

**Mémoire présenté devant l'Institut du Risk Management
pour la validation du cursus de Formation d'Actuaire
de l'Institut du Risk Management
et l'admission à l'Institut des Actuaire**

Par : Sobidaa VARATHARAJAN et Kamel MEKKAOUI

Titre : Impact des nouvelles tables du BCAC sur le provisionnement, construction d'une table d'expérience et impact sur l'exigence de capital

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

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

*Membres présents du jury de l'Institut des
actuaire :*

Entreprise :

Nom : Klesia

Signature et Cachet :

*Membres présents du jury de l'Institut du Risk
Managements :*

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Samir ITJI

Signature :

Invité :

Nom :

Signature :

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

(après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)

Signature du responsable entreprise

Signature(s) du candidat(s)

Secrétariat :

Bibliothèque :

REMERCIEMENTS

Nous adressons nos remerciements tout particulièrement à Samir Itji sans qui ce travail n'aurait pu aboutir. Merci pour tous les conseils avisés et la pertinence des observations.

Nous remercions également nos collègues de Klesia et Malakoff Médéric qui nous ont aidés de près ou de loin pendant la rédaction de ce mémoire.

Nous adressons également nos remerciements à nos familles et tout particulièrement à Brendan et Karima qui nous ont soutenus et encouragés au quotidien durant cette aventure.

RESUME

L'évolution du risque arrêt de travail a conduit le BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) à construire de nouvelles tables de provisionnement. Une mise à jour a semblé nécessaire et utile pour prendre en compte l'évolution du comportement des assurés face au risque arrêt de travail. Les tables actuellement en vigueur depuis le 28 mars 1996 ont été prolongées de deux années par l'arrêté du 24 décembre 2010 afin de tenir compte du relèvement de l'âge de départ à la retraite.

Afin de déterminer l'adéquation de ces nouvelles tables sur notre portefeuille, nous avons comparé les coefficients de provisionnement entre les deux tables et étudié les impacts en termes de provisionnement. Il en ressort plusieurs éléments : une baisse de la durée de maintien en incapacité, une baisse du nombre de transitions en invalidité et une légère hausse de la durée de maintien en invalidité. Au final, ces modifications de durées de maintien s'expriment par une baisse globale des provisions arrêt de travail de moins de 5%.

Nous avons ensuite décidé de construire une table d'expérience à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier. Nous avons appliqué la méthode de lissage de Whittaker Henderson avant d'utiliser un modèle de raccordement des données à une table externe. La table d'expérience d'incapacité ainsi obtenue a servi à la comparaison des tables. Les durées de maintien en incapacité issues de la table d'expérience sont plus faibles que celles issues des autres tables. Le Backtesting des lois a montré que la table d'expérience était plus proche des données observées que les tables BCAC. D'autre part l'étude de Boni-Mali a montré un niveau de boni plus faible que ceux obtenus avec les tables BCAC. Ces éléments montrent que la table d'expérience est plus adéquate à notre portefeuille.

Nous avons enfin mesuré les impacts de notre table d'expérience sur le ratio de solvabilité. Un fort impact sur le SCR invalidité/morbidité a été observé (baisse de -12%). Cet impact dépendant entièrement des chocs appliqués selon la formule standard, nous nous sommes donc intéressés aux différentes études d'impact réalisées entre 2006 et 2010 ayant abouti aux chocs actuels. Le constat est que le calibrage repose sur des études réalisées en Europe et pourrait ne pas être approprié au marché français.

Enfin, nous avons constaté au travers d'une étude de sensibilité que le SCR invalidité/morbidité est extrêmement sensible aux paramètres et que l'impact sur le ratio final est non négligeable.

Mots-clés : Table d'expérience, Arrêt de travail, Kaplan-Meier, Whittaker Henderson, Modèle de Brass, Backtesting, Boni-mali, S2, SCR, calibrage

ABSTRACT

The evolution of the risk of disability conducted the BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) to develop new regulatory tables. An update seemed to be necessary and useful in order to take into account the evolution of the insured population behavior towards the risk of disability. The current tables in use since 28 March 1996 have been extended by two years by decree of 24 December 2010 to take into consideration the increase of the retirement age.

To determine the adequacy of those new tables on our portfolio, we have compared the reserving coefficient between those two tables and studied the impact in terms of reserving. This study reveals several points: a decrease in the duration of temporary disablement, a decrease of the number of transition to permanent disablement and a small increase in the duration of permanent disablement. Finally, these changes of duration are expressed by a general decrease of less than 5% of disability reserves.

We decided to build an experience table by using the Kaplan-Meier estimator. We applied the method of graduation of Whittaker-Henderson before using a method of connection to an external reference. We conducted a comparative study between the experience table and the available regulatory tables. The duration of temporary disablement from the experience table are smaller than those coming from other tables. The backtesting of laws showed that the experience table is closer to the values observed in the portfolio than the ones of the BCAC tables. Moreover, the Boni-Mali study illustrated a boni level lower than the one obtained with regulatory tables. Those points prove that the experience table is more adequate to our portfolio.

We finally decided to measure the impacts of our experience table on the solvency ratio. We noted a high impact on the permanent disablement/morbidity SCR (decrease of -12%). This impact totally depends on the standard formula shocks. We have looked at various impact studies carried out between 2006 and 2010 which result in the current shocks. We concluded that the calibration made on European studies may not be appropriate to the French market.

Finally, through a study of sensitivity we noticed that the permanent disablement/morbidity SCR is very sensitive to parameters and that the impact on the final ratio is significant.

Keywords: experience table, disability benefits, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, Brass model, backtesting, Boni-mali, S2, SCR, calibration

SYNTHESE

Afin de se prémunir contre des risques de pertes financières liés à la survenance d'évènements portant atteinte à l'intégrité physique, les contrats d'assurances collectives proposent la garantie « Arrêt de travail ».

Cette garantie consiste pour l'organisme assureur, à verser des indemnités aux individus en incapacité totale ou partielle d'exercer leur activité professionnelle. L'enjeu pour l'assureur est alors d'évaluer les risques et le niveau de provisionnement nécessaire permettant de faire face à ses engagements envers les assurés.

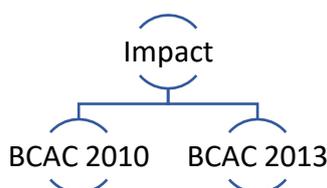
Le cadre réglementaire de la prévoyance collective est très supervisé et réglementé. De nombreuses lois et décrets sont venus instaurer des règles de provisionnement. Ainsi, en 1996, des tables de maintien en incapacité et en invalidité construites par le BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) sont entrées en vigueur depuis le 28 Mars 1996 pour le calcul des provisions mathématiques. Ces tables ont été prolongées de deux années par l'arrêté du 24 décembre 2010 dans le cadre de la Réforme des retraites.

En 2013, afin de prendre en compte l'évolution du risque arrêt de travail et tenir compte du relèvement de l'âge de départ à la retraite, le Bureau Commun d'Assurance des Collectives (BCAC) a lancé la construction de nouvelles tables de provisionnement qui devraient remplacer les tables visées à l'article A331-22 du Code des Assurances, A931-10-9 du Code de la Sécurité Sociale et A212-9 du Code de la Mutualité.

Notre mémoire s'inscrit dans ce contexte de changement de tables réglementaires. En effet, nous nous demandons dans quelle mesure ces nouvelles tables réglementaires, construites à partir d'un regroupement de portefeuilles d'assureurs, peuvent s'adapter à notre portefeuille d'assurés. De plus, une table d'expérience construite à partir de nos données ne serait-elle pas plus adaptée ?

Afin de répondre à cette problématique nous avons décidé de comparer dans un premier temps, l'impact de l'utilisation des nouvelles tables BCAC 2013 sur notre provisionnement. Dans un second temps, nous avons décidé de construire une table d'expérience et de comparer les résultats avec ceux obtenus précédemment. Enfin dans un dernier temps, nous mesurons l'impact sous Solvabilité S2 de l'utilisation des nouvelles tables.

1^{ère} étape : Comparaison des tables BCAC 2010 et BCAC 2013 : impact PM + Boni-Mali



Dans un premier temps, nous avons comparé les impacts de provisionnement entre l'utilisation des tables BCAC 2010 et BCAC 2013. A l'instar des résultats observés sur le marché, nous avons constaté sur notre portefeuille de données :

- Une baisse de la durée de maintien en incapacité. Cela traduit une durée d'arrêt plus courte à ancienneté équivalente.
- Une légère augmentation de la durée de maintien en invalidité
- Un nombre de transition de l'incapacité à l'invalidité globalement en baisse.

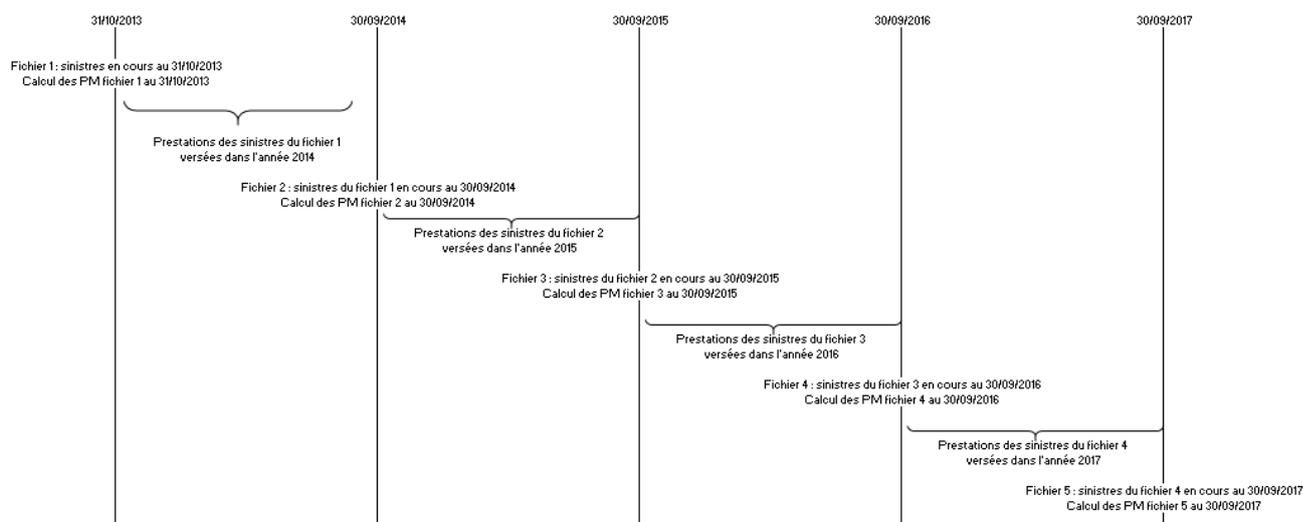
Une fois ces premiers résultats obtenus, nous avons voulu tester l'adéquation des tables BCAC 2013 avec notre portefeuille. Pour cela, nous avons comparé le comportement théorique des sinistres déduits de la loi BCAC 2013 avec le comportement réellement observé sur nos données. Pour ce faire, nous sélectionnons les sinistres en cours au 31/12/2013 et 31/12/2014 et nous étudions leur comportement pendant 3 ans, donc jusqu'au 31/12/2016 et 31/12/2017. La validation de la loi BCAC s'établit alors à travers la comparaison des durées théoriques et observées.

Quel que soit le risque, nous avons constaté que les durées déduites de la loi BCAC 2013 sont plus importantes que les durées réellement observées sur le portefeuille. Cela signifie que la table BCAC 2013 est prudente et conduit à un sur-provisionnement.

Nous avons mesuré à travers une étude de boni-mali des provisions mathématiques en situation de run-off, l'impact des lois BCAC 2013. Pour cela, nous considérons le portefeuille de sinistres en cours au 31/12/N, en neutralisant les IBNR. Le portefeuille de sinistres en cours est ensuite projeté pendant un certain nombre d'années. A chaque date, nous calculons les provisions mathématiques avec les nouvelles tables BCAC 2013 et nous récupérons les prestations réglées durant l'année. Le montant de Boni-Mali entre deux dates D1 et D2 est obtenu par :

$$BM_{[D1,D2]} = PM_{BCAC_{2013}D1} + IT - Prestations_{[D1,D2]} - PM_{BCAC_{2013}D2}$$

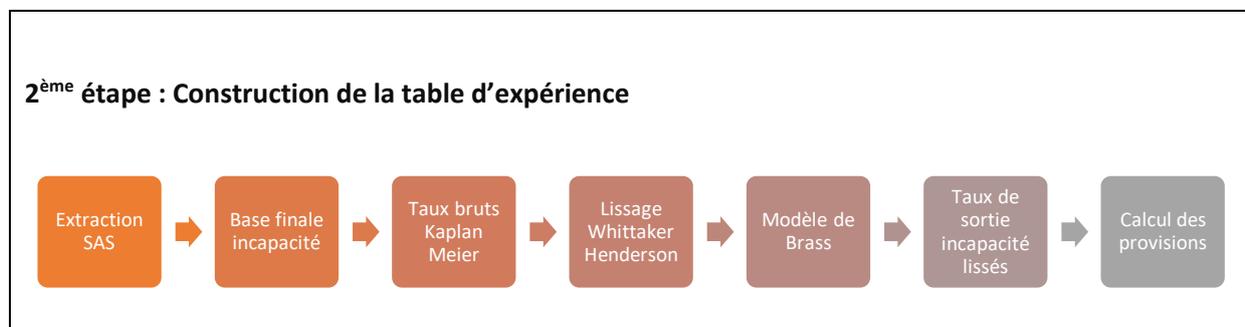
Nous calculons ce Boni-Mali chaque année pendant 4 ans. Le graphique suivant permet d'avoir une vision d'ensemble de la démarche suivie :



Pour l'incapacité, les bonis obtenus avec la BCAC 2010 sont plus importants que ceux obtenus avec la BCAC 2013. La durée de maintien en incapacité étant plus faible avec la nouvelle table BCAC 2013, le résultat obtenu est cohérent. Concernant l'invalidité, l'effet inverse est constaté. Les bonis obtenus

avec la BCAC 2013 sont plus importants que ceux issus de la BCAC 2010. Ce résultat conforte nos observations précédentes, à savoir la durée de maintien en invalidité est plus élevée avec la nouvelle table BCAC 2013.

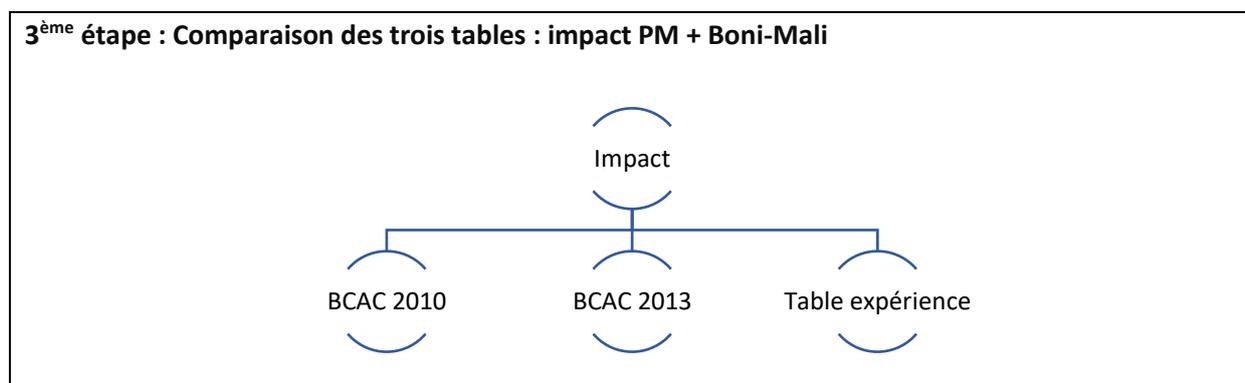
Au vu de ces résultats nous nous demandons comment évolueraient les impacts en calculant les provisions à partir d'une table d'expérience issue des données de notre portefeuille. C'est dans ce contexte que nous proposons la construction d'une table de maintien en incapacité.



Pour construire la table d'expérience, nous avons dans un premier temps extrait les données de notre système d'information. Nous avons ensuite effectué des retraitements afin de nous assurer de la cohérence et la pertinence des données. Nous nous sommes rendus compte que les données concernant le risque invalidité à notre disposition n'étaient pas suffisantes pour mener à bien une construction de table d'expérience. Aussi nous nous sommes focalisés sur le risque incapacité.

Afin de construire la table d'expérience d'incapacité, nous avons utilisé l'estimateur de Kaplan Meier. Cet estimateur permet ainsi de calculer la probabilité de rester dans l'état par âge et par ancienneté. Les taux bruts obtenus étant irréguliers, nous avons appliqué une méthode de lissage par Whittaker Henderson. Nous avons ensuite décidé d'utiliser une méthode de raccordement à une table de référence externe (modèle de Brass) afin de pallier aux irrégularités du maillage des données utilisées.

A la fin de cette étape, les taux obtenus ont été servis au calcul des provisions mathématiques en incapacité. Nous avons ensuite reproduit l'étude de comparaison de tables avec la table d'expérience construite.



La comparaison des barèmes de provisionnement a conduit au constat que le barème issu de la table d'expérience est plus faible que les deux tables BCAC même s'il est relativement proche de celui de la table BCAC 2013. L'étude de Backtesting de la loi d'expérience conduit au résultat que les durées observées sont proches des durées modélisées par la table d'expérience. Celle-ci semble plus adaptée à notre portefeuille. De plus, l'étude des boni-mali montre que les bonis issus de la table d'expérience

sont plus faibles que ceux obtenus avec les tables BCAC. Nous en concluons que la table d'expérience est la plus adaptée à notre portefeuille de données.

Au vu de ces résultats, nous nous interrogeons sur l'impact de l'utilisation d'une table d'expérience sur les résultats en norme solvabilité 2.

Pour cela, trois scénarios ont été envisagés :

- Un scénario utilisant les tables de maintien en incapacité et invalidité du BCAC 2010, cette situation représente la situation réelle et constatée lors de l'établissement des comptes à fin 2017.
- Un scénario utilisant la table d'expérience construite pour le maintien en incapacité et la table de maintien en invalidité du BCAC 2010.
- Un scénario utilisant les tables de maintien en incapacité et invalidité du BCAC 2013.

Les principaux SCR impactés sont les SCR taux d'intérêt (risque de marché), SCR invalidité/morbidité (risque de souscription vie) et SCR prime & réserve (risque de souscription santé NSLT).

Un fort impact sur le SCR invalidité/morbidité a été observé (baisse de -12%). Cet impact dépendant entièrement des chocs appliqués selon la formule standard, nous nous sommes donc intéressés aux différentes études d'impact réalisées entre 2006 et 2010 ayant abouti aux chocs actuels.

Le constat est que le calibrage des chocs résulte principalement d'études réalisées dans des pays ayant des réglementations et des conditions d'accès aux garanties arrêt de travail différentes de la France (Royaume Uni et Suède) et que les taux retenus tenaient parfois plus à un jugement d'expert plutôt qu'à une étude quantitative justifiant une VaR à 99,5%.

Enfin, nous nous sommes intéressés à la sensibilité de la variation du SCR « incapacité-morbidité » à une variation des taux de chocs. Nous avons constaté que le SCR invalidité/morbidité est extrêmement sensible aux paramètres et que l'impact sur le ratio final est non négligeable.

Cela nous conforte dans l'idée qu'un calibrage plus approprié des paramètres est nécessaire et permettrait une meilleure évaluation du risque réel du portefeuille.

Mots-clés : Table d'expérience, Arrêt de travail, Kaplan-Meier, Whittaker Henderson, Modèle de Brass, Backtesting, Boni-mali, S2, SCR, calibrage

SYNTHESIS

In order to guard against the risk of financial losses due to the occurrence of events which might threaten the physical integrity, group insurance contracts offer disability benefits.

This warranty consist for the insurer to pay benefits to insured people, in temporary or permanent disablement unable to practice their professional activities. The aim for the insurer is to assess the risks and the level of reserves needed, to deal with the engagements towards the insured people.

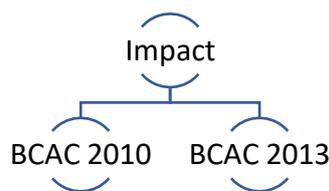
The regulatory framework of group insurance is very supervised and regulated. Several laws and decrees have established reserving rules. Thus, in 1996, temporary and permanent disablement tables made by BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) entered in effect since 28th march 1996 for the calculation of mathematical reserves. These tables were extended by two years by decree of 24th December 2010 as part of the retirement amendment.

In 2013, in order to take into account the evolution of the risk of disability and the increase of the retirement age, the BCAC started the building of new reserving tables with the purpose of replacing the tables referred to Article A331-22 of the Insurance Code, A 931-10-9 of the Social Security Code and A212-9 of the Mutuality Code.

Our thesis falls within this context of modification of regulatory tables. Indeed, we wonder how much these new regulatory tables, build from insurers portfolios, can suit to our insured people portfolio. Besides, wouldn't an experience table build from our database be more appropriated?

To solve this issue, first, we decided to compare the impact of the new BCAC 2013 tables on our reserving. Second, we decided to build an experience table and compare outputs to previous results. Finally, we measured the Solvency II impact of the new tables.

1st step : Comparison of BCAC 2010 and BCAC 2013 tables : PM + Boni-Mali impact



First, we compared reserving impacts between using BCAC 2010 and BCAC 2013 tables. Like the observed results on the market, we found in our data portfolio:

- a decrease in the duration of temporary disablement. This reflects a shorter duration of disability for equivalent seniority.
- a small increase in the duration of permanent disablement.
- a decrease of the number of transition from temporary to permanent disablement.

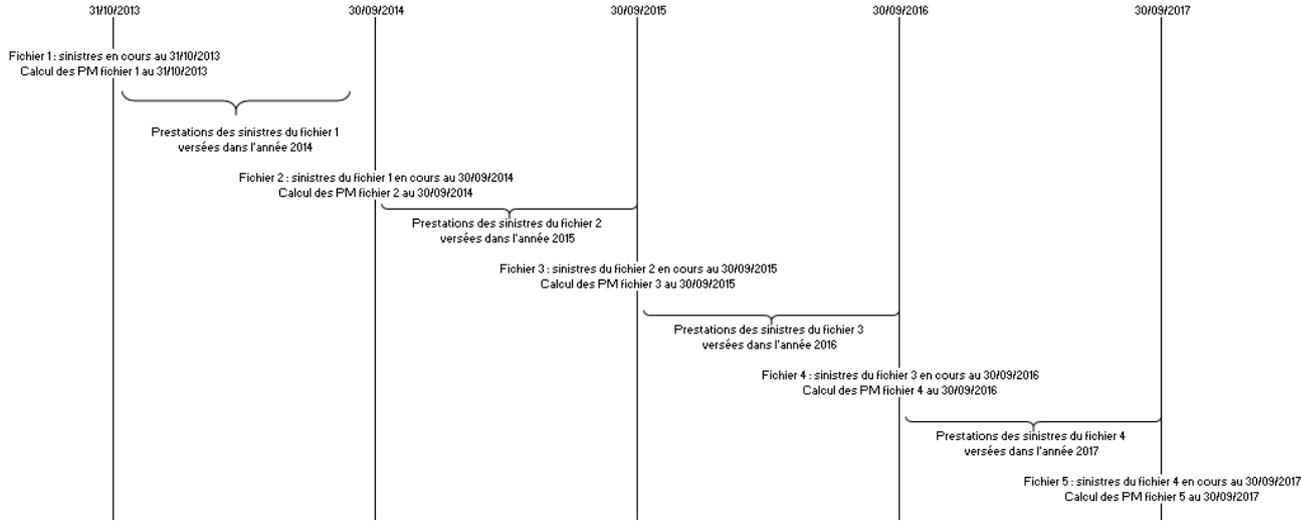
Once those results obtained, we wanted to test the adequacy of BCAC 2013 tables with our portfolio. For this purpose, we compared the theoretical behavior of claims from the BCAC 2013 law with the actual behavior observed in our data. To do this, we select current claims at 12/31/2013 and 12/31/2014 and we study their behavior for 3 years, so until 12/31/2016 and 12/31/2017. Thus, the comparison between theoretical and observed durations gives us the validation of the BCAC law.

Whatever the risk, we found that the duration from the BCAC 2013 law are longer than the actual duration observed in our portfolio. This means that the BCAC 2013 table is cautious which leads to an over reserving.

We have measured the effect of BCAC 2013 laws through boni-mali study on run-off situation reserves. For that we consider the ongoing claims at 12/31/N, without taking into account IBNR. The evolution of the ongoing claims portfolio is then studied over several years. At each date, we calculate reserves with new BCAC 2013 tables and we collect paid claims over the year. The level of Boni-Mali between two dates D1 and D2 is obtained by:

$$BM_{[D1,D2]} = PM_{BCAC2013D1} + IT - Prestations_{[D1,D2]} - PM_{BCAC2013D2}$$

We evaluate this Boni-Mali every year for a period of 4 years. The following graph shows the overview of the followed path:



For the temporary disablement, bonis obtained with the BCAC 2010 are more important than the ones obtained with BCAC 2013. The duration of the temporary disablement being lower with the new BCAC 2013 table, the achieved result is consistent. Regarding the permanent disablement reverse effect is observed. The bonis gained with BCAC 2013 are higher than those obtained with BCAC 2010. This result consolidates our previous observations that the duration permanent disablement is higher with the new BCAC 2013 table.

Regarding those results we were wondering how an experience table from our portfolio would impact the level of reserves. That is why we propose to build a temporary disablement table.

2nd step : building of experience table

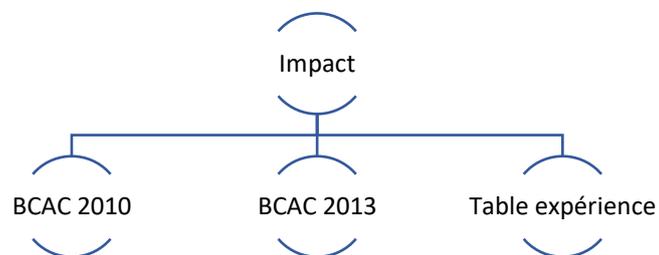


To build the experience table, we extracted the data from our database. Then we applied adjustment in order to make data more consistent and relevant. We realized that the number of observed data was considerably reduced to build a permanent disablement experience table. So, we decided to focus on temporary disablement risk.

In order to build the experience table for temporary disablement, we used the Kaplan Meier estimator. This allows to calculate the probability to stay in the state by age and by seniority. The raw incidence rates obtained being irregular we applied the method of graduation of Whittaker Henderson. Then we decided to use a method of connection to an external reference (Brass model) in order to overcome the irregularities of the used mesh data.

In the end of this step, the obtained incidence rates were used to calculate the temporary disablement reserves. Then we reproduced the comparative study of tables with the build experience table.

3rd step: Comparison of the three tables: PM + Boni-Mali impact



The comparison of reserving scale proved that the scale from the experience table is lower than those of BCAC tables, even though it is relatively closed to the one of BCAC 2013 table. The backtesting of experience law shows that the observed durations are closed to the duration from the experience table. This one seems more suitable for our portfolio. Moreover, the study of boni-mali illustrate that the bonis from experience table are lower than those of BCAC tables. We can conclude that the experience table is more appropriated to our portfolio.

In regards of those results, we are wondering how the use of experience table will affect the solvency 2 results.

For that, three scenarios were considered:

- One using temporary and permanent disablement from BCAC 2010, this situation represents actual situation during closing of accounts in 2017.
- One scenario using temporary disablement experience table and the permanent disablement table from BCAC 2010.
- One using temporary and permanent disablement from BCAC 2013

The main SCR impacted are interest rate SCR (market risk), Disability Morbidity SCR (SLT Health risk) and Premium Reserve SCR (Non-SLT Health risk).

We noted a high impact on the permanent disablement/morbidity SCR (decrease of -12%). This impact totally depends on the standard formula shocks. So, we have looked at various impact studies carried out between 2006 and 2010 which result in the current shocks.

We note that the calibration of shocks results from studies made in countries (UK and Sweden) with laws and access to disability benefits different from France. Sometimes, retained shocks depends more on a judgment of expert than a quantitative study proving a VaR at 99,5%.

Finally, we focus on the sensivity of permanent disablement/morbidity SCR to a variation of shocks rate. We noticed that the permanent disablement/morbidity SCR is very sensitive to parameters and that the impact on the final ratio is significant.

Those results comfort us in the idea that a more adequate calibration is necessary and would give a better evaluation of the real risk of our portfolio.

Keywords: experience table, disability benefits, Kaplan-Meier, Whittaker Henderson, Brass model, backtesting, Boni-mali, S2, SCR, calibration

SOMMAIRE

REMERCIEMENTS	2
RESUME.....	3
ABSTRACT	4
SYNTHESE	5
SYNTHESIS	9
INTRODUCTION	16
PARTIE I : CONTEXTE DE L'ETUDE	18
1. La Prévoyance Collective	18
1.1. Contrat Collectif	18
1.2. Les risques de prévoyance.....	19
2. Le provisionnement.....	22
2.1. Le cadre législatif	22
2.2. Coefficient de provisionnement.....	24
PARTIE II : COMPARAISON DE TABLES.....	26
1. Logigramme.....	26
2. Présentation des données	27
2.1. Période d'observation	27
2.2. Etude des variables	27
2.3. Traitements et suppressions	27
2.4. Censures et troncatures	29
2.5. Base finale	30
3. Etude du portefeuille	30
3.1. Statistiques descriptives	30
3.2. Analyse du portefeuille	32
4. Comparaison BCAC 2013 vs BCAC 2010	35
4.1. Présentation des tables BCAC	35
4.2. Etude et résultat sur le marché.....	36
4.3. Comparaison des coefficients - Incapacité.....	38
4.4. Comparaison des coefficients - Invalidité.....	39
4.5. Comparaison des coefficients - Invalidité en attente.....	41
5. Adéquation des nouvelles tables BCAC	45
5.1. Backtesting des lois.....	45
5.1.1. Backtesting des lois maintien en incapacité	46
5.1.2. Back testing des lois maintien en invalidité.....	47
5.2. Fréquence de passage en invalidité	48

5.3. Etude des boni-mali	50
PARTIE III : CONSTRUCTION DE TABLE D'EXPERIENCE.....	53
1. Modèle de durées.....	53
1.1. Distribution de survie	53
1.2. Estimateur Kaplan Meier	54
1.3. Estimateur des moments de Hoem	55
2. Mise en Application taux bruts.....	56
2.1. Taux de sortie bruts	56
2.2. Variance de Greenwood	58
2.3. Intervalle de Confiance	60
3. Lissage des taux bruts	62
3.1. Méthode de Whittaker Henderson	62
3.2. Validation du lissage	67
4. Modèle de Brass.....	69
4.1. Théorie	69
4.2. Mise en application	70
5. Comparaison des Barèmes	73
5.1. Barème de provisionnement	73
5.2. Impact provisionnement	77
6. Adéquation de la table d'expérience	79
6.1. Backtesting de la table d'expérience d'incapacité	79
6.2. Etude des Boni-Mali en incapacité.....	80
PARTIE IV : IMPACT ET CALIBRAGE SOUS SII.....	82
1. Réglementation Solvabilité II	82
1.1. PILIER 1	83
1.2. PILIER 2	85
1.3. PILIER 3	86
2. Outil de modélisation.....	87
2.1. Modélisation des cotisations	88
2.2. Modélisation des sinistres	89
2.3. Modélisation éléments SII.....	89
2.4. Périmètre étudié	90
3. Impact sur le résultat.....	93
3.1. Impact sur le SCR	94
3.2. Impact sur le ratio.....	96
4. Calibrage des chocs du SCR invalidité/morbidité.....	98

CONCLUSION.....	104
BIBLIOGRAPHIE.....	105

INTRODUCTION

Les contrats d'assurances collectives permettent à des individus de se prémunir contre des risques de pertes financières liés à la survenance d'évènements portant atteinte à l'intégrité physique. Un individu en incapacité de travailler aura alors une perte de revenu qui pourra être compensée dans une certaine mesure par l'organisme d'assurance à travers la garantie arrêt de travail.

Cette garantie « arrêt de travail » a pour objet le règlement d'indemnités pour les individus en situation d'incapacité totale ou partielle d'exercer leur activité professionnelle. Dans ce contexte, l'enjeu pour l'organisme assureur est d'évaluer les risques et de déterminer le niveau de provisionnement nécessaire permettant de faire face à ses engagements envers les assurés.

Le cadre réglementaire de la prévoyance collective est très supervisé et réglementé. De nombreuses lois et décrets sont venus instaurer des règles de provisionnement. Ainsi, en 1996, des tables de maintien en incapacité et en invalidité construites par le BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) sont entrées en vigueur depuis le 28 Mars 1996 pour le calcul des provisions mathématiques. Ces tables ont été prolongées de deux années par l'arrêté du 24 décembre 2010 dans le cadre de la Réforme des retraites.

En 2013, afin de prendre en compte l'évolution du risque arrêt de travail et tenir compte du relèvement de l'âge de départ à la retraite, le Bureau Commun d'Assurance des Collectives (BCAC) a lancé la construction de nouvelles tables de provisionnement qui devraient remplacer les tables visées à l'article A331-22 du Code des Assurances, A 931-10-9 du Code de la Sécurité Sociale et A212-9 du Code de la Mutualité.

Notre mémoire s'inscrit dans ce contexte de changement de tables réglementaires. En effet, nous nous demandons dans quelle mesure ces nouvelles tables réglementaires, construites à partir d'un regroupement de portefeuilles d'assureurs, peuvent s'adapter à notre portefeuille d'assurés. De plus, une table d'expérience construite à partir de nos données ne serait-elle pas plus adaptée ?

Pour répondre à cette question, l'objectif est de construire une table d'expérience et de comparer les provisions mathématiques obtenues grâce à ces tables avec celles obtenues par les tables du BCAC 2010 et 2013, dans le contexte des normes de Solvabilité I et de Solvabilité II. Les résultats de ce mémoire pourraient mener ou non à l'élaboration de tables de maintien certifiées conformes par un actuaire indépendant afin de remplacer les tables réglementaires pour nos calculs.

Le mémoire se construit en différentes parties décrites ci-dessous :

Dans une première partie, nous présentons succinctement le contexte réglementaire de la prévoyance collective.

Puis dans une deuxième partie, nous présentons les données à notre disposition avant de comparer l'impact de l'utilisation des tables BCAC 2010 et BCAC 2013. Nous étudierons l'adéquation de la nouvelle table réglementaire par rapport à notre portefeuille à travers un Backtesting des lois et une analyse de boni-mali.

Dans une troisième partie, nous construirons une table d'expérience à l'aide de l'estimateur Kaplan Meier. Les taux bruts obtenus seront lissés à l'aide de la méthode de lissage de Whittaker Henderson. Nous verrons ensuite la nécessité d'utiliser un modèle à référence externe pour la construction de la

table d'expérience. Nous referons l'étude de comparaison des tables, cette fois ci avec la table d'expérience et nous reproduirons l'analyse de l'adéquation de la table d'expérience.

Dans une dernière partie, nous verrons les enjeux en termes de norme S2 de l'utilisation de nouvelles tables pour le provisionnement de la garantie arrêt de travail.

PARTIE I : CONTEXTE DE L'ETUDE

1. La Prévoyance Collective

L'ordonnance du 4 octobre 1945, instaure la mise en place de la Sécurité Sociale. L'article L111-1 du code de la sécurité sociale, définit celle-ci comme un régime « fondée sur le principe de solidarité nationale. Elle assure, pour toute personne travaillant ou résidant en France de façon stable et régulière, la couverture des charges de maladie, de maternité et de paternité ainsi que des charges de famille. Elle garantit les travailleurs contre les risques de toute nature, susceptibles de réduire ou de supprimer leurs revenus ».

La sécurité sociale permet donc de bénéficier d'une couverture de base pour faire face aux aléas de la vie liés à la personne, à la durée de vie humaine. Cependant cette couverture de base, n'est pas suffisante pour compenser intégralement la perte de revenu. C'est dans ce contexte que s'inscrit la prévoyance complémentaire collective qui permet, à un groupe d'assurés, de se prémunir contre les aléas à travers un contrat collectif ou contrat de groupe.

