

**Mémoire présenté devant l'ENSAE Paris
pour l'obtention du diplôme de la filière Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires**

le 13/03/2023

Par : **Victor PAVARD**

Titre: **Ajustement du provisionnement du risque arrêt de
travail pour optimiser le pilotage des régimes collectifs
en prévoyance**

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

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

Membres présents du jury de la filière

Pierre PICARD

Entreprise : ACTUARIELLES

Nom : Anne MARION

Signature :



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

Directeur de mémoire en entreprise :

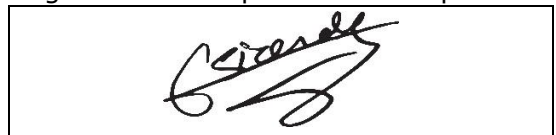
Nom : Gabrielle SICARDY

Signature :



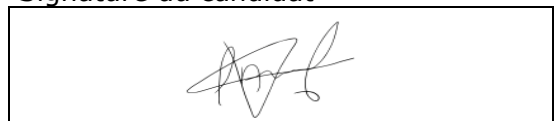
**Autorisation de publication et de
mise en ligne sur un site de
diffusion de documents actuariels**
(après expiration de l'éventuel délai de
confidentialité)

Signature du responsable entreprise



Secrétariat :

Signature du candidat



Bibliothèque :

Résumé

Mots clés : Tables du BCAC, provisionnement, régime collectif, prévoyance, pilotage, arrêt de travail, incapacité, invalidité, réglementation, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson

Les contrats collectifs font référence aux contrats de protection de personnes signés entre un organisme assureur et une entreprise afin d'en couvrir les salariés. Parmi les garanties proposées en prévoyance, le risque arrêt de travail est essentiel. En effet, à la suite d'une maladie ou d'un accident non nécessairement professionnel, le salarié pourrait se trouver dans l'incapacité physique ou psychique de poursuivre son activité. Des indemnités lui seront alors versées et les charges associées pourraient être très importantes pour les organismes complémentaires.

Tant qu'un arrêt est en cours, il est impossible de déterminer avec certitude la date de retour au travail. Afin d'être en mesure de répondre à leurs engagements, les organismes assureurs se doivent alors de constituer des provisions de rentes. Au même titre que les prestations réellement versées, ces provisions sont intégrées dans la charge de sinistres et entrent ainsi dans l'analyse de l'équilibre d'un régime. Pour le rééquilibrer, des décisions peuvent être prises sur les cotisations, les garanties proposées, les frais etc. Contrairement au risque santé, les provisions représentent une part importante de la charge de sinistres en prévoyance lourde. La pertinence de leur estimation est donc fondamentale afin que le pilotage n'amène pas de décisions incohérentes avec la réalité du risque.

Pour autant, aussi réglementées que soient les provisions, elles restent des estimations qui entraînent nécessairement la constatation d'écarts. L'objectif de ce mémoire est alors de s'intéresser aux ajustements possibles qui pourraient être apportés sur les méthodes de provisionnement afin de se rapprocher au maximum de la réalité.

Après avoir présenté le contexte réglementaire et les mécanismes de provisionnement, la réflexion se portera sur l'impact de différents facteurs. Il sera question, entre autres, de la réforme des retraites et de la baisse des taux techniques mais également de la gestion même des sinistres. La dernière partie se concentrera sur l'invalidité, relative aux arrêts longs, et plus particulièrement sur le passage entre les catégories 1 et 2 qui implique une différence dans les versements complémentaires et donc dans les montants provisionnés. Aucune table réglementaire de passage n'est en vigueur, c'est pourquoi la construction d'une loi de transition pourrait permettre de fiabiliser l'estimation liée à ces sinistres.

Abstract

Keywords: BCAC tables, provisioning, group plan, providence, piloting, work stoppage, disability, regulation, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson

Group contracts refer to personal protection contracts signed between an insurer and a company to cover its employees. Among the guarantees offered in providence, the risk of work stoppage is essential. Following an illness or accident, not necessarily work-related, the employee may find himself physically or psychologically unable to continue his activity. Compensation will then be paid, and the associated costs could be very high for supplementary organizations.

As long as a stoppage is in progress, it is impossible to determine with certainty the date of return to work. In order to be able to meet their commitments, insurers must therefore set aside provisions for annuities. In the same way as the benefits actually paid, these provisions are included in the cost of claims and are therefore included in the analysis of the balance of a scheme. To rebalance the scheme, decisions can be taken on contributions, benefits offered, costs, etc. In contrast to health risk, reserves represent a significant part of the cost of claims in the case of provident insurance. The relevance of their estimation is therefore fundamental so that management does not lead to decisions that are inconsistent with the reality of the risk.

However regulated the reserves may be, they remain estimates that necessarily lead to the recognition of discrepancies. The objective of this paper is therefore to examine the possible adjustments that could be made to provisioning methods to come as close as possible to reality.

After presenting the regulatory context and the provisioning mechanisms, the impact of various factors will be considered. Amongst other things, the pension reform and the volatility of technical rates will be discussed, as well as the management of claims. The last part will focus on invalidity, relating to long stoppages, and more particularly on the transition between categories 1 and 2, which implies a difference in supplementary payments and therefore in the amounts provisioned. No regulatory transition table is in force, which is why the construction of a transition law could make it possible to make the estimation of these claims more reliable.

Remerciements

Tout d'abord, je tiens à remercier l'équipe d'ACTUARIELLES dans son ensemble pour la confiance et l'écoute accordées pendant l'élaboration de mon mémoire.

Plus individuellement,

- Je tiens à remercier, Anne MARION, pour ses précieuses remarques et le temps accordé.
- Ma tutrice, Gabrielle SICARDY, pour tous les conseils qu'elle m'a transmis et sa disponibilité pour répondre à mes questions.
- De même, je tiens à remercier Maxime REBY pour son implication dans mon travail.
- Je tiens aussi à remercier les autres membres du cabinet, Émilie PEYRIEUX, Mathieu TRIVERY, Louis-Baptiste LAURENT et Luka DEBATISTA pour leur soutien et leurs différentes suggestions.
- Je tiens également à remercier Frédéric PLANCHET pour sa disponibilité et ses précieux conseils.
- Enfin, je remercie Pierre PICARD pour la relecture de ce mémoire.

Je tiens une nouvelle fois à remercier tous les membres du cabinet pour leur bonne humeur et leur accueil, qui m'ont permis de m'épanouir dans ma première expérience professionnelle et d'apprendre le métier d'actuaire.

Sommaire

Résumé	2
Abstract	3
Remerciements	4
La prévoyance couvre quatre risques majeurs.....	9
Introduction	10
Partie 1 : Présentation du risque arrêt de travail et de son provisionnement	
1. L'arrêt de travail est la garantie clé	12
1.1 Elle est réglementée.....	12
a) Par des textes des lois.....	12
b) Complétés par des accords nationaux ou conventions collectives	13
1.2 L'incapacité temporaire est l'état le plus fréquent	13
a) Elle est limitée à 3 ans.....	13
b) Les indemnités de la Sécurité sociale dépendent de la nature de l'arrêt	14
1.3 L'appellation des arrêts permanents diffère selon l'origine du sinistre.....	14
a) L'invalidité concerne les arrêts non-professionnels	14
b) Trois catégories existent dans ce cas	15
c) Une incapacité permanente sera reconnue si l'origine est professionnelle	17
1.4 La Sécurité sociale n'est pas seule pour assurer le salaire	18
a) Le maintien employeur s'applique en début d'arrêt, sur une durée définie	18
b) Viennent ensuite les versements des organismes complémentaires	19
c) L'exemple de la CCN Syntec illustre les mécanismes en incapacité temporaire	19
2. L'estimation des provisions est un enjeu majeur en arrêt de travail.....	22
2.1 Le provisionnement est une estimation probabilisée.....	22
a) Age, ancienneté dans l'arrêt et salaire sont indispensables au calcul.....	22
b) La réglementation fournit un cadre bien défini	23
2.2 L'outil du cabinet Actuarielles permet d'estimer ces provisions	24
a) Les provisions sont actualisées.....	24
b) L'estimation est faite selon plusieurs méthodes et repose sur des hypothèses.....	24
2.3 L'incapacité est provisionnée jusqu'à 70 ans dans l'outil.....	25
a) Age auquel l'employeur peut rendre obligatoire le départ en retraite	25
b) Les coefficients sont des moyennes pondérées et actualisées des effectifs.....	26
c) Les montants provisionnés peuvent être revalorisés	27
2.4 L'invalidité est provisionnée jusqu'à 62 ou 67 ans	27
a) L'attente d'invalidité fait le lien entre incapacité et invalidité	27
b) L'invalidité est généralement provisionnée jusqu'à l'âge légal de départ en retraite	28
c) La pension d'invalidité peut malgré tout être perçue jusqu'à 67 ans	28

2.5	La cohérence du pilotage des régimes collectifs en prévoyance repose sur la pertinence du provisionnement	30
a)	Un compte comptable et un compte par survenance sont établis	30
b)	Les provisions représentent une part importante de la charge de sinistres	31
c)	Des décisions peuvent être prises pour rééquilibrer le régime	31

Partie 2 : Quantification des enjeux liés au provisionnement du risque arrêt de travail

3.	Le provisionnement est sensible à de nombreux facteurs externes	35
3.1	Sur lesquels les organismes assureurs n'ont pas la main.....	35
a)	Les taux techniques sont utilisés pour l'actualisation	35
b)	La Sécurité sociale pourrait se désengager.....	36
c)	Le vieillissement de la population active est constaté et s'accroît	36
d)	La retraite progressive, seule bonne nouvelle ?.....	37
3.2	Un portefeuille client est utilisé pour estimer les impacts.....	38
a)	L'âge moyen est de 45 ans et les non-cadres sont largement majoritaires	38
b)	Plus de 2 000 sinistres sont provisionnés	39
c)	Les sinistrés sont plus âgés que la moyenne	40
d)	Les provisions représentent 40% de la charge de sinistres.....	41
3.3	Des importances relatives se détachent entre les différents sujets	41
a)	Les taux techniques sont cruciaux et volatiles	41
b)	La réforme des retraites pourrait exercer une influence majeure	42
c)	L'impact du désengagement de la Sécurité sociale devrait être plus limité	43
d)	L'influence de la retraite progressive sur le provisionnement semble faible	46
4.	Les méthodes déterministes estiment les écarts liés aux tables.....	49
4.1	Les provisions sont des estimations inexactes par définition	49
a)	La liquidation des provisions est une clé d'analyse	49
b)	Il convient d'analyser les écarts révélés par la liquidation	50
c)	La comptabilisation de PSI est une tentative pour limiter ces écarts	51
4.2	Elles sont appliquées sur les triangles de développement	53
a)	Les triangles en charge de sinistres seront retenus pour cette étude.....	53
b)	Les données étudiées intègrent des PSI.....	54
4.3	La méthode de Chain-Ladder est la plus répandue	55
a)	Elle suppose une relation linéaire entre les charges de sinistres	55
b)	La vérification des hypothèses permet de conclure sur la pertinence du modèle.....	57
c)	Des analyses complémentaires sont menées afin de s'assurer de la robustesse des résultats	58
4.4	La méthode de London Chain est légèrement différente.....	60
a)	La relation affine remplace l'hypothèse de linéarité	60
b)	Le test de Student permet de contrôler la pertinence des hypothèses	61

5.	Améliorer la connaissance des sinistres affinerait le provisionnement et perfectionnerait le pilotage.....	63
5.1	Les mécanismes d'indemnisations complexifient les estimations	63
a)	L'apparition de sinistres inconnus peut dégrader le régime	63
b)	D'autant plus que l'assureur ne connaît que les sinistres qu'il indemnise	64
5.2	C'est pourquoi il faut affiner au maximum le provisionnement	64
a)	La DSN pourrait améliorer la transmission de l'information.....	64
b)	Pour l'heure, des écarts d'informations sont bien constatés.....	65
c)	Les sinistres sous maintien employeur seraient provisionnés plus précisément	68
d)	Le profil d'indemnisation du maintien employeur est sujet à ajustements	71
e)	Les écarts observés et l'impact des ajustements ne sont pas négligeables	71

Partie 3 : Impact des transitions entre les catégories d'invalidité 1 et 2

6.	Les changements de catégorie d'invalidité sont observés dans les données étudiées	77
6.1	Le provisionnement du passage entre catégories n'est pas réglementé	77
a)	Pour rappel, 3 catégories d'invalidité sont à considérer.....	77
b)	Aucune table réglementaire de passage entre catégories n'est en vigueur	78
c)	Les pensions versées par Sécurité sociale et les garanties des régimes prévoyance diffèrent selon la catégorie.....	79
d)	Le provisionnement n'est mis à jour qu'après la recatégorisation	79
6.2	Les données regroupent des prestations sur 10 ans, pour 12000 sinistres.....	80
a)	Les invalides de catégorie 2 sont majoritaires.....	80
b)	Un arrêt est considéré clos si aucune prestation n'est renseignée depuis 1 an.....	81
c)	Des phénomènes de censure à droite et troncature à gauche sont observés	82
d)	L'idée initiale est inspirée de travaux réalisés sur le passage d'incapacité à invalidité	84
7.	Distinguer les catégories d'invalidité ne se révèle pas pertinent.....	87
7.1	L'estimateur de Kaplan Meier est adapté à l'étude	87
a)	L'estimation de la fonction de survie est réalisée en tenant compte de la censure.....	87
b)	L'estimateur est adapté au phénomène de troncature.....	88
7.2	Une première table d'expérience, par âge, est estimée.....	89
a)	Deux tables de maintien distinguant les invalidités 1 et 2 sont initialement construites.....	89
b)	La variance de Greenwood illustre une variabilité trop importante	92
7.3	À la suite de ces premiers résultats insatisfaisants, la méthode est ajustée	94
a)	Les distributions des invalides 1 et 2 sont semblables par tranche d'âges	94
b)	L'objectif devient alors l'estimation des probabilités de passage	95
8.	Des probabilités de transition ajustent le provisionnement	98
8.1	Une table de maintien commune aux deux catégories est construite par tranche d'âges	98
a)	Elle servira de base à l'estimation des probabilités de transition	98
b)	Le regroupement des catégories et le recours aux tranches d'âges réduisent nettement la variabilité.....	99
c)	Le lissage de Whittaker-Henderson est appliqué	100

d)	En invalidité, les tranches d'âges posent question	101
e)	Les données fournies requièrent des hypothèses fortes conduisant à des approximations..	101
8.2	La table de transition repose sur la table d'expérience.....	103
a)	Les taux bruts de passage sont établis dans un premier temps.....	103
b)	Puis sont appliqués à la table de maintien d'expérience	103
8.3	L'impact de cette transition n'est pas négligeable sur le provisionnement	104
a)	Une sur-provision est donc comptabilisée pour les invalidités 1	104
b)	Les potentielles rentes d'invalidité 2 sont estimées pour déterminer l'impact.....	105
8.4	Une méthode différente propose un impact similaire.....	1066
a)	L'estimation est réalisée sans distinction d'âges.....	106
b)	La proximité entre les résultats des deux méthodes valide l'impact estimé.....	106
Conclusion.....		110
Bibliographie.....		112
Annexes		
Annexe 1 : Résultats du test du chi-2		114
Annexe 2 : Validation par le critère de Cochran		115
Annexe 3 : Méthode de Whittaker-Henderson.....		116

La prévoyance couvre quatre risques majeurs

La prévoyance lourde concerne les risques suivants :

- L'incapacité de travail
- L'invalidité
- Le décès (capitaux, rentes éducation, rentes de conjoint viagère ou temporaire)
- La dépendance

Il apparaît donc immédiatement qu'elle se situe à la fois au sein de l'assurance non-vie, pour la dépendance et l'arrêt de travail (incapacité et invalidité), et de l'assurance vie pour le décès. Cette dualité est une particularité notable car peu fréquente.

La majorité des Français connaît, de façon plus ou moins précise, les garanties du risque santé se trouvant dans leur contrat. Concernant la prévoyance lourde, le constat semble assez différent avec des risques moins connus de tous.

Les mots d'Alexandre Gaertner, Directeur adjoint en charge de l'ingénierie sociale et des partenariats au sein de la Direction des accords de branches d'AG2R LA MONDIALE, en attestent : « *Quand on parle de frais de santé ou de mutuelle, le grand public sait de quoi il s'agit. En revanche, la prévoyance lourde est un sujet beaucoup moins connu alors qu'il couvre l'incapacité, l'invalidité et le décès. Selon leur taux de couverture, ces risques majeurs peuvent entraîner des précarités financières importantes aux conséquences dramatiques.* » [1]

Cette distorsion dans la connaissance des garanties peut venir du fait que les risques couverts en prévoyance sont moins fréquents bien qu'ils soient plus graves en termes de conséquences financières pour l'assuré et ses bénéficiaires. De plus, depuis le 1er janvier 2016 et la généralisation de la complémentaire santé, les entreprises du secteur privé sont contraintes de fournir à leurs salariés une couverture collective. [19]

Il faut également noter que 95% des Français sont couverts en santé [15] alors qu'ils sont seulement 84% en prévoyance, au sens large du terme. [5] [17] Il apparaît donc que les taux de couvertures sont moins importants en prévoyance lourde qu'en santé ce qui pourrait expliquer, en partie, la méconnaissance que les Français semblent avoir de ces garanties.

Néanmoins, la faible fréquence observée sur les sinistres associés au risque de prévoyance lourde semble être l'argument principal.

Ce mémoire n'a pas pour objectif d'aborder le thème de la prévoyance dans son ensemble mais de se concentrer sur le risque arrêt de travail et plus particulièrement son provisionnement dont les enjeux sont cruciaux avec, entre autres, une augmentation constante des taux d'absentéisme ces dernières années. [12] [17] Les différents points abordés tenteront d'analyser les problématiques auxquelles font face les organismes assureurs lorsqu'il est question de provisionnement de l'arrêt de travail en se demandant comment les méthodes habituelles pourraient être ajustées.

Sauf mention contraire, le terme « provision » fait appel, dans ce mémoire, à la notion de provisions de rente (PR) aussi appelées provisions mathématiques (PM) qui correspondent à une évaluation mathématique et réglementée des engagements d'un assureur.

De la même manière, le terme « prévoyance » sera utilisé à de nombreuses reprises et il fera référence à la prévoyance lourde présentée ci-dessus. Dans toutes les réflexions qui seront menées, le risque décès ne sera que très rarement mentionné mais il convient de garder à l'esprit que les contrats de prévoyance lourde intègrent également des garanties sur le risque décès.

Introduction

Les contrats d'assurance sont dits collectifs lorsqu'ils couvrent l'ensemble des salariés d'une même entreprise sans autre distinction possible que celle des catégories objectives réglementairement définies. Des comptes de résultats sont alors établis, par contrat collectif, afin d'analyser l'équilibre du régime. Les cotisations perçues nettes de chargements, rapportées à la charge de sinistres, forment alors un indicateur clé appelé ratio de sinistralité. La charge de sinistres est constituée par la somme des prestations versées et des provisions comptabilisées. Ces dernières sont une estimation des engagements futurs de l'organisme assureur, en termes de prestations à verser pour des arrêts de travail.

Elles permettent de représenter le fait que la durée d'un sinistre non-clos est inconnue au moment de l'estimation car il est impossible de prédire de manière exacte la date de retour à l'emploi de l'assuré. Contrairement aux prestations versées, elles font donc l'objet d'estimations nécessairement inexactes. Pour autant, elles constituent une part importante de la charge de sinistres et jouent ainsi un rôle dans le pilotage des régimes. Tout l'enjeu réside donc dans l'évaluation la plus juste possible de ces provisions car leur mauvaise estimation pourrait conduire à un ratio de sinistralité erroné et à une prise de décisions potentiellement en décalage avec ce qu'il conviendrait de faire si les provisions avaient été calibrées de manière plus pertinente.

Pour homogénéiser les pratiques, mais également guider les organismes assureurs dans leur démarche, des tables réglementaires de provisionnement ont été mises en place par le Bureau Commun d'Assurance des Collectives (BCAC) afin de modéliser, en fonction de l'âge et de l'ancienneté de l'arrêt, la durée restante pour chaque sinistre pris individuellement. Il apparaît donc que l'adaptabilité de ces tables aux différents portefeuilles assurés soit imparfaite dans le sens où elles ne permettent pas la prise en compte de multiples facteurs. Le sexe, la catégorie socio-professionnelle ou le secteur d'activité sont a priori autant d'éléments pouvant, entre autres, faire varier les durées de sinistres.

Il est donc commun de constater des boni (ou mali) de liquidation correspondant à un provisionnement trop (ou pas assez) important par rapport à la charge réelle générée par un sinistre. Ces variations entre les provisions estimées et les prestations effectivement versées a posteriori sont problématiques pour les organismes assureurs car elles introduisent beaucoup de volatilité au sein des contrats de prévoyance.

La mauvaise estimation des provisions pourrait donc conduire à un pilotage biaisé du régime. L'objectif de ce mémoire est alors de s'interroger sur les potentielles pistes d'amélioration en matière de provisionnement afin de piloter au mieux les régimes prévoyance.

Le questionnement est donc triple : Quelle est l'importance du provisionnement dans le pilotage d'un régime prévoyance ? Dans quelle mesure les facteurs externes impactent-ils les montants provisionnés en arrêt de travail ? Quelles peuvent-être les solutions pour ajuster les méthodes de provisionnement et se rapprocher au maximum de la réalité ?

Il conviendra donc de présenter, dans un premier temps et de manière plus précise, l'environnement réglementaire de l'arrêt de travail ainsi que les méthodologies d'estimations des provisions. Cela permettra de définir le cadre dans lequel les études seront menées et de saisir les enjeux du provisionnement et leurs impacts sur le pilotage.

Dans un deuxième temps, les impacts de différents éléments seront estimés. Il sera notamment question de facteurs externes comme la réforme des retraites ou la volatilité des taux techniques, sur lesquels les organismes assureurs ne peuvent exercer une influence directe. Une réflexion sera également menée sur les méthodologies de gestion et de comptabilisation des sinistres dits inconnus, sujet de discussions récurrent lors de l'analyse des comptes d'un régime prévoyance.

La dernière partie de ce mémoire sera consacrée à l'invalidité, correspondant aux arrêts longs, et plus spécifiquement au passage entre les catégories 1 et 2 pour lequel aucune table réglementaire n'est en vigueur. Ce passage peut pourtant générer des écarts non négligeables entre les montants provisionnés et les prestations à verser du fait d'un changement de catégorie de l'assuré dans le temps.

Partie 1

Présentation du risque arrêt de travail et de son provisionnement

1. L'arrêt de travail est la garantie clé

Les mécanismes afférents au risque arrêt de travail sont bien particuliers et il convient de les présenter dans un premier temps afin d'en saisir les enjeux. Le premier élément important est le fait que l'individu se retrouvant dans l'impossibilité de percevoir son revenu habituel se verra verser des indemnités de la part de différents acteurs.

Les conditions d'indemnisation ainsi que les rôles attribués à chacun sont alors définis par des textes réglementaires à l'échelle nationale avant d'être adaptés à chaque secteur d'activité ou entreprise par le biais de conventions collectives et autres accords.

Le montant de ces indemnités évoluera notamment en fonction du niveau de réduction des capacités de travail de l'individu et de l'origine professionnelle ou non de l'arrêt. Il sera alors question d'incapacité temporaire dans le cas d'un arrêt de moins de 3 ans ou d'invalidité dans le cas d'un arrêt permanent (ou d'incapacité permanente si l'origine est professionnelle).

Enfin, puisque les organismes assureurs seront au cœur de ce mémoire, il sera nécessaire de garder à l'esprit leur rôle de dernier relai dans la couverture du salaire après la Sécurité sociale et l'employeur, qui n'intervient que dans le cadre de l'incapacité temporaire.

1.1 Elle est réglementée

a) Par des textes des lois

Plusieurs textes de loi régissent les versements d'indemnités en cas d'arrêt de travail et responsabilisent les différents acteurs. Chronologiquement, c'est la loi de mensualisation de 1978 [9] qui a été introduite en premier. Tout d'abord, elle garantit aux salariés, dont l'ancienneté est supérieure à 1 an, un revenu mensuel fixe quel que soit le nombre de jours composant le mois et, dans un second temps, elle contraint l'employeur à maintenir le salaire de ses employés en cas d'arrêt maladie ou d'accident du travail.

Vient ensuite la loi Evin de 1989 [13] qui vise à harmoniser les règles applicables aux trois types d'organismes assureurs à savoir :

- Les entreprises d'assurance
- Les mutuelles
- Les institutions de prévoyance.

L'article 1 définit le cadre de la prévoyance, même si la loi Evin traite tout autant de la santé. Il stipule que seuls les trois organismes ci-dessus sont habilités à couvrir les risques santé et prévoyance. Une entreprise ne peut donc pas être son propre assureur ce qui justifie, notamment, les frais imposés par les organismes assureurs sur les cotisations perçues. La nullité de ces derniers conduirait à une situation d'auto-assurance qui ne peut exister dans le cadre de cette loi.

L'article 2 définit le caractère collectif et impersonnel afin qu'aucune forme de discrimination ne puisse être mise en place dans la couverture des salariés d'une même entreprise. La seule distinction possible concerne la constitution de catégories objectives liées aux statuts professionnels et aux salaires perçus.

L'article 7 est également important car il impose à l'assureur de maintenir le versement des prestations acquises durant la vie du contrat et ce même en cas de résiliation ou de non-renouvellement de celui-ci. Cet article contraint également l'assureur à constituer des provisions en conséquence pour couvrir tous les engagements qu'il a souscrit. L'article 7-1 le complète en 2001 en indiquant que la garantie décès devra être maintenue pour les personnes en arrêt de travail et qu'une provision correspondante devra être constituée.

La non reprise d'en-cours par le nouvel organisme assureur en cas de cessation du contrat d'assurance aura une importance majeure dans les études menées dans la suite de ce mémoire puisque le contraire aurait réduit de manière considérable la durabilité des engagements financiers.

Pour autant, la loi du 8 août 1994 [13] impose à l'employeur d'organiser la revalorisation future des prestations en cas de changement d'organisme assureur. L'ancien organisme n'aura donc pas l'obligation de revaloriser les prestations au cours du temps. Il devra malgré tout continuer de les verser, au moins au niveau atteint avant la résiliation du contrat, mais il n'aura aucune obligation de verser plus afin de compenser un contexte inflationniste par exemple.

Enfin, l'arrêté du 28 mars 1996 [13] fixe les règles de provisionnement pour les organismes assureurs, point qui sera approfondi dans le chapitre suivant. A noter enfin que l'article 15 de la Loi Evin oblige l'assureur à présenter annuellement les comptes à l'assuré. Ainsi, une des missions du cabinet **A C T U A R I E L L E S**, lorsque celui-ci est conseil d'une entreprise ayant souscrit un contrat collectif, est de contrôler la correcte construction des comptes. Le provisionnement est notamment un sujet d'attention particulier car il fait l'objet d'estimations qu'il convient d'analyser.

b) Complétés par des accords nationaux ou conventions collectives

Les textes de loi précédemment présentés sont complétés par des Accords Nationaux Interprofessionnels (ANI), négociés entre différents partenaires sociaux au niveau national afin de fixer des règles s'appliquant à l'ensemble des secteurs d'activités. C'est dans le cadre de l'accord du 11 janvier 2013, par exemple, que la généralisation de la complémentaire santé collective, citée en préambule, a eu lieu.

Enfin, les Conventions Collectives Nationales (CCN) sont des accords entre représentants syndicaux et patronaux qui permettent, pour des branches d'activités données, de fixer des règles communes sur de nombreux aspects comme les conditions d'emplois, les minima salariaux, les garanties sociales etc. Elles permettent également de définir, pour certaines, les règles de cotisations et minima de prestations que devront notamment respecter les organismes voulant assurer les risques santé et prévoyance d'une entreprise appartenant au secteur d'activité concerné.

Les garanties en cas d'arrêt de travail proposées par un organisme assureur devront donc respecter, a minima, les règles établies par ces accords.

L'arrêt de travail est donc une garantie s'inscrivant dans un référentiel propre puisque régi par de multiples textes de loi, conventions ou accords et dépendant de nombreux facteurs, comme le secteur d'activité évoqué ici. Il est donc important de bien saisir les différents mécanismes afin d'en mesurer les enjeux et notamment la distinction entre les deux grands états en cas d'arrêt de travail que sont l'incapacité et l'invalidité.

1.2 L'incapacité temporaire est l'état le plus fréquent

a) Elle est limitée à 3 ans

En cas d'arrêt de travail, il est généralement question, dans un premier temps, d'incapacité temporaire. Comme son nom l'indique, elle concerne les personnes qui, pour cause de maladie ou d'accident, ne pourraient pas exercer leur activité pendant une certaine période. La définition exacte est donnée par le code de la Sécurité sociale dans l'article L 321-1. [13]

Ainsi, un individu sera déclaré en arrêt de travail s'il « *se trouve dans l'incapacité physique constatée par le médecin [...] de continuer ou de reprendre le travail* ». Dans ce cas, l'aspect temporaire est primordial car c'est lui qui permettra la distinction avec l'invalidité, évoquée plus loin.

Du fait de la définition de l'incapacité, il existe quatre états de sorties :

- Le rétablissement impliquant le retour à l'emploi
- Le passage en invalidité, détaillé par la suite
- La mise à la retraite, mettant fin au versement des indemnités
- Le décès, activant d'autres garanties potentielles

Le passage en invalidité fait l'objet de la section suivante et la mise en retraite sera évoquée notamment lorsqu'il sera question de provisionnement. Le rétablissement et le décès ne soulèvent pas de questions. En effet, le rétablissement nécessitera le retour à l'emploi.

Au cours de l'incapacité de travail, le salarié ne perçoit plus son salaire brut habituel mais se voit verser, par la Sécurité sociale notamment, des indemnités journalières (IJSS) en pourcentage de celui-ci.

b) Les indemnités de la Sécurité sociale dépendent de la nature de l'arrêt

L'arrêt de travail peut être d'origine privée ou professionnelle, c'est-à-dire directement liée à l'activité de l'assuré ou non. Cette distinction est importante car les indemnités journalières versées par la Sécurité sociale ainsi que leurs conditions d'obtention en dépendront.

En effet, si l'origine est privée, la Sécurité sociale observera 3 jours de carence avant de procéder à tout versement. Passé ce délai, les indemnités permettront de garantir 50% du salaire brut dans la limite de 1,8 SMIC, entrée en vigueur en 2012.

De plus, il faut également noter que des conditions de versements sont imposées aux assurés en nombres d'heures travaillées ou de montants de salaires perçus au cours des mois précédant l'arrêt. Une distinction existe également dans ces conditions suivant que l'arrêt soit de plus de 6 mois ou non.

En effet, au cours des 6 premiers mois, il faut justifier le respect d'une des conditions suivantes :

- Avoir travaillé au moins 150 heures au cours des 3 derniers mois précédant l'arrêt
- Avoir cotisé, au cours des 6 mois civils précédant l'arrêt, sur la base d'une rémunération au moins égale à 1 015 fois le SMIC horaire, fixé en début de période

Après les 6 premiers mois, il faut justifier le respect d'une des conditions suivantes :

- Être affilié, au moment de l'arrêt, à un régime de Sécurité sociale depuis 12 mois au moins et avoir travaillé au moins 600 heures au cours des 12 mois précédant l'arrêt.
- Avoir cotisé, pendant les 12 mois civils ou les 365 jours précédant l'arrêt, sur la base d'une rémunération au moins égale à 2 030 fois le montant du SMIC horaire, fixé en début de période

A noter que depuis le 1^{er} juillet 2020, le nombre d'enfants à charge n'entraîne plus de majorations comme ce pouvait être le cas auparavant.

Si l'origine est professionnelle, il n'y a aucun délai de carence, les versements débutent donc au premier jour de l'arrêt. De plus, les indemnités ne sont pas les mêmes selon l'ancienneté de l'arrêt. Elles s'élèveront à 60% du salaire brut dans les 28 premiers jours de l'arrêt puis passeront à 80% à partir du 29^{ème} jour. A noter que ces indemnités sont plafonnées au gain journalier net. [19]

Il apparait donc que, dans le cas d'un arrêt professionnel, les indemnités versées par la Sécurité sociale sont plus importantes.

Dans les cas les plus graves, cette incapacité temporaire peut résulter en un état permanent.

1.3 L'appellation des arrêts permanents diffère selon l'origine du sinistre

Avant tout chose et afin d'éviter les confusions, il convient de préciser que dans le cas des arrêts permanents, il sera question d'invalidité si l'origine est non-professionnelle et d'incapacité permanente si l'origine est professionnelle.

a) L'invalidité concerne les arrêts non-professionnels

L'invalidité est la seconde notion fondamentale lorsqu'il est question d'arrêt de travail. La définition est cette fois-ci donnée par l'article L 341-1 du code de la Sécurité sociale. Un individu sera déclaré invalide et se verra octroyer la pension complémentaire s'il « *présente une invalidité réduisant dans des proportions déterminées sa capacité de travail ou de gain, c'est-à-dire le mettant hors d'état de se procurer un salaire supérieur à une fraction de la rémunération soumise à cotisations et contributions* ».

sociales qu'il percevait dans la profession qu'il exerçait avant la date de l'interruption de travail suivie d'invalidité ou la date de la constatation médicale de l'invalidité ». [13]

Il y a trois possibilités pour entrer en invalidité :

- Un accident ou maladie grave dépassant le cadre de l'incapacité temporaire
- La dégradation de l'état au cours d'une période d'incapacité temporaire
- Une durée supérieure à 3 ans en état d'incapacité temporaire

La distinction entre les deux premiers points est subtile dans le sens où les sinistrés sont généralement placés en incapacité temporaire dans un premier temps avant d'être considérés invalides au bout de quelques mois ou années si leur état l'impose. Il arrive cependant que la maladie ou l'accident à l'origine de l'arrêt conduise directement à un état permanent du fait de la gravité de celui ou celle-ci.

La dernière possibilité mentionnée ci-dessus est importante car la durée d'incapacité ne peut excéder 3 ans. Passé ce délai et sur avis d'un médecin, l'assuré devra soit reprendre le travail si son état de santé le permet soit être placé en invalidité.

Il n'y a donc que deux possibilités pour sortir de l'état d'invalidité :

- Le départ en retraite
- Le décès

En théorie, l'amélioration de l'état de santé peut justifier la sortie de l'état et la reprise du travail dans des conditions normales mais ces cas sont rares en pratique. Pour ce mémoire, il conviendra de considérer que seuls le décès et le départ en retraite sont susceptibles de mettre fin à une invalidité.

Il semble donc y avoir moins d'incertitude qu'en incapacité, car moins de scénarios possibles à anticiper et à provisionner. En cas de passage en invalidité, les montants concernés seront plus importants mais leur estimation sera probablement plus juste.

En effet, les délais de retour à l'emploi des incapables sont assez volatiles et les conséquences financières pour des organismes assureurs ne sont pas les mêmes entre un arrêt de quelques mois et de plusieurs années.

En invalidité, la notion de permanence semble alors faciliter les estimations. Pour autant, il faut noter que des catégories différentes existent selon le niveau de réduction des capacités de travail. De plus, il n'est pas impossible pour un individu d'en changer au cours du temps, comme cela sera illustré dans la dernière partie de ce mémoire. Les garanties ne sont généralement pas les mêmes selon la catégorie et cela exercera une influence sur les indemnités perçues côté salarié et donc sur les montants à provisionner côté organisme assureur.

b) Trois catégories existent dans ce cas

Les trois catégories d'invalidité sont, là encore, définies par le code de la Sécurité sociale, dans l'article L 341-4.

« En vue de la détermination du montant de la pension, les invalides sont classés comme suit :

- *1^{ère} catégorie : invalides capables d'exercer une activité rémunérée*
- *2^{ème} catégorie : invalides absolument incapables d'exercer une profession quelconque*
- *3^{ème} catégorie : invalides qui, étant absolument incapables d'exercer une profession, sont, en outre, dans l'obligation d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie »* [13]

Dans de rares cas, les invalides de catégorie 2 peuvent exercer une activité rémunérée

La bonne compréhension des catégories 1 et 2 est primordiale, pour la dernière partie de ce mémoire notamment, il convient alors d'apporter quelques précisions. Même si l'idée suggérée est la bonne, à savoir que les invalides de catégorie 1 peuvent poursuivre une activité quand les invalides de catégorie

2 ne le peuvent plus, ces définitions sont malgré tout trompeuses. Cela est vrai dans le cas général mais partiellement faux, aussi bien en théorie qu'en pratique, pour les invalides de catégorie 2.

En effet, il semblerait que la catégorie 2 rende impossible l'exercice de toute activité par le sinistré mais, en réalité, ce n'est pas tout à fait le cas. Cela tient au fait que deux médecins distincts vont statuer sur l'état du salarié. Le médecin conseil de la Caisse Primaire d'Assurance Maladie (CPAM) se prononce sur la catégorie d'invalidité, au sens de la Sécurité sociale donc, quand le médecin du travail intervient lui sur la notion d'inaptitude.

La déclaration en tant qu'invalides de catégorie 2 de la part de la Sécurité sociale, représentée par le médecin conseil de la CPAM, n'interdit donc pas l'exercice d'une activité comme le rappelle la jurisprudence du 8 avril 2010 de la Cour de cassation. En effet, dans le cas où l'inaptitude n'est pas constatée par le médecin du travail, le salarié se verra proposer un aménagement de son poste.

Malgré ces distinctions importantes, il convient de garder à l'esprit que la corrélation entre les décisions prises par le médecin de la CPAM et le médecin du travail reste importante. Ainsi, dans la grande majorité des cas, les invalides de catégorie 2 ne peuvent plus exercer d'activité rémunérée, comme le suggère la définition du code de la Sécurité sociale.

Les pensions versées par la Sécurité sociale diffèrent avec la catégorie

De plus, la différence majeure entre les catégories d'invalidités 1 et 2 réside dans les versements effectués par le régime obligatoire. En effet, tout comme pour l'incapacité temporaire, la Sécurité sociale assure une partie du salaire brut. Cependant, dans ce cas, il n'est plus question d'indemnités journalières mais de pension d'invalidité. Elle est calculée en fonction de la rémunération annuelle moyenne brute des 10 dernières années, dans la limite du plafond annuel de la Sécurité Sociale (PASS ou PMSS pour le plafond mensuel), et dont un douzième est versé chaque mois.

Le montant de cette pension évolue alors avec la catégorie d'invalidité puisque les taux appliqués à cette moyenne annuelle brute sont :

- 30% pour la 1^{ère} catégorie
- 50% pour la 2^{ème} catégorie
- 50% majoré de 40% pour tierce personne pour la 3^{ème} catégorie

Cette différence de taux prend en compte le fait que les invalides de deuxième catégorie ne bénéficient généralement plus d'une activité rémunérée, même si ce n'est pas exclu d'après les précisions apportées.

Les conditions d'accès à ces versements sont les mêmes que pour une incapacité privée dépassant les 6 mois : avoir travaillé 600h ou avoir cotisé sur la base de 2 030 fois le SMIC horaire au cours de 12 mois précédant l'arrêt. Il faut également être affilié à la Sécurité sociale depuis au moins 12 mois à la date d'arrêt. Naturellement, dans le cas d'une incapacité qui conduirait à une invalidité quelques mois ou années plus tard, c'est bien la date d'arrêt qui fait foi pour la détermination du respect de ces conditions (et non la date de mise en invalidité).

Le cumul entre revenu et pension d'invalidité est réglementé

Dans le cas où un invalide poursuivrait une activité rémunérée, il pourrait cumuler son salaire avec sa pension d'invalidité, dans une certaine limite.

Celle-ci est déterminée, selon ce qui est le plus favorable à l'assuré, comme :

- Le salaire de la dernière année d'activité avant le passage en invalidité, limité au PASS
- Le salaire annuel moyen des dix meilleures années d'activité, limité au PASS

En cas de dépassement de ce salaire de comparaison sur l'année précédant le contrôle du cumul, la pension d'invalidité sera réduite de la moitié du montant du dépassement. Très concrètement, si le cumul dépasse de 100€ le salaire de comparaison, la pension sera réduite de 50€. [13] Ce dernier point est une nouveauté introduite par la réforme du 1^{er} décembre 2022 appliquée rétroactivement au 1^{er} avril 2022. Antérieurement à celle-ci, la pension était réduite de totalité du dépassement.

c) Une incapacité permanente sera reconnue si l'origine est professionnelle

Si l'arrêt fait suite à une maladie ou un accident d'origine professionnelle, il sera question d'incapacité professionnelle permanente (IPP). Afin de déterminer le taux d'incapacité qui servira de base au versement des indemnités, l'assuré est examiné par un médecin de sa caisse d'assurance maladie.

Dans ce cas, en plus du montant, c'est le type de versement qui diffère selon la valeur de ce taux :

- Versement unique d'une indemnité sous forme de capital si le taux est inférieur à 10%
- Versement de rente viagère jusqu'au décès si le taux excède 10%

Le montant de capital versé dans le premier cas est croissant avec le taux d'incapacité permanente. [13]

Taux d'incapacité permanente	Montant du capital
1%	443,98 €
2%	721,65 €
3%	1 054,54 €
4%	1 664,44 €
5%	2 108,55 €
6%	2 607,94 €
7%	3 162,58 €
8%	3 773,19 €
9%	4 439,00 €

Figure 1 : Evolution du montant de capital avec le taux d'incapacité permanente. Montants en vigueur depuis le 1^{er} juillet 2022

Ce montant est exonéré de la contribution sociale généralisée (CSG) et de la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS), et n'est pas soumis à l'impôt sur le revenu.

Le calcul en cas de rente viagère est un peu plus complexe

Tout d'abord, le salaire perçu au cours des 12 derniers mois est découpé en trois tranches de rémunération. Afin de déterminer le montant de la rente, le salaire est seulement pris en compte dans les proportions suivantes :

- Salaire inférieur à 37 971,21 € : 100 %
- Salaire entre à 37 971,21 € et 151 884,87 € : 33,33 %
- Salaire supérieur à et 151 884,87 € : 0 % [13]

Après avoir déterminé le salaire annuel, il ne reste plus qu'à le multiplier par le taux d'incapacité retenu.

Ce dernier est obtenu par la somme de deux éléments :

- La moitié de la partie inférieure à 50 %
- La partie supérieure à 50 % augmentée de moitié

Par exemple, si le taux d'IPP est fixé à 80 % par le médecin compétent, le taux retenu sera donc :

$$\frac{50\%}{2} + 30\% \times 1,5 = 70\%$$

Ainsi, quel que soit l'état de l'assuré en arrêt de travail, la Sécurité sociale intervient afin de maintenir une partie du revenu habituellement perçu par le salarié. Les montants versés diffèrent notamment avec l'état du sinistré et l'origine de son arrêt.

Pour autant, si les versements présentés ici étaient les seuls perçus par l'assuré, la perte de revenu serait importante. La Sécurité sociale n'est donc pas le seul acteur permettant la protection du salaire de l'assuré. L'employeur et les organismes complémentaires interviennent également.

Dans la suite de ce mémoire, sauf mention contraire et afin d'alléger la rédaction le terme incapacité fera référence à l'incapacité temporaire d'origine non-professionnelle.

1.4 La Sécurité sociale n'est pas seule pour assurer le salaire

a) Le maintien employeur s'applique en début d'arrêt, sur une durée définie

Les mécanismes qui vont être présentés dans cette section sont les mécanismes réglementaires en cas d'incapacité (temporaire et d'origine non-professionnelle). Ils correspondent aux minima définis à l'échelle nationale que chaque employeur se doit d'appliquer. Les délais et taux cités dans la suite ne sont donc pas universels car les CCN et autres accords de branches peuvent être plus avantageux pour les salariés.

Tout d'abord, pour bénéficier du maintien employeur, il faut justifier d'au moins un an d'ancienneté dans l'entreprise. Si cette condition est respectée, l'employeur observera malgré tout un délai de carence de 7 jours. [9]

Passé ce délai, la somme des prestations versées par le régime obligatoire et l'employeur doit atteindre au moins 90% du salaire brut et ce jusqu'au 30^{ème} jour, sans dépasser 100% du salaire net. Ensuite, le taux diminue à 66% pour les 30 jours suivants, toujours selon le même principe, la Sécurité sociale versant toujours 50% du salaire brut limité à 1,8 SMIC.

A noter que ces durées sont applicables pour un assuré ayant une ancienneté comprise entre 1 et 5 ans et qu'elles augmentent avec l'ancienneté. Par exemple, une personne ayant 20 ans d'ancienneté, aura un taux de 90% pendant 60 jours puis un taux de 66% pendant les 60 jours suivants comme le montre le tableau ci-dessous extrait de la loi de mensualisation. [13]

Ancienneté	Nombre de jours à 90%	Nombre de jours à 66%
1 à 5 ans	30	30
6 à 10 ans	40	40
11 à 15 ans	50	50
16 à 20 ans	60	60
21 à 25 ans	70	70
26 à 30 ans	80	80
31 ans et plus	90	90

Figure 2 : Evolution des durées de maintien employeur avec l'ancienneté

Il est important de noter que, pour les salariés ayant une ancienneté inférieure à 1 an, aucun maintien employeur n'est prévu.

Ainsi, au cours du premier mois suivant l'arrêt, les montants perçus doivent en général permettre de compenser totalement la perte de salaire. En effet, bien que les indemnités versées par l'employeur soient soumises à cotisation, celles de la Sécurité sociale ne le sont pas. Un salaire brut garanti à 90% est donc généralement supérieur au revenu net habituellement perçu par le salarié.

Néanmoins, le maintien employeur est limité dans le temps, la couverture d'un arrêt long ne sera donc que partielle. De plus, il ne s'applique que si des IJSS sont perçues par le sinistré qui, pour rappel, ne sont versées qu'en cas d'incapacité temporaire.

