainsi, les spécialistes de la démographie relèvent que le taux de décès des mâles est plus du double de celui des femmes.

❖ **Les facteurs externes**

- Catégorie socioprofessionnelle : la durée de vie est variable en regard du mode de vie et du métier exercé. Les assureurs jugent ainsi que la classe sociale professionnelle joue un rôle prépondérant dans la fixation des prix. Elle constitue en effet une des variables de valorisation du risque.
- Le tabac : il est clair que la prise habituelle de tabac pendant une période prolongée entraîne une aggravation du risque de décès. Les spécialistes de la démographie indiquent que la mortalité des fumeurs, entre 30 et 60 ans, est le double de celui des non-fumeurs. En réalité, cette pratique a un effet néfaste sur l'espérance de vie, car l'espérance de vie des personnes qui fument est plus faible de plusieurs années que celle des non-fumeurs.
- Le pays : les tables de mortalité sont différentes selon les pays. La confrontation de ces différentes tables fait ressortir une variation tantôt minimale, parfois plus importante, en fonction de la similitude du mode de vie.

I.2.2. Les différents types des tables de mortalité

D'un point de vue technique, il existe généralement, deux types de tables de mortalité à savoir les tables transversales ou « tables du moment » et les tables prospectives ou « table de génération » intégrant l'aspect dynamique de la mortalité.

Dans le domaine de l'assurance vie, on fait la distinction entre les tables réglementaires, les tables d'expérience et les tables prospectives. Les tables transversales ou du moment

Aussi appelés tableaux périodiques ou horizontaux, ils sont statiques. Pour construire la mortalité périodique, les décomptes actuels de décès sont limités à une période donnée et les observations de différentes années sont mélangées. La mortalité ne peut s'expliquer que par l'âge. La probabilité de décéder est la même quelle que soit la génération de l'assuré. Ils fournissent le taux de mortalité d'une population en fonction de l'âge à un moment donné. Ils ne tiennent pas compte d'une dérive de la mortalité dans le temps, en particulier de la baisse de la mortalité. La construction de la table ne nécessite pas l'utilisation d'historique significatif pour éviter notamment des effets "générateurs". L'effet « génération » découle de la mise en place de nouvelles technologies, dont les nouvelles générations ont pu bénéficier.

Par exemple, les générations nées après l'introduction d'un système universel de sécurité sociale en 1948 doivent bénéficier de meilleurs soins de santé. Les tables ne tiennent pas compte de l'augmentation de la durée de vie humaine, et sont davantage utilisées pour des contrats à court terme ou des situations où les assureurs cherchent à être prudents face au risque de décès.

Ces tables ne s'appliquent pas aux contrats à long terme tels que les produits de retraite et les produits de rente, car la mortalité évolue dans le temps et cette évolution doit être prise en compte.

I.2.2.1. Les tables de mortalité prospectives ou de génération

Aussi appelées représentations longitudinales, elles prennent en compte les aspects dynamiques de la mortalité. Ils sont en deux dimensions. L'âge et le temps expliquent le décès. Ils peuvent prendre en compte les évolutions. Ces tables sont plus applicables aux contrats à long terme, notamment le risque de longévité des rentes viagères.

I.2.2.2. Les tables réglementaires

Les tables réglementaires sont des tables officielles qui sont imposées par les organismes de tutelle sur la base de statistiques concernant l'ensemble de la population. Les compagnies d'assurance tunisienne utilisent ces tables pour la fixation des prix et le calcul des provisions. En fait, la législation en vigueur impose le recours à des tables réglementaires, en cas de mort (TD 99), en cas de vie (TV 99).

- Tables TD : Cette table a pour source la population masculine. Cette dernière permet la fixation du prix et du provisionnement des polices d'assurance dans le cas d'un décès. La différence entre la mortalité pour un ensemble d'assurés d'une société d'assurance et l'ensemble de la population est due à une amélioration de la durée de vie depuis la date de création de la table et à une plus grande longévité de la population assurée par le biais du phénomène de choix des assurés au cours de la souscription.
- Tables TV : Cette table a pour source la population des femmes. Elle serve à la fixation des prix et au calcul des provisions pour les engagements en cas de vie. La différence entre la mortalité d'un ensemble d'assurés d'une compagnie d'assurance et l'ensemble de la population citée ci-dessus joue en défaveur de l'assureur compte tenu de la progression de l'espérance de vie et de l'auto sélection des assurés en cas de vie.

I.2.2.3. Table d'expérience

Les tables d'expérience sont élaborées à partir des données liées au portefeuille des assureurs. En construisant les tables de mortalité à partir de leur portefeuille, les assureurs profitent des informations plus précises dont ils disposent sur leurs assurés. Ils savent, par exemple, la date précise du décès et pas uniquement l'année du décès, la raison du décès, les particularités de l'assuré (catégorie socio-professionnelle, conditions de vie, ...). Toutefois, il est possible de se retrouver avec un échantillon assez réduit pour estimer les taux de mortalité. Le recours à des tables d'expérience à des fins de fixation des prix exige la validation préalable des tables par un actuaire indépendant approuvé à cette fin par la Commission de l'Institut des actuaires. Les tables sont élaborées sur la base des éléments du portefeuille de l'assureur ou de données d'expérience "démographiquement équivalentes". Les assureurs ont ainsi une connaissance plus précise des aléas de mortalité ou de la longévité du dit portefeuille.

Conclusion

Dans le présent chapitre, nous nous concentrons sur le concept d'assurance-vie et les dernières évolutions de secteur en Tunisie. De plus, nous proposons une définition de la table de mortalité, qui est la base technique de tous les produits d'assurance-vie, pour déterminer le montant des tarifs et des provisions. Le but de cette étude est d'extraire l'importance de l'assurance-vie dans la croissance économique. Il est vrai que l'activité d'assurance-vie comporte divers risques, dont des risques financiers, qui peuvent s'avérer très importants, mais les assureurs qui fournissent le service doivent considérer très attentivement les risques de décès et de longévité. Dans cette étude et dans les chapitres qui suivent nous allons étaler notre recherche sur l'analyse et les mesures de risques liés à la mortalité ainsi que l'impact de l'expérience sur le solde technique d'une compagnie d'assurance.

Chapitre II : démarche de la construction d'une table d'expérience et son impact sur la tarification et le provisionnement : revue de la littérature

Introduction

Les tables d'expérience du moment ou table prévisionnelle sont les tables de mortalité élaborées en tenant compte des résultats spécifiques à chaque assureur. Elles servent à identifier les risques liés au portefeuille pour une population déterminée. Elles servent à tarifier et à provisionner les contrats en cas de décès et les contrats en cas de vie.

La principale motivation est la surveillance et la protection des assurés. En effet, ces tables imposent aux assureurs des bases techniques assez prudentes pour préserver les assurés d'une éventuelle défaillance. Cependant, dans le domaine de l'assurance vie, il y a des écarts significatifs entre la mortalité d'expérience, qui a pour référence la clientèle assurée de chaque société d'assurance, et celle qui est décrite par les tables de mortalité de référence.

Dans le présent chapitre, nous ferons référence à une revue de la littérature pour présenter, en premier lieu, la démarche de constitution de la table d'expérience relative au risque de décès, principalement l'estimation et l'ajustements des taux de mortalité, et en deuxième lieu, les divers effets de cette expérience sur les résultats des assureurs en matière de fixation des prix, et des provisions.

Section 1 : Démarche de la construction d'une table d'expérience

Le processus de construction d'une table d'expérience comporte différentes phases :

- Exploitation et validation des informations en justifiant le cadre de travail de l'analyse.
- Estimation des taux annuels bruts de décès
- Lissage des taux annuels bruts de décès
- Validation de la table construite

La sélection du modèle servant à " évaluer " la table d'expérience est un pas important dans le procédé de création d'une telle table d'expérience.

Dans cette section, nous nous intéresserons à l'estimation et le lissage des taux de mortalité. Toutefois, il faut souligner que pour mener à bien une étude de mortalité, il convient d'effectuer un véritable travail de préparation et de filtrage des données en procédant à un travail d'analyse descriptive de la population examinée et à une validation de son homogénéité.

II.1.1. Estimation des taux bruts de décès

Afin d'estimer le taux de décès annuels à l'âge x , généralement noté q_x , la première étape est de prendre en compte uniquement les personnes observées en vie durant une partie ou sur la totalité de leur année $x-1$. Les observations à des âges voisins, provenant du même individu ou d'individus différents, sont écartées. Cette méthode est appelée estimation brute du taux q_x , au lieu des estimations dites lissées, qui tiennent en compte d'un ensemble d'informations relatives à la plage d'âge.

II.1.1.1. Problème des données incomplètes

Une personne appartenant au Pop_x : ne peut pas être observable durant toute sa $x-1$ ème année essentiellement pour deux raisons :

- Au moment où, il a célébré son x ième anniversaire avant le commencement de la période sur laquelle porte l'observation et entre donc sous surveillance entre les âges x et $x-1$. Cette situation est appelée observation tronquée à gauche.
- Ou bien son $x-1$ ème anniversaire est postérieur à la date de clôture de son observation (qu'il soit mort ou vivant). Au cas où, à la fin de l'expérience, on remarque que la personne est en vie, on parlera d'une observation censurée à droite à l'âge a priori prédictible.

En effet, dans ces deux cas, les âges du début et de la fin de cette observation restent connus a priori et ne sont pas aléatoires.

En dehors de ces deux raisons, il y a une troisième raison d'observation non complète : la personne, pour une circonstance non calendaire (résiliation du contrat, perte de données, etc.), sort du champ d'observation en vivant à un âge imprévisible (inférieur à l'âge $x-1$). On parle alors de censure à droite à un âge a priori non prévisible.

Une attention particulière doit être portée à ces observations. En effet, la raison de la sortie de cette personne vivante du champ d'observation est très fréquemment une source d'information sur la probabilité de décès de la personne (par exemple, la résiliation d'un contrat temporaire d'assurance vie peut être une indication de la meilleure santé de l'assuré). Comme on le voit plus loin, ce changement de la probabilité de décès rend invalides toutes les estimations proposées par la littérature.

II.1.1.2. Notations et identification des différentes observations

Selon les lignes directrices de mortalité de la Commission d'Agrément, on rappelle les notations suivantes :

Notons

✚ $X - a_i$ l'âge de début d'observation de l'individu i sur la plage $[x, x - 1[$.

✚ $X - b_i$ l'âge qu'aurait l'individu i en fin d'observation s'il ne décédait pas et s'il ne sortait pas de manière imprévisible de l'étude ;

$$0 \leq a_i \leq b_i \leq 1.$$

Notons $x - T_i$ la variable aléatoire « âge de l'individu i à sa sortie de l'observation ».

Quand l'individu sort de l'observation à un âge inférieur strictement à b_i on associe à cet événement la cause de sortie, variable à deux modalités : « décès » et « autre ».

- $D_i = 0$ si la variable aléatoire T_i prend la valeur b_i ou si T_i prend une valeur inférieure strictement à b_i et la cause de sortie n'est pas le décès.

- $D_i = 1$ dans les autres cas.

$D_X = \sum_{i=1..N_x} D_i$ représente le nombre de décès dans la population Pop_x .

Dans ce qui suit, nous allons illustrer les différents types d'observation qui peuvent être manifestés lors de l'analyse de la mortalité sur un portefeuille de garantie décès sous forme d'un tableau.

Tableau 1: Situations possibles de la mortalité

Bilan (observation)	a_i	b_i	Réalisation t_i de T_i	Cause	D_i
Complète et non décès	0	1	1	O	0
Complète et décès	0	1	<1	Décès	1
Tronquée à gauche et non décès	>0	1	1	O	0
Tronquée à gauche et décès	>0	1	<1	Décès	1
Tronquée à gauche et censurée à droite	>0	<1	$t_i = b_i$	Observé	0
Censurée à droite	0	<1	$t_i = b_i$	O	0
Observation potentiellement partielle et décès	0	<1	$t_i < b_i$	Décès	1
Censurée à droite à imprévisible	0	1	<1	Autre	0
Censurée à droite à imprévisible	0	<1	$t_i < b_i$	Autre	0

Source : Lignes directrices mortalité de la Commission d'Agrément du 20 juin 2006

O : signifie que l'assuré a été observé sur toute la période d'observation

II.1.1.3. Estimation dans le cas des données incomplètes

Dans le cas où toutes les observations seraient complètes et qu'aucune sortie non prévue n'était possible, l'estimation de q_x relèverait du modèle binomial traditionnel. Dans le cadre de ce modèle, $\hat{q}_x = \frac{D_x}{N_x}$ constitue à la fois l'estimateur du maximum de vraisemblance et de la méthode des moments.

On peut classer les extensions de cet estimateur aux données non complètes en deux catégories, à savoir :

- En se basant exclusivement sur les renseignements concernant le décès (on peut qualifier cette méthode d'approche de type Bernoulli).
- Usage de l'âge au moment de la survenance du décès éventuel

Dans le cas des estimateurs de nature Bernoulli, la prise en considération des certaines données incomplètes entraîne, indépendamment de la méthode utilisée, y compris celle des moments qui, dans le cas classique, est non paramétrique, l'introduction d'une hypothèse de répartition des décès sur la tranche d'âge $[x, x-1]$, et donc un paramétrage de la loi qui peut être qualifié de "local".

Dans le cas des estimateurs qui prennent en compte la nécessité de connaître avec exactitude les âges au décès, la méthode des moments retrouve sa vertu non-paramétrique (estimateur de Kaplan Meier). Il ne faut pas s'étonner que la méthode du maximum de vraisemblance, pour être fonctionnelle dans sa phase d'optimisation, demande en plus une hypothèse sur la répartition des décès sur la plage d'âge $[x, x-1]$.

Il y a différentes techniques de détermination des taux bruts de mortalité. Nous vous présentons ci-après les estimateurs des taux bruts de décès qui seront employés dans cette étude, à savoir la technique de Kaplan Meier et la technique de Hoem.

II.1.1.4. Méthode de Kaplan Meier

L'estimateur de Kaplan Meier [1958] est une méthode d'estimation non paramétrique utilisée pour estimer la fonction de survie sur la base de données de durée de vie.

En effet, la présence de données tronquées ou censurées liées à une observation incomplète exige des méthodes d'estimation spécifiques, comme par exemple la méthode de Kaplan Meier (1958). Cette dernière est proposée par E. Kaplan et P. Meier qui publient en juin 1958

un article dans le " The Journal of the American Statistical Association " sous le titre " Non Parametric estimation from incomplete observations ".

Dans le cas où les données sont manquantes, une extension naturelle de la fonction de survie permet de suggérer une estimation du taux q_x sans faire aucune supposition sur la répartition des décès sur la plage $[x, x-1]$.

❖ La fonction de survie (notée S_{KM}) de Kaplan-Meier relève alors de l'algorithme récurrent décrit ci-dessous :

- $S_{KM}(0) = 1$
- Sur tout intervalle (a,b) tel que, entre $x-a$ et $x-b$, on n'observe pas d'âge au décès, la fonction S_{KM} reste constante.
- Pour tout âge de décès $x-t$:

$$S_{KM}(t-) = S_{KM}(t-) * \mathbf{1} \left[\frac{n(t)}{Expo(t)} \right]$$

Où $n(t)$ représente le nombre de décès observés à l'âge $x-t$ (en général $n(t)$ est égal à 1).

L'estimateur de q_x s'obtient à partir de la fonction de survie de Kaplan Meier par la relation :

$$\text{➤ } \hat{q}_{KM}(t) = 1 - S_{KM}(t)$$

Cet estimateur est applicable si toutes les personnes sont entièrement observables, autrement dit si chaque personne est en vie à l'âge x , et que la seule cause possible de sa sortie est le décès.

Par ailleurs, cet estimateur de Kaplan-Meier est non paramétrique. Il permet de se rapprocher de la forme empirique adoptée par le risque de départ de l'état, sans retenir aucune spécification de loi.

Hypothèses :

- Les décès sont indépendants les uns des autres.
- Le nombre de décès à l'âge x suit une loi binomiale de paramètres n_x et q_x

Avantages de la méthode de kaplan-Meir :

- Pas d'hypothèse à priori sur la répartition des décès sur $[x, x-1]$.
- Facilité de programmation

Inconvénients de la méthode de kaplan-Meir :

Pour appliquer la méthode de Kaplan-Meier, il faut connaître les dates précises de départ et de rentrée du portefeuille. Cette condition s'est avérée être un désavantage dans le cas où les informations du fichier sont incorrectes. Dans la pratique, cet estimateur est difficilement exploitable dans les larges bases de données.