1.1. Contrat Collectif

Un contrat d'assurance de groupe ou collectif est un contrat qui relie trois acteurs à travers la relation suivante :

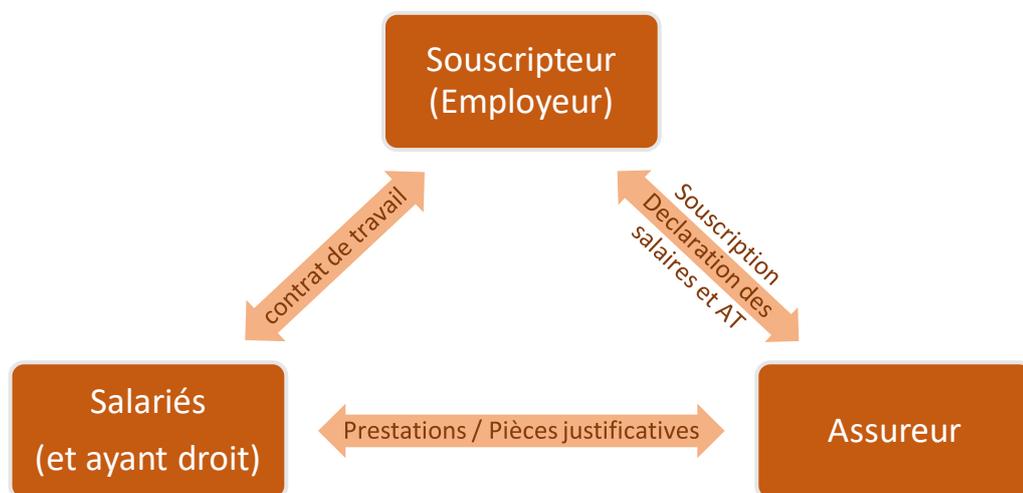


Figure 1 : Contrat collectif

Ce contrat est souscrit par une personne morale (l'employeur) en vue de l'adhésion d'un groupe de personnes (salariés) respectant des conditions définies au contrat, pour la couverture des risques liés à la personne et à la durée de vie humaine.

Le souscripteur est la personne morale signant le contrat d'assurance (l'employeur). Le salarié est la personne physique sur laquelle repose le risque. Lui ou ses ayants-droits (en cas de décès) bénéficient des versements de prestations complémentaires. Ce contrat de groupe peut être à adhésion

obligatoire ou facultative. A travers ce contrat collectif, l'entreprise fait bénéficier ses salariés d'une meilleure couverture des risques. Il existe trois types d'organismes assureurs :

- Les Institutions de Prévoyance : régies par le Code de la Sécurité Sociale, elles sont à but non lucratif et administrées paritairement par des représentants des employeurs et des salariés ;
- Les Sociétés d'assurance : régies par le Code des assurances, elles sont généralement à but lucratif et dirigées par un conseil d'administration ;
- Les Mutuelles : régies par le Code de la Mutualité, elles sont à but non lucratif et administrées par des représentants des salariés.

Dans le cadre de ce mémoire, nous nous intéressons à la prévoyance collective d'une institution de prévoyance (Contrat collectif à adhésion obligatoire). Nous présentons succinctement les garanties proposées dans le contrat collectif.

1.2. Les risques de prévoyance

La prévoyance regroupe deux types de risques :

La santé : le contrat prévoit le remboursement des frais médicaux dans une certaine limite (conditions fixées dans le contrat). L'assuré et ses ayants droits peuvent bénéficier de la garantie.

La prévoyance lourde : Elle concerne les risques tels que le décès, l'incapacité, l'invalidité. Seul l'assuré bénéficie de la garantie et est porteur du risque.

1.2.1. Garantie décès

L'assureur s'engage à verser un capital, forfaitaire ou en pourcentage du salaire, en cas de décès de l'assuré, aux bénéficiaires pour compenser la perte de ressources du foyer. En cas d'accident, ce capital décès peut être majoré (capital décès accident). D'autre part, la garantie double effet a pour objet le versement d'un capital en cas de décès simultané ou postérieur à celui de l'assuré.

A ce capital, peuvent s'ajouter les garanties suivantes :

- Rente éducation : il s'agit d'une rente temporaire versée au profit de chaque enfant à charge, sous condition de poursuite d'études jusqu'à 26 ans en général.
- Rente de conjoint : il s'agit d'une rente temporaire ou viagère versée au conjoint survivant

1.2.2. Garantie Arrêt de travail

1.2.2.1. Incapacité

Définition : L'incapacité désigne l'état d'une personne dans l'impossibilité d'exercer une activité professionnelle, suite à une maladie ou un accident d'origine professionnelle ou non.

L'assuré perçoit une indemnisation de la part de la Sécurité Sociale (les indemnités journalières) permettant de compenser une partie de la perte de revenu pendant la période de l'arrêt. L'incapacité de travail dure au maximum trois ans. Au-delà de ce délai, si l'assuré est toujours dans l'impossibilité d'exercer une activité professionnelle, il passe dans l'état d'invalidité. Les raisons de sortie de l'état d'incapacité sont la reprise du travail, le passage en invalidité et le décès.

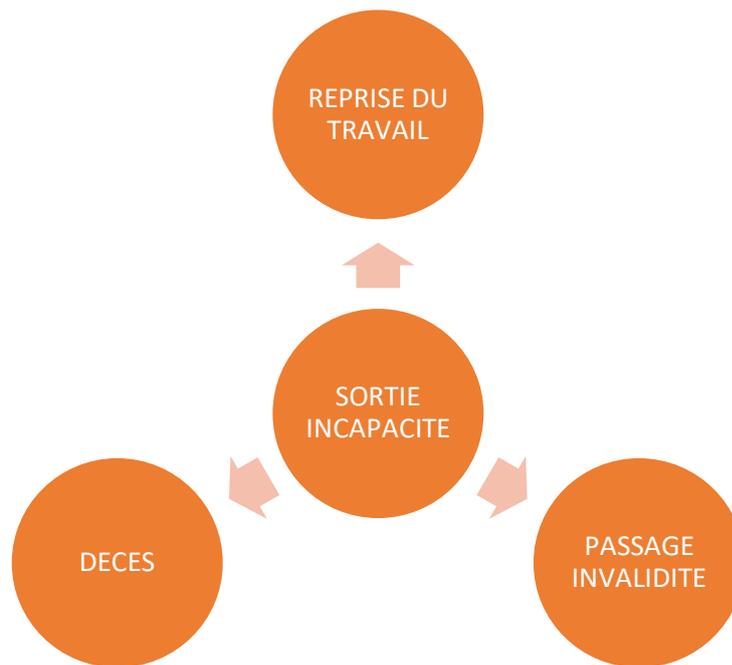


Figure 2 : Sortie incapacité

La garantie du contrat collectif, a pour objet le paiement d'indemnités journalières lorsqu'un assuré, en incapacité totale temporaire de travail perçoit de la Sécurité sociale des prestations au titre de l'assurance maladie, accident du travail, maladie de longue durée ou maladie professionnelle. Le montant des indemnités versées et la durée de franchise sont déterminés dans le contrat.

1.2.2.2. Invalidité

Définition : L'invalidité désigne l'état d'une personne ayant subi une réduction de sa capacité de travail ou de ressources d'au moins deux tiers, suite à une maladie ou un accident.

Il existe trois catégories d'invalidité :

- 1^{ère} Catégorie : l'assuré est capable d'exercer une activité professionnelle rémunérée, qu'elle soit à temps plein ou à temps partiel.
- 2^{ème} Catégorie : l'assuré est incapable d'exercer une activité professionnelle quelconque.
- 3^{ème} Catégorie : l'assuré est incapable d'exercer une activité professionnelle quelconque et a besoin d'une tierce personne pour l'aider au quotidien.

Sous certaines conditions d'attribution, la sécurité sociale versera une pension d'invalidité dont le montant de la rente dépend de la catégorie d'invalidité. A noter que selon la nature de la maladie ou l'accident (professionnel ou non professionnel) le niveau d'indemnisation de la pension d'invalidité n'est pas le même.

Exemple de taux de pension invalidité issue de maladie non professionnelle

- 1^{ère} Catégorie : 30% * salaire annuel moyen
- 2^{ème} Catégorie : 50% * salaire annuel moyen
- 3^{ème} Catégorie : 50% * salaire annuel moyen majoré de 40%

La garantie invalidité du contrat collectif a pour objet le paiement d'une rente, lorsque l'assuré, avant l'âge de départ à la retraite, perçoit de la Sécurité sociale une pension d'invalidité de 1^{ère}, 2^{ème} ou 3^{ème} catégorie, une rente accident du travail ou de trajet.

Le montant est fixé à un pourcentage du salaire de référence brut sous déduction des prestations versées par la sécurité sociale. La rente est versée dès la notification de l'état d'invalidité par la sécurité sociale et cesse à la date d'effet de la liquidation de la pension de vieillesse ou au décès de l'assuré.



Figure 3 : Sortie invalidité

1.2.2.3. Mensualisation

La loi de mensualisation du 19 janvier 1978 impose à l'employeur de maintenir le revenu de ses salariés en cas d'arrêt de travail. La durée minimale de maintien de salaire ainsi que le niveau de maintien sont définis par le code du travail. Ce maintien de salaire est à la charge exclusive de l'employeur et le salarié ne peut cofinancer cette garantie.

Selon l'appartenance de l'entreprise à une convention collective ou non, les conditions de maintien de salaire peuvent être meilleures que celles du code du travail.

A travers ces différentes garanties, un assuré est protégé contre les risques de la vie liés à la personne. Le schéma ci-dessous illustre le schéma de remboursement en arrêt de travail.

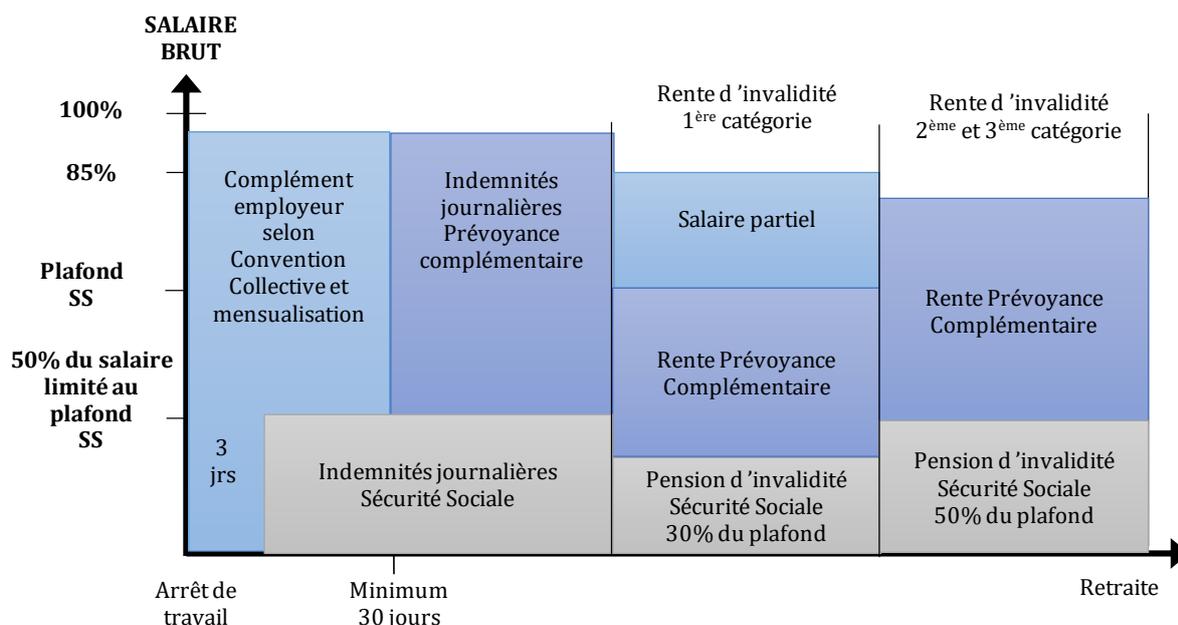


Figure 4 : schéma de remboursement

Nous avons décrit les différentes garanties du point de vue de l'assuré. Nous allons maintenant voir l'engagement de l'institution de prévoyance pour répondre à ces garanties.

2. Le provisionnement

2.1. Le cadre législatif

La réglementation impose aux organismes d'assurances des règles strictes en termes de provisionnement pour protéger les assurés.

Loi Evin 1989

La loi 89-1009 de décembre 1989 a structuré le paysage réglementaire de la protection sociale complémentaire. Elle impose entre autres aux organismes assureurs le maintien des prestations acquises ou nées durant l'exécution du contrat. Elle a pour conséquence l'obligation de provisionner ces engagements et les couvrir par des actifs équivalents.

Le décret 90-768 rappelle l'obligation de provisionner et décrit les bases de calcul des provisions techniques :

« les provisions sont au moins égales à un montant déterminé en fonction des éléments suivants :

- 2° Pour les prestations dues au titre du risque incapacité [...] deux fois le montant annuel des prestations d'incapacité servies au cours de l'exercice ;
- 3° Pour les prestations dues au titre du risque invalidité six fois le montant annuel des prestations d'invalidité servies au cours de l'exercice. »

Décret du 7 juillet 2001

Le décret du 7 juillet 2001 oblige l'organisme assureur à couvrir et à provisionner le risque décès pour les personnes étant incapables ou invalides.

En effet, lorsque les assurés sont protégés collectivement dans le cadre d'un contrat collectif garantissant les risques décès, incapacité et invalidité, la couverture du risque décès doit inclure une clause de maintien des garanties décès en cas d'incapacité ou d'invalidité.

Arrêté du 28 mars 1996

L'arrêté du 28 mars 1996 fixe les règles de provisionnement à respecter pour les garanties incapacité et invalidité. Il reprend l'article A331-22 du code des assurances définissant l'obligation de l'assureur à :

- Provisionner les prestations d'incapacité sous forme de provision incapacité et provision rente invalidité en attente représentant la probabilité d'un incapable à passer en invalidité
- Provisionner les prestations d'invalidité sous forme de provision invalidité
- Utiliser les lois de maintien en incapacité et invalidité
- Utiliser un taux d'actualisation ne pouvant excéder 75% du TME calculé sur la base semestrielle sans pouvoir dépasser 4,5%.

Loi du 9 novembre 2010 : Réforme des retraites

La Loi n°2010-1330 du 9 novembre 2010 portant réforme des retraites, publiée au Journal Officiel du 10 novembre 2010 fixe les nouvelles conditions de départ à la retraite.

Le Projet de Loi de Financement de la Sécurité Sociale (PFLSS) pour 2012, définitivement adopté le 29 novembre 2011, prévoit une accélération de la réforme des retraites, et modifie ainsi l'Article 18 de la loi n°2010-1330. L'âge d'ouverture des droits à une pension de retraite est désormais fixé à 62 ans pour les assurés nés à compter du 1^{er} janvier 1955.

Elle prévoit également le report progressif de l'âge d'obtention du taux plein, actuellement à 65 ans, jusqu'à 67 ans, selon les mêmes règles que pour l'âge de départ à la retraite.

Nouvelles tables BCAC

A ce jour, les tables utilisées pour le calcul des provisions techniques sont celles construites par le BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) en 1996 suite à l'observation d'un groupe homogène d'assurés issus des portefeuilles collectifs de plusieurs organismes assureurs.

Ces tables ont été prolongées de deux années par l'arrêté du 24 décembre 2010 dans le cadre de la Réforme des retraites.

Compte tenu de l'évolution du risque arrêt de travail, le BCAC a lancé la construction de nouvelles tables de provisionnement afin de prendre en compte l'évolution du comportement des assurés et l'augmentation de l'âge pour le départ à la retraite.

Lorsque ces nouvelles tables seront homologuées (si elles le sont), elles remplaceront les tables visées à l'article A331-22 du Code des Assurances, A931-10-9 du Code de la Sécurité Sociale et A212-9 du Code de la Mutualité.

Notre mémoire s'inscrit dans ce contexte évolutif du cadre réglementaire imposé par le législateur. Les différentes lois ont eu un impact important sur le plan financier des organismes assureurs conduisant à relever le niveau de provisionnement dans les comptes. Nous souhaitons mesurer l'impact de l'homologation des nouvelles tables BCAC sur notre portefeuille d'étude.

Pour ce faire, nous présentons ci-dessous, les règles de provisionnement du risque arrêt de travail.

2.2. Coefficient de provisionnement

2.2.1. Incapacité

Pour 1 euro de rente, le coefficient de provisionnement du risque incapacité s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{(x,anc)}^{INC} = \frac{1}{2 * L_{(x,anc)}^{INC}} \sum_{k=0}^{36-anc-1} \left(\frac{L_{(x,anc+k)}^{INC}}{(1+i)^{\frac{k}{12}}} + \frac{L_{(x,anc+k+1)}^{INC}}{(1+i)^{\frac{(k+1)}{12}}} \right)$$

Avec

- x : l'âge de l'assuré lors de l'entrée dans l'état
- anc : le nombre de mois écoulés depuis l'entrée dans l'état d'incapacité
- $L_{(x,anc)}^{INC}$: le nombre d'assurés en incapacité entrés à l'âge x et dans l'état depuis anc mois
- i : le taux technique

Cette formule correspond à la moyenne entre le terme échu et le terme à échoir. Nous nous plaçons ainsi dans un référentiel où le paiement a lieu en milieu de période. Le coefficient représente la probabilité de rester en incapacité (maintien en incapacité) pour un individu entré dans le risque à l'âge x et avec une durée dans l'état de anc mois au moment du calcul de la provision. Une double interpolation linéaire est réalisée sur l'âge ($x, x + 1$) et l'ancienneté ($anc, anc + 1$) pour obtenir le coefficient final.

2.2.2. Invalidité

Pour 1 euro de rente, le coefficient de provisionnement du risque invalidité s'exprime de la même manière que l'incapacité sur une base annuelle (et non plus mensuelle comme pour l'incapacité) :

$$PM_{(x,anc)}^{INV} = \frac{1}{2 * L_{(x,anc)}^{INV}} \sum_{k=0}^{62-x-anc-1} \left(\frac{L_{(x,anc+k)}^{INV}}{(1+i)^k} + \frac{L_{(x,anc+k+1)}^{INV}}{(1+i)^{(k+1)}} \right)$$

Avec

- x : l'âge de l'assuré lors de l'entrée dans l'état
- anc : le nombre d'années écoulées depuis l'entrée dans l'état d'invalidité
- $L_{(x,anc)}^{INV}$: le nombre d'assurés en invalidité entrés à l'âge x et dans l'état depuis anc années
- i : le taux technique

Cette formule représente un paiement en milieu d'année pour l'invalidité.

2.2.3. Passage en invalidité

L'invalidité en attente repose sur la combinaison du risque maintien en incapacité durant un mois supplémentaire et du passage en invalidité durant ce même mois.

Pour 1 euro de rente, le coefficient de provisionnement de l'invalidité en attente s'écrit :

$$PM_{(x,anc)}^{INV ATT} = \sum_{k=0}^{36-anc-1} \left(\frac{S_{(x,anc+k)}^{PASS INV}}{L_{(x,anc)}^{INC} * (1+i)^{\frac{k+1}{12}}} * PM_{(x,anc)}^{INV} \left(\frac{x+anc+k}{12}; anc \right) \right)$$

Avec

- x : l'âge de l'assuré lors de l'entrée dans l'état
- anc : le nombre de mois écoulés depuis l'entrée dans l'état d'incapacité
- $L_{(x,anc)}^{INC}$: le nombre d'assurés en incapacité entrés à l'âge x et dans l'état depuis anc mois
- $S_{(x,anc)}^{INV ATT}$: la probabilité de passer en invalidité le mois suivant pour un incapable, entré à l'âge x et en incapacité depuis anc mois
- i : le taux technique

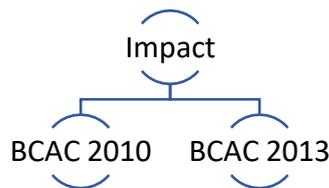
Après avoir présenté le contexte règlementaire et les règles de provisionnement de l'arrêt de travail, nous allons nous intéresser dans la partie suivante à la comparaison des tables BCAC 2010 et BCAC 2013. Pour ce faire, nous présenterons dans un premier temps les données utilisées pour notre étude et nous analyserons le portefeuille. Dans un second temps, nous comparerons les tables à travers les impacts obtenus en termes de provisionnement. Dans un dernier temps, nous étudierons l'adéquation de la nouvelle table à notre portefeuille de données.

PARTIE II : COMPARAISON DE TABLES

1. Logigramme

L'objectif de ce mémoire est de vérifier l'adéquation des nouvelles tables de provisionnement BCAC sur notre portefeuille. Nous présentons dans cette partie les différentes étapes nécessaires à l'étude de l'adéquation des tables :

1^{ère} étape : Comparaison des tables BCAC 2010 et BCAC 2013 : impact PM + Boni-Mali



2^{ème} étape : Construction de la table d'expérience



3^{ème} étape : Comparaison des trois tables : impact PM + Boni-Mali

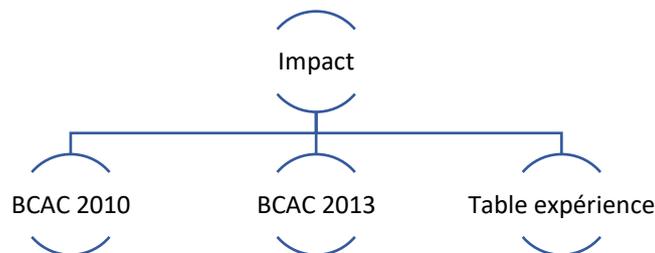


Figure 5 : Logigramme

Dans un premier temps, une étude des tables réglementaires en vigueur est effectuée. Puis nous nous intéressons à la construction d'une table d'expérience propre aux données de l'institution. Pour ce faire, nous effectuons une extraction à partir du système d'information afin de récolter les éléments nécessaires à la constitution de la table de maintien. Dans cette étape, nous effectuons les traitements et suppressions de valeurs aberrantes. Nous obtenons ainsi une base de données finale regroupant l'ensemble des incapacités pendant la période d'observation retenue. Nous calculons ensuite les taux de sorties à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier et nous effectuons un lissage par Whittaker Henderson. Compte tenu du manque de données à notre disposition pour certains âges, nous décidons d'utiliser un modèle à référence externe. Ainsi nous obtenons notre table de maintien en incapacité.

Elle permettra de calculer les provisions mathématiques et de mesurer les impacts en termes de provisionnement et de Boni Mali sur notre portefeuille. Nous comparerons enfin ensemble les résultats obtenus pour les trois tables différentes.

2. Présentation des données

2.1. Période d'observation

La période d'observation des données est capitale car elle doit combiner une volumétrie importante pour réaliser l'étude tout en garantissant la pertinence des données pour ne pas avoir de biais dans le comportement des assurés dans le temps.

La période d'observation retenue est comprise entre le 01/01/2013 et le 31/12/2017. La durée de 5 ans nous semble cohérente pour observer les assurés sur toutes les plages de durées car elle couvre un cycle complet d'incapacité (3 ans).

2.2. Etude des variables

Les principales variables utilisées pour la construction des tables sont les suivantes :

- La date de naissance
- La date de survenance
- La date de début d'indemnisation
- La date de fin d'indemnisation (date de reprise ou date de passage en invalidité)
- Motif de reprise

Nous effectuons quelques retraitements sur les données afin de nous assurer de la cohérence des données utilisées. Nous détaillons ci-dessous les retraitements réalisés.

2.3. Traitements et suppressions

Compte tenu de la volumétrie des données gérées dans les systèmes d'informations, des valeurs aberrantes peuvent apparaître. Nous avons vérifié qu'il n'y avait pas de date aberrante dans notre sélection. Puis nous avons traité les cas suivants :

Cas multi-employeur

Un salarié peut être affilié à plusieurs contrats différents. Afin de ne pas comptabiliser ce salarié plusieurs fois comme étant plusieurs arrêts différents, nous décidons de les retirer de notre sélection. *(Suppression de 1045 arrêts)*

Traitement des rechutes

Afin de considérer que les arrêts sont indépendants les uns des autres, nous décidons de retraiter les « rechutes ». Nous définissons une rechute comme un arrêt de travail survenant moins de 60 jours après un premier arrêt de travail pour un individu donné. Aussi pour retraiter ces rechutes, si un arrêt survient moins de 60 jours après un premier arrêt, nous considérons qu'il s'agit du même arrêt :

Date de survenance = date de survenance du premier arrêt

Date de début d'indemnisation = date de début d'indemnisation du premier arrêt

Date de fin d'indemnisation = date de fin d'indemnisation du deuxième arrêt.

(Regroupement de 16317 arrêts)

Doublons assurés

Nous vérifions l'unicité des arrêts à ce stade. Si deux arrêts ont la même référence de sinistre et le même type d'arrêt alors nous supprimons la ligne. *(Suppression de 147 doublons)*

Arrêt de plus de 36 mois

Il est possible d'observer des assurés en incapacité depuis plus de 36 mois. Ce phénomène peut être lié à plusieurs raisons différentes. La table de maintien ne prenant en compte que les arrêts inférieurs ou égaux à 36 mois, nous bornons à 36 mois les arrêts dépassant cette ancienneté.

Âge

Les arrêts de l'échantillon sont composés d'individus âgés de 15 à 83 ans. Nous ne retenons que les âges compris entre 20 et 65 ans. *(Suppression de 1460 arrêts)*

Le tableau ci-dessous résume les traitements effectués :

	Nombre	Pourcentage
Volume initial	199 679	
Suppression multi employeur	1 045	0,52%
Regroupement rechutes	16 317	8,17%
Suppression doublons	147	0,07%
Suppression âge hors limite	1 460	0,73%
Volume après retraitement	180 710	9,50%

Le traitement des données génère une suppression de 9,5% des sinistres. Au final, nous obtenons un portefeuille composé de 180 710 arrêts de travail. Les corrections apportées aux données initiales permettent d'obtenir une base plus cohérente pour l'élaboration de la table de maintien.

2.4. Censures et troncatures

Lors de l'observation des arrêts pendant la période d'observation, nous pouvons rencontrer plusieurs cas de figures possibles.

- Les données peuvent être observées entièrement : l'entrée dans l'arrêt se fait après la date de début d'observation et la fin de l'arrêt est observée avant la fin de la période d'observation. L'information sera utilisée dans son intégralité.
- Certains arrêts débutent avant le début de la période d'observation. Nous parlons alors de données tronquées à gauche. Nous n'utiliserons que partiellement l'information à notre disposition.
- A l'inverse, les arrêts ne sont pas observés entièrement. La date de début de l'arrêt intervient après le début de la période d'observation mais au moment de la fin d'observation l'arrêt n'est pas terminé (pas d'observation de décès, ni de passage en invalidité, ni de reprise de travail). Nous parlons alors de données censurées à droite. L'information sera utilisée partiellement.
- Enfin nous pouvons observer des arrêts ayant débuté avant le début de l'observation et s'étant achevé après la fin de l'observation. Dans ce cas, les données sont tronquées à gauche et censurées à droite. L'information sera utilisée partiellement.

Situation	Période d'observation		Type de censure / troncation
	Entrée	Sortie	
Entrée et sortie pendant la période d'observation	Entrée	Sortie	Cas idéal
Entrée pendant la période d'observation et toujours en arrêt	Entrée		Censure à droite
Entrée avant la période d'observation et sortie pendant la période d'observation	Entrée	Sortie	Troncation à gauche
Entrée avant la période d'observation et sortie après la période d'observation	Entrée	Sortie	Troncation à gauche et censure à droite

Le portefeuille final contient 180 710 arrêts dont 15 118 sont censurés soit 8,37%.

	Nombre	Pourcentage
Censuré	15 118	8,37%
Non censuré	165 592	91,63%
Total	180 710	100,00%

2.5. Base finale

A l'issu de l'ensemble des traitements, nous avons constitué une base de 180 710 arrêts dont 169 595 arrêts en incapacité. Cet échantillon est composé de l'ensemble des prestations payées au titre de l'incapacité sur la durée d'observation. Cependant, lors de la clôture des comptes, nous ne provisionnons pas l'ensemble des incapables mais effectuons une sélection des encours à provisionner. Aussi, pour construire notre table de maintien en incapacité, nous avons fait le choix de ne retenir que les incapacités dont la durée d'arrêt est supérieure à 15 jours.

Cette sélection engendre une diminution importante du volume des données traitées. En effet, nous n'avons plus que 46 100 arrêts en incapacité au lieu des 169 595 arrêts initiaux. Ce choix nous paraît cohérent pour ne pas surestimer les taux de sorties de l'incapacité.

3. Etude du portefeuille

3.1. Statistiques descriptives

3.1.1. Cartographie par secteur d'activité

KLESIA Prévoyance assure, en termes de couverture prévoyance, des offres dédiées à différentes branches professionnelles : Pharmacie d'Officine, Laboratoire de biologie médicale....

La cartographie par secteur d'activité des arrêts gérés en interne nous donne la répartition suivante :

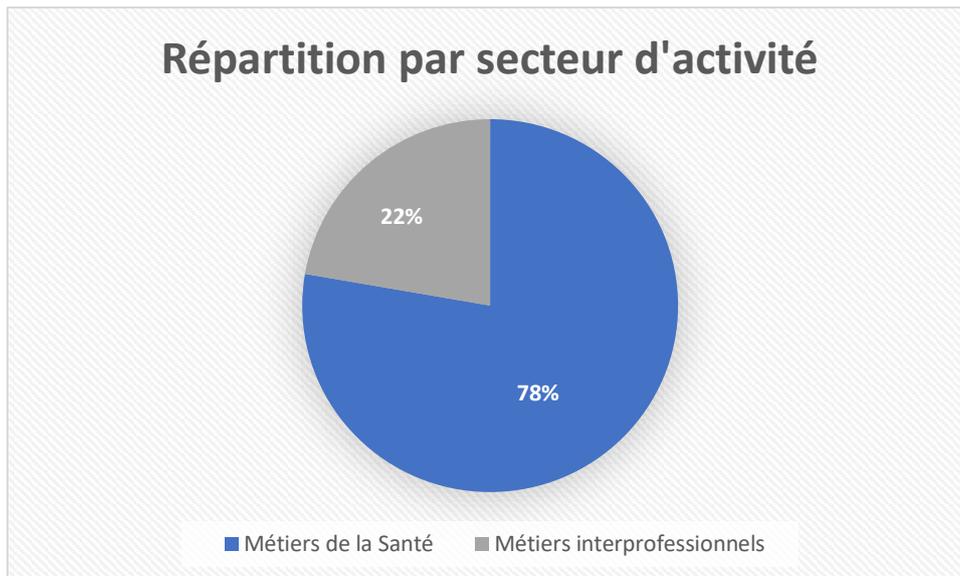


Figure 6 : Cartographie par secteur

Le portefeuille est composé à majorité d'assurés travaillant dans le secteur des métiers de la santé (78%). L'autre partie regroupant divers métiers dans le segment interprofessionnel.

3.1.2. Répartition par âge

La répartition par âge du portefeuille étudié conduit au graphique suivant :

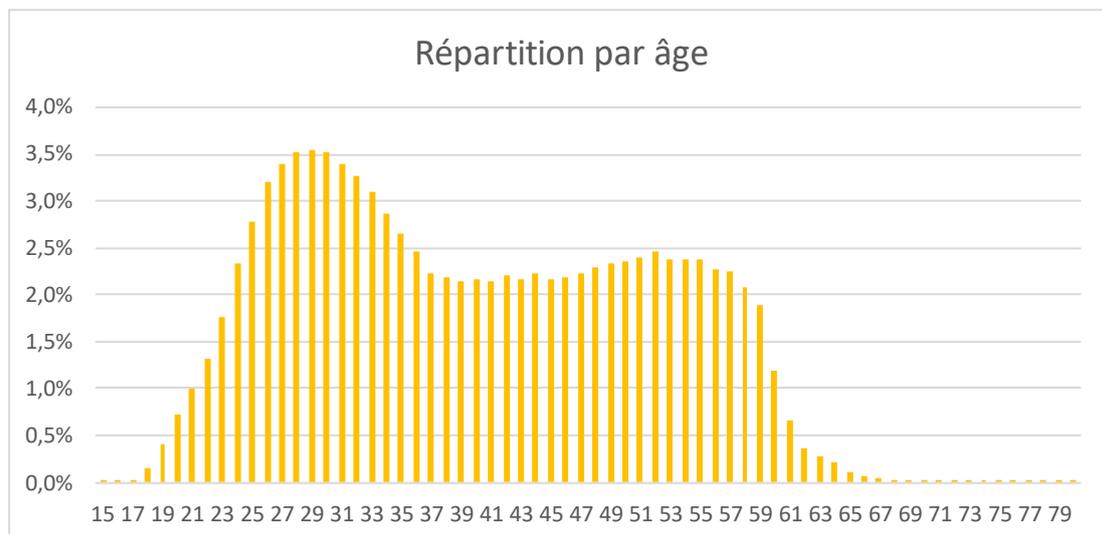


Figure 7 : répartition par âge

La répartition par âge illustre une présence d'individus conséquente pour tous les âges de 25 à 60 ans. Nous constatons également une concentration d'individus importante pour la classe d'âge [25 ; 35] ans. Cela indique que le portefeuille est composé d'assurés plutôt jeunes.

3.1.3. Répartition par sexe et CSP

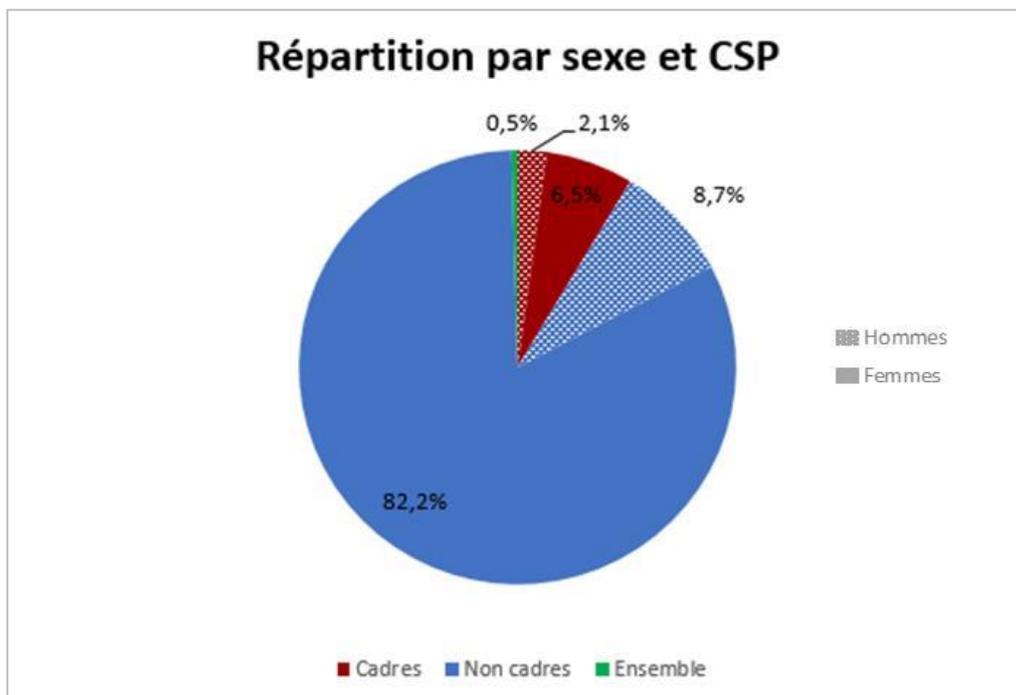


Figure 8 : répartition par sexe et CSP

La proportion de femmes dans le portefeuille étudié s'élève à 89%. Cette distorsion dans la répartition homme/femme s'explique par les métiers quasi-féminins composant le portefeuille étudié. En effet, les secteurs les plus représentés sont la pharmacie et les laboratoires d'analyses. Nous constatons que les femmes sont majoritairement non cadres. Seuls 10% de la population étudiée est cadre.

