



Guide pratique **BEL Prévoyance - Santé**

Rédigé par les groupes de travail Prévoyance et Santé

avril 2025



Table des matières

1. Cadre général du BE Prévoyance - santé	3
1.1 Introduction	3
1.2 Exigences et cadre réglementaires	3
1.3 Présentation des différents produits Prévoyance	5
1.4 Risque santé.....	13
1.5 Les différents produits Prévoyance et santé en vision risque	15
2. BE de sinistre : provisions relatives à l'incapacité et l'invalidité, rente éducation, rente de conjoint et santé	17
2.1 Introduction	17
2.2 Incapacité.....	18
2.3 Invalidité	21
2.4 Rente éducation.....	22
2.5 Rente de conjoint.....	23
2.6 Santé	24
3. Construction de tables d'expériences	25
3.1 Construction de tables d'expérience pour le risque décès.....	25
3.2. Construction de tables d'expérience pour le risque arrêt de travail	40
4. Approche par méthode de cadencement	49
4.1 Introduction	49
4.2 Incapacité.....	49
4.3 Invalidité	51
4.4 Rentes en attente	52
5. Primes futures	56
5.1 Frontière des contrats	56
5.2 Calcul du Best Estimate de primes.....	58
6. Projection des frais	62
6.1 Exigences réglementaires	62
6.2 Distinction des frais récurrents des frais exceptionnels	62
6.3 Ventilation des frais par nature	63
6.4 Projection des frais	64
7. Revalorisation des rentes	66
7.1 Règlementation	66
7.2 Revalorisation basée sur indicateurs externes	67
7.3 Revalorisation discrétionnaire	67
8. BE lié à la provision d'égalisation	69
9. Impact de la réassurance dans l'évaluation du BE	70



9.1 Exigences réglementaires	70
9.2 Principe de correspondance	70
9.3 Evaluation du Best Estimate net de réassurance.....	71
9.4 Prise en compte du risque de défaut du réassureur	72
9.5 Principales problématiques soulevées par la modélisation de la réassurance.....	73
Annexes.....	74
Références bibliographiques	74
Liste des lignes d'activité (Lob)	75



1. Cadre général du BE Prévoyance - santé

1.1 Introduction

Au sein des groupes de travail Prévoyance et Santé, un sous-groupe a été mis en place afin d'explicitier de façon pratique les principales exigences relatives à l'évaluation de la meilleure estimation des provisions d'assurance prévoyance et santé pour le marché français.

Ce document ne se substitue pas à l'ensemble de la réglementation Solvabilité 2.

Ce document décrit dans un premier temps le cadre général de la Prévoyance et celui de la Santé, en définissant les différents produits Prévoyance et Santé ainsi que leurs garanties. Dans un second temps, les calculs des Best Estimate sous Solvabilité 2 sont présentés, appuyés des textes réglementaires.

Cette note détaille ensuite les données et lois nécessaires au calcul des BE ainsi que les différentes approches de calcul des provisions en fonction des risques prévoyance.

Ce document adressera également les traitements de primes, frais et stratégies de revalorisation dans le calcul des BE.

Enfin, il abordera les impacts de la réassurance dans le calcul des BE.

1.2 Exigences et cadre réglementaires

Les textes suivants définissent le cadre légal et réglementaire dans lequel s'inscrit l'évaluation des provisions techniques Solvabilité 2 :

- Textes de transposition de la directive Solvabilité II en droit français :
 - Ordonnance n° 2015-378 du 2 avril 2015 transposant la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil du 25 novembre 2009 sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice
 - Arrêté du 7 mai 2015 relatif à la transposition de la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice
 - Décret n° 2015-513 du 7 mai 2015 pris pour l'application de l'ordonnance n° 2015-378 du 2 avril 2015 transposant la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice
- Textes européens : RÈGLEMENT DÉLÉGUÉ (UE) 2015/35 DE LA COMMISSION du 10 octobre 2014 complétant la directive 2009/138/CE du Parlement européen et du Conseil sur l'accès aux activités de l'assurance et de la réassurance et leur exercice
- Notices relative à la France :
 - EIOPA-BoS-14/166 FR - Orientations sur la valorisation des provisions techniques
 - Notice – Modalités de calcul des ratios prudentiels pour les entreprises et groupes d'assurance soumis à la Directive Solvabilité 2.
 - Notice ACPR : NOTICE « Solvabilité II » Provisions techniques (y compris mesures « branches longues ») 2015, Version en date du 17/12/2015
 - Notice ACPR : NOTICE « Modalités de calcul des ratios prudentiels pour les entreprises et groupes d'assurance soumis à la Directive Solvabilité 2 », Version en date du 17/07/2023

NB : une mise à jour des textes pour refléter la transposition en droit français a été effectuée fin 2015.



Le cadre retenu pour l'évaluation des provisions techniques dans le référentiel Solvabilité 2 est une évolution significative de la méthode de valorisation des engagements des compagnies d'assurance qui retient dorénavant une approche économique de valorisation.

Ainsi, le Best Estimate (BE) « correspond à la moyenne pondérée par leur probabilité des flux de trésorerie futurs compte tenu de la valeur temporelle de l'argent estimée sur la base de la courbe des taux sans risque pertinente, soit la valeur actuelle attendue des flux de trésorerie futurs » (Article R351-2 du Code des Assurances, transposition en droit français de l'article 77 de la Directive Solvabilité 2).

Le calcul du BE fait appel à différents types de modélisation.

- Pour l'assurance vie, une modélisation stochastique des risques et la prise en compte d'interactions Actif / Passif est souvent nécessaire du fait notamment des clauses de participation aux bénéfices des contrats.
- Pour l'assurance non-vie, on estime à la fois les Best Estimate de sinistres (pour les sinistres déjà survenus, qu'ils soient connus ou non de l'assureur) et les Best Estimate de primes (pour les sinistres qui n'ont pas encore eu lieu).

L'évaluation du BE nécessite également de disposer de données spécifiques aux portefeuilles de contrats évalués (cf. table de mortalité BE, politique de Participation aux Bénéfices/revalorisation, lois de rachats, lois de maintien en invalidité (BCAC), etc.).

L'approche de valorisation doit respecter plusieurs principes (Article L351-2 du Code des Assurances, transposition en droit français de l'article 76 de la Directive Solvabilité 2) :

Calcul prudent, fiable et objectif : La prudence est particulièrement importante lorsque le jugement d'expert s'applique dans la détermination des hypothèses ou des méthodes de calcul. L'objectivité s'applique en particulier lors de l'établissement des hypothèses et des scénarios actuels et futurs. La fiabilité peut par exemple être vérifiée en comparant flux estimés et flux réels.

Principe de proportionnalité : Le principe de proportionnalité est mentionné à de nombreuses reprises dans la Directive Solvabilité 2. En particulier le calcul réalisé pour le BE (méthodes, hypothèses, etc.) doit être proportionné à la nature, à l'ampleur et à la complexité des risques du BE évalué. Le principe de proportionnalité est abordé plus en détail dans l'article 56 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 :

« Pour déterminer si une méthode de calcul des provisions techniques est proportionnée, les entreprises d'assurance et de réassurance procèdent à une analyse qui inclut :

(a) une évaluation de la nature, de l'ampleur et de la complexité des risques inhérents à leurs engagements d'assurance et de réassurance ;

(b) une évaluation qualitative ou quantitative de l'erreur introduite dans les résultats de cette méthode par tout écart entre :

i) les hypothèses qui sous-tendent la méthode en ce qui concerne les risques ; et

ii) les résultats de l'évaluation visée au point a) ». Octobre 2014.