Ces deux premiers acteurs ne couvrent donc qu'une partie des revenus habituels du salarié. C'est pourquoi, des contrats de prévoyance sont souscrits auprès d'organismes complémentaires afin de compenser, en partie ou en totalité, le manque à gagner restant.

b) Viennent ensuite les versements des organismes complémentaires

Les organismes assureurs arrivent en complément à travers différentes garanties se distinguant par la date de début d'intervention, la durée et le pourcentage du salaire garanti. Une complémentaire prévoyance pourrait, par exemple, proposer une garantie arrêt de travail s'activant au bout du 45^{ème} jour en garantissant 80% du salaire brut. Dans ce cas, pour la période du 45^{ème} au 60^{ème} jour et pour un salarié ayant entre 1 et 5 ans d'ancienneté, les indemnités proviendraient de 3 entités :

- La Sécurité sociale verse 50% du salaire brut dans la limite de 1,8 SMIC
- L'employeur verse le complément permettant d'atteindre 66% du salaire brut
- La complémentaire verse les 14% restant afin d'atteindre 80% du salaire brut

Puis, au 60^{ème} jour, les indemnités employeur cessent. La Sécurité sociale continue de verser 50% et l'organisme assureur verse le complément afin d'atteindre les 80% garantis.

A noter que, concernant les règles de cumul présentées précédemment en invalidité, une seconde nouveauté majeure impactera les organismes assureurs dans la réforme récemment mise en place. En effet, le salaire de comparaison sera désormais limité au PASS et les pensions versées par la Sécurité sociale pourront donc être réduites sur les hauts salaires du fait de ce plafond qui n'existait pas auparavant. Les garanties des régimes prévoyance, elles, n'évolueront pas en conséquence ce qui entrainera donc des versements plus importants de la part des organismes complémentaires pour assurer les niveaux de couverture promis.

Le cas extrême pourrait même être celui d'une réduction totale de la pension versée par le régime obligatoire du fait d'une « rémunération d'activité aménagée » supérieure au PASS. Ainsi, l'invalidé en question connaîtra une perte de salaire par rapport aux garanties dont il dispose car les versements du régime de prévoyance sont conditionnés au versement d'une pension de la part de la Sécurité sociale.

Ce sujet précis est bien particulier mais il permet d'insister sur la dépendance du régime de prévoyance vis-à-vis de la Sécurité sociale du fait du rôle de relai complémentaire endossé par les organismes assureurs.

Les possibilités de versements d'indemnités sont donc multiples car elles peuvent dépendre, entre autres, du secteur d'activité, des garanties souscrites, de l'ancienneté etc. Cependant, ces versements seront toujours plafonnés au gain net perçu en conditions normales afin de respecter le principe indemnitaire, essentiel dans l'environnement assurantiel. L'application d'un exemple concret permettra de mieux saisir le fonctionnement de ces mécanismes.

c) L'exemple de la CCN Syntec illustre les mécanismes en incapacité temporaire

La CCN Syntec est applicable aux salariés des Bureaux d'Etudes Techniques, des Cabinets d'Ingénieurs-Conseils et des Sociétés de Conseils. [14] Le premier élément important est qu'elle impose à l'employeur de ne pas observer de délai de carence en cas d'arrêt de travail.

Ensuite, pour les non-cadres, elle propose seulement 2 catégories liées à l'ancienneté (contre 7 dans le cadre de la loi de mensualisation) :

- Entre 1 et 5 ans : salaire brut garanti à 100% pendant 1 mois puis à 80% pendant 2 mois
- Après 5 ans : salaire brut garanti à 100% pendant 2 mois puis à 80% pendant 1 mois

Il y a donc une durée de maintien plus importante et un niveau de salaire garanti plus élevé également. Dans cet exemple, l'entreprise dépendante de cette CCN souscrit une complémentaire prévoyance pour ses salariés qui permet de garantir 80% du salaire brut dès le 30^{ème} jour et ce jusqu'à la sortie de l'état d'incapacité.

Ainsi, un salarié non-cadre ayant plus de 5 ans d'ancienneté, rémunéré à hauteur de 2 000€ bruts par mois et tombant en incapacité aura un profil théorique de versements d'indemnités suivant.

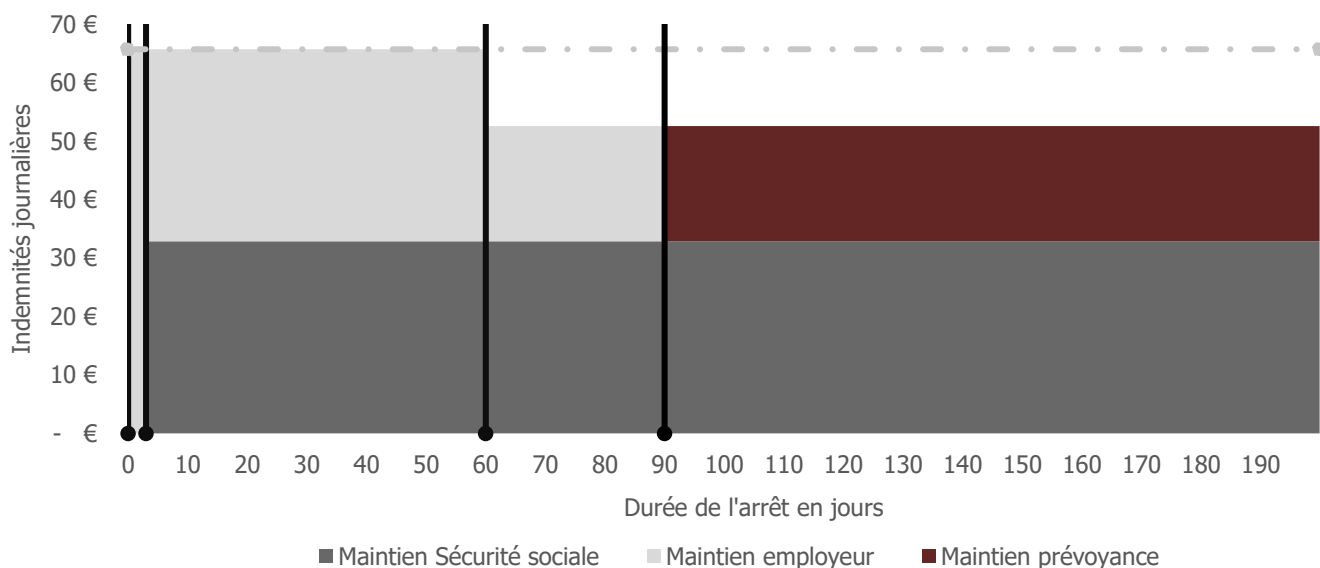


Figure 3 : Visualisation du profil d'indemnités perçues par un non-cadre de la CCN Syntec

Avant d'analyser ce graphique, il faut noter que 2 000€ de rémunération brute mensuelle correspond à 67€ de rémunération brute journalière et que ce montant est inférieur à 1,8 SMIC.

Plusieurs éléments sont donc visibles sur ce graphique.

Concernant la Sécurité sociale :

- Délai de carence de 3 jours
- Puis maintien de 50% du salaire ($50\% \times 67\text{€} = 33,5\text{€}$)

Concernant le maintien employeur :

- Aucun délai de carence, versements d'indemnités dès le premier jour
- 100% du salaire garanti pendant 60 jours
- Puis 80% du salaire garanti pendant 30 jours ($80\% \times 67\text{€} = 54\text{€}$)
- Plus aucun versement après le 90^{ème} jour
- L'intervention est bien en complément de la Sécurité sociale

Concernant le maintien de l'organisme complémentaire :

- Pas d'intervention avant le 90^{ème} jour car le maintien employeur garantit déjà 80%
- Puis 80% du salaire garanti jusqu'à la fin de l'état d'incapacité
- L'intervention s'effectue bien en complément des deux précédentes

A noter que, bien que les garanties du régime de prévoyance prévoient une franchise de 30 jours, l'intervention ne démarre qu'après 90 jours car les indemnités de la Sécurité sociale et de l'employeur sont supérieures ou égales aux garanties du régime prévoyance sur les trois premiers mois. Ce point est important car il complexifie la gestion des sinistres pour les organismes assureurs.

La durée d'arrêt peut se poursuivre jusqu'au 1095^{ème} jour après quoi les 3 ans d'incapacité seront atteints et le passage en invalidité, ou le retour au travail, sera acté, selon l'état de l'assuré.

Enfin, il faut garder à l'esprit un élément essentiel. Les indemnités ne peuvent en aucun cas dépasser ce qu'aurait perçu le salarié, net de toute charge, s'il avait travaillé en conditions normales. Ainsi, garantir plus de 80% du salaire brut entraînera très certainement le versement d'un montant effectif plus faible du fait de la limitation au salaire net.

Ce qu'on peut retenir

Les grandes lignes de la réglementation de l'arrêt de travail font ainsi apparaître des mécanismes bien particuliers qu'il convient de garder à l'esprit pour analyser les enjeux auxquels font face les organismes assureurs complémentaires. L'un des éléments clés est la différence entre incapacité et invalidité. En négligeant les rares cas particuliers, les principaux points à retenir sont présentés ci-dessous.

Concernant l'incapacité temporaire d'origine non-professionnelle :

- La présence dans l'état est limitée à 3 ans
- La Sécurité sociale verse 50% du salaire brut plafonné à 1,8 SMIC
- Le maintien employeur s'applique en début d'arrêt, sur une durée limitée
- Les organismes assureurs complémentaires interviennent en troisième relai

Dans ce cas, les possibilités de sorties de l'état sont :

- Le rétablissement impliquant le retour au travail
- Le passage en invalidité au bout de 3 ans ou avant en cas de dégradation de l'état
- Le départ en retraite
- Le décès

Concernant l'invalidité :

- La présence dans l'état est généralement limitée à l'âge légal de départ en retraite
- Trois catégories existent en fonction de l'état du sinistré
- La Sécurité sociale verse 30% (catégorie 1) ou 50% (catégorie 2, majoré de 40% en catégorie 3) du salaire brut, limité au PASS
- Le maintien employeur ne s'applique pas
- Les organismes assureurs complémentaires interviennent en second relai

Dans ce cas, les possibilités de sorties sont :

- Le départ en retraite
- Le décès

Ce résumé est simplifié puisqu'il ne tient pas compte des différents cas particuliers présentés dans ce chapitre mais il permet de synthétiser ce qu'il est observé en général. De plus, il a été rappelé à plusieurs reprises que les CCN, entre autres, démultiplient les possibilités quant aux délais et montants de prestations complémentaires à ceux de la Sécurité sociale et à charge des employeurs.

Les organismes assureurs n'interviennent eux qu'en dernier relai. La première source d'incertitude concerne donc les prestations à verser mensuellement puisqu'elles dépendront des garanties proposées mais également des indemnités déjà perçues par le sinistré de la part des autres acteurs.

De plus, cette intervention se poursuivra jusqu'à la clôture de l'arrêt. La seconde, et majeure, source de variabilité est donc la durée pendant laquelle il faudra effectuer des versements. En effet, tant qu'un arrêt est en cours, il est impossible de déterminer avec certitude la durée finale de celui-ci.

Ainsi, afin d'être en mesure de faire face à leurs engagements, les organismes assureurs sont dans l'obligation légale de provisionner les montants de prestations futures liés aux arrêts de travail non-clos. Des estimations mathématiques réglementées, connues sous le nom de provisions de rentes (PR) ou provisions mathématiques (PM) sont alors comptabilisées. Les enjeux afférents à ce provisionnement sont nombreux et sont présentés dans la partie suivante.

2. L'estimation des provisions est un enjeu majeur en arrêt de travail

La notion de provision de rente peut se traduire par l'estimation des montants que l'organisme assureur devra verser dans le futur afin de répondre à ses engagements. Si un individu entre en invalidité à 40 ans et que l'assureur s'engage à lui verser 20 000 € par an jusqu'à 62 ans, il faudra provisionner $(62-40) \times 20000 = 440\,000$ €, moyennant les taux techniques utilisés pour l'actualisation, évoqués plus loin. Cet exemple est simplifié mais il illustre de manière brève ce dont il s'agit lorsqu'il est question de provisionnement.

La réglementation prévoit alors un cadre pour homogénéiser les méthodes d'estimations avec, entre autres, la mise à disposition de tables illustrant les durées de maintien moyennes dans les états d'incapacité et d'invalidité ainsi que les probabilités de passage de l'un à l'autre. Elles sont construites par âge au moment de l'arrêt et par ancienneté dans l'état au moment de l'estimation, deux informations indispensables donc. Il est également nécessaire de disposer du montant de prestations à verser mensuellement afin de pouvoir calculer la provision afférente à chaque sinistre pris individuellement.

Le cabinet ACTUARIELLES a ainsi mis en place un outil afin de recalculer les provisions comptabilisées dans les comptes des organismes assureurs. Il sera présenté dans ce chapitre et tient notamment compte du fait que l'incapacité est généralement provisionnée jusqu'à 70 ans et l'invalidité 62 ans, âge légal de départ à la retraite pour un invalide.

Enfin, avant de présenter les différentes études menées, il conviendra de faire le lien entre l'estimation de ces provisions et leur impact sur le pilotage d'un régime collectif en prévoyance. Il sera alors précisé qu'elles représentent une part importante de la charge de sinistres présente dans les comptes et qu'elles jouent donc un rôle direct dans les décisions qui peuvent être prises pour rééquilibrer un régime.

2.1 Le provisionnement est une estimation probabilisée

a) Age, ancienneté dans l'arrêt et salaire sont indispensables au calcul

En arrêt de travail, afin d'estimer une provision, il est nécessaire de disposer de 3 informations :

- L'âge d'entrée en arrêt
- L'ancienneté dans l'état (incapacité ou invalidité)
- Le salaire brut permettant de calculer les indemnités prévues par les garanties du régime de prévoyance

Connaissant l'âge et l'ancienneté dans l'arrêt, il est possible de se référer aux tables fournies par le Bureau Commun d'Assurance des Collectives (BCAC) pour obtenir des coefficients de provisionnement à appliquer afin de calculer les montants de provision.

En effet, avoir 20 ans et être en incapacité depuis 1 mois est bien différent du fait d'avoir 55 ans et d'être en incapacité depuis 2 ans. Dans le premier cas, le retour à l'emploi va probablement se faire assez rapidement, les coefficients seront donc faibles et dans le second cas, il est assez probable que l'assuré atteigne les 3 ans d'incapacité basculant ainsi en invalidité en entraînant des versements différents et sur une durée généralement plus importante. La provision liée à ce second cas devra donc être plus élevée.

Il faut bien avoir à l'esprit que les tables ne fournissent des coefficients que selon l'âge et l'ancienneté dans l'état. Cependant, de nombreux autres facteurs peuvent influencer sur la durée de l'arrêt comme le sexe, la nature de la maladie ou accident, le secteur d'activité, la catégorie socio-professionnelle etc. Aussi rigoureuses que soient ces tables, elles ne peuvent donc pas parfaitement correspondre à tous les portefeuilles.

b) La réglementation fournit un cadre bien défini

Afin d'homogénéiser les montants provisionnés par les organismes assureurs, une réglementation détaillée est en place. En effet, dès lors qu'un arrêt de travail est en cours, une provision correspondante doit être constituée selon l'état.

Trois catégories de provisions de rentes existent pour le risque arrêt de travail :

- La provision d'incapacité
- La provision d'attente d'invalidité
- La provision d'invalidité

La première et la dernière catégories de provisions sont explicites. L'individu se trouvant dans l'un ou l'autre de ces deux états, le montant estimé qu'il faudra lui verser tant qu'il reste dans cet état, est provisionné.

La provision d'attente d'invalidité correspond au fait que, selon l'âge et l'ancienneté en incapacité, il existe une probabilité plus ou moins forte de passage en invalidité. Il est donc nécessaire de comptabiliser une provision supplémentaire liée à ce risque de passage car le montant des engagements en invalidité différera de celui en incapacité. En effet, d'une part les indemnités de la Sécurité sociale ainsi que les garanties de l'organisme assureurs seront différentes et, d'autre part, les versements devront être effectués sur une période plus longue (hors cas particuliers des âges proches de la retraite).

Ainsi, la notion de provisions d'incapacité inclut également celle d'attente d'invalidité correspondant à la probabilité de passage en invalidité.

Comme évoqué plus haut, les montants provisionnés sont déterminés à l'aide de coefficients issus de tables qui peuvent être réglementaires ou d'expériences. Les tables réglementaires sont établies par le BCAC et sont en vigueur depuis 2010.

Une mise à jour a été proposée en 2013 mais elle n'a pas été homologuée.[10] Un point est régulièrement soulevé au sujet de ces tables, qui ont désormais plus de 10 ans, sur le fait qu'elles ne correspondent plus nécessairement aux tendances actuelles des durées de maintien, en incapacité notamment. Pour autant, un changement de tables n'est pas évident à mettre en place du fait de l'inertie importante introduite par le provisionnement qui est généralement effectué sur le long terme et qui devrait donc être intégralement recalculé.

Les organismes assureurs ont donc le choix entre deux méthodes de provisionnement :

- Utiliser ces tables réglementaires du BCAC [13]
- Utiliser une table d'expérience interne

L'avantage de la première méthode est qu'elle est simple d'utilisation, les coefficients étant donnés par le régulateur. De plus, elle ne nécessite pas la construction d'une table interne qui demande l'observation d'un portefeuille conséquent et un travail pouvant être fastidieux et chronophage pour un organisme de taille moyenne. L'inconvénient est qu'elle ne reflète pas nécessairement le portefeuille de l'organisme et que le provisionnement n'est pas toujours pertinent.

Ainsi, exception faite des grands groupes assurantiels, les tables du BCAC sont utilisées par une majorité d'organismes. Le cabinet **A C T U A R I E L L E S** dispose donc d'un outil, basé sur ces tables, afin de pouvoir recalculer les provisions présentes dans les comptes de ses clients et de s'assurer de leur justesse.

2.2 L'outil du cabinet A C T U A R I E L L E S permet d'estimer ces provisions

Les provisions représentent souvent un montant très important dans les comptes des organismes assureurs et il est important que leur estimation soit cohérente. Le rôle du cabinet lors de certaines missions est donc de s'assurer que le provisionnement a été réalisé de façon conforme à la réglementation.

Il faut savoir que le provisionnement est calculé tête par tête, c'est-à-dire qu'une provision est constituée pour chaque arrêt indépendamment les uns des autres. L'outil permet donc de recalculer chaque montant en partant du ligne à ligne des arrêts fourni par l'organisme assureur.

L'objectif n'est pas de retrouver le montant exact mais de s'en rapprocher au maximum et de savoir expliquer les écarts potentiellement introduits par des cas particuliers ou des hypothèses légèrement différentes.

a) Les provisions sont actualisées

Avant de s'intéresser aux différents paramètres pouvant faire évoluer, de manière globale, les montants provisionnés en arrêt de travail, il est important de comprendre le fonctionnement de celui-ci de manière plus précise.

Deux paramètres clés en arrêt de travail sont l'âge et l'ancienneté dans l'état, en incapacité tout comme en invalidité. En effet, les tables sont établies selon ces deux critères et leur connaissance est donc primordiale pour le calcul des provisions.

Dans la suite de ce mémoire, les notations suivantes seront utilisées :

- x = âge à la date d'arrêt de travail
- y = ancienneté, en mois pour l'incapacité et en années pour l'invalidité
- v = coefficient d'actualisation

Le coefficient d'actualisation v est égal à :

$$v = \frac{1}{1+i} \text{ avec } i \text{ le taux technique d'actualisation, mensuel pour l'incapacité, annuel pour l'invalidité}$$

En effet, si les montants n'étaient pas actualisés, la comptabilisation qui serait faite aujourd'hui ne représenterait pas la valeur réelle des versements effectués dans le futur. Par exemple, avec un taux d'actualisation annuel à 3%, 1€ dans un an vaut $\frac{1}{1+3\%} = 0,97\text{€}$ aujourd'hui.

Les notions d'âge et d'ancienneté font rapidement apparaître des problématiques d'arrondis. Dans les tables, il n'y a pas de différence entre des personnes âgées de 31 ans et 1 mois et 31 ans et 11 mois par exemple. Néanmoins, le risque sur ces deux personnes n'est pas tout à fait le même et, bien qu'il soit probablement très proche, l'écart sur un portefeuille de plusieurs milliers d'assurés pourrait être important.

Il convient donc de se fixer une méthode de comptabilisation de l'âge et de l'ancienneté afin de pouvoir utiliser les coefficients fournis par les tables.

b) L'estimation est faite selon plusieurs méthodes et repose sur des hypothèses

Le cabinet utilise 3 méthodes :

- Méthode de la partie entière
- Méthode de l'arrondi
- Méthode du pro rata

Quelle que soit la méthode, il sera considéré qu'une année comporte en moyenne 365,25 jours et qu'un mois comporte 30,4375 jours.

Le ratio $\left(\frac{\text{nombre de jours entre la date d'arrêt et la date de naissance}}{\text{nombre de jours dans une année}}\right)$ est défini et sera utilisé dans les 3 méthodes pour le calcul de l'âge x .

Pour la méthode du prorata, il permet de construire les taux d'âge et d'ancienneté ci-dessous :

$$t_{\text{âge}} = 1 - x + [x]$$

$$t_{\text{ancienneté}} = 1 - y + [y]$$

Ils seront alors appliqués aux provisions des âges et anciennetés voisins de la façon suivante :

$$PR_{x,y} = t_{\text{âge}} \times (t_{\text{ancienneté}} \times PR_{[x],[y]} + (1 - t_{\text{ancienneté}}) \times PR_{[x],[y]+1})$$

$$+ (1 - t_{\text{âge}}) \times (t_{\text{ancienneté}} \times PR_{[x]+1,[y]} + (-t_{\text{ancienneté}}) \times PR_{[x]+1,[y]+1})$$

Avec $PR_{x,y}$ le montant de provision à comptabiliser pour 1€ de rente. La formule permettant d'obtenir cette provision sera détaillée dans la section suivante.

Pour les autres méthodes, il faudra seulement prendre l'arrondi ou la partie entière de ce ratio afin d'obtenir l'âge x et utiliser les coefficients fournis par les tables.

Le calcul de l'ancienneté y s'effectue de la même manière en remplaçant le numérateur par le nombre de jour entre le 31/12 de l'année concernée et la date d'entrée en incapacité ou invalidité. Le dénominateur sera le nombre de jours par mois dans le cas de l'incapacité et le nombre de jours par an dans le cas de l'invalidité.

Il apparait donc que la méthode du prorata soit la plus rigoureuse des trois mais le fait de les appliquer toutes permet de se donner une idée des ordres de grandeurs et d'évaluer la pertinence, par comparaison, de la méthode du prorata. Dans certains cas, les résultats des autres méthodes peuvent également servir à comprendre les écarts observés car les organismes assureurs auraient pu choisir ces hypothèses.

2.3 L'incapacité est provisionnée jusqu'à 70 ans dans l'outil

a) Age auquel l'employeur peut rendre obligatoire le départ en retraite

Lorsqu'un assuré tombe en arrêt de travail, il est généralement placé en incapacité temporaire, comme cela a été expliqué précédemment. Pour rappel, la durée de celle-ci est limitée à 3 ans, après quoi l'assuré passe en invalidité ou reprend le travail.

Dans les calculs effectués par l'outil, l'assuré en incapacité ne peut pas être âgé de plus de 70 ans, âge à partir duquel son employeur peut le placer à la retraite sans son accord. Ainsi, pour un assuré qui entrerait en incapacité à 68 ans, la durée maximale de l'incapacité serait de 2 ans.

La table de maintien en incapacité donne, pour chaque âge x , le nombre de personnes encore en incapacité y mois après la date d'arrêt, pour un effectif initial de 10 000. Ce nombre de personnes d'âge x toujours en incapacité après y mois d'ancienneté se note $l_{x,y}$.

La table de maintien en incapacité fournie par le BCAC prévoit des âges d'entrée allant de 23 à 66 ans. Afin d'effectuer les calculs pour l'ensemble des âges qui peuvent être rencontrés, la table est prolongée. Pour les âges inférieurs à 23 ans, les $l_{x,y}$ ont été pris égaux aux $l_{23,y}$. Pour les âges supérieurs à 66 ans, les $l_{x,y}$ ont été pris égaux aux $l_{66,y}$ tout en limitant l'ancienneté maximale afin que l'assuré en arrêt de travail ne dépasse pas les 70 ans. Pour les personnes entrées en arrêt à 69 ans par exemple, les coefficients sont donc uniquement donnés pour 12 mois d'ancienneté.

Le maintien en incapacité présente une bosse aux alentours de 50 ans

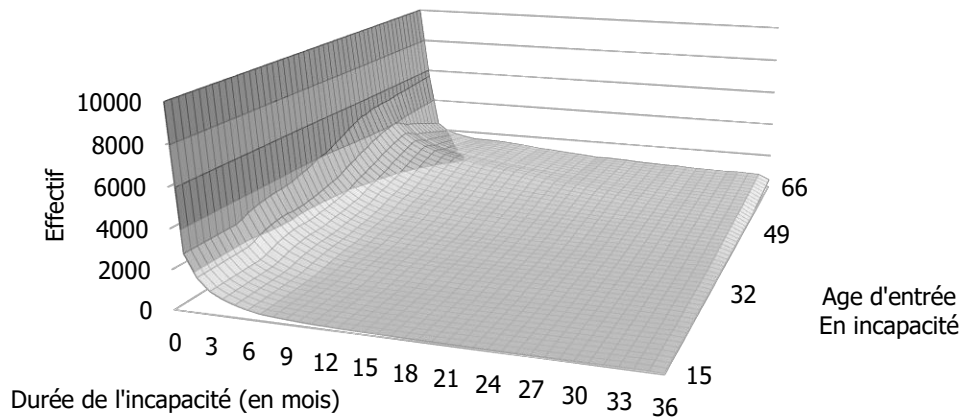


Figure 4 : Visualisation des effectifs de la table de maintien en incapacité

Le graphique ci-dessus illustre l'évolution de l'effectif initial en fonction de l'âge et de l'ancienneté en état d'incapacité.

Une certaine régularité est observable même si la sinistralité est plus importante aux alentours de 50 ans avec un maintien un peu plus long autour de cette tranche d'âge. L'observation de cette « bosse » s'explique par le fait qu'après un certain âge, les probabilités de sortie de l'état sont plus importantes du fait de l'augmentation des taux de décès, de passage en invalidité ou, marginalement, de départ en retraite.

b) Les coefficients sont des moyennes pondérées et actualisées des effectifs

Pour une rente de 1 € par mois, la provision d'incapacité se calcule de la façon suivante :

$$PR_{x,y} = \frac{1}{2} \times v^0 \times \frac{l_{x,y}}{l_{x,y}} + v^1 \times \frac{l_{x,y+1}}{l_{x,y}} + v^2 \times \frac{l_{x,y+2}}{l_{x,y}} + \dots + v^{35-y} \times \frac{l_{x,35}}{l_{x,y}} + \frac{1}{2} \times v^{36-y} \times \frac{l_{x,36}}{l_{x,y}}$$

Ce calcul suppose que le début et la fin de l'incapacité ont lieu en milieu de mois. Cette hypothèse simplificatrice explique la présence des $\frac{1}{2}$.

La formule peut donc se réécrire :

$$PR_{x,y} = \frac{\sum_{k=0}^{36-y} v^{y+k} \times l_{x,y+k} - \frac{1}{2} \times (v^y \times l_{x,y} + v^{36} \times l_{x,36})}{v^y \times l_{x,y}}$$

Ainsi tous les coefficients jusqu'à 36 mois d'ancienneté, soit les 3 ans limite de maintien en incapacité, sont pris en compte. Pour les cas particuliers des âges élevés, proches de 70 ans, certains coefficients seront nuls. Chaque terme est actualisé afin d'estimer la valeur actuelle des engagements futurs.

Cette formule est valable hors revalorisation. En effet, les indemnités journalières versées peuvent être revalorisées dans le sens où, si l'employé avait continué à travailler, il aurait pu connaître une augmentation de salaire, ce qui n'est pas le cas s'il est en arrêt et que les montants versés sont fixes.

c) Les montants provisionnés peuvent être revalorisés

La revalorisation des provisions permet donc de prendre en compte cet aspect et implique l'utilisation d'une formule légèrement différente :

$$PR_{x,y} = \frac{\sum_{k=0}^{36-y} v^{y+k} \times (1+r_m)^{y+k} \times l_{x,y+k} - \frac{1}{2} \times (v^y \times (1+r_m)^y \times l_{x,y} + v^{36} \times (1+r_m)^{36} \times l_{x,36})}{v^y \times (1+r_m)^y \times l_{x,y}}$$

Cette nouvelle formule se distingue uniquement de la précédente par l'application, à chaque terme, d'un taux de revalorisation. Ici, le taux est mensuel et est noté r_m car il est question d'incapacité.

2.4 L'invalidité est provisionnée jusqu'à 62 ou 67 ans

a) L'attente d'invalidité fait le lien entre incapacité et invalidité

Au cours de l'incapacité de travail d'un assuré, ce dernier peut être classé en invalidité selon l'évolution de son état de santé ou si l'arrêt dure depuis 3 ans. Ce passage en invalidité doit être acté avant l'âge d'ouverture des droits à la retraite, qui est toujours de 62 ans pour les invalides malgré la réforme présentée début 2023.

La table de passage d'incapacité en invalidité donne, pour chaque âge x , le nombre de personnes passant en invalidité y mois après la date de l'arrêt, pour un effectif initial de 10 000.

La table de passage d'incapacité en invalidité illustre bien la bascule au bout de 3 ans

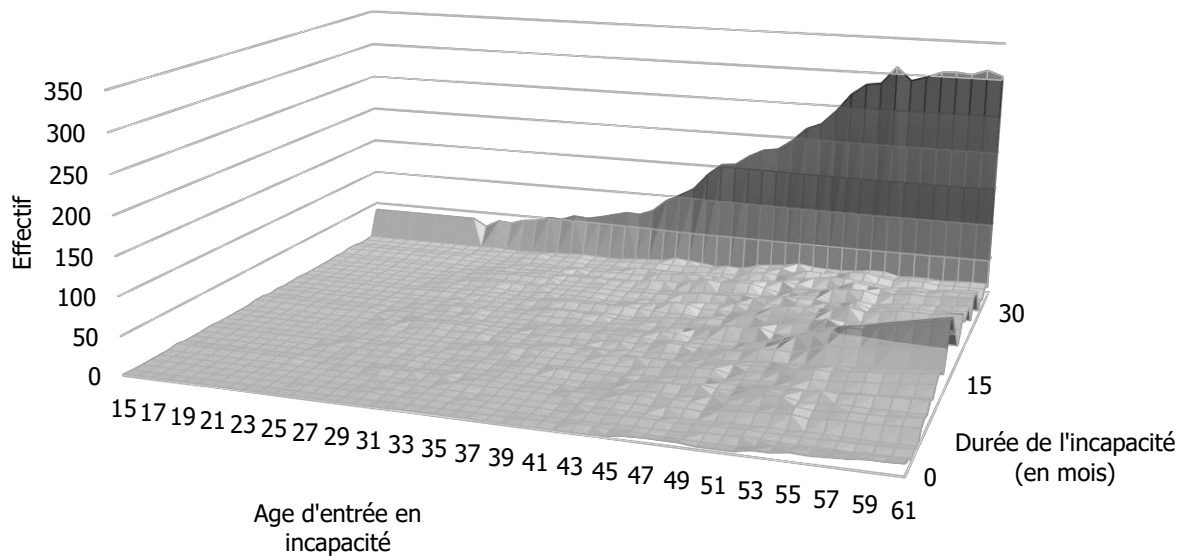


Figure 5 : Visualisation des effectifs de la table de passage d'incapacité en invalidité

Une majorité de l'effectif de passage se retrouve en « fin de table », c'est-à-dire pour les anciennetés élevées et cela provient naturellement du fait qu'au bout du 36^{ème} mois, le passage est obligatoire si l'état de l'assuré ne lui permet pas de reprendre le travail.

b) L'invalidité est généralement provisionnée jusqu'à l'âge légal de départ en retraite

Un assuré peut entrer en invalidité jusqu'à l'âge d'ouverture des droits à la retraite. Bien que la réforme présentée début 2023 vise à repousser l'âge l'égal de départ de 62 à 64 ans, cela n'impactera pas les invalides qui pourront toujours liquider leurs droits à 62 ans. De plus, comme c'était déjà le cas avant la réforme, il ne devrait pas être possible d'entrer en invalidité après 62 ans. Cette dernière n'a donc, a priori, pas d'impact sur le provisionnement de l'invalidité. Les prestations sont donc, en général, versées jusqu'à la date d'ouverture des droits à la retraite de l'assuré, en fonction de son année de naissance et non pas jusqu'à 70 ans comme c'est le cas en incapacité.

La table de maintien en invalidité donne pour chaque âge x , le nombre de personnes encore en invalidité y années après la date d'entrée en invalidité, pour un effectif initial de 10 000. Ce nombre de personnes toujours en invalidité après y années d'ancienneté se note $l_{x,y}$.

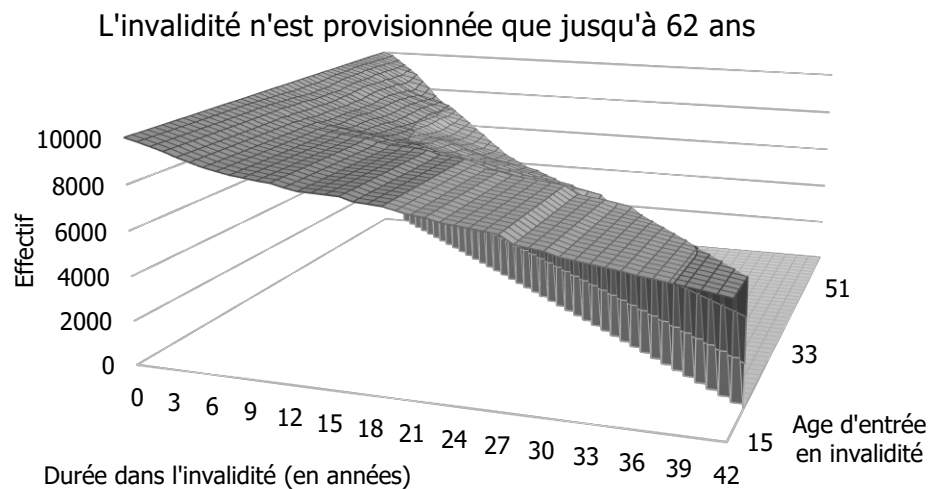


Figure 6 : Visualisation des effectifs de la table de maintien en invalidité

La table de maintien en invalidité prévoit des âges d'entrée en invalidité allant de 20 à 61 ans et des anciennetés dans l'invalidité allant jusqu'à $62 - x$ ans, de sorte que le provisionnement s'arrête à 62 ans. Cela se traduit par la base aplatie ainsi que la frontière verticale qui illustrent le fait que, pour une personne de 33 ans par exemple, le maintien en invalidité ne pourra pas excéder 29 ans.

Pour les personnes jeunes, les courbes diminuent moins rapidement que pour les plus âgés. Ceci est dû au fait que l'âge limite de maintien est le même, 62 ans, mais que la durée totale sera d'autant plus longue que l'assuré est entré jeune dans cet état.

c) La pension d'invalidité peut malgré tout être perçue jusqu'à 67 ans

Avant toute chose, il faut bien garder à l'esprit que, dans le cas général, les pensions d'invalidité sont versées jusqu'à 62 ans et les tables sont cohérentes avec ce principe. Ainsi, pour tous les individus de moins de 62 ans au moment du provisionnement, la méthode expliquée jusque-là est appliquée avec la table d'invalidité présentée.

Cependant, des textes permettent aux assurés, dans des cas précis, de bénéficier de leur rente jusqu'à 67 ans. En effet, l'article L.341-15 du Code de la sécurité sociale [12] énonce que : « La pension d'invalidité prend fin à l'âge [légal de départ en retraite]. Elle est remplacée à partir de cet âge par la pension de vieillesse allouée en cas d'incapacité au travail ».

Cette substitution s'applique aux personnes titulaires d'une pension d'invalidité, à l'âge légal de départ en retraite, lorsqu'elles n'exercent pas d'activité professionnelle. Autrement dit, cela permet aux

invalides n'exerçant pas d'activité professionnelle de bénéficiaire de la retraite à taux plein dès 62 ans. La pension d'invalidité prend alors fin.

L'article L.341-16 du même code prévoit une exception au principe de cette substitution : « *Par dérogation aux dispositions de l'article L. 341-15, lorsque l'assuré exerce une activité professionnelle, la pension de vieillesse allouée au titre de l'incapacité au travail n'est attribuée que si l'assuré en fait expressément la demande.*

L'assuré qui exerce une activité professionnelle et qui, à l'âge prévu au premier alinéa de l'article L. 351-1, ne demande pas l'attribution de la pension de vieillesse substituée continue de bénéficiaire de sa pension d'invalidité jusqu'à la date à laquelle il demande le bénéfice de sa pension de retraite et au plus tard jusqu'à l'âge mentionné au 1° de l'article L. 351-8. ».

Ainsi, l'assuré âgé de 62 ans (pour les générations nées après 1955), exerçant une activité professionnelle, peut continuer à bénéficier de sa pension d'invalidité jusqu'à ce qu'il demande expressément la liquidation de ses droits à la retraite.

Le Code de la sécurité sociale étend cette possibilité aux assurés invalides qui :

- Exercent une activité professionnelle six mois avant l'âge légal de départ à la retraite et qui bénéficient, lors du départ à la retraite, d'un revenu de remplacement
- Sont en recherche d'emploi à l'âge légal de départ en retraite

Pour l'application de ces dispositions, la Cour de cassation précise que l'exercice d'une activité professionnelle doit s'entendre d'une activité effective, et non du simple maintien du contrat de travail pendant un arrêt maladie, qui est exclusif de toute activité.

Quelle que soit la situation, le maintien de la pension d'invalidité cessera dès que le pensionné aura atteint l'âge du taux plein, soit 67 ans. Cette date met fin au versement de la pension d'invalidité sans que l'assuré ne puisse s'y opposer. Ses droits à l'assurance vieillesse sont alors liquidés lorsqu'il en fera la demande (décret du 31 mai 2011).

Les pensions d'invalidité perçues sont généralement supérieures aux pensions de retraite c'est pourquoi les sinistrés pouvant prolonger la reconnaissance de leur état auraient intérêt à le faire d'un point de vue financier. Ces cas ne représentent pas la majorité des invalides, naturellement, mais ils sont suffisamment fréquents pour en tenir compte.

Une table prolongée est donc également utilisée

Une table spécifique est donc établie par le cabinet **ACTUARIELLES**, en prolongeant la table d'invalidité en termes d'anciennetés possibles (les âges à l'entrée ne peuvent toujours pas excéder 62 ans). Ces prolongations sont effectuées à l'aide de la table de mortalité TD 88-90 puisqu'il est considéré que la probabilité de sortie, à ces âges, est équivalente à celle de décès.

Ainsi, pour le calcul des provisions, deux cas distincts apparaissent en fonction de l'âge au moment du provisionnement :

- Pour les assurés de moins de 62 ans, le calcul est effectué avec la table classique, jusqu'à 62 ans
- Pour les assurés de plus de 62 ans, le calcul est effectué avec la table prolongée, jusqu'à 67 ans

Dans les données utilisées pour l'étude de la Partie 3 de ce mémoire des sinistres seront dans ce cas, avec des versements de pensions d'invalidité au-delà de 62 ans. Il convient donc de justifier leur existence par des textes juridiques afin d'en comprendre la source.

Pour le moment, les grandes lignes du provisionnement de l'arrêt de travail ont été présentées mais le lien avec le pilotage n'a pas été explicitement détaillé. Le cœur de ce mémoire n'est pas seulement de comprendre comment sont constituées les provisions mais également pourquoi leur estimation se doit d'être aussi pertinente que possible. Il convient alors de présenter de manière synthétique les principes généraux du pilotage d'un régime collectif en prévoyance.

2.5 La cohérence du pilotage des régimes collectifs en prévoyance repose sur la pertinence du provisionnement

Avant de se concentrer précisément sur le risque arrêt de travail, il faut avoir à l'esprit que lorsqu'un régime prévoyance est analysé au global, les risques arrêts de travail et décès sont regroupés. Pour autant, des comptes distincts sont également établis. La compréhension du raisonnement se doit d'être réalisée par le biais de l'arrêt de travail uniquement car les mécanismes pour le risque décès sont assez différents avec des montants provisionnés généralement bien moins importants.

a) Un compte comptable et un compte par survenance sont établis

Un contrat collectif est un contrat établi entre un organisme assureur et une entreprise qui souhaite couvrir ses salariés. Il en existe aussi bien pour le risque santé que pour le risque prévoyance mais, comme évoqué en préambule, ce deuxième risque est moins connu du fait d'une fréquence plus faible notamment.

La gamme choisie par une entreprise peut être préétablie dans le sens où un grand nombre d'entreprises peuvent souscrire de manière indépendante à ce contrat standard. Un compte de résultat mutualisé sera alors établi et les décisions prises par l'organisme assureur s'appliqueront à tous les souscripteurs concernés.

Les gammes peuvent également être sur-mesure, c'est-à-dire construites uniquement pour une seule entreprise. Dans le cas du « grand collectif », c'est-à-dire au sein des entreprises de tailles très importantes, des réunions de négociations, généralement annuelle ou semestrielle, peuvent avoir lieu entre différents acteurs (représentant de la direction, du personnel, de l'organisme assureur etc.) afin d'analyser les résultats du régime et décider de potentielles évolutions. Ce mémoire s'inscrit principalement dans le cadre de ces gammes sur-mesure, pilotées individuellement.

Le compte en survenance rattache chaque sinistre à son exercice d'occurrence

Dans les deux cas, un compte par survenance est établi. Il vise à rattacher toutes les prestations versées pour un sinistre à l'exercice d'occurrence de celui-ci. A titre d'exemple, si une pension d'invalidité est versée en février 2021 pour un arrêt de travail survenu en 2019, la prestation sera comptabilisée dans le compte en survenance 2019.

De manière synthétique, ce compte est composé de cotisations (brutes puis nettes après retrait des frais et taxes) qui viennent augmenter le résultat ainsi que d'une charge de sinistres qui vient, elle, le diminuer.

La charge de sinistres est composée des prestations versées et des provisions constituées, rattachées à l'exercice concerné. Les provisions de rentes ont été présentées mais il en existe d'autres dont certaines seront évoquées dans la Partie 2.

Ainsi, en ajoutant les cotisations et en soustrayant la charge de sinistres, le résultat du compte prévoyance est obtenu. Pour traduire l'équilibre ou non du régime, un ratio de sinistralité est généralement utilisé comme indicateur.

Ce ratio, appelé P/C pour prestations sur cotisations ou S/P pour sinistres sur primes rapporte simplement la charge de sinistres au montant des cotisations. Si ce ratio est supérieur à 100%, le régime est déficitaire car les cotisations ne suffisent pas à couvrir la somme des prestations et des provisions. Dans le cas contraire, il sera excédentaire.

Un compte comptable est également construit pour certaines gammes sur-mesure

En plus du compte par survenance, un compte comptable peut être établi pour les régimes sur-mesure. Dans ce cas, toutes les prestations versées au cours de l'exercice ainsi que les provisions estimées à la clôture sont comptabilisées, peu importe l'année d'occurrence des sinistres concernés.

Ce compte intègre généralement une réserve qui sera alimentée par une partie du résultat en cas d'excédent et qui servira à compenser les éventuels déficits. A noter que cette réserve n'est pas une

source de rémunération pour l'entreprise qui n'a donc pas d'intérêt à la voir augmenter éternellement. L'idéal pour l'entreprise serait que les comptes soient à l'équilibre et que les montants présents en réserves soient contrôlés et permettent d'absorber la dérive des prestations futures notamment. Bien que le pilotage à l'équilibre soit complexe en prévoyance du fait de la volatilité importante des risques couverts, c'est malgré tout en ce sens que devraient être prises les décisions.

Néanmoins, le fait que les provisions, estimations nécessairement inexactes, représentent une part importante de la charge sinistres rend d'autant plus difficile le contrôle de l'équilibre d'un régime.

b) Les provisions représentent une part importante de la charge de sinistres

Le poids des provisions dans la charge de sinistres en arrêt de travail dépend de nombreux facteurs et notamment du portefeuille assuré. Cependant, cette proportion n'est jamais anecdotique et l'influence du montant de provisions sur le ratio de sinistralité n'est donc jamais nulle. A titre d'exemple, sur les différents portefeuilles présentés dans la suite de ce mémoire, la part des provisions est au moins égale à 40%.

Ainsi, le lien entre pilotage et justesse du provisionnement apparaît clairement ici. En effet, si le provisionnement n'est pas réalisé de manière pertinente, le ratio censé traduire l'équilibre du régime ne serait que peu représentatif de la réalité du risque.

Pour s'assurer de mesurer le poids du provisionnement, il suffit de considérer de manière schématique un individu entrant en invalidité à 50 ans au 01/01/N. Si l'assureur doit lui verser une rente annuelle de 2000€, les deux éléments suivants seront présents dans les comptes au 31/12/N :

- Une prestation de 2 000€ versée dans l'année
- Une provision de rente de $(62-51) \times 2000 = 22\ 000\text{€}$

Cet exemple est certes simplifié mais il illustre bien le fait que les provisions sont non négligeables dans les comptes. Leur poids sera important dans la construction du résultat final et, en cas de déséquilibre du régime, des décisions pourront être prises pour tenter de le rééquilibrer.