3.2. Analyse du portefeuille

3.2.1. Répartition des arrêts en fonction de l'âge et du sexe

La répartition par sexe et par âge de la population assurée est la suivante :

	Hommes	Femmes
< 25 ans	2%	6%
[25 ; 35[ans	8%	17%
[35 ; 45[ans	8%	15%
[45 ; 55[ans	8%	17%
[55 ; 65[ans	6%	12%
≥ 65 ans	1%	1%
Total	32%	68%

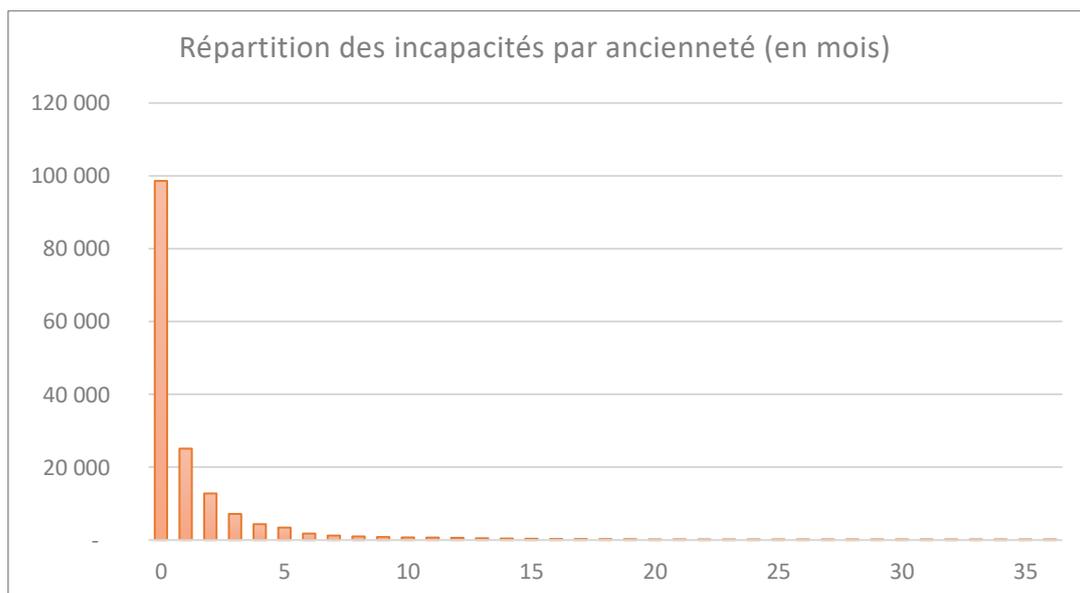
Les femmes représentent 68% de la population assurée. La population assurée est légèrement plus concentrée entre les âges 25-35 ans et 45-55 ans.

La répartition par sexe et par âge de la population en incapacité est la suivante :

	Hommes	Femmes
< 25 ans	1%	7%
[25 ;35[ans	3%	31%
[35 ;45[ans	3%	20%
[45 ;55[ans	3%	19%
[55 ;65[ans	2%	11%
≥ 65 ans	0%	0%
Total	11%	89%

Les femmes représentent 89% des incapacités. La concentration entre 25 et 35 ans est plus prononcée que celle des autres tranches d'âges. La prédominance des femmes dans la population assurée se retrouve logiquement dans la population des incapables.

3.2.2. Répartition des arrêts en fonction de l'ancienneté



Les arrêts de moins de 6 mois représentent l'essentiel des arrêts en incapacité. 57% des arrêts sont de moins d'un mois.

La ventilation par tranche d'âge et ancienneté dans l'arrêt est la suivante :

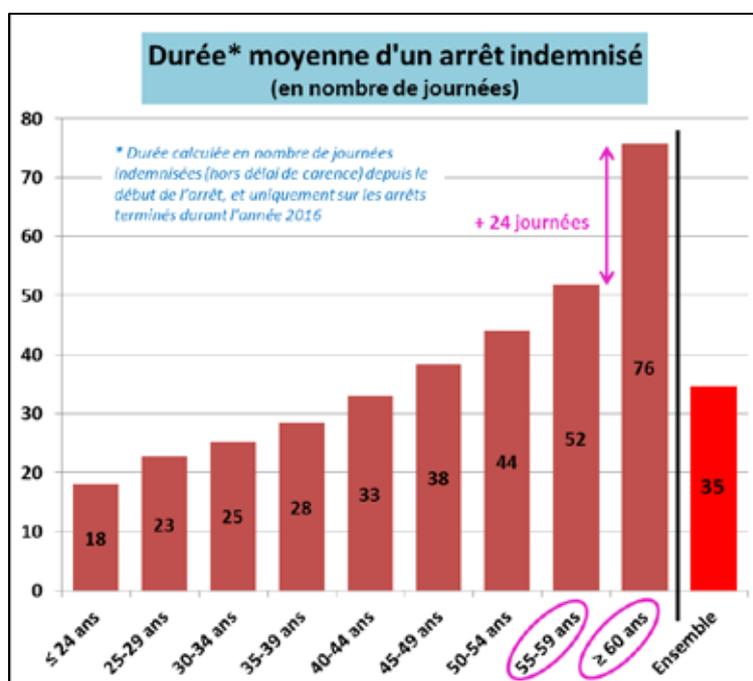
	[20;25[ans	[25;30[ans	[30;35[ans	[35;40[ans	[40;45[ans	[45;50[ans	[50;55[ans	[55;60[ans	[60;65[ans	> 65 ans	Total
[0 ;7[jours	31,0%	21,3%	19,8%	21,0%	20,5%	18,6%	17,5%	16,6%	13,1%	12,1%	20%
[7 ;15[jours	23,0%	19,8%	19,7%	21,2%	20,7%	20,0%	18,6%	18,1%	16,7%	19,2%	20%
[15 ;31[jours	16,3%	17,5%	17,8%	17,6%	17,5%	17,6%	17,3%	16,2%	15,5%	14,3%	17%
[1 ;2[mois	13,3%	17,9%	17,4%	15,6%	16,1%	16,2%	17,1%	15,7%	15,6%	15,4%	16%
[2 ;3[mois	7,5%	10,5%	10,2%	8,5%	7,9%	7,8%	8,3%	8,9%	10,5%	11,5%	9%
[3 ;6[mois	6,9%	10,2%	11,0%	9,8%	9,3%	10,0%	10,5%	11,7%	13,0%	12,6%	10%
[6 ;12[mois	1,6%	2,1%	2,8%	3,9%	4,7%	5,4%	6,1%	7,0%	8,3%	6,0%	4%
[12 ;36[mois	0,4%	0,8%	1,4%	2,4%	3,4%	4,4%	4,7%	5,9%	7,1%	8,8%	3%
> 36 mois	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0%

Nous constatons que les arrêts de moins de 15 jours représentent 40% des arrêts au total. La plupart des arrêts observés sont donc très courts. Les arrêts de courte durée sont concentrés sur les tranches d'âge des jeunes populations. Au-delà de 3 mois, plus l'âge augmente et plus la durée dans l'arrêt semble élevée.

86,7% des arrêts des moins de 35 ans sont inférieurs à 3 mois. Au-delà de 60 ans, 71% des arrêts durent moins de 3 mois. 7,2% des arrêts durent plus de 1 an après 60 ans. Ce taux est très faible pour la population de moins de 35 ans (<1%).

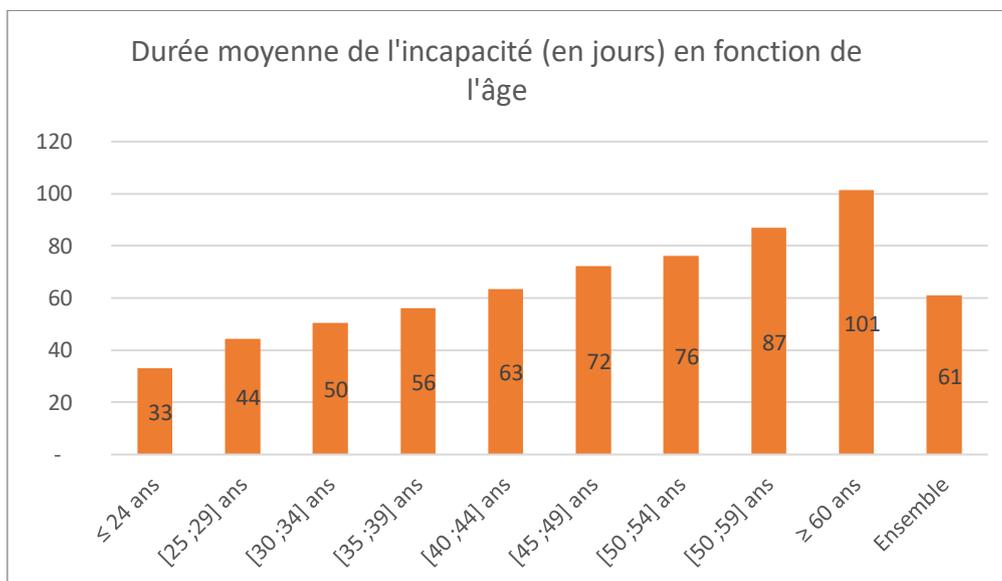
3.2.3. Durée moyenne de l'arrêt en fonction de l'âge

Sur le marché français¹, nous constatons que la durée moyenne d'un arrêt est de 35 jours. La durée moyenne de l'arrêt est croissante avec l'âge.



¹Rapport au ministre chargé de la Sécurité sociale et au Parlement sur l'évolution des charges et produits de l'Assurance Maladie au titre de 2019 (loi du 13 août 2004)

Sur le périmètre étudié, la durée moyenne d'un arrêt reste croissante avec l'âge et elle est de 61 jours sur l'ensemble du portefeuille. Un individu de 27 ans a une durée moyenne dans l'arrêt de 44 jours alors qu'un individu de 55 ans a une durée moyenne de 87 jours.



La durée moyenne de notre portefeuille est plus élevée que celle constatée sur le marché.

Nous venons de présenter les statistiques descriptives du portefeuille étudié. Nous cherchons à mesurer l'adéquation des nouvelles tables réglementaires (BCAC 2013) à notre portefeuille. Pour ce faire, nous allons mesurer l'impact de l'utilisation de ces nouvelles tables en termes de provisionnement et de boni mali. Dans une première partie, nous présenterons les résultats de l'étude réalisée sur le marché. Dans une seconde partie, nous présenterons les résultats de l'utilisation des deux tables sur notre portefeuille. Enfin, nous analyserons l'adéquation des tables à travers un Backtesting des lois et une étude des boni-mali intrinsèques à la table.

4. Comparaison BCAC 2013 vs BCAC 2010

4.1. Présentation des tables BCAC

Comme nous l'avons vu précédemment, afin de calculer des provisions mathématiques, nous avons besoin de plusieurs éléments dont :

- Une table de maintien
- Un taux technique

Ces deux éléments sont encadrés par la réglementation. Actuellement, les tables de maintien utilisées pour le calcul des provisions arrêt de travail sont les tables BCAC 2010 qui ont prolongées de deux années les tables construites dans les années 90. Une table de maintien se présente comme une table à double entrée « âge/ancienneté ». L'âge correspond à l'âge à l'entrée dans l'évènement et l'ancienneté représente la durée de présence dans l'arrêt (exprimée en mois pour l'incapacité et en années pour l'invalidité). La table nous donne la population restante pour chaque âge à une ancienneté donnée. Le nombre d'individus est fixé à 10 000 personnes.

Extrait table maintien incapacité :

LOIS DE MAINTIEN EN INCAPACITE TEMPORAIRE (DEFINITION SECURITE SOCIALE)

Mois Age																															
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
23 ou -	10 000	2 842	1 743	1 144	838	625	455	339	291	253	215	187	173	152	138	129	123	114	102	98	94	91	87	84	80	76	76	74	72	68	68
24	10 000	2 931	1 848	1 215	894	657	478	343	291	256	217	183	166	143	130	121	114	105	95	91	88	87	84	82	79	74	72	68	67	62	62
25	10 000	3 080	2 001	1 345	997	739	536	382	327	289	251	216	195	172	159	149	140	129	116	113	110	106	102	97	92	87	83	78	76	73	73
26	10 000	3 177	2 112	1 461	1 087	812	591	431	372	325	285	249	226	201	186	171	161	150	137	129	124	119	114	107	102	95	91	89	87	82	81
27	10 000	3 251	2 180	1 540	1 156	869	643	476	407	360	320	285	263	237	222	207	192	179	168	159	151	144	140	134	128	118	111	108	104	97	93
28	10 000	3 298	2 243	1 600	1 209	915	688	524	448	400	359	322	297	270	255	238	222	210	199	189	180	172	167	160	153	143	132	128	120	112	105
29	10 000	3 348	2 273	1 640	1 246	956	726	559	476	425	384	352	327	298	280	262	247	233	220	208	199	190	184	175	168	159	147	143	133	125	118
30	10 000	3 386	2 275	1 659	1 264	964	744	583	494	439	396	363	338	308	287	267	252	240	227	214	202	193	185	177	171	161	149	143	134	125	117
31	10 000	3 388	2 228	1 618	1 249	965	756	595	501	449	406	375	347	318	295	276	261	250	236	223	212	204	194	186	179	172	159	154	141	131	121
32	10 000	3 433	2 238	1 617	1 254	975	772	612	522	468	421	388	357	325	302	279	264	252	235	222	211	202	192	183	176	170	159	153	137	127	118
33	10 000	3 466	2 235	1 627	1 260	983	782	628	540	484	431	395	364	332	310	286	270	256	238	223	212	202	191	181	172	162	154	146	134	122	117
34	10 000	3 567	2 298	1 684	1 321	1 033	828	684	597	535	477	436	401	366	344	319	298	282	265	247	233	220	207	197	186	175	167	158	146	134	126
35	10 000	3 645	2 331	1 705	1 357	1 082	876	732	647	586	528	481	443	402	377	351	331	309	294	275	261	246	234	220	207	199	191	179	166	153	146
36	10 000	3 701	2 390	1 747	1 390	1 106	905	771	682	617	560	508	469	428	397	370	347	323	308	287	273	255	246	230	217	208	199	186	174	160	153
37	10 000	3 822	2 458	1 804	1 430	1 148	932	801	704	635	579	526	487	443	406	379	357	335	319	298	279	263	252	235	222	212	204	191	181	167	161
38	10 000	3 958	2 526	1 851	1 479	1 193	980	841	739	671	616	564	521	477	439	411	384	358	340	319	299	282	270	252	242	235	229	217	203	188	180
39	10 000	4 035	2 600	1 923	1 541	1 266	1 055	915	807	739	680	623	572	530	486	455	427	400	381	364	343	329	314	294	279	268	260	248	234	215	207
40	10 000	4 073	2 652	1 973	1 575	1 303	1 097	965	853	783	719	659	607	565	521	490	458	428	404	384	362	349	332	313	295	281	272	263	248	228	214
41	10 000	4 214	2 776	2 096	1 680	1 408	1 193	1 054	937	866	798	731	676	626	582	552	519	483	455	433	407	393	372	352	330	314	304	295	276	260	244
42	10 000	4 364	2 930	2 237	1 814	1 540	1 314	1 162	1 039	971	895	825	764	710	666	630	593	553	521	499	476	457	432	411	381	364	353	340	322	300	280
43	10 000	4 473	3 046	2 341	1 907	1 633	1 400	1 243	1 120	1 045	965	892	830	774	726	691	654	614	582	558	532	513	488	464	432	409	396	378	362	337	311

Extrait table maintien invalidité :

LOIS DE MAINTIEN EN INVALIDITE (DEFINITION SECURITE SOCIALE)

Années Age																											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
20	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
21	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
22	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
23	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
24	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
25	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
26	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
27	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
28	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
29	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
30	10 000	9 859	9 699	9 534	9 331	9 163	8 994	8 874	8 761	8 696	8 619	8 571	8 429	8 321	8 305	8 283	8 258	8 088	8 049	8 006	7 881	7 748	7 694	7 550	7 489	7 426	7 359
31	10 000	9 868	9 731	9 538	9 364	9 174	9 013	8 913	8 815	8 756	8 687	8 641	8 506	8 400	8 372	8 335	8 293	8 117	8 057	7 990	7 848	7 629	7 548	7 387	7 298	7 202	7 100
32	10 000	9 843	9 698	9 537	9 306	9 120	8 985	8 846	8 771	8 685	8 632	8 542	8 410	8 325	8 297	8 222	8 100	7 957	7 851	7 785	7 662	7 480	7 401	7 253	7 157	7 056	6 950
33	10 000	9 844	9 705	9 562	9 328	9 131	8 997	8 872	8 789	8 695	8 606	8 527	8 384	8 307	8 278	8 172	8 020	7 885	7 783	7 716	7 597	7 430	7 345	7 199	7 100	6 996	6 887
34	10 000	9 827	9 669	9 523	9 301	9 084	8 908	8 770	8 665	8 561	8 461	8 386	8 231	8 158	8 129	7 996	7 852	7 725	7 627	7 560	7 446	7 279	7 189	7 044	6 941	6 834	6 724
35	10 000	9 818	9 663	9 509	9 281	9 039	8 874	8 734	8 597	8 455	8 380	8 311	8 165	8 071	8 042	7 886	7 719	7 598	7 469	7 367	7 253	7 087	6 994	6 850	6 746	6 638	6 534
36	10 000	9 805	9 641	9 495	9 258	9 038	8 852	8 724	8 573	8 456	8 306	8 222	8 067	7 978	7 948	7 778	7 622	7 538	7 415	7 310	7 192	7 028	6 931	6 786	6 679	6 574	6 463

Les nouvelles tables BCAC 2013 ont été réalisées à partir des données d'un panel d'organismes assureurs afin de tenir compte de l'évolution du risque arrêt de travail.

4.2. Etude et résultat sur le marché

La parution des nouvelles tables a conduit à l'étude de l'impact de l'utilisation de celles-ci. Nous exposons ici les résultats d'une étude de marché².

Cette étude est réalisée sur une période d'observation du 01/01/2005 au 31/12/2011, soit 7 ans.

² : Etude de marché réalisé par le cabinet Prim Act : <http://www.sacei.org/page16/page17/downloads-5/downloads-6/files/5%20Planchet%20Leroy.pdf>

Planchet : [http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/ISFA/fp-isfa.nsf/34a14c286dfb0903c1256ffd00502d73/a0d8fe4a9807886ac1257d11002a0be9/\\$FILE/presentation.pdf](http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/ISFA/fp-isfa.nsf/34a14c286dfb0903c1256ffd00502d73/a0d8fe4a9807886ac1257d11002a0be9/$FILE/presentation.pdf)

Incapacité

Le portefeuille étudié présente les caractéristiques suivantes pour le risque incapacité : l'âge moyen à la survenance est de 42 ans avec un écart-type de 10,76. La proportion d'hommes est de 48%.

Compte tenu de ces éléments, la comparaison des deux tables BCAC permet d'observer que les durées de maintien des nouvelles lois sont plus faibles que les durées de maintien des lois réglementaires.

« Les durées d'incapacité estimées par les nouvelles tables sont environ **10%** inférieures à celles issues des tables réglementaires. »

« L'impact sur les provisions mathématiques à un taux technique à 0% est du même ordre de grandeur ».

Passage incapacité - invalidité

Concernant le passage en invalidité, l'étude est réalisée sur le même portefeuille que celui de l'incapacité. Elle permet de constater que :

« Le nombre de transitions d'incapacité en invalidité estimé baisse donc de près de **11%** en passant des tables réglementaires aux tables 2013. »

« L'impact sur le provisionnement serait une baisse de 11% par rapport aux tables réglementaires ».

Invalidité

Le portefeuille étudié présente les caractéristiques suivantes pour le risque invalidité : l'âge moyen à la survenance est de 49,5 ans. La proportion d'hommes est de 41%.

Suite à la comparaison des deux tables, le constat suivant est établi :

« Les durées d'invalidité estimées avec les tables réglementaires actuelles et la table 2013 sont très proches (écart de 0,1%) »

Au final, l'étude indique que pour un portefeuille standard dont la structure serait composée de : 20% provisions incapacité, 20% de provisions invalidité en attente et 60% de provisions invalidité en cours, la baisse générale observée sur les provisions est de 5%. Cette baisse résulte de la combinaison des facteurs suivants :

- -10% durée de maintien en incapacité
- -11% transitions
- Très légère hausse des durées de maintien en invalidité.

« Au bout du compte, les nouvelles tables, plus cohérentes avec les données d'observation récentes que les tables visées à l'article A331-22 du Code des Assurances, conduisent à une baisse des provisions techniques d'un portefeuille standard d'environ 5%. »

Nous souhaitons maintenant comparer les résultats de l'étude du marché avec ceux obtenus sur notre portefeuille. Nous décrivons par risque, l'impact de l'utilisation des deux tables sur notre portefeuille avant de comparer les résultats à ceux du marché.

4.3. Comparaison des coefficients - Incapacité

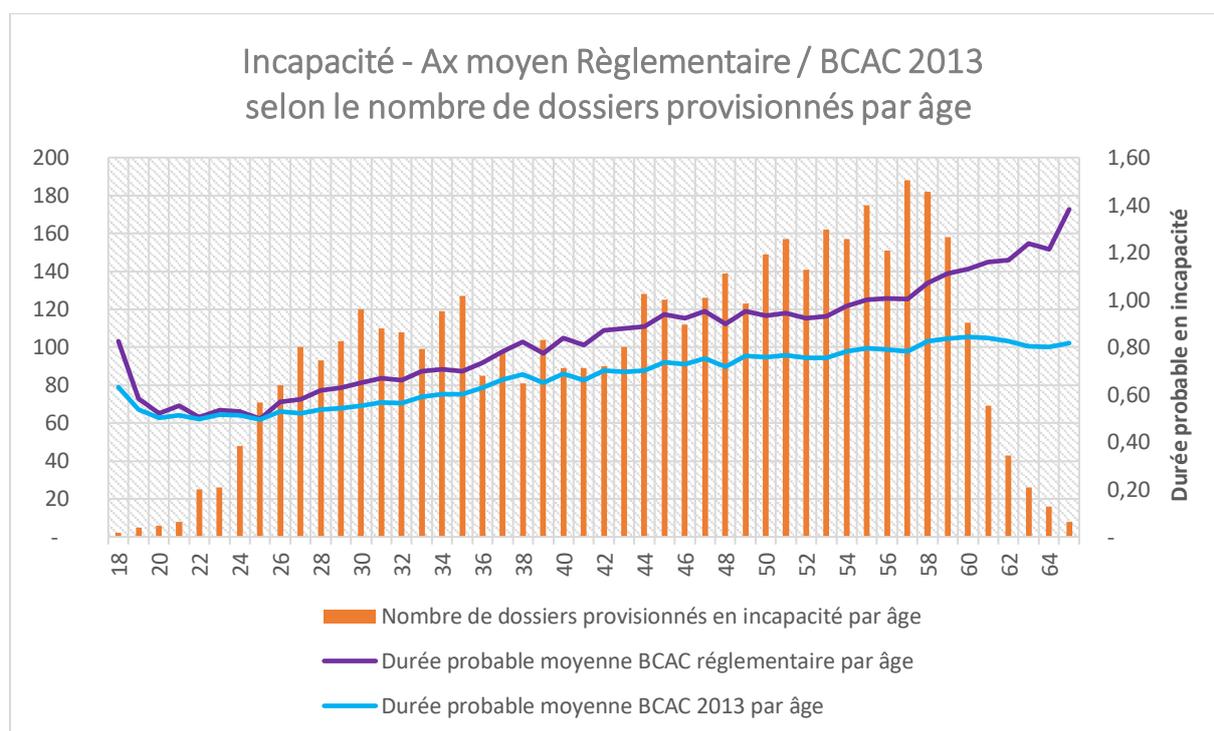
Nous présentons ici les résultats obtenus au 30/09/2017.

L'âge moyen du portefeuille à la date de survenance est de 44,6 ans et un écart-type de 11,2.

L'ancienneté moyenne dans le risque incapacité s'élève à 9,6 mois à la date de calcul des provisions.

La proportion de femme dans notre portefeuille s'élève à 89%.

Coefficients par âge



Nous observons une augmentation du nombre de dossiers provisionnés selon l'âge. La durée probable de maintien en incapacité augmente avec l'âge. Quel que soit l'âge à la survenance, les coefficients moyens de la nouvelle table BCAC sont inférieurs à ceux de la table réglementaire ce qui traduit en moyenne une baisse de la durée moyenne dans l'arrêt. Plus l'âge augmente et plus l'écart se creuse entre les deux tables.

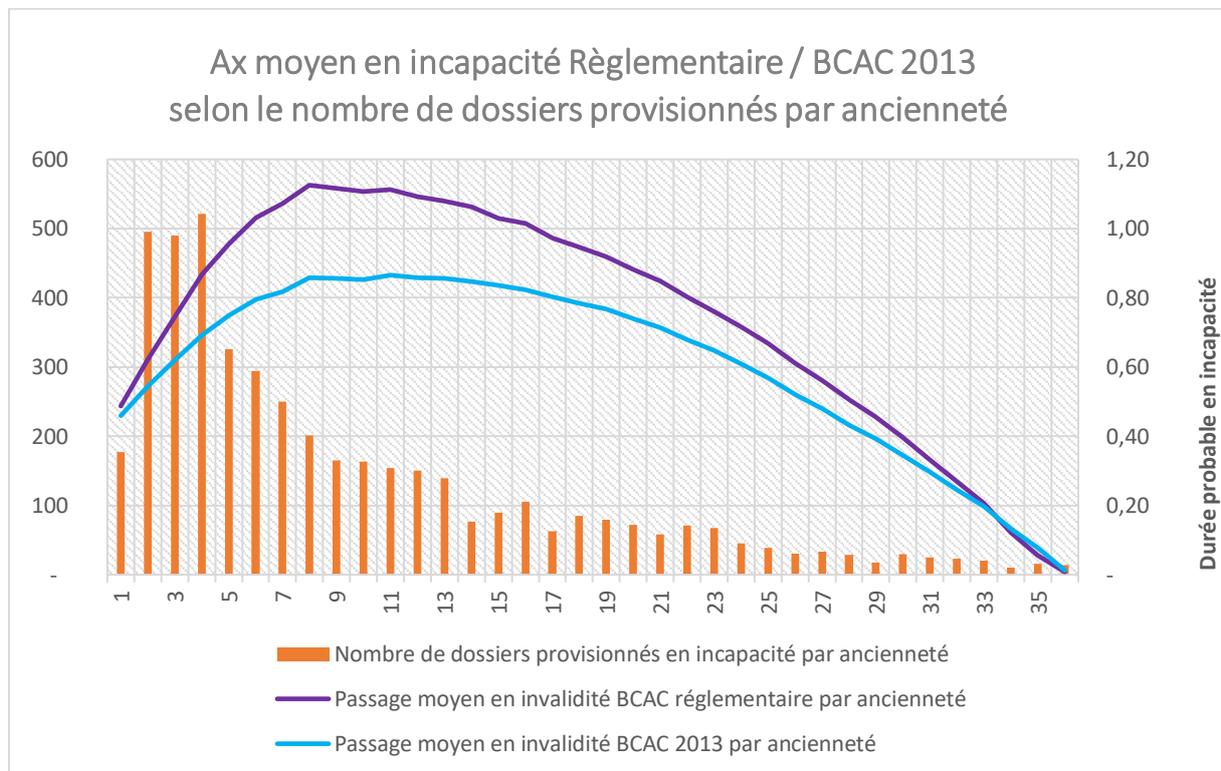
Sur notre portefeuille, la comparaison des durées probable de maintien en incapacité et des provisions entre les deux tables conduit au résultat suivant :

Incapacité	Tables réglementaires	Nouvelle Table BCAC	Ecart	Ecart %
Durée probable	0,87	0,70	-0,17	-19,27%
Provisions mathématiques	40 432 999	32 277 950	-8 155 049	-20,2%

Nous observons bien une baisse des durées de maintien en incapacité avec les nouvelles tables qui impacte également le niveau des provisions. Cependant, la baisse constatée sur notre portefeuille est beaucoup plus importante (-19,2%) que celle constatée sur le portefeuille du marché (-10%).

La différence peut s'expliquer par les caractéristiques différentes des deux portefeuilles à savoir une différence d'âge moyen à la survenance (42 ans dans l'étude du marché versus 44,6 ans dans notre portefeuille), un écart-type différent (10,8 versus 11,2) et une proportion homme-femme différente (48% d'hommes versus 11% d'hommes dans notre portefeuille). En l'absence de données plus complètes sur l'étude du marché, nous ne sommes pas en mesure de déterminer le facteur conduisant à la différence significative de la baisse des provisions.

Coefficients par ancienneté



Nous observons que le nombre de dossiers provisionnés diminue avec l'ancienneté. Les durées probables de maintien en incapacité augmentent avec l'ancienneté dans un premier temps jusqu'à atteindre un pic vers l'ancienneté moyenne du portefeuille. Au-delà, plus l'ancienneté est élevée, plus la durée de maintien en incapacité est faible.

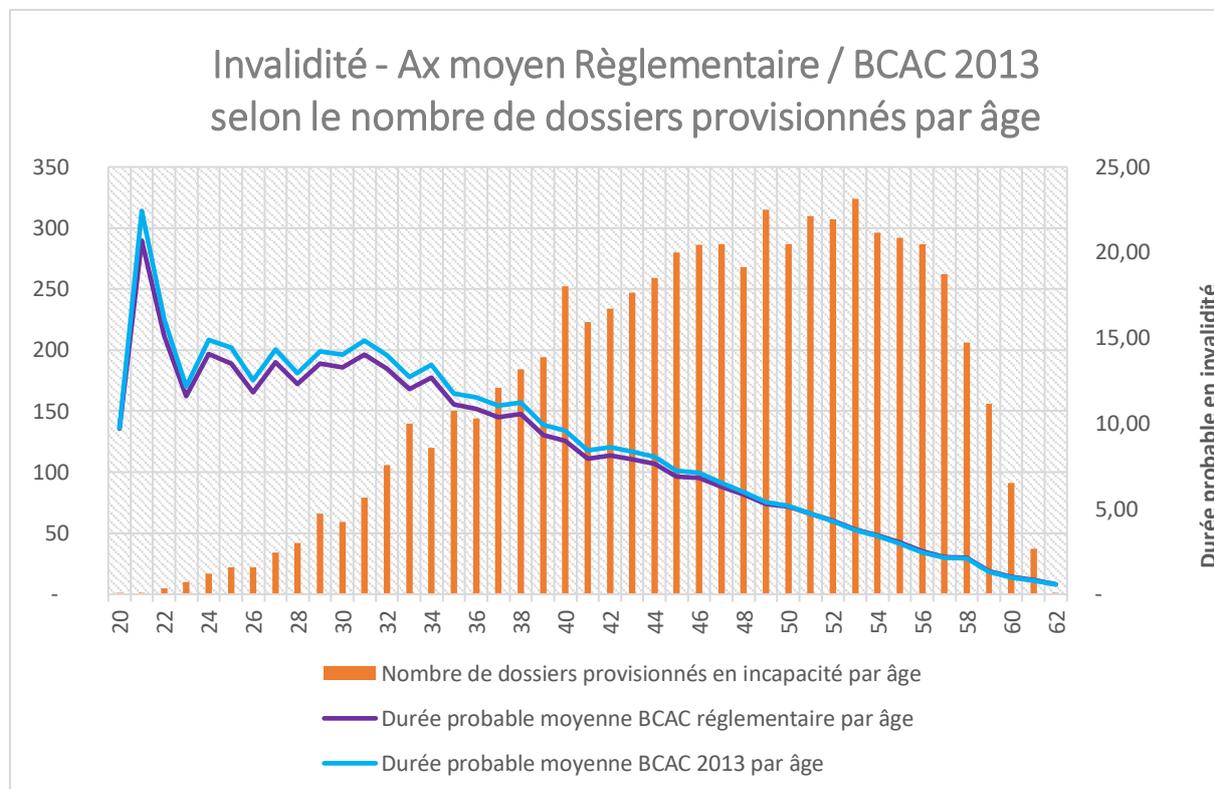
Quelle que soit l'ancienneté, la durée de maintien en incapacité des nouvelles tables BCAC est inférieure à celle des tables règlementaires. Plus l'ancienneté est importante et plus l'écart entre les deux tables est faible. Cela traduit une durée d'arrêt plus courte à ancienneté équivalente.

4.4. Comparaison des coefficients - Invalidité

L'âge moyen du portefeuille à la date de survenance est de 46,2 ans.

L'ancienneté moyenne dans le risque invalidité s'élève à 8,2 ans à la date de calcul des provisions.

Coefficients par âge :



Nous observons une augmentation du nombre de dossiers provisionnés avec l'âge jusqu'à 53 ans. Plus l'âge est élevé et plus la durée probable de maintien en invalidité est faible du fait du rapprochement de l'âge de départ à la retraite. Pour les âges inférieurs à 48 ans, les coefficients moyens de la nouvelle table BCAC sont supérieurs à ceux de la table réglementaire ce qui traduit en moyenne une hausse de la durée moyenne dans l'invalidité. Au-delà, la différence de durée de maintien en invalidité est très faible entre les deux tables. Plus l'âge augmente et plus l'écart entre les deux tables est faible.

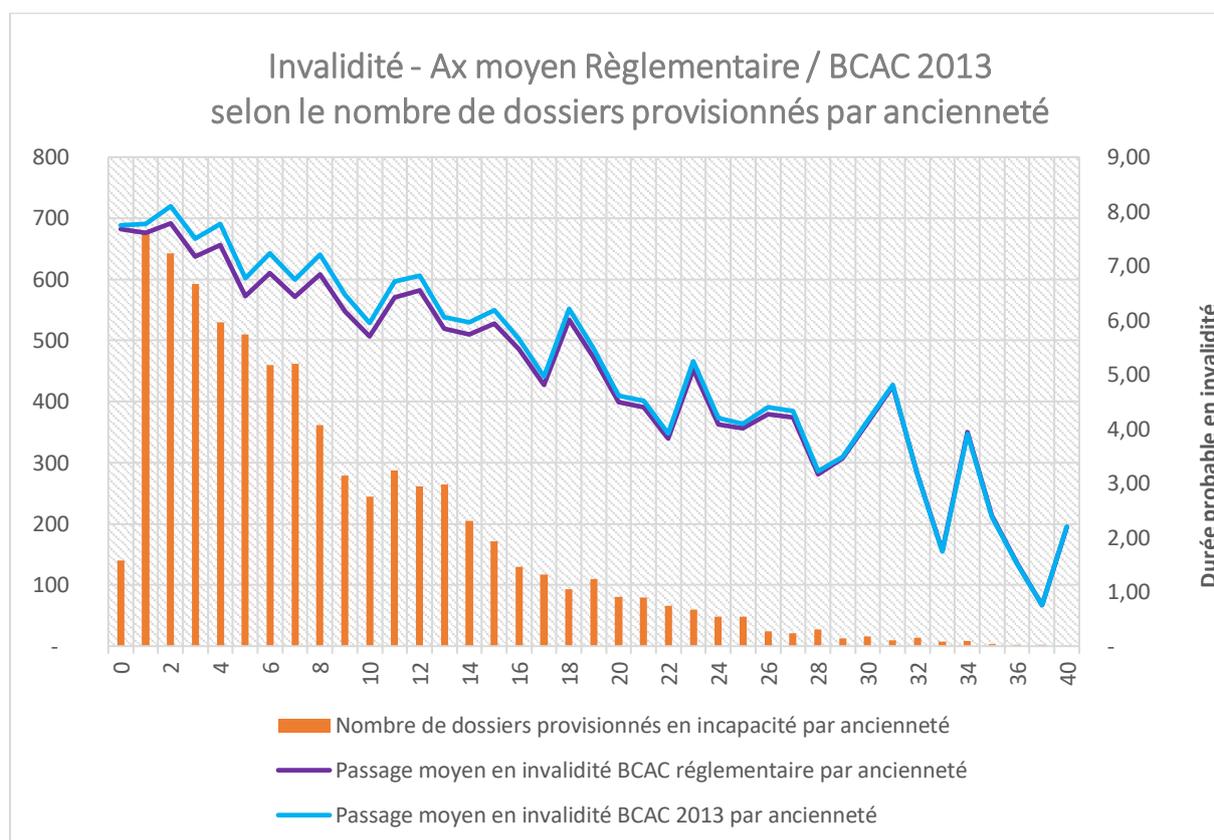
Sur notre portefeuille, la comparaison des durées probable de maintien en incapacité et des provisions entre les deux tables conduit au résultat suivant :

Invalidité	Tables réglementaires	Nouvelle Table BCAC	Ecart	Ecart %
Durée probable	6,55	6,82	0,27	4,13%
Provisions mathématiques	427 550 095	444 760 266	17 210 171	4,0%

La même tendance que sur le marché est observée pour notre portefeuille à savoir une légère hausse des durées de maintien en invalidité. Cependant la hausse sur notre portefeuille (+4%) est plus importante que celle constatée sur le marché (+0,1%).

La différence peut s'expliquer la aussi par les caractéristiques différentes des deux portefeuilles, à savoir une différence d'âge moyen à la survenance (49,5 ans dans l'étude du marché versus 46,2 ans dans notre portefeuille) et une proportion homme-femme différente (41% d'hommes versus 30% d'hommes dans notre portefeuille). En l'absence de données plus complètes sur l'étude du marché nous ne sommes pas en mesure de déterminer le facteur conduisant à la différence significative de la hausse des provisions.