Calcul brut de réassurance : le BE est calculé brut, les BE de réassurance découlent du BE brut et sont calculés séparément (BE net et BE cédés).

Par ailleurs, seuls les engagements faisant partie des frontières du contrat font l'objet d'une valorisation (on parle généralement d'approche en « run-off » au sens où les contrats futurs sont exclus de la valorisation). Un paragraphe spécifique à ce point technique est dédié dans la suite du document.



1.3 Présentation des différents produits Prévoyance

Selon la loi n° 89-1009 du 31 décembre 1989, dite loi EVIN, la prévoyance regroupe « les opérations ayant pour objet la prévention et la couverture du risque décès, des risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité, des risques d'incapacité de travail ou d'invalidité ou du risque chômage ».

En d'autres termes, la prévoyance désigne tous les contrats et garanties couvrant les risques temporaires ou définitifs liés à la personne. Il s'agit d'assurer le maintien des revenus de l'assuré et de sa famille.

La prévoyance est constituée de deux principales catégories de risques :

- le risque Décès qui comprend les garanties capital décès, maintien garantie décès, rente éducation et rente conjoint
- le risque Arrêt de Travail constitué des garanties incapacité, invalidité en attente et invalidité.

D'autres garanties, qui n'entrent pas dans ces deux catégories de risque, font parties du domaine de la prévoyance : la dépendance, les frais d'obsèques et le risque inaptitude. Dans le vocabulaire de marché, le chômage n'entre pas dans le domaine de la prévoyance.

1.3.1 Risque Décès

- Capital décès

Il s'agit de la garantie de base de tout contrat de Prévoyance. Elle est destinée à compenser partiellement la perte des ressources que l'assuré procurait à son foyer par l'exercice d'une activité professionnelle. Il est versé aux ayants droits un capital qui est déterminé en fonction du salaire de l'assuré décédé. Il s'agit souvent d'un multiple du salaire.

- Décès accidentel

Il s'agit du versement d'un capital en cas de décès par accident de l'adhérent et/ou de son conjoint. Généralement cette garantie se traduit par une majoration du capital versé en cas de décès. La garantie décès accidentel est facultative.

- Maintien des garanties décès

Le maintien des garanties décès consiste pour les salariés à bénéficier du maintien de la couverture décès au niveau atteint pendant les périodes d'incapacité – invalidité (incluant l'invalidité en attente) même si le contrat est résilié.

Cette garantie a été rendue obligatoire dans les contrats collectifs par la loi du 17 juillet 2001 : « La résiliation ou le non-renouvellement du ou des contrats (...) sont sans effet sur les prestations à naître au titre du maintien de garantie en cas de survenance du décès avant le terme de la période d'incapacité de travail ou d'invalidité telle que définie dans le contrat (...) couvrant le risque décès. Cet engagement doit être couvert à tout moment par des provisions représentées par des actifs équivalents. »

Les modalités de maintien des garanties décès pour les bénéficiaires de rentes d'incapacité ou d'invalidité doivent être prévues en cas de changement d'organisme assureur. La prise en charge peut être faite par l'ancien assureur ou transférée vers le nouvel assureur.

Une position commune des trois familles d'organismes assureurs a été rédigée (FFA, CTIP, FNMF) :

- En cas de résiliation du contrat sans organisme assureur reprenneur prise en charge des revalorisations par le dernier organisme assureur.



- En cas de changement d'organisme assureur (sans rupture de couverture) : Aucun changement des pratiques. Si le nouveau contrat d'assurance prévoit la prise en charge des revalorisations post résiliation, la situation est conforme à l'article 7 de la Loi Evin.

- Rente éducation

En cas de décès de l'assuré, une rente est versée à chaque enfant à charge. Elle peut être versée de manière anticipée dans le cas d'une invalidité totale et irréversible constatée chez le parent assuré. La rente éducation peut être vue comme un contrat d'assurance dont l'objectif est de répondre aux besoins de financements du ou des enfants de l'assuré dans le cadre de leurs études.

Il existe deux types de rente :

- Une rente fixe dans le temps. Généralement cette rente prend fin à la majorité de l'enfant (18 ans) ;
- Une rente progressive qui croît par palier avec l'âge de l'enfant bénéficiaire. Au-delà d'un certain âge, elle peut être conditionnée à la poursuite des études par le bénéficiaire.

La rente est généralement doublée pour les orphelins de père et de mère.

- Rente enfant handicapé

Si l'enfant est reconnu handicapé avant l'âge de 21 ans, quelle que soit la cause, la rente éducation devient viagère. En effet, certains contrats prévoient le versement de la rente à vie pour les enfants handicapés. Cette rente viendra compléter celle éventuellement versée par votre régime obligatoire. Par exemple, la CIPAV offre une rente de survie aux enfants allant de 1 578 € à 7 890 €, tandis que la CPAM (si le défunt était salarié) propose un capital de 3 461 € (sous conditions).

- Rente conjoint

Elle est destinée à compenser la disparition d'un revenu immédiat et/ou différé au sein de la famille.

Une rente viagère est versée au conjoint du salarié en cas de décès ou d'invalidité absolue et définitive de l'assuré. Elle complète les droits effectivement acquis avant le décès de l'assuré par ceux qu'il aurait dû obtenir au terme de sa carrière. La rente viagère prend fin au décès du conjoint.

Le cas échéant, une rente temporaire peut s'y additionner (les deux rentes sont cumulatives) si le conjoint n'a pas droit à la pension de réversion, et si au moment du décès, le salarié est âgé de moins de 65 ans. Elle s'arrête à la date de début ou de reprise de la pension de réversion ou à la date de décès du conjoint.

Elles sont généralement calculées :

- Soit en fonction des droits de réversion acquis auprès des régimes de retraite complémentaire AGIRC et ARRCO,
- Soit en fonction du dernier salaire de l'assuré décédé.

Dans le cas du décès simultané ou postérieur du conjoint survivant, certaines formules prévoient le versement aux orphelins d'une rente correspondant à un pourcentage (le plus souvent 30 %, 40% ou 50 %) de la rente de conjoint survivant.



Exemple de contrat prévoyance couvrant le risque Décès :

Monsieur X âgé de 35 ans souscrit un contrat de prévoyance décès pour protéger sa famille en cas de décès prématuré. Le capital garanti est de 100 000 €. En cas de décès, le montant sera versé aux bénéficiaires. En cas de décès accidentel, un capital supplémentaire de 2 500 € est versé aux bénéficiaires.

Le montant de la cotisation mensuelle est de 9 €. (Contrat global de prévoyance avec AT, et décès)

Le contrat prévoit également une rente mensuelle pour sa femme, Madame X âgée de 30 ans. Cette rente est de 500 € par mois et sera versée jusqu'à son décès (rente viagère).

Monsieur X a un enfant unique de 6 ans, une rente mensuelle de 200 € sera versée à ce dernier en cas de décès de Monsieur X jusqu'à ses 26 ans.

Enfin, le contrat couvre les frais d'obsèques jusqu'à concurrence de 5 000 €.