II.1.1.5. Méthode de Hoem

Parmi les méthodes permettant d'estimer les taux de mortalité bruts, on peut citer celle de l'estimateur de Hoem. C'est un estimateur paramétrique qui énonce que l'assuré d'âge x n'est pas exposé au risque de décès uniquement sur la période de temps au cours de laquelle il est en observation $[a_i ; b_i] \subset [x ; x-1]$ où a_i est la date de début de la période au cours de laquelle l'assuré est en observation et b_i est la date de fin de cette période. Autrement dit, le risque de décès n'est pris en compte par l'assureur que si celui-ci est présent. Cet estimateur est la généralisation de l'estimateur binomial avec la censure et la troncature.

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{\sum_{i=1}^{N_x} (b_i - a_i)}$$

Avec :

- \hat{q}_x La probabilité de décès à l'âge x
- d_x Le nombre de décès d'âge x
- $b_i - a_i$ Le temps (en année) exposé au risque de décès à l'âge x

Hypothèses

- Chaque décès est indépendant des autres.
- Un individu i vivant en x , décède dans l'intervalle $[a_i ; b_i] \subset [x ; x - 1]$, avec la probabilité $(b_i - a_i) q_x$

- Nous supposons que la probabilité pour un individu d'âge x de décéder entre l'âge x et l'âge $x - t$ est une fonction linéaire du temps. Donc, ${}_t q_x = tq_x$ ou $t \in [0, 1]$ et ${}_s-t q_x \approx {}_s p_x - {}_t p_x$

Avantages

Dans le cas où les hypothèses paramétriques adoptées sont proches de la loi de mortalité, l'estimateur de Hoem est le plus approprié.

II.1.2. Lissage des taux annuels de mortalité

En effet, la courbe de mortalité traduisant les taux de mortalité bruts comporte des anomalies dues principalement aux irrégularités d'échantillonnage. Afin d'éliminer ces anomalies, il est indispensable de procéder à un travail de lissage pour avoir une courbe qui s'ajuste aux données brutes. Pour cela, on fait appel à des modèles de lissage qui se classent en quatre types :

- ✓ Modèles paramétriques
- ✓ Lissages paramétriques
- ✓ Modèles non paramétriques
- ✓ Modèles relationnels

On favorise les modèles paramétriques et relationnels dans le cas d'échantillons de taille réduite. Ils rendent possible une extrapolation des taux de décès estimés en dehors des intervalles expérimentaux. Le lissage paramétrique et non paramétrique est relativement fidèle aux taux de décès bruts. Toutefois, ils ne sont pas adaptés à l'extrapolation des taux de mortalité en dehors des fourchettes expérimentales.

II.1.2.1. Modèle paramétrique

Ainsi, comme nous l'avons déjà mentionné, l'avantage des modèles paramétriques est la faculté d'étendre, en phase de construction, l'estimation des taux de mortalité à des âges situés au-delà de la tranche d'observation, sous réserve qu'il ait été prouvé que la fonction retenue était bien adaptée à la plage d'âge de l'expérience par des essais de pertinence. Toutefois, les modèles paramétriques ne donnent pas toujours une correspondance très fidèle aux données brutes.

D'après les actuaires, il faut faire très attention aux paramètres du modèle, car un grand nombre de paramètres peut nuire à la fiabilité du modèle. Cette affirmation est confirmée par Henge. F et al (2007) « *Il s'agit de rapprocher les taux de mortalité à une certaine loi connue mais dont les paramètres sont inconnus et à les estimer sur la base des observations disponibles. Plus le nombre de paramètres à estimer est grand, moins le modèle sera robuste.* ».

Différents modèles ont déjà fait l'objet de travaux dans ce cadre, tels que : la loi de Gompertz (1825), la loi de Makeham (1960), la loi de Weibull (1951) ou la loi logistique.

La loi de Gompertz

La loi de Gompertz [1825] définit le taux instantané de mortalité μ_x comme suit :

$$\mu_x = B C^X$$

Avec :

- **B > 0, C > 1**
- **B** varie en fonction du niveau de mortalité ;
- **C** mesure l'augmentation du risque de décès avec l'âge.

On peut utiliser la loi de Gompertz afin de modéliser la tendance de la mortalité au-delà de l'âge de 30 ans environ. Toutefois, celle-ci a une tendance à sous-évaluer la mortalité avant la 40 ans et à la surestimer au-delà de 80 ans. *ans*⁴⁰

La loi de Makeham (1960)

Makeham (1960) vient pour améliorer la loi de Gompertz. Il ajoute en effet un nouveau paramètre au modèle. Ce paramètre prend en considération la mortalité liée à l'environnement indépendamment de l'âge. Cette formule de Makeham permet de résoudre le problème de la sous-évaluation de la mortalité avant l'âge de 40 ans mais celui de la surestimation du risque aux âges supérieurs à 80 ans reste sans solution. Le principe fondamental de Makeham est que le taux de mortalité instantané à partir d'un certain âge, est exprimé de la manière suivante.

$$\mu_x = A - B C^X$$

Avec :

A : en relation avec la mortalité accidentelle. Il peut être négatif.

B C^X : en relation avec le vieillissement.

Partant de la formule initiale, le taux annuel de survie à l'âge x correspond à :

$$\ln(p_x) = \ln(1 - q_x) = -a - b \frac{c-1}{\ln(c)} * C^X$$

Lorsqu'on dispose d'un ensemble de taux annuels de mortalité entre les âges X_{INF} et X_{SUP}, La fonction de vraisemblance correspondante est :

$$V = \sum_{x_{inf}}^{x_{sup}} (q_x)^{Dx} (p_x)^{(Nx-Dx)}$$

La formule du taux annuel de survie à l'âge x, sous l'hypothèse de Makeham est simplifié par :

$$\ln(p_x) = -A - \beta e^{\gamma x}$$

Avec :

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

De sorte que :

$$\Phi = \ln(v) = \sum_{x_{inf}}^{x_{sup}} Dx \ln(q_x) - (Nx - Dx) \ln(p_x)$$

Les meilleurs coefficients de la formule seront ceux qui maximisent la fonction de vraisemblance. La condition nécessaire pour cela est l'annulation des dérivées partielles de cette fonction ϕ par rapport à A ; β et γ . On obtient alors :

- $D = \frac{\partial \phi}{\partial A} = - \sum Nx - \sum \frac{Dx}{1-p_x} = 0$
- $E = \frac{\partial \phi}{\partial B} = \sum e^{\gamma x} Nx - \sum \frac{e^{\gamma x}}{1-p_x} Dx = 0$
- $F = \frac{\partial \phi}{\partial \gamma} = - \beta \sum x e^{\gamma x} Nx - \beta \sum \frac{x e^{\gamma x}}{1-p_x} Dx = 0$

Afin de résoudre ce système de trois équations non linéaires en A, β et γ , on procède par la méthode de King Hardy qui permet d'avoir une première estimation des coefficients, à savoir A₀, e₀, f₀ pour aboutir, après les calculs nécessaires, aux valeurs approximatives ci-après

$$A_1 = A_0 - \mu$$

$$\beta_1 = \beta_0 - \nu$$

$$\gamma_1 = \gamma_0 - w$$

Cette procédure devrait être itérative. Il converge vers une solution sous réserve de partir d'une valeur qui ne soit pas trop éloignée de l'optimum et ce jusqu'à ce que la solution idéale soit trouvée.

En général, le modèle de Makeham pourrait être utilisé pour la représentation partielle des tableaux généraux et est destiné à être utilisé pour l'ajustement de certaines observations.

✚ Le modèle de Thatcher

En pratique, le modèle de Makeham conduit à une surestimation des taux de décès conditionnels aux âges élevés. Afin de corriger cette surestimation, THATCHER [1999] a proposé un modèle proche en posant :

$$\mu(t) = a - \frac{\beta \exp(\gamma u)}{1 - \beta \exp(\gamma u)} du = \frac{1}{\gamma} \frac{dv}{v}, \text{ ce qui conduit après quelques manipulations à cette équation :}$$

$$S_{\theta}(t) = e^{-at} v_{\beta\gamma}(t)^{-\frac{1}{\gamma}}. \text{ On en déduit notamment : } E(T_{\theta}) = \int_0^{\infty} e^{-at} v_{\beta\gamma}(t)^{-\frac{1}{\gamma}} dt$$

Il reste à calculer $q_x = 1 - \exp(-\int_x^{\infty} \mu(y) dy)$

On obtient des ajustements proches de ceux obtenus avec le modèle de Makeham, mais avec des taux légèrement plus faibles

✚ Le modèle logistique

Les précédents modèles postulent que la probabilité de décès tend asymptotiquement vers 1 au fur et à mesure que l'âge croît. En effet, selon ce modèle, il n'y a pas de limite maximale à la durée de vie humaine. Ainsi, le modèle logistique présente une démarche relativement bien différente des précédents, principalement lorsqu'il s'agit de la mortalité aux âges les plus élevés. Ce modèle considère que le taux de risque est une fonction logistique de l'âge. Généralement, il comporte 4 paramètres et se présente de la manière suivante :

$$\mu_x = a - \frac{be^{cx}}{1 - de^{cx}}$$

Le présent modèle inclut le modèle de Makeham qui peut être apparu lorsque $d = 0$. Comme le soulignent Ben Badis ; M (2006) et les lignes directrices de l'ACO sur la mortalité, ce modèle a été lancé par Perks (1932). Ensuite, diverses théories ont été développées afin d'expliquer les raisons pour lesquelles les modèles de Makeham et de Gompertz sont si efficaces pour certains groupes d'âge. Il faut souligner que le modèle logistique a fait apparaître que les deux paramètres b et d sont à peu près semblables. Cela nous amène à présenter le modèle suivant :

$$\mu_x = a - \frac{be^{cx}}{1 - be^{cx}}$$

De nombreux auteurs tels que Kanisto (1992), Himes et Ali (1994) et Thatcher et al. (1998) ont démontré que pour les âges élevés (plus de 80 ans), il est possible de simplifier les modèles en éliminant la constante. C'est ainsi que le modèle est présenté sous la forme de celui de Kannisto:

$$\mu_x = \frac{be^{cx}}{1 - be^{cx}}$$

II.1.2.2. Le lissage paramétrique

Conformément à la commission d'accréditation de l'Institut des actuaires, " un lissage paramétrique consisterait à retrouver une courbe paramétrique qui puisse représenter l'évolution des taux de décès en fonction de l'âge. Au contraire de la modélisation paramétrique, il ne s'agit pas de supposer a priori une forme exacte de la courbe de mortalité mais bien de déterminer, parmi une famille de fonctions mathématiques, celle qui correspond le mieux aux taux bruts. Les fonctions employées devant être suffisamment flexibles pour permettre de disposer d'une courbe de taux lissés qui soit proche de celle des taux bruts. »

En général, les modèles disponibles sont inspirés d'un modèle de régression, tel que la méthode des splines ou des lois de la famille Gompertz-Makeham.

On utilise la méthode des splines pour le lissage des données à deux dimensions. L'utilisation de cette méthode permettait de dégager la forme la plus régulière possible entre les différents points d'attache. Depuis 1946, les mathématiciens ont étudié cette forme et ont

dérivé la fonction spline. La fixation d'une fonction spline aux évaluations brutes des taux de décès se fait par la méthode des moindres carrés pondérés.

Ces lois de la famille Gompertz-Makeham ne donnent pas de forme absolue à la courbe de mortalité. Par contre elles se situent à la limite entre le lissage et la modélisation paramétrique puisqu'elles sont dérivées de la courbe de Makeham, modèle qui est la preuve d'une modélisation paramétrique.

La loi de Gompertz-Makeham a pour paramètres r et s . Elle est notée GM (r, s). Elle constitue une fonction de la forme $P1 - \exp(P2)$ avec $P1$ et $P2$ qui sont des polynômes de degrés $r-1$ et $s-1$ respectivement. En fait, r et s désignent le nombre de modalités des polynômes $P1$ et $P2$.

La détermination de la courbe de mortalité, en utilisant la loi de la famille de Gompertz-Makeham des paramètres r et s , est faite en posant au départ $\mu_x = P1 - \exp(P2)$ et ensuite en déterminant les coefficients des polynômes $P1$ et $P2$ selon la méthode des moindres carrés pondérés.

II.1.2.3. Les lissages non paramétriques

Parmi les techniques de lissage non paramétriques, on trouve la technique de la moyenne mobile pondérée et celle de Whittaker-Henderson (1923), telles que présentées dans le cadre du projet de la commission de certification de l'Institute des actuaires.

Conformément à Henge. F et al (2007), un lissage non paramétrique est fondé sur le concept suivant : « *substituer aux données brutes des valeurs lissées, en supposant que la mortalité du groupe étudié est plutôt régulière, sans qu'aucune loi sous-jacente n'intervienne.* ».

La méthode des moyennes mobiles

La méthode des moyennes mobiles symétriques pondérées est l'une des premières méthodes de lissages élaborés. Cette méthode n'est plus guère employée de nos jours parce qu'elle a été remplacée par des méthodes plus solides. En réalité, cette dernière méthode comporte quelques limites, à savoir :

- L'impossibilité de calculer les valeurs lissées aux extrémités de la plage d'âge étudiée
- La validité de l'hypothèse, utilisée pour déterminer les coefficients, de la non corrélation des erreurs d'estimation (U_x) aux différents âges n'est pas vérifiée ;

- L'hypothèse, utilisée aussi pour déterminer les coefficients, de l'égalité des variances des erreurs d'estimation (U_x) à tous les âges, est particulièrement difficile à accepter dans de nombreux cas pratiques.

✚ La méthode de Whittaker-Henderson

Comme le précise le projet de la commission d'accréditation de l'Institut des actuaires, la méthode de Whittaker-Henderson "consiste à trouver le meilleur arbitrage entre la pertinence des données brutes et le lissage de la courbe de mortalité." On obtient les taux de mortalité lissés en réduisant au minimum la mesure $\mathbf{M} = \mathbf{F} - \mathbf{h} \mathbf{S}$, avec :

- **F** Représente la somme pondérée des carrés des écarts entre les taux de mortalité filtrés et les taux de mortalité estimés bruts, et permet de mesurer la fidélité des taux de mortalité lissés aux taux bruts. Plus les taux lissés sont proches des taux bruts, plus la valeur de **F** diminue
- **S** est la somme des carrés des différences d'ordre z (z est un entier positif fixant le degré de polynôme utilisé : les valeurs les plus utilisées sont $z = 2, 3, 4$, ou 5 .) des valeurs de mortalité lissés, elle permet d'évaluer la régularité de la courbe lissée. Plus l'aspect de la courbe est régulier, plus la valeur de **S** diminue.
- **h** est un paramètre d'arbitrage entre la fidélité et la régularité. C'est un réel positif qui permet de contrôler l'influence que l'on souhaite donner à chacun des deux critères précédents. Plus h est grand, plus la minimisation porte sur le terme **S** et impose à la courbe une allure régulière.

II.1.2.4. Les modèles relationnels

Les modèles relationnels sont des modèles dans lesquels l'estimation des taux de mortalité prend en considération en plus de l'âge, le taux de mortalité donné par une table de référence. Henge. F et al (2007) les définies comme « Il s'agit de rapprocher les taux de mortalité bruts à ceux issus d'une table connue, construite à partir d'une population ayant des caractéristiques similaires et de transformer cette table de référence pour aboutir à celle du groupe visé. ».

Les modèles relationnels ont été initialement développés par Cox (1972), Brass (1971) et Hannerz (2001). Ils partent de l'hypothèse qu'il existe un lien mathématique simple entre la mortalité de la population étudiée et celle d'une population de référence. Ainsi, afin d'obtenir des résultats précis, il est important de choisir une population de référence dont les caractéristiques sont proches de celle retenue pour la table de mortalité d'expérience. Ces modèles sont généralement utilisés lorsque le volume des données n'est pas assez grand.

Dans ce qui suit, nous nous intéresserons au modèle de Brass.