La correcte estimation de ces provisions est donc essentielle afin que les évolutions apportées, quel qu'elles soient, restent en phase avec la réalité. Encore une fois, l'objectif pour un régime prévoyance est d'être à l'équilibre. Un sur-provisionnement, plus prudent a priori, ne serait donc pas nécessairement plus pertinent qu'un sous provisionnement car, dans les deux cas, ils pourraient conduire à des décisions incohérentes avec le risque réel.

c) Des décisions peuvent être prises pour rééquilibrer le régime

Afin d'illustrer schématiquement les conséquences d'un mauvais provisionnement, un exemple volontairement extrême est proposé.

L'évolution des provisions peut modifier l'analyse de l'équilibre d'un régime

En supposant qu'au cours de l'exercice N :

- 10M€ de cotisations nettes de taxes sont perçues
- 2M€ de prestations sont versées
- 10M€ de provisions sont constituées au 31/12/N pour les arrêts de travail toujours en cours

Dans ce cas, le ratio de P/C est de $\frac{10+2}{10} = 120\%$. Le régime est donc nettement déficitaire et, pour tenter de le rééquilibrer, l'organisme assureur décide d'augmenter les cotisations de 20%. Ainsi, tous les salariés se voient impacter cette hausse, tout comme l'entreprise qui participe également au versement de ces cotisations.

Il est supposé qu'il n'y ait pas de nouveaux arrêts en N+1 mais que de nombreux arrêts, débutés en N, s'arrêtent. Les sinistres en cours à la clôture N+1 sont donc seulement ceux de survenance N qui ne sont toujours pas clos.

Concernant le compte en survenance N :

- Les cotisations n'évoluent pas car elles ont toutes été perçues en N : 2M€
- Aux 2M€ de prestations versées en N viennent s'ajouter celles versées en N+1 (pour les sinistres nés en N). Pour l'exemple, 2M€ seront ajoutés et le total de prestations sera donc de 4M€.
- Les provisions diminuent puisque le nombre d'arrêts est moins important qu'au 31/12/N : 5M€

Le P/C de l'année N est donc $\frac{4+5}{10} = 90\%$.

Concernant le compte en survenance N+1 :

- Les cotisations augmentent de 20% par rapport à N du fait de la décision prise : 12M€
- Les prestations rattachées à cette survenance sont nulles puisqu'il n'y a pas de nouveaux arrêts
- Les provisions sont nulles également puisqu'aucun sinistre N+1 n'est en cours à la clôture.

Le P/C de l'année N+1 est donc $\frac{0+0}{12} = 0\%$.

L'augmentation des cotisations semble donc peu pertinente mais a bien été appliquée à tous les salariés ainsi qu'à l'employeur tout au long de l'année N+1. La principale cause de cette amélioration soudaine des comptes est le retour au travail de nombreux salariés et donc une diminution importante des provisions.

Encore une fois, l'exemple est volontairement extrême et il convient de préciser qu'en pratique, aucune décision n'est prise en observant un P/C seul. En effet, les comptes sont généralement analysés sur plusieurs années, en observant l'équilibre global notamment. Pour autant, l'idée qu'il faut retenir est que le provisionnement est une source de variation majeure.

Le provisionnement est donc un sujet à la fois essentiel et complexe en arrêt de travail

Par comparaison au risque arrêt de travail, le risque décès est moins fréquent et le provisionnement afférent moins complexe. En effet, à la suite d'un décès, il n'y a que les rentes de conjoint (temporaires ou viagères) et les rentes éducation qui nécessitent une estimation probabilisée des versements à venir.

En arrêt de travail, tous les sinistres en cours au moment de l'établissement des comptes sont sujets au provisionnement. La démultiplication des estimations augmente donc nécessairement le risque d'observer, a posteriori, des écarts avec la réalité. De plus, le poids de ces provisions est généralement bien plus important que pour le risque décès ce qui leur confère un rôle majeur dans l'équilibre du compte et dans les décisions qui pourraient être prises.

L'ajustement des provisions peut ainsi permettre une amélioration continue de l'estimation du risque et conduire à un pilotage plus pertinent. En effet, plus les provisions seront proches de la réalité, plus les comptes seront une vision fidèle de l'équilibre du portefeuille.

Ce qu'on peut retenir

Ce chapitre a donc permis d'illustrer les enjeux relatifs au provisionnement afin de permettre aux organismes assureurs de faire face à leurs engagements à savoir les versements de prestations en cas d'arrêts de travail de leurs assurés.

Il a été précisé que les méthodes de provisionnement sont encadrées et que les tables du BCAC font foi pour la majorité des organismes. Afin de pouvoir les utiliser à bon escient, il est indispensable de détenir les informations suivantes, quel que soit l'état :

- Age à l'entrée en arrêt de travail
- Ancienneté dans l'état au moment du provisionnement
- Rente mensuelle à verser par l'organisme assureur en fonction des garanties proposées

A titre d'exemple, le cabinet **A C T U A R I E L L E S** a développé un outil de calcul de ces provisions afin de valider celles intégrées dans les comptes. Il est donc demandé aux organismes assureurs de transmettre les informations ci-dessus afin de mener à bien les vérifications.

Les tables sont construites en cohérence avec la réglementation et notamment le régime de retraite en vigueur. C'est pourquoi, l'incapacité est provisionnée jusqu'à 70 ans, âge auquel l'employeur peut contraindre son salarié au départ en retraite et l'invalidité jusqu'à 62 ans correspondant à l'âge légal de départ.

Concernant l'invalidité, cela est vrai dans la majorité des cas. Cependant, il est parfois constaté que des individus perçoivent des rentes après 62 ans, ce qui est rendu possible par différents textes évoqués dans ce chapitre. Les conditions sont spécifiques et, dans ce cas, le provisionnement sera évalué jusqu'à 67 ans, âge de départ à taux plein. Quoiqu'il en soit, un invalide ne pourra entrer dans l'état après 62 ans et ne pourra en sortir après 67 ans.

Enfin, un exemple simpliste et volontairement extrême a été proposé afin d'illustrer l'importance du provisionnement dans le pilotage d'un régime. En effet, le poids des provisions dans la charge de sinistres n'est jamais négligeable alors qu'elles sont les seules à faire l'objet d'une estimation (contrairement aux cotisations perçues et aux prestations versées). Le provisionnement est donc une variable fondamentale dans l'établissement d'un compte et il impactera directement la vision du risque qu'auront les décideurs.

Néanmoins, ces provisions sont sensibles à de multiples facteurs réglementaires, économiques ou même démographiques qui doivent être anticipés afin d'en contenir les impacts.

De plus, il existe également d'autres paramètres sur lesquels les organismes assureurs peuvent agir afin de renforcer leur connaissance des sinistres et l'estimation des provisions correspondantes. Cela permettra de fournir des éléments pertinents aux acteurs chargés de piloter les régimes.

La partie suivante s'attèlera donc, dans un premier temps, à quantifier les impacts relatifs de certains facteurs qui seront dits « externes ». Cela permettra d'insister sur le fait que les tables ne sont pas le seul paramètre faisant évoluer les estimations de provisions en arrêt de travail. Une réflexion sera également menée sur les sinistres dits « inconnus » à la fois en termes de gestion et d'estimation de ceux-ci.

Partie 2

Quantification des enjeux liés au provisionnement du risque arrêt de travail

3. Le provisionnement est sensible à de nombreux facteurs externes

La réglementation en vigueur au sujet du provisionnement impose des méthodes d'estimation afin d'harmoniser les pratiques au sein de la profession. Les tables du BCAC sont communément utilisées et indiquent notamment des durées moyennes de maintien dans les états d'incapacité et d'invalidité. Pour un portefeuille donné, elles sont donc nécessairement inexactes.

Cependant, elles ne sont pas le seul élément de variabilité puisque le provisionnement est sensible à de nombreux facteurs qui seront dit « externes » dans le sens où les organismes assureurs ne peuvent les influencer directement. Afin d'en mesurer les importances relatives, une sélection, nécessairement non exhaustive, a été retenue en lien avec des sujets d'actualité de l'environnement économique et assurantiel.

Dans un premier temps, les différents facteurs seront présentés afin de comprendre leur lien avec le provisionnement. Les impacts seront estimés sur un portefeuille commun. Il conviendra donc, dans un deuxième temps, de présenter quelques statistiques descriptives afférentes à celui-ci car les conclusions en dépendront nécessairement.

Les estimations seront réalisées de manière indépendante, toutes choses égales par ailleurs et les résultats liés à chacun des facteurs seront donc présentés successivement. Une cartographie des risques, simplifiée, sera proposée en conclusion afin de synthétiser l'étude menée sur les importances relatives.

A noter que les estimations ne seront réalisées que sur les provisions d'invalidité afin de ne pas surcharger l'analyse mais que, sauf mention contraire, les raisonnements sont similaires dans le cas de l'incapacité.

3.1 Sur lesquels les organismes assureurs n'ont pas la main

a) Les taux techniques sont utilisés pour l'actualisation

La volatilité des taux est un sujet récurrent de l'actualité financière et la valeur choisie pour l'estimation des provisions est une hypothèse forte qui peut modifier les comptes d'un régime. Les formules présentées dans la Partie 1 illustrent à quel point le facteur d'actualisation est important et pourquoi sa volatilité peut être une préoccupation au sein des organismes assureurs.

Ces taux, appelés taux techniques sont définis de façon réglementaire et correspondent à un pourcentage du Taux Moyen d'emprunt d'Etat (TME). [20] Il en existe pour la partie vie et non-vie mais c'est la deuxième catégorie qui est importante ici car l'arrêt de travail n'a pas de lien direct avec la vie de l'assuré. Dans ce cas, le taux ne peut excéder 75% du TME moyen des 24 derniers mois.

De 1999 à 2021, ces taux ont nettement diminué, devenant même négatifs pour la première fois en 2021 comme illustré sur le graphique ci-dessous. Ces évolutions ont un impact direct sur le provisionnement car, par définition, les provisions représentent les versements futurs, évalués à la date de comptabilisation.

A noter que les taux techniques sont en phase de remontée progressive depuis le début de l'année 2022 puisqu'ils s'élèvent à 0,75% à fin janvier 2023 contre -0,03% à fin 2021. L'étude ne portera que sur la baisse observée au cours des 20 dernières années puisque l'ordre de grandeur de l'impact associé à une variation de taux est proportionnel à celle-ci.

Les taux non-vie ont connu une nette baisse en 20 ans

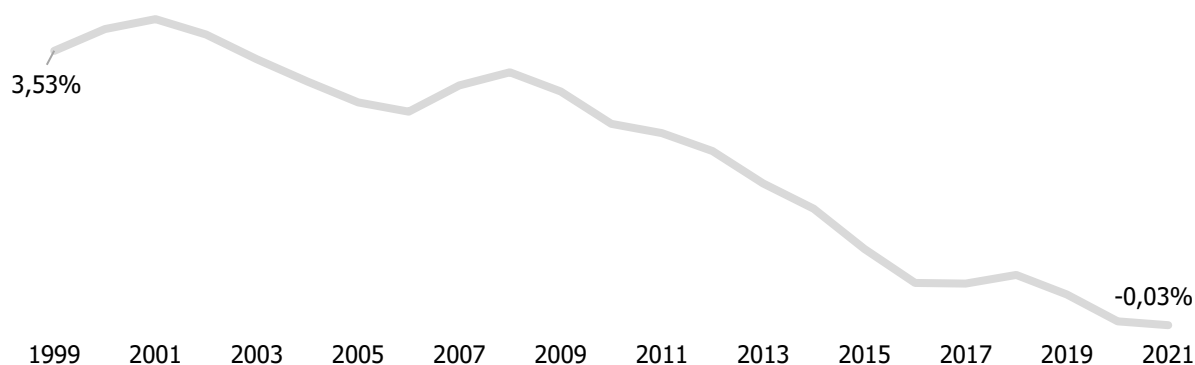


Figure 7 : Evolution des taux techniques non-vie de 1999 à 2021

b) La Sécurité sociale pourrait se désengager

Au 1^{er} janvier 2012, la Sécurité sociale réduisait son plafond d'indemnités journalières d'incapacité. En effet, jusqu'alors, le plafond de salaire utilisé pour déterminer les IJSS était le PMSS mais depuis 2012, l'assiette de salaires est limitée à 1,8 SMIC comme expliqué dans la Partie 1.

A titre d'exemple, en 2022, le PMSS s'élève à 3428€ quand 1,8 SMIC brut correspond à un peu moins de 3000€. La différence n'est donc pas négligeable et cet impact a bien été réel pour les organismes assureurs car les garanties, elles, n'ont pas nécessairement évoluées en conséquence. Cela a donc conduit à une augmentation des versements du régime prévoyance afin de maintenir des niveaux d'indemnités similaires.

Le déficit de la Sécurité sociale est encore important et il n'est pas improbable que de nouveaux désengagements soient à prévoir. A l'heure actuelle, le salaire permettant le calcul des rentes d'invalidité est toujours plafonné au niveau du PASS. Il se pourrait donc que, comme cela a été le cas pour l'incapacité en 2012, ce maximum soit revu à la baisse ce qui contraindrait les organismes assureurs à augmenter les montants provisionnés.

Dans le cas où la Sécurité sociale maintiendrait le plafond actuel, il est intéressant d'estimer également l'impact de la hausse du PMSS de 6,9% au 1^{er} janvier 2023. Cela permettra notamment d'illustrer l'importance de la variabilité introduite par ce plafond.

c) Le vieillissement de la population active est constaté et s'accroît

Depuis 2010, les tables du BCAC n'ont pas évolué, malgré une proposition de mise à jour en 2013. [10]

Les anciennes tables, mises en place en 1993, s'arrêtaient à 64 ans pour l'incapacité et 59 ans pour l'invalidité et l'attente d'invalidité. Cela correspond bien au fait qu'à ce moment-là, l'âge de départ en retraite était fixé à 60 ans et que le taux plein était accordé à 65 ans.

Les réformes des retraites peuvent imposer la mise à jour des tables du BCAC

Elles ont été prolongées de 2 ans en 2010 afin de prendre en compte, entre autres, la réforme des retraites qui repoussait l'âge légal de départ de cette même durée. Une première idée pourrait conduire à imaginer qu'ajouter deux lignes dans la table, sans toucher aux autres effectifs, ne modifiera pas de manière très importante les montants provisionnés sur un portefeuille donné.

Pourtant, étant donné les formules présentées dans la Partie 1, il apparaît que la prolongation des tables aura un impact sur tous les coefficients et pas seulement sur les âges ajoutés. En effet, les coefficients

découlent de moyennes pondérées sur les effectifs de l'ensemble des anciennetés supérieures à celle considérée et à âge fixé.

Les premières informations disponibles au sujet de la réforme des retraites, avant sa présentation finale début 2023, indiquaient un possible report de l'âge légal de 2 ou 3 ans. L'étude avait alors été menée sur cette base dans ce mémoire en estimant l'impact de prolongation des tables de ces mêmes durées.

Finalement, il s'avère que le report sera de 2 ans et plus précisément d'un trimestre chaque année à compter du 1^{er} septembre 2023 pour atteindre 64 ans en 2030. [19] De plus, l'âge légal de départ pour les invalides ne sera pas modifié ce qui ne rendra pas nécessaire la prolongation des tables réglementaires. Ainsi, l'impact de la réforme sur le provisionnement des invalidités devrait ainsi être nul a priori.

Pour autant, l'étude a été conservée dans ce mémoire car une potentielle réforme future pourrait conduire, cette fois-ci, à une modification des tables. Enfin, même si l'étude des conséquences sur le provisionnement des incapacités ne pourra être réalisée dans ce mémoire du fait d'un manque de données, elle pourrait conduire à l'estimation d'impacts importants qui seront évoqués plus loin.

Un vieillissement de la population active est déjà constaté et devrait s'accroître

Le vieillissement de la population active exerce une influence certaine sur les régimes de protection sociale complémentaire. En effet, l'âge est la principale variable discriminante du risque santé car les personnes les plus âgées sont celles ayant le plus recours au soin. Concernant le risque décès, le constat est naturellement le même puisque, à titre d'exemple, les taux de mortalité font plus que décupler de 20 à 60 ans. Les charges de sinistres augmentent donc avec le vieillissement d'un portefeuille et cela se vérifie régulièrement.

En arrêt de travail, le lien est moins direct que sur le risque décès dans le sens où il n'existe pas de table de taux d'arrêts selon l'âge mise à disposition, comme cela peut être le cas avec les tables de mortalités par exemple. Cependant, il est généralement constaté une hausse des fréquences d'arrêts aux âges proches 60 ans.

De nombreuses études ont démontré un vieillissement de la population globale, notamment du fait de l'amélioration de l'espérance de vie ainsi que de l'arrivée aux grands âges des générations issues du baby-boom d'après-guerre. [17]

Néanmoins, cela ne suffit pas à justifier une tendance vieillissante de la population active car ces deux phénomènes peuvent avoir des ampleurs et des durées différentes. C'est pourquoi l'INSEE a réalisé une étude spécifique sur la population active. Selon les projections présentées, il paraîtrait que les taux d'activité des 60 ans et plus continueraient de croître quand les taux des jeunes adultes et des âges intermédiaires se stabiliseraient.

De nombreux facteurs peuvent expliquer ce phénomène. L'impact des réformes des retraites semble inévitable tout comme le fait que les étudiants entrent dans la vie active de plus en plus tard. Ainsi, il serait observé une augmentation de l'âge moyen des personnes actives dans le futur, ce qui devrait alourdir les charges de sinistres des comptes santé et prévoyance, phénomène auquel n'échappera pas le risque arrêt de travail.

d) La retraite progressive, seule bonne nouvelle ?

Il apparaît donc que les facteurs externes soient en majorité aggravants bien que leurs importances relatives n'aient pas encore été présentées. Pour autant, il existe un dispositif prometteur appelé retraite progressive qui pourrait, a priori, permettre d'exercer une influence positive sur les montants provisionnés.

Ce dispositif permet aux salariés proches de la retraite de travailler à temps partiel tout en percevant une partie de leurs pensions de retraite pour le temps ainsi libéré.

Les conditions d'éligibilité à ce dispositif sont les suivantes :

- Être à moins de 2 ans de l'âge légal de départ à la retraite
- Avant la réforme des retraites, il fallait donc avoir au moins 60 ans
- A partir de 2030, il faudra donc en avoir 62
- Totaliser au moins 150 trimestres

Avant la réforme, le taux d'activité devait être compris entre 40% et 80%, il pourra désormais être inférieur à 40%. [19] Ce dispositif permet d'acquérir des droits de retraite sur son activité partielle ; ce qui constitue un avantage majeur.

Les cotisations et prestations des régimes de prévoyance sont définies en fonction du revenu perçu par le salarié. En passant en retraite progressive, le salarié aura un revenu d'activité plus faible relatif à son temps d'activité partielle. En conséquence, les indemnités délivrées par le régime de prévoyance en cas d'arrêt de travail ou de décès seront proportionnellement diminuées.

Comme cela a été expliqué précédemment, la fréquence des arrêts de travail augmente avec l'âge. Ainsi, les salariés proches de la retraite présentent les risques les plus élevés, d'autant qu'ils ont souvent des revenus en moyenne plus importants.

La diminution effective des prestations afférentes à la retraite progressive, combinée à la diminution de la fréquence des arrêts de travail, pourrait permettre d'améliorer un compte prévoyance par le biais d'une baisse des montants provisionnés entre autres.

Par exemple, pour une entreprise de 200 personnes de 42 ans de moyenne d'âge, le passage en retraite progressive à 50% d'activité de 6 collaborateurs peut faire diminuer les prestations de l'ensemble du régime de prévoyance de l'ordre de 5%. Ce point légitime donc l'analyse de l'impact sur l'arrêt de travail seul.

De plus, en cas d'arrêt de travail, le salarié en retraite progressive continuera de percevoir sa partie de pension de retraite. Les indemnités de la Sécurité sociale et du régime de prévoyance ne seront calculées que sur le revenu à temps partiel. Par rapport à un salarié classique en arrêt de travail, la baisse de revenu est donc négligeable puisque le manque à gagner avant toute indemnisation sera moins important.

Ainsi, différents facteurs ont été présentés de manière synthétique. Il convient d'insister sur deux éléments avant de poursuivre. Tout d'abord, la sélection des sujets a été faite en fonction de thèmes d'actualité de l'environnement économique et assurantiel. Cette étude ne se veut donc pas exhaustive. De plus, l'objectif n'est pas d'estimer des impacts à appliquer sur les montants provisionnés pour anticiper ces différents sujets mais d'avoir une idée des ordres de grandeurs et des importances relatives afférentes à ces paramètres. Etant entendu que chaque sujet pris indépendamment pourrait faire l'objet d'une étude plus approfondie ou d'un mémoire à part entière.

Afin de réaliser les estimations en question, un portefeuille client a été utilisé. Celui-ci est présenté, brièvement pour des raisons de confidentialité notamment, dans la section suivante. Cette présentation est malgré tout importante car les résultats dépendront nécessairement du portefeuille utilisé.

3.2 Un portefeuille client est utilisé pour estimer les impacts

a) L'âge moyen est de 45 ans et les non-cadres sont largement majoritaires

Le portefeuille utilisé pour cette étude est celui d'un groupe, client du cabinet **ACTUARIELLES**, regroupant 25 000 salariés. Ce nombre important d'assurés permettra d'avoir une estimation pertinente car elle ne sera pas biaisée par des cas particuliers qui pourraient distordre ce qui est observé en moyenne. Cependant, il faut garder à l'esprit que les caractéristiques du portefeuille exerceront naturellement une influence sur les résultats obtenus, de manière plus ou moins importante selon les sujets abordés.

C'est pourquoi, il conviendra de ne pas considérer les impacts estimés comme universels. L'objectif est de mesurer les influences relatives des différents paramètres analysés. Les résultats pourraient être assez différents en changeant de portefeuille du fait du secteur d'activité, de l'âge moyen, du taux de cadres etc. Le portefeuille choisi étant cohérent avec les moyennes nationales en termes de taux de cadres et d'âge moyens notamment, les tendances qui se dégageront seront probablement assez proches de ce qui pourrait être observé en moyenne.

L'âge moyen du groupe se situe aux alentours de 45 ans et les non-cadres sont présents en majorité puisqu'ils représentent 80% des effectifs. L'ancienneté moyenne se situe aux alentours de 12 ans et les femmes sont légèrement majoritaires à hauteur de 53%. Ces éléments sont importants car l'âge moyen et le taux de femmes auront un impact sur la sinistralité, à savoir une probabilité plus importante pour les femmes et les personnes proches de la retraite de tomber en arrêt.

L'ancienneté moyenne et le taux de cadres exerceront une influence sur les durées de maintien employeur et les garanties proposées par l'organisme assureur (elles peuvent différer avec la catégorie socio-professionnelle). Sur ce point, il est à noter que les filiales du groupe étudié font partie de CCN différentes mais près de 90% d'entre elles appartiennent à la même.

L'étude portant sur le provisionnement de travail, il est important de donner également quelques statistiques sur les arrêts en cours à la clôture, d'après les données dont dispose l'assureur.

b) Plus de 2 000 sinistres sont provisionnés

Environ 500 invalidités sont provisionnées au 31/12/2021 avec des dates de sinistres allant de 2015 à 2021 et plus de 1500 incapacités sont en cours à la clôture.

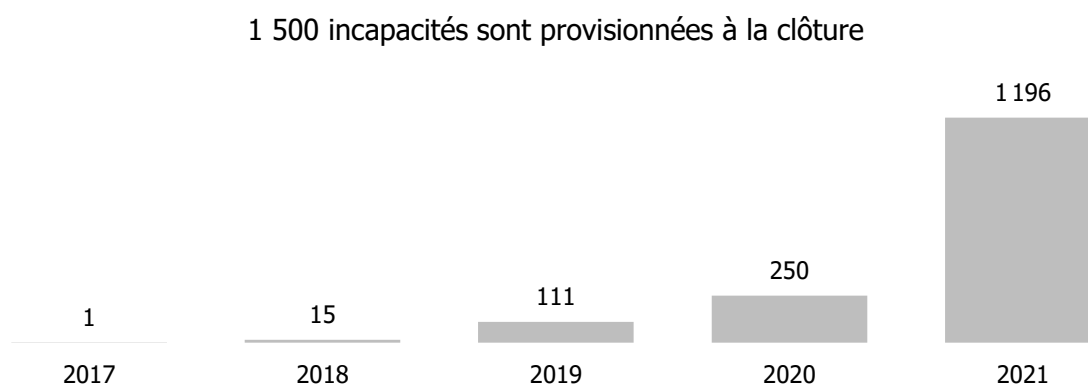


Figure 8 : Répartition des incapacités provisionnées, par survenance

Il est possible de remarquer que 16 sinistres d'incapacité ont plus de trois ans d'ancienneté à la clôture. Ce qui ne devrait en théorie pas être possible d'après les règles de passage en invalidité. Ces cas peuvent être la conséquence d'erreurs de gestion mais également de personnes qui auraient pu reprendre le travail pendant quelques mois avant d'être de nouveau arrêtées, pour une rechute par exemple, et qui n'auraient pas encore dépassé les 3 ans d'arrêt effectif.

Quoiqu'il en soit, il est important que l'organisme assureur se renseigne lorsque de tels cas se manifestent car une ancienneté de plus de 3 ans en incapacité devrait interpeller. En effet, ces individus ont peut-être été placés en invalidité pour laquelle la provision à comptabiliser serait différente. De plus, les tables d'incapacité réglementaires ne fournissent pas de coefficient au-delà de 36 mois d'ancienneté, le calcul de la provision doit donc nécessairement faire intervenir une hypothèse qu'il convient de justifier.

c) Les sinistrés sont plus âgés que la moyenne

Concernant les âges des individus provisionnés, il est possible de constater que l'âge moyen des personnes en incapacité, en date d'évaluation des provisions, est de 48 ans alors qu'il est de 51 ans chez les invalides. Ce résultat est intéressant car il permet de constater que les invalides sont en moyenne plus âgés que les incapables. Cela est cohérent avec le fait qu'un sinistré est d'abord placé en incapacité avant d'être potentiellement reconnu invalide plus tard mais également avec le fait que les personnes en arrêt sont plus âgées que la moyenne (pour rappel l'âge moyen du portefeuille est de 45 ans ici).

Il est également possible de s'intéresser aux taux d'arrêts par âge, présentés ci-dessous, afin de constater que les grands âges sont les plus sinistrés. Pour l'invalidité, tous les âges ne sont pas représentés du fait de taux nuls chez les jeunes adultes.

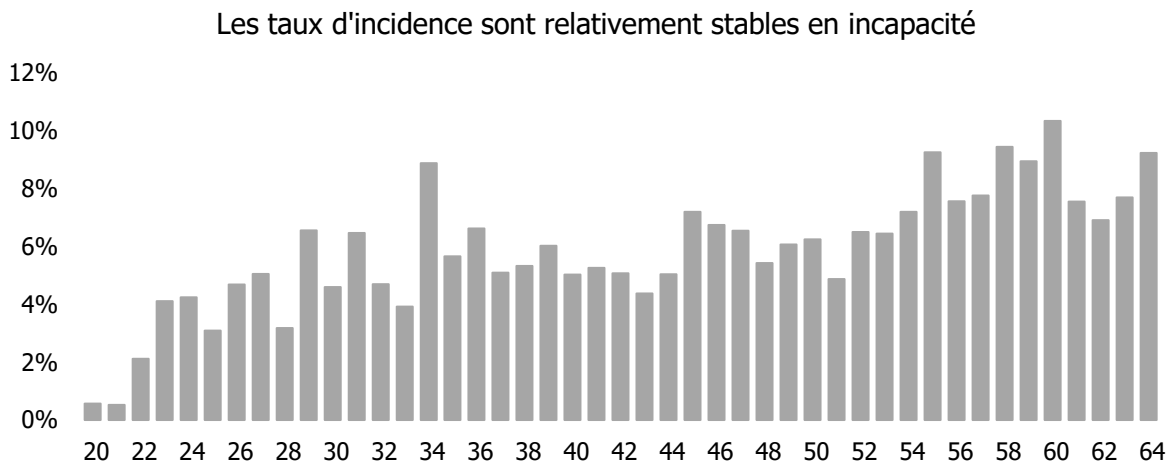


Figure 9 : Taux d'incapacité par âge au 31/12/2021

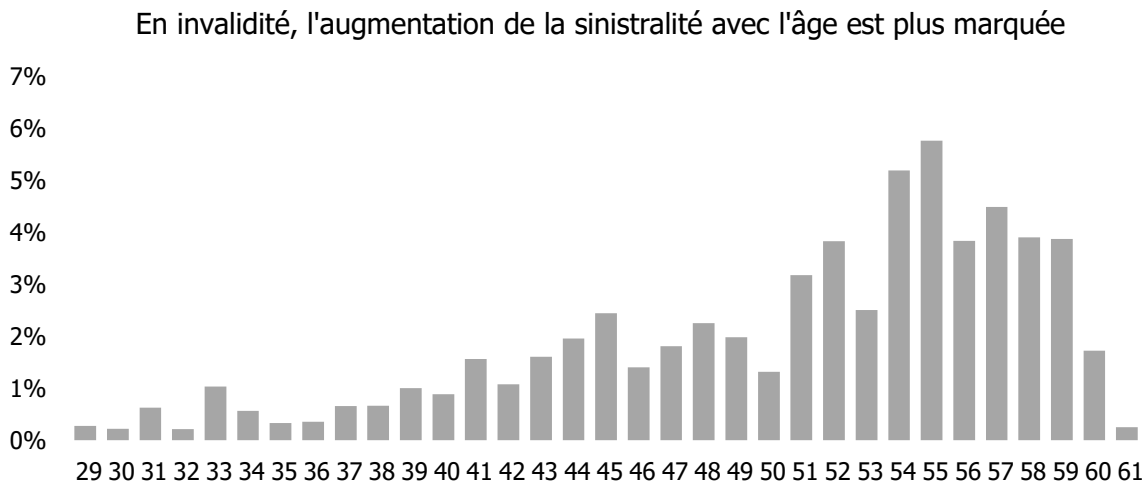


Figure 10 : Taux d'invalidité par âge au 31/12/2021

Il convient malgré tout de préciser que les données disponibles ne permettent de comparer que les effectifs connus au 31/12/2021 avec les arrêts encore en cours à cette date. Ainsi, le calcul des taux d'incidence n'est pas exact car les effectifs ont évolué au cours des dernières années notamment. Ensuite, le fait de ne regarder que les arrêts en cours introduit une notion de troncature qui réduit la part des arrêts courts dans la liste totale des arrêts. Les arrêts courts concernent majoritairement les tranches d'âges basses et, par conséquent, les taux d'incidence sur ces âges pourraient être sous-estimés.

Pour autant, deux arguments peuvent être avancés pour répondre à ces critiques légitimes. Tout d'abord l'objectif ici est de se donner une estimation approchée des taux d'incidence afin de déceler la présence ou non d'une tendance globale de croissance des arrêts avec l'âge. Ensuite, la taille du portefeuille permet en théorie de compenser le phénomène de troncature car les arrêts courts qui sont déjà terminés au moment de la clôture, peuvent être compensés par des nouveaux arrêts survenus peu avant le 31/12/N.

L'introduction d'un biais est donc probable ici même si encore une fois la taille du portefeuille devrait permettre de le compenser et que l'objectif de l'étude est de s'intéresser à la présence d'une tendance.

Dans les deux cas, la tendance haussière de la sinistralité avec l'âge est observable même si elle semble plus prononcée en invalidité. Les taux à 60 et 61 ans en invalidité peuvent paraître surprenants mais il faut les interpréter avec le recul nécessaire du fait du peu de salariés présents à ces âges proches de la retraite et qui entraînent donc, dans la majorité des cas, des sorties d'invalidité.

Ainsi, les statistiques présentées ici permettent de considérer que le portefeuille est suffisamment important pour que les impacts puissent être estimés de manière pertinente et significative puisque le nombre élevé de sinistres permettra de lisser la variabilité.

d) Les provisions représentent 40% de la charge de sinistres

Il faut également avoir à l'esprit que, sur le portefeuille en question, les provisions de rente représentent près de 40% de la charge de sinistres. Pour rappel, ajoutées aux prestations, elles composent le dénominateur du ratio de sinistralité qui sera une des clés de pilotage du régime.

Une augmentation des provisions de 5% par rapport à l'année N-1, toutes choses égales par ailleurs, correspondrait à une dégradation du P/C d'environ 2% ($40\% \times 5\%$) et pourrait par exemple amener une augmentation des cotisations N+1 de 2% afin de maintenir l'équilibre.

La présentation des grands principes de pilotage en fin de Partie 1 modère cette décision radicale car il faut analyser les comptes prévoyance sur plusieurs années. Néanmoins, cela illustre que le provisionnement ne relève pas du détail lorsqu'il s'agit du pilotage d'un régime prévoyance et son estimation est d'autant plus difficile qu'elle est sensible à de nombreux facteurs externes sur lesquels les assureurs n'ont pas la main.

La présentation du portefeuille ayant été faite, il est désormais possible de s'intéresser aux estimations d'impacts des différents sujets évoqués.

3.3 Des importances relatives se détachent entre les différents sujets

Les différents sujets sont traités de manière indépendante ici et l'hypothèse majeure est que les impacts seront à interpréter *ceteris paribus*. En réalité, ils peuvent se cumuler, d'où la problématique bien réelle de ces facteurs externes. L'idée ici est de partir de la même liste d'invalidités provisionnées et donc du même montant de provisions, d'appliquer les hypothèses choisies sur les différents sujets et de pouvoir comparer les résultats à référentiel fixé.

Les estimations ne seront donc réalisées que sur la partie « stock » autrement dit les invalidités déjà en cours. Selon les différents sujets, un aspect « flux » sera important dans le sens où un report de l'âge de départ en retraite, par exemple, augmenterait naturellement les taux d'incidence à 62 ans entre autres. Cependant, l'estimation de ce second aspect est beaucoup plus complexe et nécessiterait d'avoir à disposition un volume de données plus important.

Ainsi, pour résumer, les estimations sont réalisées uniquement sur le provisionnement des invalidités en cours et toutes choses égales par ailleurs.

a) Les taux techniques sont cruciaux et volatiles

La diminution des taux a été très nette en 20 ans, comme cela a été présenté, et la traduction est directe sur le montant de provisions. En recalculant les provisions des invalidités en cours et en ne modifiant

aucun autre paramètre de calcul que le taux technique, il est possible de quantifier l'impact, sur le provisionnement, de cette baisse.

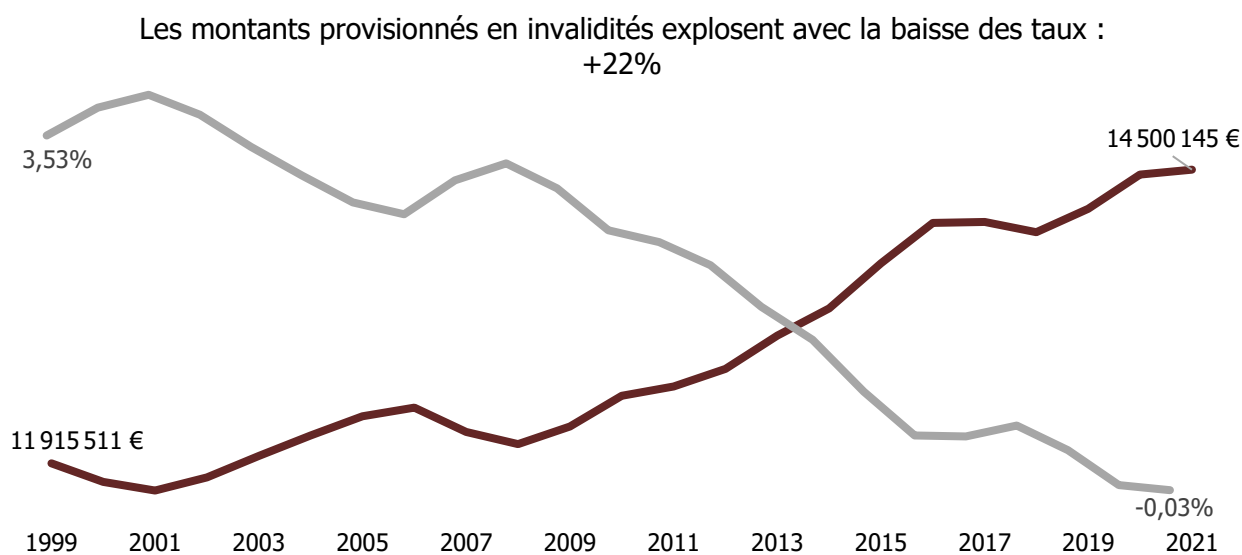


Figure 11 : Evolution du montant provisionné en invalidité en fonction du taux technique non-vie, par année

L'importance des taux et la conséquence de leur chute est illustrée par cet exemple. En effet, il est observé une augmentation des montants provisionnés de l'ordre de 20% avec une baisse de « seulement » 3,5% des taux techniques.

Actuellement, les taux d'actualisation sont en train de remonter progressivement, ce qui entrainera une diminution des montants provisionnés. Bien que la relation de proportionnalité ne soit pas exacte entre la variation de taux et l'impact observé, il est possible d'avoir en tête que, sur ce portefeuille, une hausse de 1 point des taux conduirait à une réduction de 6 à 7% des montants de provisions.

Quelque soit le sens de l'évolution, ces données alertent bien sur le fait que ce paramètre est essentiel lorsqu'il s'agit de provisionnement, en arrêt de travail ou non.

b) La réforme des retraites pourrait exercer une influence majeure

L'étude sur la réforme des retraites a été réalisée avec des taux techniques nuls, ce qui correspond à l'hypothèse choisie par l'organisme assureur dans son calcul de provisions. A noter que les estimations ont également été faites avec des taux différents mais que ceux-ci ne modifient pas significativement les écarts observés et ne seront donc pas présentés dans ce mémoire.

Pour rappel, bien que l'âge de départ des invalides n'ait finalement pas été repoussé dans le projet de réforme, l'étude a été conservée comme menée initialement afin de mesurer l'impact d'une prolongation des tables de maintien en invalidité.

L'invalidité étant provisionnée jusqu'à l'âge légal de départ en retraite, il est nécessaire de prolonger la table « par le bas » en ajoutant les âges 62, 63 et 64 ans en cas de report à 65 ans, mais il faut également la prolonger « par la droite » afin d'ajouter des anciennetés possibles. Par exemple, un invalide entré à 40 ans pourra avoir une ancienneté de 24 ou 25 ans alors qu'elle est limitée à 22 ans en cas de départ à 62 ans.

Pour ce faire, l'hypothèse est qu'après 62 ans, la probabilité de sortie d'invalidité est équivalente à la probabilité de décès, issue de la table de mortalité TD 88-90. [13] Cette hypothèse est la même que celle retenue lors du prolongement de la table jusqu'à 62 ans en 2010.

L'évolution des montants provisionnés avec le report de l'âge de départ est présentée ci-dessous :

Repousser de 3 ans l'âge légal de départ en retraite des invalides augmente considérablement les montants provisionnés : +40%



Figure 12 : Montants provisionnés en invalidité en fonction de l'âge légal de départ en retraite

Tout comme les taux techniques, le report de l'âge de départ en retraite des invalides joue donc un rôle très important car le simple fait de le repousser de 2 ans augmente de 29% les montants provisionnés et de plus de 40% si un âge supplémentaire est ajouté.

Bien que les impacts soient estimés uniquement sur l'invalidité dans cette partie, il convient de faire un point rapide sur l'incapacité. En effet, pour les autres facteurs, les mécanismes sont similaires entre incapacité et invalidité mais, dans le cas de la réforme des retraites, des enjeux différents sont à l'œuvre.

Comme expliqué en préambule de cette section, les impacts sont estimés uniquement sur le « stock » c'est-à-dire sur les invalidités en cours. Dans le cas de l'incapacité, les provisions sont estimées jusqu'à 70 ans, âge de mise en retraite obligatoire par l'employeur s'il le souhaite. Ce paramètre n'a pas été revu par la réforme ce qui ne modifie donc pas le provisionnement a priori sur cette partie « stock ».

Néanmoins, le report de l'âge de départ aura également, et inévitablement, un impact sur les « flux », soit le nombre de personnes entrant en incapacité.

En effet, le fait de repousser l'âge de départ gonflerait probablement les effectifs sur la tranche d'âges 60-70 ans. Après 62 ans, la proportion d'assurés encore en activité sera plus importante qu'elle ne l'est actuellement, d'autant plus que le taux d'activité des seniors est un sujet important du projet de réforme, et cela entraînera une augmentation d'effectifs en arrêt sur ces âges. Ainsi, dans le cas de l'incapacité, il ne serait pas véritablement question de prolongation de la table mais de révision des effectifs ayant servi à l'établissement des coefficients.

Ainsi, l'influence de cette réforme, pourrait avoir un effet direct sur les comptes des organismes assureurs. L'impact présenté ici sur l'invalidité ne serait en réalité pas d'actualité avec la réforme finalement présentée mais il correspond néanmoins aux conséquences d'une prolongation des tables qui pourrait avoir lieu dans le futur.

c) L'impact du désengagement de la Sécurité sociale devrait être plus limité

Afin d'estimer l'impact d'un potentiel désengagement de la Sécurité sociale, il est nécessaire d'avoir connaissance des salaires bruts utilisés pour le calcul des montants de rente d'invalidité. Les données utilisées ne fournissent comme seules informations que la date de naissance, la date du sinistre, la catégorie d'invalidité (pour rappel, il en existe 3) et le montant de rente versé par l'organisme assureur.

La première étape indispensable est donc la reconstitution des salaires bruts ayant permis de déterminer les montants de rente.

Le deuxième élément bloquant est le fait que les garanties, potentiellement différentes pour certains individus, ne sont pas fournies. En effet, il avait été précisé que les filiales du groupe dépendaient de plusieurs CCN et proposaient donc des garanties distinctes. Le fait d'être cadre ou non joue également un rôle sur ce point et ce paramètre n'est pas précisé non plus. Une première idée pourrait être de générer aléatoirement les salaires sur ces personnes, d'estimer les rentes correspondantes et de mesurer les impacts sur ces données fictives.

Pour autant, par cohérence avec les estimations réalisées sur les autres sujets, il a été décidé de prendre une hypothèse moins approximative et qui permettra d'obtenir une estimation moins éloignée de la réalité qu'une génération aléatoire.

Il est considéré que tous les sinistres concernent des non-cadres aux garanties identiques

Pour rappel, 90% des salariés appartiennent à la même CCN, avec les mêmes garanties donc, et plus de 80% sont des non-cadres. L'hypothèse faite est que toutes les invalidités provisionnées concernent des non-cadres bénéficiant des garanties de la CCN largement majoritaire. Ainsi, il est supposé que les rentes versées par l'organisme assureur ont été obtenue par l'application des garanties suivantes, pour tous les sinistres :

- 40% du salaire brut pour les invalides de catégorie 1
- 70% du salaire brut pour les invalides de catégorie 2

Pour rappel, la Sécurité sociale verse, en plafonnant les salaires bruts au PASS :

- 30% du salaire brut pour les invalides de catégorie 1
- 50% du salaire brut pour les invalides de catégorie 2

L'objectif est de reconstituer le salaire brut de référence ayant servi à l'établissement de la pension de la Sécurité sociale et des indemnités versées par l'organisme assureur. Pour faciliter la compréhension, le raisonnement sera fait mensuellement en considérant que la Sécurité sociale verse les taux indiqués ci-dessous en plafonnant les salaires bruts mensuels au PMSS. Ce point n'est pas exact et diffère de la théorie réglementaire puisqu'elle stipule qu'un salaire annuel moyen sur les 10 dernières années, plafonné au PASS, est établi et que les versements mensuels correspondent à un douzième de celui-ci. Néanmoins, les données disponibles ne permettent pas d'atteindre cette précision.

Ainsi, pour un invalide de catégorie 1 (le raisonnement est similaire pour la catégorie 2), dont le montant de rente mensuelle est de 300 €, la première étape consiste à considérer que son salaire brut initial ne dépasse pas le PMSS.

300 € représentent donc le delta entre les garanties prévoyance et les indemnités de la Sécurité sociale, soit 10% du salaire brut. Le salaire reconstitué est donc de 3 000€ brut, ce montant ne dépasse effectivement pas le PMSS 2022 fixé à 3428 €, aucun ajustement n'est nécessaire.

Pour chaque personne en invalidité ce raisonnement est appliqué en considérant que la rente mensuelle de prévoyance correspond à 10% du salaire brut initial. Cependant, si le salaire brut reconstitué dépasse le PMSS, le calcul n'est plus exact puisque le versement de la Sécurité sociale ne sera plus 30% du salaire brut mais 30% du PMSS.

Ainsi, dans tous les cas où la rente perçue multipliée par 10 dépasse le PMSS, le salaire brut reconstitué doit être égal à :
$$\frac{\text{rente prévoyance} + 30\% \cdot \text{PMSS}}{40\%}$$

Le même principe est appliqué aux invalides de deuxième catégorie, en adaptant les calculs aux garanties correspondantes. Tous les salaires sont ainsi reconstitués.

Afin de mesurer l'impact du désengagement, il suffit, en repartant des salaires précédents, d'appliquer le nouveau plafond de la Sécurité sociale : 1,8 SMIC en remplacement du PMSS. A noter que pour tous les cas où le salaire brut ne dépasse pas 1,8 SMIC, l'impact est donc nul.

Au-delà des premières approximations évoquées, il convient de garder à l'esprit un dernier élément. Comme présenté en Partie 1, certains invalides, majoritairement de catégorie 1, peuvent percevoir des revenus complémentaires d'une poursuite d'activité. La pension versée par la Sécurité sociale pourrait donc être adaptée, à la baisse, et cela pourrait modifier les indemnités versées par l'organisme assureur. Le montant observé dans les données ne correspond donc pas toujours à la situation où l'invalidé ne travaillerait plus. La reconstitution du salaire n'est donc pas exacte mais les données transmises ne permettent pas d'obtenir plus de précision.