1.3.2 Risque Arrêt de Travail des salariés

- Incapacité de travail (régime général)

Le régime général est défini dans le livre III du code de Sécurité Sociale.

L'incapacité fait référence à l'impossibilité pour l'assuré d'exercer une activité professionnelle à la suite d'une maladie ou d'un accident professionnel.

Prestations versées par la Sécurité Sociale : Une indemnité journalière est alors accordée à l'expiration d'un délai de carence de 3 jours, au titre de chaque jour ouvrable ou non.

Le niveau de l'indemnité journalière versée (IJ) correspond à 50% du salaire journalier brut de base. Ce dernier est calculé sur la moyenne des salaires bruts des trois derniers mois travaillés (91,25 jours) précédant l'arrêt (ou des 12 mois en cas d'activité saisonnière ou discontinue), plafonnée à 1,8 SMIC.

Le délai de carence ne s'applique pas lors d'un arrêt de travail dans les cas suivants :

- la reprise d'activité entre deux prescriptions d'arrêt de travail ne dépasse pas 48 heures ;
- si l'assuré est en affection de longue durée ALD et que les arrêts de travail sont en rapport avec cette maladie, le délai de carence n'est retenu que pour le premier arrêt de travail.

Prestations complémentaires versées par l'assureur : Il s'agit d'indemnités journalières qui complètent celles de la Sécurité sociale, ainsi que le maintien de revenu versé par l'employeur dans le cadre de la loi de mensualisation. Ce complément de rémunération est proposé au travers de contrats de prévoyance collectifs et peut, dans certains cas, couvrir la totalité du salaire, sans jamais le dépasser. La durée et le montant des indemnités versées dépendent des contrats et dans certains cas de la convention collective dont relève l'entreprise.

En effet, la convention collective peut améliorer le dispositif et prévoir :

- Une extension de la période de versement du complément de rémunération par l'employeur ;
- Une réduction ou même une suppression du délai de carence ;
- Une augmentation du montant du complément de rémunération versé par l'employeur.

Les causes de sortie possibles de l'état d'incapacité sont :

- Le passage en invalidité
- La reprise du travail
- Le décès



- Le départ à la retraite.

L'incapacité a une durée maximale de 3 ans. Au-delà de 3 ans, si l'assuré est toujours dans l'incapacité de reprendre une activité professionnelle, il bascule dans l'état d'invalidité.

- Incapacité de travail (accident du travail – maladies professionnelles)

Les accidents du travail et les maladies professionnelles relèvent du livre IV du code de la Sécurité Sociale.

Les indemnités journalières versées par l'assurance maladie sont calculées à partir du salaire brut du mois précédant l'arrêt de travail (si le salarié est mensualisé). Ce salaire, divisé par 30,42, détermine le salaire journalier de base.

Le montant des indemnités journalières évolue dans le temps :

- Pendant les 28 premiers jours suivant l'arrêt de travail : l'indemnité journalière est égale à 60 % du salaire journalier de base, avec un montant maximum plafonné à 232, 03 € au 1er janvier 2024.
 - À partir du 29e jour d'arrêt de travail : l'indemnité journalière est majorée et portée à 80 % du salaire journalier de base, avec un montant maximum plafonné à 309,37 € au 1er janvier 2024.
 - Au-delà de 3 mois d'arrêt de travail : l'indemnité journalière peut être revalorisée en cas d'augmentation générale des salaires.
- Invalidité en attente

Ce risque concerne les futures entrées en invalidité des incapables en portefeuille.

- Invalidité (régime de l'assurance maladie)

Le code de la Sécurité Sociale prévoit des prestations dans le cas de l'invalidité d'un assuré, au titre du régime de droit commun (Titre IV du livre 3)

Un assuré est considéré comme invalide lorsque sa capacité de travail est réduite d'au moins 2/3 (66%) à la suite d'un accident ou d'une maladie.

On distingue trois catégories d'invalidité qui permet de déterminer le montant de la pension versée au salarié invalide afin de compenser la perte de revenus :

- **1^{ère} Catégorie** : l'assuré est en état d'exercer une activité professionnelle, le montant de la pension versée par l'assurance maladie est de 30% du salaire annuel moyen avec un minimum de 311.56 € et un maximum de 1159.20 €.
- **2^{ème} Catégorie** : l'assuré ne peut plus exercer d'activité professionnelle, le montant de la pension versée par l'assurance maladie est de 50% du salaire annuel moyen avec un minimum de 311.56 € et un maximum de 1932 €.
- **3^{ème} Catégorie** : l'assuré n'est plus en état d'exercer une activité professionnelle et est dans la nécessité d'avoir recours à l'assistance d'une tierce personne pour effectuer ses gestes du quotidien. Le montant de la pension versée par l'assurance maladie est de 50% du salaire annuel moyen majoré de 40% pour tierce personne avec un minimum de 311.56 € et un maximum de 1833 €.



Catégorie d'invalidité	Pourcentage du salaire annuel moyen	Montant mensuel minimum de la pension d'invalidité	Montant mensuel maximum de la pension d'invalidité
1 ^{re} catégorie	30 %	311,56 €	1 159,20 €
2 ^e catégorie	50 %	311,56 €	1 932,00 €
3 ^e catégorie	50 %, majoré de 40 % par la <u>majoration pour tierce personne</u>	311,56 €	1 833,00 €

Contrairement à l'incapacité, l'invalidité a un caractère définitif.

Source : [Pension d'invalidité de la Sécurité sociale | Service-Public.fr](#)

Prestations complémentaires versées par l'assureur : Les contrats prévoyance invalidité prévoient généralement le versement d'une rente qui complète la pension versée par la Sécurité Sociale. Selon la couverture, le montant de cette rente peut compléter la pension pour atteindre jusqu'à 100% du dernier revenu perçu. Certains contrats incluent le versement d'un capital invalidité.

- Invalidité (régime accidents du travail et maladies professionnelles)

Le livre IV de la Sécurité sociale est relatif aux accidents du travail et maladies professionnelles.

Prestations versées par la Sécurité Sociale : Une maladie est dite "professionnelle" si elle résulte des conditions dans lesquelles le salarié exerce d'une façon habituelle son activité professionnelle qui l'expose à un risque physique, chimique, psychique, ou biologique.

L'organisme de sécurité sociale détermine un taux d'incapacité permanente (IPP) qui permet de percevoir une indemnisation. Selon le taux d'IPP, cette indemnité est versée sous forme de capital ou de rente viagère.

Exemple de contrat prévoyance couvrant le risque Arrêt de travail :

Monsieur X 35 ans a souscrit un contrat de prévoyance via son employeur (prévoyance collective) couvrant les risques incapacité-invalidité. Il a un salaire brut moyen de 3500 €. Le montant de la cotisation mensuelle est de 24 €.