🚩 **Modèle de Brass (1971)**

Le modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$\text{Logit}(y) = \log(y/1-y) ; y \in [0,1] \quad \text{logit}(y) \in [-\infty ; \infty]$$

Le modèle de Brass [1971], appelé aussi Modèle des Logits est un modèle relationnel permettant l'ajustement des taux de mortalité bruts en s'appuyant sur une table de mortalité de référence. La relation sous-tendant ce modèle est :

$$\text{Logit}(q_x^{brut}) = a \text{logit}(q_x^{ref}) - b - \epsilon_x$$

Ce qui conduit à l'expression suivante :

$$\text{Log} \left(\frac{q_x^{brut}}{1 - q_x^{ref}} \right) - b - \epsilon_x$$

Où :

ϵ_x : un bruit gaussien iid

q_x^{brass} : le taux de mortalité lissé par le modèle de Brass

q_x^{ref} : le de mortalité de la table de mortalité de référence

Notons que **b** est un indicateur de mortalité affectant tous les âges et **a** est un paramètre qui modifie cet effet avec l'âge. Les valeurs **a** et **b** sont déterminées par la minimisation de la distance entre les taux de mortalité estimés et ceux observés $\sum_x |n_x (q_x^{brass} - q_x^{brut})^2|$ par la méthode de moindres carrés pondérés.

Nous pouvons donc déduire l'expression de q_x^{brass} , pour $x \in [x_{min}; x_{max}]$:

$$q_x^{brass} = \frac{\exp\left(a \cdot \log\left(\frac{q_x^{ref}}{1-q_x^{ref}}\right) - b\right)}{1 - \exp\left(a \cdot \log\left(\frac{q_x^{ref}}{1-q_x^{ref}}\right) - b\right)}$$

II.1.3. Validation de la table construite

Afin de s'assurer de la pertinence des modèles d'ajustement utilisés, il est nécessaire de passer par les critères de validation. Ces critères sont des outils mathématiques permettant de mesurer la qualité de lissage.

✚ SMR (Standardized Mortality Ratio)

Le SMR est un indicateur qui se définit par le rapport entre le taux de décès observé et le taux de mortalité corrigé. Ce rapport est alors défini par :

$$SMR = \frac{\sum_x D_x^{brut}}{D_x^{ajusté}}$$

Le meilleur modèle sera celui ayant la valeur du SMR la plus proche de 1

✚ Le critère de R^2

C'est une valeur comprise entre 0 et 1, le coefficient de détermination mesure la pertinence entre le modèle et les données observées. Le R^2 se définit comme la part de variance expliquée par rapport à la variance totale.

$$R^2 = 1 - \left(\frac{\sum_x (q_x^{brut} - q_x^{ajusté})^2}{\sum_x (q_x^{brut} - (\sum_x \frac{q_x^{brut}}{n}))^2} \right)$$

Ou n est le nombre d'observations.

Nous privilégions le modèle ayant la valeur de R^2 la plus élevée.

✚ Le test du X^2

Le test de X^2 : cet indicateur permet de tester la qualité de l'ajustement du modèle. On doit, dans un premier temps, calculer le nombre des décès espérés $D_x^{ajusté}$ à l'aide de $q_x^{ajusté}$ de la manière suivante :

$$D_x^{ajusté} = L_x^{ajuste} q_x^{ajusté}$$

Ensuite, on calcule la distance de X^2 :

$$X^2 = \sum_x \frac{(D_x^{brut} - n_x q_x^{ajusté})^2}{(n_x q_x^{ajusté} (1 - q_x^{ajusté}))}$$

On retient le modèle ayant la valeur du X^2 la plus faible.

✚ MAPE (Mean Absolute Percentage Error)

Il s'agit d'une mesure de l'exactitude de l'ajustement par rapport aux observations. Cet indicateur correspond à la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées.

$$MAPE = \frac{\sum_x \left| \frac{D_x^{brut}}{n_x} - q_x^{ajusté} \right|}{\sum_x \frac{D_x^{brut}}{n_x}} \times 100$$

Nous en choisissons le modèle ayant la valeur de MAPE la plus faible.

Dans notre étude la validation du modèle la plus adéquat sera basée sur trois mesures à savoir le test de MAPE, SMR et R-carrée

Section 2 : Impact de l'expérience sur le solde technique d'une compagnie d'assurance

Dans cette section, nous passons en revue de littérature l'impact de l'expérience sur le solde technique d'une assurance.

Les compagnies d'assurance doivent utiliser la table de mortalité réglementaire comme base pour la tarification et le provisionnement des contrats d'assurance qui reflètent les garanties décès et/ou survie. Cependant, dans un environnement de plus en plus concurrentiel, en particulier après l'introduction du marché de la bancassurance, des primes plus avantageuses sont généralement fournies et une révision de la base technique est essentielle.

Les compagnies d'assurance ont la possibilité de faire recours à des tables d'expériences après avoir la certification d'un actuaire externe à l'entreprise (ceci n'est pas encore appliqué au niveau du secteur des assurances tunisien).

Dans cette section, nous allons donc présenter les principales recherches analysant l'impact de l'utilisation de ces tables sur le solde technique des compagnies d'assurance.

II.2.1. Impact de l'expérience sur la tarification

Les compagnies d'assurance devraient fixer les tarifs de manière appropriée pour évaluer le montant des primes nettes suffisantes que les assurés doivent payer en échange des garanties fournies.

En assurance-vie, la tarification est basée sur trois éléments, à savoir le taux d'intérêt, les frais de gestion et la table de mortalité. Cette dernière devrait permettre aux assureurs de tarifier plus équitablement le risque vie. Ainsi, en considérant leur expérience, les assureurs peuvent bénéficier d'une plus grande part de marché tout en offrant des tarifs plus compétitifs.

Ben Badis. M (2006) a trouvé une différence significative du coût des contrats temporaires décès en se basant sur les tables empiriques et les tables TD 88-90 pour le portefeuille des compagnies d'assurances GAT, avec un taux de valorisation de 52 %.

Selon Pierre Théron (2013), lorsque les taux sont déterminés selon la table d'expérience de genre, ils seront plus prudents que lorsqu'ils sont établis par des tables homologuées par arrêté du ministre de l'économie et des finances.

De même Ghada Mghirbi (2017) dans son étude sur la population de l'assurance SALIM a fait remarquer, en comparant les coûts du contrat temporaire décès calculés à partir de la table

d'expérience et ceux calculés selon la table TD99, des divergences importantes. De fait, les tarifs calculés à partir de la table TD99 sont plus coûteux que les tarifs issus de la table d'expérience.

Rassem ktata (2019) dans son étude sur la population de l'assurance GAT a fait conclut que le tarif de la table d'expérience est inférieur à celui de la TD à tout âge et pour toutes les durées, en effet le tarif fixé avec la table d'expérience se situe majoritairement entre 25% et 35% du tarif obtenu avec la table réglementaire la TD99.

Dans ce même cadre, Joël Winter indique qu'un portefeuille de rentiers relatif à une population particulière, comme par exemple les assurés des contrats d'assurance de groupe concernant le régime de retraite complémentaire à prestations définies des cadres supérieurs, peut présenter une mortalité très différente de celle de la population générale qui a servi de référence tarifaire. Par ailleurs, il remarque qu'il existe des abattements de 50 à 60% par rapport à la TD88/90 (table de mortalité de la population masculine française sur la période 1988 - 1990) avec la table d'expérience sur un contrat de type "décès temporaire" en ce qui concerne les entrées de gamme, de même cet abattement peut aller jusqu'à 70% sur les contrats dits haut de gamme.

L'auteur s'intéresse à comparer les primes uniques pures d'un contrat temporaire décès à capital décroissant linéairement présentant les caractéristiques suivantes : capital assuré 10 000, durée du contrat 5 ans. il a tiré la conclusion que les primes uniques pures sont une fonction décroissante en fonction du taux technique et une fonction croissante de l'âge. En plus, il a observé que l'écart entre les primes ainsi calculées augmente en fonction de l'âge. Ceci mène à déduire que la table de mortalité officielle (même si elle est évaluée au voisinage de 52 pourcents) tend à surestimer la mortalité aux âges élevés, mais lorsqu'il s'agit de tranche d'âge basse, l'écart est beaucoup inférieur. L'auteur signale que cet écart minime s'explique par le fait que cette catégorie des jeunes n'est pas touchée par les facteurs explicatifs de l'amélioration de la mortalité comme les progrès de la médecine et le développement du niveau de vie.

II.2.2. Impact de l'expérience sur le provisionnement

Les assureurs doivent développer des termes techniques sur leur niveau de responsabilité pour respecter leurs engagements. Le code des assurances précise que « la provision mathématique de l'assurance-vie est calculée en fonction de la table de mortalité, du taux d'intérêt et de la charge réservée à l'établissement des tarifs ».

L'utilisation de tables de mortalité réglementaires peut entraîner une sur tarification et une offre excédentaire. Dans ce cas, les assureurs peuvent perdre des parts de marché et subir des coûts d'opportunité. En effet, les tables réglementaires imposées par les régulateurs surestiment largement les taux de mortalité, conduisant à la constitution de réserves mathématiques très importantes sans prendre trop de risque. Le risque de mortalité, en revanche, découle des incertitudes liées aux tendances et aux paramètres, car ces facteurs n'ont pas été pris en compte dans l'évaluation des règlements techniques. D'autre part, le risque sur la durée de vie découle des incertitudes liées aux tendances et aux paramètres, car ces facteurs n'ont pas été pris en compte dans les estimations techniquement prescrites. Par conséquent, la construction d'une table d'expérience est un outil qui permet de réduire le niveau des réserves.

Aurélie Gaumet (2001) démontre que le développement de tables d'expérience permettrait à la compagnie d'assurance AXA une meilleure maîtrise de la sinistralité de ses clients en matière de garantie invalidité. En outre, elle aura les moyens techniques de bénéficier des modifications de la réglementation sur le provisionnement. Par ailleurs, il est prouvé que le développement et la validation des tables d'arrêt de travail donnent la possibilité de mieux ajuster les réserves imposées pour les garanties d'invalidité.

En effet, elle a constaté que le niveau de sinistralité observé chez les assurés pouvait être très différent de ceux indiqués dans les grilles réglementaires. Ainsi, en utilisant des tables réglementaires, les assureurs peuvent fausser leurs engagements car la table BCAC55 est construite à partir de certaines définitions de l'incapacité qui ne correspondent pas toujours aux garanties fournies par les assureurs. Le nombre de garanties est différent de celui retenu dans la table réglementaire (ex : probabilité que la garantie continue à dépasser la limite d'âge de la table BCAC (environ 60 ans)). Ceci conduit à la conclusion que les tables réglementaires ne sont pas adaptées aux garanties, donc peu fiables pour le calcul des

provisions, d'où l'intérêt d'établir des tables empiriques basées sur des observations du portefeuille d'une entreprise.

Frédéric Planchet (2006), dans sa note sur la présentation des tables de mortalité d'expérience pour les rentes, constate qu'en faisant la comparaison de ces tables avec les tables TPG 1993 actuelles, on observe des hausses significatives des provisions pour les femmes. Par contre, les provisions pour les hommes sont restées du même niveau que celles obtenues avec les tables TPG 1993.

Dans son étude sur une société d'assurance tunisienne, Makram ben badis (2006), pour des polices vie temporaires à fonds propres décroissant de façon linéaire sur cinq ans, a montré que le tableau des expériences qu'il a réalisé permettait de diminuer les cotisations et les réserves de plus de moitié par comparaison avec les estimations de la méthode réglementaire et qu'il atteignait son plafond de 36,74% à partir de l'âge de 50 ans. En effet, le taux de surcapitalisation croît avec l'âge. Il est ensuite une fonction croissante de cet âge par rapport à une limite d'âge de tarification. Par la suite, en procédant à la confrontation lors de la mise en œuvre de la grille expérimentale sur le portefeuille de la société d'assurance lors des deux derniers exercices successifs par rapport à son étude, à savoir 2005 et 2006, il constate que les gains sur les provisions mathématiques sont égaux à 943274 DT à partir de l'exercice 2005 et à l'ordre de 1361213 DT à partir de l'exercice 2006 par rapport à la table TD88-90 évaluée à 52%.

Il démontre que dans le cadre de la norme SOLVABILITÉ 2 et en cas de diminution de la moralité, le volume global de la meilleure évaluation baisse, mais par effets contradictoires. Il constate que les effets des deux couvertures, incapacité et mort temporaire, sont assez distincts. En fait, au niveau de la couverture invalidité, la bonne approximation ne change pas énormément, tandis qu'aux niveaux de la garantie mort temporaire, la meilleure estimation baisse de 20%.

Planchet (2009) appuie le même avis selon lequel la valorisation des réserves techniques sur la base des best estimates des cash flows exige de prendre en considération les résultats du portefeuille d'assurance. En outre, les compagnies d'assurance qui vendent des produits de rentes supplémentaires et de pensions doivent élaborer des tables de survie qui comprennent les particularités de leur portefeuille afin de calculer les réserves de la meilleure estimation.

Dans ce cadre, selon Michael Donio et al. (2011), " la détermination des engagements actuariels à partir de la meilleure méthode prévisionnelle exige une prévision correcte et

homogène des futurs flux de prestations et, de ce fait, la mise en œuvre de normes de décès et de maintien en service adaptées dans les divers états (incapacité, invalidité) sur la base de l'expérience du portefeuille. "

Selon les résultats de M. ben Badis (2013), il semble qu'il y a un décalage de provisionnement entre la mortalité liée à la pratique et la survie de la population globale. Ce gap est lié au problème d'anti sélection. Il a remarqué que cet écart de provisionnement croît au fil du temps. En fait, il trouve qu'il augmente de 7% la 1ère année à 14% à la 50ème année de réserves projetées. Il justifie ces chiffres par le fait que les individus couverts par l'assurance sont plus susceptibles à vivre plus tard que la population en général. Il évoque ainsi le problème d'anti sélection que les tables de décès publiques élaborées sur la base de chiffres généraux ne permettent pas de déceler.

Ghada mghirbi (2017), fait remarquer une différence qui est loin d'être négligeable, en effet la provision calculée avec le TD99 passe de 2056 à 720 avec la nouvelle table d'expérience, soit un écart de -1336 (-65%). Il semble que la table construite donne des réserves mathématiques moins élevées que la table officielle TD99.

Conclusion

L'objectif de ce travail est l'élaboration de table de mortalité d'expérience spécifique à notre compagnie tout en s'intéressant aux fondements et théories pratiques ainsi que l'impact de l'expérience sur le solde technique de la compagnie.

Dans ce chapitre, nous discutons principalement des méthodes d'estimation de la mortalité brute en présence des données incomplètes, en nous concentrant sur la méthode de Kaplan Meier et Hoem.

Nous discutons ensuite des diverses techniques de lissage utilisées pour ajuster le taux brut, telles que la modélisation paramétrique, qui peuvent réviser les estimations et produire des courbes de mortalité lisses. Enfin, nous proposons des mesures par lesquelles la qualité du lissage des résultats peut être statistiquement jugée pour valider la table construit.

Les compagnies d'assurance s'intéressent à l'analyse empirique de la mortalité. En effet, des tables d'expérience permettent de modéliser le risque de mortalité à partir d'études précises de portefeuilles bien définis. Ils peuvent ainsi mieux limiter le risque de mortalité inhérent à leur portefeuille et offrir un produit plus compétitif.

Une fois le cadre théorique établi, nous tenterons d'appliquer ces techniques décrites théoriquement dans le cadre des contrats temporaires décès pour obtenir la table de mortalité d'expérience de la MAE Assurance et vérifier son effet sur les soldes techniques.

Chapitre III : élaboration de la table de mortalité d'expérience

Introduction

Lorsque les assureurs constatent des différences de mortalité entre la table de référence et leur expérience, il serait envisageable pour les assureurs d'élaborer une table d'expérience. Dans ce chapitre, l'enjeu principal est de construire une table de mortalité reflétant l'expérience du portefeuille MAE Assurances, dans le but de mettre en évidence ultérieurement l'intérêt de disposer d'une telle table pour la tarification et le provisionnement.

Nous présenterons d'abord une description des chiffres clés de notre compagnie et des échantillons pertinents, puis décrirons les étapes que nous avons suivies pour élaborer notre table d'expérience. Et nous allons étudier par la suite l'impact d'une telle table sur la tarification et le provisionnement.

Section 1 : présentation du cadre de travail

III.1.1. Présentation de la compagnie d'assurance MAE

❖ Historique

La mutuelle est un système fondé sur la solidarité entre les membres, qui vise avant tout à satisfaire leurs intérêts plutôt qu'à réaliser un bénéfice sur leur investissement.

Avec le temps et le développement du marché d'assurance et surtout de la concurrence, la M.A.E a élargie encore son champ d'action.

Une des particularités des sociétés mutualistes est un système de participation et de solidarité. Les nominations donnent la chance à tout membre de pouvoir faire partie du conseil d'administration et de sa structure de gestion.

La Mutuelle Assurance de l'Enseignement (MAE) a changé son logo de façon officielle. Ce renouvellement de son identité visuelle est accompagné d'un slogan inédit "**Enti laya wena lik**".