L'impact de la hausse du PMSS semble négligeable face à un potentiel désengagement

Le second élément intéressant qu'il est possible d'analyser est l'impact de la hausse du PMSS de 6,9% au 1^{er} janvier 2023. En effet, cela entrainera une hausse du plafond utilisé par la Sécurité sociale et cela permettra donc de diminuer les rentes versées par les organismes assureurs. Afin de fixer les idées avec des montants précis, le PMSS 2022 est à 3428 €, une hausse de 6,9% correspond à un passage à 3 666 € et donc à une différence de plafond de 238 €. 1,8 SMIC correspond, à fin 2022, à 3 020 € soit une diminution potentielle de plafond, par rapport au PMSS 2022, de 408€.

Le graphique ci-dessous illustre les deux impacts, sur le portefeuille étudié, de la hausse du PMSS d'une part et du désengagement choisi d'autre part.

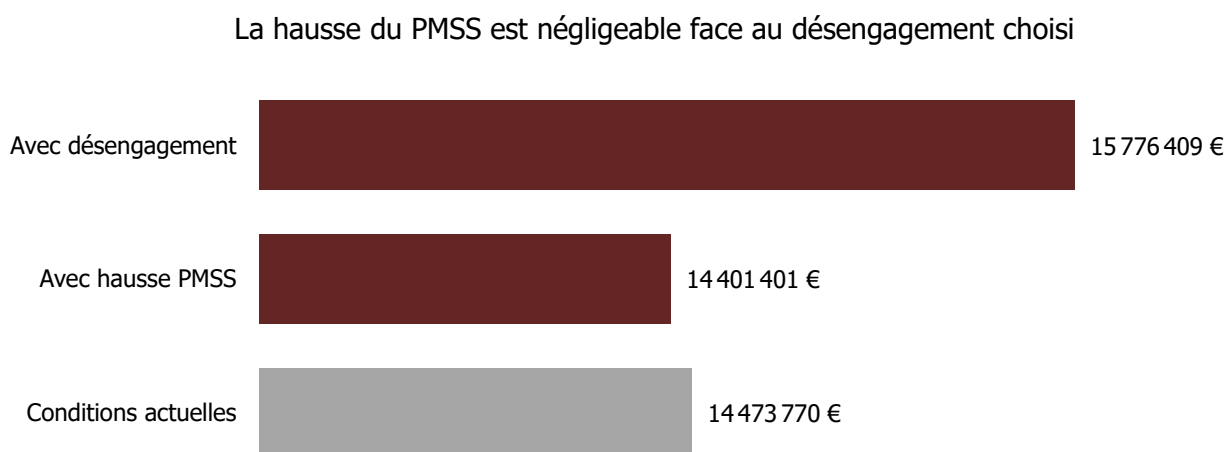


Figure 13 : Estimation de l'impact d'une hausse du PMSS et d'un désengagement de la Sécurité sociale

Deux éléments sont donc observables ici :

- L'influence du PMSS semble très faible à -0,5%
- L'influence du désengagement choisi semble assez importante aux alentours de +10%

Il faut avoir à l'esprit que le PMSS est un indice de référence majeur pour les contrats liés aux risques santé et prévoyance. En effet, des cotisations ou garanties en santé sont définies en fonction de ce plafond et en prévoyance, il limite les versements de rente d'invalidité de la part de la Sécurité sociale comme étudié ici. Il est également revalorisé chaque année en fonction du SMIC, entre autres, qui lui-même est revalorisé en fonction de l'environnement économique notamment.

Ainsi, la portée d'une telle hausse est bien plus large que l'impact sur le seul risque arrêt de travail. L'influence directe illustrée ici est donc à interpréter avec précaution. Cette hausse pourrait traduire une hausse des salaires moyens et donc des rentes à verser par les organismes assureurs qui viendrait compenser cet impact a priori baissier. Le lien n'est, certes, pas direct entre hausse des salaires et hausse du PMSS. Pour autant, il convient de retenir de cette étude que l'impact de la hausse du PMSS sur les rentes d'invalidité semble limité.

Concernant le désengagement, les impacts sont fortement dépendants du portefeuille étudié. En effet, entre deux portefeuilles aux salaires moyens diamétralement opposés, les conclusions ne seraient pas

les mêmes. Les non-cadres sont largement majoritaires ici bien que ce ne soit pas le cas dans toutes les entreprises. Cependant, les données du portefeuille choisi en termes d'âge moyen et de taux de cadres sont assez proches des données nationales ce qui permet, malgré les hypothèses faites, d'estimer que cet impact ne serait pas trop éloigné de la réalité. Ainsi, sur un portefeuille dans lequel plus la moitié des salaires dépassent le PMSS, l'impact d'une diminution du plafond de prise en charge serait donc bien différent.

Les différents éléments présentés semblent donc entraîner des impacts exclusivement haussiers. C'est pourquoi, la généralisation de la retraite progressive a été étudiée afin d'en mesurer la potentielle compensation avec les autres facteurs.

d) L'influence de la retraite progressive sur le provisionnement semble faible

Afin d'estimer l'impact d'une généralisation du dispositif, les salaires recalculés à l'étape précédente sont repris. Toutes les personnes répondant aux critères de la retraite progressive sont supposées y adhérer en réduisant donc leur activité (et leur salaire) de 50%. Cette hypothèse est celle entraînant l'impact le plus fort et il reste limité malgré tout :

L'impact de la retraite progressive est limité : - 0,4%



Figure 14 : Comparaison des montants provisionnés en invalidité, avec ou sans retraite progressive

L'explication du si faible impact peut venir du fait que ce dispositif ne concerne, pour l'heure, que les plus de 60 ans qui représentent, en général, une minorité au sein des effectifs et le fait que la réforme des retraites repousse l'âge d'adhésion ne permet pas d'anticiper un impact plus important dans le futur. Même s'il est possible d'ajouter que la fréquence des arrêts de travail pourrait être réduite à la suite d'une généralisation du dispositif, l'impact semble malgré tout anecdotique s'il est comparé avec ceux précédemment estimés.

Néanmoins, dans ce mémoire, seul l'influence sur le provisionnement de l'arrêt de travail est étudiée. Les bénéfices apportés par la diminution des cotisations, par exemple, n'est pas approfondi ici. C'est pourquoi, il est important de garder à l'esprit que la prévoyance lourde ne concerne pas seulement l'arrêt de travail et que l'analyse des bénéfices apportés par ce dispositif doit être faite avec une vision plus globale.

De plus, les impacts devraient, a priori, être également positifs sur le risque santé, qui n'est pas traité ici. Cette analyse, par le seul prisme du provisionnement, ne doit donc pas remettre en question les effets potentiellement prometteurs apportés pas la généralisation du dispositif de retraite progressive.

Aujourd'hui, seulement 25 000 personnes bénéficient de ce dispositif, majoritairement des femmes. Le frein majeur à la démocratisation de celui-ci est la méconnaissance et la confusion avec la pré-retraite ou retraite anticipée, des dispositifs aux caractéristiques et esprit opposés à la retraite progressive.

Ce qu'on peut retenir

Afin de résumer cette étude, une cartographie des risques simplifiée, reprenant les différents sujets présentés, est illustrée ci-dessous. En effet, l'impact n'est pas le seul paramètre lorsqu'il est question de risque, il faut également tenir compte de la probabilité d'occurrence associée. Sur ce dernier point, la classification probabiliste ne reflète pas une étude quantitative mais elle repose sur les éléments factuels disponibles en date de rédaction de ce mémoire.

		Impact		
		Faible	Moyen	Fort
Probabilité	Très probable	Hausse du PMSS	Vieillessement de la population	Réforme des retraites
	Assez probable		Désengagement sur l'invalidité	Volatilité des taux techniques
	Peu probable	Généralisation de la retraite progressive		

Figure 15 : Cartographie des risques liés aux facteurs externes exerçant une influence sur les montants provisionnés

Le vieillissement de la population, bien que non estimé, a été ajouté dans ce tableau car il apparaît comme un facteur important dans le sens où il est lié aux autres sujets de façon plus ou moins directe. L'âge est un facteur primordial en protection sociale et il est donc impossible d'éviter le sujet, aussi difficilement quantifiable soit-il.

Cette répartition peut être discutée mais elle reflète les importances relatives des enjeux étudiés auxquels devrait faire face le portefeuille étudié dans le futur proche au sujet du provisionnement en arrêt de travail.

Il existe naturellement de nombreux autres facteurs qui peuvent exercer une influence sur la sinistralité en arrêt de travail, en termes de fréquence ou de durée de ceux-ci. La perte de sens au travail ou simplement la situation économique difficile peuvent par exemple conduire à des situations de burn-out généralement plus difficiles à estimer que les autres maladies ou accidents. Il est également constaté une augmentation des arrêts de travail chez les jeunes adultes, ce qui pourrait impacter fortement les provisions à constituer du fait de la durée potentielle d'invalidité très importante.

Par ailleurs, il a été précisé que les règles de cumul entre revenu et pension d'invalidité ont évolué au 1^{er} avril 2022. Dès lors, les salaires de comparaison sont plafonnés au PASS, ce qui n'était pas le cas auparavant. Cela pourrait engendrer des transferts d'indemnisations de la part de la Sécurité sociale, qui réduirait alors le montant de pension pour les hauts salaires, vers les organismes assureurs dont les garanties n'ont pas évolué en conséquence.

Ainsi, les différentes analyses menées dans cette partie illustrent le fait que les tables, aussi essentielles soient-elles, ne sont pas le seul paramètre pouvant faire évoluer de manière significative les montants provisionnés en arrêt de travail. Les organismes assureurs souhaitant réaliser des projections de leurs portefeuilles pourrait donc s'intéresser à ces sujets afin de les anticiper et de limiter l'augmentation soudaine des montants provisionnés.

Ils ne peuvent exercer une influence directe sur ces facteurs dans le sens où, par exemple, ils ne peuvent pas décider des conditions de la réforme des retraites. Ces évolutions économiques, réglementaires ou

même démographiques, leur sont donc imposées et ils n'ont d'autres choix que de tenter d'en contenir les effets négatifs sur les comptes.

C'est pourquoi, lorsque l'objectif est d'ajuster le provisionnement, il est pertinent de s'intéresser également aux éléments sur lesquels les organismes assureurs peuvent agir directement. De nombreux sujets pourraient alors être étudiés : la construction d'une table de provisionnement interne, le développement de modèles d'estimations novateurs etc.

Cependant, ces travaux seraient chronophages et complexes à mettre en œuvre dans des organismes de taille moyenne où il n'est pas aisé de libérer du temps aux équipes techniques afin de mener de telles études.

Il convient donc, dans un premier temps, d'analyser la pertinence des méthodes de provisionnement en place. Pour ce faire, l'étude de la liquidation des provisions est incontournable. En effet, elle consiste à mettre en parallèle les provisions comptabilisées et les prestations réellement versées à terme afin d'analyser les potentiels écarts.

Les raisons peuvent être multiples mais deux phénomènes majeurs semblent se détacher et peuvent se cumuler :

- L'adaptation imparfaite des tables réglementaires au portefeuille assuré
- La distorsion entre la liste des sinistres provisionnés par l'organisme assureur et ceux réellement en cours

La réflexion menée dans les deux chapitres suivants aura ainsi pour objectif de comprendre la nature des écarts observés, de proposer des pistes d'améliorations et de quantifier les impacts d'une meilleure connaissance des sinistres et de l'application de différentes méthodes d'estimation.

4. Les méthodes déterministes estiment les écarts liés aux tables

Aussi réglementées que soient les provisions de rente, comme il en a été question dans la Partie 1, elles restent des estimations malgré tout. Il n'est donc pas rare de constater des boni ou mali de liquidation correspondant à des écarts entre ces estimations et la réalité.

Dans un premier temps, il est alors pertinent de s'interroger sur les sources d'écarts afin de proposer des pistes pour tenter de les réduire. Il apparaîtra que les deux facteurs principaux sont :

- L'adaptabilité imparfaite des tables du BCAC au portefeuille assuré
- L'incomplétude de l'information détenue par les organismes assureurs quant aux sinistres en eux-mêmes

Lorsque ces derniers considèrent que les provisions de rente ne sont pas suffisantes, ils ont parfois recours aux provisions pour sinistres inconnus (PSI). La réglementation ne fournit pas de méthode d'estimation pour ces PSI ce qui les rend parfois discutables puisqu'elles ne doivent pas être intégrées dans les comptes simplement par trop de prudence.

Les tables du BCAC ne peuvent être parfaitement adaptées à tous les portefeuilles du fait des nombreux facteurs pouvant influencer la durée des sinistres. Ainsi, si des mali sont régulièrement constatés, une sur-provision pourrait être comptabilisée sous forme de PSI. L'appellation est trompeuse car elles ne correspondent pas nécessairement à des sinistres inconnus. En effet, il convient de les interpréter, dans ce chapitre, comme un complément aux provisions de rente permettant de limiter le sous-provisionnement, introduit par les tables, régulièrement constaté sur un portefeuille.

Les triangles de liquidation seront, dans un second temps, évoqués plus précisément et le portefeuille étudié sera présenté. La méthode de Chain-ladder, la plus répandue, sera alors détaillée et appliquée aux données transmises pour analyser la pertinence de comptabiliser des PSI. Enfin, les résultats obtenus seront comparés à ceux de la méthode de London Chain, légèrement différente.

4.1 Les provisions sont des estimations inexactes par définition

a) La liquidation des provisions est une clé d'analyse

En se focalisant sur un sinistre en particulier pour simplifier, si 10 000 € sont provisionnés initialement mais, qu'à terme, le sinistre n'aura coûté que 8 000 €, un boni de liquidation de 2 000 € sera comptabilisé. Dans le cas contraire où le sinistre coûterait finalement 11 000 €, un mali de liquidation de 1 000 € sera constaté. Le suivi de la liquidation de cette provision de 10 000 € au cours du temps permettra donc de juger de la pertinence de celle-ci et d'en corriger l'estimation si besoin.

La notion de liquidation est donc très importante car elle est au cœur même des enjeux de provisionnement. L'illustration de ces mécanismes à travers un exemple plus complet permet de mieux comprendre de quoi il s'agit.

Dans le tableau ci-dessous sont indiqués des montants de charge de sinistres vus selon différentes survénances. Pour rappel, une charge de sinistres correspond à la somme des prestations versées à laquelle il faut ajouter la somme des provisions constituées. Cette charge de sinistres rapportée au montant de cotisations perçues forme le ratio de sinistralité, P/C, qui permet d'attester ou non de l'équilibre du régime.

Année de survenance	Année de paiement					
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5
2016	2 500 000 €	2 400 000 €	2 000 000 €	1 980 000 €	1 980 000 €	1 850 000 €
2017	2 500 000 €	2 650 000 €	2 640 000 €	2 772 000 €	2 494 800 €	
2018	3 100 000 €	3 150 000 €	3 307 500 €	3 142 125 €		
2019	4 500 000 €	3 810 000 €	3 800 000 €			
2020	3 850 000 €	3 120 000 €				
2021	1 850 000 €					

Figure 16 : Exemple d'un triangle de liquidation

Ainsi, le montant en haut à droite signifie qu'une charge de sinistres à hauteur de 1 850 000 € a été comptabilisée en 2021 (2016+5) pour des sinistres survenus en 2016. La liquidation se traduit sur ce tableau lorsque l'analyse est faite ligne par ligne. En effet, pour les sinistres survenus en 2016, il a été comptabilisé, en 2016, 2 500 000 € de charges mais en 2021, la charge de sinistres n'est plus que de 1 850 000 €. Cela signifie que les provisions constituées en 2016 étaient trop importantes par rapport à l'estimation qui aurait dû en être faite. Un boni de liquidation serait donc constaté ici, dans le cas de cette survenance 2016. A l'inverse, en 2018, un mali de liquidation de 42 125 € serait constaté.

Naturellement, les estimations faites n'ont pas d'impact sur le coût réel du sinistre. Cependant, et une problématique de ce mémoire est axée sur ce point, la provision comptabilisée aura une incidence directe sur le résultat technique du contrat d'assurance. Un provisionnement mal estimé pourrait donc conduire à des décisions de pilotage incohérentes avec la réalité du portefeuille. Il convient donc d'analyser la nature des écarts et d'en comprendre les causes afin d'ajuster les méthodes utilisées en conséquence.

b) Il convient d'analyser les écarts révélés par la liquidation

Les écarts constatés en arrêt de travail sont fréquents. L'une des raisons principales, contre laquelle il est assez difficile de lutter pour les organismes assureurs, est l'adaptation imparfaite des tables réglementaires à leur propre portefeuille ou au contrat collectif étudié.

Pour rappel, les tables du BCAC ne fournissent qu'un seul coefficient pour des personnes de même âge et de même ancienneté dans l'arrêt. Un seul coefficient donc, peu importe le sexe, la catégorie socio-professionnelle, la nature de l'arrêt etc. Pour autant, tous ces facteurs, et cette liste est non-exhaustive, peuvent exercer une influence plus ou moins directe sur le délai de retour au travail.

Si les tables recommandent par exemple de provisionner 5 mois de rentes pour un individu mais que celui-ci retourne travailler au bout de 3 mois, un sur-provisionnement de 2 mois devra être constaté sous la forme d'un boni de liquidation. Dans le cas contraire du sous-provisionnement, et d'un individu qui resterait en arrêt plus longtemps que prévu, un mali de liquidation serait constaté.

Il convient tout de même de rappeler que l'objectif d'un organisme chargé d'assurer un portefeuille collectif est de veiller à l'équilibre de celui-ci dans son ensemble. Les tables ont d'ailleurs été construites en ce sens avec l'observation d'une population hétérogène. Il est donc normal que l'estimation ne soit pas parfaite pour chaque sinistre pris indépendamment, l'idée est qu'elle soit la plus pertinente possible en moyenne. Néanmoins, il reste impossible que celle-ci s'adapte parfaitement à tous les portefeuilles.

Ainsi, les retours à l'emploi plus ou moins rapides que ce qu'estiment les tables sont fréquents et sont une première source de boni ou mali de liquidation.

Le second aspect étudié dans ce mémoire est l'apparition tardive de sinistres. En effet, l'organisme assureur n'a généralement connaissance d'un sinistre que s'il doit verser des indemnités à l'assuré. Ainsi, en tant que troisième relai, il existe un nombre important de situations dans lesquelles les indemnités de la Sécurité sociale, combinées à celle du maintien employeur, sont supérieures ou égales aux garanties proposées par l'organisme assureur. Le sinistre pourrait donc n'apparaître dans les comptes prévoyance qu'au bout de quelques mois voire une année en introduisant, de ce fait, une provision déjà importante du fait de l'ancienneté de celui-ci.

Afin de compenser ces aspects, les organismes assureurs comptabilisent parfois des provisions pour sinistres dits « inconnus » (PSI) qui sont régulièrement un sujet d'attention lors de l'audit des comptes réalisé par le cabinet ACTUARIELLES du fait que ces provisions ne reposent pas, elles, sur des tables réglementaires.

c) La comptabilisation de PSI est une tentative pour limiter ces écarts

Les provisions pour sinistres inconnus sont généralement comptabilisées à la suite de l'analyse de la liquidation des provisions afin d'ajuster les provisions de rente, réglementaires et établies à l'aide des tables.

Leur appellation est trompeuse puisqu'elles ne concernent pas uniquement des sinistres inconnus. C'est pourquoi il convient de considérer les PSI comme un sur-provisionnement complémentaire aux provisions de rente afin d'estimer, entre autres, la partie du risque non captée par les tables réglementaires sur un portefeuille.

Les PSI sont bien distinctes des provisions de rente

Les PSI sont donc nettement différentes des provisions de rentes. Il ne faut pas confondre non plus avec la notion de provisions pour sinistres à payer (PSAP), régulièrement utilisée. Pour résumer les différences, de manière synthétique :

- Les PR (ou PM) correspondent à des sinistres connus mais dont le montant est incertain
- Les PSI correspondent à un risque inconnu, dont le montant de prestations est donc incertain
- Les PSAP correspondent à des sinistres connus, aux montants a priori certains, mais qui n'ont simplement pas encore été indemnisés.

La représentation graphique des triangles de liquidation illustre les boni et mali

En reprenant les montants du triangle de liquidation présenté précédemment (figure 16), cette fois-ci sous forme graphique, il est possible d'illustrer visuellement les écarts constatés.

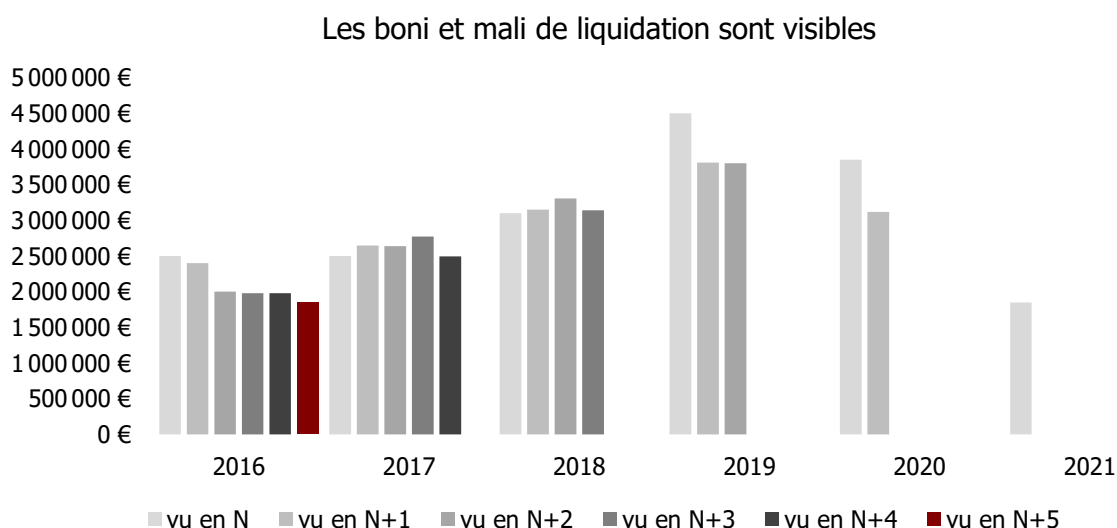


Figure 17 : Représentation graphique d'un triangle de liquidation

Afin de bien comprendre le graphique, voici quelques explications complémentaires. Les abscisses représentent les années de survenance des sinistres et les différentes barres verticales représentent les charges de sinistres vues les années suivantes. Pour 2019 par exemple, il y a trois visions possibles : en 2019 (année N), en 2020 (année N+1) et en 2021 (année N+2).

L'interprétation se fait généralement par deux axes d'analyse :

- En s'intéressant à une survenance en particulier
- En comparant les visions après x années sur les différentes survenances

Les PSI peuvent absorber les mali régulièrement constatés

A titre d'exemple, concernant le premier point, il est possible d'observer le boni de liquidation de la survenance 2016, déjà évoqué, en observant la différence de charge de sinistres entre la vision année N (barre la plus à gauche) et la vision 5 ans plus tard (en rouge).

Si des mali sont régulièrement constatés car les tables réglementaires sont inadaptées à l'entreprise couverte par exemple, des PSI pourraient être comptabilisées chaque année afin de réajuster le provisionnement pour qu'il corresponde au risque réel.

Des PSI négatives ne sont cependant pas intégrées aux comptes pour compenser d'éventuels boni à venir. Dans ce cas, l'ajustement pourrait se faire au niveau du pilotage avec la réduction des cotisations ou l'augmentation des garanties par exemple mais pas par le biais du provisionnement.

Les PSI peuvent permettre de compenser une sinistralité anormalement faible a priori

Concernant le second point, la charge de sinistres de l'année 2021 est par exemple inférieure à 2 000 000 € en vision année N alors qu'elle était de plus de 3 millions les années précédentes (en comparant les barres les plus claires sur chaque survenance). Si les effectifs n'ont pas évolué et que le contexte non plus (exception faite d'une pandémie par exemple), il pourrait être jugé surprenant que la charge de sinistres chute de cette façon.

Une première analyse serait de regarder la liquidation des années antérieures, les écarts entre les premières et dernières barres de chaque survenance donc. Il est vrai qu'en 2016, comme évoqué, la liquidation a fait apparaître un boni de 700 000 €. Les années 2019 et 2020 semblent également faire apparaître des bonis assez importants.

De prime abord, la conclusion pourrait donc être la suivante. La vision en année N de la survenance 2021 semble faire apparaître une charge sous-estimée par rapport aux visions N des autres survenances, certes. Pour autant, des boni sont régulièrement constatés, il n'est donc pas nécessaire d'ajouter une provision supplémentaire ayant pour objectif de gonfler la charge de sinistres 2021 et de la ramener au niveau des visions N des autres survenances si, au final, la liquidation fera apparaître un boni important.

Ce raisonnement n'est pas totalement incohérent a priori et il pourrait même être pertinent dans le sens où le sur-provisionnement est une solution prudente mais non nécessairement en phase avec la réalité. Les raisons de cette réduction de la sinistralité en 2021 peuvent être multiples : diminution du nombre d'arrêts grâce à de nouvelles normes entreprises, réduction des effectifs, changement de méthode de comptabilisation des arrêts côté organisme assureur etc.

La première étape est donc de se renseigner sur ces éventuelles évolutions importantes car si l'environnement est similaire cette diminution resterait effectivement surprenante. Avec les données choisies ici, même si quelques boni ont été constatés les années précédentes, il est difficile de conclure sur le fait qu'aucune provision supplémentaire ne doit être comptabilisée pour 2021. En effet, les survenances 2019 et 2020 sont très récentes et il y a peu de recul pour être certains que la charge initiale va effectivement s'améliorer à terme.

Ainsi, des PSI pourraient être comptabilisées pour tenir compte du fait qu'il semble y avoir des sinistres dont l'organisme assureur n'a pas encore eu connaissance mais qu'il anticipe.

L'estimation est malgré tout assez difficile du fait de la notion d'inconnu. Il n'existe pas de tables comme pour les provisions de rente. Dans le cadre des missions du cabinet, ces provisions sont donc souvent un sujet d'attention important car elles peuvent réellement impacter les charges de sinistres d'autant plus que leur estimation est moins réglementée.

Le rôle des PSI est ainsi, mais pas seulement, de tenter de compenser les écarts introduits par les tables ou les sinistres inconnus. En dehors des premières années suivant l'établissement des comptes, les sinistres inconnus n'exercent quasiment pas d'influence puisqu'un arrêt de travail ne devrait pas apparaître pas dans les comptes de l'organisme assureur de nombreuses années après son occurrence. Le premier sujet d'étude est donc l'estimation des écarts liés aux tables du BCAC, nécessairement imparfaitement adaptées à tous les portefeuilles.

En cas de fréquente sous-évaluation du risque par celles-ci sur un portefeuille donné, une provision complémentaire peut être intégrée sous la forme de PSI. Pour estimer cette sur-provision aussi pertinemment que possible, des méthodes déterministes sont appliquées sur les triangles de liquidation aussi appelés triangles de développement. Après les avoir présentés de manière plus détaillée, deux méthodes d'estimation classiques seront appliquées sur un nouveau portefeuille dans lequel une sur-provision est ajoutée aux provisions de rente.

4.2 Elles sont appliquées sur les triangles de développement

a) Les triangles en charge de sinistres seront retenus pour cette étude

Avant toute chose et afin de se fixer les idées, il est important d'apporter quelques précisions sur les triangles de développement. Ces tableaux à double entrée, comme celui présenté en figure 16, reprennent en ligne les années de survenance des sinistres et en colonne les années de développement. Les triangles peuvent indiquer des montants de prestations, des montants de provisions, des montants de charge de sinistres etc. Ils peuvent également être incrémentaux ou cumulés.

Dans le cas des paiements, le triangle incrémental indique, en ligne i et colonne j , les montants versés, en année j seulement, pour des sinistres de survenance i . Les triangles cumulés, comme leur nom l'indique, reprennent la somme de tous les paiements effectués entre l'année de survenance i et l'année de développement j .

La dernière colonne du triangle correspond au montant à l'ultime, c'est-à-dire, dans ce cas, le montant total que devraient coûter les sinistres, par survenance. Pour obtenir les provisions à comptabiliser, il suffit alors de faire la différence entre cette charge ultime et les montants cumulés déjà payés (les montants présents sur la diagonale du triangle donc).

C'est ici qu'il faut être vigilant et s'assurer de bien comprendre de quoi il s'agit. Pour le moment, il n'est pas question d'arrêt de travail. Ces triangles sont applicables dans tous les domaines de l'assurance, en sinistralité automobile par exemple. De manière très synthétique, si un assureur voulait estimer la charge de sinistres à venir pour l'année N , par cohérence avec les années antérieures, il pourrait utiliser un triangle de liquidation, estimer la partie inférieure avec les méthodes présentées dans les sections suivantes, et ainsi obtenir le montant de provisions à comptabiliser.

La différence majeure introduite par l'arrêt de travail est l'existence de tables réglementaires de provisionnement. Ainsi, les provisions peuvent déjà être calculées à l'aide de ces tables et elles ne requièrent donc pas nécessairement l'utilisation de triangles. Pour autant, et cela a été évoqué à plusieurs reprises, les tables ne sont pas parfaitement adaptées à tous les portefeuilles.

Ainsi, en complément des estimations réalisées à l'aide des tables, un organisme assureur pourrait construire des triangles de liquidation de la charge de sinistres (en sommant prestations versées et provisions comptabilisées donc) et ainsi effectuer une estimation de la liquidation à venir.

Si cette estimation fait ressortir des mali futurs potentiels, une sur-provision pourrait être comptabilisée. Cela ne peut se faire par le biais d'une augmentation des provisions de rente puisque celles-ci sont réglementées et que leur méthode d'estimation est bien définie. Les PSI sont certes réglementés mais leur estimation est plus libre, elles peuvent donc constituer cette sur-provision dont il est question.

Dans le cas inverse, si des bonis sont estimés, il n'est pas commun de comptabiliser des PSI négatives par compensation. Ainsi, en cas de boni réguliers et importants, il est plus difficile d'ajuster le provisionnement. Cet élément pourrait malgré tout être gardé à l'esprit si la situation d'un compte est

dégradée sur une année particulière afin de ne pas prendre de décision trop radicale lors du pilotage car il y a de forte chance que la situation s'améliore au cours du temps. Une seconde piste de réflexion pourrait être l'application de taux d'appel afin de puiser dans les réserves (si elles existent) constituées grâce aux boni réguliers, par exemple.

L'étude présentée ici sera donc effectuée sur les triangles de liquidation en charge de sinistres afin d'analyser la pertinence des PSI comptabilisées dans le compte prévoyance étudié.

Deux notations sont importantes pour la suite de cette section. Tout d'abord, les montants $C_{i,j}$ indiqués dans les triangles correspondront à la charge de sinistres de l'année i vue en année de développement j .

Il sera important de garder à l'esprit que les montants indiqués ne sont pas nécessairement croissants avec l'année de développement. En effet, il est question de charge de sinistres et, bien que les prestations versées cumulées soient croissantes, les provisions peuvent évoluer aussi bien à la hausse qu'à la baisse en faisant ainsi varier la charge de sinistres totale dans un sens ou dans l'autre. Tout l'enjeu réside d'ailleurs dans le sens de cette évolution.

Une seconde notation importante concerne les facteurs de développement $f_{i,j}$. Ces facteurs sont les coefficients multiplicatifs permettant d'estimer le passage d'une année de développement à l'autre, pour une survenance donnée. Ainsi, la relation liant ces deux paramètres est la suivante :

$$C_{i,j+1} = f_{i,j} * C_{i,j}$$

b) Les données étudiées intègrent des PSI

Les données étudiées ici proviennent de l'étude d'un compte client pour lequel le cabinet ACTUARIELLES a le rôle d'actuaire conseil. Il est important d'avoir à l'esprit que les données de sinistres ne proviennent pas du régime d'une seule entreprise mais d'un groupe d'entités pour lequel un compte commun est établi. Cela permet notamment de disposer de montants conséquents qui pourront réduire l'influence de la volatilité existante sur les portefeuilles de taille plus réduite.

Les données fournies par l'organisme assureur sont réparties dans plusieurs triangles contenant des informations sur les prestations versées et les provisions comptabilisées. Ces données sont disponibles à la fois pour l'incapacité et l'invalidité. Pour rappel, la charge de sinistres regroupe les prestations versées et les provisions comptabilisées (quelles qu'elles soient). Le terme ultime signifie que l'estimation doit représenter le montant des engagements, en termes de charge de sinistres ici, après un certain nombre d'années de développement.

Les données disponibles concernent les années 2015 à 2021, soit 6 années de développement. Les deux triangles suivants reprennent les montants de charge de sinistres pour l'incapacité d'une part et l'invalidité de l'autre.

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	2 790 712	3 281 890	3 282 439	3 306 264	3 335 900	3 345 328	3 336 170
2016	1 764 810	1 857 275	1 925 883	1 945 410	1 963 341	1 961 090	
2017	1 528 279	1 978 145	1 935 383	1 959 869	1 967 760		
2018	2 279 695	2 098 782	2 194 462	2 236 126			
2019	2 613 873	2 783 780	2 676 315				
2020	2 532 865	2 906 865					
2021	2 963 007						

Figure 18 : Triangle de liquidation de la charge de sinistres en incapacité

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	4 898 354	5 637 107	4 241 113	4 162 503	4 142 694	4 042 403	3 763 846
2016	2 867 967	2 519 445	2 737 580	2 838 178	2 091 503	2 080 777	
2017	2 834 869	3 174 437	2 512 875	2 294 029	1 807 725		
2018	4 514 525	3 612 543	3 575 791	2 406 325			
2019	5 491 896	4 729 092	2 598 735				
2020	4 600 179	4 167 134					
2021	6 130 816						

Figure 19 : Triangle de liquidation de la charge de sinistres en invalidité

Dans les comptes présentés fin 2021, des PSI sont comptabilisées à hauteur de 1200k€ et sont réparties de la manière suivante :

- 140k€ pour la survenance 2017
- 635k€ pour la survenance 2018
- 425k€ pour la survenance 2021

Les montants de PR ont été validées par le cabinet, à l'aide de l'outil de provisionnement déjà présenté. L'objectif de cette étude est donc d'appliquer des méthodes d'estimation sur les triangles de liquidation, hors PSI, afin d'analyser la pertinence du sur-provisionnement comptabilisé. Les charges de sinistres n'intégreront donc que les prestations, les PR et les PSAP.

Bien que dans le cadre de la mission réalisée, seule la méthode Chain-Ladder ait été appliquée, la méthode de London-Chain va également être illustrée. Cela permettra d'évaluer les différences dans les résultats obtenus.

4.3 La méthode de Chain-Ladder est la plus répandue

a) Elle suppose une relation linéaire entre les charges de sinistres

La méthode de Chain Ladder est la plus répandue car elle est simple d'utilisation et propose de bons résultats en pratique. [3][7] La principale hypothèse de ce modèle est que les facteurs de développement sont indépendants de l'exercice d'origine du sinistre. Autrement dit, pour tout i , il existe un f_j tel que :

$$C_{i,j+1} = f_j \times C_{i,j}$$

Il est donc important d'avoir un portefeuille conséquent pour la bonne application de cette méthode afin que des variations marginales n'aient pas trop d'impacts sur le modèle.

Par cohérence avec les données fournies, l'indice i correspondant à la survenance ainsi que l'indice j correspondant à l'année de développement, pourront tous les deux prendre des valeurs entières comprises entre 0 et 6. En théorie, les formules présentées ci-dessous se réécrivent en choisissant des paramètres I et J correspondant aux nombres d'années de survenance et de développement, qui ne sont pas nécessairement égales. Il y a autant d'années de survenance que d'années de paiement ici, la convention sera donc $I=J=n$.

La première étape consiste à estimer les facteurs de développement. L'hypothèse de linéarité implique l'estimation suivante :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j}}$$

Les triangles fournis par l'organisme assureurs sont donc complétés en appliquant la méthode présentée ci-dessus :

Année de survenance	Année de paiement							Boni/mali
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6	
2015	2 790 712	3 281 890	3 282 439	3 306 264	3 335 900	3 345 328	3 336 170	0
2016	1 764 810	1 857 275	1 925 883	1 945 410	1 963 341	1 961 090	1 955 721	-5 369
2017	1 528 279	1 978 145	1 935 383	1 959 869	1 967 760	1 970 425	1 965 030	-2 729
2018	2 279 695	2 098 782	2 194 462	2 236 126	2 253 322	2 256 374	2 250 197	14 071
2019	2 613 873	2 783 780	2 676 315	2 707 698	2 728 521	2 732 216	2 724 736	48 421
2020	2 532 865	2 906 865	2 910 404	2 944 532	2 967 176	2 971 195	2 963 061	56 196
2021	2 963 007	3 269 282	3 273 262	3 311 645	3 337 112	3 341 632	3 332 484	369 477

Figure 20 : Application de la méthode de Chain-Ladder sur les données d'incapacité

A titre d'exemple donc, le dernier montant de la deuxième colonne est déterminé par application du facteur de développement f_1 au dernier montant de la première colonne. Ce facteur de développement a lui été estimé comme le ratio entre de la somme des 6 premiers montants de la deuxième colonne et de la somme identique sur la première colonne.

La charge à l'ultime est donc ici présentée en année de développement N+6. Il suffit alors de lui soustraire le dernier montant connu, par année de survenance, soit le montant de la diagonale correspondante, pour trouver le boni ou mali de liquidation estimé.

Ce procédé est répété afin d'estimer tous les montants de la partie basse du triangle et de la même façon pour l'invalidité :

Année de survenance	Année de paiement							Boni/mali
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6	
2015	4 898 354	5 637 107	4 241 113	4 162 503	4 142 694	4 042 403	3 763 846	0
2016	2 867 967	2 519 445	2 737 580	2 838 178	2 091 503	2 080 777	1 937 393	-143 383
2017	2 834 869	3 174 437	2 512 875	2 294 029	1 807 725	1 775 534	1 653 184	-154 541
2018	4 514 525	3 612 543	3 575 791	2 406 325	2 081 989	2 044 913	1 904 001	-502 324
2019	5 491 896	4 729 092	2 598 735	2 327 011	2 013 365	1 977 511	1 841 244	-757 491
2020	4 600 179	4 167 134	3 318 454	2 971 476	2 570 966	2 525 183	2 351 176	-1 815 958
2021	6 130 816	5 798 096	4 617 254	4 134 474	3 577 209	3 513 506	3 271 396	-2 859 421

Figure 21 : Application de la méthode de Chain-Ladder sur les données d'invalidité

Les résultats sont distincts entre l'incapacité et l'invalidité puisque, dans le premier cas, un mali est estimé à hauteur de 480k€ et, dans le second, un boni est estimé à hauteur de 6M€. Les comptes sont réalisés au global et les PSI comptabilisées regroupent donc ces deux risques.

Quoiqu'il en soit, il apparaît qu'un sur-provisionnement soit peu pertinent dans le sens où la liquidation fait déjà apparaître des boni importants au global. Cependant, il convient de ne pas tenir pour acquis ces montants sans avoir procédé à un contrôle de la pertinence des hypothèses faites et de la robustesse des résultats.

b) La vérification des hypothèses permet de conclure sur la pertinence du modèle

Tout d'abord, l'hypothèse principale est une relation affine entre les paiements cumulés d'une année à l'autre. En traçant le nuage de point et en effectuant une interpolation linéaire, il est possible de déterminer le coefficient de détermination R^2 qui donne une bonne indication de la pertinence de ce choix. Il correspond simplement au carré du coefficient de corrélation de Pearson.

Ces coefficients sont repris ci-dessous, pour chaque année de développement :

	Année de développement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
Incapacité	1,00	0,81	0,98	1,00	1,00	1,00	1,00
Invalidité	1,00	0,69	0,40	0,59	0,97	1,00	1,00

Figure 22 : Coefficients de détermination R^2 par année de survenance et par risque

Concernant l'incapacité, les résultats sont plutôt satisfaisants avec des résultats très proches de 1 dans la grande majorité des cas mais ce constat n'est pas le même en invalidité. En effet sur les 3 premières années de développement, il est possible de constater des coefficients très dégradés qui traduisent la faible fiabilité du modèle. Cela vient du fait que le nombre de sinistres en invalidité est très faible par rapport à celui en incapacité. Ainsi, les boni ou mali liés à un sinistre en particulier auront un impact bien plus important sur les charges de sinistres globales en invalidité ce qui réduira nécessairement les corrélations observées d'une année à l'autre.

Afin de remédier à ce problème, le choix a été fait de réaliser l'étude en agrégeant les données d'incapacité et d'invalidité. Ainsi, le nouveau triangle de liquidation, complété avec la méthode de Chain-Ladder est le suivant :

Année de survenance	Année de développement							Boni/mali
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6	
2015	7 689 067	8 918 997	7 523 552	7 468 767	7 478 594	7 387 731	7 100 016	0
2016	4 632 776	4 376 720	4 663 464	4 783 588	4 054 844	4 041 866	3 884 456	-157 410
2017	4 363 148	5 152 582	4 448 257	4 253 898	3 775 485	3 741 492	3 595 780	-179 704
2018	6 794 220	5 711 326	5 770 253	4 642 451	4 305 697	4 266 931	4 100 756	-541 695
2019	8 105 768	7 512 872	5 275 050	4 979 150	4 617 973	4 576 395	4 398 168	-876 883
2020	7 133 044	7 073 998	6 182 410	5 835 612	5 412 309	5 363 579	5 154 695	-1 919 303
2021	9 093 823	9 100 510	7 953 505	7 507 359	6 962 790	6 900 101	6 631 377	-2 462 445

Figure 23 : Application de la méthode de Chain-Ladder sur les données globales d'arrêts de travail

Les montants inscrits en noir sont donc bien les sommes terme à terme des deux précédents triangles. Les montants estimés, en gris, sont eux légèrement différents mais la méthode appliquée est bien identique. Encore une fois, des boni sont estimés, à hauteur de 6M€ ici, la comptabilisation de PSI ne serait donc toujours pas justifiée. Cependant, avant de conclure, il faut une nouvelle fois vérifier la pertinence des hypothèses.

Par cohérence avec l'analyse précédente, les coefficients de détermination sont de nouveau analysés.

	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
Arrêt de travail	1,00	0,74	0,72	0,86	0,99	1,00	1,00

Figure 24 : Coefficients de détermination R^2 par année de survenance

Certes, ils ne sont pas tous égaux à 1 mais ceux-ci s'améliorent nettement s'ils sont comparés à l'étude de l'invalidité seule. Ils ne suffisent pas, en tout cas, à rejeter l'hypothèse de linéarité.

Dans un second temps, il est nécessaire de contrôler l'hypothèse d'indépendance des $f_{i,j}$. Pour cela, il suffit de calculer ces $f_{i,j}$ d'après leur définition, c'est-à-dire en divisant, pour un exercice i donné, la charge de sinistres payée en année $j+1$ par celle en année j .

Un triangle de facteurs de développement est alors obtenu et il est possible de calculer la variabilité observée. Pour cela, sur chaque année de développement, le ratio de l'écart type sur la moyenne des facteurs est établi.

Année de survenance	Année de développement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	1,00	1,16	0,84	0,99	1,00	0,99	0,96
2016	1,00	0,94	1,07	1,03	0,85	1,00	
2017	1,00	1,18	0,86	0,96	0,89		
2018	1,00	0,84	1,01	0,80			
2019	1,00	0,93	0,70				
2020	1,00	0,99					
2021	1,00						

Figure 25 : Triangle des facteurs de développement estimés, par année de survenance et de développement

	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
Variabilité	0,00	0,12	0,14	0,09	0,07	0,00	0,00

Figure 26 : Variabilité des facteurs de développement estimés, par année de développement

La variabilité estimée est assez faible, le modèle peut donc être considéré valide. Ainsi, la méthode de Chain-Ladder semble indiquer avec une certaine robustesse que des boni de liquidation soient à prévoir. Le sur-provisionnement comptabilisé sous forme de PSI n'a donc pas lieu d'être selon l'estimation faite ici.

c) Des analyses complémentaires sont menées afin de s'assurer de la robustesse des résultats

Bien que les hypothèses du modèle aient été vérifiées, des arguments pourraient venir à l'encontre de la conclusion apportée. En effet, cette méthode estime certes des boni pour l'avenir mais elle n'est pas nécessairement adaptée à ce portefeuille. C'est pourquoi, cette même étude a été réalisée sur les comptes 2020 afin d'estimer les potentiels boni et mali qui seraient observés en 2021. Il s'est avéré que les estimations étaient conformes à la réalité dans le sens où des boni avaient été prédits par cette méthode et que ce fut bien le cas. Le débat pourrait se poursuivre si l'objectif était d'estimer précisément les montants de ces boni car, effectivement dans ce cas, les analyses demanderaient probablement plus de travail.

Cependant, pour rappel, l'étude consiste uniquement à analyser la pertinence de la comptabilisation de PSI. La méthode de Chain-Ladder est validée et estime des boni à hauteur de 6M€ soit plus de 15% de la charge de sinistres, la comptabilisation de PSI ne semble donc pas justifiée ici.

En complément, il faut savoir que les données fournies proposaient également des triangles regroupant les nombres de sinistres en arrêt de travail. Afin de valider un peu plus la pertinence du modèle, il est donc possible de déterminer des charges moyennes par sinistre afin de voir si celles-ci sont stables dans le temps.