Coefficients par ancienneté :

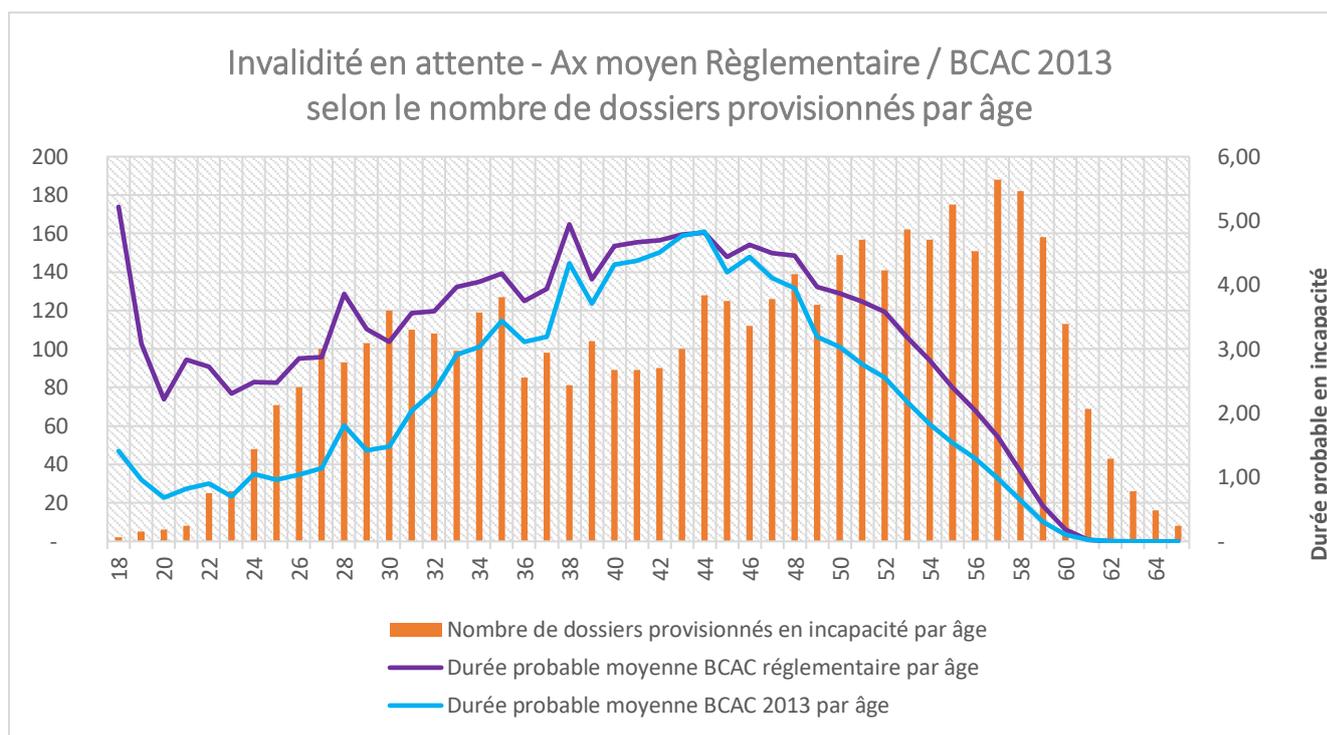


Nous constatons une baisse du nombre de dossiers en fonction de l'ancienneté. Plus l'ancienneté est élevée et plus la durée probable de maintien en invalidité est faible. La durée de maintien en invalidité des nouvelles tables est légèrement plus élevée que celle des tables réglementaires jusqu'à une certaine ancienneté. Plus l'ancienneté augmente et plus l'écart entre les deux tables se résorbe. Cela conduit donc à une légère hausse des provisions techniques correspondantes.

4.5. Comparaison des coefficients – Invalidité en attente

Les données utilisées sont identiques à celles utilisées pour le portefeuille incapacité.

Coefficients par âge :



Le nombre de dossiers augmente avec l'âge. L'écart entre les deux tables est important pour les âges faibles. Plus l'âge augmente et plus l'écart diminue jusqu'à 44 ans. Au-delà, l'augmentation de l'âge s'accompagne d'un écart croissant entre les deux tables avant de se confondre à 60 ans.

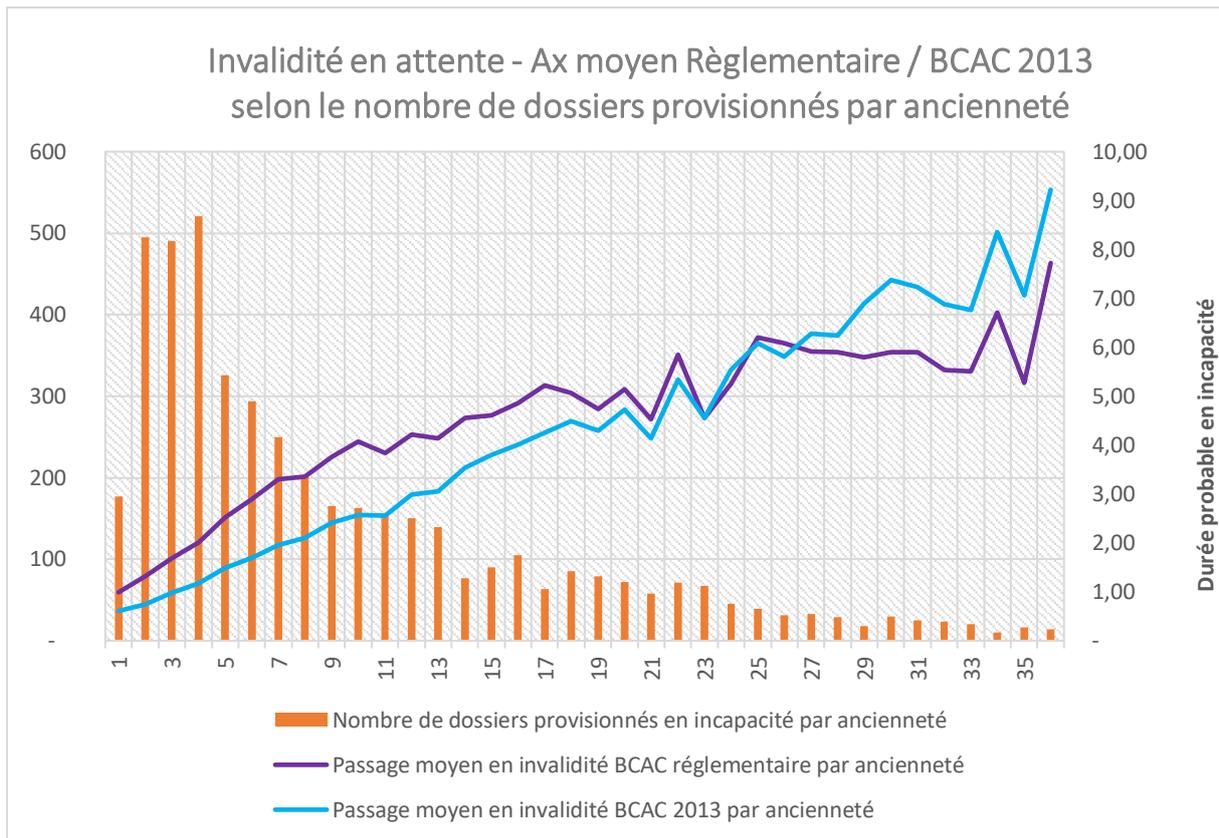
Les coefficients de la nouvelle table sont toujours plus faibles que ceux des tables réglementaires actuelles. Cette tendance traduit une probabilité de passage en invalidité plus faible avec les nouvelles tables BCAC.

Sur notre portefeuille, la comparaison des durées probable de maintien en incapacité et des provisions entre les deux tables conduit au résultat suivant :

Invalidité en attente	Tables réglementaires	Nouvelle Table BCAC	Ecart	Ecart %
Durée probable	3,19	2,41	-0,78	-24,49%
Provisions mathématiques	144 318 500	111 111 921	-33 206 579	-23,0%

Coefficients par ancienneté :

L'étude des coefficients moyens de passage en invalidité par ancienneté nous donne le graphique suivant :



Le nombre de dossiers provisionnés diminue avec l'ancienneté. Plus l'ancienneté est élevée et plus la probabilité de passage en invalidité est élevée. La comparaison des deux courbes indique que la probabilité de passage en invalidité est plus faible avec les nouvelles tables BCAC jusqu'à 25 mois d'ancienneté. Au-delà, la tendance s'inverse et la probabilité de passer en invalidité avec les nouvelles tables est plus importante que celle des tables réglementaires. L'écart entre les deux tables se creuse avec l'ancienneté élevée.

Etant donné que le risque invalidité en attente est la conjugaison de deux effets : le maintien en invalidité et la probabilité de passage en invalidité ; nous souhaitons isoler l'effet dû uniquement au passage en invalidité afin de pouvoir comparer les résultats obtenus sur le marché avec notre portefeuille. Nous analysons donc par la suite les taux de passage en invalidité.

Taux de passage en invalidité par ancienneté :

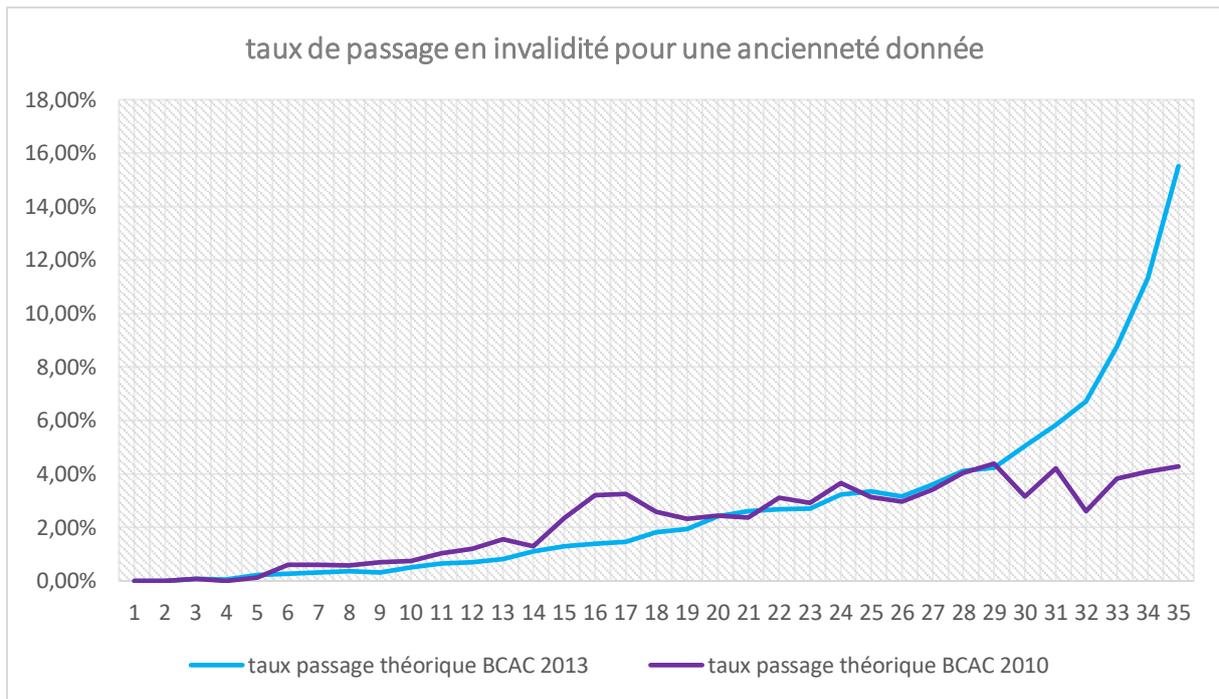
Le taux de passage en invalidité est défini comme suit :

$$\text{Taux}_{\text{passage}} = \frac{S_{x,k}}{L_{x,k}}$$

Pour une ancienneté k et un âge x .

$S_{x,k}$: Nombre de passage en invalidité pour un assuré d'âge x et d'ancienneté k .

$L_{x,k}$: Nombre d'incapable d'âge x et d'ancienneté k .



Plus l'ancienneté augmente et plus le taux de passage en invalidité est élevé. La courbe des taux de passage de la table réglementaire est légèrement plus importante par morceaux pour des anciennetés inférieures à 29 mois. Au-delà de 29 mois, la tendance s'inverse fortement et la courbe des taux de passage de la nouvelle table BCAC est nettement plus importante que celle de la table réglementaire. Cela traduit une probabilité de passage en invalidité beaucoup plus importante avec la nouvelle table pour des anciennetés élevées.

Ce premier constat ne permet pas d'avoir une vision de l'évolution du coefficient d'invalidité en attente. Nous regardons donc ci-après l'allure des courbes de coefficient de passage. Cela revient à calculer la somme des taux de passage en invalidité à partir d'une ancienneté donnée et cela en considérant que le taux de maintien en invalidité est de 100%.

Somme des taux de passage en invalidité par ancienneté :

Le coefficient de passage en invalidité est défini comme suit :

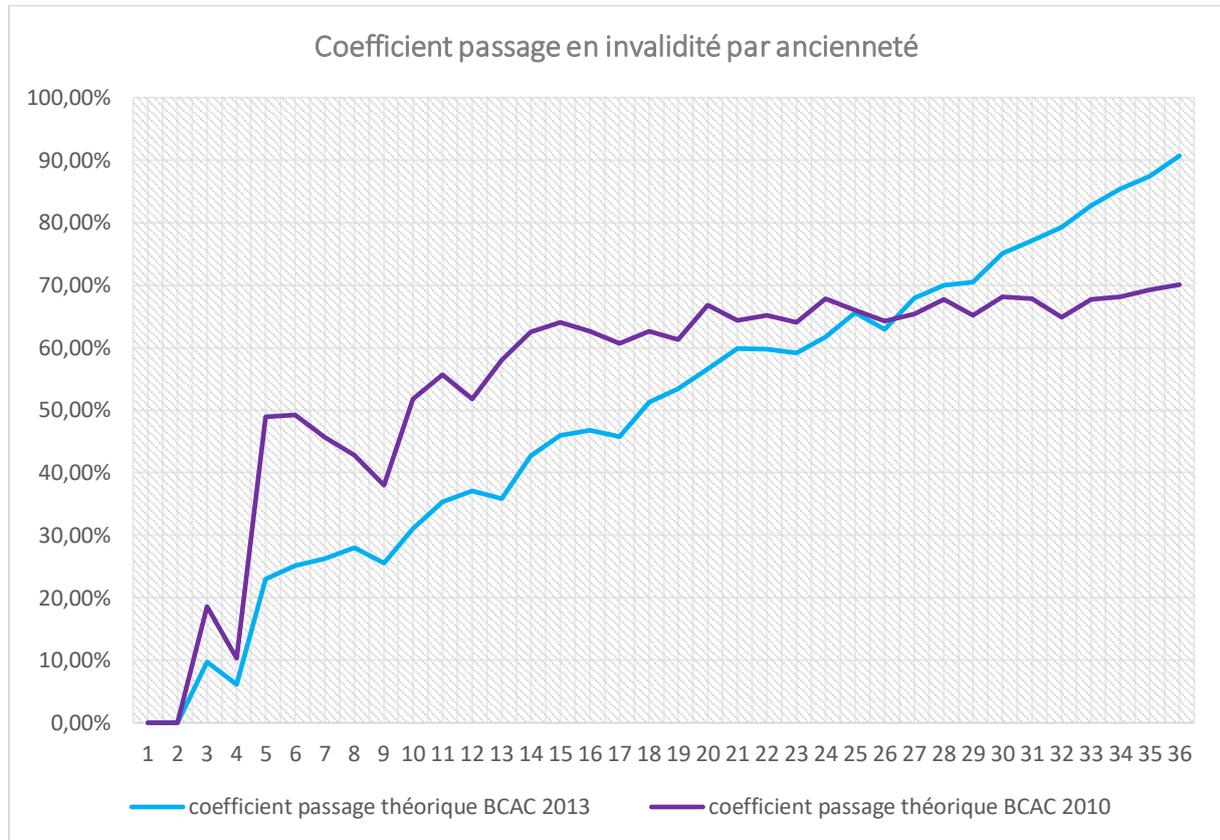
$$\text{Taux}_{\text{passage}} = \sum_{j=k}^{35} \frac{S_{x,j}}{L_{x,k}}$$

Pour une ancienneté k et un âge x .

$S_{x,k}$: Nombre de passage en invalidité pour un assuré d'âge x et d'ancienneté k .

$L_{x,k}$: Nombre d'incapable d'âge x et d'ancienneté k .

Dans le graphique ci-dessous, les deux courbes représentent la probabilité de passage en invalidité en considérant que la probabilité de maintien en invalidité est de 100%. Nous comparons donc la différence de nombre de transitions entre les deux tables :



Les coefficients de la table règlementaire sont beaucoup plus élevés que les coefficients de la nouvelle table BCAC pour les anciennetés faibles. L'écart augmente dans un premier temps avant de se résorber au 26^{ème} mois d'ancienneté. Après ce 26^{ème} mois, la tendance s'inverse et les coefficients de la nouvelle table sont de plus en plus élevés avec l'ancienneté croissante.

Nous retrouvons bien la tendance observée lors de l'analyse des coefficients d'invalidité en attente par ancienneté.

L'écart du nombre de transitions entre les deux tables s'élève à -9,94%. Cet écart est légèrement plus faible que celui constaté sur le marché.

Après avoir analysé les impacts de l'utilisation de la nouvelle table, nous analysons l'adéquation des nouvelles lois BCAC 2013 à notre portefeuille dans la partie suivante à travers un Backtesting et une étude de boni-mali.

5. Adéquation des nouvelles tables BCAC

5.1. Backtesting des lois

Afin de valider les nouvelles lois BCAC 2013, nous allons comparer le comportement théorique des sinistres déduits de la loi BCAC 2013 avec le comportement réellement observé sur nos données.

Pour ce faire, nous sélectionnons les sinistres en cours au 31/12/2013 et 31/12/2014 et nous étudions leur comportement pendant 3 ans, donc jusqu'au 31/12/2016 et 31/12/2017.

Règle de sélection :

- Un sinistre en cours au 31/12/N est un sinistre respectant la règle suivante :

$$Date\ de\ premier\ jour\ indemnisé \leq 31/12/N < date\ de\ dernier\ jour\ indemnisé$$

- Et pour l'incapacité et l'invalidité en attente :

$$Date\ d'entrée\ en\ invalidité\ vide\ ou\ Date\ d'entrée\ en\ invalidité > 31/12/N$$

$$Avec\ N = 2013\ ou\ 2014$$

- Et pour l'invalidité :

$$Date\ d'entrée\ en\ invalidité \leq 31/12/N$$

$$Avec\ N = 2013\ ou\ 2014$$

En appliquant ces critères, nous déterminons les sinistres en cours au 31/12/2013 que nous allons étudier.

L'objectif est alors de comparer la durée observée avec la durée théorique.

5.1.1. Backtesting des lois maintien en incapacité

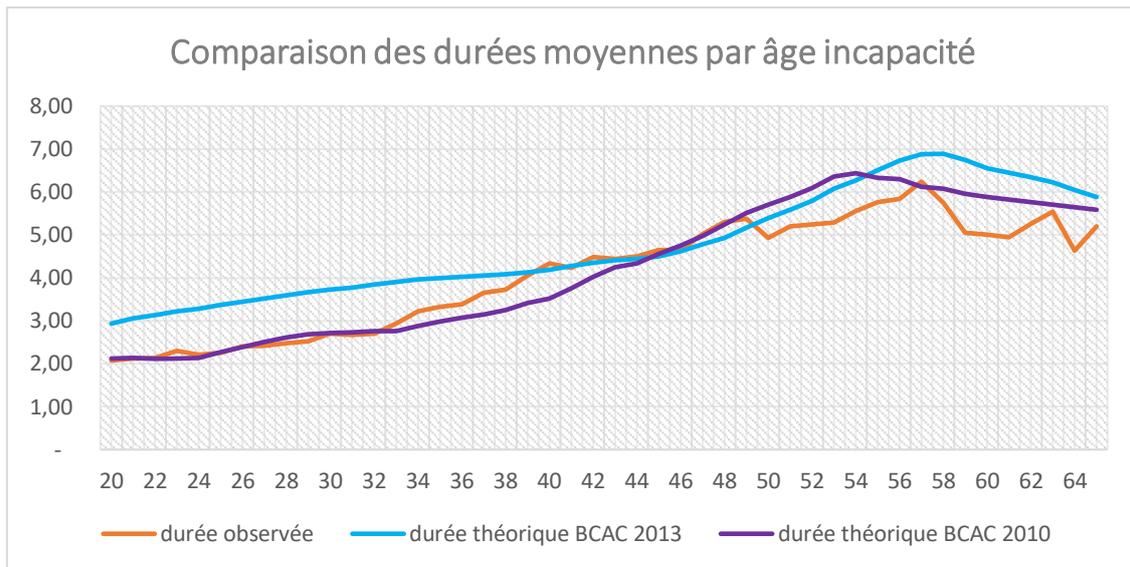
La validation de la loi BCAC s'établit à travers la comparaison des durées théoriques et observées.

Règle de calcul :

$$Durée\ observée = Min(date\ invalidité; date\ de\ dernier\ jour\ indemnisé; 31/12/(N + 3)) - 31/12/N$$

$$Durée\ théorique = \sum_{j=k}^{35} \frac{L_{x,j}}{L_{x,k}}$$

En appliquant cette formule à notre portefeuille et en comparant les résultats par âge nous obtenons le graphique suivant :



Plus l'âge augmente, plus la durée dans l'arrêt est importante. Les durées observées sur notre portefeuille sont quasiment systématiquement inférieures à la durée moyenne théorique de la table BCAC 2013. L'écart de durée de maintien entre les deux tables réglementaires est élevé pour les jeunes âges et plus faible pour les âges élevés.

5.1.2. Back testing des lois maintien en invalidité

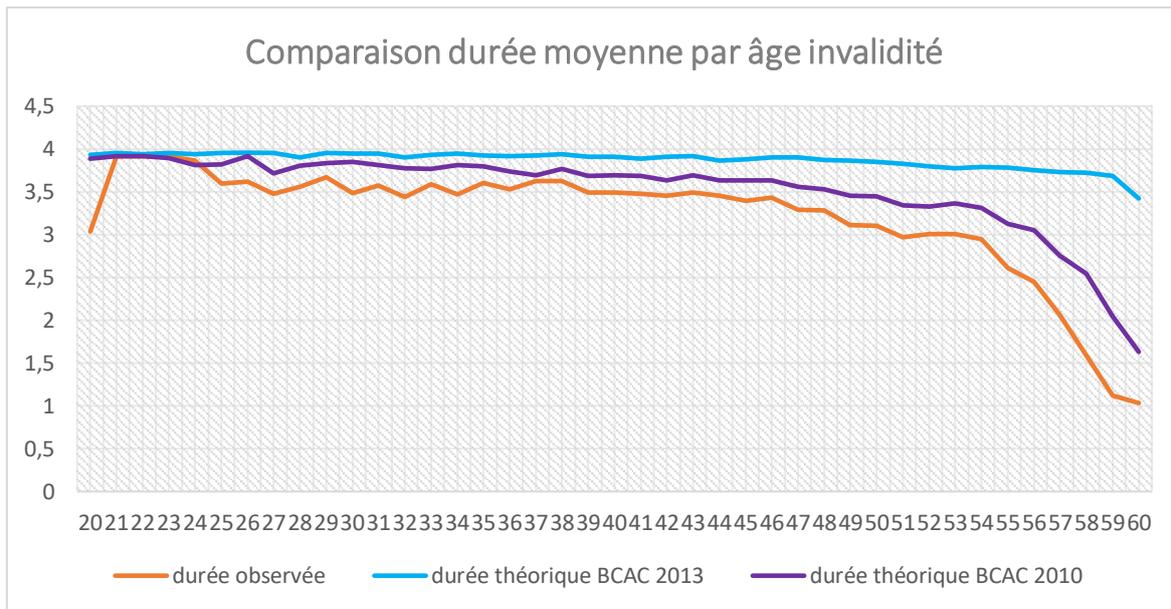
La validation de la loi BCAC s'établit à travers la comparaison des durées théoriques et observées.

Règle de calcul :

$$\text{Durée observée} = \text{Min}(\text{date invalidité}; \text{date de dernier jour indemnisé}; 31/12/(N + 3)) - 31/12/N$$

$$\text{Durée théorique} = \sum_{j=k}^{k+3} \frac{L_{x,j}}{L_{x,k}}$$

En appliquant cette formule à notre portefeuille et en comparant les résultats par âge nous obtenons le graphique suivant :



Les durées de maintien observées en invalidité sont plus faibles que les durées théoriques de maintien des tables réglementaires. La durée de maintien de la table BCAC 2010 est très proche de celle observée. La durée de maintien de la BCAC 2013 est quant à elle relativement proche de la durée observée jusqu'à un 47 ans, au-delà les écarts se creusent.

5.2. Fréquence de passage en invalidité

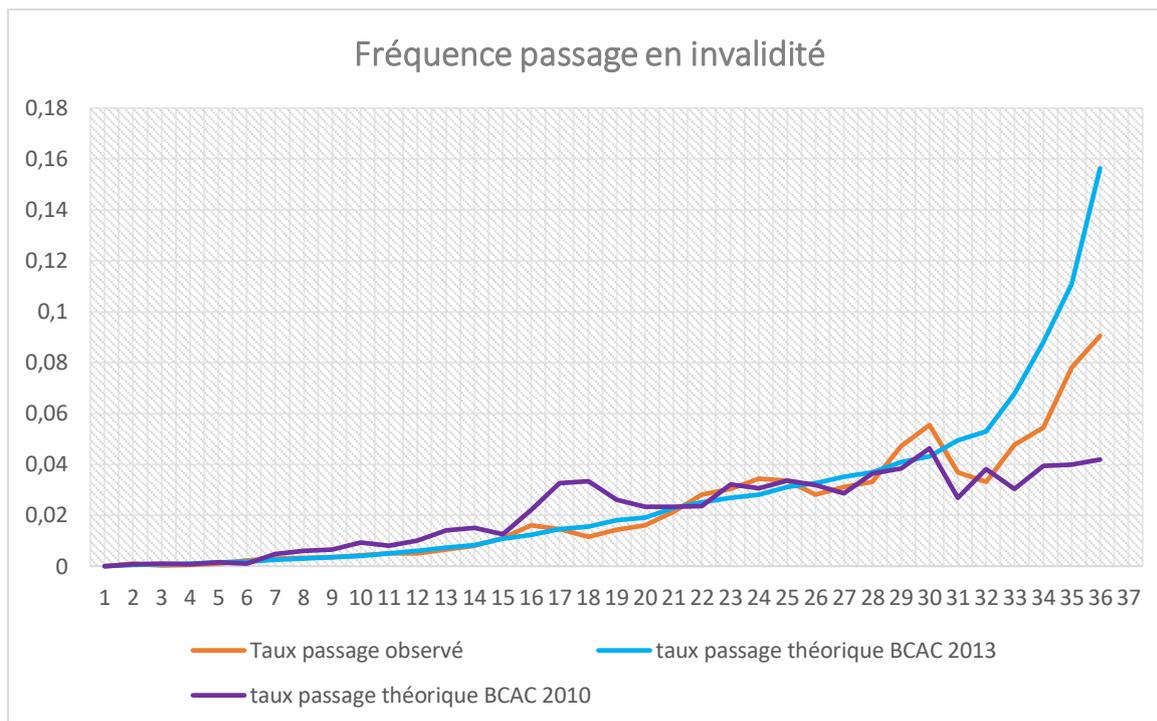
Pour déterminer si les tables de passages en invalidité sont adéquates à notre portefeuille, nous comparons le nombre de passage en invalidité théorique avec le nombre de passage en invalidité observé.

Règle de calcul :

Nb de passage observé = 1 si *date invalidité non nulle et* $\leq 31/12/(N + 3)$; 0 sinon

Nb de passage théorique = $\frac{S_{x,j}}{L_{x,k}}$

Dans un premier temps, nous comparons les taux de passage en invalidité par ancienneté. Ainsi nous obtenons le graphique suivant :



Plus l'ancienneté est importante et plus les taux de passage en invalidité sont importants.

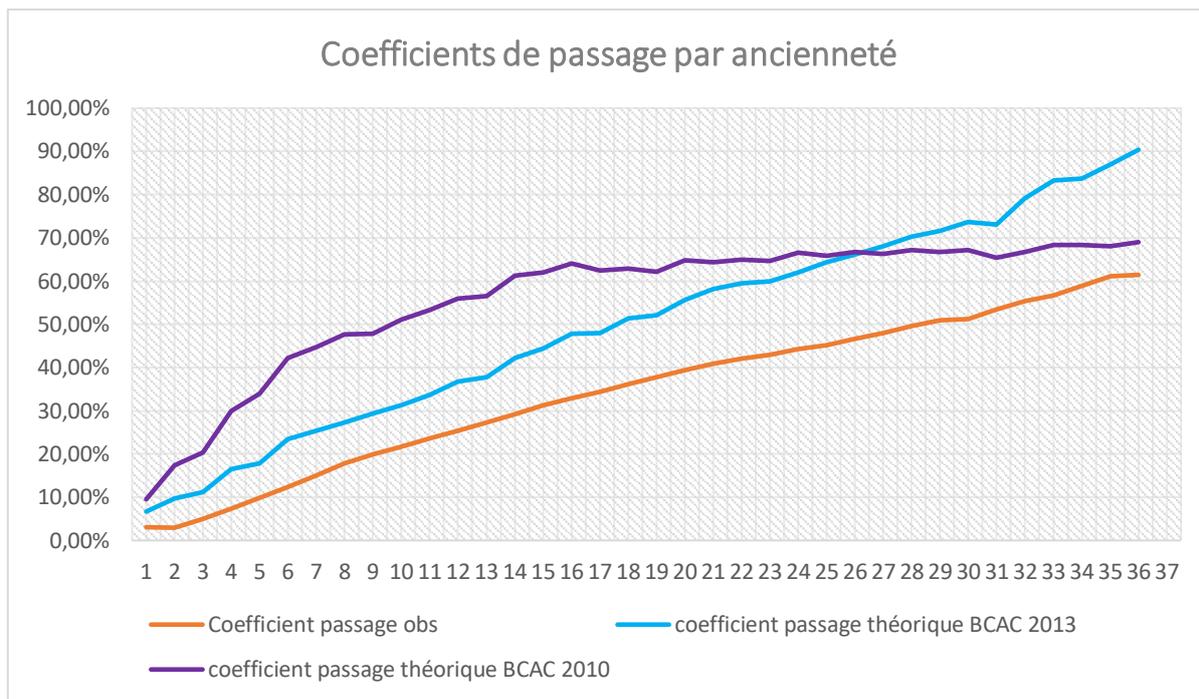
La courbe des taux de passage en invalidité de la nouvelle table BCAC augmente exponentiellement à partir de 30 mois. Le taux de passage est beaucoup plus élevé avec la nouvelle table qu'avec la table BCAC 2010 pour des anciennetés importantes.

Les taux de passages observés sont relativement proches de ceux de la nouvelle table réglementaire pour des anciennetés inférieures à 28 mois. A partir de 28 mois, nous constatons que la fréquence de passage en invalidité des données observées est plus proche des taux de passage de la nouvelle table que ceux des tables actuelles. Au final, la fréquence de passage de la nouvelle table semble plus adaptée à nos données.

Nous souhaitons maintenant étudier l'adéquation des coefficients de passage en supposant que la probabilité de maintien en invalidité est de 100%. Cela revient à calculer le terme suivant :

$$\text{Nb de passage théorique} = \sum_{j=k}^{35} \frac{s_{x,j}}{L_{x,k}}$$

Les résultats se présentent comme suit :



Les coefficients de passage des données observées sont, pour chaque ancienneté, inférieures aux coefficients des deux autres tables. Plus l'ancienneté est élevée et plus la probabilité de passer en invalidité est importante. A partir du 26 mois, les deux courbes théoriques se croisent et le passage en invalidité des nouvelles tables est plus important que celui des tables actuelles. Les coefficients de la nouvelle table semblent plus proches des données observées sur notre portefeuille.

Globalement, nous avons vu pour chaque risque que les nouvelles tables du BCAC semble adaptées à notre portefeuille. Afin de déterminer dans quelle mesure ces tables seraient plus adéquates, nous étudions dans la partie suivante les boni-mali obtenus à partir des deux types de tables.

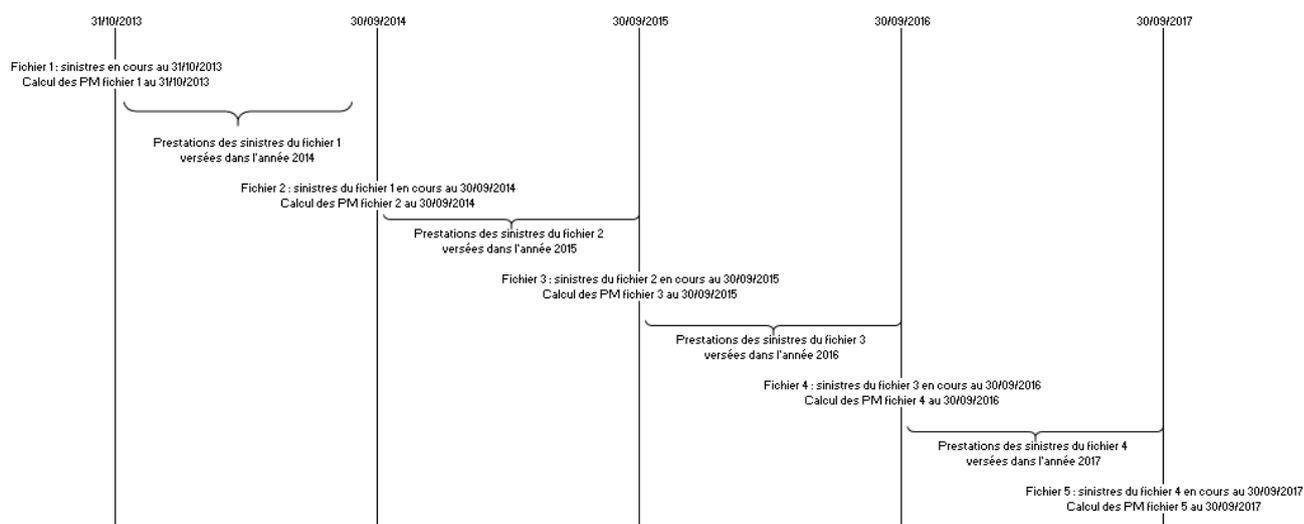
5.3. Etude des boni-mali

L'impact des nouvelles lois BCAC 2013 sera évalué à travers une étude de boni-mali des provisions mathématiques en situation de run-off. Pour cela, nous considérons le portefeuille de sinistres en cours au 31/12/N, en neutralisant les IBNR. Le portefeuille de sinistres en cours est ensuite projeté pendant un certain nombre d'années. A chaque date, nous calculons les provisions mathématiques avec les nouvelles tables BCAC 2013 et nous récupérons les prestations réglées durant l'année.

Le montant de Boni-Mali entre deux dates D1 et D2 est obtenu par :

$$BM_{[D1,D2]} = PM_{BCAC_{2013D1}} + IT - Prestations_{[D1,D2]} - PM_{BCAC_{2013D2}}$$

Nous calculons ce Boni-Mali chaque année pendant 4 ans. Le graphique suivant permet d'avoir une vision d'ensemble de la démarche suivie :



Les résultats obtenus sont les suivants pour le risque incapacité :

INCAP		Survenance	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Total
BCAC 2010	Boni-Mali	N-4	-	-	-	-	-	-	-
		N-3	9 830	4 910	81 367	444 271	2 671 601	8 771 468	11 791 233
		N-2	3 701	64	16 279	2 422	613 332	1 161 226	1 752 091
		N-1	3 712	-	5 062	796	10 482	245 228	247 732
		N	425	-	-	-	83	816	1323
									13 792 379
BCAC 2013	Boni-Mali	N-4	-	-	-	-	-	-	-
		N-3	9 830	4 910	78 521	264 590	1 721 571	6 754 565	8 647 464
		N-2	3 701	64	16 279	2 977	452 906	768 985	1 204 823
		N-1	3 712	-	5 062	796	12 086	199 616	203 724
		N	425	-	-	-	83	816	1323
									10 057 334

Les bonis obtenus avec la BCAC 2010 sont plus importants que ceux obtenus avec la BCAC 2013. Ce résultat conforte nos observations précédentes, à savoir la durée de maintien en incapacité est plus faible avec la nouvelle table BCAC 2013.