Après la promulgation de la nouvelle loi n° 2020-30 du 30 juin 2020 portant sur l'économie sociale et solidaire, la MAE Assurance est devenue la 1ère entité financière en Tunisie qui modifie ses propres statuts afin d'intégrer des valeurs humanistes.

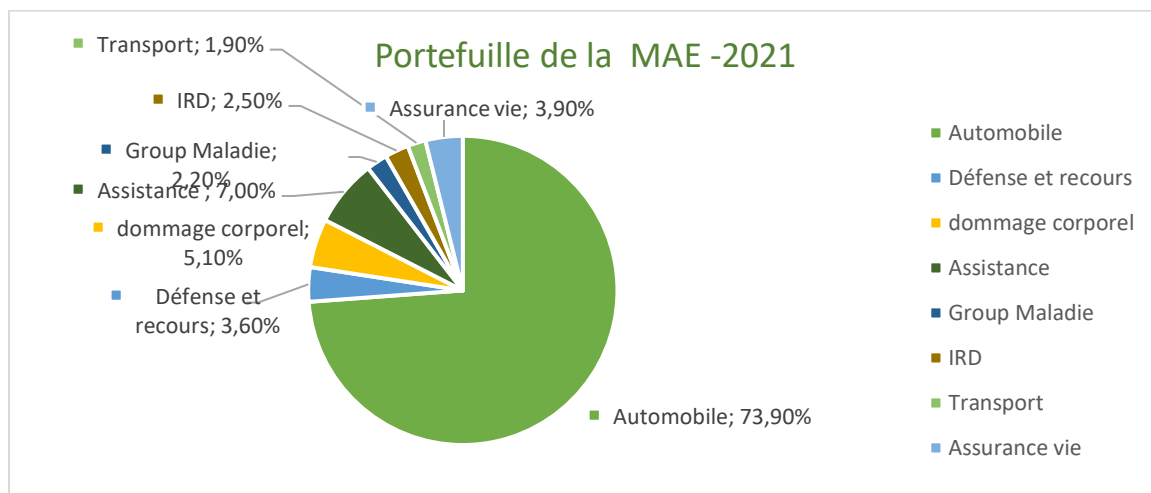
Cette transformation de son statut, en cohérence avec son ADN, fera de la MAE Assurances la première assurance sociale et solidaire qui engage à placer l'être humain au centre de son métier et de ses considérations en optant pour une logique plus solidaire et intégrative.

❖ Chiffres clés

➤ Le portefeuille de la MAE Assurance

Le portefeuille de la MAE est composé principalement de l'assurance automobile suivi des assurances assistance, dommage corporel et assurance vie. Ci-dessous, la composition du portefeuille de la mutuelle :

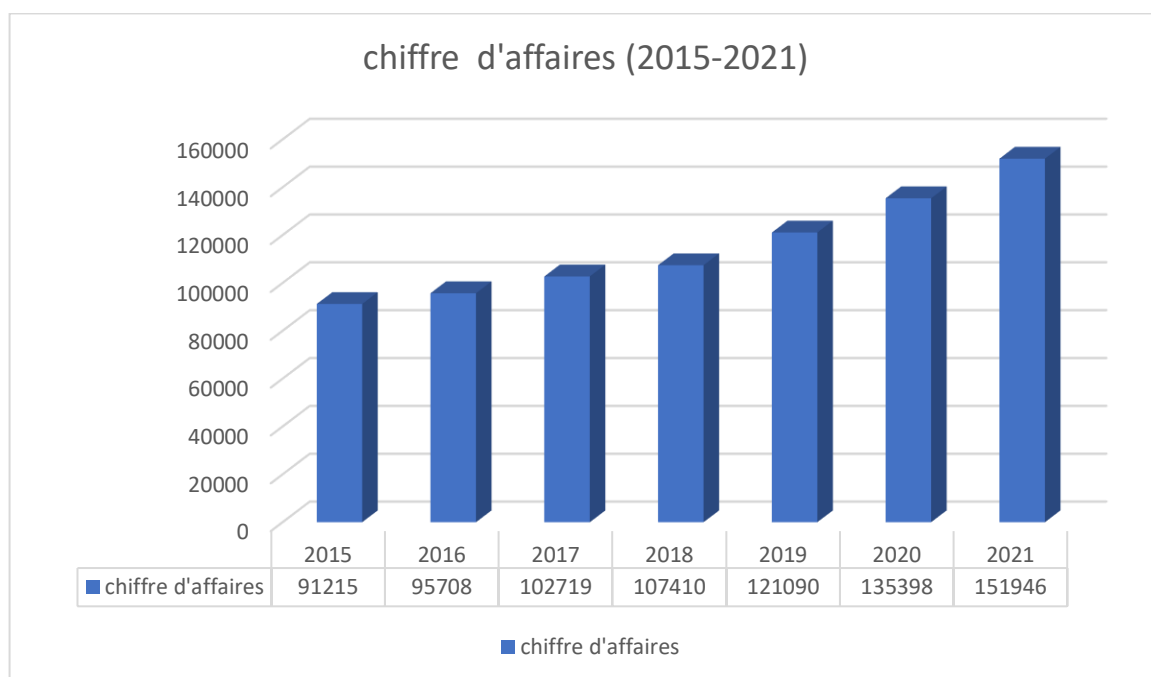
Figure 7: Portefeuille de la MAE Assurance 2021



Source : rapport annuel MAE Assurance, 2021

La branche automobile accapare la part de lion du portefeuille de la MAE assurance soit de 73,9% du total du portefeuille suivit par l'assurance assistance de 7%, l'assurance dommage corporel de 5,1%

Figure 8: Evolution de chiffre d'affaires de 2015-2021 en MD



Source : rapport annuel MAE Assurance, 2021

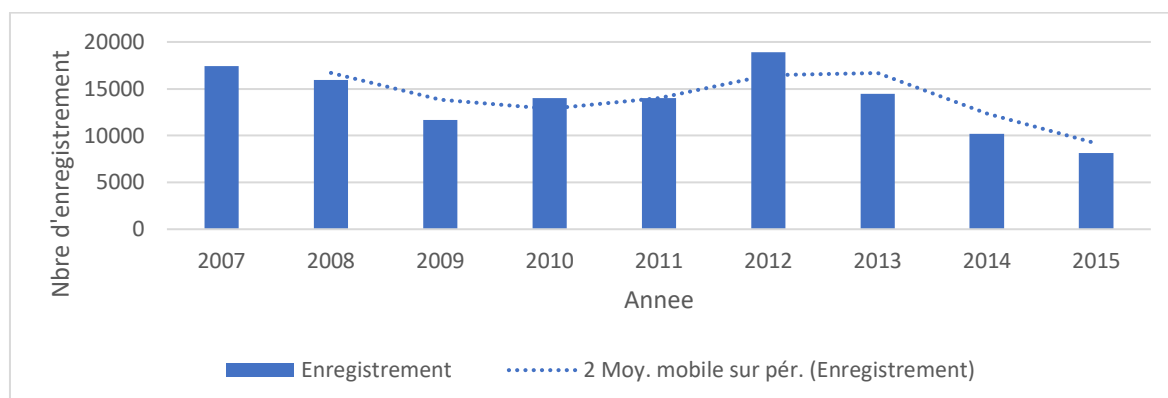
Le chiffre d'affaires de la MAE assurance est en évolution progressive depuis 2015 de 91215 MD jusqu'à qu'il atteigne 151946 MD en 2021, soit une évolution de 67% et sa confirme la bonne stratégie de la MAE assurance.

III.1.2. Analyse descriptive

III.1.2.1. Description de la base des données

La base de données comporte des enregistrements sous Excel présentant les données de production et de sinistralité des polices d'assurance temporaire décès. Le principe de ce contrat est de protéger l'assuré contre le risque de décès, d'invalidité permanente totale ou partielle et d'invalidité temporaire totale. Est assuré au titre de ce contrat, les ayant droits de l'assuré en cas de décès de ce dernier. L'âge de l'assuré au moment de la fin du contrat ne peut excéder 75 ans.

Figure 9: Nombre d'enregistrement en fonction de l'année de souscription

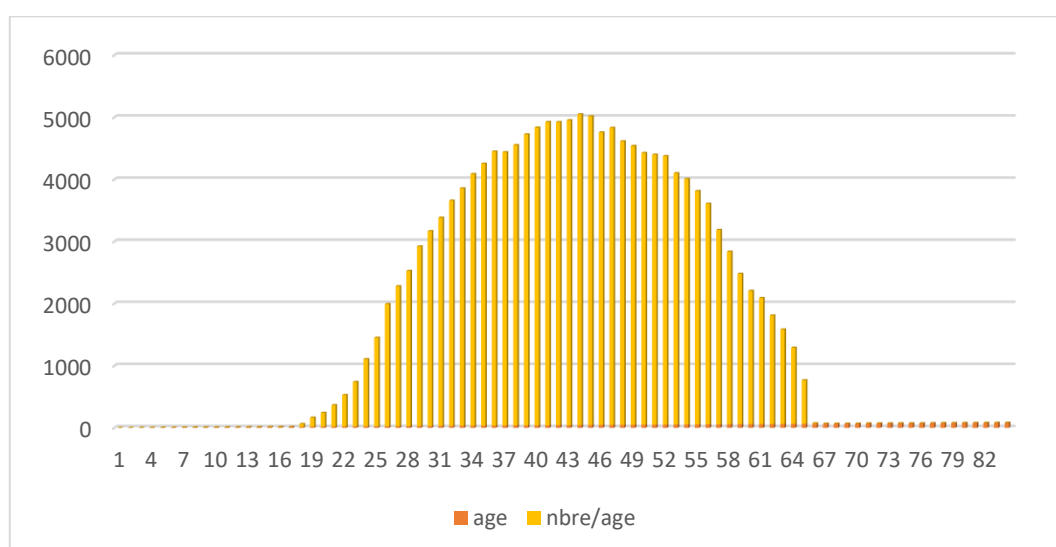


Source : Selon la base des données de la MAE Assurance

Nous remarquons l'existence d'une régression continue du nombre des souscriptions. En effet, en 2012, les souscriptions étaient de 18913 puis elles marquaient une baisse continue de 57% pour atteindre 8132 souscriptions en 2015. Cette baisse s'explique par les répercussions négatives de la révolution qui ont marqué la diminution des investissements essentiellement en moyen et long terme. A cette période sauf les couvertures pour les crédits de consommation étaient largement vendues.

A. Age de souscription

Figure 9 : nombre d'enregistrement par âge à la souscription



Source : base des données de la MAE Assurance

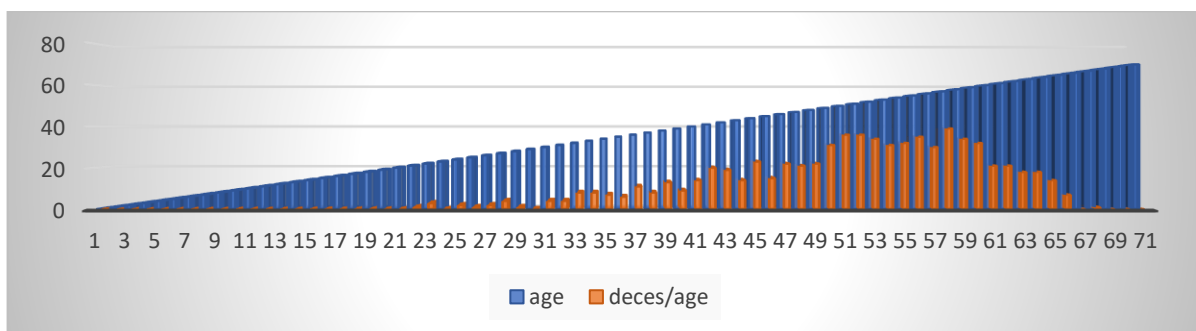
Environ 70% des assurés ont souscrit leurs contrats à un âge compris entre 31 et 55 ans. La concentration des souscriptions sur la plage d'âge entre 30 et 55 ans peut s'expliquer par le

fait que les individus concernés représentent la tranche d'âge la plus active et capables d'investir et de garantir leurs vies.

Les jeunes âgés de moins de 30 ans constituent un pourcentage de 8.7% des souscripteurs ce qui reflète les difficultés que rencontrent les jeunes en matière d'investissement et les difficultés à créer les nouveaux projets ce qui accentue le taux de chômage. Les personnes âgées de plus de 55 ans représentent à peu près 20 % des souscripteurs.

B. Age de décès

Figure 10: décès par âge



Source : Selon la base des données de la MAE Assurance

Nous remarquons que 60% des décès sont répartis entre les âges de 44 et 59 ans. Cela peut s'expliquer par le fait que le portefeuille est caractérisé en majorité par des individus âgés entre 44 et 59 ans.

La courbe est croissante jusqu'à atteindre l'âge de 59 ans où le nombre des individus décédés est maximal. Au-delà de cet âge, elle décroît. Cette chute est expliquée par le fait que l'âge limite à la souscription de ce contrat est 75 ans.

Section 2 : Elaboration de la table

En s'appuyant sur les recommandations de la commission des actuaires autorisés à la certification des tables de mortalité, nous essayerons de construire une table de mortalité d'expérience pour la MAE Assurance. Pour ce faire, et comme nous l'avons déjà mentionné dans le chapitre précédent, la méthode de construction nécessite notamment plusieurs étapes :

- ❖ Le traitement et la validation des données avec la justification du contexte d'analyse ;
- ❖ Estimation des taux annuels bruts de décès ;
- ❖ Lissage des taux annuels bruts de décès ;

❖ Validation de la table construite.

III.2.1. Traitement et validation des données

Afin de construire une table d'expérience pertinente :

Il convient de veiller à la bonne qualité des données servant à la construction. En effet, selon les Mortality Guidelines de la Commission d'agrément de l'Institute des Actuaires. Ainsi, il convient de prendre en compte la durée d'observation, la qualité de la représentativité des données, les paramètres requis pour l'étude de la mortalité et la cohérence des informations.

III.2.1.1. Période d'observation

Pour capturer l'effet de la mortalité une période de 4 à 5 ans sera généralement prise. Avec une période plus courte, il subsiste un risque de ne pas avoir assez de volumétrie de données. En revanche, en utilisant une période plus longue, une surestimation de la mortalité peut être occasionnée, sachant que l'espérance de vie a été augmentée les dernières années.

Une fois les données qualifiées comme exploitables, l'étape de création de la base d'exposition peut démarrer. La première étape consiste à définir la période, qui dans notre cas sera une durée de 4 ans pour l'étude, à savoir la période de 01/01/2012 à 31/12/2015

La commission d'agrément des actuaires signale qu'il est préférable que la durée d'observation porte sur des intervalles d'une longueur multiple de douze mois, puisque le risque de décès fluctue généralement tout au long de l'année.

Tableau 2: Structure de deux sexes

	Proportion	Age moyen d'exposition	Age moyen décès	Taux de décès moyen en%	Période
Homme	0.6	47,2	51,2	0.0917%	De 1/01/2012 au 31/12/2015
Femme	0.4	46,8	53,3	0.0825%	De 1/01/2012 au 31/12/2015

Source : Elaboré par nos soins

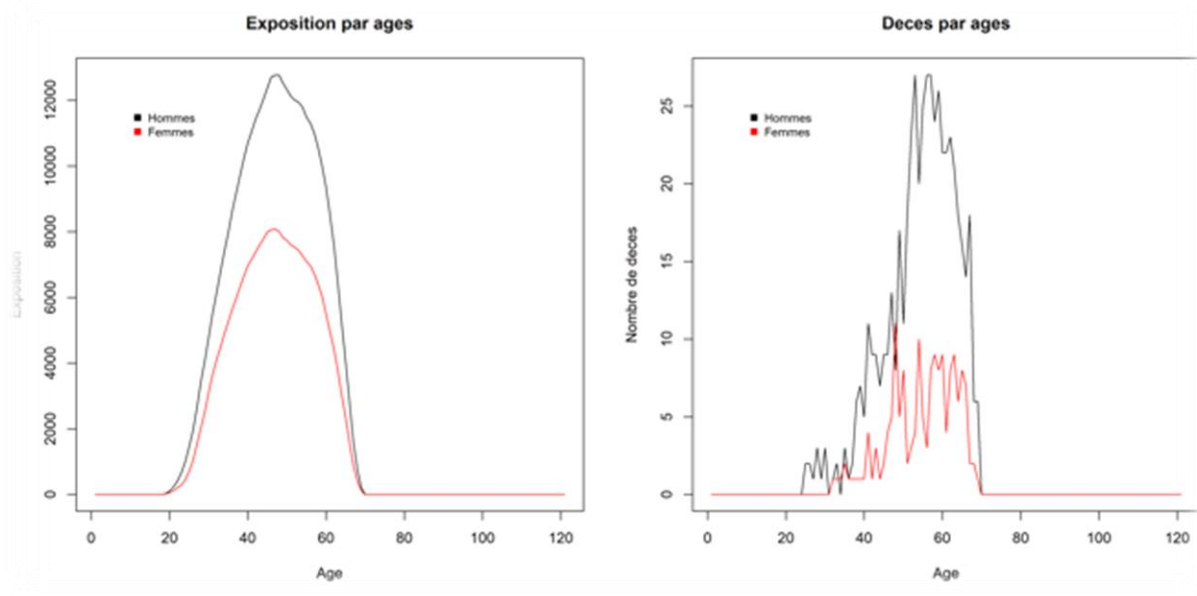
III.2.1.2. La représentativité des données

La base de données à notre disposition est composée des contrats temporaires décès. Elle résulte d'un rapprochement entre la base de données des assurés sinistrés et la base de données contenant les enregistrements issus du service production vie de la MAE Assurance. Plusieurs données sont associées à chacun de ces enregistrements, à savoir, le numéro de compte de l'assuré, la date de naissance, la date d'effet du contrat, ...