Le contrat prévoit :

- Garantie d'incapacité temporaire de travail (ITT) due à une maladie ou un accident, l'assuré reçoit des indemnités journalières. Le montant garanti est de 25 € par jour et la durée maximale de versement est de 3 ans.
- Maintien de Salaire : l'employeur assure le maintien de revenu en complément des prestations de la Sécurité sociale.
 - Montant garanti pour le maintien de salaire : 70 % du salaire brut sous déduction de la Sécurité sociale (50% du salaire annuel moyen en invalidité de 2^{ème} catégorie)
 - Durée de versement : jusqu'à la reprise du travail ou la mise en invalidité
- Prise en compte du maintien de la garantie décès



1.3.3 Risque Arrêt de Travail dans la fonction publique d'Etat

Dans la fonction publique, les arrêts de travail sont gérés selon certaines règles spécifiques :

- Incapacité de travail :
 - Fonctionnaires :

En cas de maladie, les agents et stagiaires de l'Etat bénéficient de congés statutaires avec un maintien de salaire (partiel ou total) :

 - ✓ Congé de Maladie Ordinaire (CMO) en cas de maladie ou accident et dans l'incapacité de travailler : la durée totale des congés peut atteindre 12 mois. Durant le CMO, le fonctionnaire conserve l'intégralité des primes pendant la durée de plein traitement. L'assureur verse des Indemnités Journalières IJ complémentaires à demi-traitement pendant 9 mois après 3 mois de remboursement de l'employeur à plein traitement.
 - ✓ Congé Longue Maladie CLM en cas de maladie caractérisée de grave et invalidant et nécessitant un traitement de longue durée. La durée maximale est de 3 ans. L'assureur verse des prestations complémentaires à demi-traitement pendant 2 ans après 1 an de remboursement de l'employeur à plein traitement.
 - ✓ Congé de Longue Durée CLD en cas de maladie mentale, tuberculose, affection cancéreuse, poliomyélite ou déficit immunitaire grave et acquis. La durée maximale est de 5 ans. L'assureur verse des prestations complémentaires à demi-traitement pendant 2 ans après que l'employeur a remboursé 3 ans à plein traitement.
 - ✓ Disponibilité d'office DO : le fonctionnaire ayant épuisé ses droits de congé de maladie ordinaire (CMO), congé de longue maladie (CLM), congé de longue durée (CLD), peut être placé en disponibilité d'office. La durée est de 3 années consécutives.
 - ✓ Congé pour invalidité temporaire imputable au service CITIS en cas d'incapacité temporaire liée à l'accident de service ou maladie contractée pendant l'exercice de ses fonctions. Le fonctionnaire perçoit 100% salaire jusqu'à reprise du travail ou la retraite. Il est également remboursé des frais médicaux liés à son état.
 - Agents contractuels de droits publics :

Ces agents bénéficient du régime général de la sécurité sociale et des droits statutaires pris en charge par l'employeur. Après 1 an d'ancienneté, en cas de maladie, ils bénéficient du maintien de salaire par l'employeur public en complément des IJ de la Sécurité sociale en fonction de leur ancienneté.

 - ✓ Congé de maladie sur 12 mois consécutifs : versement de prestations complémentaires par l'assureur en fonction de l'ancienneté après remboursement de l'employeur et de la Sécurité Sociale
 - Si l'ancienneté est supérieure à 4 mois : versement d'IJ pendant 11 mois après 1 mois de versement de l'employeur et de la Sécurité Sociale à plein traitement
 - Si l'ancienneté est supérieure à 2 ans : versement d'IJ pendant 10 mois après 2 mois de versement de l'employeur et de la Sécurité Sociale à plein traitement
 - Si l'ancienneté est supérieure à 3 ans : versement d'IJ pendant 9 mois après 3 mois de versement de l'employeur et de la Sécurité Sociale à plein traitement
 - ✓ Congé de Grave Maladie CGM sur 3 ans : Indemnités Journalières IJ complémentaires versées par l'assureur pendant 2 ans après 1 an de remboursement de l'employeur et de la Sécurité Sociale à plein traitement



- ✓ Congé arrêt de travail AT ou maladie professionnelle MP sur toute la durée de l'incapacité de travail précédant la guérison complète, la consolidation de la blessure ou le décès
- Salariés non couverts par un contrat collectif à adhésion obligatoire
 - En cas de maladie, la Sécurité sociale verse une partie du salaire puis l'employeur complète selon l'ancienneté. (Source DGAFP)
- Invalidité :

L'agent invalide est mis en retraite d'office et est radié de la fonction publique, il ne peut pas reprendre une activité dans le secteur public. Le projet d'accord Protection Sociale Complémentaire PSC de la fonction publique prévoit que le fonctionnaire invalide ne sera plus radié de la fonction publique et bénéficiera d'une prestation de compensation d'invalidité.
- Capital décès :

Le capital perçu par les ayants droit est déterminé en fonction de l'âge de l'agent au moment de son décès :

 - Après 62 ans, l'ayant-droit de l'assuré bénéficie d'un capital décès égal à une année de traitement brut
 - Avant 62 ans, cet ayant droit bénéficie d'un capital décès égal à un ¼ du traitement annuel brut.

La réforme courant 2024 va supprimer cette condition d'âge et la prestation sera égale à une année de traitement brut. Ce capital sera composé d'un socle forfaitaire employeur et d'un complément employeur.

1.3.4 Autres garanties

- Dépendance :

Ce risque désigne l'état d'incapacité partielle ou totale, pour un individu, d'exécuter seul les gestes de la vie quotidienne. L'état de dépendance s'appuie sur deux grilles :

 - La grille AGGIR¹ (Autonomie, Gérontologie Groupe Iso Ressources), telle qu'elle est définie pour l'APA (Allocation Personnalisée d'Autonomie) ;
 - La grille AVQ (Actes de la Vie Quotidienne). Cette grille définit 6 actes : la toilette, l'habillage, l'alimentation, la continence, le déplacement, les transferts. Le nombre d'AVQ que peut effectuer la personne détermine le niveau de dépendance. Le nombre d'AVQ qu'une personne peut effectuer détermine son niveau de dépendance. Plus le nombre d'AVQ est réduit, plus la personne est dépendante dans sa vie quotidienne. Ces limitations doivent être irréversibles et permanentes pour être prises en compte dans l'évaluation de la dépendance, en d'autres termes, elles ne doivent pas être temporaires ou susceptibles de s'améliorer avec le temps.

¹ La grille AGGIR est un outil permettant d'évaluer le degré de dépendance des personnes âgées.

La grille nationale AGGIR a été élaborée par des médecins de la Sécurité sociale, de la Société française de Gérontologie et par des informaticiens.



AVQ	Détail AVQ
Toilette	Capacité de satisfaire à un niveau d'hygiène et de toilette acceptable
Habillage	Capacité de s'habiller et se déshabiller seul
Alimentation	Capacité à se servir et à manger de la nourriture préparée préalablement
Contenance	Capacité d'assurer les besoins, avec utilisation possible des protections prévues et des appareils chirurgicaux
Déplacement	Pouvoir se déplacer à l'intérieur de son logement (surface plane ou aménagée), ou de s'en extraire en cas de danger imminent
Transferts	Pouvoir se déplacer d'un lit à une chaise ou un fauteuil, ou inversement

Exemple de contrat prévoyance couvrant le risque dépendance² :

Monsieur X, 35 ans, a souscrit un contrat prévoyance dépendance. La cotisation mensuelle est de 38,50 €.
Le contrat prévoit le versement d'une rente mensuelle 1 000 € en cas de dépendance totale. En cas de dépendance partielle, la rente versée sera de 500 €.
Le contrat inclut également le versement d'un capital de 5 000 € en complément de la rente.

- Frais d'obsèques

En cas de décès de l'assuré ou d'un membre de sa famille, une somme forfaitaire est versée afin de couvrir les frais d'obsèques.