La première étape consiste à appliquer Chain-Ladder sur le triangle du nombre de sinistres, la démarche est identique à celle présentée jusqu'alors. Les résultats obtenus sont repris dans le tableau ci-dessous :

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	1 443	1 692	1 718	1 722	1 724	1 725	1 726
2016	690	815	828	831	832	832	832
2017	600	781	792	794	794	795	795
2018	615	698	706	707	707	707	708
2019	786	931	937	939	940	940	941
2020	773	898	909	911	912	913	913
2021	808	958	970	972	973	974	974

Figure 27 : Application de la méthode de Chain-Ladder sur le triangle du nombre d'arrêts de travail

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
Variabilité	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
R ²	1,00	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Figure 28 : Coefficient de détermination et variabilité dans l'estimation du nombre d'arrêts de travail

Les coefficients de détermination proches de 1 et la faible variabilité des facteurs de développement permettent de valider la pertinence des estimations. La charge moyenne par sinistre est obtenue en divisant, terme à terme, les montants de charge de sinistres de la figure 25 par le nombre de sinistres du tableau ci-dessus.

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	5 328 €	5 272 €	4 380 €	4 337 €	4 337 €	4 282 €	4 114 €
2016	6 712 €	5 373 €	5 635 €	5 757 €	4 875 €	4 860 €	4 668 €
2017	7 272 €	6 595 €	5 617 €	5 355 €	4 753 €	4 709 €	4 523 €
2018	11 054 €	8 178 €	8 177 €	6 571 €	6 088 €	6 032 €	5 794 €
2019	10 310 €	8 071 €	5 632 €	5 302 €	4 913 €	4 867 €	4 675 €
2020	9 226 €	7 881 €	6 801 €	6 403 €	5 933 €	5 878 €	5 646 €
2021	11 253 €	9 504 €	8 202 €	7 721 €	7 154 €	7 088 €	6 809 €

Figure 29 : Charge moyenne par sinistre en fonction de l'année de survenance et de développement

Enfin, le calcul du ratio d'une année à l'autre, terme à terme, permet de déterminer la variabilité de l'évolution de ces coûts moyens et d'attester, dans ce cas, de la stabilité des estimations.

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015		0,99	0,83	0,99	1,00	0,99	0,96
2016		0,80	1,05	1,02	0,85	1,00	0,96
2017		0,91	0,85	0,95	0,89	0,99	0,96
2018		0,74	1,00	0,80	0,93	0,99	0,96
2019		0,78	0,70	0,94	0,93	0,99	0,96
2020		0,85	0,86	0,94	0,93	0,99	0,96
2021		0,84	0,86	0,94	0,93	0,99	0,96


Variation  0,09 0,12 0,07 0,05 0,00 0,00

Figure 30 : Evolution des coûts moyens par sinistre et variabilité associée

L'ensemble des vérifications réalisées ainsi que les résultats obtenus permettent d'affirmer que le modèle est pertinent. Dans le cadre de la mission réalisée par le cabinet, il a donc été demandé aux organismes assureurs de retirer les PSI comptabilisées car elles semblaient trop importantes au vu des résultats de cette étude.

4.4 La méthode de London Chain est légèrement différente

a) La relation affine remplace l'hypothèse de linéarité

La méthode de London Chain est assez proche de la méthode de Chain Ladder en ce sens où la seule différence repose sur l'hypothèse de lien entre les montants cumulés d'une année à l'autre. Dans ce cas, la relation n'est plus linéaire mais affine.

Ainsi, la nouvelle hypothèse s'écrit :

$$C_{i,j+1} = \lambda_j \times C_{i,j} + \alpha_j$$

Afin d'estimer les paramètres, la méthode des Moindres Carrés Ordinaires est appliquée, l'objectif étant de minimiser la fonction :

$$(\lambda, \alpha) = \text{Argmin} \sum_{i=0}^{n-j-1} (C_{i,j+1} - \alpha_j - \lambda_j \times C_{i,j})^2$$

Cette méthode reste également assez simple car les solutions sont parfaitement connues :

$$\hat{\lambda}_j = \frac{\frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j+1} \times C_{i,j} - \bar{C}_{j+1} \times \bar{C}_j}{\frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j}^2 - \bar{C}_j^2}$$

La pente correspond donc au ratio de la covariance empirique entre les colonnes j et j+1 sur la variance empirique de la colonne j.

Cette première équation permet de déduire l'estimateur de l'ordonnée à l'origine :

$$\hat{\alpha}_j = \bar{C}_{j+1} - \hat{\lambda}_j \times \bar{C}_j$$

Par cohérence avec l'estimation réalisée avec le modèle de Chain Ladder, l'étude sera directement effectuée sur la sinistralité totale en l'arrêt de travail (en sommant donc les montants d'incapacité et d'invalidité).

Année de survenance	Année de paiement						
	N	N+1	N+2	N+3	N+4	N+5	N+6
2015	7 689 067	8 918 997	7 523 552	7 468 767	7 478 594	7 387 731	7 100 016
2016	4 632 776	4 376 720	4 663 464	4 783 588	4 054 844	4 041 866	3 884 456
2017	4 363 148	5 152 582	4 448 257	4 253 898	3 775 485	3 768 862	3 622 084
2018	6 794 220	5 711 326	5 770 253	4 642 451	4 078 407	4 064 893	3 906 586
2019	8 105 768	7 512 872	5 275 050	4 970 983	4 469 973	4 447 551	4 274 342
2020	7 133 044	7 073 998	5 950 929	5 625 864	5 250 503	5 210 325	5 007 410
2021	9 093 823	8 328 910	6 654 856	6 307 923	6 063 426	6 004 756	5 770 901

Figure 31 : Application de la méthode de London Chain sur les données globales d'arrêt de travail

Il est possible de remarquer que la charge ultime estimée pour la survenance 2016 est identique à celle estimée avec la méthode de Chain-Ladder. Cela vient simplement du fait qu'il faut imposer la nullité de l'ordonnée à l'origine pour la dernière année de développement du simple fait de la construction même des estimateurs.

Le premier élément qu'il est possible d'observer concerne les écarts importants d'estimations de boni entre les deux méthodes (l'année 2015 n'est pas présentée car elle ne fait l'objet d'aucune estimation) :

Année de survenance	Boni/mali Chain Ladder	Boni/mali London Chain	Ecarts
2016	- 157 410	- 157 410	0%
2017	- 153 401	- 179 704	17%
2018	- 735 865	- 541 695	-26%
2019	- 1 000 709	- 876 883	-12%
2020	- 2 066 588	- 1 919 303	-7%
2021	- 3 322 922	- 2 462 445	-26%

Figure 32 : Comparaison des estimations de liquidation entre les méthodes de Chain-Ladder et London Chain

Pour autant, comme c'était le cas lors de l'application de la méthode de Chain-Ladder, il est nécessaire de contrôler les hypothèses faites.

b) Le test de Student permet de contrôler la pertinence des hypothèses

Cette vérification demande un peu plus de travail que dans le cas précédent. En effet ici, la principale problématique est de tester la significativité du paramètre alpha. Si celui-ci n'est pas significatif, cette méthode n'apporte rien de plus que la précédente puisque la seule différence est introduite par cette ordonnée à l'origine supposée non-nulle.

L'objectif est donc de tester l'hypothèse suivante pour chaque coefficient :

$$H_0: \alpha_j = 0 \text{ vs } H_1: \alpha_j \neq 0$$

La normalité des résidus a été contrôlée à l'aide d'un test de Kolmogorov-Smirnov puis le test de Student a été mené et a révélé que des certains coefficients n'étaient pas significatifs. Contrairement à la méthode précédente, la validité de ce modèle ne peut être prouvée ici. Les écarts d'estimation observés s'expliquent donc par le fait que ce deuxième modèle n'est semble-t-il pas adapté aux données.

La liste des méthodes existantes est longue mais concernant le provisionnement en arrêt de travail, elles ne sont pas nécessairement toutes pertinentes dans le sens où, encore une fois, l'objectif n'est pas toujours de quantifier précisément les boni ou mali à venir mais d'analyser la nécessité de comptabiliser des PSI ou non.

Ce qu'on peut retenir

L'analyse de la liquidation des provisions est essentielle puisqu'elle permet de mesurer, a posteriori, la pertinence des méthodes de provisionnement. Des écarts sont fréquemment constatés sur le risque arrêt de travail et deux raisons principales permettent de les expliquer :

- L'adaptabilité imparfaite des tables aux portefeuilles assurés
- Les différences constatées entre les arrêts provisionnés et ceux réellement en cours

Pour pallier ces écarts, les organismes assureurs ont recours aux PSI puisque, par rapport aux provisions de rente, leur méthodologie d'estimation n'est pas aussi strictement définie réglementairement. Cependant, elles sont parfois introduites par trop de prudence car les équipes techniques considèrent, entre autres, que des sinistres ne sont pas connus par l'organisme assureur ou que les tables réglementaires sous-estiment le risque et donc la durée des arrêts de travail ici.

Ce chapitre avait pour objectif d'appliquer deux méthodes déterministes sur un portefeuille pour lequel des PSI avaient été comptabilisées. Les études ont démontré que la pertinence de ce sur-provisionnement n'était pas justifiée par la liquidation observée sur les données antérieures.

La méthode de Chain-Ladder suppose une relation linéaire entre les charges de sinistres d'une année à l'autre mais elle repose également, et pas seulement, sur la stabilité des méthodes d'établissement de la liste des en-cours et du contexte dans lequel évolue le portefeuille.

La méthode de London-Chain est semblable puisqu'elle repose sur l'hypothèse d'une relation affine entre les charges de sinistres. Dans cette étude, les résultats obtenus grâce à cette seconde méthode ne pouvaient être utilisés puisque le test de Student mené pour la vérification des hypothèses s'est révélé insatisfaisant.

Naturellement, de nombreuses autres méthodes existent, certaines stochastiques et d'autres, plus novatrices, faisant appel au Machine Learning. Pour autant, la méthode de Chain-Ladder reste pour le moment l'une des plus robustes en termes d'estimation et de simplicité d'application et de compréhension par les différents acteurs.

Il faut également bien avoir à l'esprit que l'étude menée ici visait à mesurer la pertinence de la comptabilisation d'une sur-provision et non de déterminer avec précision l'ampleur des écarts introduits par les tables réglementaires avec la réalité du portefeuille.

En dehors de ces travaux d'anticipation des boni ou mali de liquidation, les organismes assureurs ne peuvent pas réellement jouer sur les tables, à moins de faire certifier la leur. Un second sujet d'étude est donc celui des sinistres dits inconnus qui entraînent, eux aussi, des écarts d'estimation dans les premières années suivant l'estimation.

Ils concernent notamment les sinistres apparaissant tardivement en prévoyance du fait du rôle de troisième relai détenu par les organismes assureurs, après la Sécurité sociale et le maintien employeur. Une illustration de ces mécanismes et des conséquences qu'ils peuvent avoir sur les comptes est proposé dans le chapitre suivant afin de mesurer l'importance de la bonne gestion de ces sinistres.

5. Améliorer la connaissance des sinistres affinerait le provisionnement et perfectionnerait le pilotage

Le chapitre précédent a permis de définir la liquidation des provisions ainsi que les enjeux afférents pour les organismes assureurs. Il a été précisé que les tables réglementaires constituent un premier facteur majeur dans la constatation d'écart mais qu'en dehors de travaux d'estimations ou de construction d'une table d'expérience interne, les organismes assureurs ne peuvent pas totalement les maîtriser.

Il apparaît alors que la gestion même des sinistres soit un facteur clé puisque les écarts liés à celle-ci pourraient être réduits voir rendus nuls. Pour ce faire, les organismes assureurs doivent disposer de l'information la plus complète possible ce qui est parfois rendu difficile par leur rôle de dernier relai dans la couverture du salaire.

En effet, ils n'auront généralement connaissance du sinistre que lorsqu'ils devront l'indemniser. Ainsi, tant que les indemnités de la Sécurité sociale et du maintien employeur seront supérieures ou égales aux garanties du régime prévoyance, ce sinistre pourrait ne pas être provisionné par l'organisme assureur.

Ce chapitre a donc pour objectif d'illustrer l'importance de la transmission fluide et robuste des données entre les entreprises et les organismes assureurs afin de limiter au maximum cette source d'écart qui tient seulement à la gestion des sinistres.

5.1 Les mécanismes d'indemnisations complexifient les estimations

a) L'apparition de sinistres inconnus peut dégrader le régime

Un exemple rencontré lors d'une mission chez **ACTUARIELLES** permet d'insister sur l'importance du provisionnement mais également sur les obstacles limitant sa pertinence en lien notamment avec les mécanismes d'indemnisation.

Le client en question disposait de réserves importantes sur son compte prévoyance du fait des résultats excédentaires des années passées, à hauteur de plusieurs années de cotisations. Les résultats récents n'ayant jamais été très déficitaires, il a été décidé de ne pas appeler de cotisations sur l'exercice suivant. Cela entraînera nécessairement un résultat déficitaire (puisque des prestations seront versées mais qu'aucune cotisation ne sera perçue) et cela sera compensé par un prélèvement dans les fonds engrangés par le régime sur les dernières années.

Ces mécanismes sont courants lorsqu'il s'agit de pilotage d'un régime excédentaire avec un ratio de P/C inférieur à 50% dans cet exemple. A noter tout de même que les arrêts de travail étaient assez rares dans cette entreprise, avec une moyenne inférieure à 5 incapacités provisionnées par an (le portefeuille étudié dans la première partie de cet axe en comptait, pour rappel, plus de 1500, avec des effectifs naturellement bien plus importants).

Ainsi, à la clôture N, rien ne semblait indiquer, côté assureur, que le régime allait se dégrader de manière significative. Cependant, lors de l'audit des comptes réalisé par **ACTUARIELLES** à la clôture N+1, il s'est avéré que le P/C de l'année en question était proche de 300%. De plus, les P/C des années N et N-1 s'étaient fortement dégradés, en triplant. La raison de cette dégradation brutale et inattendue côté assureur était l'apparition de deux arrêts de travail ayant débutés sur les années N et N-1 et donc imputables à ces années-là dans les comptes en survenance.

Pour résumer, l'assureur a donc pris connaissance en année N+1 de sinistres ayant eu lieu en années N et N-1 et, qui plus est dans ce cas, impactant des cadres aux salaires (et donc aux rentes) importants. Cela a conduit à une explosion des montants provisionnés, à la dégradation brutale des comptes et donc à une réduction drastique des montants présents en réserve.

Il faut ajouter à cela la nullité des cotisations ayant été actée pour N+2 pour comprendre que ce régime excédentaire risque de devenir très déficitaire en seulement deux années.

Avant toute analyse, il convient de préciser que cette situation n'est pas habituelle. La dégradation brutale observée, uniquement due à trois sinistres inconnus par l'assureur est la cause d'une accumulation de facteurs aggravants. En effet, le régime ne provisionne généralement que peu d'arrêts de travail et reste sensible aux évolutions marginales, les sinistres apparus tardivement correspondaient à des cadres aux salaires importants et enfin, ces événements apparaissent au même moment où un taux d'appel nul des cotisations venait d'être acté.

Cet exemple n'est donc pas nécessairement représentatif du quotidien des organismes assureurs lorsqu'il s'agit de provisionner et de piloter un régime. Pour autant, il soulève deux questions fondamentales :

- Comment est-il possible que des sinistres soient connus si tardivement par l'assureur ?
- Que faire pour les anticiper et constituer un montant de provisions adéquat ?

b) D'autant plus que l'assureur ne connaît que les sinistres qu'il indemnise

La réponse à la première question pourrait être liée à des problématiques de gestion ou de transmission d'information entre organisme assureur et entreprise. Dans le cas de ce dossier, il s'avère que les sinistres apparus tardivement concernaient des cadres aux anciennetés importantes au sein d'une CCN proposant des durées de maintien employeur de plusieurs mois voire d'une année complète.

Il a été illustré en première partie que l'organisme complémentaire n'est que le troisième relais. En plus de la franchise sur le délai d'intervention, il faut donc que les indemnités versées par la Sécurité sociale et l'employeur n'excèdent pas les garanties présentes dans le contrat pour que l'organisme complémentaire débute les versements. Tant que ces conditions ne sont pas réunies, l'assureur n'aura généralement pas connaissance du sinistre. Comme dans le cas particulier expliqué ci-dessus, il n'est donc pas rare qu'un arrêt de travail ne soit connu par l'organisme assureur qu'au bout d'une période relativement importante.

De plus, en incapacité par exemple, plus l'ancienneté dans l'arrêt est importante, plus la provision devra l'être, notamment car le passage en invalidité sera de plus en plus probable ce qui gonflera le provisionnement d'attente d'invalidité. Vient s'ajouter à cela la fréquente corrélation positive entre l'ancienneté dans l'entreprise et le montant du salaire qui conduit au fait que les personnes ayant le plus long maintien employeur sont celles qui auront les indemnités journalières, ou rentes, les plus importantes.

Bien que les impacts soient probablement plus importants dans cet exemple que dans ce qui est observé en moyenne, la problématique de la méconnaissance des sinistres par l'assureur du fait des mécanismes de versements d'indemnités est une problématique bien réelle. Cet exemple permet donc de se demander s'il n'existerait pas un moyen pour l'organisme assureur d'avoir connaissance du sinistre même s'il n'est pas encore dans l'obligation de verser des indemnités. De nombreux travaux actuels mettent en avant la Déclaration Sociale Nominative qui pourrait être une solution.

5.2 C'est pourquoi il faut affiner au maximum le provisionnement

a) La DSN pourrait améliorer la transmission de l'information

La Déclaration Sociale Nominative (DSN) est un système qui permet aux employeurs de déclarer de façon dématérialisée et mensuelle les informations liées à la protection sociale de leurs salariés. L'objectif est de regrouper les nombreuses déclarations (CPAM, AGIRC-ARRCO, Urssaf etc.) en une seule. A la suite de la déclaration effectuée par l'entreprise, certaines informations sont mises à disposition des organismes assureurs et notamment les arrêts de travail étudiés dans ce mémoire.

Ainsi, cette solution semble a priori parfaitement adaptée à la problématique présentée dans ce chapitre à savoir la transmission d'informations entre l'entreprise et l'organisme assureur. Au-delà de la simplification des démarches administratives, le fait que la déclaration soit mensuelle permet aux

organismes complémentaires d'avoir une actualisation de la liste des arrêts de travail, par exemple, plus fréquente que ce qu'il est possible d'observer en pratique lorsque tout cela n'est pas nécessairement automatisé.

La problématique de la franchise empêchant les assureurs de disposer de l'information de l'arrêt tant qu'il n'y a pas d'indemnisation de leur part serait donc solutionnée par ce biais de la DSN. De plus, les données étant regroupées au sein d'une même déclaration, l'organisme assureur pourrait disposer d'autres éléments potentiellement intéressants pour l'évaluation de ses provisions.

Bien que la DSN semble intéressante pour fluidifier la transmission d'information et la qualité des données, son utilisation n'est pas si simple en pratique. En effet, les données sont souvent regroupées par bloc dont la maille de décomposition ne correspond pas nécessairement à ce dont ont besoin les équipes techniques pour effectuer leurs études. De plus, les données sont très nombreuses et sont regroupées dans de multiples champs dont les noms ne sont pas nécessairement explicites. Ces éléments ont été étudiés dans les travaux de D. LOUREIRO (2021). [9]

Enfin, la DSN reste une nouveauté pour beaucoup d'entreprises et les déclarations peuvent encore présenter des erreurs. Cependant, si son utilisation venait à se généraliser et que l'accès aux données qu'elle contient venait à se simplifier, il resterait peu de doute sur le fait qu'elle jouerait un rôle important sur de nombreux sujets et notamment sur le lien entre entreprises et organismes assureurs.

Pour l'heure, l'organisme assureur peut naturellement contacter l'entreprise au moment de l'établissement des comptes afin d'avoir la liste la plus actualisée possible, ce qui permettrait d'éviter, simplement, des écarts trop importants.

b) Pour l'heure, des écarts d'informations sont bien constatés

Afin de quantifier l'impact que pourrait avoir une transmission plus fluide et instantanée de l'information, via la DSN par exemple, il a été décidé de comparer les incapacités provisionnées par un assureur avec le fichier des sinistres en cours connus par l'entreprise.

Le portefeuille d'étude est le même que celui présenté au Chapitre 3 et présente des provisions à hauteur de 30 millions d'euros. Le point important est que le courtier responsable de la gestion du contrat d'assurance est tier-déclarant. Cela signifie qu'il a une connaissance en quasi-temps réel de la liste des arrêts en cours au sein de l'entreprise. Il est donc possible de considérer la liste fournie par ce dernier comme la liste à jour des arrêts en cours en date de clôture. Ce n'est donc pas la DSN en elle-même qui est utilisée ici mais le mécanisme de gestion des arrêts, dans ce cas, en est proche.

Il est important de noter que, bien que les comptes soient arrêtés ici au 31/12, ils ne sont établis que plusieurs mois après. Cela permet d'avoir un recul plus important sur les arrêts notamment. A titre d'exemple, l'information pour une personne qui aurait repris le travail le 29/12 ne serait probablement pas connue à temps par l'assureur pour qu'il en cesse le provisionnement s'il établit les comptes au 31/12. En revanche, si les comptes sont établis quelques mois plus tard, ce sinistre ne devrait, en théorie, pas apparaître dans le provisionnement car l'information devrait être connue de l'assureur.

Il ne s'agit pas pour autant de rajouter des arrêts ayant débutés en N+1, dans les comptes N. Ils peuvent donner des indications sur l'estimation du compte N+1 à venir, et donc servir au pilotage, mais ne peuvent modifier le compte N. L'objectif est d'optimiser la connaissance exhaustive des informations sur les arrêts. Les plus à risques, dans le sens qu'ils pourraient être mal provisionnés, sont ceux démarrant ou se terminant peu de temps avant la clôture.

Ainsi, en théorie, l'établissement décalé des comptes permet de s'assurer que les informations à disposition sont les bonnes. En réalité, tout n'est pas si simple et fluide, d'où l'étude proposée ici.

Sont donc à disposition deux fichiers. L'un provenant du courtier gestionnaire, qui renseigne les incapacités (uniquement) en cours au 31/12/N, telles qu'elles sont connues par l'entreprise, vu en août de l'année suivante. Ce fichier sera donc la liste référence des « vraies » incapacités en cours. Le second fichier provient de l'assureur et concerne les incapacités provisionnées au 31/12 après établissements des comptes au cours des premiers mois de l'année N+1.

La comparaison des deux listes fait apparaître des écarts dont les causes sont les suivantes :

- Un arrêt a été clos en N mais est toujours provisionné par l'assureur
- Un arrêt a été clos en N+1, avant établissement des comptes, mais est toujours provisionné par l'assureur comme s'il était en cours
- Un arrêt n'est pas encore provisionné par l'assureur, bien qu'il soit en cours, car les versements n'ont pas débuté en prévoyance du fait du rôle de troisième relai

Les deux sections suivantes s'attèlent à proposer des ajustements à la suite de l'observation de ces écarts.

Le provisionnement des arrêts clos peut être ajusté simplement

Il convient d'apporter quelques précisions afin que le raisonnement soit clair. Le premier point n'est pas sujet à débat : si le sinistre est clos en N, la PR correspondante à la clôture N devrait être nulle. Sur les 1500 incapacités provisionnées et donc considérées comme toujours en cours à la clôture N par l'organisme assureur, une soixantaine de sinistres étaient en réalité clos. Une première sur-provision de 1,5 millions d'euros semble donc comptabilisée.

Le second point est un peu plus subtil dans le sens où les sinistres sont en cours à la clôture, il faut donc les provisionner. Néanmoins, ils ont tous été provisionnés comme si aucune information complémentaire n'était à disposition alors que certains ont été clos avant l'établissement des comptes par l'assureur.

Les PR pourraient être reconverties en PSAP

Pour fixer les idées, en supposant que l'assureur ait établi les comptes fin mars N+1, il aurait pu avoir connaissance de la clôture des sinistres si elle est intervenue en janvier, février ou mars N+1. Dans le cas d'un sinistre clos au 1^{er} mars par exemple, la provision à comptabiliser au 31/12/N aurait pu ne pas être une provision de rente mais une PSAP car le montant restant à verser au 31/12/N est certain.

En effet, les provisions de rente représentent l'estimation des prestations à verser dans le futur mais, dans ce cas, l'estimation est simple car le sinistre est certain d'être clos deux mois après la clôture de l'exercice. Il s'agit simplement des prestations versées pour ce sinistre en janvier et février N+1 dont le montant est, par ailleurs, déjà connu, puisque l'organisme assureur établit les comptes fin mars.

En dehors de la nature de cette provision qui peut sembler anecdotique entre une PR et une PSAP (mais qui ne l'est pas d'un point de vue réglementaire), le montant comptabilisé est bien différent. En effet dans le cas d'une PR, il faut calculer une provision d'incapacité et une d'attente d'invalidité, comme si le sinistre allait se poursuivre pendant une durée indéterminée en multipliant donc le montant d'indemnité mensuelle par des coefficients reposant sur l'âge et l'ancienneté dans l'arrêt. Dans le cas de la PSAP en question, il suffirait de provisionner deux mois d'indemnités puisque le sinistre sera clos ensuite.

L'estimation de l'écart observé sur le portefeuille n'est donc pas aussi simple que dans le cas précédent du fait que :

- Premièrement, la date d'établissement des comptes par l'assureur n'est pas précisée ici, l'hypothèse à fin mars sera retenue pour l'exemple.
- Deuxièmement, la liste fournie par le courtier est celle vue fin août N+1, les arrêts répertoriés comme clos fin mars pourraient donc ne pas avoir été mis à connaissance de l'assureur à temps car le courtier lui-même pourrait n'en avoir eu connaissance que quelques jours plus tard.
- Troisièmement, concernant les arrêts clos en mars, toutes les prestations pourraient ne pas avoir été versées avant la fin de ce même mois.

Ainsi, il ne serait pas totalement juste d'affirmer : toutes les PR comptabilisées au 31/12/N pour des arrêts clos avant fin mars doivent être réévaluées en PSAP à hauteur des prestations versées, pour ces sinistres, à fin mars. En effet, la vision en août des données à fin mars pourraient être légèrement différente de celle à fin mars du fait des délais de versements ou de transmission d'information.

Pour autant, sur le principe et notamment l'ajustement de PR en PSAP, la réflexion et la méthodologie sont pertinentes et sont d'ailleurs appliquées par certains organismes assureurs. Afin de quantifier l'impact sur le portefeuille étudié, le graphique ci-dessous représente les PR comptabilisées au 31/12/N pour les arrêts clos sur les 7 premiers mois N+1, cumulés par mois de clôture.

L'impact estimé dépend de la date d'établissement des comptes

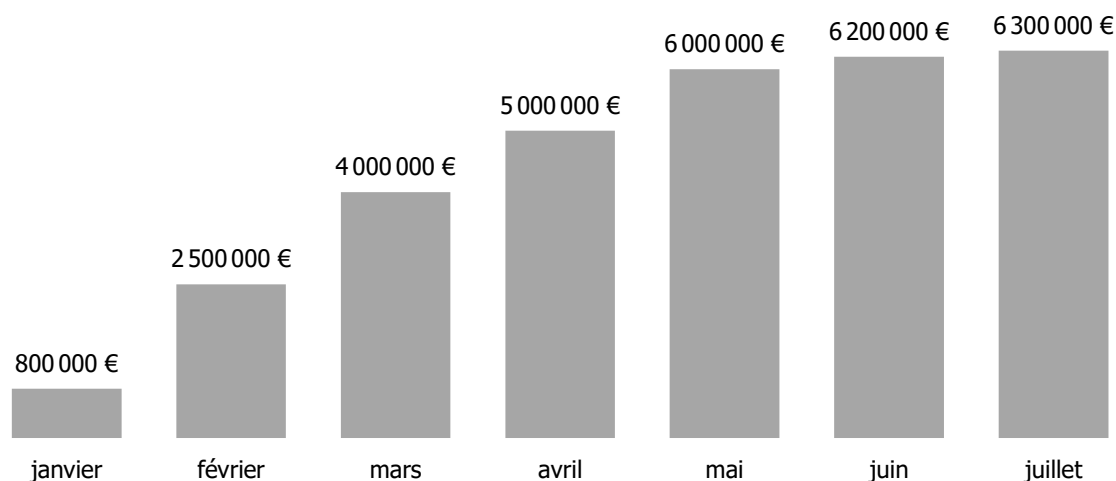


Figure 33 : Répartition des PR comptabilisées pour des sinistres clos dans les 7 premiers mois N+1, cumulées par mois de clôture

Ainsi, par exemple, tous les arrêts clos de janvier à mars N+1, selon les données entreprises, représentent 4 millions d'euros dans provisions comptabilisées au 31/12/N par l'organisme assureur (les montants précis ne sont pas communiqués pour des raisons de confidentialité).

Le montant total de provision pourrait donc être réduit. Retirer 4 millions serait trop important puisque les assurés en question ont malgré tout perçu des prestations sur ces premiers mois. Pour autant la somme de ces prestations est bien inférieure à 4 millions quoiqu'il en soit et le sur-provisionnement semble être de cet ordre de grandeur.

L'ajustement pourrait être étendu aux sinistres non clos

En réalité, cette méthodologie pourrait même être étendue aux sinistres non clos. En effet, bien que les provisions soient estimées lors de l'établissement des comptes au cours de l'année N+1, elles sont intégrées aux comptes N et doivent donc représenter la vision au 31/12/N. Autrement dit, l'ancienneté d'un sinistre considérée pour la recherche du coefficient dans les tables n'est pas celle au moment de l'établissement des comptes (fin mars ici) mais bien celle au 31/12/N.

Cependant, le fait de construire les comptes plus tard permet d'avoir une information plus complète qui pourrait alors être utilisée, comme certains organismes assureurs le font. Si le sinistre est toujours en cours au 31/03/N+1, la provision de rente pourrait alors être estimée à cette date, avec un coefficient correspondant à une ancienneté supérieure de 3 mois par rapport à la vision au 31/12/N. Il sera alors indispensable d'intégrer des PSAP à hauteur des versements effectués sur les 3 premiers mois puisque la somme des provisions présentes dans les comptes doit représenter le risque au 31/12/N.

Les arrêts clos avant l'établissement des comptes entraînent une sur-provision

Ainsi, ces deux premières catégories de sinistres représentent une sur-provision des rentes de l'ordre de 5,5M€ :

- 1,5M€ pour les sinistres clos avant le 31/12/N et qui n'auraient pas dû être provisionnés
- 4M€ pour les sinistres clos en N+1 mais avant l'établissement des comptes, des PSAP bien inférieures à ce montant auraient pu être comptabilisées en contrepartie

Sur ce second point, l'impact dépend de l'hypothèse choisie. En effet, plus l'assureur a établi les comptes tardivement, plus le nombre de sinistre clos avant cette date était important et donc plus la provision de rente comptabilisée était éloignée de la réalité à ce moment-là.

Pour rappel, les provisions totales s'élèvent à 30 millions d'euros. Entre 10% et 30% pourraient donc être retirés suivant la date d'établissement des comptes. Ayant en tête que les provisions représentent 40% de la charge sinistre de ce portefeuille, le P/C pourrait se voir impacter de 4% à 12% par cet ajustement simple, mais semble-t-il important.

Un argument venant modérer le propos pourrait être d'avancer que ces provisions ne représentent pas une dépense réelle et que le déficit engendré sur les comptes vus en N seront compensés par des boni futurs. Cette remarque est valable mais elle ne devrait pas pour autant légitimer le fait de ne pas ajuster les méthodes car l'objectif reste d'avoir une estimation aussi juste que possible dès le départ.

L'influence du provisionnement sur le pilotage est donc nettement visible ici et légitime la recherche d'autres pistes d'ajustement.

c) Les sinistres sous maintien employeur seraient provisionnés plus précisément

La dernière source d'écarts présentée précédemment concerne les sinistres pour lesquels les assurés se voient verser, de la part de la Sécurité sociale et de l'employeur, des indemnités dont le montant est supérieur ou égal aux garanties du régime de prévoyance complémentaire. L'organisme assureur n'en a donc pas nécessairement connaissance et rien ne l'oblige donc à les provisionner.

Pour autant, l'entreprise, elle, a bien connaissance de ces sinistres et pourrait informer l'organisme assureur qu'il existe une probabilité non nulle qu'il ait à indemniser, un jour, ce sinistre. L'objectif de cette étude est donc de proposer une méthode d'estimation de cette probabilité.

Une probabilité d'indemnisation de la part de l'assureur est construite à l'aide des tables

L'idée est de revenir une nouvelle fois aux tables car elles sont une source précieuse d'informations. En effet, pour rappel, la table d'incapacité permet de suivre l'évolution de 10 000 entrées en incapacité par âge en fonction de leur durée de maintien. Elles renseignent donc, sur ces 10 000 personnes initiales, combien sont encore présentes au bout d'un certain nombre de mois.

Ainsi, si un individu est entré en incapacité à l'âge x , qu'il est en arrêt depuis y mois et que le maintien employeur dure encore t mois, la probabilité pour que ce sinistre apparaisse en prévoyance serait donc le ratio :

$$q_{x,y,t} = \frac{l_{x,y+t}}{l_{x,y}}$$

Avec, comme précédemment, $l_{x,y}$ le nombre de personnes d'âge x à l'entrée toujours en incapacité après y mois d'ancienneté.

Cette probabilité conditionnelle serait donc obtenue en utilisant uniquement les effectifs de la table. L'avantage de cette méthode est quelle est simple d'utilisation, qu'elle ne nécessite pas d'information complémentaire et qu'elle est cohérente avec ce qui est actuellement en vigueur sur le provisionnement des sinistres connus car elle utilise les données de la même table.

Bien évidemment les problématiques de calcul de l'âge et de l'ancienneté sont les mêmes que celles évoquées lors de la présentation de l'outil A C T U A R I E L L E S . La méthode du prorata est donc de nouveau utilisée ici, de la même façon que précédemment avec des taux d'âges et d'ancienneté.

Dans ce calcul, une problématique supplémentaire apparaît. En effet, l'ancienneté ne correspond pas nécessairement à un nombre entier de mois (comme c'était le cas dans le calcul classique des provisions) et le délai avant que l'organisme assureur ne démarre les versements n'est pas nécessairement entier

non plus. Là encore, une méthode de prorata est utilisée en calculant un taux d'attente d'indemnisation qui pondérera les probabilités calculées.

Les notations, déjà utilisées pour certaines d'entre elles, sont les suivantes :

- x = âge à la date d'arrêt de travail
- y = ancienneté, en mois pour l'incapacité et en années pour l'invalidité
- t = durée restante du maintien employeur, en mois

Les taux suivants sont utilisés :

$$\begin{aligned}t_{\text{âge}} &= 1 - x + [x] \\t_{\text{ancienneté}} &= 1 - y + [y] \\t_{\text{attente}} &= 1 - t + [t]\end{aligned}$$

La probabilité $p_{x,y,t}$ finale est estimée ainsi :

$$\begin{aligned}p_{x,y,t} &= t_{\text{âge}} \times (t_{\text{ancienneté}} \times p_{[x],[y],t} + (1 - t_{\text{ancienneté}}) \times p_{[x],[y]+1,t}) \\&+ (1 - t_{\text{âge}}) \times (t_{\text{ancienneté}} \times p_{[x]+1,[y],t} + (1 - t_{\text{ancienneté}}) \times p_{[x]+1,[y]+1,t})\end{aligned}$$

Avec $p_{[x],[y],t} = (1 - t_{\text{attente}}) \times q_{[x],[y],[t]+1} + t_{\text{attente}} \times q_{[x],[y],[t]}$

Une fois la probabilité estimée, il suffit de l'appliquer au montant « classique », dans le sens issu des tables, qui serait provisionné par l'organisme assureur pour ce sinistre s'il était « réellement » connu.

La probabilisation tient compte du fait que l'organisme assureur pourrait ne jamais intervenir

Cette méthode est donc un entre-deux acceptable entre le fait de ne rien provisionner pour ces sinistres, car il est possible qu'ils n'apparaissent jamais en prévoyance, et le fait de les provisionner comme des sinistres faisant déjà l'objet de versements de la part de l'organisme assureur.

Le rôle du provisionnement est d'être le plus juste possible. L'application d'une probabilité permet ainsi de prendre en compte le fait qu'il n'est pas exclu que l'organisme complémentaire n'ait, en réalité, jamais à intervenir car le salarié reprendra le travail avant que les conditions de versements soient réunies.

Dans la mesure du possible, la comparaison entre les listes des sinistres en cours connus par l'organisme assureur et celle établie par l'entreprise doit donc être effectuée de manière pertinente. Ainsi, il conviendrait de contacter l'entreprise à une date proche de celle d'établissement des comptes afin que la connaissance des arrêts soit la plus fine possible.

A titre exemple, si les comptes N sont établis en juin N+1, contacter l'entreprise au mois de mai permet de connaître tous les sinistres de survenance N, sans exception. En effet, l'entreprise, aussi importante soit-elle en termes d'effectifs, ne peut pas découvrir au bout de 5 mois l'arrêt d'un salarié. Dans le cas d'un portefeuille collectif, le lien entre organisme assureur et entreprise, pouvant être réalisé par le biais d'un gestionnaire, doit donc être aussi étroit que possible.

Les informations disponibles sont complètes pour la réalisation de cette estimation

Afin de réaliser l'estimation de cette « provision probabilisée », il faut avoir connaissance des garanties du risque prévoyance liées à chaque sinistre, du salaire utilisé pour le calcul des indemnités et de la durée du maintien employeur qui, une fois terminé, déclenchera les versements de la part de l'organisme assureur. Contrairement à la précédente étude menée sur ce portefeuille, ces éléments sont cette fois-ci connus.

En effet, les sinistres sur lesquels s'appuie cette réflexion sont ceux en cours connus par l'entreprise. Le fichier fourni par cette dernière est donc plus riche en information que le fichier de provisionnement fourni. Ainsi, la reconstitution des montants d'indemnités journalières peut être effectuée simplement, tout comme l'application des bonnes garanties à chaque individu.

Les sinistres concernés doivent répondre à plusieurs critères

Les sinistres faisant l'objet de l'ajustement présenté ici répondent à des critères bien précis :

- Tout d'abord, ils doivent être en cours à la clôture N, autrement ils appartiendraient à la première catégorie étudiée et aucune PR ne devrait être comptabilisée.
- Ensuite, ils doivent encore être en cours à fin mars, autrement ils appartiendraient à la première catégorie étudiée et les PR devraient être reconverties en PSAP.
- Enfin, il faut que les indemnités de la Sécurité sociale et de l'employeur soient supérieures ou égales aux garanties du régime prévoyance.

Le deuxième critère est construit en cohérence avec l'hypothèse faite précédemment que les comptes sont établis fin mars N+1. Finalement, un peu moins de 200 sinistres sont concernés.

L'ajustement intègre les informations disponibles sur les premiers mois N+1

L'ajustement proposé est donc d'estimer une « provision probabilisée » au moment de l'établissement des comptes qui tient compte du fait que le sinistre est toujours en cours mais que le maintien employeur n'est pas encore terminé. Ainsi, dans cet exemple où les comptes sont établis fin mars (3 mois après le 31/12/N), pour un sinistré entré en arrêt à l'âge x , d'ancienneté y au 31/12/N et dont le maintien employeur se termine t mois après le 31/03/N+1 :

- Avant ajustement, la provision associée à ce sinistre est nulle
- La provision trop prudente serait $PR_{x,y+3+t}$ estimée avec les formules classiques présentées en Partie 1 de ce mémoire
- La provision ajustée est $PR_{x,y+3+t} \times p_{x,y+3,t}$

Cet ajustement intègre bien toute l'information disponible au moment de l'estimation à savoir qu'aucun versement, lié à ce sinistre, n'a été effectué par l'organisme assureur pour le moment. De plus, si le maintien employeur ne se termine que t mois après l'établissement des comptes, il est certain que le régime prévoyance ne sera pas impacté par ce sinistre durant cette période (jusqu'à l'ancienneté $y+3+t$ ici).

Le graphique ci-dessous illustre la comparaison entre l'approche trop prudente, qui consisterait à provisionner ces sinistres comme s'ils étaient déjà apparus en prévoyance et l'approche choisie ici, à savoir, l'application de probabilités représentant le fait que ce sinistre pourrait être clos avant d'atteindre la fin du maintien employeur.

L'introduction de probabilités limite l'estimation prudente: -14%

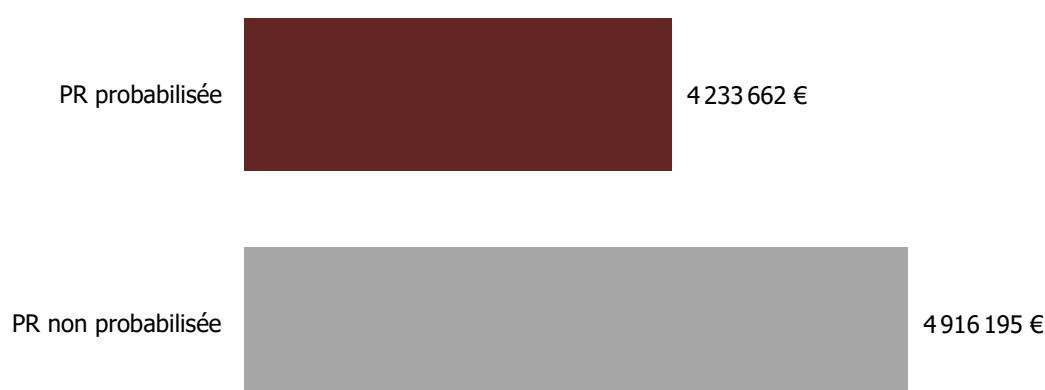


Figure 34 : Comparaison de l'impact introduit par la probabilisation de la PR réglementaire pour des sinistres encore inconnus en prévoyance

Deux éléments sont importants à retenir de ce graphique :

- Tout d'abord que les montants sont non négligeables. Pour rappel, dans les 30 millions de provisions comptabilisées par l'assureur, ces sinistres ne sont pas compris. Il semble donc manquer une provision d'environ 4 millions d'euros soit plus de 10%.
- Ensuite, le fait d'introduire des probabilités n'est pas anecdotique non plus car cette méthode réduit de 14% l'estimation faite dans la vision prudente. Cela renforce la pertinence de cette réflexion car elle semble permettre d'ajuster le provisionnement afin de se rapprocher au maximum du risque réel.

d) Le profil d'indemnisation du maintien employeur est sujet à ajustements

L'estimation de la probabilité qu'un sinistre dure au moins jusqu'à la fin du maintien employeur est pertinente mais l'ajustement présenté n'est pas tout à fait exact et pourrait être amélioré. En effet, en se référant au premier chapitre de ce mémoire, il apparaît que les indemnisations de la Sécurité sociale n'évoluent pas (sauf changement de situation) mais celles du maintien employeur diminuent au cours du temps.

A titre d'exemple, avec les hypothèses suivantes pour une incapacité d'origine non professionnelle :

- Le salaire brut mensuel de référence est de 3000€
- Le maintien employeur s'élève à 90% pendant 2 mois puis 66% pour les 3 mois suivants
- La garantie du régime prévoyance est 80% du salaire brut
- Le gain mensuel net équivaut à 80% du salaire brut

L'organisme assureur devra intervenir au début du 3^{ème} mois à hauteur de 14%. Le montant utilisé pour le calcul des provisions à ce moment-là sera alors de $14\% \times 3000 = 420\text{€}$ alors qu'à partir du 6^{ème} mois, il faudra verser $30\% \times 3000\text{€} = 900\text{€}$ (en complément de la Sécurité sociale). Le montant de provision fera donc plus que doubler entre la fin du 5^{ème} mois et le début du 6^{ème}. Ce sujet est donc une nouvelle source de sous-provisionnement même s'ils ne concernent pas la majorité des cas.

Dans les données fournies, seule la fin du maintien employeur était connue. L'ajustement proposé n'est donc pas exact et il pourrait être amélioré en tenant compte du profil d'indemnisation et en estimant donc les probabilités que les sinistres atteignent les différents paliers du maintien employeur.

e) Les écarts observés et l'impact des ajustements ne sont pas négligeables

L'étude menée dans ce chapitre a permis la comparaison de listes de sinistres en cours détenues par une entreprise signataire d'un contrat collectif d'une part et l'organisme assureur d'autre part. L'objectif était double :

- Illustrer le fait qu'une bonne transmission de l'information peut faire disparaître la notion de sinistres inconnus
- Proposer des ajustements dans les méthodes de provisionnement tout en quantifiant leurs impacts

En résumant les différents travaux menés, il est apparu les points suivants :

- Une sur-provision de 1,5 millions d'euros pour des sinistres qui étaient clos au 31/12/N
- Une sur-provision de 4 millions d'euros pour des sinistres clos en début d'année N+1
- Une sous-provision de 4 millions d'euros pour des sinistres dont les indemnisations de la part du régime de prévoyance pourraient débiter dans les prochains mois

Ainsi, au global, une sur-provision de 1,5 millions d'euro aurait été comptabilisée par l'organisme assureur, soit 5% du montant total provisionné et 2% de la charge de sinistres. Ce résultat pourrait paraître presque dérisoire au vu de tous les éléments présentés. Pour autant, il convient d'avancer deux arguments majeurs dans cette réflexion.

Tout d'abord, les montants se compensent entre eux ici, certes, mais cela pourrait ne pas être vrai dans tous les cas et un sous-provisionnement pourrait être observé. De plus, si le travail est mené uniquement

sur certains points, un écart important pourrait continuer d'exister entre le risque réel et la quantification qui en est faite dans les comptes.

Ensuite, ces travaux ne semblent a priori pas très complexes à mener puisqu'ils requièrent principalement une bonne transmission de l'information entre l'entreprise et l'organisme assureur. L'avenir en dira plus sur le rôle que jouera la DSN qui reste, pour l'heure, le mécanisme d'automatisation le plus prometteur.