Pour notre étude, nous nous limiterons aux données suivantes :

- Identifiant de l'assuré : C'est la clé permettant l'identification de l'assuré
- Date de naissance de l'assuré.
- Date d'effet du contrat
- Date de la fin du contrat (celle définie lors de la souscription du contrat)
- Statut (sinistré ou non)

Figure 11 : Exposition et décès par âge pour les deux sexes



Source : Elaboré par nos soins

Il est bien évident que l'exposition ainsi que le nombre de décès liés à la tranche active sur ceux-ci supporteront l'étude.

Nous notons que 60.34% des individus exposés au risque décès sont âgés de 30 à 55 ans. Cela peut s'interpréter par le fait que le portefeuille est constitué essentiellement par cette tranche d'âge.

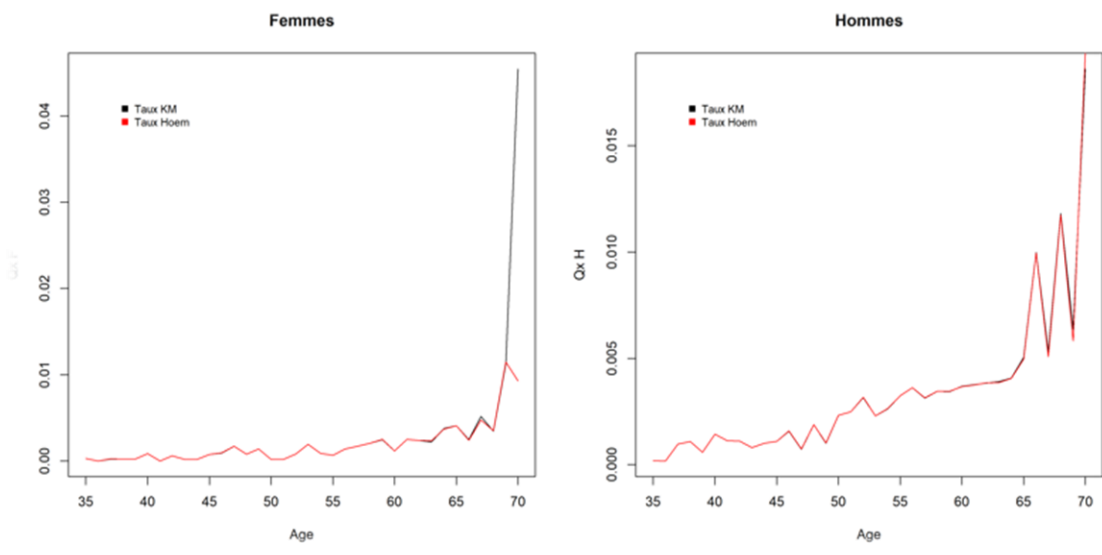
La courbe qui représente le décès par âge est croissante jusqu'à atteindre l'âge de 59 ans où le nombre des individus décédés est maximal. Au-delà de cet âge, elle décroît. Cette chute est expliquée par le fait que l'âge limite à la souscription de ce contrat est 75ans

III.2.2. Estimation des taux bruts

Dans cette section, nous allons présenter les résultats des taux de mortalité bruts estimés par la méthode de Kaplan Meier et la méthode de Hoem définies dans la première partie

Pour estimer les taux annuels bruts de décès notés q_x , nous avons utilisé uniquement les individus observés vivant sur une partie ou sur la totalité de leur $x-1$ année sans tenir compte des individus aux âges voisins, qu'ils proviennent des mêmes individus ou des individus différents.

Figure 12: Comparaison entre les estimateurs de kaplan-meier et de hoem



Source : Elaboré par nos soins

En effet, la première constatation à tirer de ce graphe est que les sorties de l'estimateur de Kaplan-Meier et celles de celui de Hoem sont très proches et comparables. On remarque que les taux bruts de décès issus des deux estimations présentent des irrégularités et des variations, en particulier aux grands âges. Ceci traduit, à la fois, le manque de données à notre portée mais également le fait que l'estimation des taux bruts est basée sur des observations réelles. Il faut aussi noter que les taux bruts estimés ne prennent pas en considération le fait que la

mortalité est croissante avec les âges. Il faut donc avoir recours à des modèles de correction reflétant au plus juste la réalité de l'évolution de la mortalité.

III.2.3. Lissage du taux brut de mortalité

Conformément à notre proposition, les évaluations de la mortalité annuelle par âge donnent une évolution assez aléatoire de la courbe de mortalité, essentiellement en raison d'une mauvaise estimation de l'échantillonnage. Par ailleurs, un ajustement de la mortalité paraît essentiel. Comme indiqué dans le précédent chapitre, il y a plusieurs manières pour ajuster la mortalité brute, à savoir les modèles paramétriques, le lissage paramétrique, le lissage non paramétrique et les modèles relationnels. Pour notre travail, nous avons choisi trois modèles paramétriques à savoir le modèle de Thatcher et le modèle de Makeham MCP et Makeham MCO.

III.2.3.1. Ajustement par Les modèles paramétriques

A. Ajustement par La loi de Makeham (1960)

Le modèle de Makeham (1960) demeure un référentiel qui, sur les plages d'âge habituelles des contextes d'assurance, fournit une base de calcul solide. En effet, le risque principal lié à sa construction est le risque d'estimation.

Comme nous l'avons déjà mentionné, la détermination des paramètres de Makeham passe par deux phases. La première estimation des paramètres du modèle est fournie par la méthode de King et Hardy. Les résultats obtenus nous permettent de recourir au maximum de vraisemblance pour atteindre le résultat final.

Rappelant que la loi Makeham vérifie la relation : $\mu_x = a - b \times c^x$ où μ_x représente le taux instantané de décès à l'âge x . Le paramètre a peut s'interpréter comme une incidence accidentelle ; le coefficient $b \times c^x$, correspondant à un vieillissement de la population, fait croître le taux de décès de manière exponentielle

Tableau 3: Paramètres de modèle Makeham

	MCO			MCP		
	\hat{a}	\hat{b}	\hat{c}	\hat{a}	\hat{b}	\hat{c}
Homme	1,2	$1.99e^{-02}$	1.09	$1.97e^{-1}$	$1e^{-01}$	1.09
Femme	2,47	$2.47e^{-02}$	1.19	0.00126	0.08714	0.70021

❖ **Intervalle de confiance**

Pour mesurer l'incertitude du risque, nous allons construire un intervalle de confiance pour les taux bruts estimés. Nous considérons que les décès suivent une loi Normale de moyenne $\hat{q}_{x,t}$

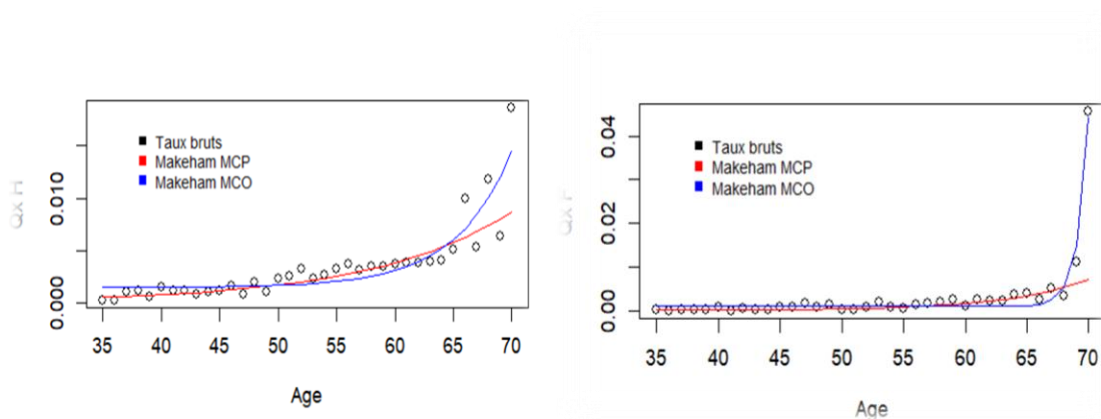
et de variance $\sqrt{\frac{\hat{q}_{x,t}(1-\hat{q}_{x,t})}{n_{x,t}}}$ ou $n_{x,t}$ l'exposition sur la plage d'âge fixé.

$$IC = [\hat{q}_{x,t} - u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{q}_{x,t}(1-\hat{q}_{x,t})}{n_{x,t}}}, \hat{q}_{x,t} + u_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{q}_{x,t}(1-\hat{q}_{x,t})}{n_{x,t}}}]$$

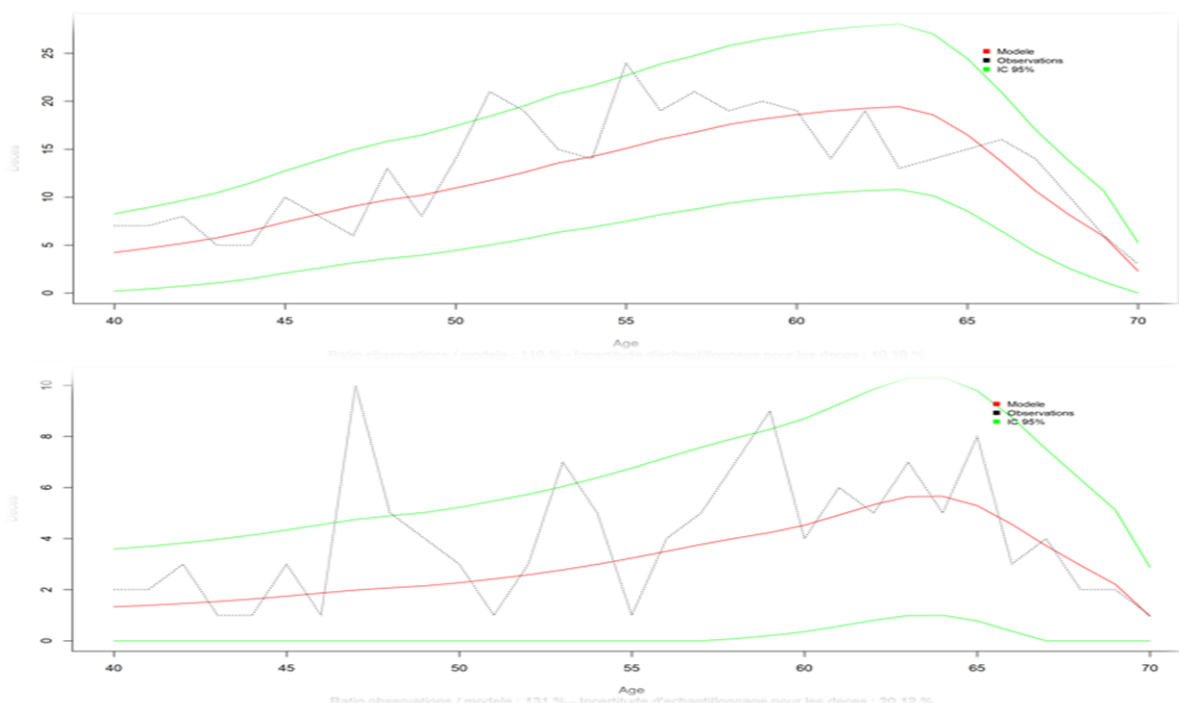
Où $u_{\frac{\alpha}{2}}$ désigne le quantile d'ordre $\frac{\alpha}{2}$ d'une loi normale centrée réduite.

Les résultats donnés par ce modèle sont donnés par l'ensemble des graphiques ci-dessous

Figure 13: Ajustement de Makeham pour les deux sexes



Source : Elaboré par nos soins



Source : Elaboré par nos soins

Les deux ajustements de modèle de Makeham (avec les méthodes de moindre carrés ordinaires MCO et moindre carrés pondérés MCP) sont plus proches et assez comparables.

Nous remarquons que la courbe lissée a permis d'effacer le caractère erratique de la mortalité observée dû aux fluctuations d'échantillonnage. La courbe paraît régulière et assez fidèle aux données brutes

La deuxième figure représente un encadrement de 95 % des décès ajustés ainsi que les décès observés pour les deux catégories homme et femme.

Nous remarquons aussi que la quasi-totalité des décès observés est incluse dans l'intervalle de confiance et que ces décès oscillent autour des décès ajustés du fait des fluctuations de l'échantillon.

B. Ajustement par Le modèle de Thatcher (1999)

Dans la pratique, la méthode de Makeham aboutit à une surévaluation des niveaux de décès aux âges élevés. Pour corriger cette surestimation, THATCHER [1999] a construit un autre modèle en posant les questions suivantes

$\mu(t) = \alpha - \frac{\beta \exp(\gamma u)}{1 - \beta \exp(\gamma u)} du = \frac{1}{\gamma} \frac{dv}{v}$, ce qui conduit après quelques manipulations à

$$S_{\theta}(t) = e^{-\alpha t} v_{\beta\gamma}(t)^{\frac{1}{\gamma}}. \text{ On en déduit notamment : } E(T_{\theta}) = \int_0^{\infty} e^{-\alpha t} v_{\beta\gamma}(t)^{\frac{1}{\gamma}} dt$$

Il reste à calculer $q_x = 1 - \exp(-\int_x^{\infty} \mu(y) dy)$

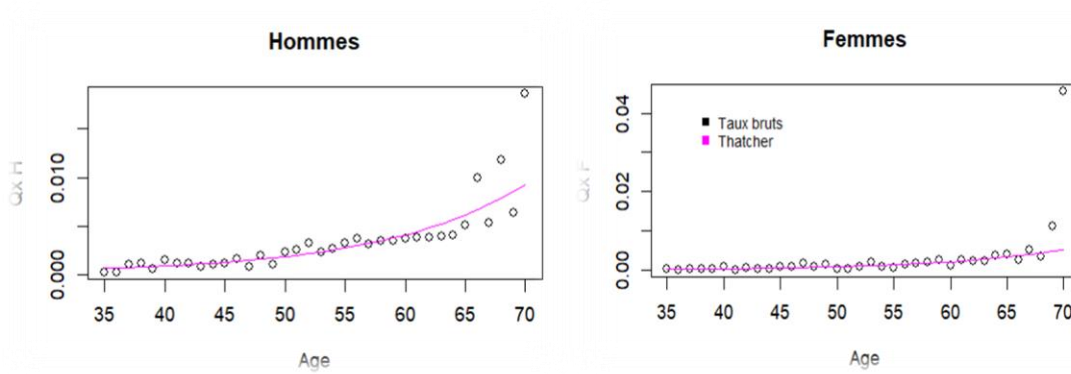
Les résultats sont similaires à ceux obtenus par le modèle de Makeham, mais les taux sont légèrement moins élevés.