- Inaptitude

L'inaptitude au travail n'entraîne pas le statut d'invalidé de la Sécurité Sociale.

Contrairement à l'invalidité, l'inaptitude au travail est liée au poste que le salarié occupe au moment de son accident. Ainsi, un salarié peut être déclaré inapte à son poste mais n'est pas considéré comme invalide. Il peut en effet exercer une autre activité professionnelle.

Risques	Durée	Continuité de l'activité professionnelle initiale	Possibilité d'une autre activité professionnelle
Incapacité	3 ans	Non	Non
Invalidité Catégorie 1	Permanent	Oui	Oui
Invalidité Catégories 2/3	Permanent	Non*	Non
Inaptitude à la conduite	Permanent	Non	Oui

Comparaison entre Inaptitude, Incapacité et invalidité

(*) sauf cas spécifique de mi-temps thérapeutique par exemple.

² Source : Simulateur Dépendance - AG2R LA MONDIALE



Exemple de contrat couvrant le risque inaptitude :

Monsieur X conducteur de véhicule de plus de 3,5 tonnes a souscrit à un contrat auprès d'un régime d'inaptitude à la conduite.

Ce contrat permet au conducteur en cas d'inaptitude de percevoir, sous certaines conditions, une prestation soit sous forme de capital soit sous forme de rente temporaire.

1.4 Risque santé

Le risque santé fait référence à l'incertitude associée à la survenance d'événements qui affectent la santé d'un assuré (ou d'un bénéficiaire) et qui entraînent des coûts médicaux. Il repose donc sur l'état physique et mental de l'assuré.

Les différents niveaux de couverture en assurance santé varient selon les formules proposées par les assureurs et mutuelles. Voici les principales catégories de couverture :

- **Couverture de base** : garantit le remboursement du ticket modérateur sur la base du tarif de convention du régime obligatoire. Ainsi sont remboursés les honoraires des médecins et les soins ne dépassant pas le tarif de convention de la Sécurité sociale ;
- **Couverture plus étendue** : va au-delà des dépenses courantes. Elle offre, également, de meilleures prestations en cas d'hospitalisation ;
- **Couverture plus complète** : garantit tout ou partie des dépassements d'honoraires au-delà du tarif de convention du régime obligatoire, mais sans excéder le montant des frais réels justifiés par l'assuré. Elle offre également une meilleure prise en charge des cures et des appareils acoustiques, des prothèses dentaires, des lunettes, lentilles de contact...

Une assurance complémentaire santé est un contrat qui a pour objet de prendre en charge tout ou partie des dépenses de santé restantes concernant la maladie, l'accident et la maternité, non couvertes par l'assurance maladie obligatoire.

Les principales³ garanties en assurance santé sont :

- Les frais d'hospitalisation médicale ou chirurgicale, actes et frais de chirurgie ;
- Le forfait journalier hospitalier et, parfois, le supplément en chambre particulière ;
- Les consultations et visites de médecins généralistes ou spécialistes ;
- Les frais pharmaceutiques ;
- Les frais d'analyse et de laboratoire ;
- Les actes de pratique médicale courante et les actes d'auxiliaires médicaux ;
- Les actes d'électroradiologie, de neuropsychiatrie, d'obstétrique ;
- Les frais d'optique : montures, verres et lentilles ;
- Les frais de soins et de prothèses dentaires ;

³ Source : Assurance complémentaire santé | economie.gouv.fr



- Les frais d'orthopédie et de prothèses.

Exemple de contrat santé :

Remboursement pour un malade respectant le parcours de soins, et consultant son médecin généraliste en secteur à honoraires libres (secteur 2), dont le tarif de consultation est de 60 euros.

Garantie n°1

100 % TC ou 100 % BR, signifie que l'assuré sera remboursé jusqu'à 100 % du tarif conventionnel (TC) de la Sécurité sociale, le tarif conventionnel étant de 30 €.

- Prise en charge par la sécurité sociale : S'agissant d'une consultation de généraliste, elle correspond à 70% du tarif conventionnel de 30 €, soit 21 € ($=30 \text{ €} * 70 \%$). La sécurité sociale rembourse 20 € ($=21 \text{ €} - 1 \text{ euro de part forfaitaire non remboursée}$).
- Prise en charge par la complémentaire : 30 % du tarif conventionnel ($= 100 \% - 70 \%$). La somme remboursée par la complémentaire santé sera donc 9 € ($=30 \times 30 \%$).

L'assuré sera remboursé au total de 20 € par la Sécurité sociale + 9 € par l'assurance complémentaire santé, soit 29 €. La somme restant à charge du patient sera de 31 € ($= 60 - 29 \text{ €}$).

Garantie n°2

200 % TC ou 200 % BR, signifie que l'assuré sera remboursé jusqu'à 2 fois le tarif conventionnel de la Sécurité sociale, c'est-à-dire 60 € ($2 \times 30 \text{ €}$).

- Prise en charge par la sécurité sociale : 70 % du tarif conventionnel de 30 €, soit 21 €. La sécurité sociale rembourse 20 € ($= 21 \text{ €} - 1 \text{ € de part forfaitaire non remboursée}$).
- Prise en charge par la complémentaire : 130 % ($=200 \% - 70 \%$) du tarif conventionnel, soit 39 € ($= 30 * 130 \%$).

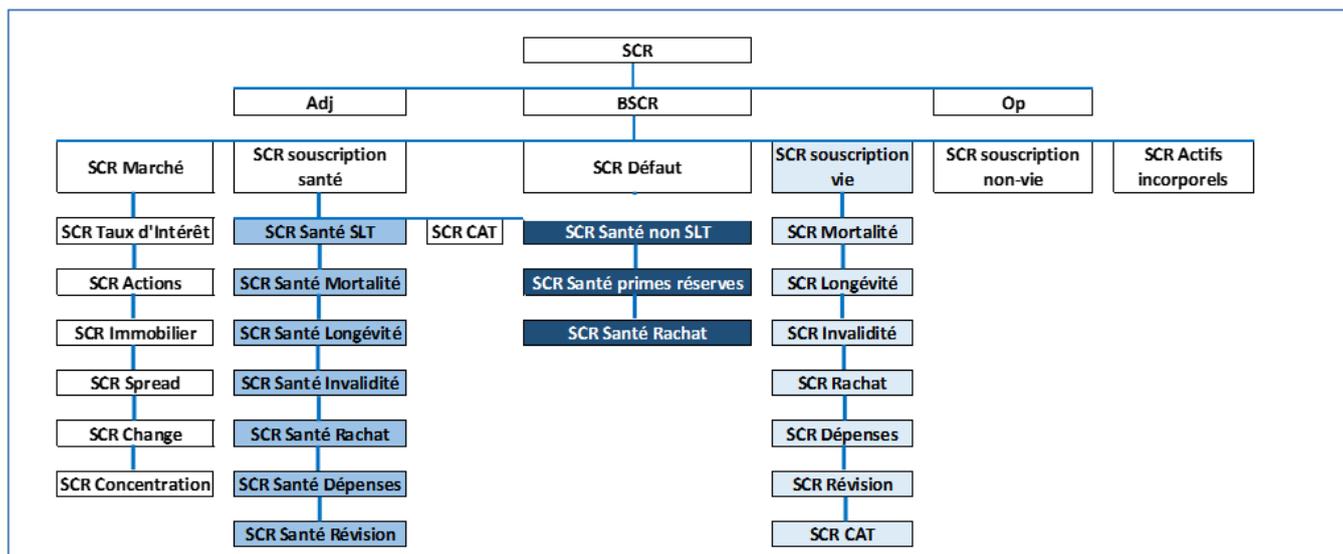
L'assuré sera remboursé au total 20 € par la sécurité sociale + 39 € par l'assurance complémentaire santé, soit 59 €. La somme restant à charge du patient sera de 1 € ($= 60 \text{ €} - 59 \text{ €}$).