L'amélioration de la connaissance des sinistres, via une meilleure transmission des informations, est donc un axe d'ajustement.

Ce qu'on peut retenir

Cette partie avait pour objectif de quantifier les enjeux auxquels font face les organismes assureurs lorsqu'il s'agit du provisionnement de l'arrêt de travail. Les éléments retenus peuvent être regroupés en trois catégories :

- L'estimation de l'impact des facteurs externes sur lesquels les organismes assureurs ne peuvent exercer une influence directe
- L'estimation des boni ou mali de liquidation futurs et liés aux tables réglementaires
- L'amélioration de la gestion des sinistres, notamment inconnus

L'importance relative de différents facteurs externes a permis de constater que les organismes assureurs ne peuvent pas tout contrôler. Cependant, ils peuvent tenter d'en estimer les impacts et notamment ceux entraînés par les facteurs de risques majeurs à savoir la réforme des retraites, la volatilité des taux techniques et le vieillissement de la population active.

De plus, au-delà de ces facteurs externes, des écarts sont déjà observés lors de la liquidation des provisions entre les estimations faites a priori et les charges de sinistres constatées à terme. Les sources principales sont les deux derniers points évoqués ci-dessus. Pour tenter de se rapprocher du risque réel, les organismes assureurs intègrent alors des provisions supplémentaires sous forme de PSI. L'appellation de ces dernières est trompeuse puisqu'elles ne concernent pas uniquement les sinistres inconnus mais également, et surtout, les écarts de liquidation liés aux tables réglementaires. Elles sont introduites du fait de la réglementation stricte encadrant les provisions de rente qui ne laisse que peu de liberté pour l'adaptation à chaque portefeuille.

Pour autant, les PSI ne doivent pas simplement être introduites par trop de prudence et c'est pourquoi des méthodes comme celle de Chain-Ladder sont appliquées sur les triangles de liquidation afin d'estimer les éventuels boni ou mali à venir. L'étude menée dans le Chapitre 4 a notamment permis de remettre en question la pertinence de la sur-provision intégrée dans les comptes d'un organisme assureur. Malgré tout, ces méthodes restent une nouvelle fois des estimations nécessairement inexactes.

C'est pourquoi le Chapitre 5 était axé sur la gestion des sinistres en elle-même afin de proposer des ajustements dont certains ne requièrent aucune estimation mais simplement une meilleure transmission d'informations entre les entreprises et les organismes assureurs.

En effet, des écarts d'informations sont constatés entre les listes d'arrêts en-cours détenus par les deux parties et cela peut entraîner des impacts non négligeables sur les montants provisionnés. Les ajustements présentés proposent notamment de profiter du fait que les comptes N soient établis au cours de l'année N+1 pour utiliser toute l'information disponible à ce moment-là.

De plus, les sinistres inconnus concernent majoritairement ceux dont les indemnités de la Sécurité sociale, combinées à celles du maintien employeur, sont supérieures ou égales aux garanties du régime de prévoyance. Ils n'apparaissent donc pas nécessairement dans les comptes de l'organisme assureur qui n'est pas dans l'obligation de les provisionner.

Cependant, le fait de renforcer la communication avec l'entreprise pourrait permettre :

- D'avoir connaissance de l'ensemble de ces sinistres, qui ne seraient donc plus inconnus
- D'estimer la probabilité que les sinistres atteignent les différents paliers du maintien employeur et qu'ils apparaissent en prévoyance complémentaire afin d'adapter le provisionnement

Les ajustements pouvant être apportés semblent simples a priori, il conviendrait donc probablement d'en faire une priorité même s'ils ne conduiront pas à la réduction totale des écarts puisque ceux liés aux tables restent les plus importants.

Ainsi, la réflexion a permis d'ouvrir plusieurs pistes d'études, en présentant des méthodologies qui pourraient être appliquées mais qu'il faut naturellement adapter à chaque portefeuille.

L'objectif de ces ajustements doit rester le pilotage du régime collectif. C'est pourquoi le provisionnement est clé dans l'analyse car, aussi réglementées que soient les provisions, elles restent des estimations d'autant plus inexactes qu'elles reposent sur de multiples facteurs dont certains ont été présentés dans cette partie.

Les études développées ici sont non-exhaustives mais en supposant que tout ait été mis en place au niveau de la gestion de sinistres et de l'estimation des boni et mali à venir, il semble a priori difficile de limiter les écarts en incapacité sans toucher aux tables réglementaires. Naturellement, d'autres méthodes d'estimations pourraient être appliquées mais l'approche ne serait pas radicalement différente et de nombreux travaux ont déjà été effectués sur le sujet notamment par M. CASALINUOVO [3] et A. LE TUAN [7].

Concernant l'invalidité, un point n'a pas encore été approfondi dans ce mémoire et semble peu étudié de manière générale. En effet, pour rappel, l'invalidité se décompose en trois catégories, aux garanties différentes et donc aux rentes versées par l'organisme assureur différentes également.

Il n'existe qu'une seule et unique table réglementaire de maintien en invalidité alors qu'il a été précisé que des passages peuvent exister entre les différentes catégories et notamment les deux premières. Ainsi, lorsqu'un invalide de première catégorie voit son état se dégrader, il peut être reconnu comme invalide de catégorie 2. Lors de la transition, un mali de liquidation sera très probablement constaté puisque les versements de l'organisme assureur deviendront généralement plus importants.

L'objectif de la dernière partie de ce mémoire est ainsi de quantifier la fréquence de ces passages et de proposer une méthode de comptabilisation de provisions supplémentaires. L'estimateur de Kaplan-Meier sera utilisé puisqu'il a démontré sa robustesse dans différents travaux évoqués plus loin. Pour mener cette étude, les données de près de 12000 sinistres en portefeuilles collectifs sont mises à disposition.

Partie 3

Impact des transitions entre les catégories d'invalidité 1 et 2

Présentation de la démarche

Avant de présenter les études en elles-mêmes, il convient de résumer la réflexion afin de bien comprendre le cheminement.

L'ajustement proposé dans cette partie concerne les transitions de la catégorie d'invalidité 1 à la catégorie 2 puisque les rentes versées par les organismes assureurs évolueront à la hausse en cas de passage et que les provisions devront être adaptées en conséquence. Cela pourrait conduire à la constatation de mali de liquidation. L'objectif est alors d'estimer l'impact, sur le provisionnement des invalidités 1, des probabilités de transition vers la catégorie 2.

La première idée, probablement la plus exacte, était de s'inspirer des mécanismes déjà existants entre l'incapacité et l'invalidité. En effet, trois tables pourraient être construites :

- Une table de maintien en invalidité 1
- Une table de maintien en invalidité 2
- Une table de passage ou « d'attente d'invalidité 2 »

Les provisions pour un invalide de catégorie 1 seraient alors la somme d'une provision de maintien dans l'état et de celle de passage en invalidité 2. Pour faire le parallèle avec le cadre habituel, l'invalidité 1 serait assimilable à l'incapacité et l'invalidité 2 à l'invalidité au sens large.

Cependant, les résultats présentés dans un premier temps montreront que les données à disposition sont trop peu nombreuses pour assurer la robustesse de l'estimateur de Kaplan-Meier dans ce cas. La méthode sera donc ajustée en remarquant que la répartition des durées en invalidités 1 et 2 est similaire par tranche d'âges. L'impact d'une transition ne résiderait donc plus dans la distinction entre les durées de maintien dans ces deux catégories mais seulement dans l'évolution de la rente versée.

L'estimation des probabilités de transition deviendra alors le principal objectif et, pour ce faire, une table de maintien, commune et comparable à celle du BCAC, sera tout d'abord construite. Elle servira de base à l'application de taux bruts de passage. Ces derniers seront simplement construits en fonction des effectifs à risque et du nombre de transitions observées. Cette démarche est inspirée de celle utilisée dans certains travaux de construction d'une table d'attente d'invalidité.

Une table de probabilité de transition sera alors obtenue et elle fournira, par tranche d'âges à l'entrée en invalidité de catégorie 1 et par ancienneté au moment de l'estimation, la probabilité qu'il y ait une transition vers la catégorie 2.

La provision pour les invalides de catégorie 1 sera ainsi augmentée d'une sur-provision correspondant au delta d'indemnités impliqué par l'évolution des garanties et probabilisée par les résultats de l'étude menée. Le portefeuille utilisé lors des estimations d'impacts des facteurs externes, en Partie 2, sera alors repris afin de mesurer l'importance relative de cet ajustement.

En conclusion de cette étude, une méthode différente sera appliquée afin de mesurer la robustesse des résultats obtenus. Elle consistera simplement à observer les écarts entre deux fonctions de survie, toutes deux obtenues à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier mais en procédant de deux façons différentes :

- En considérant dans un premier temps la durée d'un sinistre dans son ensemble, entre l'entrée en invalidité 1 et la sortie d'invalidité (peu importe qu'il y ait transition ou non)
- En considérant ensuite uniquement la durée en invalidité 1. Le passage en invalidité 2 sera donc assimilé à une clôture de sinistre.

Les taux de survie de la seconde estimation décroîtront donc nécessairement plus rapidement que ceux de la première et les écarts observés, par ancienneté, pourront être assimilés à des taux de transition. Ces taux ainsi que l'impact finalement estimé sur le provisionnement des invalides, seront très proches de ceux obtenus avec la première méthode, ce qui permettra de conclure sur la pertinence des estimations.

6. Les changements de catégorie d'invalidité sont observés dans les données étudiées

Le provisionnement des invalidités de catégorie 1 ne fait pas l'objet d'ajustements, du moins réglementairement, alors que des mali de liquidation sont constatés lors des transitions vers la catégorie 2. En effet, les pensions versées par la Sécurité sociale sont plus importantes en invalidité 2 mais les garanties présentes dans les contrats de prévoyance évoluent également à la hausse. Cela entraîne des versements plus importants de la part des organismes assureurs en augmentant de ce fait les montants de provisions correspondants. L'objectif de cette dernière partie est alors d'estimer l'impact de ces transitions.

Il conviendra dans un premier temps de rappeler les différentes catégories ainsi que les pensions et indemnités qu'elles entraînent de la part de la Sécurité sociale et de l'organisme complémentaire. Des exemples seront proposés afin de légitimer le fait de s'intéresser à ce sujet dont les impacts peuvent être importants a priori.

Ensuite, les données étudiées seront évoquées même si l'accord de confidentialité signé avec l'organisme assureur les détenant entrainera le recours à des annexes confidentielles, qui n'apparaîtront pas dans la version finale de ce mémoire. Les grandes tendances seront malgré tout présentées afin d'avoir connaissance du cadre dans lequel s'ancre cette étude.

6.1 Le provisionnement du passage entre catégories n'est pas réglementé

a) Pour rappel, 3 catégories d'invalidité sont à considérer

Bien que cela ait déjà été présenté dans la première partie de ce mémoire, il peut être opportun de rappeler les 3 catégories existantes en invalidité, définies par le code de la Sécurité sociale dans l'article L 341-4 :

« En vue de la détermination du montant de la pension, les invalides sont classés comme suit :

- 1^{ère} catégorie : invalides capables d'exercer une activité rémunérée
- 2^{ème} catégorie : invalides absolument incapables d'exercer une profession quelconque
- 3^{ème} catégorie : invalides qui, étant absolument incapables d'exercer une profession, sont, en outre, dans l'obligation d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer les actes ordinaires de la vie » [16]

Pour rappel, le statut d'invalidé est reconnu par la Sécurité sociale si la capacité de travail et de gain est réduite d'au moins 2/3 à la suite d'un accident ou d'une maladie. Ainsi, devient invalide toute personne qui n'est pas en mesure de se procurer un salaire supérieur à 1/3 de la rémunération normale des travailleurs de sa catégorie, dans la région où il travaille.

Il n'est bien question que d'invalidité ici. L'incapacité permanente, d'origine professionnelle, donne lieu à l'établissement d'un taux d'incapacité par un médecin compétent afin de permettre le versement d'indemnités en fonction de celui-ci.

La différence entre les catégories 1 et 2 est notable car, dans le premier cas, le sinistré pourra poursuivre une activité quand, dans le second, les seules sources de revenus seront les indemnités de la Sécurité sociale et du régime de prévoyance complémentaire. En toute rigueur, et cela avait été précisé, les invalides de catégorie 2 peuvent également exercer une activité mais ces cas sont beaucoup plus rares.

Du fait de la définition même de ces catégories, le passage de l'une à l'autre semble possible. En effet, une personne dont l'état de santé se dégraderait pourrait dans un premier temps être reconnue comme invalide de catégorie 1 avant passer en catégorie 2.

A priori, le passage inverse pourrait exister, en cas d'amélioration de l'état de santé par exemple, mais les données étudiées montrent que cela n'est que très rarement observé. Suffisamment pour ne pas être considéré dans cette étude.

La catégorie 3 est également moins représentée, environ 1% dans les données présentées plus loin. Elle ne sera donc pas non plus analysée. Les passages de catégories 1 à 3 ou 2 à 3 existent également mais, une fois de plus, ils sont négligeables et, dans le deuxième cas, les montants provisionnés sont similaires. Quoiqu'il en soit, ces impacts sont très faibles et ne seront donc pas étudiés.

L'étude portera donc uniquement sur les catégories d'invalidité 1 et 2 ainsi que sur le passage de l'une à l'autre. Le fait est qu'il n'existe aucune table réglementaire de passage, qui pourrait ressembler à celle d'attente d'invalidité par exemple, alors que les versements évolueront et, par conséquent, les provisions également. Ainsi, un ajustement du provisionnement des invalides de catégorie 1 pourrait être mis en place.

Dans la suite de ce mémoire, les « invalides de catégorie 1 » seront décrits comme « invalides 1 ». Cette formulation n'est pas rigoureuse mais elle permettra d'alléger la rédaction. Il en sera de même pour les invalides de catégorie 2.

b) Aucune table réglementaire de passage entre catégories n'est en vigueur

La définition des catégories 1 et 2 peut laisser penser, a priori, que les invalides concernés ne représentent pas nécessairement le même risque. En effet, les invalides 2 concernent les cas les plus graves, il ne semble donc pas absurde de penser que leur mortalité sera plus importante et que leurs durées de maintien seront plus faibles que celles des invalides 1.

Il pourrait donc, en théorie, exister une table de maintien pour les invalidités 1 et une autre pour les invalidités 2. Elles seraient alors construites de la même manière que les tables du BCAC avec l'observation d'une population et de taux de sortie par année d'ancienneté.

En considérant que la seule transition possible entre états soit celle d'invalidité 1 à 2, la conclusion serait la suivante.

Les invalides 1 sortent de l'état si :

- Ils passent en invalidité 2
- Ils partent à la retraite
- Ils décèdent

Les invalides 2 sortent de l'état si :

- Ils partent à la retraite
- Ils décèdent

Le passage possible entre les états 1 et 2 se devrait donc d'être provisionné. En effet, s'il est supposé, pour résumer, que les invalides 1 vivent plus longtemps, le passage en invalidité 2 aura une incidence sur la durée de maintien estimée.

Le simple fait de construire deux tables indépendantes serait donc insuffisant car toutes les transitions des états 1 à 2 seraient considérées comme des sorties « simples » de l'état 1, assimilables à un départ en retraite ou un décès donc.

Une troisième table devrait alors être construite afin de prendre en compte ces transitions dont la probabilité dépend, a priori, de l'âge au moment du sinistre et de l'ancienneté en invalidité 1 au moment du calcul. Cette table pourrait être similaire à celle d'attente d'invalidité du BCAC.

L'argument fort pouvant modérer ce propos est de dire qu'en moyenne, ces distinctions entre invalides 1 et 2, qui restent à prouver, se mutualisent entre tous les sinistres. Ainsi, utiliser une table unique n'aurait pas d'impact réel sur le provisionnement global puisqu'elle aura été construite à l'aide d'une population hétérogène regroupant aussi bien des invalides 1 que des invalides 2. C'est d'ailleurs en ce sens que la table de maintien en invalidité du BCAC est appliquée.

Pour autant, il ne faut pas oublier un élément clé dans cette réflexion. L'estimation d'une provision par un organisme assureur vise à répondre à deux questions : combien faudra-t-il verser et pendant combien de temps ?

Le calcul d'une provision d'invalidité s'effectue donc, comme présenté dans la première partie, en multipliant le montant de rente mensuelle par le coefficient à l'âge et à l'ancienneté concernés.

Le montant estimé ne dépend donc pas uniquement de la durée de maintien mais également de la rente mensuelle qui, elle-même, repose sur les garanties proposées par l'organisme assureur et les indemnités déjà versées par la Sécurité sociale. Deux éléments qui évoluent avec la catégorie d'invalidité.

c) Les pensions versées par Sécurité sociale et les garanties des régimes prévoyance diffèrent selon la catégorie

La première partie de ce mémoire a illustré le fait que les indemnités de la Sécurité sociale dépendent du niveau d'invalidité. Pour rappel, les taux appliqués au salaire brut, limité au PASS sont :

- 30% pour la 1^{ère} catégorie
- 50% pour la 2^{ème} catégorie

De la même façon, et cela a été évoqué brièvement dans la Partie 2, les garanties proposées par les organismes assureurs évoluent également afin de s'adapter à cette distinction faite par la Sécurité sociale.

Ainsi, même si cette règle n'est pas universelle, certaines CCN imposent des garanties minimales construites telles que celles d'invalidité 1 représentent 3/5 de celles d'invalidité 2, par correspondance avec les taux appliqués par la Sécurité sociale. Dans les exemples proposés ensuite, l'organisme assureur garantira donc :

- 40% du salaire brut en invalidité 1
- 70% du salaire brut en invalidité 2

L'illustration suivante permet de comprendre l'intérêt d'intégrer le provisionnement du passage en invalidité 2. En effet, en supposant que le salaire d'un sinistré soit de 3000€ brut (inférieur au PMSS donc).

En cas d'invalidité 1 :

- La Sécurité sociale verse mensuellement $30\% \times 3000 = 900\text{€}$
- L'organisme assureur verse mensuellement $40\% \times 3000 - 900 = 300\text{€}$

Si ce même invalide était en catégorie 2 :

- La Sécurité sociale verserait mensuellement $50\% \times 3000 = 1500\text{€}$
- L'organisme assureur verserait mensuellement $70\% \times 3000 - 1500 = 600\text{€}$

Les versements de l'organismes assureurs diffèrent nécessairement avec l'évolution de la catégorie d'invalidité et les provisions seront donc adaptées en conséquence.

d) Le provisionnement n'est mis à jour qu'après la recatégorisation

Chez la plupart des organismes assureurs, il n'existe pas d'ajustement dans la méthode de provisionnement des invalidités 1 et 2 puisque la table du BCAC est appliquée au montant de rente associé à chaque sinistre sans aucune distinction suivant la catégorie. Cependant, l'information de la catégorie d'invalidité est bien disponible, du moins elle devrait l'être en théorie, puisque les garanties, et donc les versements à effectuer, diffèrent.

De manière générale, la provision ne sera donc adaptée qu'a posteriori, une fois le changement de catégorie connu. En reprenant l'exemple ci-dessus et en simplifiant nettement, si l'assuré en question entre en invalidité 1 à 40 ans, sa provision initiale sera de $(62-40) \times 300 \times 12 = 79\,200\text{€}$.

S'il vient à passer en invalidité 2 au bout de 5 ans et qu'il sort de l'état à 62 ans, âge de départ en retraite, la charge réelle totale de ce sinistre sera la somme de :

- 5 années de prestations en invalidité 1 soit $5 \times 300 \times 12 = 18\,000$ €
- 17 années de prestations en invalidité 2 soit $17 \times 600 \times 12 = 122\,400$ €

La provision initiale était de 79k€, la charge réelle est de 140k€, soit près du double. Cette constatation est la source de cette étude. En effet, l'impact pourrait a priori être très important s'il fallait quasiment doubler toutes les provisions comptabilisées pour des invalides de catégorie 1. A titre d'exemple, sur la liste des invalidités provisionnées dans la Partie 2, utilisée pour les estimations d'impacts des facteurs externes, un doublement de rente de tous les invalides 1 augmenterait les provisions de 20%.

Il est nécessaire de modérer le propos en insistant sur le fait que le doublement de toutes les rentes impliquerait que tous les invalides 1 passeront en invalidité 2 et ce très rapidement. L'hypothèse est donc très forte et l'impact réel serait nécessairement plus faible. Néanmoins, l'analyse de ce phénomène de transition et du sous-provisionnement afférent ne semble pas relever du détail.

De plus, ce sujet est ancré dans le quotidien des organismes assureurs puisque ces « sauts » de provisions peuvent être régulièrement constatés, contrairement à d'autres impacts plus ponctuels. Il s'agit bien là d'un sujet de fond.

Bien évidemment, l'organisme assureur ne va pas découvrir par surprise, à la clôture du sinistre, un mali important lié à ces transitions. La provision sera ajustée au moment du passage mais cet ajustement sera bien à la hausse quoiqu'il en soit.

Ainsi, ce passage d'invalidité 1 à 2 semble être une source de mali importants, d'autant plus qu'ils s'additionneront avec le nombre de sinistres provisionnés. L'objectif de l'étude n'est donc pas nécessairement d'établir des tables différentes de celle d'invalidité du BCAC. Il s'agit plutôt d'estimer l'impact des transitions probables entre ces deux catégories sur le provisionnement.

Cette quantification de l'impact pourra passer par la construction de tables mais elles n'auront pas vocation à remplacer celles du BCAC dans l'estimation des provisions de rente réglementaires. De plus, le rôle du cabinet **A C T U A R I E L L E S**, en tant que conseil, est de fournir des méthodes d'ajustement à ses clients, sans nécessairement bouleverser toutes les méthodologies en place. Ainsi, l'idée est simplement de proposer la comptabilisation d'une provision supplémentaire en gardant les estimations actuellement effectuées.

Avant de présenter les travaux de modélisation de cet impact, il convient de décrire les données utilisées.

6.2 Les données regroupent des prestations sur 10 ans, pour 12000 sinistres

a) Les invalides de catégorie 2 sont majoritaires

Les données transmises étaient présentes dans deux fichiers distincts. Le premier renseignait toutes les prestations versées mensuellement, pour des invalidités issues de portefeuilles collectifs, depuis 10 ans à fin mai 2022. Environ 12000 sinistres seront ainsi utilisés pour l'étude. Les dates de mise en invalidité ainsi que les dates de naissance des sinistrés, indispensables à l'étude, étaient également indiquées. Des identifiants uniques permettaient de regrouper les prestations par sinistre et par assuré.

Le second fichier indiquait, à chaque fin de trimestre, la catégorie d'invalidité associée à chaque sinistre.

Afin d'alléger la rédaction et de concentrer la réflexion sur la compréhension des problématiques rencontrées, le premier fichier sera nommé « fichier de prestations » et le second fichier sera nommé « fichier trimestriel ».

Un premier ajustement a été nécessaire sur le fichier trimestriel. En effet, les catégories d'invalidité étaient parfois inexistantes ou inexploitables sur certains trimestres entraînant la présence de « trous » dans le suivi. Près de 500 sinistres étaient concernés par la présence d'au moins un trimestre pour lequel

la catégorie était inconnue. Cette information manquante ne concernait qu'un ou deux trimestres consécutifs elle a donc été reconstituée en cohérence avec les trimestres voisins.

Cette problématique aurait pu être plus importante dans le cas des passages d'invalidité 1 à 2. En effet, si la catégorie était connue au 1^{er} trimestre 2014, par exemple, mais que l'information disparaissait ensuite pour réapparaître en 2016 en tant qu'invalidité 2, la date de passage aurait fait l'objet d'une approximation importante. Cependant, aucun sinistre présentant un passage n'était concerné par ce phénomène au moment même du passage.

Ainsi, une table, par sinistre et par trimestre, a été construite afin de suivre la catégorie d'invalidité associée. Il est apparu que, sur les 12000 sinistres, 20% concernaient des invalidités 1, 75% concernaient des invalidités 2, et les 5% restants faisaient apparaître un passage d'invalidité 1 à 2. La proportion des sinistres concernés par un passage peut paraître faible a priori. Néanmoins, il ne faut pas l'analyser par rapport à l'ensemble des sinistres mais par rapport aux invalidités 1 seules. Dans ce cas, elle représente 25%.

Les statistiques descriptives du portefeuille ne peuvent être présentées mais il apparaît important de préciser que, toutes catégories confondues, il n'y a plus de 100 sinistres par âge qu'au-delà de 34 ans. Les études ne seront donc pas menées sur les âges inférieurs dans un premier temps afin d'assurer une bonne crédibilité.

La deuxième étape majeure de préparation des données était la détermination des dates de clôture des sinistres et, pour ce faire, une hypothèse a été prise en concertation avec l'organisme assureur ayant transmis les données.

b) Un arrêt est considéré clos si aucune prestation n'est renseignée depuis 1 an

Afin d'effectuer des travaux sur les maintiens en invalidité et les probabilités de passages, il semble indispensable de connaître la durée des sinistres. La date d'arrêt est simplement la date de mise en invalidité, renseignée dans le fichier de prestations et qui ne fait donc l'objet d'aucune hypothèse ou autre estimation.

Concernant la date de fin de sinistre, le sujet est plus problématique. En effet, dans les fichiers transmis, la date de clôture du sinistre n'est pas indiquée. De plus, les invalidités correspondent à des sinistres longs et un nombre important d'entre elles sont donc encore en cours au moment de l'extraction.

Une première idée pourrait être de se dire que tous les sinistres pour lesquels aucune indemnisation n'est versée en mai 2022 peuvent être considérés clos. Cela reviendrait à ne pas tenir compte des éventuels délais de gestion pouvant exister en pratique. En effet, des documents attestant la poursuite de l'invalidité pourrait manquer dans le dossier du sinistré, les paiements pourraient être décalés pour différentes raisons etc. Ainsi, en concertation avec l'organisme assureur ayant transmis les données, un arrêt sera considéré clos si l'une des deux conditions suivantes est satisfaite :

- Aucune prestation n'est versée depuis au moins 1 an
- Aucune prestation n'est versée en mai 2022 et l'assuré a 62 ans ou plus lors du dernier versement

L'âge précisé dans la deuxième condition n'est pas choisi au hasard, il correspond à l'âge légal de départ en retraite pour un invalide qui devrait, en théorie, correspondre à la sortie de l'état. En pratique, des indemnités peuvent toujours être perçues après 62 ans comme cela a été évoqué dans la première partie de ce mémoire. Pour autant, les cas sont rares (moins de 70 sinistres dans ces données). De plus, l'idée n'est pas de dire ici que tous les sinistres concernant des individus de 62 ans à fin mai 2022 sont considérés clos, la contrainte de non-versement de prestations lors du dernier mois connu doit être également respectée.

La date de clôture retenue, pour tous les arrêts répondant à l'une des deux conventions choisies ci-dessus, est donc la date de dernier paiement renseignée dans le fichier de prestations. Dans ce cas, la durée du sinistre sera simplement la différence entre cette date de clôture et celle de mise en invalidité.

Les durées obtenues sont nécessairement des fractions d'années. Le choix a été fait de simplement prendre l'arrondi classique afin d'obtenir des durées entières.

Des méthodes plus complexes auraient pu être choisies comme une proratisation ou un calcul d'exposition au risque mais il convient de rappeler que les tables d'invalidités sont construites en année et qu'il est difficile de justifier de la pertinence d'une décomposition mensuelle ou trimestrielle des durées au vu des données transmises. En effet, les dates de versements d'indemnités sont renseignées mais elles pourraient différer d'un ou deux mois par rapport à la date de clôture réelle du sinistre.

Les autres arrêts seront donc considérés comme toujours en cours au moment de l'extraction à fin mai 2022. Pour ces sinistres, la durée connue sera donc la différence entre le 31/05/2022 et la date de mise en invalidité, en appliquant le même arrondi que pour les arrêts clos.

La fin du contrat ne peut pas être la cause de l'arrêt des prestations

Il convient de rappeler un point réglementaire essentiel avant de poursuivre. L'article 7 de la loi Evin stipule que l'organisme assureur se doit de maintenir le versement des prestations acquises durant la vie du contrat même en cas de résiliation ou de non-renouvellement de celui-ci. Ainsi, il est en théorie impossible qu'un invalide ayant perçu des prestations du régime prévoyance pour son sinistre quitte le portefeuille. Ce point est fondamental dans cette étude puisque les estimations auraient été grandement complexifiées dans le cas contraire. En effet, si cette loi n'existait pas, la fin des prestations versées par l'organisme assureur ne signifierait pas nécessairement la clôture du sinistre.

L'avantage majeur que semble donc présenter l'invalidité, par rapport à l'incapacité pour l'étude des durées de maintien, est le fait qu'il y ait peu de possibilités pour sortir de cet état. L'arrêt des prestations correspond donc, en théorie, exactement à la clôture de l'arrêt.

Il s'avèrera finalement que la proportion des arrêts clos et non-clos sera identique dans les données étudiées. Cependant, ils ne pourront pas être traités de la même manière dans l'estimation du fait de la notion, fondamentale ici, de censure.

c) Des phénomènes de censure à droite et troncature à gauche sont observés

Lorsqu'il s'agit de réaliser des travaux de modèles de durée, il faut veiller aux potentiels biais introduits par l'extraction des données réalisée. En effet, l'objectif ici est de s'intéresser aux durées moyennes des sinistres d'invalidité en fonction de l'âge, de l'ancienneté dans l'arrêt et de la catégorie d'invalidité.

Pour les sinistres clos, il n'y a aucune problématique puisque les dates de début et de fin sont connues avec certitude (moyennant les hypothèses faites), l'information est donc complète. Pour les sinistres encore en cours, le sujet est plus délicat.

En effet, si un sinistre a débuté en juin 2021 et qu'il est toujours en cours au moment de l'extraction, fin mai 2022, sa durée connue ne sera que d'un an. Pour autant, elle ne correspond pas à la durée réelle de celui-ci puisqu'il sera clos à une date future encore inconnue. L'information liée à ce sinistre fait donc l'objet d'une censure à droite.

La censure à droite concerne les arrêts en cours au moment de l'extraction

L'exemple simplifié suivant permet d'insister sur l'importance de prendre en compte la censure dans l'estimation.

Soient 4 invalidités dont 2 sont terminées à la suite du départ en retraite des assurés. Les durées observées, identiques aux durées réelles sont : 7 et 11 ans. Les 2 autres sont toujours en cours au moment de l'observation. Les durées connues sont 4 et 6 ans mais les durées réelles, qui ne seront connues qu'à la clôture des sinistres, dans quelques années, sont 8 et 14 ans.

La durée réelle moyenne est donc de $\frac{7+11+8+14}{4} = 10$ ans.

Deux idées erronées peuvent alors émerger, pour estimer cette durée moyenne au moment de l'observation.

La première serait de ne pas tenir compte de la censure et de calculer une moyenne simplement avec les données connues à date : 7 et 11 ans pour les deux premiers sinistres, 4 et 6 ans pour les deux autres.

Ainsi la moyenne estimée serait de $\frac{7+11+4+6}{4} = 7$ ans.

La seconde serait de ne considérer que les sinistres déjà clos puisqu'ils sont les seuls à fournir une information complète. Dans ce cas, la durée moyenne estimée serait simplement $\frac{7+11}{2} = 9$ ans.

Ainsi, dans les deux cas, une sous-estimation est constatée. Il est donc nécessaire de choisir un estimateur qui puisse prendre en compte cette censure en donnant plus de poids aux sinistres réellement clos pour lesquels l'information est complète.

La troncature à gauche concerne les arrêts ayant débutés avant 2012

Le second phénomène important ici est celui de troncature à gauche. Il concerne les sinistres qui n'auraient pas eu une durée suffisamment importante pour être observés dans l'étude. Typiquement, si l'objectif était d'estimer la durée de maintien en incapacité et que les données utilisées étaient celles d'un organisme assureur qui n'a connaissance que des sinistres qu'il indemnise, toutes les incapacités closes avant la fin du maintien employeur seraient absentes de l'estimation. Contrairement à la censure, le phénomène de troncature ne sélectionne donc que les arrêts qui durent suffisamment longtemps (ces deux phénomènes ne se compensent pas pour autant).

Il n'y a pas de maintien employeur en invalidité, ce point précis n'a donc pas d'impact dans cette étude.

Cependant, il existe bien un sujet de troncature dans les données transmises. En effet, les sinistres connus dans l'étude sont ceux pour lesquels au moins un versement d'indemnités a été effectué par l'organisme assureur au cours des 10 dernières années. Pour certains sinistres, les dates de mise en invalidité sont bien plus lointaines. 5% d'entre eux démarrent par exemple avant l'année 2000. Ainsi, les sinistres présents dans les données sont ceux dont la durée a été suffisamment importante pour atteindre l'année 2012. Il faudra donc prendre en compte ce phénomène dans les estimations réalisées.

Le schéma ci-dessous permet d'illustrer les deux phénomènes présentés, qu'il faut s'assurer de bien comprendre avant de poursuivre.

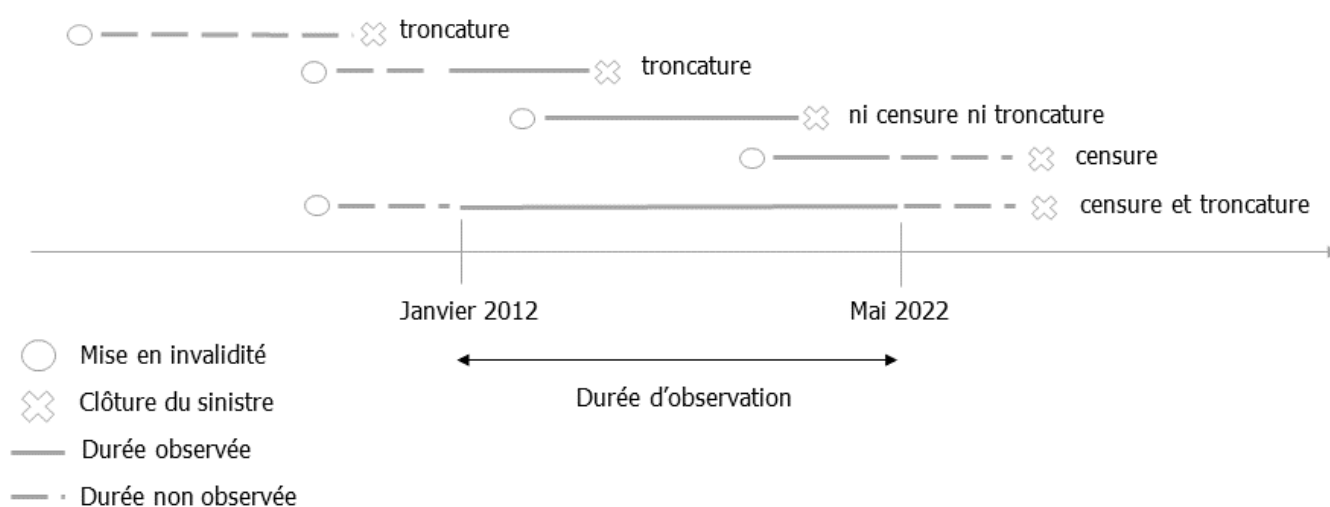


Figure 35 : Représentation schématique des phénomènes de censure et troncature

d) L'idée initiale est inspirée de travaux réalisés sur le passage d'incapacité à invalidité

L'idée initiale se rapproche de la méthode classique. Elle consiste à construire trois tables : deux tables de maintien distinguant les deux catégories d'invalidité étudiées et une table de transition pour le provisionnement de « l'attente d'invalidité 2 ».

Ainsi, pour les invalides 2, la provision sera calculée à partir de leur table d'expérience de maintien. Pour les invalides 1, la provision sera la somme de celle issue de la table de maintien et de celle « d'attente d'invalidité 2 ».

Afin de justifier la pertinence de la méthode choisie mais également de mesurer les nouveaux enjeux afférents à cette étude, il semble pertinent d'évoquer rapidement quelques travaux qui ont servi de base à la réflexion.

L'objectif étant de modéliser une loi de passage entre deux états, d'invalidité ici, il est naturellement intéressant de se pencher sur les travaux menés dans le cadre du passage d'incapacité à invalidité. Trois mémoires ont alors été utiles à la réflexion puisque, bien que l'idée générale soit similaire, les approches sont différentes. Les travaux de A. BERNET-ALINOT sur l'accélération du passage en invalidité [2], de Z. RAITI sur la modélisation des durées de maintien pour des travailleurs non-salariés [11] et enfin de T. LEURENT sur la construction de tables liées à un portefeuille emprunteur [8] ont ainsi permis de guider la démarche.

En effet, ces mémoires avaient pour objectif de construire une table de maintien en incapacité puis une table de passage en invalidité en appliquant des taux empiriques à cette première table d'expérience. La principale problématique, évoquée dans la section précédente, est le contournement de la censure. Pour ce faire différents estimateurs ont été appliqués dans ces travaux et il semblerait que celui de Kaplan-Meier soit le plus robuste ou du moins celui apportant les meilleurs résultats en termes de faible variabilité.

La méthode utilisée est la même mais des différences apparaissent a priori

Bien que le principe soit similaire, il semble a priori y avoir des différences majeures introduites par l'étude du passage entre deux catégories d'invalidité plutôt que l'étude du passage entre incapacité et invalidité.

Tout d'abord, les incapacités sont plus fréquentes et l'obtention d'un grand nombre de données semble moins complexe qu'en invalidité. Les tables d'expérience d'invalidité sont d'ailleurs moins traitées dans les travaux étudiés (et pas seulement dans ceux présentés ici).

Ensuite, il existe une table réglementaire de passage en invalidité, qui pourrait servir de comparaison dans l'estimation faite, ce qui n'est pas le cas pour le passage entre différents niveaux d'invalidité.

De plus, dans l'étude de l'invalidité, il est difficile de s'affranchir du phénomène de censure puisque les arrêts peuvent durer plusieurs dizaines d'années. S'il fallait ne considérer que des arrêts dont la date de clôture était connue, sans pour autant négliger la censure et en ayant suffisamment de données, il faudrait s'intéresser à un période très lointaine. D'un point de vue estimation cela ne serait pas nécessairement problématique puisque le risque d'invalidité est stable dans le temps (contrairement au risque d'incapacité qui présente des tendances en fonction de la période d'observation). La difficulté résiderait malgré tout dans l'obtention des données.

Dans le cas d'une table de maintien en incapacité, du fait de la durée théorique maximale de 3 ans, il est possible de contourner la censure, tout en possédant un nombre important de données, en observant par exemple des sinistres entre 2015 et 2020. Ceux qui seraient non-clos en 2020 pourraient être supprimés sans réduire drastiquement le nombre de données. La même plage d'observation conduirait également au contournement de la troncature puisqu'il serait possible de ne conserver que les sinistres ayant débutés après 2015 inclus.

Pour rappel, les données censurées, c'est-à-dire les sinistres toujours en cours au moment de l'extraction en mai 2022, représentent la moitié des données exploitables. Ce phénomène n'est donc pas négligeable dans l'étude de l'invalidité. De plus, les durées tronquées, c'est-à-dire les sinistres ayant débuté avant 2012, représentent 30% des données.

Au-delà du nombre de données disponibles, la deuxième différence importante dans la construction d'une table d'invalidité par rapport à une table d'incapacité semble donc être l'impossibilité de s'affranchir des phénomènes de censure et troncature.

Néanmoins, il semble exister un avantage majeur pouvant a priori faciliter les estimations.

En effet, le peu de scénarios possibles de sortie d'invalidité est un point positif important dans l'estimation puisque seul le décès ou le départ en retraite devraient conduire à la clôture d'un sinistre. Ainsi, connaissant l'âge en entrée, la durée restante est approximativement connue puisque seul le décès pourrait mettre fin au sinistre avant le départ en retraite. En incapacité, le rétablissement ou le passage en invalidité, peuvent également impliquer la sortie de l'état, ce qui complexifie le suivi des sinistres. Cet avantage se propage théoriquement dans l'estimation des probabilités de passage.

Ce qu'on peut retenir

En début de chapitre, il a été rappelé les différentes catégories d'invalidité ainsi que les taux appliqués au salaire brut, limité au PASS, pour la détermination des pensions versées par la Sécurité sociale. Les garanties présentes dans les contrats de prévoyance évoluent également avec la catégorie ce qui implique des versements différents.

Les transitions entre catégories ne sont pas rares puisque, dans les données transmises, 25% des invalides de catégorie 1 passent en invalidité 2 au cours de la période d'observation de 10 ans. D'autres transitions sont observées mais sont négligeables du fait de leur fréquence très faible.

Il n'existe aucune table réglementaire en vigueur permettant un ajustement des provisions d'invalidité 1 afin de tenir compte de ces probabilités de passage et cela entraîne des mali de liquidation du fait des versements plus importants à effectuer en invalidité 2 de la part des organismes assureurs.

Malgré la confidentialité, il est possible de préciser que les données concernent 12 000 sinistres issus de portefeuilles collectifs et ayant fait l'objet d'au moins un versement entre 2012 et 2022. 75% d'entre eux sont des invalidités 2 et 20% sont des invalidités 1. Les 5% restants sont ceux présentant une transition de la catégorie 1 à 2. Les invalidités 3 représentent moins de 1% des données transmises.

L'objectif étant d'estimer l'impact de ne pas tenir compte des probabilités transitions sur le provisionnement, la démarche initiale s'inspire de travaux déjà menés sur le passage d'incapacité à invalidité.

Dans un premier temps, trois tables pourraient ainsi être construites :

- Une table de maintien en invalidité 1
- Une table de maintien en invalidité 2
- Une table de passage d'invalidité 1 à 2

La provision pour les invalides 1 serait alors la somme de la provision de maintien et de celle de passage. La démarche initiale est donc grandement inspirée des travaux existants sur la construction de table de maintien ou de passage d'incapacité à invalidité puisqu'il ne semble pas y avoir de documentation sur le sujet précisément étudié ici.

Ces travaux ont permis de sélectionner l'estimateur de Kaplan-Meier au vu des résultats robustes qu'il semble proposer. Néanmoins, contrairement à certains travaux menés sur l'incapacité, il sera ici impossible de s'affranchir des phénomènes de censure à droite et troncature à gauche sans réduire de manière importante la crédibilité. En effet, concernant la censure, la moitié des sinistres sont encore en cours au moment de l'extraction et l'estimateur de Kaplan-Meier permettra d'en tenir compte.

Concernant la troncature, près de 30% des sinistres ont débuté avant 2012 ce qui implique qu'ils ont duré suffisamment longtemps pour atteindre le début de la fenêtre d'observation. Ils doivent donc faire l'objet d'un traitement particulier par cohérence avec les sinistres les plus courts qui eux ne sont pas observés et l'estimateur devra donc être adapté en conséquence.

La construction des tables de maintien sera présentée en début de chapitre suivant mais les résultats obtenus seront insatisfaisants et conduiront à l'ajustement de la méthode avec notamment le recours à une table commune.

7. Distinguer les catégories d'invalidité ne se révèle pas pertinent

L'idée initiale s'inspirait des travaux menés pour la construction des tables de maintien en incapacité et en invalidité ainsi que de celle d'attente d'invalidité. La première étape était donc de construire deux tables de maintien d'expérience : pour les invalides 1 d'une part et les invalides 2 de l'autre. Cela a été réalisé à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier, appliqué à chaque âge, afin d'obtenir une estimation de la fonction de survie en tenant compte des phénomènes de censure et de troncature évoqués dans le chapitre précédent.

Les résultats obtenus pour ces deux premières tables n'étaient pas satisfaisants du fait d'une variabilité trop importante liée au peu de données disponibles sur certaines durées et notamment pour les invalides de catégorie 1. Afin de renforcer la robustesse du modèle choisi, la possibilité de regroupement des deux catégories a été étudiée. Il s'est avéré que si le raisonnement était effectué par tranche d'âges, les distributions étaient similaires entre les invalides 1 et 2.

Ce constat a alors permis d'ajuster la première afin d'estimer l'impact recherché de manière robuste. La démarche sera donc par la suite axée uniquement sur l'estimation des probabilités de transition puisque les durées de maintien ne semblent pas être significativement différentes entre les deux catégories d'invalidités étudiées.

L'estimation finale des probabilités de transition sera présentée dans le dernier chapitre de ce mémoire.

7.1 L'estimateur de Kaplan Meier est adapté à l'étude

a) L'estimation de la fonction de survie est réalisée en tenant compte de la censure

Si T est la variable aléatoire associée à la durée de maintien en invalidité, la fonction de survie se note :

$$S(t) = P(T > t)$$

Elle correspond donc à la probabilité pour que l'invalidé soit toujours présent dans l'état après un instant t . Son estimation est très pertinente puisque le premier objectif est de construire une table de maintien qui vise, justement, à estimer les probabilités que des individus restent dans l'état pendant un certain nombre d'années.

Parmi les estimateurs de la fonction de survie communément utilisés, celui de Kaplan-Meier semble figurer parmi les plus robustes. Il propose notamment trois avantages majeurs dans cette étude :

- Il est non paramétrique, c'est-à-dire qu'il ne nécessite aucune hypothèse a priori sur la forme de la loi de survie
- Il permet de prendre en compte le phénomène de censure
- Il peut être adapté pour prendre en compte le phénomène de troncature

Le principe général sur lequel il repose est le suivant : le fait d'être toujours en invalidité à l'instant t est équivalent au fait de l'avoir été avant cet instant et de ne pas quitter l'état en t .

Dans les données retravaillées, présentées précédemment, il est possible de connaître la durée de l'invalidité liée à chaque sinistre. Pour autant, certaines de ces durées seront censurées et ne correspondent donc pas à la durée réelle.