Les résultats donnés par ce modèle sont :

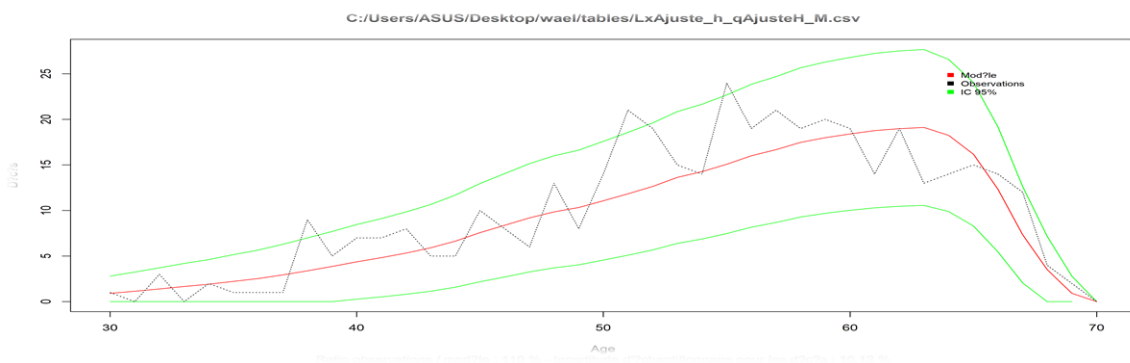
Tableau 4: paramètres de modèle de Thatcher

	Paramètres		
	\hat{a}	\hat{b}	\hat{g}
Homme	1,63	$2,19e^{-02}$	$8,31e^{-1}$
Femme	2,24	$1,08e^{-01}$	$8,37e^{-02}$

Figure 14: Ajustement par le modèle de Thatcher pour les deux sexes



Source : Elaboré par nos soins



Source : Elaboré par nos soins

Le modèle de Thatcher est lui-même une illustration du célèbre modèle de Makeham, on obtient des corrections similaires à celles obtenues par le modèle de Makeham, mais avec des taux légèrement plus faibles pour les âges avancés.

Ce dernier est lui-même une adaptation du modèle classique de Makeham, ajusté pour corriger la surestimation des taux de décès conditionnels aux âges élevés observés.

La lecture de deuxième graphique nous permet de voir que les décès observés sont situés principalement à l'intérieur de l'intervalle de confiance. Notons aussi que les décès observés fluctuent autour des décès ajustés

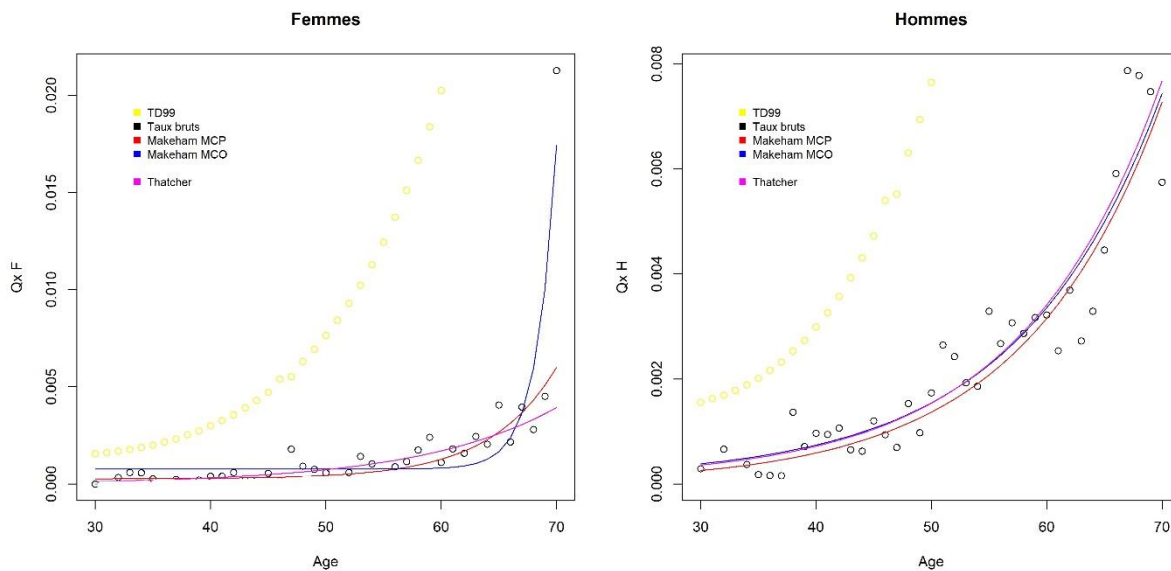
III.2.4. Choix du meilleur modèle

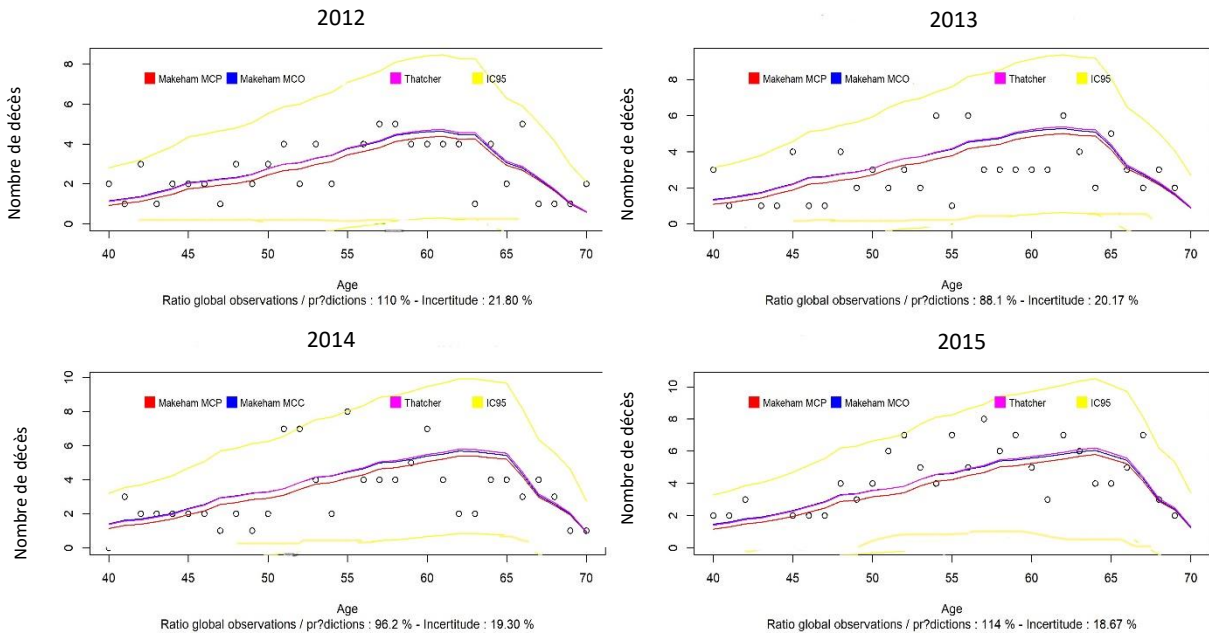
Après le lissage des taux de décès bruts, il faut vérifier si ces taux ajustés correspondent à la mortalité réelle. Dans la première étape. On commence par une comparaison des valeurs du SMR. Ce dernier constitue un critère qui permet une simple vérification, assez pragmatique, sur la fidélité des tables élaborées à la mortalité observée. Le meilleur des modèles est celui dont la valeur du SMR est le plus proche de 1. Dans un second temps nous allons comparer l'indicateur du MAPE et le critère de R-carrée.

III.2.4.1. Analyse graphique

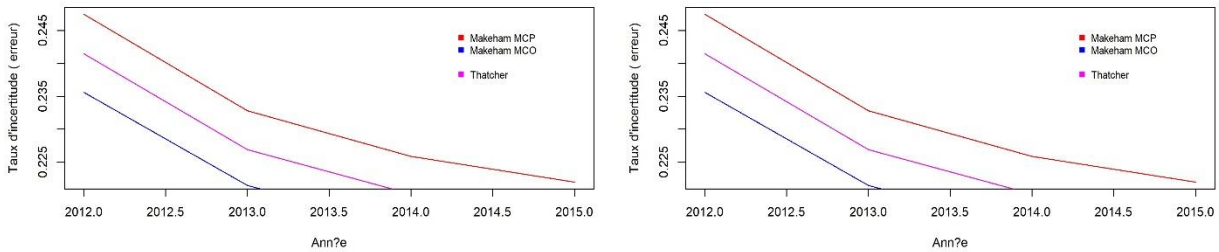
La figure ci-dessous présente une comparaison entre les taux de mortalité lissés, les taux de mortalité bruts et ceux issus de la table de mortalité nationale TD99.

Figure 16 : Comparaison entre les courbes lissées et la courbe des taux de mortalité de référence

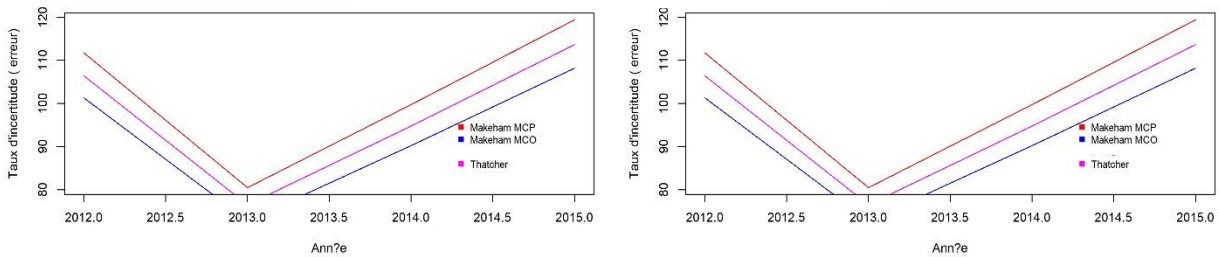




Taux d'incertitude (Erreur)



Ratio globale observation /prédiction



Source : Elaboré par nos soins

Le taux de mortalité nationale est bien plus élevé que celui de l'expérience du portefeuille, surtout pour les personnes âgées. Lorsque l'on doit juger du bon modèle de lissage, il peut être délicat de décider si un tel modèle est préférable à un autre. Pour y parvenir, on se tourne vers des métriques qui permettent de mesurer au mieux la pertinence des modèles.

Le modèle Makeham MCO s'avère-le modèle d'ajustement le plus pertinent d'après la lecture de graphique de taux d'incertitude et en va faire par la suite les tests nécessaires pour justifier cette pertinence de ce modèle.

III.2.4.2. Mesure de la qualité d'ajustement

✚ SMR (Standardized Mortality Ratio)

Le SMR est un indicateur qui se définit par le rapport entre le taux de décès observé et le taux de mortalité corrigé. Ce rapport est alors défini par :

$$SMR = \frac{\sum_x D_x^{brut}}{D_x^{ajusté}}$$

Le meilleur modèle sera celui ayant la valeur du SMR la plus proche de 1

✚ Le critère de R^2

C'est une valeur comprise entre 0 et 1, le coefficient de détermination mesure la pertinence entre le modèle et les données observées. Le R^2 se définit comme la part de variance expliquée par rapport à la variance totale.

$$R^2 = 1 - \left(\frac{\sum_x (q_x^{brut} - q_x^{ajusté})^2}{\sum_x (q_x^{brut} - (\sum_x \frac{q_x^{brut}}{n}))^2} \right)$$

Ou n est le nombre d'observations.

Nous privilégions le modèle ayant la valeur de R^2 la plus élevée.

✚ MAPE (Mean Absolute Percentage Error)

Il s'agit d'une mesure de l'exactitude de l'ajustement par rapport aux observations. Cet indicateur correspond à la moyenne des écarts en valeur absolue par rapport aux valeurs observées.

$$\text{MAPE} = \frac{\sum_x \left| \frac{D_x^{\text{brut}}}{n_x} - q_x^{\text{ajusté}} \right|}{\sum_x D_x^{\text{brut}}} \times 100$$

Nous en choisissons le modèle ayant la valeur de MAPE la plus faible.

Dans notre étude, la validation du modèle la plus adéquat sera basée sur trois tests à savoir le test de MAPE, SMR et R-carré

Tableau 5: Tests de validation et indicateurs de la qualité de l'ajustement pour « homme »

Mesures	Modèles		
	Makeham MCP	Makeham MCO	Thatcher
MAPE	96%	53%	49%
SMR	0.07989	1,26581	0,0593
R ²	0,289	0,6 121	0,5552

Source : Elaboré par nos soins

Tableau 6: : Tests de validation et indicateurs de la qualité de l'ajustement pour « femme »

Mesures	Modèles		
	Makeham MCP	Makeham MCO	Thatcher
MAPE	125%	78%	85%
SMR	0.064	1,101	0,07905
R ²	0,2541	0,6091	0,3101

Source : Elaboré par nos soins

Pour les deux sexes le modèle le plus adéquat au terme des critères SMR e R^2 et le modèle de Makeham MCO. Toutefois le modèle de Thatcher est privilégié au terme de critère de MAPE (la valeur la plus faible (49%)) pour la catégorie homme.

En se base sur le résultat de comparaison fait entre ces différents modèles d'ajustement et sur le taux d'incertitude mesurée dans le graphique précédant en juge que le modèle de Makeham MCO et le plus adéquat pour notre étude.

Section 3 : Impact de l'expérience sur la fixation des prix et le calcul des provisions.

Introduction

L'expérience de mortalité que nous avons développée diffère de celle présentée par la table réglementaire TD99. Le législateur tunisien n'a pas encore donné son autorisation à l'utilisation des tables d'expérience bien que la table officielle surévalue la mortalité. Il serait donc utile de savoir quel est l'impact de la prise en compte d'expérience en matière de mortalité et de voir ses répercussions sur la tarification et le provisionnement.

III.3.1. Etude comparative

Notre étude porte sur un contrat temporaire décès qui assure le versement d'un capital aux ayants-droits d'un assuré en cas de décès de celui-ci pour une durée déterminée à l'avance.

Prenons le cas où l'assureur s'engage à verser un capital de 10 000 DT en cas de décès d'une personne d'âge x , sur une durée de 10 ans

Cette étude serve à une comparaison entre les primes et les provisions issue de deux table (TD99 et la table d'expérience) pour voir l'impact sur la tarification et le provisionnement

- x : âge de l'assuré
- n : durée de la garantie
- i : taux d'actualisation
- c : capital assuré

III.3.1.1. Tarification

Le principe de tarification en assurance vie se présente par l'égalisation à l'instant t_0 (instant de la souscription) entre les valeurs actuelles probables des engagements pris par l'assureur et ceux pris par l'assuré. Dans le cas d'un contrat temporaire décès, l'engagement de l'assureur est le versement d'un capital C , si l'assuré décède avant l'instant t (échéance du contrat).

$$\text{VAP engagement Assureur} = \text{VAP engagement Assuré}$$

➤ VAP Engagement de l'assureur

$\text{VAP Assureur} = \sum_{k=1}^n \text{capital} \times \text{probabilité que l'assuré décède dans l'année } k \times \text{Facteur d'actualisation des flux}$

$$\text{VAP Assureur} = \sum_{k=1}^N 10\,000 \times \frac{l_{x+k-1} - l_{x+k}}{l_x} \times \frac{1}{(1+i)^{k-0.5}}$$

- **VAP Engagement assuré**

Pour cette garantie, l'assurée paie une prime chaque début d'année, tant qu'il est en vie

Evaluation des engagements de l'assuré, chaque année

VAP Engagement assuré = $\sum_{k=1}^n \text{prime} \times \text{prob}$ que l'assuré soit vivant \times facteur d'actualisation

$$\text{VAP Engagement assuré} = \sum_{k=1}^n \text{prime} \times \frac{l_{x+k-1}}{l_x} \times \frac{1}{(1+i)^{k-1}}$$

- **VAP Assureur = VAP Assuré**

$$\sum_{k=1}^N \text{capital} \times \frac{l_{x+k-1} - l_{x+k}}{l_x} \times \frac{1}{(1+i)^{k-0.5}} = \sum_{k=1}^n \text{prime} \times \frac{l_{x+k-1}}{l_x} \times \frac{1}{(1+i)^{k-1}}$$

$$\text{Prime} = \frac{\sum_{k=1}^N \text{capital} \times \frac{l_{x+k-1} - l_{x+k}}{l_x}}{\sum_{k=1}^n \frac{l_{x+k-1}}{l_x} \times \frac{1}{(1+i)^{k-1}}}$$

III.3.1.2. Provision mathématique

Dans le domaine de l'assurance vie, les réserves mathématiques sont un élément important du passif du bilan. Elles représentent la différence entre la valeur actuelle probable des engagements de l'assureur, et la valeur actuelle probable des engagements pris par l'assuré. Les réserves sont très sensibles aux variations de la table de mortalité, la provision mathématique sera établie au fil de l'avancement du contrat.

$$\text{PM (t)} = \text{VAP Assureur} - \text{VAP Assuré}$$

$$\text{PM (t)} = \sum_{k=1}^{n-t} \text{capital} \times \frac{l_{x+k+t-1} - l_{x+t+k}}{l_{x+t}} \times \frac{1}{(1+i)^{k-0.5}} - \sum_{k=1}^{n-t} \text{prime} \times \frac{l_{x+t+k-1}}{l_{x+t}} \times \frac{1}{(1+i)^{k-1}}$$

La valeur actuelle des engagements de l'assureur et de l'assuré est revalorisée à la date considérée, un an après la souscription d'un contrat d'assurance temporaire sur la vie.