Les résultats obtenus sont les suivants pour le risque invalidité :

INVAL		Survenance	<= 2008	2009	2010	2011	2012	2013	Total
BCAC 2010	Boni-Mali	N-4							
		N-3	3 658 805	2 097 713	578 600	999 791	95 508	314 698	7 554 099
		N-2	- 445 432	81 291	352 320	379 387	18 964	35 988	- 1 112 872
		N-1	- 1 392 419	- 38 931	65 913	457 287	345 218	53 203	- 747 960
		N	1 785 164	623 934	606 089	138 583	63 206	42 331	1 558 889
									7 252 156
BCAC 2013	Boni-Mali	N-4							
		N-3	5 712 965	2 065 554	686 856	807 684	325 506	434 297	9 381 850
		N-2	1 315 199	115 179	403 832	468 807	11 229	36 344	510 166
		N-1	123 595	91 669	2 955	473 016	347 642	53 813	985 064
		N	3 123 655	807 029	499 880	71 883	50 047	41 136	3 267 739
									14 144 819

Les bonis obtenus avec la BCAC 2013 sont plus importants que ceux obtenus avec la BCAC 2010. Ce résultat conforte nos observations précédentes, à savoir la durée de maintien en invalidité est plus élevée avec la nouvelle table BCAC 2013.

Nous notons cependant que l'impact est assez conséquent mais peut s'expliquer par l'âge moyen du portefeuille étudié et le fait que plus l'âge augmente et plus la durée de maintien en invalidité avec la table BCAC 2013 est importante.

Au vu de ces résultats nous nous demandons comment évolueraient les impacts en calculant les provisions à partir d'une table d'expérience issue des données de notre portefeuille. C'est dans ce contexte que nous proposons la construction d'une table de maintien en incapacité dans la partie suivante.

Nous verrons d'abord l'estimateur utilisé pour le calcul des taux de sorties. Ensuite un lissage sera effectué sur les données obtenues. Nous verrons que l'utilisation d'un modèle à référence externe est nécessaire sur notre portefeuille. Enfin nous comparerons les barèmes des différentes tables avant de reproduire l'analyse de l'adéquation des tables.

PARTIE III : CONSTRUCTION DE TABLE D'EXPERIENCE

1. Modèle de durées

Le terme de durée de survie désigne le temps écoulé jusqu'à la survenance d'un événement précis. L'événement étudié est le passage entre deux états (*dans notre étude valide ou incapable*). A travers l'analyse des durées de survie, nous étudions le délai de la survenance de cet événement. Nous cherchons à estimer la distribution des temps de survie et à analyser la façon dont des variables explicatives (âge, ancienneté) modifient ces fonctions de survie.

1.1. Distribution de survie

Supposons que la durée de survie X soit une variable positive ou nulle, et absolument continue, alors sa loi de probabilité peut être définie par cinq fonctions équivalentes :

La fonction de survie est pour t fixé, la probabilité de survivre jusqu'à l'instant t , c'est-à-dire

$$S(t) = \mathbb{P}(X > t), t \geq 0$$

La fonction de répartition représente, pour t fixé, la probabilité de mourir avant l'instant t , c'est-à-dire

$$F(t) = \mathbb{P}(X \leq t) = 1 - S(t)$$

La densité de probabilité, représente la probabilité de mourir dans un petit intervalle de temps après l'instant t . Si la fonction $F(t)$ admet une dérivée au point t alors :

$$f(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}(t \leq X < t + h)}{h} = F'(t) = -S'(t)$$

La fonction de hasard, pour t fixé caractérise la probabilité de mourir dans un petit intervalle de temps après t , conditionnellement au fait d'avoir survécu jusqu'au temps t (c'est-à-dire le risque de mort instantané pour ceux qui ont survécu) :

$$h(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}(t \leq X < t + h | X \geq t)}{h} = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d}{dt} \ln(S(t))$$

La fonction de hasard cumulé s'écrit alors :

$$H(t) = \int_0^t h(s) ds = -\ln(S(t))$$

On peut en déduire une expression de la fonction de survie en fonction de la fonction de hasard cumulé :

$$S(t) = \exp(-H(t)) = \exp\left(-\int_0^t h(s)ds\right)$$

Autrement dit, la fonction de hasard détermine entièrement la loi de T.

Plusieurs approches existent pour estimer les durées de vie. L'estimation paramétrique oblige à choisir a priori une loi pour la variable de la durée (*par exemple, l'estimateur de Weibull*). Les estimateurs non paramétriques ne nécessitent pas de fixer de loi a priori sur la distribution de la variable de durée (*exemple : Kaplan Meier*). Il existe également des estimateurs semi-paramétriques faisant intervenir des variables explicatives (*exemple : modèle de Cox*)

Dans ce mémoire, nous nous intéressons principalement à l'estimateur non paramétrique de Kaplan Meier. Nous considérons le cas des données censurées.

1.2. Estimateur Kaplan Meier

Introduit en 1958 (cf. KAPLAN et MEIER [1958]), l'estimateur de Kaplan Meier repose sur l'idée suivante « Survivre après un temps t , c'est être en vie juste avant t , et ne pas mourir au temps t »³.

Dans le cas de l'incapacité, cette phrase peut se réécrire comme suit :

« Etre en incapacité après un temps t , c'est ne pas sortir de l'état d'incapacité avant t , et ne pas sortir de cet état au temps t »

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

Si on choisit comme instant de conditionnement les instants où se produit un évènement (sortie ou censure), on se ramène à estimer des probabilités de la forme :

$$p_i = \mathbb{P}(T > T_{(i)} | T > T_{(i-1)})$$

Où p_i est la probabilité de survivre sur l'intervalle $]T_{(i-1)}; T_{(i)}]$ sachant que l'on était vivant à l'instant $T_{(i-1)}$

En notant :

- n_i : les individus vivants juste avant l'instant i
- d_{i-1} : le nombre de sorties de l'état à l'instant i
- c_{i-1} : le nombre d'individus censurés entre $]i-1; i]$
- t_{i-1} : le nombre d'individus tronqués entre $]i-1; i]$
- q_i : la probabilité de sortie de l'état entre i et $i+1$

$$n_i = n_{i-1} - d_{i-1} - c_{i-1} + t_{i-1}$$

³ Planchet et Therond, *modèles de durée, applications actuarielles, economica, 2006*

Un estimateur naturel de la probabilité de sortie $q_i = 1 - p_i$, est :

$$\hat{q}_i = \frac{d_i}{n_i}$$

En l'absence d'« ex-aequo », la formulation exacte de l'estimateur de Kaplan Meier s'écrit :

$$\hat{S}(t) = \prod_{T_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)^{D_i}$$

où

Si $D_i = 1$, alors $d_i = 1$ si l'observation n'est pas censurée et qu'il y a une sortie

Si non $d_i = 0$ si l'observation est censurée

En pratique, étant confronté à la présence d'*ex-aequo*, on suppose par convention que les observations non censurées précèdent toujours les observations censurées. L'estimateur de Kaplan-Meier s'écrit donc :

$$\hat{S}(t) = \prod_{T_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Cet estimateur permet ainsi de calculer la probabilité de rester dans l'état par âge et par ancienneté.

Nous pouvons préciser que la méthode de Kaplan Meier présentée ci-dessus a été développée dans un cadre monodimensionnel.

Des travaux relatifs à l'estimation de Kaplan-Meier en dimension deux ont été menés par taux et par âge à plusieurs dates. Néanmoins, l'estimation des taux bruts pour chaque âge à l'entrée par Kaplan-Meier reste la méthode la plus robuste.

F. Planchet et P. Winter⁴, précisent que « la perte d'information que représente la non prise en compte de la loi conjointe selon les deux dimensions du problème est faible et peu pénalisante ».

En se basant sur cette remarque, il est donc possible d'estimer les probabilités de survie pour chaque âge (qui peuvent être regroupés en classe d'âges pour alléger les calculs) et pour chaque durée.

Nous venons de voir l'estimateur de Kaplan Meier. Il est également intéressant de présenter brièvement l'estimateur des moments de Hoem afin de s'assurer de la cohérence de l'estimation.

1.3. Estimateur des moments de Hoem

L'estimateur des moments de Hoem est un estimateur paramétrique tenant compte des censures et des troncatures.

Le principe est de considérer que chaque individu n'est exposé au risque, dans la classe d'âge $[x, x + 1]$ qu'entre les dates α_i (date de début de l'observation de l'individu) et β_i (date de fin de l'observation

⁴ Planchet et Therond, *modèles de durée, applications actuarielles, economica, 2006*

de l'individu, par décès, sortie ou autre). Ainsi seules les périodes présentant un risque pour l'assureur sont effectivement prises en compte.

Au final, l'estimateur consiste à calculer des taux de sorties comme étant le nombre de sorties constatées sur l'exposition au risque.

$$\widehat{q}_x = \frac{D_x}{\sum(\beta_i - \alpha_i)}$$

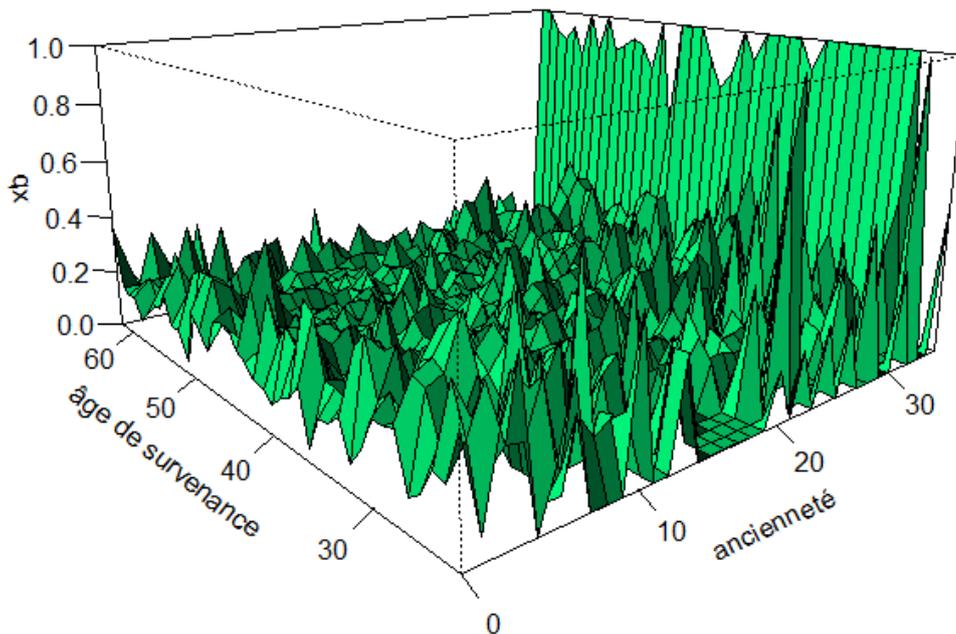
Nous allons maintenant mettre en application les deux méthodes sur notre base de données et comparer les résultats obtenus par les deux estimateurs.

2. Mise en Application taux bruts

2.1. Taux de sortie bruts

Nous appliquons la méthode de l'estimateur de Kaplan Meier aux données issues de notre portefeuille pour le risque incapacité. Le graphique ci-dessous représente l'allure des taux obtenus :

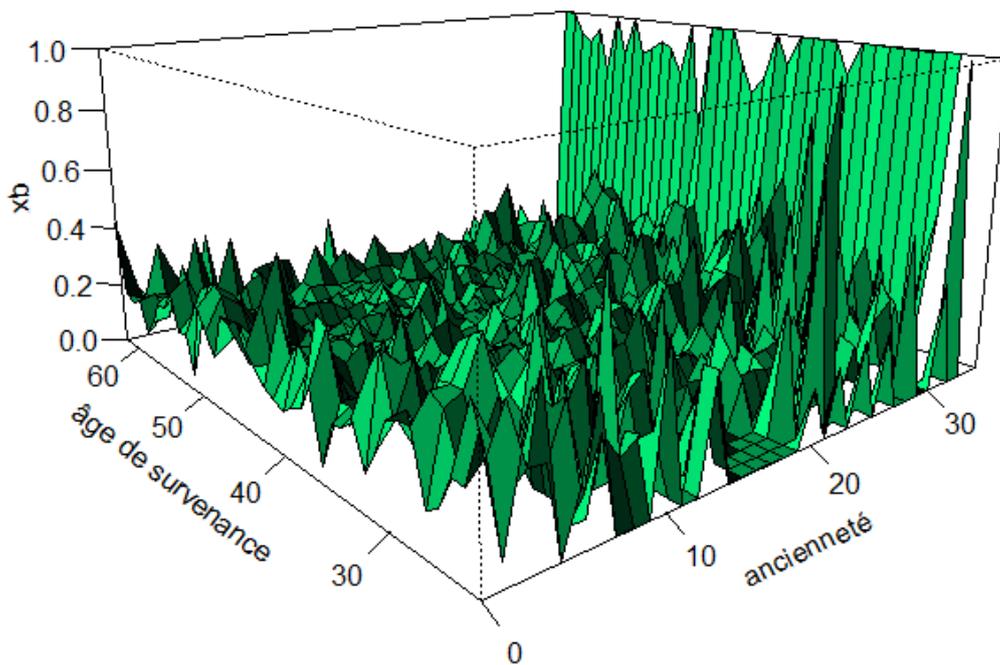
Taux de sortie bruts (KM)



L'allure des taux bruts semble très erratique pour toutes les anciennetés importantes et également pour les âges peu élevés.

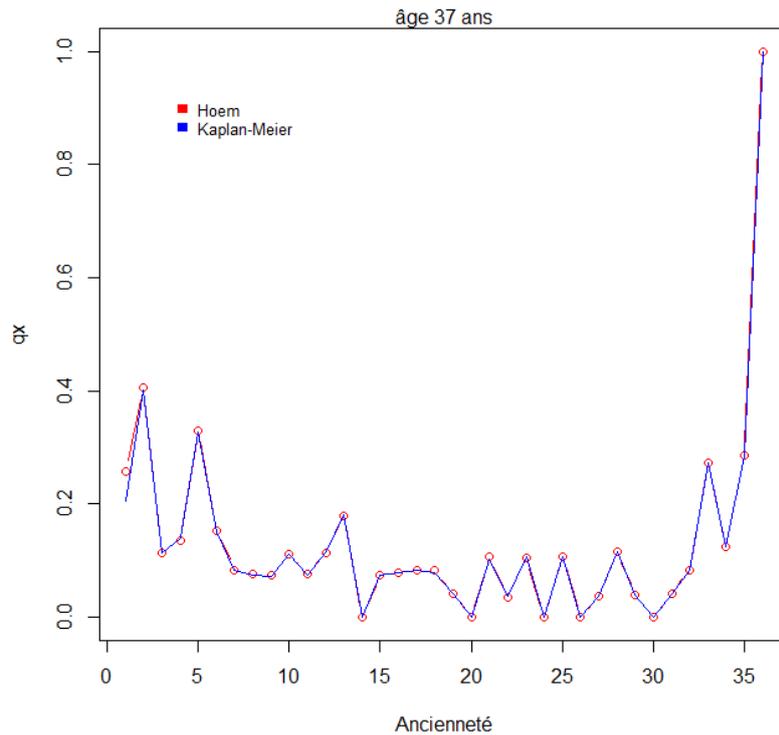
Nous comparons les résultats avec ceux obtenus par l'estimateur des moments de Hoem. Ces derniers représentent le nombre de sorties constatées par rapport à l'exposition au risque.

Taux de sortie bruts par l'estimateur de Hoem



Les taux sont aussi erratiques et semblent similaires aux taux de sorties obtenus par Kaplan Meier.

Afin de comparer les deux estimateurs, nous décidons de superposer les deux courbes sur un même graphique pour un âge donné :



Les deux estimateurs sont comparables et l'ensemble des points des deux courbes se superposent, ce qui valide le calcul des expositions. L'estimateur de Hoem est le mieux adapté si les hypothèses paramétriques sont proches de la loi de « sortie ». Etant donné que les taux bruts estimés selon Kaplan Meier sont très proches des taux bruts estimés par Hoem, nous pouvons supposer que l'estimateur de Kaplan Meier semble bien adapté. Nous retenons donc l'estimateur de Kaplan Meier dans la suite de notre étude.

Cependant, les taux étant très erratiques, une analyse de la variance semble adaptée.

2.2. Variance de Greenwood

Nous rappelons rapidement la construction de l'estimateur de la variance Greenwood.

En partant de l'expression de l'estimateur de Kaplan Meier

$$\hat{S}(t) = \prod_{T_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Nous pouvons écrire :

$$\ln(\hat{S}(t)) = \sum_{T_{(i)} \leq t} \ln\left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right) = \sum_{T_{(i)} \leq t} \ln(1 - q_i)$$

Nous supposons en première approximation, comme illustré dans PLANCHET et THEROND ⁵(que les variables $\ln(1 - q_i)$ sont indépendantes. De plus, la loi de $n_i \hat{p}_i$ est binomiale de paramètre (n_i, \hat{p}_i) .

La méthode Delta consiste à considérer que si X est approximativement égale à $\mu + \sigma Z$

Où Z est centrée et réduite et σ petit, alors pour une fonction régulière f on a :

$$V(f(X)) = V(f(\mu) + \sigma Z f'(\mu)) = \sigma^2 (f'(\mu))^2$$

Ainsi par la méthode delta nous obtenons :

$$V(\ln(\hat{p}_i)) \approx V(\hat{p}_i) \left[\frac{d}{dp} \ln(\hat{p}_i) \right]^2 = \frac{\hat{q}_i}{n_i(1 - \hat{q}_i)}$$

Ce qui conduit à proposer comme estimateur de la variance de $\ln(\hat{S}(t))$:

$$V(\ln(\hat{S}(t))) = \sum_{T_{(i)} \leq t} \frac{\hat{q}_i}{n_i(1 - \hat{q}_i)} = \sum_{T_{(i)} \leq t} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$$

En appliquant la méthode delta à la fonction logarithme, on obtient finalement :

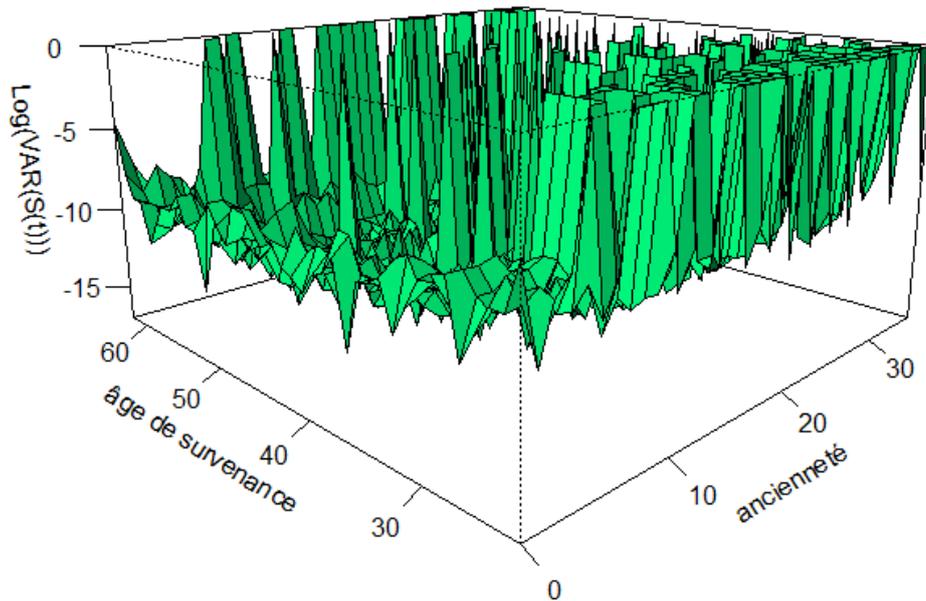
$$\hat{V}(\hat{S}(t)) = \hat{S}(t)^2 \sum_{T_{(i)} \leq t} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$$

Cet estimateur est l'estimateur de Greenwood.

L'application numérique de cet estimateur conduit à la représentation graphique suivante :

⁵ Planchet et Therond, *modélisation statistiques des phénomènes de durées, applications actuarielles, economica, 2011*

Variance de Greenwood



Ce graphique fait apparaître une dispersion des taux bruts de sorties très importante. Nous constatons une variabilité importante pour les anciennetés élevées et les âges jeunes (moins de 35 ans) ainsi que pour les âges élevés pour l'ensemble des anciennetés. Ce phénomène peut s'expliquer par les fluctuations d'échantillonnage. Cette irrégularité ne reflète pas le phénomène sous-jacent que nous souhaitons modéliser. Nous allons ainsi appliquer une méthode de lissage à nos données pour les rendre plus fidèle au phénomène étudié. Etant donné la faible volumétrie de données à notre disposition pour cette étude, il semble également nécessaire d'utiliser une méthode de raccordement à une table de référence externe pour obtenir une table de maintien adéquate. Nous verrons ces deux points infra.

2.3. Intervalle de Confiance

Une des propriétés de l'estimateur de Kaplan-Meier est qu'il asymptotiquement gaussien, cela se traduit par :

$$\frac{\sqrt{n}|\hat{S}(t) - S(t)|}{\sqrt{V(\hat{S}(t))}} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathcal{N}(0,1)$$

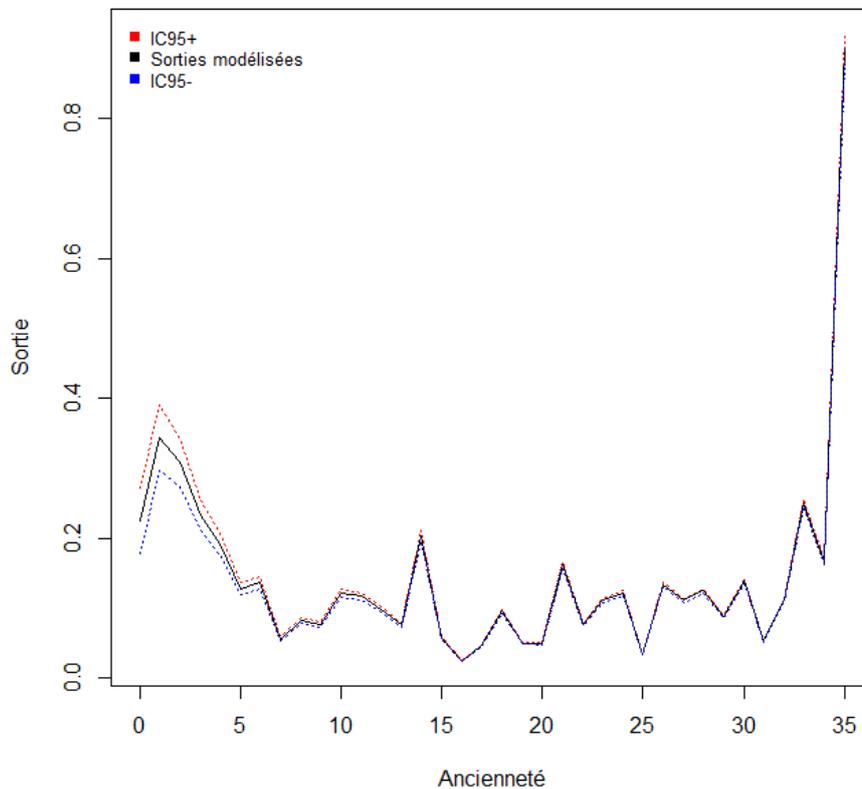
L'intervalle de confiance s'écrit alors :

$$IC_{95\%} = \left[\hat{S}(t) - q_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{\frac{V(\hat{S}(t))}{n}}; \hat{S}(t) + q_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{\frac{V(\hat{S}(t))}{n}} \right]$$

La représentation graphique des intervalles de confiance nous donne les résultats suivants :

Age = 50 ans

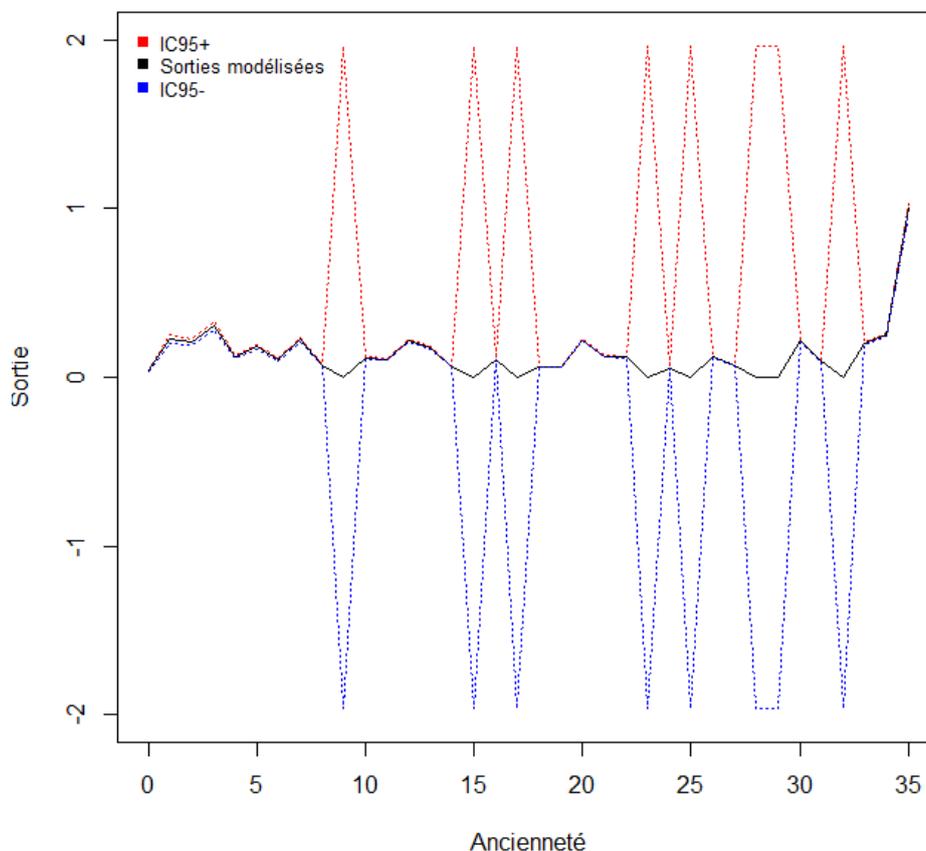
Intervalle de confiance pour âge = 50 ans



Pour un âge de 50 ans, nous constatons que l'intervalle de confiance calculé est cohérent puisqu'il encadre bien les données modélisées (l'estimateur de Kaplan Meier). La proportion d'individus âgés de 50 ans semble suffisante pour estimer notre taux de sortie et l'intervalle de confiance équivalent.

Age = 36 ans

Intervalle de confiance pour âge = 36 ans



Pour un âge de 36 ans, nous constatons que l'intervalle de confiance s'écarte fortement de la valeur modélisée pour certaines anciennetés. Ce phénomène, est impliqué par une variance trop importante pour cet âge et ces anciennetés. Nous retrouvons ici l'impact d'une variance trop importante pour certains âges du fait de l'échantillonnage des données et du manque d'informations pour certains âges.

Nous décidons tout de même d'effectuer un lissage des taux bruts avec la méthode de Whittaker Henderson.

3. Lissage des taux bruts

Nous avons vu que les taux obtenus présentent une certaine volatilité et irrégularité provenant de l'imperfection des données de la population étudiée.

Nous décidons de faire un lissage par la méthode de Whittaker Henderson. Nous retenons cette méthode utilisée pour le lissage des tables BCAC et compte tenu du faible impact financier, nous ne ferons pas de comparaison avec d'autres méthodes de lissage.

3.1. Méthode de Whittaker Henderson

La description de la méthode est reprise de PLANCHET et WINTER [2006].⁶

Etant donné que nous sommes dans le cadre bidimensionnel du maintien en incapacité, nous souhaitons lisser les données en fonction de l'âge et de l'ancienneté. Nous pourrions faire deux lissages monodimensionnels consécutifs mais dans ce cas, la dépendance entre les deux variables ne serait pas prise en compte. Un lissage conjoint dans les deux directions sera plus efficace qu'un lissage séparé pour chaque variable.

Le principe de la méthode de Whittaker Henderson consiste à combiner deux contraintes : un critère de fidélité et un critère de régularité ; et à rechercher les valeurs ajustées qui minimisent une combinaison linéaire de ces deux contraintes.

Critère de fidélité

Le critère de fidélité est un critère des moindres carrés ordinaires pondérés, qui quantifie la qualité de l'ajustement.

En dimension deux, le critère s'écrit :

$$F = \sum_{x=agemin}^{agemax} \sum_{i=ancmin}^{ancmax} w_{x,i} (q_{x,i}^{WH} - \widehat{q_{x,i}^{KM}})^2$$

Où

- x : l'âge
- i : l'ancienneté
- $w_{x,i}$: matrice des poids
- $\widehat{q_{x,i}^{KM}}$: taux bruts estimés par Kaplan Meier
- $q_{x,i}^{WH}$: taux lissés par la méthode Whittaker Henderson

Critère de régularité

On introduit $\Delta^n u(x)$ l'opérateur différence avant composé n fois. On a alors :

$$\Delta^n u(x) = \sum_{j=0}^n C_j^n (-1)^{n-j} u(x+j)$$

Deux critères de régularité sont utilisés, un vertical et un horizontal. Le critère de régularité verticale est la somme des opérateurs différence verticaux calculés pour toutes les valeurs de x et de i :

$$S_v = \sum_{x=agemin}^{agemax} \sum_{i=ancmin}^{ancmax-z} (\Delta_v^z q_{x,i}^{WH})^2$$

De même le critère de régularité horizontale est la somme des opérateurs différence horizontaux calculés pour toutes les valeurs de x et de i

$$S_h = \sum_{i=ancmin}^{ancmax} \sum_{x=agemin}^{agemax-z} (\Delta_h^y q_{x,i}^{WH})^2$$

On considère alors la fonction à minimiser :

⁶ Planchet et Therond, modèles de durée, applications actuarielles, economica, 2006

$$M = (1 - \alpha - \beta)F + \alpha S_v + \beta S_h$$

Pour résoudre ce problème d'optimisation, on se ramène à une écriture matricielle plus abordable. Pour cela, il faut :

- Réorganiser les taux bruts $\widehat{q_{x,t}^{KM}}$ en un vecteur colonne u tel que $u_{n(i-1)+j} = q_{i+agemin-1, j+ancmin-1}^{KM}$ de dimension $(ancmax - ancmin + 1) * (agemax - agemin + 1)$ notée $m = p * q$
- Exprimer la matrice des poids sous forme d'une matrice diagonale $m * m$ (de manière à être cohérent avec le vecteur u)
- Construire la matrice K_z^z de dimension $(q(p - z), m)$
- Construire la matrice K_h^y de dimension $(p(q - y), m)$

Les valeurs lissées s'obtiennent alors par :

$$q^{WH} = (W + \alpha^t K_z^v K_z^v + \beta^t K_y^h K_y^h)^{-1} W u$$

(q^{WH} : matrice des taux lissés)

La construction des matrices K_z^v et K_y^h est le point essentiel pour l'estimation des taux lissés.

Dans son ouvrage publié en 1985, D. London⁷ a noté qu'un paramètre z égal à un ou deux ne semblait pas lisser suffisamment les irrégularités alors qu'un niveau plus grand que quatre conduisait à représenter une droite, l'utilisation d'un degré 3 semblait donc adéquate. D'autre part, plus le paramètre h est faible, plus la série est fidèle et moins régulière. Compte tenu de ces éléments, nous retenons ainsi les paramètres $z=3$ et $h=3$ pour notre lissage.

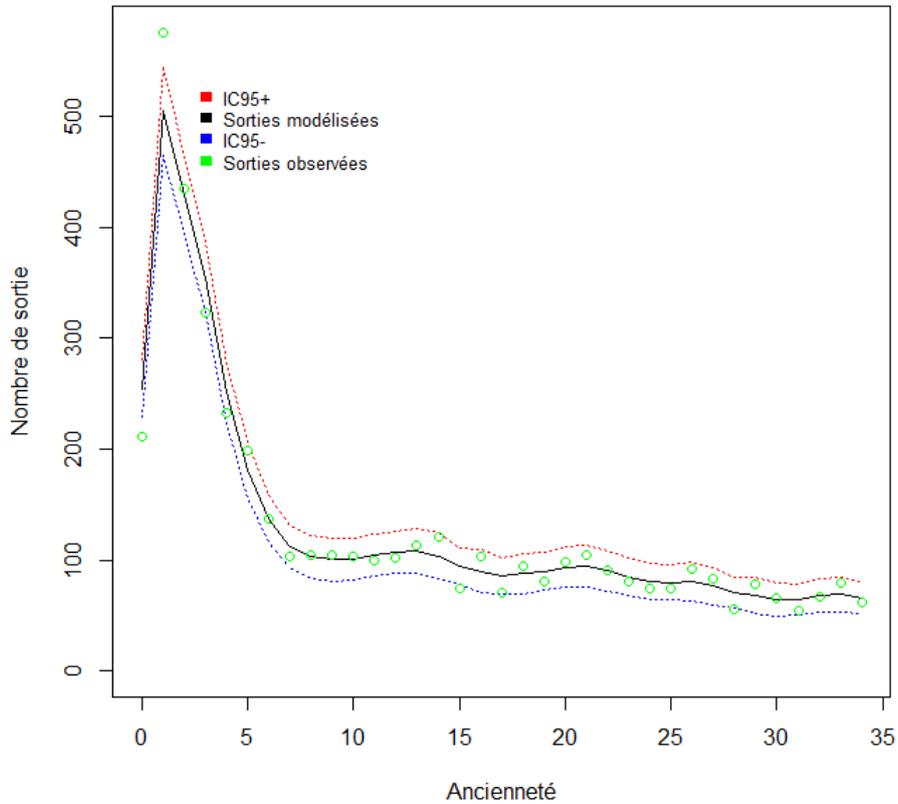
Nous constatons par ailleurs un pic à partir du 35^{ème} mois dans les taux bruts obtenus. Ce pic est la conséquence de la non observation des assurés soit pour cause de censure, soit pour cause de reprise au 36^{ème} mois. Aussi pour faire un lissage adéquat et non biaisé nous choisissons de lisser les taux jusqu'au 35^{ème} mois, puis nous intégrons ensuite le 36^{ème} mois.

Une fois le lissage effectué, nous souhaitons vérifier la cohérence de ce lissage en analysant les graphiques des taux de sorties lissés par âge et par ancienneté.

Analyse par ancienneté

⁷ London D., *Graduation: The revision of estimates*, Actex, Publications, 1985

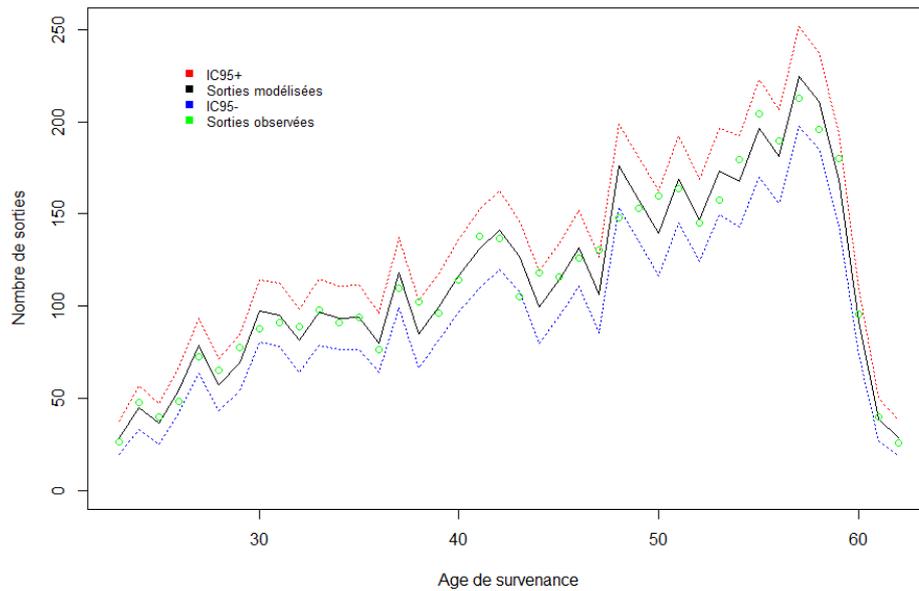
Comparaison modèle / réalisations par ancienneté



L'analyse par ancienneté montre que le nombre de sorties modélisées est assez proche des nombres de sorties observées. Une certaine fluctuation est observée à partir de 10 mois mais les nombres de sorties observés restent dans l'intervalle de confiance. Nous notons également que le modèle sous estime le nombre de sorties pour l'ancienneté de 1 mois. Cela pourrait se concrétiser par une surestimation du taux de maintien pour cet ancienneté.