L'estimation classique de la fonction de survie par Kaplan-Meier, adaptée au maintien en invalidité, est donc :

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Avec :

- t_i les durées non-censurées observées au moins une fois et ordonnées par ordre croissant
- n_i l'effectif toujours à risque en t_i soit les personnes qui sortent d'invalidité après t_i
- d_i le nombre de sinistres clos à la durée exacte t_i

Quelques précisions s'imposent avant de poursuivre. Tout d'abord, pour rappel, dans le cadre de cette étude, les durées sont arrondies à l'année la plus proche. De plus, d_i correspond aux sinistres clos, cela exclut donc les sinistres qui aurait la durée t_i mais qui serait censurés. Il n'y a donc bien que les sinistres clos et non-censurés au numérateur. Au dénominateur il y a bien tous les sinistres encore en cours, peu importe que l'information soit complète ou non au moment de l'extraction.

Il est également possible de remarquer que cette fonction de survie ne va évoluer qu'à chaque pas de temps t_i . Ainsi, la forme de la fonction de survie estimée sera en escalier avec la présence d'une « marche » uniquement lorsqu'une nouvelle durée non censurée sera observée (d_i sera nul le cas échéant).

Cela amène une remarque. Plus il y aura de données censurées, plus la hauteur des « marches » sera importante dans l'estimation, autrement dit, moins la fonction de survie estimée sera lisse. Très concrètement, si la part des données censurées est trop importante et que, par exemple, aucun arrêt n'est réellement clos entre les anciennetés 5 et 8 ans, les probabilités d'atteindre ces deux durées, selon Kaplan-Meier, seront les mêmes.

Il semble donc nécessaire de disposer d'un nombre important de données, à la fois pour limiter la variabilité des estimations mais également pour maximiser les chances d'observer un grand nombre de durées distinctes non-censurées.

Dans le cas de la construction d'une table de maintien, la fonction de survie estimée doit dépendre de l'âge x d'entrée en invalidité, c'est pourquoi elle se réécrit, dans cette étude :

$$\hat{S}_x(t) = \prod_{t_{i,x} < t} \left(1 - \frac{d_{i,x}}{n_{i,x}}\right)$$

En effet, les effectifs dépendent de l'âge mais les durées réelles observées également, elles ne sont pas nécessairement les mêmes à tout âge. En réalité, l'estimation n'est pas complexifiée par ce nouvel indice, il suffit d'appliquer l'estimateur de Kaplan-Meier à chaque âge, de manière indépendante. Des travaux ont été réalisés en généralisant l'estimateur à deux dimensions, ce qui pourrait être adapté dans ce cas, mais il semblerait que les résultats ne soient pas nécessairement plus pertinents.

Ces premières adaptations permettent de prendre en compte la censure ainsi que la variable d'âge mais il reste une dernière modification à apporter car cette estimation néglige pour le moment la troncature, essentielle dans notre étude.

b) L'estimateur est adapté au phénomène de troncature

La non prise en compte du phénomène de troncature pourrait introduire un biais important dans l'estimation. Pour rappel, les sinistres observés dans l'étude sont ceux ayant fait l'objet d'au moins une prestation après 2012 alors que 30% d'entre eux ont débuté avant. Pour ces sinistres anciens, seuls ceux ayant une durée suffisamment importante sont observables.

Dès lors, lorsque sont établies les probabilités de survies, facteurs du produit dans la formule précédente, il ne faudrait pas considérer, dans les effectifs à risque (au dénominateur), tous les sinistres ayant une durée au moins égale à t_i . Pour pallier le fait que tous les arrêts anciens courts n'apparaissent pas, il faut

nécessairement réserver un traitement particulier aux arrêts ayant débutés avant 2012. L'idée est de ne considérer ces anciens arrêts dans les effectifs à risque que pour des anciennetés supérieures ou égales à celles qu'ils avaient au moment du début de l'observation.

Un exemple permet de mieux comprendre. Soient 2 sinistres débutant en 1990 dont l'un se termine en 2010 et l'autre en 2015. Le premier n'apparaîtra donc pas dans les données transmises. Si rien n'est fait pour adapter l'estimateur, jusqu'au 25 ans d'ancienneté, le second sinistre entrera dans les calculs des probabilités de survie. S'il n'y avait que ces deux sinistres dans l'absolu, l'effectif à risque à chaque ancienneté serait donc de 1.

Si la date d'observation avait été fixée 2 ans plus tôt, le premier sinistre apparaîtrait lui aussi et le résultat d'estimation serait alors différent puisque l'effectif à risque serait de 2 pendant 20 ans avant de passer à 1 pour les 5 années suivantes.

Il apparaît donc que l'estimation du risque réel est biaisée par le choix arbitraire de la fenêtre d'observation. La prise en compte de la troncature est donc indispensable.

Pour ce faire, l'idée est simplement de revenir à la définition de celle-ci et de voir que, sur ce deuxième sinistre, s'il avait duré 3 ans de moins, il ne serait jamais apparu. La formule d'estimation de la fonction de survie illustre que plus les effectifs sont importants (n_i élevé), plus la probabilité de survie sera élevée. La présence de troncature implique que les effectifs observés sont plus faibles que la réalité (puisque tous les arrêts courts n'apparaissent pas), il faudrait donc les augmenter.

Pour autant, le choix de l'augmentation serait nécessairement arbitraire du fait que le nombre de sinistres non observés est inconnu par définition. Ce qui est néanmoins certain, est le fait que tous les sinistres débutant en 1990 et ayant une durée de 22 ans ou plus, sont observés. Les effectifs au-delà de cette ancienneté, pour cette année de survenance, sont donc les effectifs réels. Ainsi, par cohérence avec les sinistres absents, il ne faut comptabiliser ces sinistres initiés en 1990, dans les effectifs à risque, qu'à partir de $t > 22$.

Cela permettra de prendre en compte le fait que tous les sinistres ayant débuté la même année mais ayant été clos au cours de ces 22 premières années, ne sont pas présents dans les effectifs observés.

Dans la pratique, une variable de troncature a été appliquée pour tous les sinistres ayant débuté avant 2012 en associant, pour chacun des sinistres concernés, la durée de troncature (2012 – année de mise en invalidité donc). Cela permettra de ne les prendre en compte dans les effectifs que pour les durées supérieures à leur durée de troncature.

Une variable de censure a également été générée, permettant de lister, par âge, les durées non-censurées au moins une fois puis de comptabiliser les sinistres dont la durée réelle fait partie de cette liste. Cette variable reposait simplement sur les hypothèses de clôture précédemment évoquées.

Les principales conventions et mécanismes ont ainsi été présentés. Un maximum de précautions a été pris afin de limiter l'introduction de biais dans l'estimation. Il est désormais possible de passer à la présentation des premiers résultats qui nécessiteront, par la suite, des ajustements afin qu'ils soient satisfaisants.

7.2 Une première table d'expérience, par âge, est estimée

a) Deux tables de maintien distinguant les invalidités 1 et 2 sont initialement construites

Comme évoqué en introduction, la première idée, probablement la plus naturelle, était de construire deux tables distinctes pour les invalides 1 d'un côté et les invalides 2 de l'autre. Ainsi, une troisième table, de passage, aurait pu être estimée et le provisionnement aurait été fait en assimilant la table d'invalidité 1 à celle d'incapacité, celle d'invalidité 2 à celle d'invalidité et la table de transition à celle de passage d'incapacité à invalidité.

En théorie, cela semble être la solution optimale puisque l'objectif est de différencier le provisionnement des invalides 1 de celui des invalides 2, chose qui n'est pas en place actuellement, du moins réglementairement.

Deux premières tables de maintien ont donc été construites, en appliquant l'estimateur de Kaplan-Meier, âge par âge et de manière indépendante. Dans la première, seuls les invalides de catégorie 1 ont été conservés et dans l'autre, seulement ceux de catégorie 2. Cependant, tous les sinistres présentant un passage devaient faire l'objet d'un traitement particulier.

Les sinistres présentant une transition font l'objet d'un traitement particulier pour la construction des tables de maintien

Concernant la durée de maintien en invalidité 1, le choix naturel est de comptabiliser ces sinistres (moyennant les hypothèses de censure et de troncature) uniquement pendant leur durée de présence en invalidité 1. Ainsi, si la mise en invalidité a lieu en 2012, que le passage s'effectue en 2015 et que le sinistre est clos en 2019, la durée de maintien utilisée pour l'estimation dans la table d'invalidité 1, sera de 3 ans.

Dans la table d'invalidité 1, les durées de maintien moyennes seraient donc sous-estimées puisque les sorties pour cause de transition viendront diminuer les durées observées sur les sinistres ayant toujours été en invalidité 1. Une provision « d'attente d'invalidité 2 » est justement prévue, via une troisième table, pour compenser cette sous-estimation du risque global en invalidité 1 si cette seule table était construite.

Dans le cas de l'invalidité 2, il ne semble pas pertinent de comptabiliser ce sinistre comme s'il débutait en 2015 (année de transition) puisque l'ancienneté réelle en invalidité est déjà de 3 ans et cette information serait perdue le cas échéant.

En effet, si cette convention était choisie, cela reviendrait à considérer qu'un individu de 40 ans, passant 10 ans en invalidité 1 avant de passer en invalidité 2 à 50 ans, représente le même risque qu'un individu de 50 ans entrant directement en invalidité 2. Il faut garder à l'esprit que les tables de maintien ont pour objectif de fournir, étant donné l'âge et l'ancienneté au moment du calcul, la durée moyenne restante avant clôture du sinistre via le suivi d'une population. Le fait d'avoir été 10 ans en invalidité 1 jouera donc un rôle dans la durée de maintien en invalidité 2.

Ainsi, la convention choisie est une nouvelle fois celle de la troncature. Dans le cas du sinistre né en 2012 et recatégorisé en 2015, il n'apparaîtra dans les effectifs à risque en invalidité 2 que lorsqu'il s'agit de considérer ceux dont la durée est supérieure à 3 ans, afin de ne pas surestimer les effectifs des courtes durées.

Les premiers résultats sont visuellement insatisfaisants

Ces nouvelles précautions ayant été prises afin de limiter les biais, l'estimateur a été appliqué âge par âge de 34 à 61 ans, pour les invalides 1 d'une part et les invalides 2 d'autres part. Deux tables d'expérience de maintien en invalidité ont alors été obtenues.

La table de maintien en invalidité du BCAC servant de référence pour la comparaison, est de nouveau présentée ci-dessous, non pas en termes d'effectifs cette fois-ci mais avec les taux de survie par âge. Elle est obtenue simplement en divisant les effectifs de la table initiale par les effectifs à l'entrée soit 10 000. L'allure est donc identique celle déjà illustrée en figure 6, dans la Partie 1, mais il est pertinent de la présenter de nouveau afin de garder à l'esprit ce vers quoi il faudrait tendre à terme, du moins visuellement.

L'allure de la table du BCAC est la même que précédemment

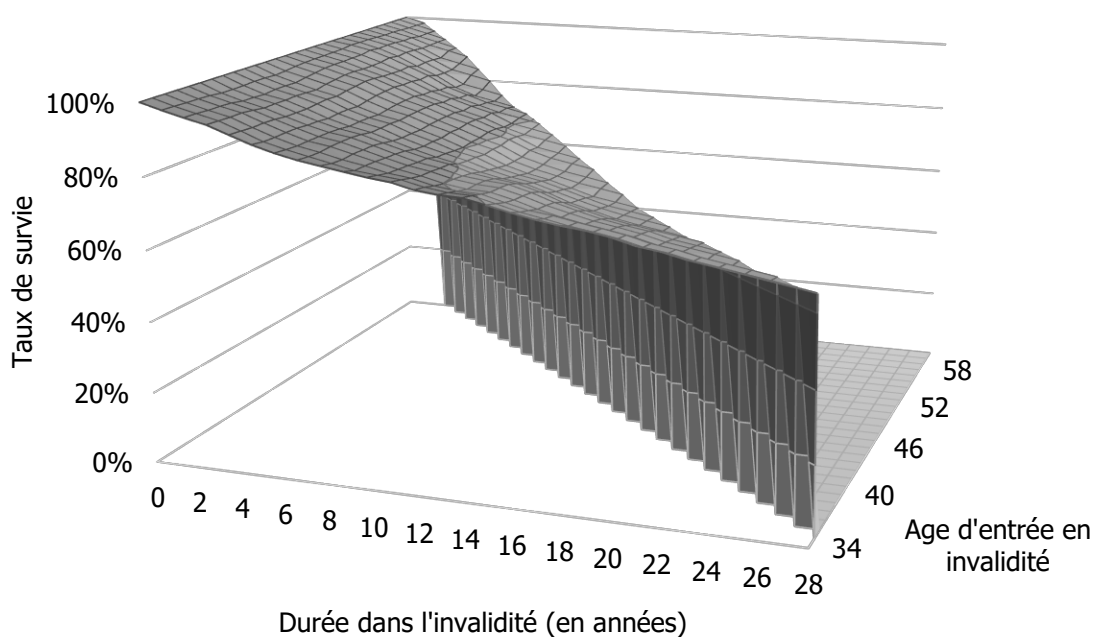


Figure 36 : Table de maintien en invalidité d'après les effectifs de la table du BCAC

Les tables réellement construites ne sont pas présentées. Pour autant, afin que la compréhension ne soit pas impactée, des tables fictives, inspirées de celle obtenues, sont présentées ci-dessous.

Les résultats en invalidité 1 sont loin d'être satisfaisants

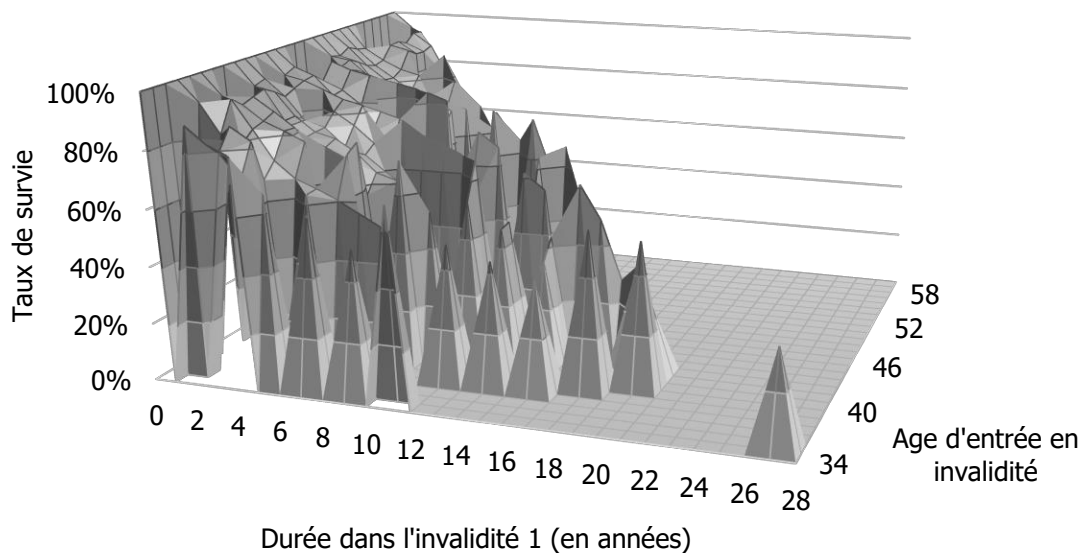


Figure 37 : Table d'expérience de maintien en invalidité pour les invalides de catégorie 1

Le constat est le même en invalidité 2

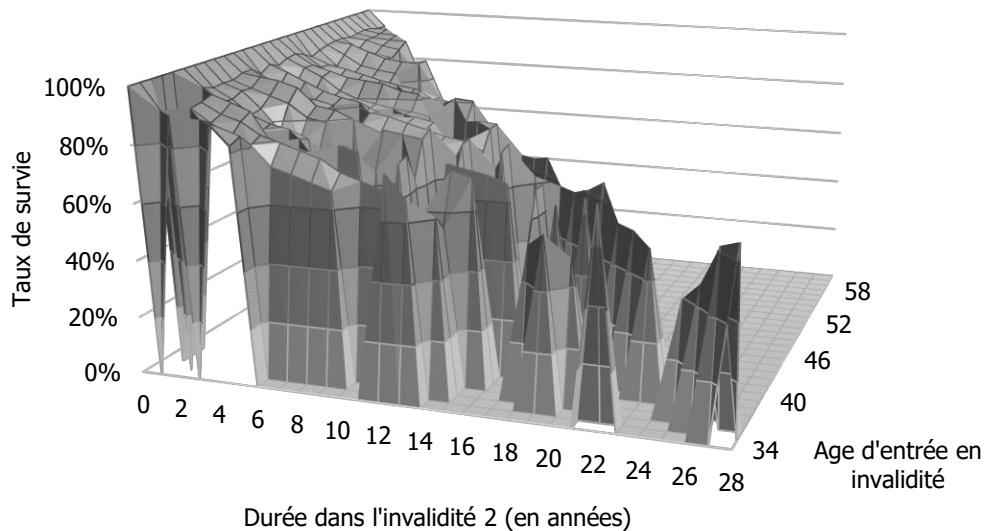


Figure 38 : Table d'expérience de maintien en invalidité pour les invalides de catégorie 2

Il n'est pas nécessaire de procéder à des analyses détaillées pour remarquer que les résultats sont loin d'être satisfaisants. Un premier élément visuel est marquant : la présence de nombreux « trous » dans les tables, surtout dans celle concernant les invalidités 1. L'explication a déjà été évoquée précédemment et tient au fait que l'estimateur de Kaplan-Meier ne calcule une probabilité de survie que lorsqu'une nouvelle durée, non-censurée, est observée.

Les invalides 1 représentent moins de 3000 sinistres dans le portefeuille, dont la moitié des durées sont censurées, il est donc cohérent d'observer de tels résultats. A priori, ce point n'est pas nécessairement bloquant dans le sens où un lissage pourrait être mené pour combler ces manques mais une étude de variabilité confirme que la pertinence des résultats est trop faible.

b) La variance de Greenwood illustre une variabilité trop importante

La variance asymptotique associée à l'estimateur de Kaplan-Meier est appelée variance de Greenwood dont la formule d'estimation est la suivante :

$$\widehat{\text{Var}}(\widehat{S}_x(t)) = \widehat{S}_x(t)^2 \sum_{t_i < t} \frac{d_{i,x}}{n_{i,x}(n_{i,x} - d_{i,x})}$$

De plus, il sera admis que l'estimateur de Kaplan-Meier est asymptotiquement normal de moyenne $S(t)$. Ainsi, l'intervalle de confiance à 95% associé, à l'âge x , est :

$$\widehat{S}_x(t) \pm 1,96 \times \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\widehat{S}_x(t))}$$

Ainsi, en combinant les deux équations précédentes, la largeur de l'intervalle de confiance, qui sera l'indicateur de pertinence du modèle, est la suivante :

$$L = 2 * 1,96 * \widehat{S}(t) \times \sqrt{\sum_{t_i < t} \frac{d_{i,x}}{n_{i,x}(n_{i,x} - d_{i,x})}}$$

Il est donc possible de construire une table reprenant les largeurs des intervalles de confiance associées à chaque estimation. Naturellement, lorsqu'il y a un trou dans la table de maintien, il y aura également

un trou dans celle-ci puisque $d_{i,x}$ sera nul dans ce cas. Les résultats sont présentés ci-dessous à la fois pour les invalides 1 et 2. Il est à noter que les âges d'entrées sont en ordre inverse par rapport au graphique précédent afin d'augmenter la pertinence visuelle.

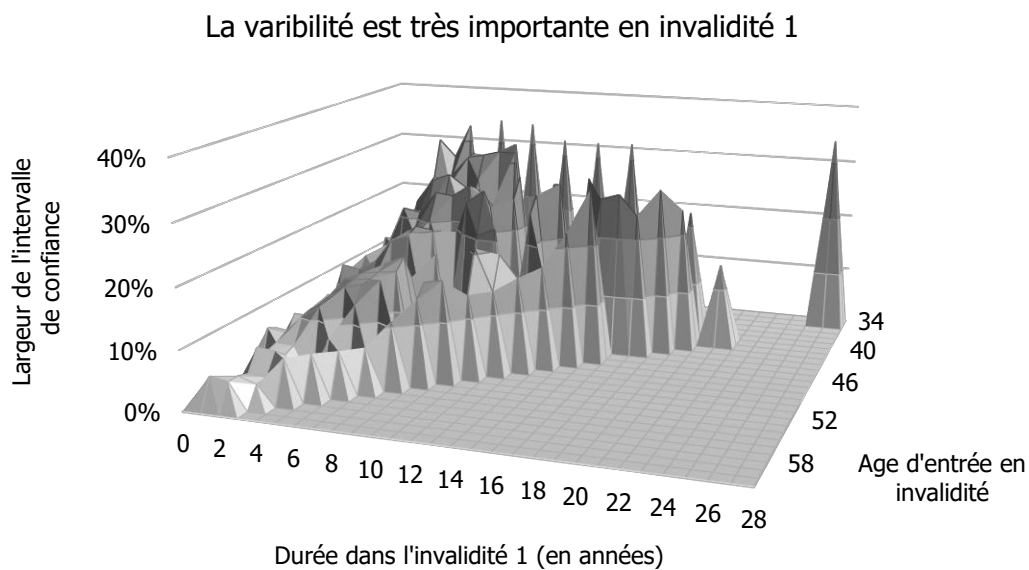


Figure 39 : *Largeur des intervalles de confiance associés à la variance de Greenwood pour les estimations sur les données d'invalidité 1*

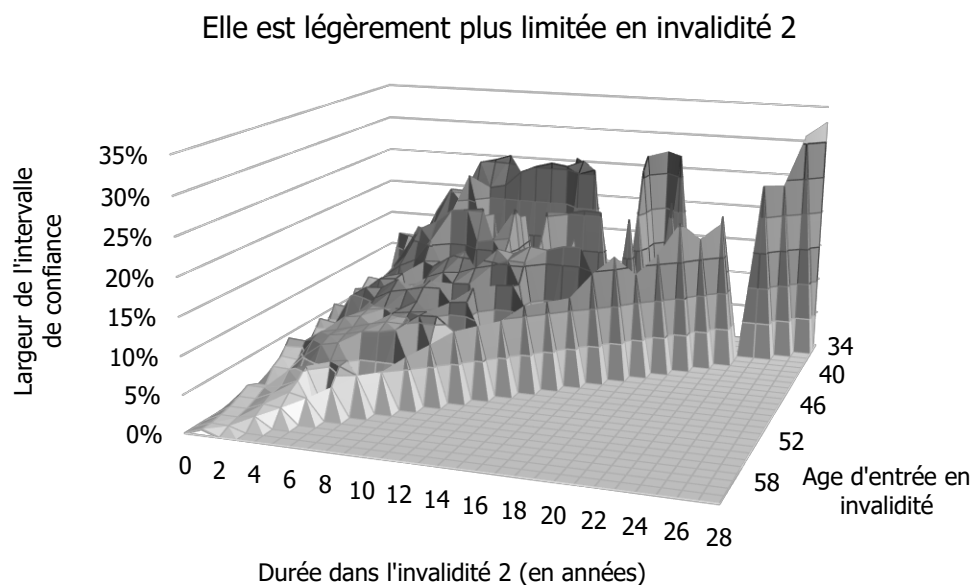


Figure 40 : *Largeur des intervalles de confiance associés à la variance de Greenwood pour les estimations sur les données d'invalidité 2*

Pour les durées sur lesquelles des données sont disponibles les intervalles sont très larges, pouvant atteindre 30% dans les cas les plus extrêmes. Cela conforte l'idée que ces premiers résultats ne sont pas à la hauteur de ce qu'il faut obtenir finalement pour que l'impact estimé soit pertinent.

Il est donc nécessaire de changer de méthode. L'hypothèse forte sur laquelle repose l'idée initiale est que les invalides 1 et 2 n'ont pas les mêmes distributions en termes de durée de maintien. C'est d'ailleurs pour cela qu'il semble pertinent, a priori, de faire des tables distinctes. Il est donc intéressant de se demander si, en pratique sur les données détenues, cette distinction est bien observable. Pour ce faire, un test d'homogénéité du Chi-deux a été mené et les résultats conduisent à un ajustement de la démarche.

7.3 À la suite de ces premiers résultats insatisfaisants, la méthode est ajustée

a) Les distributions des invalides 1 et 2 sont semblables par tranche d'âges

Un test d'homogénéité du Chi-deux est mené sur chaque âge afin d'analyser la similarité entre les distributions des invalides 1 et 2. La statistique associée est la suivante :

$$D^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(p_{1,i} - p_i)^2}{p_i} + \frac{(p_{2,i} - p_i)^2}{p_i}$$

Avec :

- k le nombre d'ancienneté retenues
- $p_{1,i}$ la proportion d'invalidités observées ayant la durée i, parmi les sinistres de catégorie 1
- $p_{2,i}$ la proportion d'invalidités observées ayant la durée i, parmi les sinistres de catégorie 2
- p_i la proportion d'invalidités observées ayant la durée i (invalidités 1 et 2 confondues)

Cette statistique tend vers une loi du Chi-deux à k-1 degrés de libertés. Ainsi, si la valeur de D^2 dépasse la valeur $\chi_{k-1,\alpha}^2$, l'hypothèse d'homogénéité des deux distributions ne pourra être acceptée avec un niveau de confiance α . Dans le cas contraire, l'idée que les distributions soient distinctes ne serait pas vérifiée en pratique. Avant toute interprétation des résultats, la validité de ce test en lui-même doit être effectuée et sera présentée plus loin.

L'étude est menée indépendamment sur chaque âge à l'entrée en invalidité. Ainsi, non seulement les proportions vont évoluer avec l'âge mais la valeur de k également. En effet, l'âge à l'entrée définit théoriquement la durée maximale observable du sinistre. En pratique, il faut se rappeler que bien que les tables soient construites jusqu'à 62 ans, des invalidés peuvent se poursuivre au-delà. Ces cas sont rares malgré tout et seront donc négligés ici.

Ainsi, pour les invalides entrés en arrêt à 50 ans par exemple, k prendra la valeur 13 puisque les durées des sinistres pourront prendre des valeurs comprises entre 0 et 12. La statistique d'écart construite tend alors vers une loi du Chi-deux à 13-1 degrés de liberté dans ce cas.

En fixant un seuil classique $\alpha = 0,05$, la table du Chi-deux donne une valeur maximale pour D^2 de 21,03. Les résultats liés à cet exemple sont présentés en Annexe 1. Cette démarche est appliquée sur tous les âges et, dans tous les cas, la statistique du Chi-deux ne dépasse jamais le seuil renseigné dans la table.

A noter que ce test d'homogénéité peut toujours être effectué puisqu'il s'agit simplement d'écarts de proportions entre deux jeux de données. Néanmoins, il ne sera légitime que s'il y a suffisamment de données sur chaque classe d'âges et le critère de Cochran est alors régulièrement utilisé pour s'en assurer.

Le critère de Cochran traduit une volumétrie trop faible pour valider le test par âge

Il consiste, dans le cadre de cette étude, à s'assurer, pour chaque âge et pour les deux catégories d'invalidité que :

- Toutes les durées (théoriquement atteignables en fonction de l'âge à l'entrée) sont observées au moins une fois
- Pour 80% d'entre elles, il y a au moins 5 observations

Le premier point est bien vérifié mais le second ne permet pas la validation du test. En effet, il est possible de voir en Annexe 2 que, concernant l'invalidité 1, les données pour 22 âges ne respectaient pas ce critère et, concernant l'invalidité 2, 8 étaient également dans ce cas.

Les premiers résultats obtenus semblent malgré tout indiquer que les distributions ne sont pas si différentes et que le principal frein à la validation ici est le manque de données. Pour pallier cela, il est possible d'avoir recours à des tranches d'âges afin d'augmenter la volumétrie par classe.

L'homogénéité par tranche d'âges est cette fois-ci vérifiée

Une première idée pourrait être de construire des tranches d'âges qui permettent simplement de répondre au second critère de Cochran mais cela ne reposerait pas sur un critère réellement pertinent. C'est pourquoi, il a été décidé de regrouper les âges afin que chaque tranche contienne au moins 1000 observations. Cette convention est choisie en accord avec les travaux d'A. GAUMET (2000) [4] qui indiquent que cet ordre de grandeur est à respecter pour que les estimations réalisées soient pertinentes.

Les 10 tranches d'âges obtenues sont alors les suivantes : 34-39 ans ; 40-43 ans ; 44-46 ans ; 47- 49 ans ; 50-51 ans ; 52-53 ans ; 54-55 ans ; 56-57 ans ; 58-59 ans ; 60-61 ans.

Après ce regroupement, toutes les durées, par tranche, satisfont les deux conditions imposées par le critère de Cochran.

Le test d'homogénéité du Chi-deux est renouvelé et la conclusion est la même que précédemment à ceci près que cette fois-ci, le test est bien légitime. Il faut garder à l'esprit que le recours aux tranches n'implique pas nécessairement que les distributions par âge sont distinctes, il n'y a simplement pas assez de données pour le vérifier.

Une remarque pourrait être de se demander pourquoi les tranches d'âges non pas été construites lors de l'estimation de la table de maintien en invalidité 1. Le fait est qu'avec seulement 3000 observations, il aurait fallu constituer uniquement trois classes, pour respecter le critère choisi ici. Cela aurait probablement pu réduire la variabilité mais n'aurait été que peu intéressant en pratique.

L'homogénéité des distributions est ainsi vérifiée pour les tranches d'âges retenues. Cette conclusion est fondamentale puisqu'elle remet en question la pertinence de construire des tables distinctes qui plus est au vu du manque de données sur certaines durées. L'objectif de cette étude reste d'estimer l'impact des transitions entre les catégories 1 et 2, il convient donc d'adapter la démarche initiale.

b) L'objectif devient alors l'estimation des probabilités de passage

Le constat que les distributions soient semblables, par tranche, entre les invalides de catégories 1 et 2 concentre l'objectif sur les probabilités de transition. En effet, dans les premières réflexions menées, l'impact d'un changement de catégorie semblait double sur le provisionnement :

- Evolution de la durée de maintien estimée, du fait de lois de survie différentes entre invalidités 1 et 2
- Augmentation de la rente perçue en invalidité 2 par rapport à celle d'invalidité 1

L'homogénéité des distributions semble impliquer que le seul impact se situe donc au niveau de l'évolution des garanties et donc des indemnités à verser. La méthodologie évolue en ce sens et il ne semble plus nécessaire de construire les 3 tables initialement prévues. En effet, les durées de maintien étant similaires entre les deux catégories, les coefficients utilisés pour l'estimation de la provision de rente peuvent être identiques dans le sens où les durées avant la clôture du sinistre ne semblent pas dépendre de la catégorie.

Pour autant, la charge de sinistres réelle pour un invalide de catégorie 1 reste potentiellement différente de celle estimée a priori du fait de son passage probable en invalidité 2 et de l'évolution des indemnités versées.

En supposant que des probabilités de passage soient obtenues, par âge et par ancienneté en invalidité 1, l'ajustement proposé serait le suivant :

- Calcul de la PR classique avec des coefficients de maintien appliqués à la rente d'invalidité 1
- Calcul d'une PR avec les mêmes coefficients de maintien, pondérés par les probabilités estimées et appliqués au delta de rente entre les invalidité 1 et 2

Il est alors important de préciser qu'au-delà de l'estimation de l'impact des transitions en lui-même, l'objectif de cette étude est également de comparer cet impact à ceux obtenus dans la Partie 2, en lien avec les facteurs externes.

Ainsi, la liste d'invalidités provisionnées déjà présentée serait de nouveau utilisée. Pour rappel, les provisions correspondantes étaient établies à l'aide des tables du BCAC, le fait de les recalculer avec une table d'expérience introduirait déjà un impact de changement de tables ce qui n'est pas nécessairement pertinent dans la comparaison. Les provisions seront donc toujours estimées à l'aide de la table du BCAC mais en les majorant, dans le cas des invalides de catégorie 1, à l'aide des probabilités de transition obtenues.

L'objectif finalement retenu est donc uniquement la construction d'une table de probabilités de transitions entre les catégories d'invalidité 1 et 2. Pour ce faire, la première idée s'inspire des travaux menés lors de la construction de tables de passage en invalidité.

Ce qu'on peut retenir

Afin d'estimer l'impact des transitions possibles entre les catégories d'invalidité 1 et 2, la première idée était de construire des tables de maintien indépendantes ainsi qu'une table d'attente d'invalidité 2. Le provisionnement aurait donc été réalisé de façon similaire à ce qui est réglementairement défini pour l'incapacité et l'invalidité.

L'estimateur de Kaplan-Meier a alors été appliqué en tenant compte de phénomènes de censure et troncature liés à la période d'observation nécessairement réduite par rapport aux durées observables en invalidité.

Les résultats obtenus sur les tables de maintien par catégorie n'étaient pas satisfaisants du fait d'une variabilité trop importante introduite par un manque de données sur certaines durées notamment en invalidité 1. La méthodologie se devait donc d'être adaptée et une réflexion a alors été menée sur la similarité des distributions entre invalidités 1 et 2.

A l'aide d'un test du Chi-deux, validé par le critère de Cochran, l'homogénéité des répartitions de durées entre ces deux catégories a été démontrée par tranche d'âges et a remis en question la pertinence de la construction de tables distinctes.

En effet, si les durées de maintien ne dépendent pas de la catégorie d'invalidité, seul l'écart de garanties, et donc d'indemnités à verser par les organismes assureurs, auraient un impact sur le provisionnement.

Le nouvel objectif est donc axé sur la construction d'une table de probabilités qui renseignera, pour chaque tranche d'âges et à chaque ancienneté en invalidité 1, la probabilité que le sinistre soit recatégorisé en tant qu'invalidité 2.

Afin de mesurer l'importance de l'impact finalement estimé, il sera comparé à ceux obtenus lors de l'étude des facteurs externes en Partie 2. La liste, déjà présentée, des invalidités provisionnées à l'aide des tables du BCAC sera de nouveau retenue et les probabilités de transition, qui restent à estimer, permettront de majorer le provisionnement des invalidités 1.

Le dernier chapitre de ce mémoire s'attèlera donc à présenter la démarche d'estimation de cette table de probabilités ainsi que l'utilisation qui pourrait en être faite.

8. Des probabilités de transition ajustent le provisionnement

La démarche initiale doit être revue puisque :

- Les premières tables construites n'étaient pas satisfaisantes du fait d'une variabilité importante
- Il semblerait que les distributions ne soient pas différentes entre invalides 1 et 2 si le raisonnement est effectué par tranche d'âges

Ainsi, l'impact sur le provisionnement ne serait pas lié à des durées de maintien différentes lors d'un passage d'invalidité 1 à 2 mais uniquement à l'évolution des garanties et donc aux indemnités à verser de la part de l'organisme assureur qui deviendraient plus importantes.

Il est donc simplement nécessaire d'estimer ces probabilités de transitions, a priori dépendantes de l'âge et de l'ancienneté en invalidité 1. Pour ce faire, la démarche initiale s'inspire de travaux menés sur la construction de tables d'attente d'invalidité. Ces derniers débutent par la construction d'une table de maintien en incapacité à laquelle sont appliqués des taux bruts de passage. La probabilité de transition après une certaine durée sera ainsi conditionnée au fait que le sinistre soit toujours en cours à ce moment-là.

Cela permettra alors d'obtenir une table indiquant, suivant l'âge en début d'arrêt et l'ancienneté en invalidité 1 au moment de l'estimation, la probabilité que la transition se produise avant la clôture du sinistre. Le provisionnement des invalidités 1 sera alors adapté en conséquence et l'impact sur le portefeuille, déjà présenté en Partie 2, donnera une idée de l'importance de ce phénomène.

Afin de mesurer la robustesse des résultats obtenus, une autre méthode sera également proposée pour la détermination de cet impact et elle reposera sur l'estimation, à l'aide de Kaplan-Meier, de taux non discriminés selon l'âge.

8.1 Une table de maintien commune aux deux catégories est construite par tranche d'âges

a) Elle servira de base à l'estimation des probabilités de transition

Les travaux menés notamment par T. LEURENT [8] et Z. RAITI [11] sur la construction de tables d'attente d'invalidité ont inspiré la nouvelle méthode retenue après la constatation de l'homogénéité des distributions entre invalides 1 et 2.

Leur démarche repose d'abord sur la construction d'une table de maintien en incapacité à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier. La seconde étape est la détermination de taux bruts de passage en invalidité simplement en rapportant, par âge et par ancienneté, le nombre de passages au nombre de sinistres toujours en cours et donc toujours soumis au risque de transition. Ces taux sont alors appliqués à la table de maintien en incapacité pour tenir compte du fait que la probabilité de passage est conditionnée à ce que le sinistre soit toujours en cours à ce moment-là.

Dans l'étude réalisée ici, la première étape sera donc la construction d'une table de maintien en invalidité, nécessairement par tranche d'âges du fait de la non-validation du test d'homogénéité par âge. Elle sera commune aux deux catégories d'invalidité et sera établie à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier. La démarche appliquée pour aboutir à cette table commune est donc similaire à celle présentée lors de la construction des tables distinguant les catégories d'invalidité.

Concernant la seconde étape, les taux bruts seront établis comme le rapport entre le nombre de passage d'invalidité 1 à 2 et le nombre d'invalidité 1 toujours en cours à chaque ancienneté. Ces taux seront ensuite appliqués à la table commune de maintien en invalidité et permettront d'obtenir, pour chaque âge, la probabilité que la transition se produise à une certaine durée (en années).

b) Le regroupement des catégories et le recours aux tranches d'âges réduisent nettement la variabilité

La table commune de maintien en invalidité, par tranche d'âges et construite à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier, est présentée ci-dessous. A noter que l'axe des âges est inversé par rapport aux précédentes illustrations des tables de maintien en invalidité 1 et 2. L'objectif de ce changement est de comparer l'allure de cette surface à celle de la table du BCAC.

La régularité obtenue est satisfaisante

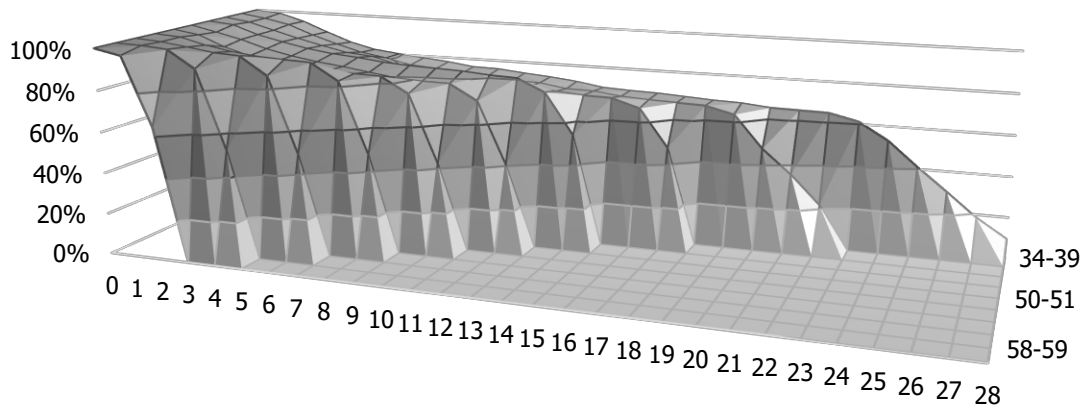


Figure 41 : Table d'expérience de maintien en invalidité par tranche d'âges

La table de maintien en invalidité du BCAC est construite par âges. Afin de pouvoir réaliser des comparaisons, il est donc nécessaire de regrouper les effectifs de la table réglementaire selon les mêmes tranches d'âges que ci-dessus. Les taux de survies sont alors simplement calculés en sommant, par ancienneté, les effectifs encore présents dans la tranche en les rapportant aux effectifs initiaux (un multiple de 10000 pour chaque tranche donc). La table du BCAC adaptée est illustrée sur ce graphique :

La similarité visuelle l'est également

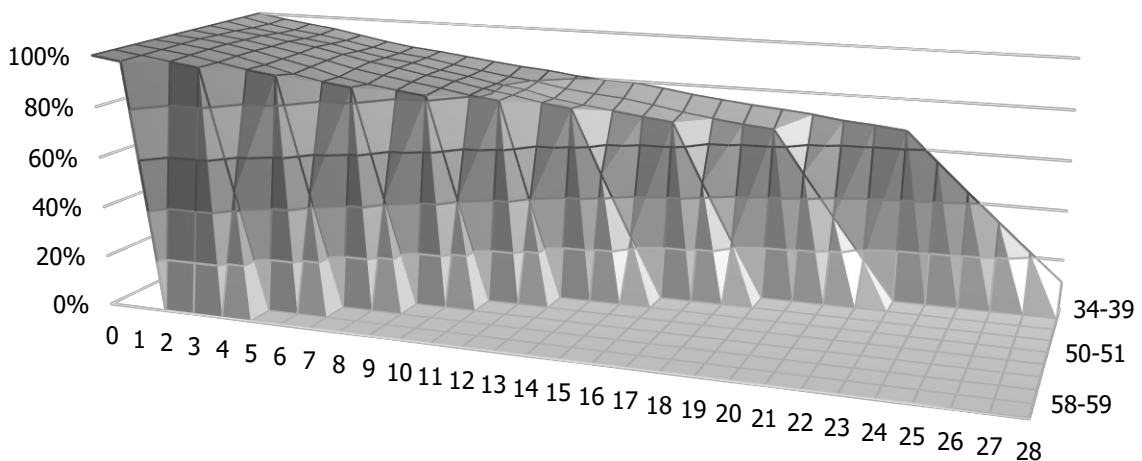


Figure 42 : Table réglementaire du BCAC, adaptée aux tranches d'âges retenues

Visuellement, les allures sont cette fois-ci très proches même s'il reste naturellement des différences.

Le tracé de la variabilité permet de valider la pertinence de la table d'expérience estimée.

La variabilité ne dépasse plus 10%

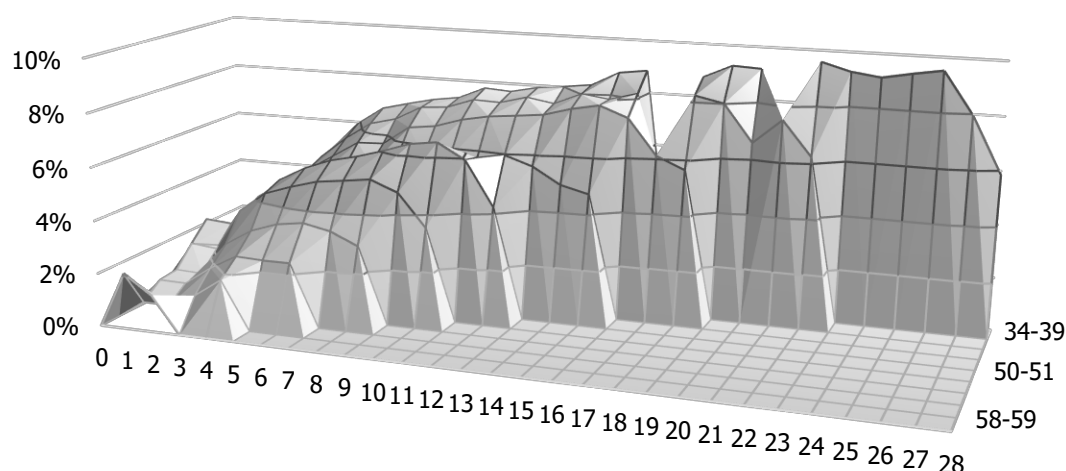


Figure 43 : Largeur des intervalles de confiance associés à la variance de Greenwood pour les estimations réalisées par tranche d'âges

Ainsi, bien que la variabilité ne soit pas nulle, elle a été grandement limitée puisque aucune largeur d'intervalle de confiance n'excède désormais 10% ce qui, au regard des premiers résultats, est une amélioration considérable. La table est finalement lissée à l'aide de la méthode de Whittaker-Henderson.

c) Le lissage de Whittaker-Henderson est appliqué

Afin de finaliser la construction de cette table d'expérience, un lissage semble nécessaire afin de gommer les irrégularités et d'homogénéiser les taux de survies obtenus.

Du fait des bons résultats obtenus sur de nombreux sujets, la méthode de Whittaker-Henderson va être utilisée, comme cela avait été le cas lors de la construction des premières tables du BCAC. Elle est présentée en Annexe 3. [22]

Deux pistes s'ouvrent alors :

- La méthode classique consiste à choisir des paramètres z et h qui conviennent le mieux au lissage et la fidélité souhaités. Dans cette étude, cela reviendrait donc à lisser les coefficients ligne par ligne.
- Une méthode similaire existe en deux dimensions, c'est-à-dire que, dans le cas ici présent, les coefficients ne seraient pas uniquement lissés par ligne mais également « verticalement » en tenant compte des coefficients des autres âges donc.

Il est vrai qu'au regard de la table du BCAC, l'analyse verticale des coefficients illustre une décroissance quasi continue qui n'est pas observée sur la table d'expérience obtenue ici.

La seconde méthode a malgré tout été écartée pour plusieurs raisons. Tout d'abord, ce lissage plus complexe ne serait pas nécessairement pertinent dans le sens où des approximations ont déjà été détectées et que l'application d'un lissage très fin ne serait probablement pas en phase avec l'idée générale de l'étude. De plus, le souhait de rendre la table d'expérience totalement fidèle à celle du BCAC pourrait entraîner tout simplement l'obtention de celle-ci et le résultat pourrait alors être trop éloigné des données transmises. Pour rappel, l'objectif final est d'obtenir une table de probabilités de passage et non une table de maintien d'expérience. Le provisionnement sera toujours réalisé avec la table du BCAC, seule une sur-provision sera comptabilisée.