Pour notre cas on suppose que la date d'effet de contrat est le 1/1/2022 et on va procéder au calcul de provision mathématique à la fin de l'exercice 2022 (31/12/2022)

III.3.1.3. Données de l'étude

Il s'agit d'un contrat temporaire décès où l'assureur s'engage à verser un capital de 10 000DT à l'ayant droit de l'assuré en cas de décès de celui-ci ;

Dans cette étude on fixe le capital assuré et on fait varier l'âge et le taux technique pour mieux voir l'impact de l'utilisation de la table d'expérience pour différents âges

X = {40, 45, 50, 55, 60}

C=10 000 DT

Taux technique : 2%, 4%, 5%

n : 10 ans

De l'autre côté l'assuré s'engage à verser une prime chaque début d'année s'il est en vie

A. Impact sur la tarification

Tableau 7: Prime pure annuelle issue de la table d'expérience

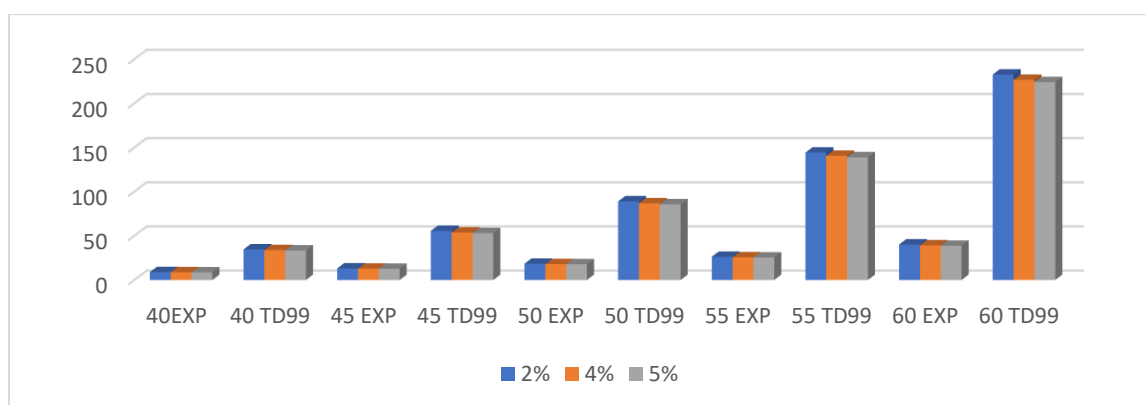
Taux /Age	40	45	50	55	60
2%	8,96	13,11	18,42	26,30	40,25
4%	8,75	12,83	18,05	25,74	39,26
5%	8,65	12,71	17,84	25,47	38,78

Source : Elaboré par nos soins

Tableau 8: Prime pure annuelle issue de la table de référence (TD99)

Taux /Age	40	45	50	55	60
2%	34,64	55,12	89,08	144,27	232,69
4%	33,81	53,76	86,86	140,68	226,94
5%	33,42	53,11	85,79	138,95	224,16

Source : Elaboré par nos soins



Source : Elaboré par nos soins

Nous constatons une grande différence lorsque nous comparons le prix d'un contrat d'assurance-vie temporaire reposant sur la table d'expérience avec le prix basé sur la table TD99. Effectivement, les tarifs basés sur les tables TD99 sont plus coûteux que ceux basés sur les tables d'expérience, le tarif de la table d'expérience représente à peu près 30% de la table réglementaire. Par conséquent, compte tenu de la propre expérience de la compagnie d'assurance en matière de sinistres, un tarif plus compétitif sera donné, car le recours à la table réglementaire ne prend pas en considération les réalités de l'activité de la compagnie.

B. Impact sur la Provision mathématique

Les tableaux ci-dessous permettent de refléter la différence entre les provisions calculées sur la base de la table TD 99 et la table de mortalité d'expérience

Provision mathématique au 31/12/2022 pour des différents âges des assuré et comme suit.

Tableau 9: provision mathématique après un an calculée à partir de la table d'expérience

Taux /Age	40	45	50	55	60
2%	3,23	3,76	5,12	7,36	14,06
4%	3,14	3,65	4,95	7,12	13,57
5%	3,09	3,58	7,87	6,99	13,33

Tableau 10: provision mathématique après un an calculée à partir de la table TD99

Taux /Age	40	45	50	55	60
2%	11,89	20,22	33,25	53,82	85,93
4%	11,50	19,56	32,16	52,04	83,07
5%	11,31	19,23	31,62	51,16	81,66

Source : Elaboré par nos soins

Il semble que la table d'expérience fournit des provisions mathématiques plus faibles que celles de la table réglementaire TD99. En effet, ces résultats sont conformes aux études menées précédemment par Gaumet A (2001) précisant que le taux de sinistre constaté sur la base de la clientèle assurée par la compagnie d'assurance AXA peut dévier sensiblement de celui fourni par la table officielle. De la même manière, Ghada mghirbi (2017), a fait remarquer l'existence d'une différence qui est loin d'être négligeable. En effet, la provision calculée avec le TD99 passe de 2056 à 720 avec la nouvelle table d'expérience, soit un écart de -1336 (-65%). Il semble que la table construite donne des réserves mathématiques moins élevées que la table officielle TD99.

Conclusion

Dans le présent chapitre, nous examinons l'impact de la mise en place d'une table d'expérience sur la tarification et les provisions des contrats d'assurance temporaire décès. Nous avons observé des écarts importants, qui s'expliquent par le fait que la table officielle est assez conservatrice.

Le recours aux tables de mortalité réglementaires peut entraîner une sur tarification et une surréservation. Les tables d'expérience permettent de modéliser le risque de mortalité à partir d'une étude précise d'un portefeuille donné. Les compagnies d'assurances sont très intéressées par le choix de ce type de formulaire car il leur permet de mieux identifier le risque de décès inhérent à leurs portefeuilles. Dans ce contexte, on constate qu'en comparant les coûts des contrats temporaires décès, calculés d'une part à travers la table d'expérience et de la table TD99, d'autre part, des écarts importants conduisent à une sur tarification. Le tableau d'expérience ainsi construit peut réduire la prime et la provision mathématique de plus de 50% par rapport au calcul de la table réglementaire.

Conclusion générale

La notion de durée de la vie humaine représente un des aléas majeurs pour les assureurs qui offrent des contrats qui y sont liés, comme les produits d'assurance-vie temporaire.

Depuis plusieurs années, on constate une augmentation de la longévité, les travaux de la médecine et l'amélioration des circonstances de vie constituent les principales raisons de cette progression. La mise au point de tables de mortalité, donnant pour chacun des âges de la personne sa durée de vie, est la clé de la fixation des prix et du provisionnement des engagements de la compagnie d'assurance.

Le but de cette étude est de créer une table d'expérience qui permet à la compagnie d'assurance, premièrement, de comparer les différences entre la mortalité nationale et la mortalité de son portefeuille et, deuxièmement, de mesurer ses engagements de la manière la plus réaliste possible afin de contrôler ses propres opérations et de bien gérer ses risques.

Des évolutions notables sont en cours dans le monde de l'assurance (Solvabilité 2, normes IFRS) où la considération du risque spécifique à ce secteur est primordiale. En effet, depuis la Réforme Technique de 1993, les sociétés d'assurance françaises sont habillées à recourir à des tables dites d'expérience qui devraient être attestées par un actuaire extérieur à la compagnie d'assurance et homologuées par une des associations actuarielles agréées auprès de l'autorité de tutelle. Dans ce cadre, il est indispensable, pour tout le secteur des assurances en Tunisie, de recourir à des tables d'expérience qui permettent de visualiser le risque de mortalité ou de longévité spécifique à une base de clientèle bien définie de chaque assureur.

La réalisation de cette table d'expérience nécessite les opérations qui suivent : la constitution d'une base de données exploitable, la détermination des taux bruts, le choix d'un modèle de lissage et la calibration de ce dernier.

Après avoir traité la base de données à notre disposition, nous optons pour la détermination des taux bruts de décès par les estimateurs de Hoem et de Kaplan-Meier.

Il est ensuite nécessaire de procéder au lissage des imparfaits dus aux variations d'échantillonnage. Pour cela, nous avons essayé différents modèles, notamment des modèles paramétriques.

Pour choisir le meilleur modèle de lissage, nous utilisons des différents indicateurs, tels que le SMR, R2 et MAPE. Il nous permet d'avoir une vision globale de la qualité de l'ajustement et permettent de déterminer la différence entre les taux ajustés et les observations.

En effet, l'intérêt de notre étude réside dans l'étude de la mortalité d'expérience, pour une garantie décès, pour un portefeuille bien déterminé afin de construire une table d'expérience puisque l'utilisation de la table réglementaire ne reflète pas le véritable risque ce qui amène à des situations de surpris et également de sur-provisionnement.

Dans cette étude nous nous intéressons essentiellement à la construction de la table d'expérience et à mettre en évidence l'écart par rapport à la table réglementaire en matière de tarification et de provisionnement pour les différents âges à la souscription, nous arrivons à la conclusion que la table de référence surestime les primes ainsi que les provisions mais la question qui suppose ici est la suivante, est-ce que l'utilisation de la table d'expérience en tant que base pour la tarification et le provisionnement est utile pour notre compagnie en terme de rentabilité, cette interrogation peut constituer une future question de notre recherche.

Finalement, on peut considérer que cette étude est un point de départ intéressant pour nos travaux notamment dans le cas d'une recherche sur la mortalité d'expérience pour le cas du risque de longévité relatif aux rentes viagères qui semble être un thème d'actualité à la suite de la progression de l'espérance de vie à la naissance.

Références Bibliographiques

Articles :

- Brouhns. N et Denuit. M. “Risque de longévité et rentes viagères : Evolution de la mortalité en Belgique de 1880 à nos Jours “BELGIAN ACTUARIAL BULLETIN, Vol.2, No.1 ; 2002.
- Chartier.J. “ Impacts opérationnels pour les assureurs », conférence Gender Directive, Optimind“ ; 2012.
- Donio. M et al. “SOLVABILITE II et contrats de Prévoyance Modèle interne ou judicieux choix d’hypothèses ? “ » la lettre actuariat et finance, Winter et associés, Paris ; 2011.
- Henge. F et al. “les tables de mortalité : de la réglementation à la modélisation des risques, un tour d’horizon sur l’actualité et les techniques actuarielles “ ; Paris ; 2007.
- Kaplan, E.L, & Meier, P. “Non-parametric estimation from incomplete observations, Journal of the American Statistical Association “; P: 457-481, 562-563.; 1958.
- Makeham, W. M.” On the Law of Mortality and the Construction of Annuity Tables”. J. Inst. Actuaries and Assur. P : 301-310 ; 1860.
- Planchet. F. “Tables de mortalité d’expérience pour des portefeuilles de rentiers “ ; note méthodologique, version 1.0 ; Institut des actuaires ; 2005.
- Planchet. F. “Tables de mortalité d’expérience : Pour les portefeuilles de rentiers (Tables TGH 05 et TGF 05) “ ; Version 1.3 ; Institut des actuaires ; Paris ; 2006.
- Thérond. P. “Tables d’expérience : les outils de suivi du risque “ ; Institut des actuaires ; galea et associés ; Paris ; 2013.
- Viville. MB. “Comparaison de méthodes d’ajustement de la mortalité des rentiers dans un but prospectif “ ; mémoire d’actuariat. ISFA Scor Global Life ;2007.
- Winter J.“ Pourquoi utiliser des tables d’expérience ? “Cabinet Joel WINTER et associés- actuaires ; 2002.

❖ Mémoires

- Ben Badis.M. ; “Modèles et méthodes actuarielles pour l'évaluation quantitative des risques en environnement Solvabilité II“ ; Université Paris Dauphine, Paris ; 2013.
- Ktata R. ; “Etude de l'impact de la construction d'une table de mortalité d'expérience sur la tarification et la rentabilité dans le contexte réglementaire tunisien “ ; Paris Dauphine ; 2019.
- Mghirbi. G. “Construction d'une table de mortalité d'expérience pour un portefeuille de temporaire décès en couverture de prêt “ ; Université Paris Dauphine, Tunis. ;2017.
- Trgui K. ; “Construction d'une table de mortalité d'expérience : Impact sur la tarification et le provisionnement “ ; IFID ; 2014.

❖ Rapports d'activités :

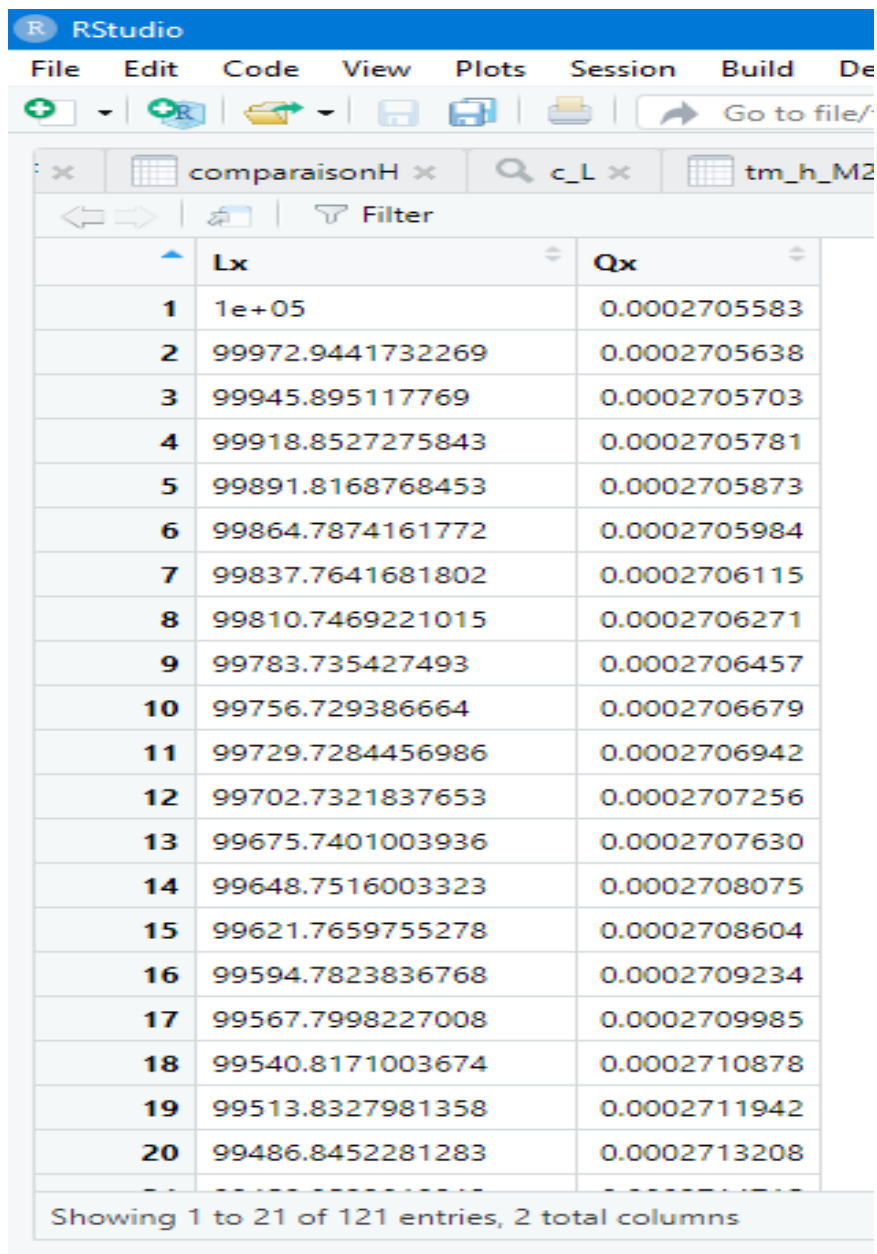
- Rapport annuel 2021, MAE Assurance.
- Rapport annuel 2021, comité générale des assurances.
- Lignes directrices mortalité de la commission d'agrément insérée en tant que recommandation dans les règles professionnelles de l'Institut par le Conseil d'Administration du 20 juin 2006.
- Rapport 2020 de la Fédération Tunisienne des sociétés d'assurances « Le marché Tunisien des assurances ».