Analyse par âge

Comparaison modèle / réalisations par âge à la survenance



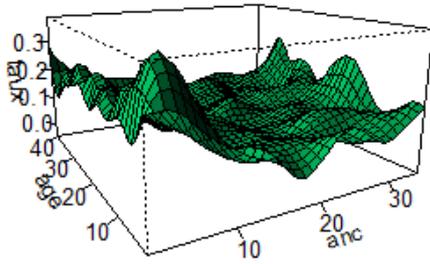
L'analyse par âge montre que, quelque soit l'âge, le nombre de sorties modélisées est proche du nombres de sorties observées. Malgré une fluctuation des points de sorties observées autour des sorties modélisées, l'ensemble des points sont contenus dans l'intervalle de confiance.

Nous souhaitons ensuite piloter les valeurs de α et β pour trouver le meilleur lissage possible. Les couples choisis sont les suivants :

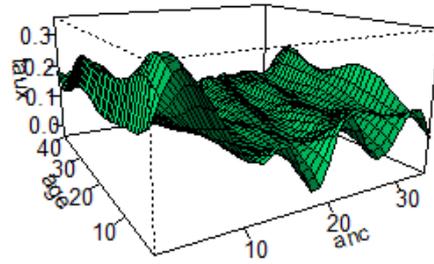
- $(\alpha, \beta) = (100, 100)$
- $(\alpha, \beta) = (10, 10000)$
- $(\alpha, \beta) = (10000, 10)$
- $(\alpha, \beta) = (10000, 10000)$

Voici les résultats graphiques obtenus :

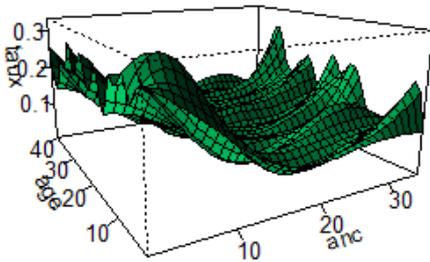
WH_33_100100



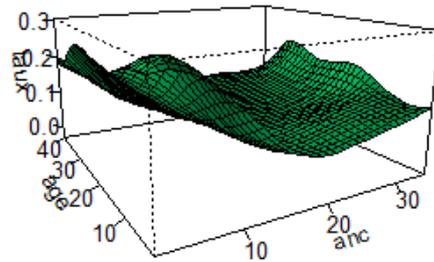
WH_33_1010000



WH_33_1000010



WH_33_1000010000



Plus la valeur de α est élevée, plus la courbe sera régulière. En effet, les vaguelettes s'atténuent lorsque α augmente, l'importance est donnée à la régularité de la courbe. Plus la valeur de β est élevée, plus la courbe sera fidèle. Nous décidons de conserver notre lissage avec le premier couple $(\alpha, \beta) = (100, 100)$ pour accorder autant d'importance à la régularité et à la fidélité.

Nous décidons de tester la validité du lissage à travers un test du khi-deux.

3.2. Validation du lissage

Nous testons la validité du lissage à l'aide du test du khi-deux. Celui-ci va permettre de comparer les taux bruts aux taux lissés obtenus en calculant une statistique sur les âges et les anciennetés.

Sous l'hypothèse nulle, les taux bruts et les taux lissés sont sensiblement proches. Ainsi la somme de leurs différences doit être proche de 0. La statistique du test est la suivante :

$$T = \sum_{x=agemin}^{agemax} \sum_{i=ancmin}^{ancmax} \frac{(D_{x,i} - \widehat{D}_{x,i})^2}{\widehat{D}_{x,i}}$$

Où $D_{x,i}$: taux brut de maintien en incapacité pour un individu d'age et d'ancienneté i
 $\widehat{D}_{x,i}$: taux lissé de maintien en incapacité pour un individu d'age et d'ancienneté i

avec

$$T \sim \chi^2_{(agemax-1)(ancmax-1)ddl}$$

Pour un risque de première espèce α , la région critique conduisant à rejeter l'hypothèse nulle est définie par :

$$W = \left[\chi^2_{(1-\alpha);(agemax-1)(ancmax-1)ddl}; +\infty \right]$$

Si la valeur de la statistique appartient à la région critique alors l'hypothèse nulle est rejetée.

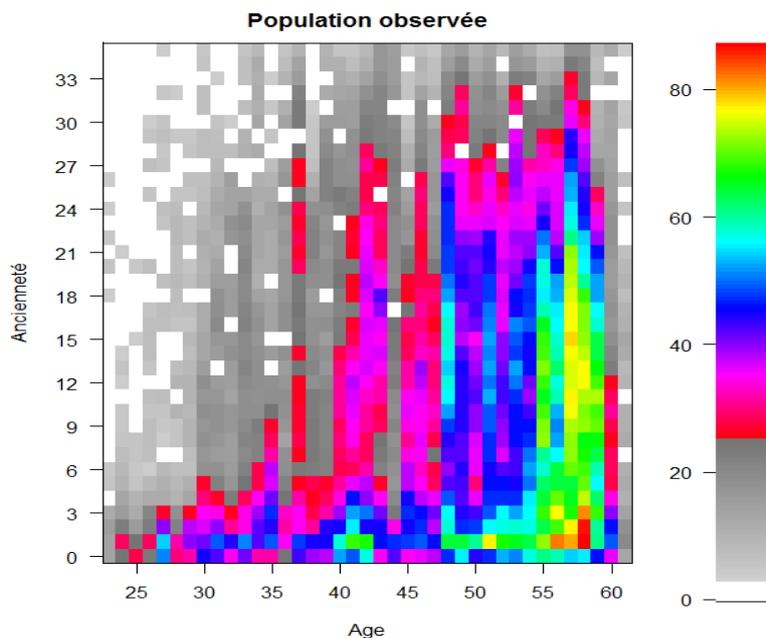
Application numérique

Le calcul de la statistique entre les taux bruts Kaplan Meier (KM) et les taux lissés Whittaker Henderson de paramètre vertical 3 et horizontal 3 (WH33), pour tous les âges et les anciennetés [0,34] mois conduit au résultat suivant :

périmètre	T	ddl	W	Résultat
[23-62] x [0-34]	130,42	73	93,95	Rejet de H0

Le test conduit à rejeter l'adéquation du lissage par Whittaker Henderson sur la totalité des données.

Cependant, nous avons constaté précédemment dans notre échantillon des zones de données manquantes. En effet, les âges les plus faibles et les anciennetés les plus élevées sont moins bien représentés dans notre portefeuille. L'illustration de la densité d'individus par âge et par ancienneté conduit au graphique suivant :



La densité de population par âge et par ancienneté confirme notre intuition. Peu d'individus de moins de 30 ans sont représentés pour des anciennetés élevées. De même, à partir de 60 ans, les anciennetés de plus de 12 mois sont moins bien représentées. Compte tenu de ces éléments, nous décidons de refaire le test de khi-deux sur la plage de données [30 – 62]ans x [0 – 34] mois

périmètre	T	ddl	W	Résultat
[30-62] x [0-34]	48,09	64	83,68	Acceptation de H0

En excluant les âges jeunes (< 30 ans), le test du khi deux conduit a accepté l'ajustement par le lissage de WH33.

Cependant au vu du graphique de la population étudiée, ce résultat n'est pas satisfaisant. Le manque de données est assez important pour les anciennetés élevées et âges faibles mais également pour les âges 43 et 44 ans. Compte tenu de ces éléments, nous décidons de remédier à ce problème en introduisant une méthode de positionnement par rapport à une référence externe. Nous présentons donc dans la partie suivante le modèle à référence externe ou modèle de Brass.

4. Modèle de Brass

S'agissant d'un modèle à référence externe, l'approche consiste à mettre en relation des données d'expérience et des données externes. Dans notre étude, les données d'expérience correspondent aux taux de sorties construits à partir de l'estimateur de Kaplan Meier. Le choix de la référence externe s'est porté sur la table BCAC construite à partir de plusieurs portefeuilles assurantiels et représentative des arrêts de travail.

4.1. Théorie

Le modèle repose sur l'égalité suivante :

$$\ln\left(\frac{q_{xt}}{1-q_{xt}}\right) = a * \ln\left(\frac{q_{xt}^{ref}}{1-q_{xt}^{ref}}\right) + b + \varepsilon_{xt}$$

Avec $\varepsilon_{xt} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{xt})$

L'utilisation des fonctions logistiques se justifie par le fait que cette transformation logistique permet d'obtenir une quantité sans contrainte : si $q \in [0,1]$ alors $\text{logit}(q) = \ln\left(\frac{q}{1-q}\right) \in \mathbb{R}$

La mécanique de ce modèle consiste donc à estimer les taux bruts par Kaplan Meier puis d'ajuster les taux obtenus à travers une régression de la fonction logistique sur des taux de sorties d'une table de référence externe à savoir la table du BCAC dans notre cas.

q_{xt}^{ref} : représente les taux de sortie issus de la table BCAC.

En posant : $y_{xt} = \ln\left(\frac{q_{xt}}{1-q_{xt}}\right)$ et $z_{xt} = \ln\left(\frac{q_{xt}^{ref}}{1-q_{xt}^{ref}}\right)$, l'équation devient :

$$y_{xt} = a * z_{xt} + b + \varepsilon_{xt}$$

En partant de cette expression, en inversant la fonction logistique nous pouvons réécrire les taux bruts comme suit :

$$q_{xt} = \frac{\exp(a * z_{xt} + b)}{1 + \exp(a * z_{xt} + b)}$$

Pour déterminer les paramètres optimaux, de cette régression linéaire, le critère d'optimisation peut être adapté en retenant plutôt comme fonction de perte l'écart absolu entre les taux de sorties bruts pondérés par les expositions au risque et les sorties observées en sommant à la fois sur les âges et les anciennetés. Le problème d'optimisation à résoudre devient :

$$\left\{ \begin{array}{l} (\hat{a}, \hat{b}) = \underset{a, b}{\operatorname{argmin}} \sum_x \sum_t expo_{xt} |q_{xt}^{KM} - q_{xt}| \\ q_{xt}^{KM} - q_{xt} > 0 \end{array} \right.$$

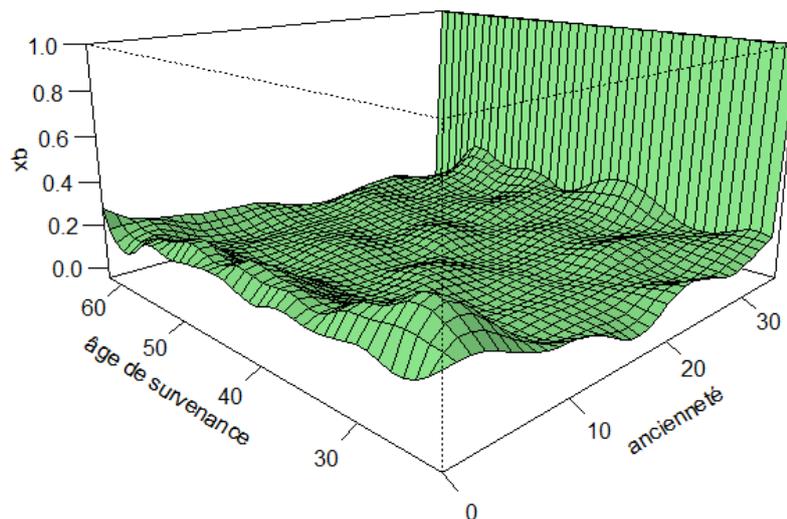
Où q_{xt}^{KM} : représente les taux de sortie obtenus par Kaplan Meier

$expo_{xt}$: représente l'exposition au risque pour un âge x et une ancienneté t

4.2. Mise en application

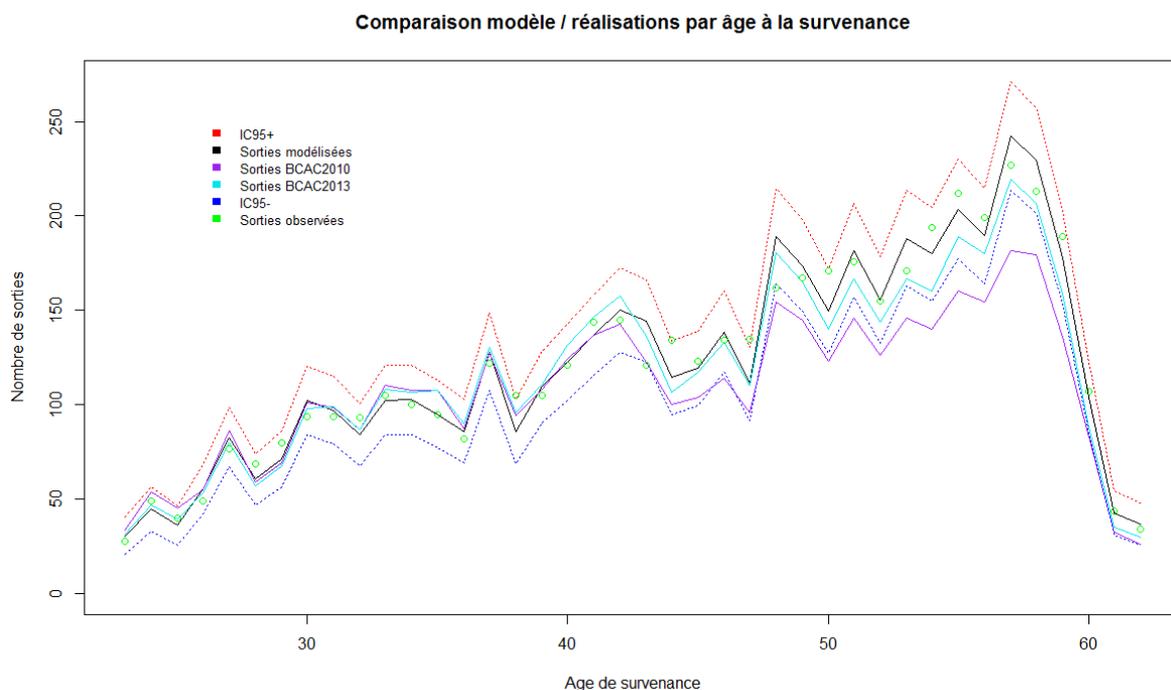
Nous prenons comme table de référence la table BCAC 2013. La mise en application du modèle de Brass conduit au résultat suivant :

Probabilités de sorties ajustées par le modèle de Brass



Nous constatons que les taux de sorties sont lissés et plutôt homogène. Le caractère erratique du fait du manque de données, constaté dans le modèle hors référence externe a été corrigé. Nous allons maintenant analyser ces taux de sorties par âge et par ancienneté.

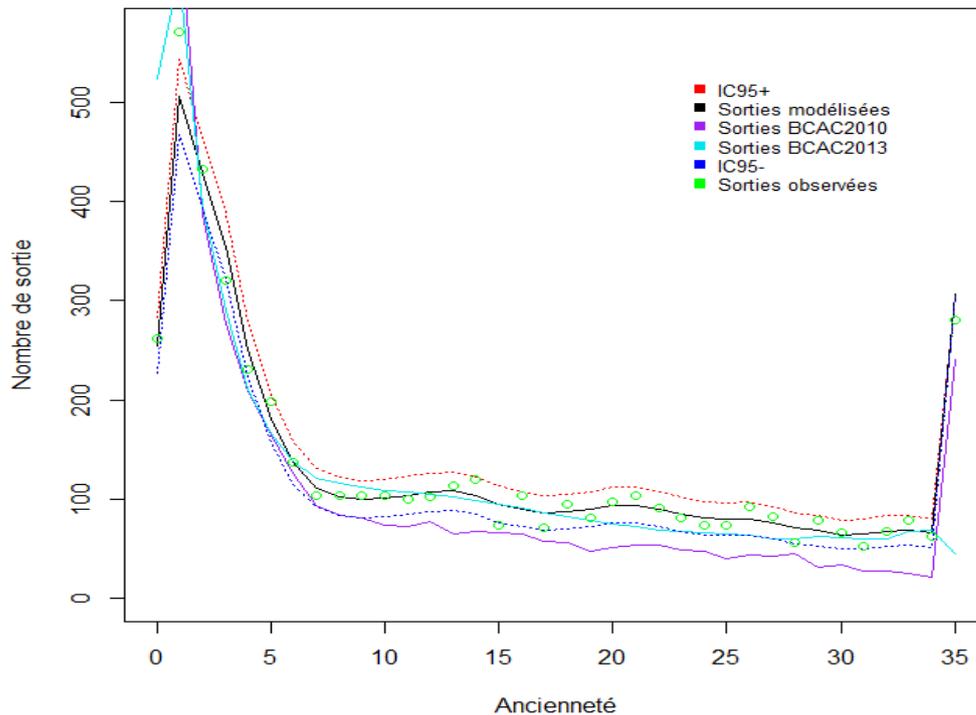
Analyse par âge



L'analyse des taux de sorties par âge conduit à remarquer que les sorties observées sont très proches des sorties modélisées à partir de notre portefeuille. Cependant, pour certains âges élevés, la modélisation sous-estime le taux de sortie. La sortie modélisée est proche de la sortie théorique du BCAC 2013, ce qui est attendu vu que la table de référence externe utilisée est la BCAC 2013. Les sorties modélisées par la table BCAC 2010 sont moins importantes à partir de 40 ans, cette table surestime le maintien en incapacité pour les âges élevés.

Analyse par ancienneté

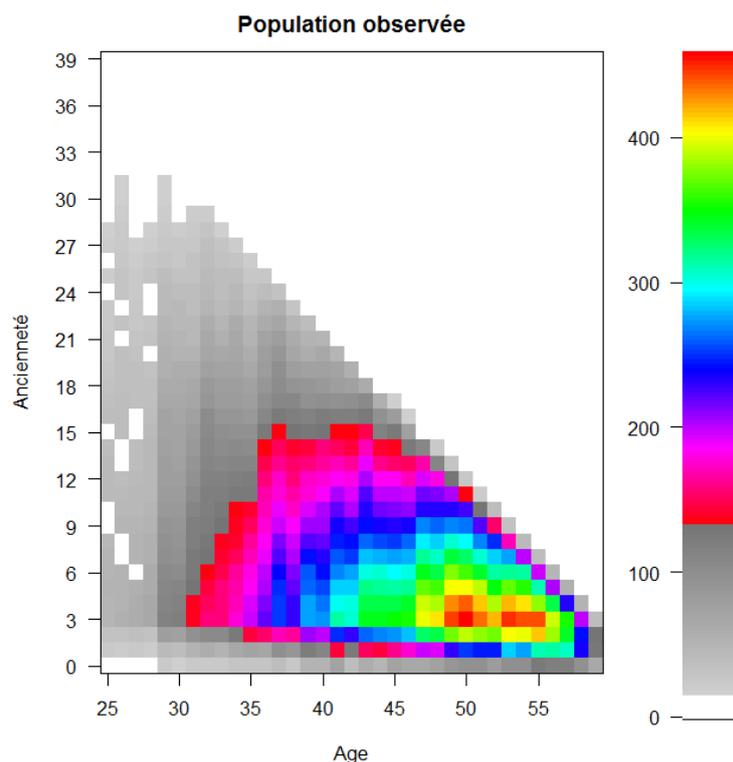
Comparaison modèle / réalisations par ancienneté



Nous constatons que le nombre de sorties modélisées à partir du portefeuille est légèrement plus important que celui des tables BCAC. Les tables réglementaires semblent plus prudentes pour les anciennetés très faibles. Les trois courbes sont relativement proches.

Ces deux premières analyses nous confortent dans l'idée que la table d'expérience semble plus adéquate que les tables réglementaires. Nous souhaitons maintenant comparer les barèmes de provisionnement entre les tables réglementaires et la table d'expérience.

Jusqu'à maintenant nous nous sommes attachés à la construction d'une table d'expérience de maintien en incapacité. Nous nous sommes penchés sur l'établissement d'une table de passage en invalidité et de maintien en invalidité. Cependant, compte tenu des données peu nombreuses à notre disposition, nous avons décidé de ne pas modéliser ces deux tables. En effet, concernant le passage en invalidité, nous n'avons dans notre portefeuille qu'environ 3 000 têtes en incapacité qui sont passés dans l'état d'invalidité. Ce nombre nous semble trop faible pour construire une table cohérente. De la même manière, nous n'avons dans notre portefeuille qu'environ 10 000 invalidités. La répartition de la population des invalides est la suivante :



Les zones grisées indiquent la présence de données en très faible quantité et les zones blanches représentent l'absence totale de données. Nous remarquons que la concentration des invalides de notre portefeuille se situe dans la tranche d'âge 40-55 ans. Au vu de ce résultat, nous faisons le choix de retenir la table BCAC qui conduira au boni-mali le moins important.

Nous nous intéressons dans la partie suivante au barème de provisionnement de l'incapacité.

5. Comparaison des Barèmes

5.1. Barème de provisionnement

Dans cette partie, nous cherchons à mesurer les écarts de provisionnement lié aux tables. Nous allons donc comparer les barèmes de provisionnement des différentes tables. Le barème se constitue pour chaque âge et chaque ancienneté du coefficient de provisionnement du risque incapacité pour 1€ de rente. Pour rappel, la formule utilisée est la suivante :

$$PM_{(x,anc)}^{INC} = \frac{1}{2 * L_{(x,anc)}^{INC}} \sum_{k=0}^{36-anc-1} \left(\frac{L_{(x,anc+k)}^{INC}}{(1+i)^{\frac{k}{12}}} + \frac{L_{(x,anc+k+1)}^{INC}}{(1+i)^{\frac{(k+1)}{12}}} \right)$$

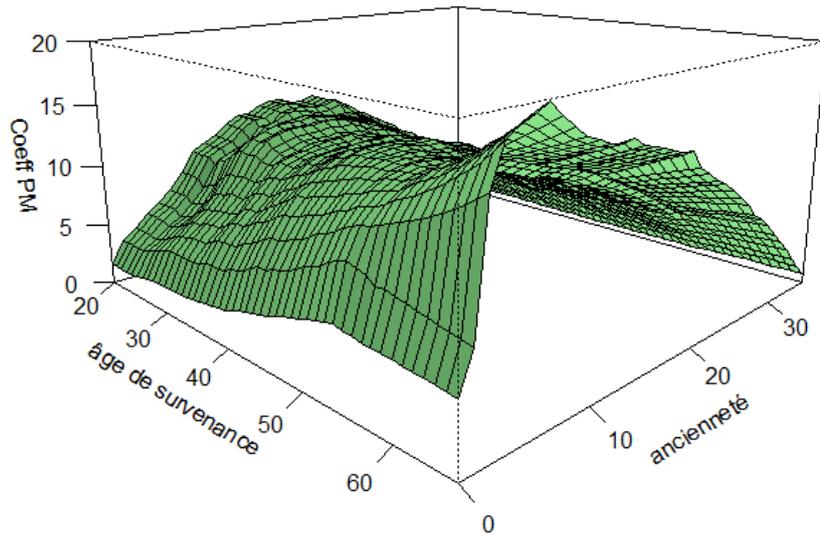
Avec

- x : l'âge de l'assuré lors de l'entrée dans l'état
- anc : le nombre de mois écoulés depuis l'entrée dans l'état d'incapacité
- $L_{(x,anc)}^{INC}$: le nombre d'assurés en incapacité entrés à l'âge x et dans l'état depuis anc mois
- i : le taux technique

Nous nous plaçons donc dans le cas où le paiement a lieu en milieu de période. Nous illustrons ci-dessous les différents barèmes obtenus avec un taux technique nul.

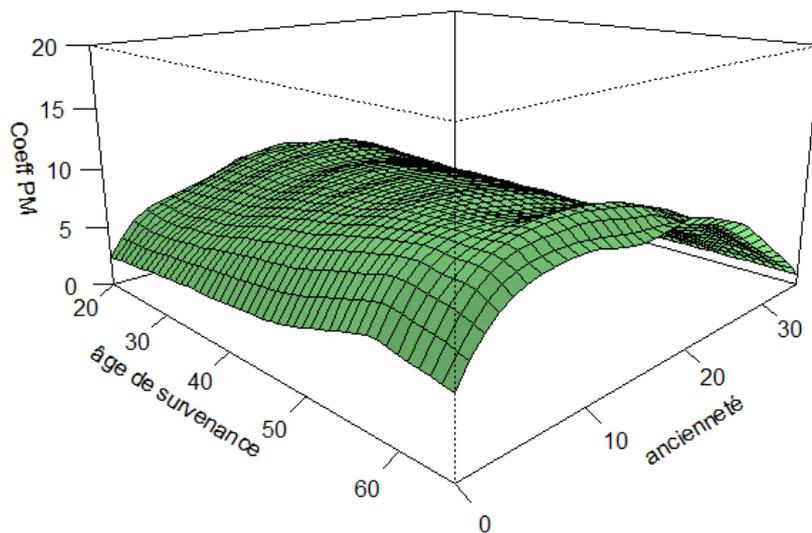
Barèmes BCAC 2010

Barème de provisionnement issu du BCAC 2010



Barèmes BCAC 2013

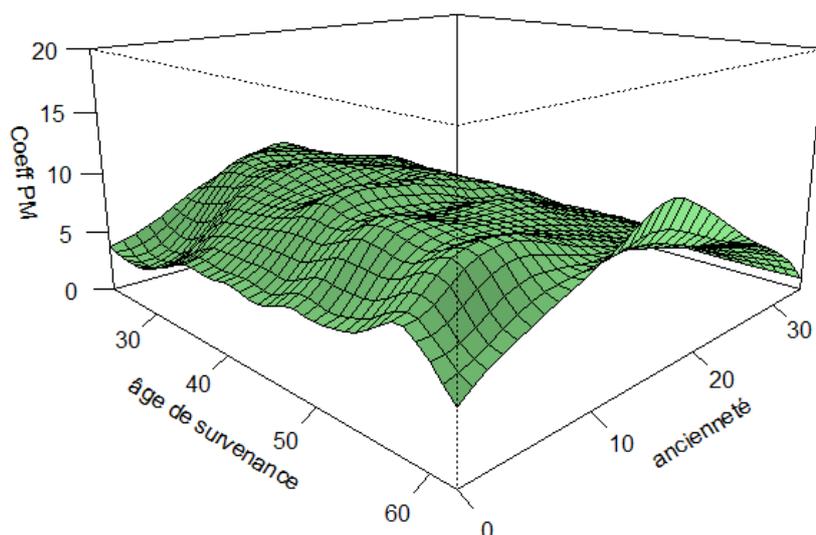
Barème de provisionnement issu du BCAC 2013



Nous remarquons dans un premier temps que les deux barèmes du BCAC sont très différents. Le barème BCAC 2013 est plus aplati que celui de BCAC 2010. Cela reflète un provisionnement plus faible avec la BCAC 2013. L'amplitude du barème BCAC 2010 est plus importante que celle du barème BCAC 2013 pour la majorité des anciennetés. La BCAC 2013 conduit à une baisse des provisions, ce qui conforte les résultats observés précédemment.

Barème expérience

Barème de provisionnement issu de l'expérience



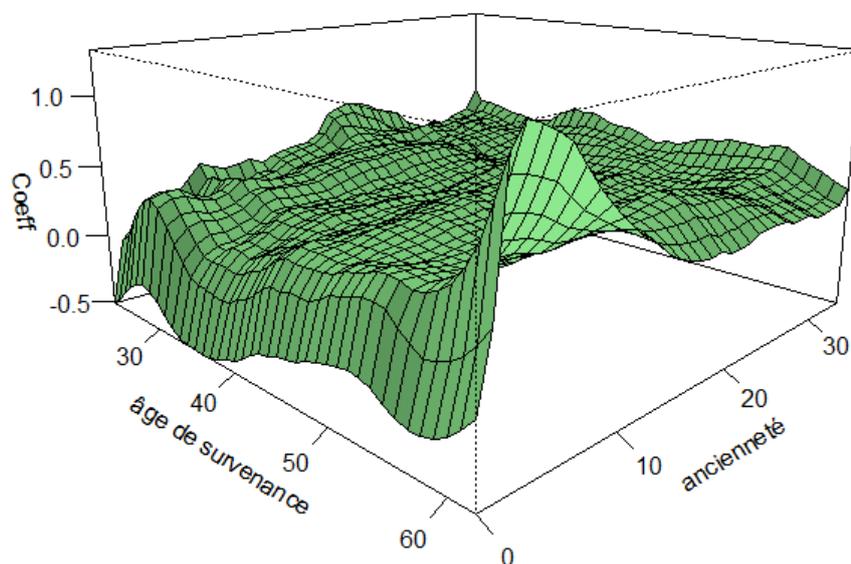
Le barème de la table d'expérience a la même allure que le barème BCAC 2013. Les coefficients semblent plus faibles que ceux du barème BCAC 2010 et proche de ceux du barème BCAC 2013. L'amplitude du barème d'expérience semble similaire à celle du barème BCAC 2013. Ce qui semble logique au vu de l'utilisation de la table BCAC 2013 comme table de référence externe.

Nous évaluons l'écart entre les tables à l'aide de la formule suivante pour chaque âge x et chaque ancienneté k :

$$\frac{Coeff_{x,k}^{BCAC} - Coeff_{x,k}^{exp}}{Coeff_{x,k}^{exp}}$$

Ecart Barème BCAC 2010- Expérience

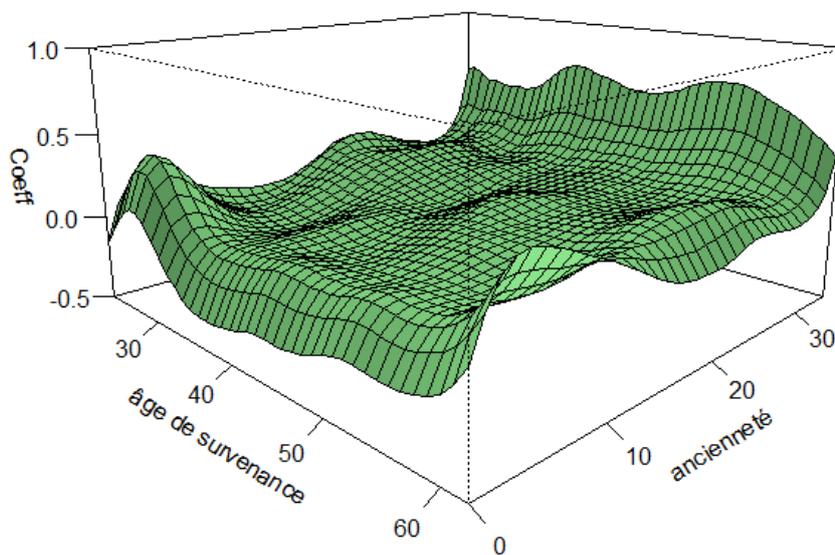
Comparaison Provisionnement Expérience / BCAC 2010



Les écarts semblent significatifs pour les anciennetés de 0 à 15 mois pour les individus de plus de 55 ans. D'autre part, pour les âges inférieurs à 30 ans, nous constatons également des écarts significatifs entre les deux barèmes.

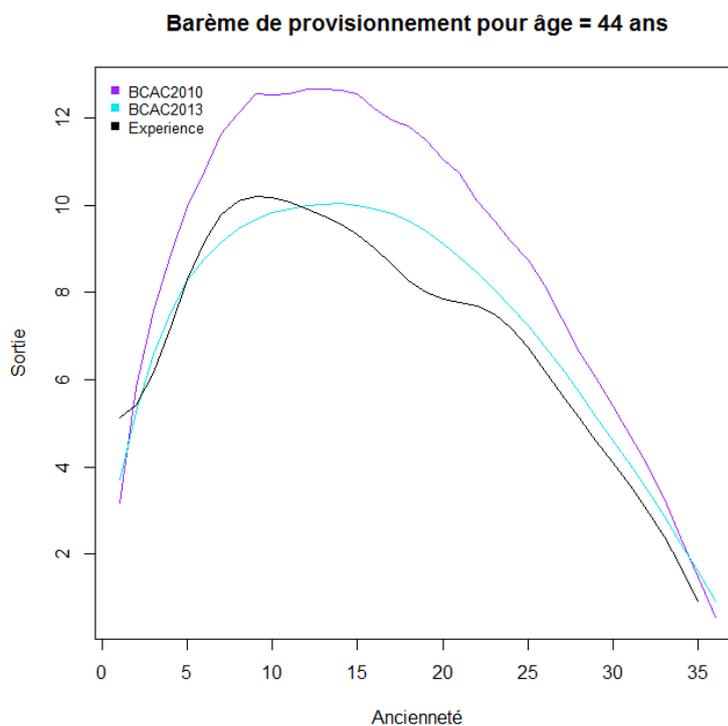
Ecart Barème BCAC 2013- Expérience

Comparaison Provisionnement Expérience/ BCAC 2013



Les écarts de coefficients sont plutôt faibles sauf au niveau des bords de la table (ancienneté élevée, ancienneté faible et âge élevés). Mis à part les bords de tables, les coefficients des deux barèmes présentent peu d'écarts. Les écarts étant positifs, il semblerait que la table d'expérience conduisent à provisionner moins que la table BCAC 2013. Cependant, le montant de la provision dépendra de la répartition des encours par âge et par ancienneté.

La comparaison des barèmes pour un âge de 44 ans nous donne le graphique suivant :



Nous retrouvons bien que le barème BCAC 2013 et le barème de la table d'expérience sont assez proches. Le barème BCAC 2010 quant à lui présente une amplitude plus élevée surtout marquée pour les anciennetés de 7 à 23 mois. Avec ce barème, la provision mathématique est surestimée pour ces anciennetés.

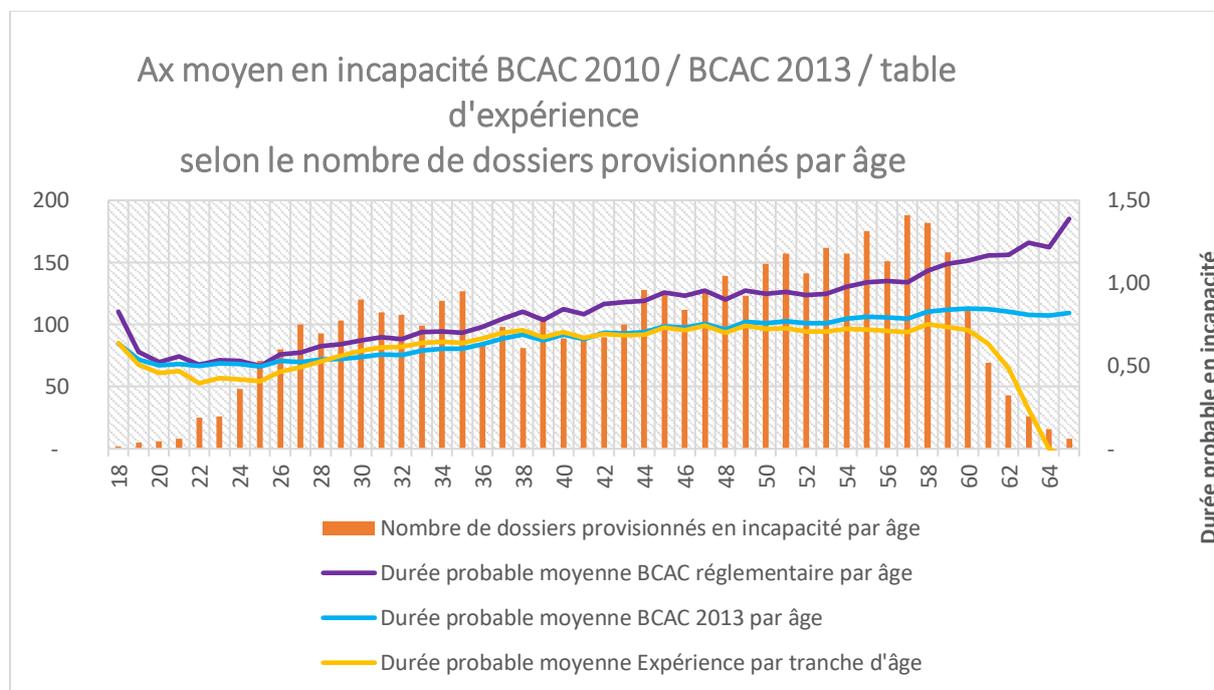
5.2. Impact provisionnement

Nous allons maintenant présenter les impacts en termes de niveau de provisionnement sur le risque incapacité entre les 3 barèmes. Les provisions ont été calculées avec un taux technique nul.