Ainsi, le lissage classique est retenu et appliqué, par âge, à la table précédemment obtenue. L'effet visuel est limité puisque la table précédemment présentée ne proposait plus beaucoup d'irrégularités, horizontales du moins. Sur le plan quantitatif, la conclusion est similaire : l'impact de ce lissage est faible du fait de la proximité des coefficients et du peu de données à lisser sur certaines tranches d'âges.

Ainsi, la table d'expérience, servant de base à la suite de l'étude, est finalisée. Avant de poursuivre, il est probablement pertinent de s'attarder sur les problématiques soulevées par le recours à des tranches d'âges en invalidité puisque, au sein d'une même classe, les durées théoriques maximales de maintien (62 ans – âge à l'entrée) peuvent différer.

d) En invalidité, les tranches d'âges posent question

Bien que le recours aux tranches d'âges soit pertinent en termes d'homogénéité des distributions et de réduction de la variabilité, il faut malgré tout évoquer les réserves qui pourraient être émises. En effet, comme cela a déjà été évoqué, l'âge lors de la mise en invalidité conditionne réglementairement l'ancienneté maximale pouvant être atteinte. Ainsi, au sein de la même tranche d'âges, le ou les derniers taux de survie sont peu pertinents. A titre d'exemple, pour la tranche 47-49 ans, les individus de 49 ans ne sont quasiment plus présents dès 13 ans d'ancienneté alors que ceux de 47 ans peuvent poursuivre jusqu'à la 15^{ème} année.

Pour toutes les anciennetés dépassant celle théoriquement maximale pour l'âge le plus élevé, par tranche, les taux ne sont donc pas interprétables en pratique. Dans cet exemple, seuls les taux de survie pour les anciennetés inférieures ou égales à $62-49=13$ ans sont donc valables. Pour autant, il est nécessaire de rappeler l'objectif de l'étude et d'anticiper la suite pour modérer ces remarques.

Ce travail est mené dans le but d'obtenir des probabilités de passage. Bien qu'il serait faux d'affirmer que leur estimation ne sera pas biaisée par ces taux erronés aux anciennetés élevées, l'influence de cette problématique devrait être limitée sur l'impact final.

En effet, il semblerait que les recatégorisations ne se produisent quasiment pas aux âges proches de la retraite. De plus, en supposant que la probabilité finale soit sous-estimée, la provision restante aux âges proches de la retraite est faible en comparaison de celle des invalides entrant en invalidité à 50 ans par exemple. L'impact d'une erreur d'ajustement du provisionnement sur ces âges sera donc limité au global.

A noter que dans le cas de l'incapacité, cette problématique n'existerait pas car, en dehors des âges supérieurs à 67 ans, la durée maximale de maintien est de 3 ans pour tous les individus, peu importe leur âge à l'entrée.

Malgré tout, l'analyse de la table du BCAC fournit une réponse rassurante sur la pertinence des tranches d'âges puisque les âges voisins ont des distributions très similaires avec seulement quelques pourcentages d'écart sur les taux de survie.

De plus, les données transmises ne permettent pas d'obtenir une précision importante sur les durées de sinistres et les âges à l'entrée. Des approximations ont donc déjà été réalisées par ailleurs et il ne serait alors pas cohérent de mener un travail complexe sur ces taux de « fin de lignes » en cherchant une précision qui serait remise en question par d'autres hypothèses.

e) Les données fournies requièrent des hypothèses fortes conduisant à des approximations

Pour bien comprendre les hypothèses dont il est question ainsi que l'impact qu'elles peuvent avoir, il est intéressant d'analyser la table de maintien sans tranche d'âges. Pour rappel, cette table n'a pas été présentée puisqu'elle ne peut être utilisée dans l'estimation finale. En effet, le critère de Cochran ne légitimait pas le regroupement des deux catégories d'invalidité âge par âge, seules les tranches étaient pertinentes.

Au cours de l'étude, cette table avait malgré tout été construite et fait apparaître un phénomène surprenant a priori.

En effet, les taux de survie chutent de manière assez importante en fin de ligne. Afin de s'assurer de comprendre de quoi il s'agit, voici les fonctions de survie pour les âges 56 à 61 ans. Les taux sont fictifs pour respecter la confidentialité mais l'idée générale est bien celle représentée.

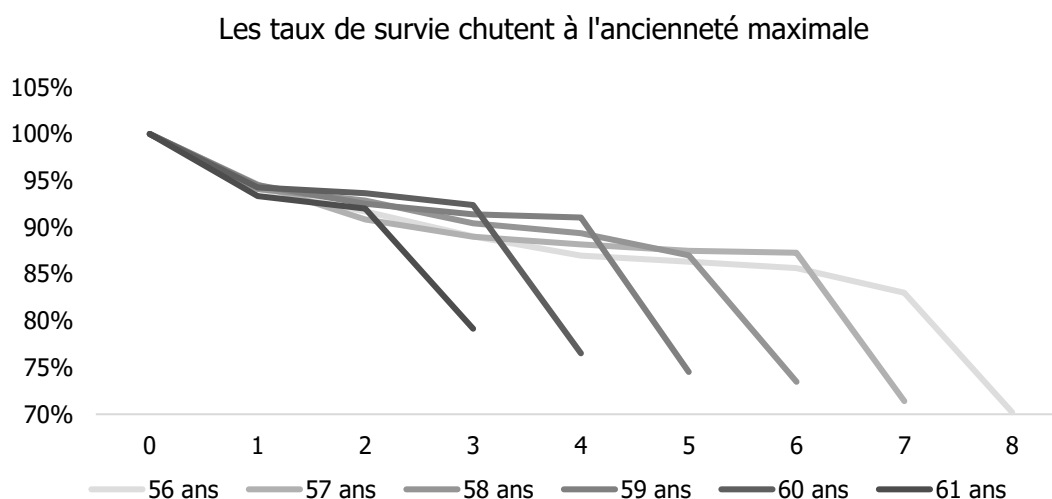


Figure 44 : Taux de survie estimés à l'aide de l'estimateur de Kaplan Meier sur les âges 56 à 61 ans

Ce phénomène n'est pas observé dans la table du BCAC, il convient donc de l'analyser et plusieurs explications peuvent être apportées :

- La principale semble être la convention choisie pour le calcul des durées de sinistres. En effet, le fait de ne considérer que des arrondis entraîne des approximations sur les durées totales et cela se traduit sur ces fins de lignes. Deux individus de 50 ans dont l'un perçoit des indemnités jusqu'à ces 61 ans et 7 mois et l'autre jusqu'à ces 62 ans et 5 mois auront tous les deux une durée de sinistre de 12 ans, ce qui n'est pas exact puisque les durées réelles sont 11 ans et 7 mois pour l'un et 12 ans et 5 mois pour l'autre. Cependant, il semble difficile de faire mieux compte tenu des éléments transmis.
- Les sinistres sont considérés clos à la date de dernier versement, s'il n'y en a plus depuis 1 an ; cette hypothèse entraîne nécessairement de nouvelles approximations.
- La comptabilisation faite par l'organisme assureur est potentiellement source d'erreur également, avec quelques mois de décalage sur certains sinistres par exemple, peu d'informations ont été fournies sur ce sujet.

Ainsi, l'accumulation de ces hypothèses et approximations conduit au fait que le dernier taux de survie par âge n'est pas nécessairement très pertinent et cette problématique rejoint celle évoquée précédemment sur les tranches d'âges. Des méthodes de lissage ou d'exposition pourraient être utilisées pour éviter les approximations liées aux arrondis mais la maille de décomposition des données ne permettrait pas d'obtenir des résultats plus pertinents.

Ainsi, un travail sur ces taux de fins de lignes ne semble pas indispensable et il serait, quoiqu'il en soit, difficile de trouver une méthodologie qui ne constituerait pas à revenir aux données par âge ce qui réduirait la crédibilité et ne serait pas cohérent avec les hypothèses prises par ailleurs.

Ces problématiques étant évoquées et la table de maintien étant finalisée, il est possible de présenter la table de probabilités de transitions finalement estimée.

8.2 La table de transition repose sur la table d'expérience

a) Les taux bruts de passage sont établis dans un premier temps

La construction des taux bruts de passage ne fait l'objet d'aucune estimation et se déroule en trois étapes :

- La table de maintien empirique en invalidité 1 est construite. Autrement dit, cette table renseigne, à la ligne i et à la colonne j , le nombre d'individus entrés en invalidité 1 à un âge compris dans la tranche i et dont l'arrêt est toujours en cours (et toujours en catégorie 1) à l'ancienneté j .
- Dans une table similaire, sont renseignés les nombres de passages en invalidité 2, pour chaque tranche d'âges et chaque ancienneté.
- Finalement, les ratios terme à terme sont effectués entre la deuxième table et la première afin d'obtenir les taux bruts de passage.

Il ne restera donc plus qu'à les appliquer à la table d'expérience, terme à terme encore une fois, afin d'obtenir les probabilités de passages conditionnelles au fait d'être toujours présent à l'ancienneté considérée.

Il convient d'analyser les biais introduits par les phénomènes de censure et de troncature

Avant de poursuivre, il est important d'effectuer une remarque sur la méthode d'établissement de ces taux bruts. Tout d'abord, certaines durées sont censurées, comme dans le reste de l'étude et elles ne font pas l'objet d'un traitement particulier. Dans la partie 1 de cet axe, il avait été précisé que le fait de ne pas tenir compte de la censure conduisait à ne sélectionner que les durées les plus courtes.

La différence avec l'étude des durées de maintien est le fait que l'information ici est binaire : avoir connu une transition ou non. Dans le cas d'une estimation de durée moyenne, le fait de ne sélectionner que des durées courtes minimise le résultat puisque la valeur prise par la variable d'intérêt (la durée) est potentiellement très différente de la réalité. Ici, pour un sinistre n'ayant pas connu de transition avant la censure, la durée avant laquelle cet événement se produira est incertaine, certes, mais ce n'est pas l'objet.

S'affranchir du phénomène de censure ne semble donc pas introduire de biais dans ce cas. La troncature est, elle, bien présente puisque tous les sinistres observés dès 2012 en tant qu'invalidité 2 ont potentiellement subi des passages en amont. Ainsi, les sinistres anciens toujours en invalidité 1 en 2012 sont ceux présentant les durées avant transition les plus longues. Ces sinistres ne seront donc comptabilisés dans les effectifs qu'à partir de leur ancienneté vue en 2012, comme lors de l'estimation de la table de maintien réalisée au Chapitre 7.

La table obtenue est assez irrégulière et présente des taux allant jusqu'à 10% sur certaines anciennetés. Elle est donc lissée à l'aide de la méthode de Whittaker-Henderson avant d'être appliquée à la table d'expérience précédemment estimée. Il serait cette fois-ci difficile de présenter une table fidèle à celle obtenue sans trahir la confidentialité imposée. Ainsi, il convient de passer directement au résultat final.

b) Puis sont appliqués à la table de maintien d'expérience

Après avoir construit la table des taux bruts, il ne reste plus qu'à l'appliquer à la table d'expérience, terme à terme. En effet, cela permet de prendre en compte le fait que la probabilité de transition vers la catégorie 2 est conditionnée au fait que le sinistre soit toujours en cours à ce moment-là.

Si l'intérêt se portait sur « la probabilité de transition avant clôture du sinistre » et non « la probabilité de passage à l'ancienneté exacte y », la première intuition pourrait être de se dire que, plus l'âge à l'entrée est élevé, plus cette probabilité de transition sera faible. En effet l'assuré restera, en moyenne, moins longtemps dans l'état du fait de sa plus grande proximité avec l'âge de retraite notamment. En effet, il faut bien avoir à l'esprit que le changement de catégorie nécessite une réévaluation de la part de la Sécurité sociale, ce qui n'est pas immédiat.

Une idée contraire pourrait être que, si la mise en invalidité se produit à un âge jeune, à la suite d'une maladie grave par exemple, les probabilités d'aggravation de l'état pourraient être plus faibles que celles d'une personne âgée. En effet, l'état de santé de cette dernière serait initialement plus dégradé et la transition vers l'état 2 serait quasiment inéluctable.

Il semble donc difficile d'anticiper la tendance, suivant l'âge, de la loi de transition.

Il s'avère finalement que, selon l'étude menée, une forme de « cloche » soit observée avec des probabilités plus importantes aux alentours de 50 ans. Cela pourrait s'expliquer par une combinaison des deux arguments précédents à savoir :

- Des probabilités de dégradation plus faibles chez les plus jeunes
- Une durée possible avant transition moins importante chez les plus âgés.

Les individus proches de 50 ans seraient donc ceux dont l'état de santé pourrait se dégrader de manière assez rapide d'autant plus qu'ils peuvent rester plus d'une dizaine d'année en invalidité 1. Ils seraient donc les plus à risque en termes de probabilité de transition.

La table obtenue ne renseigne des probabilités que pour les individus âgés de 34 ou plus par cohérence avec la convention choisie au début de l'étude. Le peu de données disponibles sur les âges inférieurs conduit à fixer des taux identiques à la tranche d'âge la plus basse puisqu'il serait difficile d'effectuer une estimation pertinente.

La table souhaitée a donc été obtenue et il est désormais possible de présenter l'estimation de l'impact sur le provisionnement.

8.3 L'impact de cette transition n'est pas négligeable sur le provisionnement

a) Une sur-provision est donc comptabilisée pour les invalidités 1

L'objectif est de mettre en parallèle l'impact estimé des transitions entre catégories 1 et 2 avec ceux estimés dans la Partie 2. Pour rappel, lors de l'étude sur les facteurs externes, une liste d'invalidité provisionnée avait été utilisée. Elle est donc reprise ici.

La sur-provision comptabilisée pour les invalides de catégorie 1 sera estimée de la même façon que celle d'attente d'invalidité classique. La formule retenue est alors la suivante :

$$PR_{x,y} = \sum_{k=0}^{62-x-y} v^k \times p_{x,y+k} \times PR_{x,y+k}^{inval} - \frac{1}{2} \times p_{x,y+k} \times PR_{x,y+k}^{inval}$$

Avec, comme précédemment :

- x l'âge d'entrée en invalidité (de catégorie 1 nécessairement ici)
- y l'ancienneté en invalidité 1 au moment de l'estimation, en années
- v le coefficient d'actualisation
- $p_{x,y+k}$ la probabilité de transition à l'âge x et à l'ancienneté $y+k$

Le terme $PR_{x,y+k}^{inval}$ correspond à la provision d'invalidité, à comptabiliser pour 1€ de rente, issue de la table de maintien du BCAC pour un individu entré à l'âge x et dont l'ancienneté dans l'état est de $y+k$. La formule ci-dessus permet donc d'obtenir la provision supplémentaire à comptabiliser pour 1€ de rente à verser. Il faut donc la multiplier par le delta de rente entraîné par le changement de catégorie.

La présence du $\frac{1}{2}$ tient au fait qu'il est supposé, pour simplifier, que le passage en invalidité 2 a lieu en milieu d'année. Ainsi, les probabilités de transition sont simplement appliquées aux provisions de maintien correspondantes.

A noter que dans cette étude, la provision des invalides de catégorie 2 reste identique, en tenant compte de leur pension d'invalidité 2.

b) Les potentielles rentes d'invalidité 2 sont estimées pour déterminer l'impact

Afin de pouvoir mesurer l'importance de l'ajustement proposé, le portefeuille de la Partie 2 est repris. Pour rappel :

- Le montant initial provisionné se situait aux alentours de 14M€
- Le salaire brut par individu n'était pas fourni. Il avait donc été reconstitué afin d'estimer l'impact d'un désengagement de la Sécurité sociale notamment.

Connaissant les garanties proposées aux invalides 1 et 2, il est donc possible de calculer le delta de pension qui sera versée au sinistré en cas de passage par rapport à ce qu'il touche actuellement en tant qu'invalidé 1.

Cela avait déjà été précisé mais il convient de rappeler également que les rentes versées pour des invalidités 1 ne sont pas nécessairement représentative du salaire brut de référence puisque l'assuré pourrait continuer une activité aménagée et percevoir un revenu pour celle-ci. Les indemnités de la Sécurité sociale viendraient le compléter et le manque à gagner restant à compenser par l'assureur pourrait être bien plus faible que dans le cas où l'invalidé 1 ne travaillerait plus.

La reconstitution des salaires est donc nécessairement approximative mais l'ordre de grandeur de l'impact final sera cohérent et il est quoiqu'il en soit impossible d'obtenir plus de précision étant donné les éléments à disposition.

Afin d'avoir quelques données pertinentes en tête, il convient de préciser qu'au sein des 500 invalidités provisionnées, environ 30% concernent des invalides 1 ce qui est cohérent avec les données du portefeuille utilisé dans cette partie. Naturellement, la proportion de ces invalides 1 exercera une influence sur l'impact finalement estimé puisqu'ils sont les seuls concernés par l'ajustement.

Le graphique ci-dessous reprend ainsi la provision initiale, celle ajustée avec la méthode présentée et enfin celle obtenue avec la vision trop prudente qui consisterait à provisionner tous les invalides 1 directement avec leur rente d'invalidité 2.

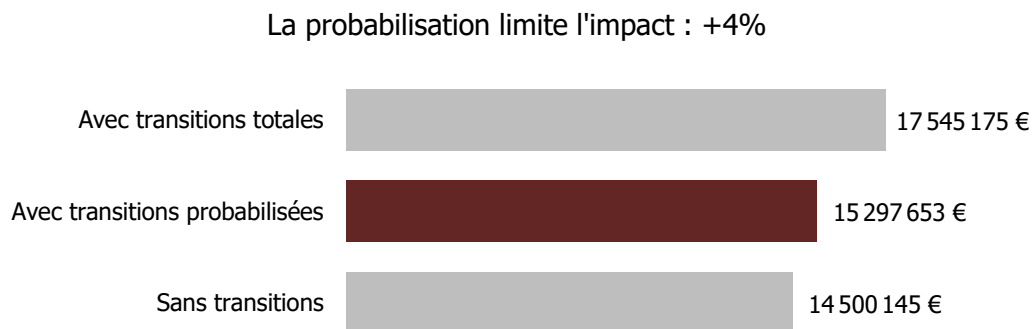


Figure 45 : Evaluation de l'impact de non prise en compte des transitions d'invalidité 1 à 2

Ainsi, il semblerait que l'étude sur les probabilités de transition conduise finalement à un impact plutôt limité de ce phénomène. Avant de conclure, il peut être intéressant de proposer une seconde méthode d'estimation de cet impact afin de mesurer la pertinence des résultats obtenus.

8.4 Une méthode différente propose un impact similaire

a) L'estimation est réalisée sans distinction d'âges

La démarche présentée dans cette section consiste à mesurer les écarts entraînés par la non prise en compte des changements de catégories 1 à 2. Autrement dit, les taux de survie pour les invalides 1 pourrait être estimés de deux manières :

- En considérant la durée entre la mise en invalidité 1 et la clôture de l'arrêt
- En considérant uniquement la durée en invalidité 1

La distinction entre les durées résidera donc dans le fait que, s'il y a une transition en invalidité 2, cela sera similaire à une clôture de l'arrêt dans le second cas. Il suffirait donc d'estimer les fonctions de survie selon les deux hypothèses et d'observer les écarts. Ces écarts pourraient être assimilés à des taux de passage puisque la seule distinction existante entre ces deux estimations sera la prise en compte ou non des transitions.

Cependant, les problématiques liées au manque de données seraient de nouveau importantes. En effet, seuls les invalides de catégorie 1 seraient retenus dans cette nouvelle méthode et il a été précisé que de nombreux âges sont sous-représentés. De plus, le recours à des tranches d'âges conduirait à n'en retenir que trois si, par cohérence avec l'étude précédente, il fallait qu'elles contiennent chacune 1000 observations. Cela pourrait entraîner des écarts importants entre les âges maximaux d'une tranche et les âges minimaux de la tranche supérieure.

La réflexion pourrait alors se porter sur la constitution de tranches d'anciennetés (en plus des tranches d'âges déjà constituées) car cela permettrait de réduire la maille de décomposition et d'obtenir plus de données sur chaque classe. Pour autant, et cela a déjà été évoqué, les âges à l'entrée définissent théoriquement les durées maximales et le recours à des regroupements sur les deux dimensions conduirait nécessairement à des approximations trop importantes sur certains âges.

Il semblerait donc qu'il soit difficile de construire une table par âge et par ancienneté en suivant cette nouvelle démarche. Néanmoins, s'il ne fallait choisir qu'un paramètre à retenir, il semblerait que ce soit celui de l'ancienneté puisque, au regard de la table de maintien en invalidité du BCAC, les taux de survie pas âge sont très proches à ancienneté fixée. La différence entre les âges à l'entrée réside principalement dans le fait que toutes les anciennetés ne sont pas atteignables et que nécessairement, plus l'invalidé est jeune, plus la probabilité qu'il n'atteigne pas 62 ans est importante. La similarité sur les durées de maintien n'entraîne pas nécessairement une similarité sur les taux de passage mais cela permet de justifier que cette non-distinction avec l'âge n'est pas absurde.

Ainsi, il est décidé d'estimer les fonctions de survie sans tenir compte de l'âge. Il faudra malgré tout garder à l'esprit que même si des taux de survie seront estimés jusqu'à 25 ans d'ancienneté, par cohérence avec les résultats déjà obtenus, ils ne seront pas applicables à chaque âge. Par exemple, le taux de survie à 10 ans d'ancienneté ne sera pertinent que pour les individus entrés en invalidité avant 52 ans (inclus).

b) La proximité entre les résultats des deux méthodes valide l'impact estimé

L'estimateur de Kaplan-Meier est donc de nouveau appliqué en reprenant les mêmes critères de censure et troncature précédemment présentés. La méthode est strictement identique sur ce point.

Ainsi, dans un premier temps, les durées retenues sont celles du sinistre invalidité dans son ensemble entre la date d'entrée et celle de clôture. Dans un second temps, les durées sont uniquement celles en invalidité 1. Naturellement, les taux de survie de la seconde estimation décroîtront plus vite que ceux de la première.

Les résultats sont bien monodimensionnels cette fois-ci puisque les taux ne sont pas distingués selon l'âge. La variabilité est une nouvelle fois analysée par le biais de la largeur des intervalles de confiance liés à la variance de Greenwood et elle reste limitée. Les courbes correspondantes sont présentées ci-dessous.

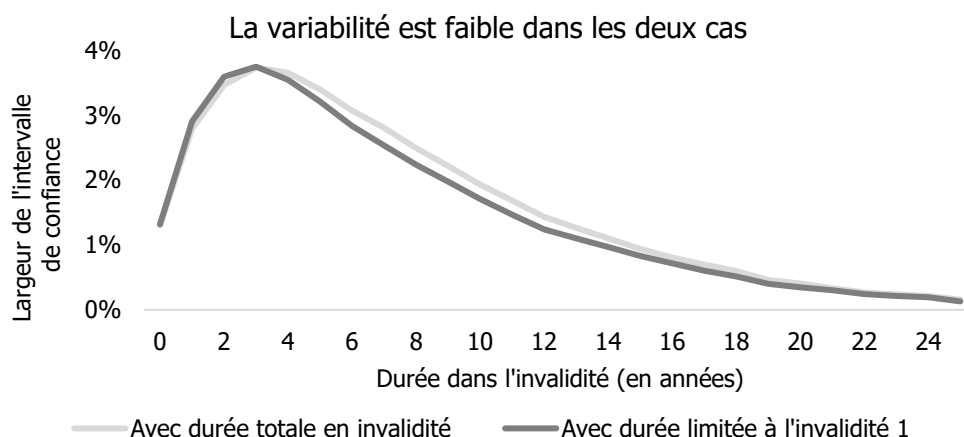


Figure 46 : *Largeur des intervalles de confiance associés à la variance de Greenwood, distingués selon la durée retenue pour le sinistre*

Cela étant établi, il faut ensuite comparer le nombre d'individus restants à chaque ancienneté selon les deux fonctions de survie. Cela permet de mesurer le nombre de transition et donc les taux de passage correspondant. Les taux obtenus correspondent à des probabilités de transition y années après être entré en invalidité.

Afin de comparer ces résultats aux précédents, qui eux ont été obtenus par tranche d'âges, il convient de réaliser une moyenne sur les taux par tranches. Pour ce faire, ces derniers sont simplement pondérés par le nombre de sinistres d'invalidité 1. Les écarts observés entre les deux méthodes sont représentés ci-dessous.

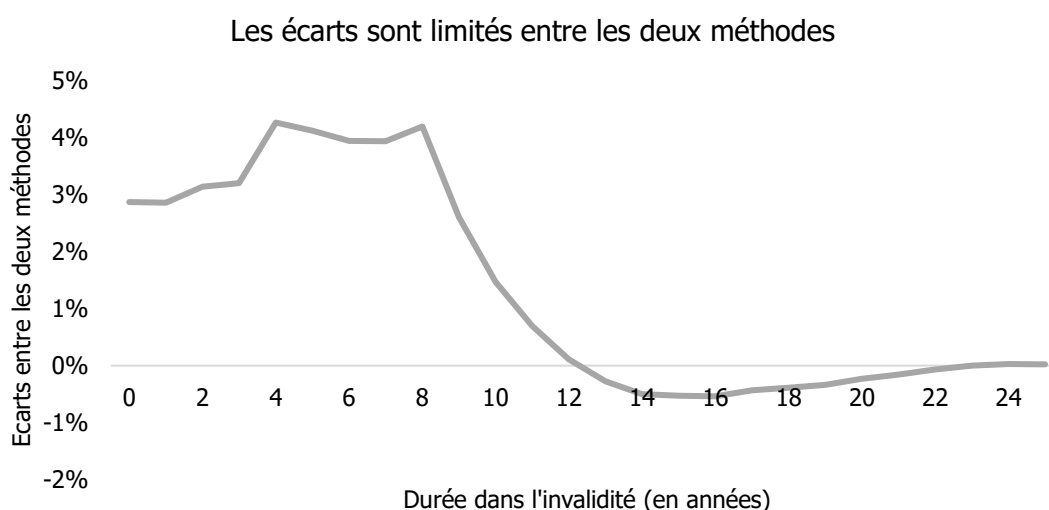


Figure 47 : *Écarts, sur les taux de transition estimés, avec la précédente modélisation*

L'impact sur le provisionnement est de nouveau réalisé et il s'élève à 4,2% quand il s'élevait à 4,1% précédemment. Les taux de passage ainsi que l'impact global semblent donc assez proches ce qui permet d'affirmer que ces derniers sont suffisamment robustes pour être considérés pertinents.

Ainsi, ces résultats confirment que les probabilités de transition conduisent finalement à un impact plutôt limité de ce phénomène. Le référentiel de comparaison est celui généré par les facteurs externes précédemment étudiés. Il faut donc tout de même insister sur le fait que certains d'entre eux devraient avoir un impact ponctuel quand cette problématique de non-anticipation des transitions entre les catégories d'invalidité 1 et 2 perdurera dans les estimations faites par les organismes assureurs.

La construction d'une table de passage n'est pas simple au vu des travaux menés dans cette partie. Pour autant, cette étude a permis d'insister sur le fait que ces transitions ne sont pas rares et qu'elles ne sont pas négligeables dans les variations observées lors de la liquidation des provisions.

Ainsi, bien que ce travail ne semble pas être une priorité lorsqu'il s'agit d'ajustements, il conviendrait de s'intéresser à ce sujet de manière plus précise afin de mesurer l'impact réel de celui-ci sur les portefeuilles assurés.

Ce qu'on peut retenir

Les premiers résultats obtenus au Chapitre 7 ont conduit à modifier la démarche initialement prévue et le nouvel objectif était alors la construction d'une table de probabilités de transition.

Ce dernier chapitre a permis d'explicitier la méthodologie retenue pour son obtention. La première étape consistait en la construction d'une table de maintien commune aux deux catégories. Contrairement aux premières tables présentées, les résultats étaient cette fois-ci satisfaisants avec une réduction nette de la variabilité.

Le lissage de Whittaker-Henderson a été appliqué afin d'homogénéiser les taux obtenus par tranche d'âges.

Une table de taux bruts a également été construite en rapportant le nombre de transitions au nombre d'invalidités 1 toujours en cours à chaque ancienneté et pour chaque classe d'âges. Cette table a été appliquée, terme à terme, à celle commune de maintien afin d'obtenir des probabilités de transition par ancienneté.

L'impact recherché a été de nouveau estimé sur le portefeuille utilisé en Partie 2 lors de l'analyse des facteurs externes en ajoutant, pour chaque invalide de catégorie 1, la sur-provision suivante :

$$PR_{x,y} = \sum_{k=0}^{62-x-y} v^k \times p_{x,y+k} \times PR_{x,y+k}^{inval} - \frac{1}{2} \times p_{x,y+k} \times PR_{x,y+k}^{inval}$$

Le terme $PR_{x,y+k}^{inval}$ correspond à la provision d'invalidité, à comptabiliser pour 1€ de rente, issue de la table de maintien du BCAC et la $p_{x,y+k}$ correspond à la probabilité de transition estimée et renseignée dans la table obtenue en conclusion des travaux menés. Il suffit donc de conclure en multipliant cette sur-provision par le delta de rente entraîné par le changement de catégorie.

L'impact final est de +4% sur ce portefeuille qui contient 30% d'invalidité 1. Il semble donc limité mais il faut garder à l'esprit que ce phénomène est permanent contrairement à d'autres facteurs dont les impacts seraient plus ponctuels.

La robustesse des estimations a été validée par l'application d'une méthode différente conduisant à des résultats similaires. En effet, celle-ci visait simplement à mesurer les écarts entre deux fonctions de survie estimées avec Kaplan-Meier :

- En considérant la durée d'invalidité totale d'une part
- En limitant la durée d'invalidité à la présence en catégorie 1 d'autre part

L'âge n'était cette fois-ci pas considéré comme un facteur discriminant afin d'avoir suffisamment d'observations pour mener à bien cette dernière modélisation.

La pertinence de l'impact obtenu aurait pu également être analysé par un *back-testing* en appliquant cet ajustement et en observant a posteriori la réduction ou non des écarts de liquidation sur des données réelles. Les éléments à disposition ne permettaient cependant pas de mener de tels travaux.

Pour conclure, il faut garder à l'esprit que ce sujet des transitions n'est que peu étudié car les écarts de liquidation liés à l'invalidité sont moins étudiés, en général, que ceux en incapacité. En effet, le risque invalidité est plus stable dans le temps et l'aspect permanent réduit l'ampleur des inexactitudes d'estimation. Pour autant, ce phénomène est sujet à approfondissement car il est intrinsèquement lié aux mécanismes d'indemnités de la part de la Sécurité sociale et des organismes complémentaires.

Conclusion

« *Se prémunir d'une perte potentiellement inacceptable en contrepartie d'une cotisation acceptable* ». C'est en revenant à cette définition de l'assurance que les garanties présentes dans les contrats de prévoyance prennent tout leur sens au regard de la gravité, bien qu'elles restent méconnues.

En effet, la perte engendrée par l'impossibilité de percevoir ses revenus habituels peut être extrêmement problématique pour un individu et les personnes à sa charge. C'est pourquoi la Sécurité sociale verse des indemnités tout au long de l'arrêt afin de couvrir une partie du manque à gagner. Le maintien employeur est également une ressource pour le sinistré en début d'arrêt mais celui-ci est limité dans le temps.

C'est pourquoi les entreprises souscrivent des contrats collectifs de prévoyance auprès d'organismes assureurs afin, notamment, de protéger leurs salariés en cas d'arrêts prolongés. Cette souscription a naturellement un coût, à la fois pour l'employeur et le salarié, qui est celui des cotisations versées mensuellement.

Les conséquences d'une maladie ou d'un accident peuvent être durables ce qui impose aux organismes complémentaires de s'assurer de disposer des fonds nécessaires via la constitution de provisions de rentes pour faire face à leurs engagements futurs. Différentes lois et textes régissent leur méthode de calcul afin d'harmoniser les pratiques au sein de la profession. Des tables réglementaires sont établies afin de permettre aux organismes d'effectuer leurs estimations, tête par tête.

Ces estimations sont primordiales car elles entrent en compte, au même titre que les prestations versées, dans l'analyse de l'équilibre du régime collectif de prévoyance. En cas de dégradation de la sinistralité du régime, les acteurs compétents peuvent décider de revoir les conditions du contrat afin de le rééquilibrer : c'est le rôle du pilotage.

Aussi réglementées soient-elles, l'analyse de la liquidation de ces provisions fait régulièrement apparaître des écarts avec la charge ultime réellement constatée. Les sources d'impacts peuvent être multiples et dépendre ou non des méthodes utilisées.

Il a été constaté que le provisionnement est sensible à de nombreux facteurs réglementaires, économiques et démographiques sur lesquels les organismes assureurs n'exercent pas d'influence directe. Ils ne peuvent que tenter d'en estimer les conséquences sur leurs portefeuilles. Ainsi, il est apparu que la réforme des retraites ainsi que la volatilité des taux techniques semblent être les éléments majeurs à anticiper.

Pour autant, les écarts constatés ne sont pas uniquement liés à ces facteurs externes. En effet, l'adaptation nécessairement imparfaite des tables à chaque portefeuille ainsi que les informations parfois erronées détenues par les organismes assureurs quant aux arrêts en cours, semblent être deux sources principales d'inexactitudes.

C'est pourquoi, il a été proposé différentes méthodes d'ajustement afin d'affiner les estimations et d'optimiser le pilotage. Concernant les écarts liés aux tables réglementaires en elles-mêmes, il semblerait que des méthodes puissent permettre d'estimer les boni ou mali de liquidation à venir. Cela pourrait conduire à légitimer la comptabilisation de sur-provisions, parfois incluses par trop de prudence.

Le second levier d'ajustements, qui devrait également être le plus simple à mettre en œuvre, serait de renforcer la communication entre l'entreprise et l'organisme assureur afin que la liste des arrêts provisionnés soit la plus pertinente possible.

Cela permettrait notamment d'anticiper la fin du maintien employeur et l'arrivée du sinistré dans les comptes du régime prévoyance, tout en limitant les impacts négatifs qu'une apparition tardive pourrait générer. Cette transmission d'information pourrait être facilitée par la généralisation de la DSN qui semble être, à ce jour, la solution d'automatisation la plus prometteuse.

Enfin, il semblerait que les possibilités de transition entre les catégories d'invalidité 1 et 2 ne soient pas prises en compte dans les estimations faites. Réglementairement, aucune obligation n'existe puisque seule une table commune d'invalidité est en vigueur. Cependant, ces passages entraînent généralement une évolution de la pension à verser de la part de l'organisme assureur et cela nécessite donc, a posteriori, un ajustement des provisions initialement comptabilisées.

L'impact estimé reste malgré tout modéré sur ce dernier point ce qui n'en fait probablement pas la priorité au regard des autres ajustements proposés. Néanmoins, les mali entraînés par ces recatégorisations sont bien présents dans les comptes et il pourrait être pertinent de s'y intéresser plus en détail.

Le lien existant entre le provisionnement et le pilotage du régime au sens large a été démontré à de nombreuses reprises. Les ajustements proposés visent donc à réduire la volatilité des écarts de liquidation constatés à terme, tout en rapprochant les différents acteurs afin que ceux-ci aient à disposition les éléments les plus pertinents possibles pour piloter le régime au plus près du risque réel.

Naturellement, de nombreux autres sujets peuvent être abordés lorsqu'il s'agit d'ajustement du provisionnement puisque, malgré la réglementation stricte, les provisions restent des estimations inexactes par définition.

La construction de tables d'expérience, l'application de modèle de mortalité pour anticiper les sorties d'états liés au décès, la décomposition des tables par secteurs d'activité associée à une étude de corrélation entre les risques sont autant de sujets propices à l'approfondissement et cette liste est non-exhaustive.

La mise en place d'un processus d'amélioration continue des méthodes de provisionnement semble ainsi être une démarche importante qui impactera positivement les finances des organismes assureurs et dans, une moindre mesure, celles des entreprises et des salariés eux-mêmes.

Bibliographie

- Publications et articles :
 1. AG2R La Mondiale – *Culture branches 70 ans après, la prévoyance répond-elle toujours aux besoins de notre société ? - 2021*
 2. BERNET-ALINOT A. (2020) – *Accélération du passage en invalidité*
 3. CASALINUOVO M. (2015) – *Méthodes de provisionnement d'un produit santé*
 4. GAUMET A. (2000) *Construction de tables d'expérience pour l'entrée et le maintien en incapacité*
 5. Galea Associés – *Première estimation du nombre de personnes couvertes par les organismes complémentaires contre les risques sociaux - 2019*
 6. HERBRETEAU C. (2016) – *Impacts des nouvelles tables du BCAC en termes de provisionnement, construction d'une loi de maintien et d'un outil de tarification pour l'incapacité*
 7. LE TUAN A. (2017) – *Les méthodes provisionnement en assurance non-vie*
 8. LEURENT T. (2010) – *Construction de tables d'expérience des risques incapacité et invalidité*
 9. LOUREIRO D. (2021) – *Utilisation de la DSN et de l'open data pour élaborer et expliquer un zonier incapacité*
 10. PLANCHET F. (2013) *Présentation et comparaison des nouvelles tables BCAC*
 11. RAITI Z. (2017) – *Modélisation de la durée de maintien en arrêt de travail d'une population de travailleurs non-salariés*
 12. WTW – *Baromètre absentéisme : rapport 2022*
- Sites Internet
 13. Code de la Sécurité sociale, code de la mutualité et code des assurances : www.legifrance.gouv.fr
 14. Convention Collective de la fédération Syntec : www.syntec.fr
 15. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques : www.drees.sante.gouv.fr
 16. Institut national de la statistique et des études économiques : www.insee.fr
 17. L'Argus de l'Assurance : www.argusdelassurance.com
 18. Sécurité sociale : www.securite-sociale.fr
 19. Service public : www.service-public.fr
 20. SPAC Actuaires : www.spac-actaires.fr
- Cours
 21. LOPEZ O. (ENSAE 2022) & PLANCHET F. (ISFA 2020) – *Modèles de durée*
- Documentation interne au cabinet A C T U A R I E L L E S
 22. Méthode de Whittaker-Henderson
 23. Autres références confidentielles

Annexes

Annexe 1 : Résultats du test du chi-2

Pour rappel, la statistique de test est :

$$D^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(p_{1,i} - p_i)^2}{p_i} + \frac{(p_{2,i} - p_i)^2}{p_i}$$

Elle tend vers une loi du chi-2 à k-1 degrés de liberté avec k le nombre d'ancienneté théorique maximale ici. A titre d'exemple, pour un individu de 50 ans, k vaudra 12 puisque la présence en invalidité est généralement limitée à l'âge légal de départ en retraite (62 ans). Les résultats du test sont présentés ci-dessous :

Valeur de k	Valeur de $\chi_{k-1,0,05}^2$	Valeur de D ²
28	27,34	0,90
27	26,34	4,99
26	25,34	2,03
25	24,34	2,74
24	23,34	2,51
23	22,34	2,75
22	21,34	0,78
21	20,34	1,02
20	19,34	0,78
19	18,34	0,64
18	17,34	0,72
17	16,34	0,30
16	15,34	0,23
15	14,34	0,17
14	13,34	0,13
13	12,34	0,23
12	11,34	0,17
11	10,34	0,19
10	9,34	0,11
9	8,34	0,09
8	7,34	0,14
7	6,35	0,05
6	5,35	0,07
5	4,35	0,05
4	3,36	0,09
3	2,37	0,06
2	1,39	0,17
1	0,45	0,14

Figure 48 : Résultat du test du Chi-deux pour l'analyse de l'homogénéité des distributions, par durée en invalidité

Les distributions des invalides 1 et 2 semblent donc homogènes sur toutes les anciennetés puisque la valeur de D² ne dépasse jamais celle de $\chi_{k-1,0,05}^2$.

Annexe 2 : Validation par le critère de Cochran

Ce critère vise à contrôler le fait qu'il y ait au moins une observation par classe de durées, ici par ancienneté donc, ainsi que 80% des classes avec au moins 5 observations.

Dans le premier regroupement effectué âge par âge, la deuxième condition de ce critère n'était pas vérifiée. Le tableau ci-dessous reprend, pour chaque durée en incapacité, la part des âges contenant au moins 5 observations.

Ancienneté	Invalidité 1	Invalidité 2
0	7%	43%
1	81%	93%
2	85%	96%
3	88%	92%
4	75%	92%
5	61%	83%
6	59%	77%
7	29%	81%
8	20%	80%
9	11%	63%
10	28%	61%
11	12%	65%
12	13%	81%
13	13%	47%
14	7%	57%
15	8%	54%
16	8%	42%
17	0%	45%
18	0%	50%
19	0%	33%
20	0%	25%
21	0%	43%
22	0%	33%
23	0%	20%
24	0%	25%
25	0%	33%
26	0%	100%
27	0%	0%

Figure 49 : Test de Cochran pour la validation du test de Chi-deux, par durée en invalidité

Dans le second regroupement effectué par classe d'âge, le test d'homogénéité est validé par ce critère de Cochran puisque toutes les durées ont au moins 5 observations sur chaque tranche.

Annexe 3 : Méthode de Whittaker-Henderson

La méthode de Whittaker-Henderson est une méthode de lissage non paramétrique. Le principe général de cette méthode est expliqué ci-dessous.

Considérons deux matrices colonnes U et V :

- U une matrice colonne de dimension n contenant les valeurs à lisser : $U = (u_1, \dots, u_n)$
- V une matrice colonne de dimension n contenant les valeurs lissées : $V = (v_1, \dots, v_n)$

L'objectif de cette méthode consiste à concilier la fidélité des données brutes et la régularité des données lissées à l'aide de deux paramètres h et z entiers positifs.

Il est à noter que plus ces paramètres ont des valeurs élevées, plus le lissage est conséquent et moins la fidélité aux données brutes est respectée.

Afin d'évaluer la fidélité et la régularité, les critères suivants sont utilisés :

- Critère pour la fidélité : $F = \sum_{i=1}^n (v_i - u_i)^2$
- Critère pour la régularité : $S = \sum_{i=1}^n [\Delta_z(v_i)]^2$

où Δ_z est la différence d'ordre z entre les valeurs de V.

Le critère S est le critère de régularité car si on approxime les différences d'ordre z et la dérivation d'ordre z d'une fonction continue v de la variable x, on a :

$$v'(x) \approx v(x+1) - v(x) = \Delta_1(x),$$

$$v''(x) \approx v(x+2) - 2v(x+1) + v(x) = \Delta_2(x),$$

$$v'''(x) \approx v(x+3) - 3v(x+2) + 3v(x+1) - v(x) = \Delta_3(x) \dots$$

$$v^{(z)}(x) \approx \Delta_z(x)$$

En valeur absolue, une minimisation des dérivées d'ordre z en tout point du vecteur lissé revient à minimiser S dans le cadre discret. Si z a pour valeur n entier positif impair, la différence d'ordre z entre v_i et v_{i+1} est un polynôme d'ordre n-1. La croissance de la régularité est alors vérifiée avec le degré du polynôme.

Considérons la matrice K_z telle que : $K_z.V = (\Delta_z(v_i))$, i allant de 1 à n-z.

K_z est alors définie par une matrice de n-z lignes et n colonnes, remplie des coefficients binomiaux d'ordre z multipliés de leur signe respectif. Cette explication vient de la définition $\Delta_z(v_i)$ qui suit :

$$\Delta_z(v_i) = \sum_{k=0}^z C_z^k * (-1)^{z-k} * v_{i+k}$$

Le lissage correspond à la minimisation d'une combinaison linéaire d'un calcul de la précision entre les valeurs brutes et les valeurs lissées, et d'un calcul concernant la force de lissage.

La minimisation de $M = F + h.S$ est alors recherchée. Ce sont donc les valeurs de V^* minimisant M qui sont recherchées, on peut donc formuler la matrice M comme suit ;

$$M = (V - U).(V - U) + h.(V.(K_z.K_z).V)$$

Par la suite, le carré peut être complété tel que :

$$M = {}^t(V - X) \cdot (\text{Id} + h \cdot ({}^tK_z \cdot K_z)) \cdot (V - X) + \text{expression indépendante de } V.$$

En développant les deux expressions de M ci-dessus, en enlevant ce qui est indépendant de V et en égalisant les 2 expressions obtenues, nous avons les formules suivantes :

$$U = (\text{Id} + h \cdot ({}^tK_z \cdot K_z)) \cdot X$$

$$\text{donc } X = (\text{Id} + h \cdot ({}^tK_z \cdot K_z))^{-1} \cdot U$$

Si $V - X = 0$ alors M est minimale et la solution du problème de lissage est donc :

$$V^* = (\text{Id} + h \cdot ({}^tK_z \cdot K_z))^{-1} \cdot U$$

Enfin, les valeurs optimales des paramètres h et z sont choisies de la manière suivante.

Le **paramètre z** a été choisi en effectuant plusieurs essais et en analysant des observations : les paramètres $z=1$ et $z=2$ ne présentent pas un lissage suffisant pour les irrégularités, alors que si on prend le paramètre $z=4$, la courbe tend vers une droite.

Le paramètre $z=3$ est alors retenu, et la matrice K_3 est la suivante :

$$\begin{vmatrix} -1 & 3 & -3 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 3 & -3 & 1 & 0 & 0 & 0 & & & & & & & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 3 & -3 & 1 & 0 & 0 & 0 & & & & & & 0 \\ 0 & & & & & & & & & & & & & & 0 \\ 0 & & & & & & & & & 0 & -1 & 3 & -3 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 3 & -3 & 1 \end{vmatrix}$$

Elle contient donc n-3 lignes et n colonnes.

Le **paramètre h** définit l'intensité du lissage désiré. Plus le paramètre h est élevé, plus la courbe tracée sera lissée et présentera donc peu d'irrégularités. Graphiquement, la valeur $h=30$ présente un lissage moyen entre les valeurs $h=20$ et $h=100$.