❖ Cours

- ksouri N. “support de cours sur l'actuariat vie ; 2022.
- Lahrizi S. ; cour Assurance Vie ; IFID ; 2021.
- Planchet, F. “Support de cours sur les modèles de durée“ ; ressources-actuarielles.net ; 2018.

Annexes

Annex1 : Table d'expérience pour les hommes



The image shows a screenshot of the RStudio interface. The title bar reads 'RStudio'. The menu bar includes 'File', 'Edit', 'Code', 'View', 'Plots', 'Session', 'Build', and 'De'. The toolbar contains icons for file operations and a 'Go to file/' search box. The active window is titled 'comparaisonH' and contains a data table with two columns: 'Lx' and 'Qx'. The table has 21 rows, with the first row containing the values 1e+05 and 0.0002705583. The status bar at the bottom indicates 'Showing 1 to 21 of 121 entries, 2 total columns'.

	Lx	Qx
1	1e+05	0.0002705583
2	99972.9441732269	0.0002705638
3	99945.895117769	0.0002705703
4	99918.8527275843	0.0002705781
5	99891.8168768453	0.0002705873
6	99864.7874161772	0.0002705984
7	99837.7641681802	0.0002706115
8	99810.7469221015	0.0002706271
9	99783.735427493	0.0002706457
10	99756.729386664	0.0002706679
11	99729.7284456986	0.0002706942
12	99702.7321837653	0.0002707256
13	99675.7401003936	0.0002707630
14	99648.7516003323	0.0002708075
15	99621.7659755278	0.0002708604
16	99594.7823836768	0.0002709234
17	99567.7998227008	0.0002709985
18	99540.8171003674	0.0002710878
19	99513.8327981358	0.0002711942
20	99486.8452281283	0.0002713208

21	99896.406429329	1.113189e-04
22	99885.2860712974	1.210308e-04
23	99873.1968723206	1.315900e-04
24	99860.0545571151	1.430704e-04
25	99845.7675439112	1.555522e-04
26	99830.2363154159	1.691229e-04
27	99813.3527364267	1.838774e-04
28	99794.9993137196	1.999190e-04
29	99775.0483935033	2.173600e-04
30	99753.3612913798	2.363223e-04
31	99729.7873493808	2.569386e-04
32	99704.1629142561	2.793533e-04
33	99676.3102307818	3.037230e-04
34	99646.0362434264	3.302183e-04
35	99613.1312992649	3.590245e-04
36	99577.3677445739	3.903431e-04
37	99538.4984070644	4.243931e-04
38	99496.2549552322	4.614126e-04
39	99450.3461258191	5.016606e-04
40	99400.4558099031	5.454182e-04

41	99346.2409876663	5.929916e-04
42	99287.3295014463	6.447131e-04
43	99223.3176562703	7.009443e-04
44	99153.7676367133	7.620780e-04
45	99078.2047286384	8.285414e-04
46	98996.1143341855	9.007986e-04
47	98906.9387683106	9.793544e-04
48	98810.0738252649	1.064757e-03
49	98704.8651036944	1.157603e-03
50	98590.6040795752	1.258539e-03
51	98466.5239170383	1.368271e-03
52	98331.7950083508	1.487563e-03
53	98185.5202359832	1.617247e-03
54	98026.7299519018	1.758227e-03
55	97854.3766720894	1.911485e-03
56	97667.3294879422	2.078088e-03
57	97464.368200762	2.259195e-03
58	97244.1771912352	2.456066e-03
59	97005.339042743	2.670071e-03
60	96746.3279458178	2.902694e-03

61	96465.5029212793	3.155553e-03
62	96161.1009118426	3.430401e-03
63	95831.2298065914	3.729143e-03
64	95473.8614799921	4.053848e-03
65	95086.824947469	4.406764e-03
66	94667.7997633495	4.790329e-03
67	94214.3098146555	5.207193e-03
68	93723.7176961762	5.660230e-03
69	93193.2198889474	6.152560e-03
70	92619.8430060723	6.687569e-03
71	92000.4414171061	7.268930e-03
72	91331.6966152481	7.900629e-03
73	90610.118750451	8.586987e-03
74	89832.0508161936	9.332691e-03
75	88993.6760476745	1.014282e-02
76	88091.0291638208	1.102288e-02
77	87120.0121634603	1.197884e-02
78	86076.4154653274	1.301716e-02
79	84955.9452594364	1.414483e-02
80	83754.258009876	1.536943e-02

Annexe1 : Table d'expérience pour les femmes

	Lx	Qx
1	1e+05	2.089317e-05
2	99997.9106831291	2.271607e-05
3	99995.6391239737	2.469801e-05
4	99993.169431006	2.685287e-05
5	99990.4843278126	2.919573e-05
6	99987.5650325626	3.174300e-05
7	99984.3911270146	3.451252e-05
8	99980.9404141577	3.752366e-05
9	99977.1887635089	4.079751e-05
10	99973.1099430017	4.435699e-05
11	99968.6754363143	4.822703e-05
12	99963.8542443839	5.243470e-05
13	99958.6126697529	5.700947e-05
14	99952.9140822734	6.198336e-05
15	99946.7186645783	6.739120e-05
16	99939.9831355877	7.327083e-05
17	99932.6604501824	7.966342e-05
18	99924.6994730149	8.661371e-05
19	99916.0446242652	9.417035e-05
20	99906.6354949659	1.023862e-04

Showing 1 to 21 of 121 entries, 2 total columns

22	99432.8518695996	0.0002716509
23	99405.8408472237	0.0002718645
24	99378.8159305083	0.0002721187
25	99351.7730920879	0.0002724214
26	99324.7075392528	0.0002727818
27	99297.6135684411	0.0002732108
28	99270.4843920695	0.0002737214
29	99243.3119324453	0.0002743294
30	99216.0865765036	0.0002750531
31	99188.7968839246	0.0002759147
32	99161.4292397746	0.0002769403
33	99133.9674411282	0.0002781613
34	99106.3922051327	0.0002796149
35	99078.6805835947	0.0002813453
36	99050.8052663375	0.0002834052
37	99022.7337522153	0.0002858575
38	98994.4273626672	0.0002887768
39	98965.8400679391	0.0002922521
40	98936.9170904504	0.0002963893
41	98907.5932430647	0.0003013145

	Lx	Qx
42	98877.7909520526	0.0003071776
43	98847.4179050616	0.0003141574
44	98816.3642531763	0.0003224665
45	98784.4992828235	0.0003323581
46	98751.6674574867	0.0003441334
47	98717.683710488	0.0003581513
48	98682.327847974	0.0003748387
49	98645.3378950926	0.0003947040
50	98606.4021874992	0.0004183523
51	98565.1499739861	0.0004465039
52	98521.1402533096	0.0004800161
53	98473.8485181953	0.0005199096
54	98422.6510209483	0.0005673990
55	98366.8061069054	0.0006239302
56	98305.4320829346	0.0006912241
57	98237.4809971228	0.0007713288
58	98161.7076016307	0.0008666816
59	98076.6326526915	0.0009801834
60	97980.4995696657	0.0011152856
61	97871.2233296926	0.0012760953

	Lx	Qx
62	97746.3303180357	0.0014674988
63	97602.887691269	0.0016953089
64	97437.4206490429	0.0019664394
65	97245.8158634851	0.0022891130
66	97023.2092039291	0.0026731063
67	96763.8558498127	0.0031300416
68	96460.9809523066	0.0036737310
69	96106.609252151	0.0043205839
70	95691.372582018	0.0050900876
71	95204.2951087148	0.0060053743
72	94632.5576851129	0.0070938869
73	93961.245027745	0.0083881615
74	93173.0829339188	0.0099267417
75	92248.177810527	0.0117552447
76	91163.7779062856	0.0139275986
77	89894.0853993453	0.0165074698
78	88410.1615028894	0.0195698993
79	86679.9835425619	0.0232031628
80	84668.7337687291	0.0275108603

Annexe 3 : Exemple de calcul de prime et de provision issue de la table d'expérience

Age	45	prime	12,70						
taux technique	5%								
capital	10 000	Provision 1ans après	3,59						
n	10 ans								
				VAP Assureur			VAP Assuré		
Année	age	TD99	probabilité décès	Actualisation	produit	par capital	probabilité survie	Actualisation	produit
0	45	98779					1	1	1
1	46	98685	0,000951619	0,975900073	0,00092869	9	0,999048381	0,952380952	0,95147465
2	47	98583	0,001032608	0,929428641	0,00095974	10	0,998015773	0,907029478	0,90522973
3	48	98472	0,001123721	0,885170134	0,00099468	10	0,996892052	0,863837599	0,86115284
4	49	98354	0,001194586	0,843019175	0,00100706	10	0,995697466	0,822702475	0,81916277
5	50	98227	0,001285698	0,802875405	0,00103226	10	0,994411768	0,783526166	0,77914764
6	51	98094	0,00134644	0,764643243	0,00102955	10	0,993065328	0,746215397	0,74104064
7	52	97952	0,001437553	0,72823166	0,00104687	10	0,991627775	0,71068133	0,70473135
8	53	97801	0,001528665	0,693553962	0,00106021	11	0,99009911	0,676839362	0,67013805
9	54	97683	0,001194586	0,660527583	0,00078906	8	0,988904524	0,644608916	0,63745667
10	55	97463	0,002227194	0,629073888	0,00140107	14			
						VAP Assureur	102	coef prime	8,06953433

Age	40,45,50,55,60									
i	2%,4%,5%									
capital	10 000									
Année	Age	lx	prob décès	Actualisation	produits	par caital	prob survie	Actualisation	produit	par prime
0	46	98 685					1	1	1	13
1	47	98 583	0,0010336	0,975900073	0,001008682	10	0,99896641	0,952380952	0,951396579	12
2	48	98 472	0,0011248	0,929428641	0,001045413	10	0,99784162	0,907029478	0,905071762	11
3	49	98 354	0,0011957	0,885170134	0,001058419	11	0,99664589	0,863837599	0,860940195	11
4	50	98 227	0,0012869	0,843019175	0,001084901	11	0,99535897	0,822702475	0,818884288	10
5	51	98 094	0,0013477	0,802875405	0,001082053	11	0,99401125	0,783526166	0,778833823	10
6	52	97 952	0,0014389	0,764643243	0,001100262	11	0,99257233	0,746215397	0,740672752	9
7	53	97 801	0,0015301	0,72823166	0,001114283	11	0,9910422	0,71068133	0,704315192	9
8	54	97 683	0,0011957	0,693553962	0,000829299	8	0,98984648	0,676839362	0,669967061	9
9	55	97 463	0,0022293	0,660527583	0,001472524	15				
						VAP Assureur	98	VAP Assuré		94

Table des matières

Introduction générale.....	1
Chapitre I : Les fondements de l'assurance vie et des tables de mortalité.....	3
Introduction	3
Section 1 : Définition et spécificités des contrats d'assurance vie	4
I.1.1. Les différents Types des contrats en assurance vie.....	4
I.1.1.1. Assurance en cas de décès :.....	4
I.1.1.2. Assurance en cas de vie :.....	5
I.1.1.3. Assurance mixte	5
I.1.2. Instruments d'investissement en assurance vie	5
I.1.3. Les Versements en Assurance vie.....	6
I.1.4. Les parties au contrat d'assurance vie.....	7
I.1.4.1. L'assureur	7
I.1.4.2. Le souscripteur	7
I.1.4.3. L'assuré	7
I.1.4.4. Le bénéficiaire	8
I.1.5. Le secteur tunisien en assurance vie.....	8
I.1.5.1. Les primes.....	8
I.1.5.2. Les sinistres	9
I.1.5.3. Les frais de gestion	11
I.1.5.4. Résultat technique.....	12
Section 2 : Les fondements techniques des tables de mortalité.....	12
I.2.1. Présentation d'une table de mortalité	13
I.2.2. Les différents types des tables de mortalité	16
I.2.2.1. Les tables de mortalité prospectives ou de génération	16
I.2.2.2. Les tables réglementaires.....	17
I.2.2.3. Table d'expérience.....	17

Conclusion.....	18
Chapitre II : démarche de la construction d'une table d'expérience et son impact sur la tarification et le provisionnement : revue de la littérature.....	19
Introduction	19
Section 1 : Démarche de la construction d'une table d'expérience.....	19
II.1.1. Estimation des taux bruts de décès.....	20
II.1.1.1. Problème des données incomplètes.....	20
II.1.1.2. Notations et identification des différentes observations	21
II.1.1.3. Estimation dans le cas des données incomplètes	23
II.1.1.4. Méthode de Kaplan Meier.....	23
II.1.1.5. Méthode de Hoem.....	25
II.1.2. Lissage des taux annuels de mortalité	26
II.1.2.1. Modèle paramétrique	26
II.1.2.2. Le lissage paramétrique	30
II.1.2.3. Les lissages non paramétriques.....	31
II.1.2.4. Les modèles relationnels.....	32
II.1.3. Validation de la table construite.....	34
Section 2 : Impact de l'expérience sur le solde technique d'une compagnie d'assurance ...	36
II.2.1. Impact de l'expérience sur la tarification.....	36
II.2.2. Impact de l'expérience sur le provisionnement.....	38
Conclusion.....	40
Chapitre III : élaboration de la table de mortalité d'expérience.....	42
Introduction	42
Section 1 : présentation du cadre de travail	42
III.1.1. Présentation de la compagnie d'assurance MAE	42
III.1.2. Analyse descriptive	44
III.1.2.1. Description de la base des données.....	44

A. Age de souscription.....	45
B. Age de décès.....	46
Section 2 : Elaboration de la table	46
III.2.1. Traitement et validation des données	47
III.2.1.1. Période d'observation	47
III.2.1.2. La représentativité des données	48
III.2.2. Estimation des taux bruts	49
III.2.3. Lissage du taux brut de mortalité	50
III.2.3.1. Ajustement par Les modèles paramétriques	50
A. Ajustement par La loi de Makeham (1960).....	50
B. Ajustement par Le modèle de Thatcher (1999).....	53
III.2.4. Choix du meilleur modèle	55
Section 3 : Impact de l'expérience sur la fixation des prix et le calcul des provisions.....	60
A. Impact sur la tarification.....	62
B. Impact sur la Provision mathématique	63
Conclusion	65
Conclusion générale	66
Références Bibliographiques.....	68
Annexes	70

Résumé :

La fixation des prix des contrats d'assurance est l'un des points les plus compliqués et les plus déterminants du secteur de l'assurance. Lorsque les compagnies d'assurance ne sont pas en mesure de tarifier convenablement leurs propres produits, elles risquent de facturer les mauvais montants sans même rendre compte. Les entreprises d'assurance en Tunisie appliquent les tables de mortalité TD99 et TV99, pour les contrats décès et vie respectivement, qui reposent sur les données de décès constatées sur la population globale au cours de la période 1999. On peut donc légitimement se demander si la situation de la mortalité n'a pas changé depuis cette date. De fait, une fixation des prix fondée sur une table qui n'a pas été mise à jour peut entraîner des conséquences financières pour l'assureur. Et dans ce cadre, notre intérêt à travers cette présente étude consiste à proposer un dispositif qui permettra à notre compagnie MAE assurances de tenir compte de l'expérience de leurs portefeuilles dans la fixation de leurs tarifs, et l'estimation de leurs réserves mathématiques, et de confronter les résultats obtenus à l'aide de ce type de table, à ceux issus de l'utilisation des tables réglementaires.

Mots clés : tarification, table de mortalité, provisions mathématiques, table d'expérience

Summary :

Pricing of insurance contracts is one of the most complicated and critical issues in the insurance industry. If the rates are too low, the company can quickly go out of business. On the other hand, if they are excessive, the insurance company cannot be competitive. When insurance companies are not able to price their own products properly, they may charge the wrong amount without even realizing it. Insurance companies in Tunisia apply the TD99 and TV99 mortality tables, for death and life contracts respectively, which are based on death data observed on the overall population during the 1999 period. It is therefore legitimate to ask whether the mortality situation has not changed since that date. Indeed, pricing based on a table that has not been updated may have financial consequences for the insurer. And within this framework, our interest through this present study consists in proposing a device which allows our company MAE insurances to take into account the experience of their portfolios in the setting of their tariffs, and the estimation of their mathematical reserves, and to compare the results obtained with the help of this type of table, with those resulting from the use of the statutory tables.

Keywords : pricing, mortality table, , mathematical reserves, experience table