Incapacité	BCAC 2010	BCAC 2013	Table Expérience	Ecart BCAC 2010	Ecart % BCAC 2010	Ecart BCAC 2013	Ecart % BCAC 2013
Durée probable	0,87	0,70	0,66	0,21	23,8%	0,04	5,93%
Provisions mathématiques	40 595 039	32 387 207	30 066 363	10 528 676	25,9%	2 320 844	7,72%

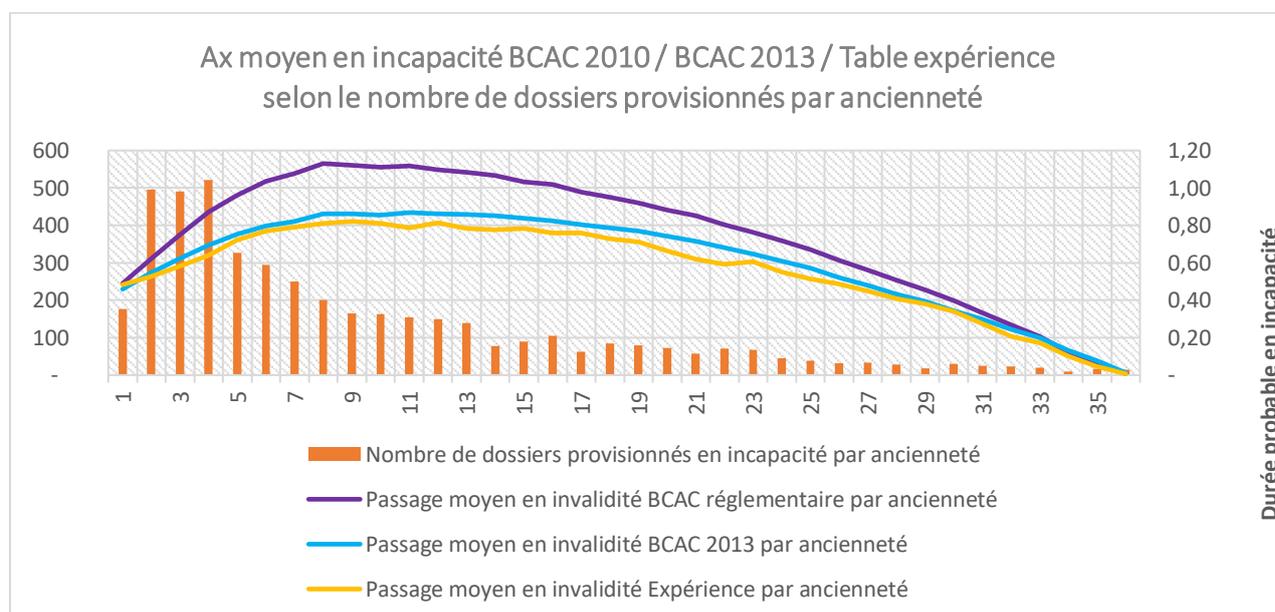
L'écart de provisionnement entre la table d'expérience et la table BCAC 2010 est plus important que l'écart entre les deux tables BCAC. La table d'expérience donne des résultats proches de ceux de la BCAC 2013. Nous observons de nouveau une baisse des durées de maintien en incapacité avec la table d'expérience qui impacte également le niveau des provisions. Ce résultat confirme ce que nous avons vu ci-dessus sur les barèmes de provisionnement.

Coefficients par âge



Les coefficients moyens de la table d'expérience sont très proches des coefficients moyens du BCAC 2013 sauf pour les âges élevés où ils sont inférieurs. Plus l'âge augmente et plus l'écart se creuse entre les coefficients de la table d'expérience et ceux des tables réglementaires.

Coefficients par ancienneté



Quel que soit l'ancienneté, la durée de maintien en incapacité de la table d'expérience est légèrement inférieure à celle de la table BCAC 2013. Plus l'ancienneté est importante et plus l'écart entre les deux tables est faible.

Même si la différence paraît faible, la table d'expérience semble mieux adaptée à notre portefeuille. Afin de conforter ce sentiment, nous allons faire l'analyse de l'adéquation de la table d'expérience à notre portefeuille dans la partie suivante.

6. Adéquation de la table d'expérience

Compte tenu du fait que nous n'avons pas estimé de loi de maintien en invalidité, nous ne présenterons dans cette partie que les résultats relatifs au risque incapacité.

6.1. Backtesting de la table d'expérience d'incapacité

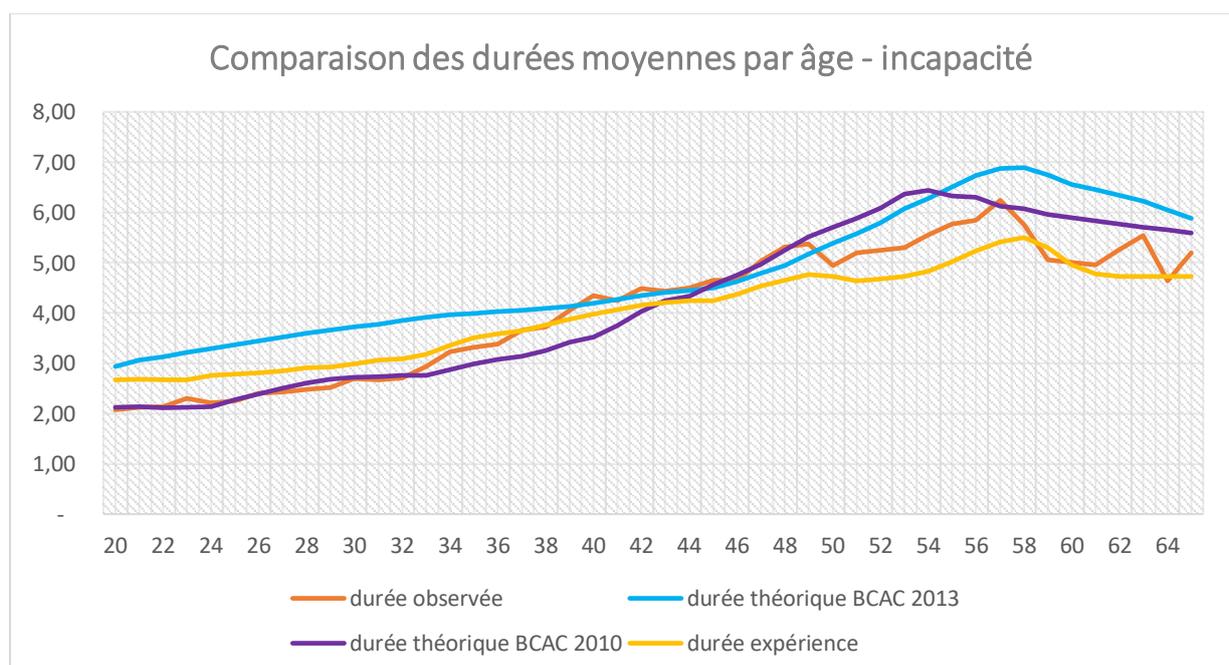
Nous reprenons les mêmes conditions d'études que celles citées précédemment pour valider la table d'expérience à savoir : la sélection des sinistres en cours au 31/12/2013 et 31/12/2014 et nous étudions leur comportement pendant 3 ans.

L'objectif est bien de comparer le comportement théorique issu de la table d'expérience avec le comportement réellement observé sur nos données. La durée théorique est calculée de la même façon à savoir :

$$\text{Durée théorique} = \sum_{j=k}^{35} \frac{L_{x,j}}{L_{x,k}}$$

Les L_x sont issus de la table d'expérience.

En appliquant cette formule à notre portefeuille et en comparant les résultats par âge nous obtenons le graphique suivant :



Nous constatons le même phénomène que précédemment, plus l'âge augmente et plus la durée de maintien en incapacité est élevée. La durée théorique issue de l'expérience est relativement proche de la durée réellement observée. Quelques écarts apparaissent néanmoins pour les âges élevés.

L'étude des boni-mali réalisée dans la partie suivante nous permettra de valider cette table d'expérience.

6.2. Etude des Boni-Mali en incapacité

Nous reprenons la même méthode de calcul des boni-mali que dans la partie vue précédemment.

Nous nous plaçons en situation de run-off et nous projetons le portefeuille de sinistres en cours au 31/12/N pendant quelques années. A chaque date, nous calculons les provisions mathématiques avec la table d'expérience et nous récupérons les prestations réglées durant l'année.

Le montant de Boni-Mali entre deux dates D1 et D2 est obtenu par :

$$BM_{[D1,D2]} = PM_{BCAC_{2013D1}} + IT - Prestations_{[D1,D2]} - PM_{BCAC_{2013D2}}$$

Les résultats obtenus sont les suivants :

INCAP

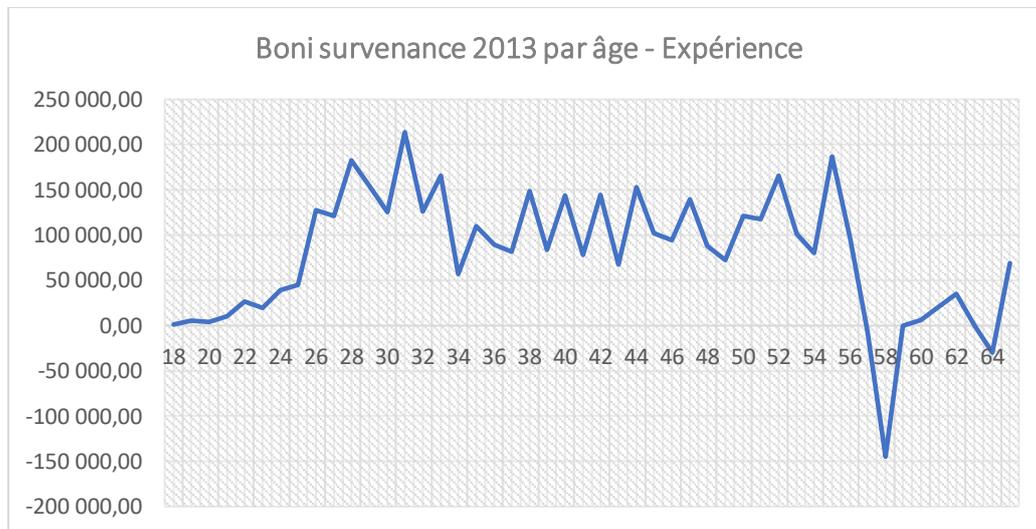
Exp	Boni-Mali	N-4							
		N-3	9 830	4 910	82 491	31 107	800 805	3 845 336	4 580 017
	N-2	3 701	64	16 279	8 779	382 867	554 040	908 084	
	N-1	3 712	-	5 062	796	7 962	176 194	176 178	
	N	425	-	-	-	83	816	1 323	
								5 665 602	

Le boni obtenu avec la table d'expérience est beaucoup moins élevé que ceux obtenus avec les tables BCAC. Pour rappel nous avons :

	BCAC 2010	BCAC 2013	Expérience
N-3	11 791 233	8 647 464	4 580 017
N-2	1 752 091	1 204 823	908 084
N-1	247 732	203 724	176 178
N	1 323	1 323	1 323
	13 792 379	10 057 334	5 665 602

Cependant, nous pouvons nous interroger sur le montant de boni élevé avec la table d'expérience en première année car nous nous attendions à n'avoir pratiquement pas de boni.

L'étude des boni de la survenance 2013 par âge nous donne le graphique suivant :



Nous constatons que le boni est présent pour quasiment tous les âges mais semble tout de même plus élevé pour les âges 25 à 32 ans. Cela peut être le reflet du raccordement de la table d'expérience à la table BCAC 2013 sur les âges jeunes. La table d'expérience semble prudente ce qui valide notre résultat.

Nous avons vu dans cette partie la construction de la table d'expérience ainsi que les résultats obtenus en termes de provisionnement et de boni mali. Les impacts sont non négligeables en norme S1. L'utilisation d'une telle table permettrait de diminuer de façon très importante le niveau de provisionnement ce qui se répercuterait sur le niveau de la marge technique. Il serait intéressant désormais d'étudier l'impact de l'utilisation de cette table en norme S2. C'est ce que nous allons voir dans la partie suivante.

PARTIE IV : IMPACT ET CALIBRAGE SOUS SII

1. Réglementation Solvabilité II

La directive Solvabilité II, votée en avril 2009 par le parlement européen, est entrée en vigueur depuis le 01/01/2016. L'objectif de cette réforme réglementaire européenne, est de mieux garantir la solvabilité des assureurs notamment :

- Mieux prendre en compte l'exposition réelle des assureurs aux différents risques
- Améliorer la protection des assurés

mais aussi de définir un cadre réglementaire européen unique.

S'inscrivant dans la lignée de la réforme Bâle II, dispositif prudentiel pour les banques, Solvabilité II est un dispositif réglementaire prudentiel permettant aux assureurs de mieux connaître, appréhender, évaluer et gérer leurs risques.

La directive européenne s'articule autour de 3 piliers :

- Le **Pilier 1** définit les exigences quantitatives
- Le **Pilier 2** fixe les exigences qualitatives à travers :
 - ✓ La mise en place d'un système de Gouvernance des risques et les fonctions clefs
 - ✓ Le pilotage des risques avec une évaluation propres des risques (*ORSA = Own Risk Soveny Assessment*)
 - ✓ Le contrôle prudentiel par les autorités de contrôle (*capital add-on*)
- Le **Pilier 3** établit la discipline de marché au moyen de :
 - ✓ L'exigence de communication au marché (transparence - SFCR)
 - ✓ L'exigence de reporting au régulateur (RSR)
 - ✓ L'établissement de reporting quantitatif (QRT)

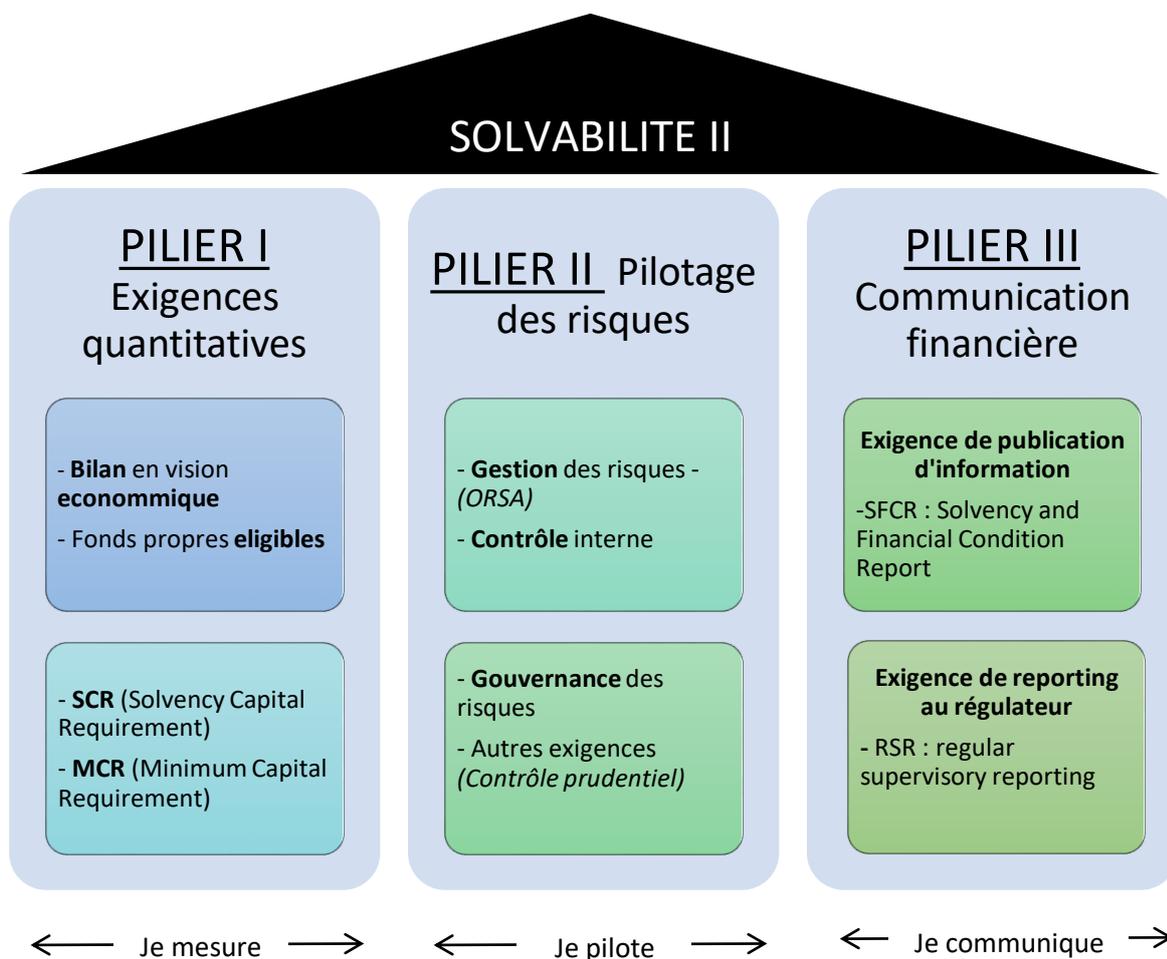


Figure 10 : Structure en 3 piliers

1.1. PILIER 1

Le **Pilier 1** définit les exigences quantitatives avec :

- Les modalités d'évaluation économique des postes du bilan
- La méthodologie de calcul du besoin en capital avec l'introduction du :
 - ✓ MCR : minimum capital requirement
 - ✓ SCR : solvency capital requirement
- La détermination des fonds propres disponibles et des fonds propres éligibles.

Le bilan économique

A la différence de Solvabilité 1, où les postes du bilan sont évalués en valeur historique, le bilan Solvabilité II s'effectue en valeur économique :

- Les actifs sont enregistrés en valeur de marché
- Les provisions techniques sont évaluées en valeur économique (*Fair-value*)

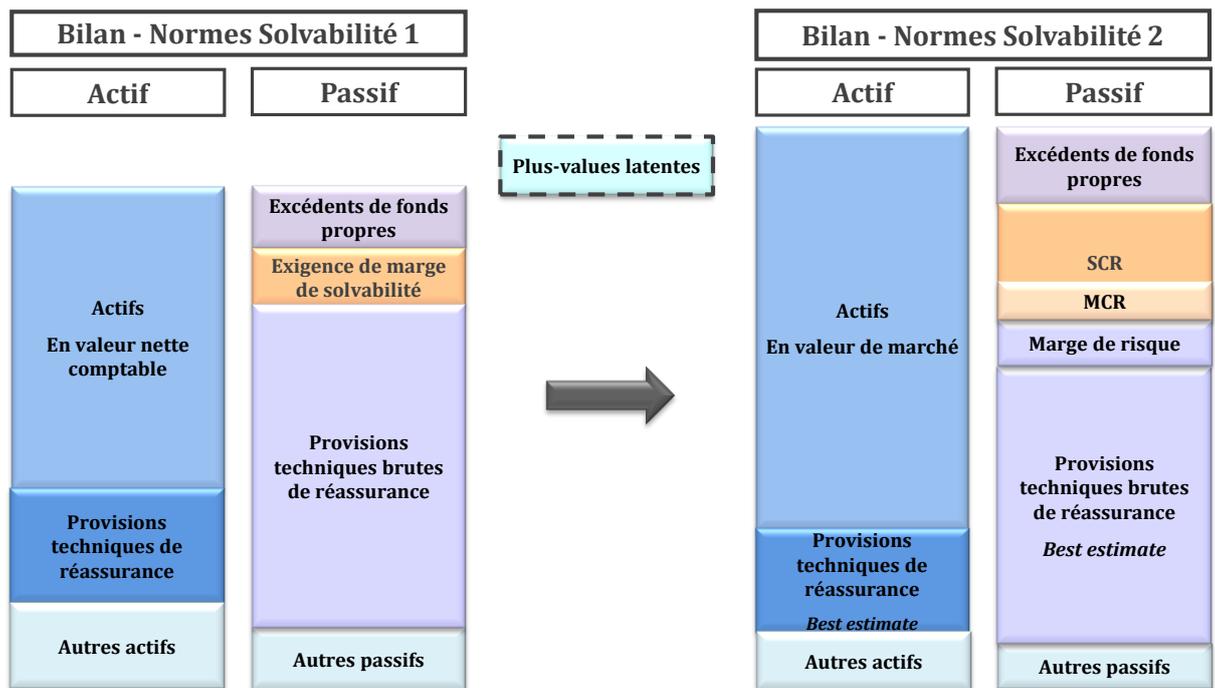


Figure 11 : Le bilan économique

Les provisions techniques

La valorisation des provisions techniques sous Solvabilité II s'effectue au montant pour lequel elles pourraient être transférées à un autre assureur.

$$\text{Provisions techniques} = \text{Best Estimate} + \text{Marge de risque}$$

- Le Best Estimate (*BE*) = valeur actuelle probable, au taux sans risque, des flux de trésoreries futurs
 - ✓ Hypothèses réalistes, informations actualisées et crédibles
 - ✓ Estimation la plus juste possible
 - ✓ Flux de trésorerie = prestations, frais, commissions, primes...

$$BE = \sum_{t \geq 1} \frac{F_t}{(1 + r_t)^t}$$

Où :

- ✓ *BE* : Best estimate
- ✓ F_t : Flux de trésorerie de l'année t
- ✓ r_t : taux sans risque de maturité t

- Marge de risque = Montant de provision complémentaire au BE afin que le montant total des provisions techniques corresponde au montant exigé par une autre entreprise pour honorer les engagements à la charge de l'assureur.

$$RM = CoC * \sum_{t \geq 0} \frac{SCR_t}{(1 + r_{t+1})^{t+1}}$$

Où :

- ✓ RM : Marge de risque
- ✓ CoC : Taux de coût du capital
- ✓ SCR_t : SCR de l'année t
- ✓ r_{t+1} : taux sans risque de maturité t+1

Les exigences de capital

La directive Solvabilité II instaure deux niveaux d'exigences :

- Le MCR (minimum de capital requis) représente le niveau minimum de fonds propres que doit détenir la compagnie pour conserver son agrément et exercer l'activité d'assurance. Il correspond au capital nécessaire pour ne pas faire faillite à horizon 1 an avec une probabilité de 80%.
- Le SCR (capital de solvabilité requis) représente le capital permettant d'absorber un éventuel choc dû à la survenance dans l'année, d'événements extrêmes, ne se produisant qu'une fois tous les 200 ans. Il correspond au capital nécessaire pour ne pas faire faillite à horizon 1 an avec une probabilité de 99,5%.

1.2. PILIER 2

Le pilier II vient renforcer les exigences quantitatives du pilier I par des exigences qualitatives. Celles-ci s'articulent autour d'un dispositif de gouvernance et management des risques, permettant d'intégrer la composante risque dans l'ensemble des processus de décisions de l'entreprise. Ce système de gouvernance est structuré en 4 unités :

- **Processus de supervision** : Par la directive Solvabilité II, le régulateur veille à ce que l'organisme assureur honore ses engagements envers les assurés. Ce contrôle se fait via un dialogue permanent entre les deux acteurs. Le régulateur a la possibilité de sanctionner l'entreprise en cas d'insuffisance de SCR via un capital Add-on.

- **Gouvernance des risques** : La direction se doit de montrer qu'elle a convenablement délégué son autorité au sein de l'entreprise via des systèmes d'informations clairs et performants. Cela se traduit par :
 - La répartition des rôles entre les différents organes de gouvernance et les fonctions clés
 - La définition des règles de fonctionnement entre les différents acteurs de la gouvernance des risques.

- **La fonction actuarielle** : Le rôle de l'actuaire est renforcé au sein de l'organisme assurantiel. Sa fonction est de "coordonner et revoir le calcul des provisions techniques et les hypothèses, d'évaluer les méthodes et modèles pour l'estimation des provisions techniques, d'exprimer une opinion sur la politique globale de souscription et la structure de réassurance et de contribuer à la mise en œuvre effective du système de gestion des risques, notamment pour l'ORSA".

- **L'ORSA** ou Own Risk and Solvency Assessment est un dispositif de pilotage des risques. Il permet de définir le profil de risque propre à l'entreprise et délimiter le cadre d'appétence aux risques soit en ajoutant de nouveaux risques soit en calibrant des risques. Il a pour objectif de s'assurer que l'organisme assureur soit bien géré et en mesure d'identifier, de qualifier, de mesurer et de maîtriser l'ensemble des risques auxquels il est soumis.

Le processus ORSA est un processus transversal aux 3 piliers. L'ORSA lie les exigences quantitatives du pilier 1, les exigences qualitatives du pilier 2 et doit produire une documentation présentée dans le pilier 3.

1.3. PILIER 3

Le pilier 3 de Solvabilité 2 repose sur le principe de transparence et de communication envers le grand public. Il impose aux organismes assureurs de respecter une discipline de marché, en exigeant la publication d'une information publique claire et transparente. Le but étant d'harmoniser à l'échelle européenne la publication d'informations. La publication destinée au marché et au superviseur repose sur :

- Un principe de cohérence maximum avec les exigences comptables de publication d'informations
- Un principe d'harmonisation des états réglementaires de reportings aux superviseurs, (le but ultime étant la création d'un fichier européen à remplir par les entreprises)
- Les mêmes règles s'appliquent à tous les assureurs.

Nous venons de décrire les trois piliers de Solvabilité II. Notre étude nous conduit à quantifier l'impact de l'utilisation d'une table d'expérience en termes d'exigence de solvabilité et de fonds propres. Pour cela, nous modifions dans les paramètres de modélisation la table de maintien en incapacité. Nous présenterons rapidement l'outil utilisé dans une première partie, puis nous analyserons les résultats issus de la simulation.

2. Outil de modélisation

Nous avons à notre disposition un outil de modélisation permettant de réaliser des bilans et comptes de résultats prévisionnels en norme S1 (états comptables) et en norme S2 (états prudentiels) sur une période de projection définie. Ainsi, pour un organisme assurantiel donné, l'outil va calculer les provisions mathématiques en normes solvabilité I et les exigences en termes de provisionnement et besoin en capital en norme solvabilité II pour chaque pas de projection.

Pour réaliser les projections, l'organisme assureur doit calibrer un certain nombre d'informations à entrer en input telles que :

- Le bilan comptable et fiscal, les comptes de résultats, les provisions, la liste des encours tête par tête, la liste des placements....
- Les cadences de liquidation, les ratios sinistres/primes attendus, l'évolution des cotisations, les taux techniques, les taux de frais, les rendements d'actif attendus...

Le modèle peut en outre être utilisé à des fins d'optimisation de réassurance, allocation de résultat, allocation d'actifs ou encore stress tests selon les normes européennes Solvabilité 2.

Nous présentons ici le fonctionnement du modèle sans détailler l'exhaustivité du modèle.

Pour chaque risque, la modélisation du passif est structurée comme ci-dessous :



Figure 12 : Architecture du modèle

Chaque brique va permettre de projeter l'élément considéré à partir des hypothèses renseignées en amont.

- Cotisations : évolution du montant des cotisations, évolution des PPNA / PANE
- Charge Sinistralité : évolution des charges, provisions et prestations
- Frais : évolution des frais comptables (à partir des taux renseignés pour le BP)
- Réassurance : évolution des montants cédés (primes, prestations, provisions, etc.)
- PB : restitution du résultat technique et évolution des provisions d'égalisation
- Compte de résultat : modèle distinct entre la vie et la non-vie
- S2 : calcul des différents chocs, détermination des provisions Best Estimate (brutes, cédées et nettes)
- Frais S2 : évolution des frais S2 (à partir des taux renseignés pour S2), en run-off)

Les briques en gris « Cotisations », « Frais », « Compte de résultat », « Réassurance » et « PB » contiennent la même modélisation quelle que soit la garantie considérée, tandis que les autres sous-modèles sont spécifiques à chaque garantie. Nous allons présenter succinctement la modélisation des briques.

2.1. Modélisation des cotisations

Cette brique permet d'évaluer les cotisations appelées et acquises ainsi que les provisions pour cotisations. Le chiffre d'affaire appelé est déterminé par la relation suivante :

$$CA_N = Nb_N^{Cotisants} * Cotisations_N^{individuelle}$$

Où le nombre de cotisants dépend du nombre de cotisants de l'année précédente (du stock), des résiliations et des nouvelles productions de l'année :

$$Nb_N^{Cotisants} = Nb_{N-1}^{Cotisants} * taux_{renouvellement} + Nb_N^{nouvelle prod}$$

Où le taux de renouvellement du portefeuille s'exprime comme suit :

$$taux_{renouvellement} = 1 - taux_{resiliation}$$

La cotisation individuelle est initialisée comme le ratio des cotisations appelées initiales sur le nombre de cotisants initial puis évoluant en fonction du taux d'indexation.

Les hypothèses de taux de renouvellement, de résiliations et d'indexation sont renseignés dans l'onglet « Business plan » des inputs.

2.2. Modélisation des sinistres

Nous présentons ici uniquement la modélisation de la charge de sinistres pour le risque santé.

Le calcul de la charge de sinistralité s'effectue en deux temps : un calcul pour la charge de sinistres de l'encours (sinistres du portefeuille en stock), un calcul pour la charge de sinistres de la nouvelle production (sinistres de la nouvelle production).

Pour les sinistres encours, la charge de sinistralité correspond à la provision pour sinistre à payer ou PSAP saisie préalablement dans les inputs du modèle. Cette provision correspond à la somme des prestations futures non actualisées, des sinistres déjà survenus mais non encore réglés. Pour chaque pas de projection, le niveau de cette PSAP sera évalué en fonction d'une cadence de liquidation préalablement renseignée en input du modèle.

$$Charge_sinistre_N^{encours} = PSAP_N * cadence_liquidation_N$$

La garantie santé étant caractérisée par une fréquence de sinistres importante et des coûts unitaires faibles, nous modélisons la charge de sinistres par la méthode des ratios sinistres à primes. La charge de sinistralité de la nouvelle production sera modélisée via un S/P par année de survenance, appliqué aux cotisations acquises de l'année.

$$Charge_sinistre_N^{nouvelle\ prod} = (S/P)_N * CA_N$$

Les ratios de sinistres à primes pour chaque année de projection seront fournis en entrée du modèle.

Cette nouvelle charge sera liquidée selon une cadence de liquidation obtenue avec les sinistres de survenance récente, informée en Input.

2.3. Modélisation éléments SII

Dans ce module, nous modélisons les éléments du bilan prudentiel (actif et passif), ainsi que les calculs de besoins de capital (SCR et MCR) selon la Formule Standard. Les éléments nécessaires à ces calculs sont basés sur les modules précédents et sur les hypothèses en entrée du modèle.

Provisions Best estimate

Les flux de trésoreries futures issus des briques précédentes permettent d'évaluer les Best Estimate. Ces flux proviennent :

- De la charge de sinistres projetée dans le module « charge de sinistres »
- Des cotisations de l'exercice N+1 modélisées du module « cotisations »
- Des frais issus du module « Frais », dont les hypothèses sont en Input.

Au sein des modules élémentaires, ces flux futurs probables sont actualisés à la courbe des taux saisie en entrée du modèle.

Le module S2 agrège les résultats pour obtenir le Best Estimate de sinistres (encours) et le Best Estimate de primes (nouvelle production).

Les résultats des différents chocs du SCR des risques de souscription sur les provisions sont également évalués dans cette brique.

Besoin en capital

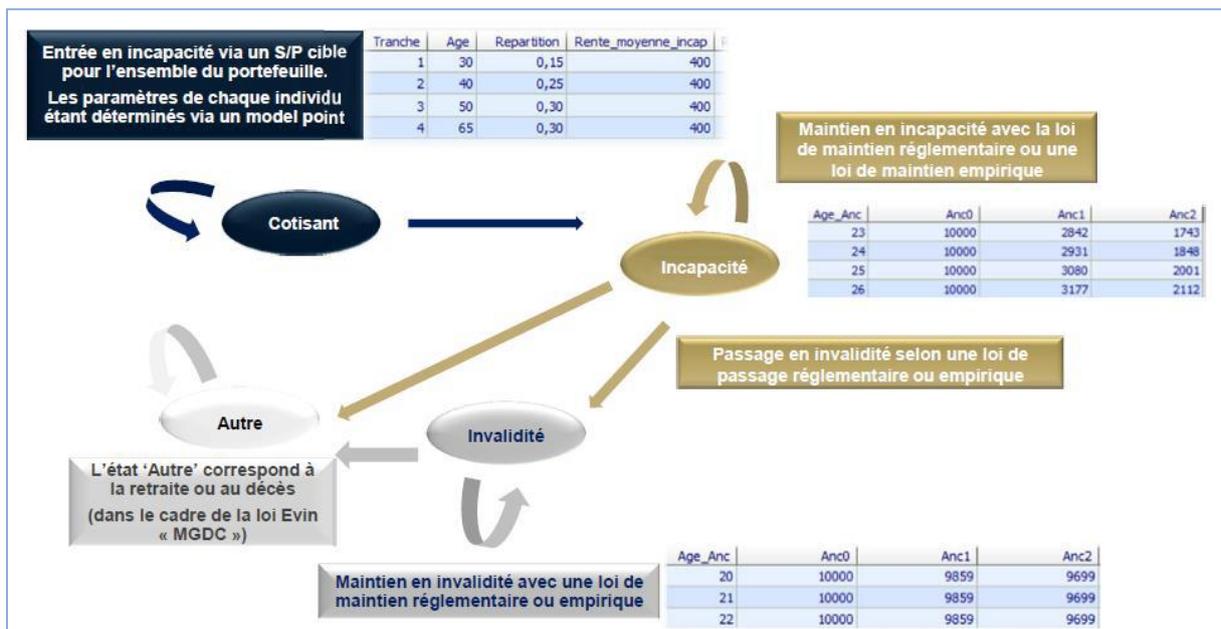
Dans ce module, les SCR sont calculés pour chaque risque élémentaire, puis agrégés afin d'obtenir le BSCR via les matrices de corrélations. Dans cet outil, l'organisme assurantiel a opté la formule standard pour le calcul de SCR. Le niveau du SCR est déterminé selon la formule suivante :

$$SCR = BSCR + SCR_{Opérationnel} - Ajustements$$

Un calcul de l'ajustement lié à la capacité d'absorption des pertes par les provisions techniques est également réalisé.

Modélisation de l'AT

Le schéma ci-dessous récapitule les différentes étapes dans la modélisation de l'arrêt de travail :



2.4. Périmètre étudié

Nous réalisons notre projection du résultat sur une institution de prévoyance garantissant principalement les risques suivants :

- Arrêt de travail (incapacité et invalidité)
- Décès
- Santé

L'outil de modélisation va nous permettre d'établir les comptes financiers et les bilans comptables en normes S1 et S2. Nous détaillons ci-dessous la structure de notre portefeuille.

Chiffre d'affaires

Le chiffre d'affaires de notre institution s'élève à 674,5M€ et se répartit comme suit :

Direct/Acceptation	Garanties	CA (en K€)	Poids
Acceptation	Décès	9 146	1,36%
	Dépendance	198	0,03%
	GAV	1 090	0,16%
	Incapacité	15 433	2,29%
	Rentes éducation / conjoint	1 824	0,27%
	Santé	60 892	9,03%
Direct	Décès	98 539	14,61%
	Décès Viager	512	0,08%
	Dépendance	1 788	0,26%
	Epargne	5 149	0,76%
	GAV	15 945	2,36%
	Incapacité	179 413	26,60%
	Rentes éducation / conjoint	10 103	1,50%
	Santé	274 554	40,70%
Total		674 587	

Provisions techniques

En termes de provisions techniques, nous constatons la répartition suivante :

Risque	Provisions mathématiques S1
DA_IJ_Hospi	10 657 044
Deces	323 450 891
Décès viager	10 481 133
Dépendance	28 614 800
Epargne	243 045 734
Incap	457 159 082
Inval	623 973 960
MGDC	108 246 127
MGFS	16 282 980
RC	191 209 293
RE	43 658 409
Sante	266 961 917
Santé Individuelle	5 328 938
TOTAL	2 329 070 307

Le risque arrêt de travail représente près de la moitié des engagements pris par l'assureur vis-à-vis des assurés. Il est essentiel pour l'assureur de bien connaître et maîtriser ce risque.

Provisions cédées

Un programme de réassurance est défini chaque année afin de transférer certains risques à des réassureurs. Une politique de réassurance a par ailleurs été rédigée en vue d'assurer le respect de trois objectifs majeurs :

- Offrir une protection complète permettant de couvrir l'institution contre tous les risques susceptibles de toucher le portefeuille de contrats (risques émergents, risques maîtrisés, risques extrêmes et risques d'épidémies) ;
- Ne laisser à la charge de l'institution qu'une rétention maîtrisée ;
- Protéger les fonds propres de l'institution.

La répartition des provisions cédées par risque est la suivante :

Risque	Provisions mathématiques S1	Provisions cédées S1
DA_IJ_Hospi	10 657 044	5 250 689 198 868
Deces	323 450 891	816
Décès viager	10 481 133	539 575
Dépendance	28 614 800	22 137 015
Epargne	243 045 734	0 123 525
Incap	457 159 082	834 355 490
Inval	623 973 960	541
MGDC	108 246 127	0
MGFS	16 282 980	0 138 702
RC	191 209 293	510
RE	43 658 409	24 940 265 122 693
Sante	266 961 917	780
Santé Individuelle	5 328 938	0
TOTAL	2 329 070 307	992 149 025

La quote-part moyenne cédée du portefeuille s'élève à 42,6%. Nous constatons que la part de cession des provisions arrêt de travail est de 44,3% soit près de la moitié des provisions brutes.