1.5 Les différents produits Prévoyance et santé en vision risque

1.5.1 Segmentation en LoB

Au sein de la Directive Solvabilité II, les engagements d'assurance sont alloués en fonction des caractéristiques des risques sous-jacents.



Les engagements sont segmentés en catégories homogènes aussi appelées « lignes d'activité ». Si un contrat présente plusieurs garanties différentes, il doit être segmenté selon les risques de chacune des garanties. Ainsi, les garanties des contrats de prévoyance peuvent être classées en Vie, en Santé SLT ou en Santé NSLT.

Le tableau ci-dessous présente le classement des principaux risques Prévoyance selon les lignes d'activité et les modules de risque :

Risque	Module de risque	Ligne d'activité assurance	Numéro LoB assurance	Ligne d'activité réassurance	Numéro LoB réassurance
Décès (Capital)	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
Rente Conjoint	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
Rente Conjoint (*)	Vie	Assurance avec participations aux bénéfices	30	Réassurance vie	36
Rente Education	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
Rente Education (*)	Vie	Assurance avec participations aux bénéfices	30	Réassurance vie	36
Incapacité (Indemnités Journalières)	Santé (NSLT)	Assurance de protection de revenu	2	Réassurance proportionnelle de protection de revenu	14



Risque	Module de risque	Ligne d'activité assurance	Numéro LoB assurance	Ligne d'activité réassurance	Numéro LoB réassurance
Incapacité (Indemnités Journalières)	Santé (NSLT)	Assurance de protection de revenu	2	Réassurance santé non proportionnelle	25
Incapacité en Attente	Santé (NSLT)	Assurance de protection de revenu	2	Réassurance proportionnelle de protection de revenu	14
Incapacité en Attente	Santé (NSLT)	Assurance de protection de revenu	2	Réassurance santé non proportionnelle	25
Incapacité (Rentes)	Santé (SLT)	Rentes découlant des contrats d'assurance non-vie et liées aux engagements d'assurance santé	33	Réassurance santé	35
Santé	Santé (NSLT)	Assurance des frais médicaux	1	Réassurance proportionnelle frais médicaux	13
Santé	Santé (NSLT)	Assurance des frais médicaux	1	Réassurance santé non proportionnelle	25
MGDC Invalidité (Capital et/ou Rentes)	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
MGDC Incapacité (Capital et/ou Rentes)	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
MGDC Inval en Attente (Capital et/ou Rentes)	Vie	Autre Assurance Vie	32	Réassurance vie	36
Inaptitude	Santé (SLT)	Rentes découlant des contrats d'assurance non-vie et liées aux engagements d'assurance santé	33	Réassurance santé	35

(*) Selon le code de la SS et de la Mutualité, il n'y a pas de participation aux bénéfices pour les contrats collectifs en cas de décès. Ces produits appartiennent à la ligne d'activité « Autre assurance vie »).



2. BE de sinistre : provisions relatives à l'incapacité et l'invalidité, rente éducation, rente de conjoint et santé

2.1 Introduction

2.1.1 Courbe des taux

Dans le cadre de la réglementation Solvabilité 2, la courbe de taux sans risque est utilisée pour l'évaluation des provisions techniques. Elle est fournie par l'Autorité Européenne des Assurances et des Pensions Professionnelles (EIOPA). Cette courbe est mise à jour mensuellement et est basée sur les taux de swap interbancaires pour la partie non extrapolée. Pour les maturités au-delà du dernier point liquide (Last Liquid Point, LLP), une méthode d'extrapolation est appliquée afin de prolonger la courbe jusqu'à l'ultime taux à terme (Ultimate Forward Rate, UFR).

La courbe des taux est disponible sur le site de l'EIOPA, pour chaque monnaie, avec correction ou non de la volatilité : [Risk-free interest rate term structures - EIOPA \(europa.eu\)](https://www.europa.eu/risk-free-interest-rate-term-structures)

Les organismes d'assurance peuvent appliquer une correction pour volatilité de la courbe des taux d'intérêt sans risque pour calculer la meilleure estimation de leurs engagements. Cette mesure n'est pas soumise à une autorisation préalable de l'ACPR. Elle ne peut néanmoins être utilisée que sous certaines conditions. (ACPR : Notice correction pour volatilité : <https://acpr.banque-france.fr/autoriser/procedures-secteur-assurance/provisions-techniques/correction-pour-volatilite>)

Cette correction est fonction de l'écart entre le taux d'intérêt qu'il serait possible de tirer des actifs inclus dans un portefeuille de référence dans cette monnaie et les taux de la courbe des taux d'intérêt sans risque pertinente correspondante dans cette monnaie.

2.1.2 Groupes homogènes de risques

Le calcul du Best Estimate de sinistres s'appuie sur l'évaluation de chacune des provisions suivantes :

- Pour l'incapacité :
 - La provision pour l'incapacité en cours, reflétant le coût probable de l'incapacité restante.
 - La provision pour l'invalidité en attente, représentant le coût du passage éventuel en invalidité.
 - La provision pour le maintien de la garantie décès en cas d'incapacité.
 - La provision pour le maintien de la garantie décès en cas d'invalidité en attente.
- Pour l'invalidité :
 - La provision pour invalidité en cours, reflétant le coût probable de l'invalidité restante.
 - La provision pour le maintien de la garantie décès en cas d'invalidité.
- Pour la santé :
 - La provision pour sinistres à payer reflétant le coût estimé des sinistres survenus mais non encore réglés.

Le calcul du Best Estimate de sinistres brut de réassurance est réalisé par groupes de risques homogènes (GRH).

L'article 34 du règlement délégué 2015/35 dispose que « lorsqu'une méthode de calcul se fonde sur les données relatives à des contrats groupés, les entreprises d'assurance et de réassurance veillent à ce que le regroupement de contrats crée des groupes de risques homogènes, qui reflètent de manière appropriée les risques de chacun des contrats inclus dans ces groupes. »



2.2 Incapacité

2.2.1 Provision pour l'incapacité en cours

La provision pour l'incapacité actuelle, fixée à 1 euro par mois, concerne l'estimation de la durée probable de l'arrêt, actualisée au taux sans risque pour une période t ($v(t)$), pour une personne d'âge age et en incapacité depuis anc mois au moment du calcul.

Elle s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{inc}(age,anc) \simeq \frac{1}{2} \sum_{k=anc}^{35} {}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc} \times v\left(\frac{k-anc}{12}\right) + {}_{k+1-anc}p_{age,anc}^{inc} \times v\left(\frac{k+1-anc}{12}\right)$$

En utilisant les notations suivantes :

$$v(t) = \left(\frac{1}{1+i(t)}\right)^t \text{ avec } i \text{ le taux d'actualisation annuel.}$$

age désignant l'âge atteint par l'assuré au moment de la survenance de l'incapacité.

anc représentant l'ancienneté atteinte à la date de calcul.