Best Estimate de provision (BE)

Le BE de provisions correspond à l'écoulement des flux futurs liés aux sinistres déjà survenus à la date d'arrêt mais non encore réglés. La valeur de ces flux futurs est estimée à partir de méthodes actuarielles classiques appliquées à des groupes de risques homogènes au sein de chaque ligne d'activité. Ainsi, les provisions mathématiques de rentes sont par exemple obtenues en probabilisant

l'ensemble des arrérages futurs à verser avec une table de mortalité et selon la typologie de la rente (viagère ou temporaire, avec ou sans revalorisation).

Best Estimate de prime

Le BE de primes correspond à la valeur actuelle des flux futurs liés aux sinistres non encore survenus pour lesquels l'institution est engagée à la date d'arrêt, relatifs aux :

- Contrats en cours à la date d'évaluation ;
- Contrats dont la période de couverture démarre postérieurement à la date d'évaluation mais pour lesquels l'entreprise est déjà engagée ;
- Contrats sur lesquels l'assureur n'a pas de droit unilatéral à résilier le contrat, à refuser le versement d'une prime ou à modifier librement la prime ou les garanties du contrat.

La méthode retenue pour l'estimation du BE de primes est celle proposée dans les Actes Délégués. Les résultats obtenus en projetant l'intégralité des flux futurs probables bruts sont les suivants (en K€) :

Type de garantie	LoB	BE Provisions (en K€)	BE Primes (en K€)	BE Total (en K€)
Vie	Autre assurance vie	891 635	-22 233	869 402
	Réassurance vie	56 554	-3 951	52 602
Santé NSLT	Assurance de protection du revenu	373 071	15 055	388 126
	Assurance des frais médicaux	259 044	19 185	278 230
Santé SLT	Assurance santé	22 054	27 577	49 632
	Réassurance santé	9 114	253	9 367
	Rentes découlant des contrats d'assurance non-vie et liées aux engagements d'assurance santé	652 710	0	652 710
Total		2 264 181	35 886	2 300 067

Nous venons de voir la structure du portefeuille étudié. Nous allons maintenant voir les impacts sur les résultats S2 dans la partie ci-dessous.

3. Impact sur le résultat

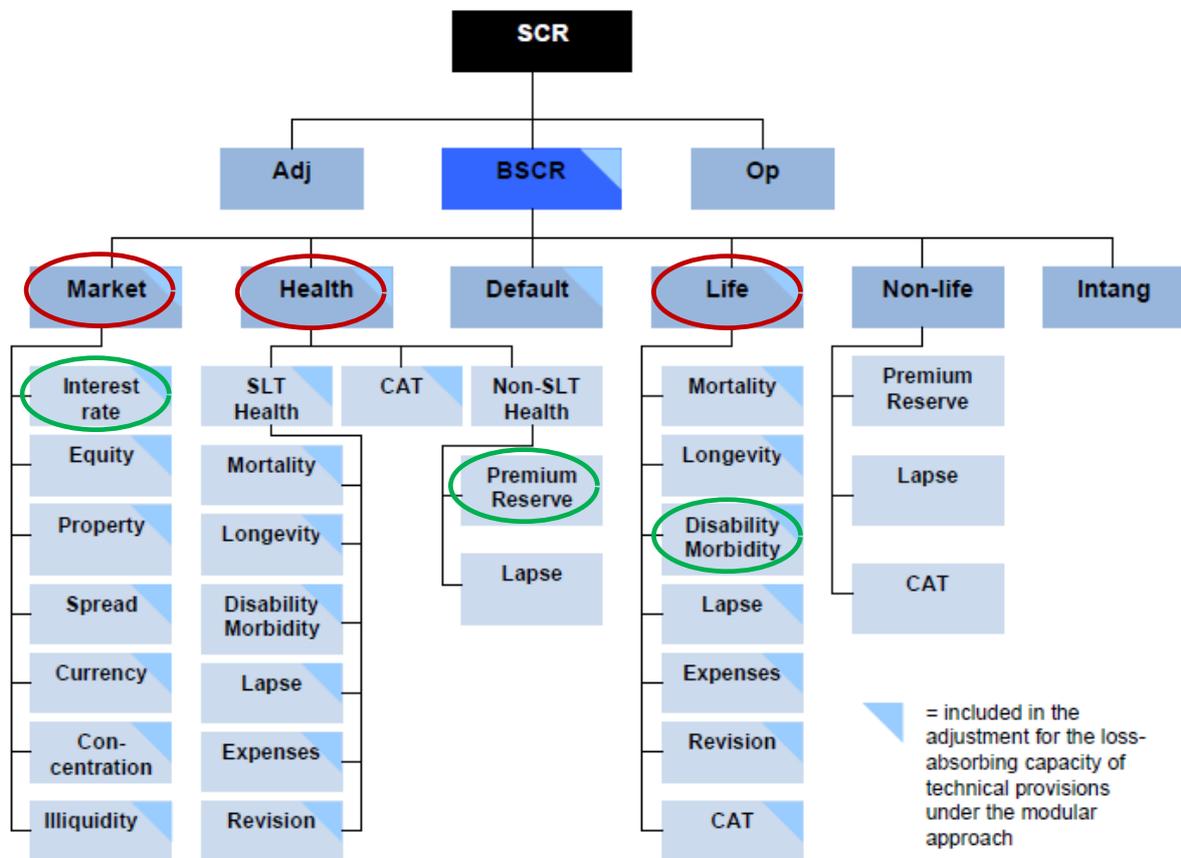
Les trois scénarios envisagés sont les suivants :

- Un scénario utilisant les tables de maintien en incapacité et invalidité du BCAC 2010, cette situation représente la situation réelle et constatée lors de l'établissement des comptes à fin 2017.
- Un scénario utilisant la table d'expérience construite pour le maintien en incapacité et la table de maintien en invalidité du BCAC 2010.
- Un scénario utilisant les tables de maintien en incapacité et invalidité du BCAC 2013.

Etant donné que la simulation a un impact sur l'année N+1 et non l'année en cours, nous présenterons l'impact de l'évolution sur le pas de projection N+1.

3.1. Impact sur le SCR

Dans la formule standard, les risques se déclinent en 6 modules, eux-mêmes se déclinant en sous-modules.



Les trois principaux modules et sous-modules de risque impactés par notre étude sont les suivants :

1. Risque de marché : SCR taux d'intérêt

Le risque de taux d'intérêt se définit comme les risques de sous-estimation et de surestimation de la courbe des taux d'intérêt sans risque. Ce risque résulte de l'incertitude liée aux taux d'intérêt sans risque utilisés pour valoriser les actifs et passifs du bilan.

2. Risque de souscription vie : SCR invalidité/morbidité

Le risque d'invalidité-morbidité : risque de sous-estimation de la détérioration de l'état de santé des assurés et de surestimation de l'amélioration de l'état de santé des assurés. Ce risque résulte de l'incertitude liée aux taux d'entrée et de sortie des états d'invalidité-morbidité.

Les chocs appliqués aux taux sont les suivants :

Taux choqués	Chocs	Période d'application
Taux d'entrée en invalidité-morbidité	+35%	12 prochains mois
Taux d'entrée en invalidité-morbidité	+25%	Mois postérieurs aux 12 mois à venir
Taux de retour à l'état valide	-20%	12 prochains mois et mois qui suivent

3. Risque de souscription santé NSLT : SCR prime & réserve

Le risque de prime représente le risque de sous-tarifcation des contrats. Le risque de réserve se définit comme le risque de sous-provisionnement des sinistres survenus, il résulte de l'incertitude liée aux cadences de développement et à l'estimation des charges ultimes. Le SCR prime & réserve est évalué à partir d'une formule fermée :

$$SCR_{P\&R} = 3 \times \sigma \times V$$

Le volume V correspond au volume global de prime et de réserve du portefeuille. La volatilité ρ correspond à la volatilité globale de prime et de réserve du portefeuille, c'est une fonction de l'écart-type, qui en supposant une distribution log-normale des risques est égale à :

$$\rho = \frac{\exp(N_{0,995} \times \sqrt{\ln(\sigma^2 + 1)})}{\sqrt{\sigma^2 + 1}} - 1$$

Avec $N_{0,995}$: le quantile à 99,5 % de la loi normale centrée réduite ($\approx 2,576$).

L'approximation suivante a ensuite été proposée :

$$\rho \approx 3 \times \sigma$$

Cette approximation a été jugé légèrement conservatrice pour σ inférieur à 16 % (*Calibration Paper* du QIS3).

σ est définie à par partir des volatilités standards présentées dans les spécifications techniques de l'EIOPA :

Branches d'activités	σ_{prime}	$\sigma_{réserve}$
Assurance frais médicaux	5%	5%
Assurance protection du revenu	8,5%	14%
Assurance indemnisation des travailleurs	8%	11%
Réassurance santé non proportionnelle	17%	20%

3.2. Impact sur le ratio

Nous rappelons que l'incapacité et l'invalidité en attente sont traitées dans le module Health NSLT, l'invalidité dans le module Health SLT et le MGDC en life.

(en K€)	2017 BCAC 2010	2017 BCAC 2013	2017 Table Exp	Impact Exp / BCAC 2010		Impact Exp / BCAC 2013	
Market risk	226 229,9	226 256,4	225 558,6	-671,3	0%	-697,8	0%
Interest rate risk	10 216,2	10 261,5	9 068,6	-1 147,6	-11%	-1 192,9	-12%
Equity risk	106 777,6	106 777,6	106 777,6	0,0	0%	0,0	0%
Property risk	42 538,1	42 538,1	42 538,1	0,0	0%	0,0	0%
Spread risk	95 652,0	95 652,0	95 652,0	0,0	0%	0,0	0%
Currency risk	0,0	0,0	0,0	0,0	0%	0,0	0%
Concentration risk	3 228,6	3 228,6	3 228,6	0,0	0%	0,0	0%
Sum of risk components	258 412,5	258 457,8	257 264,9	-1 147,6	0%	-1 192,9	0%
Diversification within module	-32 182,7	-32 201,4	-31 706,3	476,4	-1%	495,1	-2%
Counterparty default risk	16 684,2	16 684,2	16 684,5	0,3	0%	0,3	0%
Life Underwriting risks	32 034,2	32 099,5	30 646,6	-1 387,6	-4%	-1 452,9	-5%
Mortality & longevity risks	16 304,2	16 272,6	16 347,8	43,6	0%	75,2	0%
Disability/morbidity risk	15 472,6	15 562,3	13 690,5	-1 782,1	-12%	-1 871,8	-12%
Lapse risk	0,0	0,0	0,0	0,0	0%	0,0	0%
Expenses risk	9 542,8	9 552,7	9 496,9	-45,9	0%	-55,8	-1%
Revision risk	2 464,4	2 461,5	2 410,9	-53,5	-2%	-50,6	-2%
CAT risk	9 589,4	9 597,2	9 608,0	18,6	0%	10,8	0%
Sum of risk components	53 373,4	53 446,3	51 554,0	-1 819,4	-3%	-1 892,3	-4%
Diversification within module	-21 339,2	-21 346,8	-20 907,4	431,8	-2%	439,4	-2%
Health underwriting risk	89 455,3	89 703,0	89 766,6	311,3	0%	63,6	0%
SLT Health (similar to life technique) underwriting risk	16 412,3	16 518,7	16 357,8	-54,5	0%	-160,9	-1%
Health mortality & longevity risk	3 539,2	3 571,1	3 494,8	-44,4	0%	-76,3	0%
Health disability/morbidity risk	3 086,4	3 050,7	3 002,4	-84,0	-3%	-48,3	-2%
Health SLTL lapse risk	0,0	0,0	0,0	0,0	0%	0,0	0%
Health expenses risk	8 437,4	8 562,7	8 425,3	-12,1	0%	-137,4	-2%
Health revision risk	7 592,7	7 587,0	7 610,8	18,1	0%	23,8	0%
Sum of risk components	22 655,8	22 771,5	22 533,3	-122,5	-1%	-238,2	-1%
Diversification within module	-6 243,5	-6 252,9	-6 175,5	68,0	-1%	77,4	-1%
Non-SLT Health (similar to non-life technique)	79 226,4	79 409,4	79 577,7	351,3	0%	168,3	0%
Health CAT risk	3 061,5	3 060,8	3 059,7	-1,8	0%	-1,1	0%
Sum of risk components	98 700,2	98 988,8	98 995,3	295,1	0%	6,5	0%
Diversification within module	-9 244,9	-9 285,8	-9 228,7	16,2	0%	57,1	-1%
Intangible risk	0,0	0,0	0,0	0,0	0%	0,0	0%
Sum of risk components	364 403,5	364 743,1	362 656,3	-1 747,2	0%	-2 086,8	-1%
Diversification between modules	-84 113,4	-84 261,6	-83 382,0	731,4	-1%	879,6	-1%
BSCR	280 290,1	280 481,5	279 274,3	-1 015,8	0%	-1 207,2	0%
Operational risk	27 342,4	27 367,0	27 426,4	84,0	0%	59,4	0%
Adjustment	-32 160,2	-32 158,8	-32 163,3	-3,1	0%	-4,5	0%
SCR	275 472,3	275 689,7	274 537,4	-934,9	0%	-1 152,3	0%

FP S2 => 540 933,6 540 744,3 541 275,9 342,3 0,1% 531,6 0,1%

Ratio S2 => 196,4% 196,1% 197,2% 0,8% 0,8% 1,0% 1,0%

Nous détaillons ci-dessous les principaux SCR impactés par le changement de table :

- **SCR taux d'intérêt**

La table d'expérience impacte fortement à la baisse le SCR de taux. L'impact est de -11% (-1,1 M€) par rapport à la table du BCAC 2010 et -12% par rapport à la table du BCAC 2013.

- **SCR Life invalidité/morbidité**

La table d'expérience a également un fort impact sur le SCR invalidité/morbidité, il baisse de -12% (-1,8 M€).

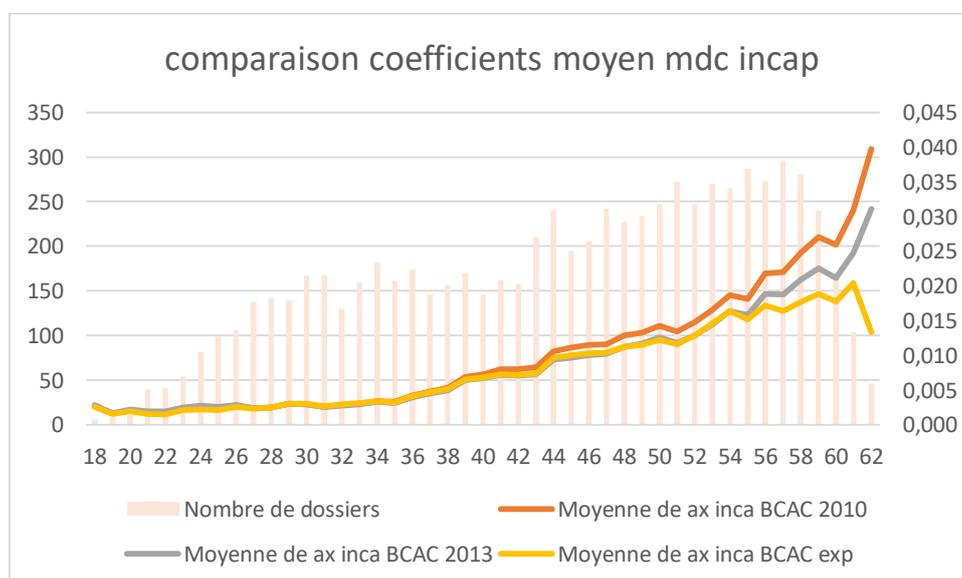
Pour comprendre cet impact, nous allons détailler ci-après l'impact de la table d'expérience sur les PM MGDC en norme S1. Cela nous permettra de nous assurer que les impacts sont bien en phase.

La comparaison des provisions Maintien Garantie Décès conduit au tableau ci-dessous :

PM MDC	BCAC 2010	BCAC 2013	BCAC exp
<i>Incap</i>	29 598	24 288	21 140
<i>Inval</i>	65 931	68 862	65 931
Total	95 529	93 150	87 071
<i>Ecart</i>		- 2 379	- 8 458
Impact		-2,5%	-8,9%

La provision calculée à partir de la table d'expérience fait ressortir une baisse de provisionnement de l'ordre de 8,9% au total. Sur le risque incapacité uniquement cet écart s'élève à 28,6%.

Cet impact non négligeable provient du fait que la durée de maintien de l'incapacité étant plus faible avec la table d'expérience, l'exposition du risque décès adossée aux individus en incapacité est plus faible. Nous retrouvons ce phénomène dans les coefficients moyens de maintien décès incapacité :



Plus l'âge augmente et plus la probabilité de décès d'un incapable augmente. La probabilité de décéder d'un incapable issu de la table d'expérience est plus faible que celle issue des tables BCAC 2010 et 2013. Le coefficient moyen du maintien décès de la table d'expérience est plus faible de 18% en moyenne.

PM MDC	BCAC 2010	BCAC 2013	BCAC exp
<i>Incap</i>	0,0121	0,0105	0,0099
<i>Ecart</i>		-0,00157	-0,00220
<i>Impact</i>		-13,0%	-18,2%

Ce résultat conforte l'observation faite sous S2.

- **SCR Health NSLT prime & réserve**

L'impact sur le SCR prime et réserve est relativement faible (entre 0,2% et 0,4% selon le scénario).

Le tableau ci-dessous détaille les volumes de primes et de réserves ainsi que le sigma des trois scénarios.

	BCAC 2010	BCAC 2013	Table Exp.	Ecart Exp. / BCAC 2010		Ecart Exp. / BCAC 2013	
<i>Volume Primes</i>	264 276 279	264 322 460	264 385 468	109 189	0,04%	63 008	0,02%
<i>Volume Réserves</i>	142 299 207	142 760 875	143 168 188	868 981	0,61%	407 313	0,29%
<i>Volume Total</i>	406 575 485	407 083 335	407 553 656	978 171	0,24%	470 321	0,12%
σ	6,495%	6,502%	6,509%	0,20%		0,10%	
SCR	79 226 391	79 409 357	79 577 738	351 347	0,44%	168 381	0,21%

Le faible écart constaté sur le SCR est dû à la faible variation des volumes de primes et de réserves.

Concernant le sigma, il traduit la volatilité relative au risque de sous-provisionnement ou sous-tarifification. Ce risque étant faible, la mise en place d'un sigma USP pourrait très certainement améliorer l'estimation du SCR.

4. Calibrage des chocs du SCR invalidité/morbidité

Nous avons vu l'impact de la modification de la table de maintien en incapacité sur le SCR. Cependant, cet impact dépend entièrement des chocs appliqués selon la formule standard. Les chocs résultent des différentes études d'impact réalisées entre 2006 et 2010. Nous nous intéressons dans la partie suivante au calibrage des chocs pour le risque arrêt de travail au cours des différentes études afin d'apprécier la façon dont ce risque a évolué au cours des discussions.

QIS 2

Notre analyse démarre avec l'étude d'impact QIS 2. A l'origine, les risques relatifs à l'arrêt de travail « disability » et « morbidity » sont rattachés au module de risque « Souscription Vie ». Ces risques se divisent en trois sous risques. Chaque sous-risque est évalué selon deux approches différentes, une approche par scénario ou une approche dite par facteur. Nous présentons ci-dessous uniquement les formules de l'approche par scénario.

- Un risque de tendance (ou incertitude) : ce risque se modélise par une augmentation permanente de 25% des taux d'entrée en incapacité pour chaque âge et pour toute la durée de projection.

$$Life_{*,Trend} = \sum_i (\Delta NAV | shock_{Trend})$$

Où

ΔNAV : représente la différence de fonds propres avant et après choc

$shock_{Trend}$: choc appliqué à tous les contrats dont le paiement d'une prestation dépend de l'état de santé

- Un risque de volatilité : modélisé par une augmentation de 10% des taux d'entrée en incapacité/morbidité pour chaque âge durant la première année de projection.

$$Life_{*,Vol} = \sum_i (\Delta NAV | shock_{Vol})$$

$shock_{Vol}$: augmentation de 10% des taux d'entrée en incapacité/morbidité

- Un risque catastrophe représentant une sur-morbidité pour les contrats proposant un capital ou le versement d'une rente en cas de maladie.

$$Life_{*,CAT} = \sum_i (0,001 * SA_i + 0,005 * AB_i)$$

Où SA_i : contrat garantissant le versement d'un capital en cas de maladie

AB_i : contrat garantissant le versement d'une rente en cas de maladie.

A l'issue de cette étude d'impact, peu de participants ont adressés des résultats relatifs au risque d'incapacité et de morbidité.

QIS 3

L'étude d'impact QIS 3 a apporté une plus grande précision dans le calibrage des chocs de la formule standard.

Les risques « incapacité » et « morbidité » ont été regroupés dans le risque « Disability » au sein du module de « Souscription Vie ». La dimension catastrophe a été transférée dans le module catastrophe du risque « Souscription Vie ».

Le calibrage des chocs se base sur une étude réalisée par le cabinet Watson Wyatt. L'étude publiée en 2004, présentait les hypothèses de quantile 99,5% sur un horizon de temps de 12 mois. Les résultats de cette étude conduisaient à réévaluer à la hausse le taux d'incidence d'incapacité. En effet, une grande dispersion des taux d'augmentation des nouveaux incapables a été constatée allant de 10% à 60%, avec une moyenne autour de 40%.

Le CEIOPS a imputé une partie de cette dispersion à des facteurs de court terme tels que des épidémies et un effet du cycle économique qui peut augmenter le nombre d'entrée en incapacité.

Compte tenu du fait que les compagnies estimaient que le taux moyen de 40 % d'augmentation en incapacité était élevé, le CEIOPS a proposé d'adopter un choc de 35 % pour la première année de projection et un choc de 25 % les années suivantes. Les 25% représentent l'augmentation permanente des taux d'incidence notamment ceux liés aux effets cycliques.

L'évaluation du risque « Disability » est définie par :

$$Life_{dis} = \sum_i (\Delta NAV | disshock)$$

Où *disshock* représente la combinaison des risques de tendance et volatilité du QIS2 à savoir : l'augmentation du taux d'incidence de 35% la première année puis de 25% les années suivantes.

La participation à cette étude d'impact a été améliorée avec 53 % de réponses concernant l'incapacité. Cependant, le taux de participation sur ce risque restait inférieur à ceux des autres risques.

QIS 4 :

Cette étude d'impact n'a modifié ni le calcul ni le niveau de chocs appliqués pour l'arrêt de travail. Cependant, nous pouvons noter que le Royaume-Uni a proposé une approche alternative du risque en intégrant un taux de sortie et un calcul par type de contrat. Cette approche faisait intervenir des facteurs de corrélation entre les différents types de contrats, ce qui engendraient des bénéfices de diversification.

Cependant, un participant a proposé de considérer un taux de rechute dans la modélisation du risque « incapacité ». Un autre participant a suggéré la prise en compte d'un taux de rétablissement en bonne santé.

Globalement, la participation à cette étude d'impact a été similaire à celle de l'étude précédente avec 48% de participants ayant adressé leur résultat pour le risque « incapacité ». Ce taux reste néanmoins plus faible que ceux des autres risques.

Lors de cette étude, une vingtaine d'entreprises de sept pays différents, ont communiqué leurs résultats en termes de taux d'incidence sur le risque « disability » dans leur modèle interne. Un taux d'incidence moyen inférieur à 35% résulte de cette analyse pour la première année de projection. Néanmoins pour les années de projection suivantes le taux d'incidence moyen de 25% semble cohérent avec celui de la formule standard.

Calibration paper et QIS 5 :

Suite à l'étude d'impact QIS4, une recherche menée par l'autorité de contrôle suédois a indiqué qu'un taux d'entrée de nouveaux incapables de 50% pour la première année serait plus appropriée, ainsi qu'une baisse du taux de sortie de 20%.

Ce résultat est issu d'une étude réalisée sur une vingtaine d'entreprises suédoise. Les résultats montrent une variation annuelle des taux d'incidence de 23% à 127% hors valeurs extrêmes pour les différentes entreprises.

Cependant, les conditions d'études sont à prendre en considération. En effet, la période d'observation retenue correspond à un contexte social mouvementé suite à des décisions politiques et des conditions

d'accès restreintes aux garanties. De plus le taux de chômage important peut avoir des répercussions sur le taux d'entrée en incapacité. Ces événements ont eu forcément des conséquences sur les taux d'entrée en incapacité et l'exposition au risque.

Compte tenu de ces éléments, l'autorité de contrôle suédois propose un taux d'incidence de 50%. Ce taux apparaît alors comme un jugement d'expert car aucune étude quantitative ne confirme qu'il correspond à une VaR à 99,5%.

D'autre part, concernant le taux de sortie, l'étude a été réalisée sur très peu d'entreprises (9). Les résultats montrent une variation annuelle des taux de sortie de 31% à 126% hors valeurs extrêmes pour les différentes entreprises. Suite à cette étude, un taux de 20% a été retenu sans étude quantitative. Aussi nous pouvons encore une fois penser qu'un jugement d'expert a permis de retenir ce taux.

Une étude complémentaire anglaise a été réalisée par un groupe de travail (UK Actuarial Profession Healthcare Reserving Working Party) sur les niveaux de stress à 1/200 appliqués au risque de morbidité par les principales compagnies d'assurance vie au Royaume-Uni.

Les niveaux de stress moyen appliqués par les principaux assureurs sont :

- Pour la branche Income protection : 27% de taux d'entrée et 15% de taux de sortie
- Pour la branche critical illness : 40% de taux d'entrée.

De plus, en moyenne, toute garantie confondue, les marges des comptes statutaires représentent 20% des provisions. Celles-ci devraient permettre de faire face aux changements défavorables des paramètres de la tarification (taux d'entrée et taux de sortie). Ainsi, un choc de 1/200 devrait être au moins supérieur à ces marges sachant que celles-ci ne sont pas fixées au même niveau de 1/200 (1 scénario catastrophe tous les 200 ans).

Compte tenu de ces différentes études, le CEIOPS a proposé le calibrage suivant :

- + 50% de taux d'entrée la première année suivie de + 25% pour les années de projection suivantes.
- Si applicable, - 20% sur les taux de rétablissement

Ces taux devront être appliqués conjointement. Il s'agit d'un choc combiné.

Au final, la proposition de 50% pour la première année n'a pas été retenue par la suite et lors du QIS 5 et les actes délégués de niveau 2, le taux de première année a été fixé à 35%.

Au terme du QIS5, l'évaluation du risque « Disability » est définie par :

$$Life_{dis} = \sum_t (\Delta NAV | disshock)$$

Où

disshock correspond à une augmentation de 35% des taux d'entrée en incapacité la première suivie d'une augmentation de 25% des taux les années suivantes. De plus, lorsque cela est applicable, une baisse de 20% des taux de rétablissement est appliquée.

La participation des organismes français à cette étude a été très importante. Cependant, s'agissant du premier essai pour certains d'entre eux, les résultats adressés semblaient parfois de moins bonne qualité et erronés.

Les différentes discussions et études d'impact sur le calibrage du risque arrêt de travail sont synthétisés dans le tableau suivant :

Etude	Taux d'incidence 1ère année	Taux d'incidence Années suivantes	Taux de sortie
QIS2	+10%	+25%	0%
QIS3	+35%	+25%	0%
QIS4	+35%	+25%	0%
Calibration paper QIS5	+50%	+25%	-20%
QIS5	+35%	+25%	-20%
Actes délégués	+35%	+25%	-20%

Nous pouvons retenir de ce calibrage du risque que les chocs finaux retenus proviennent d'études réalisées au Royaume Uni et en Suède principalement, les organismes assureurs français n'ayant pas participé massivement aux différentes études d'impacts. D'autre part, nous avons vu que les taux retenus tenaient parfois plus à un jugement d'expert plutôt qu'à une étude quantitative justifiant une VaR à 99,5%.

Etant donné que la réglementation française est différente des autres pays et que les conditions d'accès aux garanties arrêt de travail sont différentes selon les pays, nous pouvons nous poser la question de l'adéquation de ces chocs sur notre portefeuille de données. Une étude sur la population française aurait pu conduire à l'obtention de résultats différents des études précédentes.

Nous souhaitons mesurer la sensibilité du SCR « incapacité-morbidité » à une variation des taux de chocs.

Le tableau ci-dessous reprend les différentes sensibilités réalisées ainsi que les impacts sur le SCR disability/morbidity :

	Taux d'incidence 1ère année	Taux Années suivantes	Taux de sortie	Impact SCR
Chocs EIOPA	+ 35%	+25%	-20%	
Sensibilité 1 (QIS3)	+35%	+25%	0%	-8,0 M€ (-58%)
Sensibilité 2 (calibration paper QIS5)	+50%	+25%	-20%	+3,4 M€ (+25%)
Sensibilité 3 (QIS2)	+10%	+25%	0%	-12,0 M€ (-88%)

Nous constatons que le SCR morbidity/disability est extrêmement sensible au taux d'incidence de 1^{ère} année et au taux de rétablissement. En effet, l'exigence de capital varie énormément et l'impact sur le ratio final est non négligeable (variation entre -1,1% et +3,1% selon la sensibilité).

Limites du calibrage

Les différentes études montrent quelques limites. Du fait, d'une part, d'un nombre restreint de participants et d'autre part, très peu de réponses ont apporté un regard critique sur les chocs proposés.

Par ailleurs, le calibrage du risque incapacité repose essentiellement sur des études anglaises (Watson Wyatt, groupe de travail *UK Actuarial Profession Healthcare Reserving Working Party*) et suédoise (autorité de contrôle suédois) et inclut une certaine part de jugement sans ce qu'il soit certain qu'au Royaume Uni et en Suède le choc finalement retenu corresponde à un niveau à 99,5 %.

Enfin, les tests de sensibilité réalisés nous confortent dans l'idée qu'un calibrage plus approprié des paramètres est nécessaire et permettrait une meilleure évaluation du risque réel du portefeuille.

CONCLUSION

L'adéquation des tables de provisionnement est un enjeu majeur pour un assureur. Bien comprendre et connaître le comportement de la population sous risque a un impact non négligeable sur le résultat.

Nous avons, dans un premier temps, mesuré l'écart de provisionnement engendré par l'utilisation de la table BCAC 2013 par rapport aux tables BCAC actuellement en vigueur. Cette comparaison conduit au constat que les tables réglementaires actuellement en vigueur surestiment la durée de maintien en incapacité de l'ordre de 19,2%, et sous-estiment de 4,1% la durée de maintien en invalidité.

Afin de jauger la pertinence de l'utilisation de la nouvelle table réglementaire et dans le but de mieux appréhender le comportement de nos assurés, nous avons construit une table d'expérience de maintien en incapacité. Dans cette optique, nous avons utilisé l'estimateur de Kaplan Meier pour déterminer les taux de sorties de l'incapacité. La loi brute obtenue présentant de nombreuses irrégularités, un lissage par la méthode de Whittaker-Henderson a été réalisé. Cependant, compte tenu de la faible volumétrie des données à notre disposition, nous avons décidé d'appliquer le modèle de Brass ou modèle de raccordement à référence externe. Le choix de la référence externe s'est porté sur la table BCAC 2013.

L'utilisation de la table d'expérience de maintien en incapacité sur le portefeuille assuré conduit à une diminution du montant des provisions mathématiques. La durée moyenne de maintien en incapacité de la table d'expérience diminue de 5,9% par rapport à celle de la table BCAC 2013.

Cette table est plus proche du comportement réel des assurés de notre portefeuille que les deux tables réglementaires. Nous avons pu vérifier ce point à travers l'analyse de l'adéquation des tables et l'étude de boni-mali réalisée sur le portefeuille. Les bonis obtenus avec la table d'expérience sont beaucoup plus faibles (5,6M€) que ceux obtenus avec les tables BCAC 2010 et BCAC 2013 (respectivement 13,7M€ et 10,0M€).

Notons que cette étude a été réalisée à partir de l'observation d'une population à un moment donné. Or le comportement des assurés peut changer au cours du temps. L'évolution du comportement des assurés implique une évolution de la sinistralité. Les résultats obtenus pour la table d'expérience seraient en conséquence à réajuster.

L'utilisation de la table d'expérience se répercute fortement sur le SCR invalidité/morbidité (baisse de -12%). Les chocs appliqués résultent d'études réalisées dans des pays ayant des réglementations et des conditions d'accès aux garanties arrêt de travail différentes de la France (Royaume Uni et Suède). L'adéquation de ces chocs au marché français n'est donc pas avérée.

Par ailleurs, nous avons constaté que le SCR invalidité/morbidité est extrêmement sensible aux paramètres de la formule standard et que l'impact sur le ratio final est non négligeable. Enfin, le SCR prime & réserve est quant à lui relativement stable. Néanmoins, la mise en place d'un sigma USP pourrait très certainement améliorer l'estimation du SCR.

Cela nous conforte dans l'idée qu'un calibrage plus approprié des paramètres est nécessaire et permettrait une meilleure évaluation du risque réel du portefeuille.

BIBLIOGRAPHIE

Références

[1] Rapport de l'Assurance Maladie au ministre chargé de la Sécurité sociale et au Parlement sur l'évolution des charges et produits de l'Assurance Maladie au titre de 2019 (loi du 13 août 2004), « Améliorer la qualité du système de santé et maîtriser les dépenses »

[2] Etude de marché réalisé par le cabinet Prim Act

<http://www.sacei.org/page16/page17/downloads-5/downloads-6/files/5%20Planchet%20Leroy.pdf>

<http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/ISFA/fp->

[isfa.nsf/34a14c286dfb0903c1256ffd00502d73/a0d8fe4a9807886ac1257d11002a0be9/\\$FILE/presentation.pdf](http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/ISFA/fp-isfa.nsf/34a14c286dfb0903c1256ffd00502d73/a0d8fe4a9807886ac1257d11002a0be9/$FILE/presentation.pdf)

[3] London D., Graduation: The revision of estimates, Actex, Publications, 1985

[4] Planchet et Therond, modèles de durée, applications actuarielles, *economica*, 2006

[5] *Planchet et Therond, modelisation statistiques des phénomènes de durées, applications actuarielles, economica, 2011*

[6] CEIOPS (2006), Quantitative Impact Study 2 Technical Specification.

[7] CEIOPS (2006), QIS2 Summary Report.

[8] CEIOPS (2007), QIS3 Calibration of the underwriting risk, market risk and MCR.

[9] CEIOPS (2007), QIS3 Technical Specifications Part I : Instructions.

[10] CEIOPS (2007), QIS3 Technical Specifications Part II : Background information.

[11] CEIOPS (2007), CEIOPS' Report on its third Quantitative Impact Study.

[12] CEIOPS (2008), QIS4 Background document: Calibration of SCR and MCR.

[13] CEIOPS (2008), QIS4 Technical Specifications.

[14] CEIOPS (2008), CEIOPS' Report on its fourth Quantitative Impact Study.

[15] CEIOPS (2010), QIS5 Technical Specifications.

[16] CEIOPS (2010). Calibration Paper

Sites internet

EIOPA : <https://eiopa.europa.eu/>

ACPR : <https://acpr.banque-france.fr/lacpr.html>

Ressources actuarielles : <http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/ISFA/fp-isfa.nsf/a5ee867f10dc2d79c1256f130065f05f/893a6130916e6490c1256f130067c453?OpenDocument>

Mémoire :

GAUMET A. [2001], Construction de tables d'expérience pour l'entrée et le maintien en incapacité, ISFA

LEURENT T. [2010], Construction des tables d'expérience des risques incapacité et invalidité, DUAS

FAUVERNIER M. [2014] : Construction de tables d'expérience en arrêt de travail : Etudes de portefeuilles salariés et travailleurs handicapés, ISFA

SIROT-DEVINEAU P. [2014], Sinistralité en arrêt de travail en fonction du secteur d'activité et son impact sur le provisionnement, ISFA

MOSSABO S. [2016] : Suivi du risque incapacité en prévoyance collective : Détection de ruptures dans l'incidence et Construction de loi de maintien, ISAF

BAGUI H. [2013], Refonte des lois de maintien en incapacité temporaire de travail, ISFA

EL JALTI V. [2016], Arrêt de travail et Solvabilité 2 : Une autre approche pour le calibrage du risque de maintien, CNAM

Cours :

PLANCHET Frédéric : Modèles de durée : support de cours, 2018-2019.

<http://www.ressources-actuarielles.net>