${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc}$ la probabilité conditionnelle de maintien en incapacité à 1 mois à l'ancienneté k , pour une personne entrée en incapacité à l'âge " age " et d'ancienneté anc mois à la date de calcul.

Or comme ${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc} = \frac{L_{age,k}^{inc}}{L_{age,anc}^{inc}}$, le calcul pour calculer la provisions pour l'incapacité encours en utilisant les tables devient :

$$PM_{inc}(age,anc) \simeq \frac{1}{2 \times L_{age,anc}^{inc}} \sum_{k=anc}^{35} L_{age,k}^{inc} \times v\left(\frac{k-anc}{12}\right) + L_{age,k+1}^{inc} \times v\left(\frac{k+1-anc}{12}\right)$$

Avec la notation suivante :

$L_{age,k}^{inc}$ le nombre de survivants, dans la table de maintien en incapacité, après une ancienneté de k mois depuis l'entrée en incapacité à l'âge.

Résultats de l'exemple de contrat individuel prévoyance Arrêt de travail partie 1.3 :

Hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table de maintien du BCAC 2013.
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.
- Indemnité incapacité versée mensuellement (ici 760€ par mois)
- Ici $anc = 0$; Ainsi Monsieur X vient d'entrer en incapacité

Le coefficient de rente obtenu est de 3,40 et la provision associée de 2 587 €.





2.2.2 Provision pour l'invalidité en attente

La provision pour l'invalidité en attente peut s'exprimer de la manière suivante :

$$PM_{\text{pass}}(\text{age}, \text{anc}) \simeq \sum_{k=\text{anc}}^{35} {}_{k-\text{anc}}p_{\text{age}, \text{anc}}^{\text{inc}} \times p_{\text{age}, k}^{\text{inc} \rightarrow \text{inv}} \times \frac{1}{2} \times \sum_{m=0}^{62-\text{age}-\frac{k+0.5}{12}-1} m p_{\text{age}+\frac{k+0.5}{12}, 0}^{\text{inv}} \times v \left(m + \frac{k+0.5-\text{anc}}{12} \right) + {}_{m+1}p_{\text{age}+\frac{k+0.5}{12}, 0}^{\text{inv}} \times v \left(m + 1 + \frac{k+0.5-\text{anc}}{12} \right)$$

Avec :

- $\mu_{\text{age}, u}^{\text{inc} \rightarrow \text{inv}}$ la force de passage instantanée à l'ancienneté u pour une personne entrée en incapacité à l'âge age .
- $p_{\text{age}, k}^{\text{inc} \rightarrow \text{inv}}$ la probabilité de passage en invalidité entre le mois k et $k + 1$ pour une personne entrée en incapacité à l'âge age .

La formule se décompose en deux sommes imbriquées : la première représente la probabilité de rester en incapacité tout en devenant invalide au cours du mois, tandis que la seconde représente la durée de l'invalidité.

La valeur de l'actualisation a été prise en milieu de mois sous l'hypothèse que les transitions vers l'invalidité se produisent uniformément au cours de chaque mois.

Résultats de l'exemple de contrat individuel prévoyance Arrêt de travail partie 1.3 :

Hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table de maintien du BCAC 2013.
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.

Sur la base des formules précédentes, le coefficient de rente obtenu est de 0,0116 et la provision associée de 1 757 €.

2.2.3 Maintien de la garantie décès en incapacité

La provision pour le maintien de la garantie décès en incapacité est proportionnelle au **capital décès garanti**.

Il est possible d'utiliser la table de mortalité en incapacité construite par le BCAC en 2002.

La provision s'exprime de la façon suivante :

$$PM_{\text{inc}}^{\text{DC}}(\text{age}, \text{anc}) \simeq \sum_{k=\text{anc}}^{35} {}_{k-\text{anc}}p_{\text{age}, \text{anc}}^{\text{inc}} \times q_{\text{age}, k}^{\text{inc}} \times v \left(\frac{k+0.5-\text{anc}}{12} \right)$$

En utilisant :

- l'hypothèse que les décès se produisent de manière uniforme au cours du mois. Autrement dit, en moyenne, les décès ont lieu au milieu de chaque mois.

$${}_{k-\text{anc}}p_{\text{age}, \text{anc}}^{\text{inc}} = \frac{L_{\text{age}, k}^{\text{inc}}}{L_{\text{age}, \text{anc}}^{\text{inc}}}$$

$$q_{\text{age}, k}^{\text{inc}} = 1 - \frac{L_{\text{age}, k+1}^{\text{inc}, \text{DC}}}{L_{\text{age}, k}^{\text{inc}, \text{DC}}}$$



- $L_{age,k}^{inc,DC}$ le nombre de survivants dans la table de mortalité en incapacité, après une ancienneté de k mois depuis l'entrée en incapacité à l'âge age .

$$PM_{inc}^{DC}(age,anc) \simeq \sum_{k=anc}^{35} {}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc} \times q_{age,k}^{inc} \times v\left(\frac{k+0.5-anc}{12}\right)$$

2.2.4 Maintien de la garantie décès pour l'invalidité en attente

Pour la provision en cas de décès pendant l'invalidité en attente, il suffit de reprendre la formule pour la provision d'invalidité en attente et d'y remplacer la provision pour invalidité par la provision pour décès en invalidité.

Elle s'exprime donc de la manière suivante :

$$PM_{pass}^{DC}(age,anc) \simeq \sum_{k=anc}^{35} {}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc} \times p_{age,k}^{inc \rightarrow inv} \times v\left(\frac{k+0.5-anc}{12}\right) \times PM_{inv}^{DC}\left(age + \frac{k+0.5}{12}, 0\right)$$

Avec :

$${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inc} = \frac{L_{age,k}^{inc}}{L_{age,anc}^{inc}} \quad \text{et} \quad p_{age,k}^{inc \rightarrow inv} = \frac{N_{age,k}^{inc \rightarrow inv}}{L_{age,k}^{inc}}$$

Et $PM_{inv}^{DC}\left(age + \frac{k+0.5}{12}, 0\right)$ est obtenue par interpolation linéaire entre $PM_{inv}^{DC}\left(\lfloor age + \frac{k+0.5}{12} \rfloor, 0\right)$ et $PM_{inv}^{DC}\left(\lfloor age + \frac{k+0.5}{12} \rfloor + 1, 0\right)$

2.3 Invalidité

2.3.1 Invalidité en cours

La provision pour l'invalidité en cours pour une prestation **annuelle** de 1 euro peut être exprimée comme suit :

$$PM_{inv}(age,anc) \simeq \frac{1}{2} \sum_{k=anc}^{62-age-1} {}_{k-anc}p_{age,anc}^{inv} \times v(k-anc) + {}_{k+1-anc}p_{age,anc}^{inv} \times v(k+1-anc)$$

Avec :

$${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inv} = \frac{L_{age,k}^{inv}}{L_{age,anc}^{inv}} \quad \text{et} \quad {}_{k+1-anc}p_{age,anc}^{inv} = \frac{L_{age,k+1}^{inv}}{L_{age,anc}^{inv}}$$

Et en utilisant les notations suivantes :

- ${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inv}$ la probabilité conditionnelle de maintien en invalidité à 1 an à l'ancienneté k, pour une personne entrée en invalidité à l'âge age et d'ancienneté anc années à la date de calcul.
- $L_{age,k}^{inv}$ le nombre de survivants dans la table de maintien en invalidité, après une ancienneté de k années depuis l'entrée en invalidité à l'âge age .

Résultats de l'exemple de contrat individuel prévoyance Arrêt de travail partie 1.3 :

Pour l'invalidité dans cet exemple, la sécurité sociale prend en charge 50% du salaire annuel moyen dans le cadre d'une invalidité de 2^{ème} catégorie soit pour ici un salaire moyen de 42 000€.

Montant de charge annuelle = 8 400€ après déduction de la prise en charge de la sécurité sociale

Hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table de maintien du BCAC 2013.



- Montant garanti invalidité versé annuellement
- Âge de la retraite à 65 ans
- Ici anc = 0 ; Ainsi Monsieur X vient d'entrer en invalidité
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.

Sur la base des formules précédentes, le coefficient de rente obtenu est de 18,01 et la provision mathématique associée de 151 317 €.

2.3.2 Maintien de la garantie décès en invalidité

Il reste à calculer la provision en cas de décès pour l'invalidité. Cette provision est proportionnelle au capital décès garanti et nécessite l'utilisation d'une table de mortalité en invalidité (construite par le BCAC en 2002).

Pour un capital décès garanti de 1 euro, la provision en cas de décès à constituer au titre de l'invalidité est donnée par la formule suivante :

$$PM_{inv}^{DC}(age,anc) \simeq \sum_{k=anc}^{62-age-1} {}_{k-anc}p_{age,anc}^{inv} \times q_{age,k}^{inv} \times v(k + 0.5 - anc)$$

Avec :

$${}_{k-anc}p_{age,anc}^{inv} = \frac{L_{age,k}^{inv}}{L_{age,anc}^{inv}} \quad \text{et} \quad q_{age,k}^{inv} = 1 - \frac{L_{age,k+1}^{inv,DC}}{L_{age,k}^{inv,DC}}$$

Et en utilisant les notations suivantes :

- $q_{age,k}^{inv}$ la probabilité de décès à 1 an à l'ancienneté k, pour une personne entrée en invalidité à l'âge *age*.
- $L_{age,k}^{inv}$ le nombre de survivants dans la table de maintien en invalidité, après une ancienneté de k années depuis l'entrée en invalidité à l'âge *age*.
- $L_{age,k}^{inv,DC}$ le nombre de survivants dans la table de mortalité en invalidité, après une ancienneté de k années depuis l'entrée en incapacité à l'âge *age*.

2.4 Rente éducation

Concernant le calcul des provisions pour la rente éducation, nous utilisons les notations suivantes :

- $v(t) = \left(\frac{1}{1+i(t)}\right)^t$ avec *i* le taux d'actualisation annuel.
- ${}_u p_{age}^{SCO}$ la probabilité conditionnelle de maintien en scolarité pendant *u* années, pour une personne en scolarité à l'âge *age* à la date de calcul.
- ${}_u p_{age}$ la probabilité de survivre *u* années pour une personne d'âge *age*.
- R_u correspond au montant de la rente à la date *u*. Les rentes étant en pratique très souvent indexées, elles dépendent du temps. On considère ici que la revalorisation est comprise dans R_u .



La provision à constituer pour une rente éducation à terme échu en cours est donnée par la formule suivante :

$$PM_{sco}(\text{age}) = \sum_{k=\text{age}+1}^{30} R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times {}_k p_{\text{age}}^{sco} \times v(k - \text{age})$$

Pour être complet sur la rente d'éducation, nous devons prendre en compte la périodicité m du paiement des rentes, très souvent trimestrielle ($m = 4$). Pour cela, en utilisant la formule d'approximation de Woolhouse, nous obtenons :

$$PM_{sco}(\text{age}) = \sum_{k=\text{age}+1}^{30} R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times {}_k p_{\text{age}}^{sco} \times v(k - \text{age}) + \frac{m-1}{2m} \times R_{\text{age}}$$

Les probabilités de maintien en scolarité ${}_u p_{\text{age}}^{sco}$ peuvent être trouvées sur le site de l'Insee rubrique [Taux de scolarisation par âge](#).

Résultats de l'exemple sur le risque Décès partie 1.3 :

Hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table TGH05
- Utilisation du taux de scolarisation donné par l'INSEE pour 2021.
- Décès de monsieur X fin février 2024
- Versement des rentes à partir de début mars 2024
- L'enfant est un garçon
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.

Sur la base des formules précédentes, le coefficient de rente obtenu (c'est-à-dire le nombre de paiements mensuels de rente actualisé moyen) est de 185,35 et la provision mathématique associée de 37 071 €.

2.5 Rente de conjoint

Concernant le calcul des provisions pour rente de conjoint, nous pouvons distinguer 2 cas :

- La rente viagère
- La rente temporaire

2.5.1 Rente viagère

Pour une rente viagère, à terme échu la provision mathématique s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{RCV}(\text{age}) = \sum_{k=1}^{120} R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times v(k - \text{age}) + \frac{m-1}{2m} \times R_1$$

Pour une rente viagère, à terme à échoir la provision mathématique s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{RCV}(\text{age}) = \sum_{k=0}^{120} R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times v(k - \text{age}) - \frac{m-1}{2m} \times R_0$$



Résultats de l'exemple sur le risque Décès partie 1.3 :

Hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table TGF05
- Décès de monsieur X fin février 2024
- Versement des rentes à partir de début mars 2024
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.

Sur la base des formules précédentes, le coefficient de rente obtenu est de 803,75 et la provision mathématique associée de 401 875 €.

2.5.2 Rente temporaire

Finalement pour une rente temporaire de n année à terme échu, la provision mathématique s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{RCT}(\text{age}) = \sum_{k=1}^n R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times v(k - \text{age}) + \frac{m-1}{2m} \times (R_1 - R_n \times {}_n p_{\text{age}} \times v(n - \text{age}))$$

Et pour une rente temporaire de n année à terme à échoir, la provision mathématique s'exprime de la manière suivante :

$$PM_{RCT}(\text{age}) = \sum_{k=0}^n R_k \times {}_k p_{\text{age}} \times v(k - \text{age}) - \frac{m-1}{2m} \times (R_0 - R_n \times {}_n p_{\text{age}} \times v(n - \text{age}))$$

Sur la base de l'exemple sur le risque Décès partie 1.3 avec pour hypothèses de calcul :

- Utilisation de la table TGF05
- Pour le taux d'actualisation, utilisation des données EIOPA sans VA (Volatility Adjustment) de février 2024.
- Décès de monsieur X fin février 2024
- Versement des rentes à partir de début mars 2024
- Rentes versées sur 30 ans

Sur la base des formules précédentes, le coefficient de rente obtenu est de 356,16 et la provision mathématique associée de 178 079 €.

2.6 Santé

Le calcul de BE de sinistres brut de réassurance est réalisé par GRH.

Principe : $BE_{\text{sinistres y.c frais}} = BE_{\text{sinistres passés}} + BE_{\text{Frais gestion passés}}$



Le calcul des BE des garanties santé s'appuie généralement sur les PSAP comptables au 31/12/N. Le risque santé étant un risque court terme et comportant peu de facteurs d'incertitude (duration légèrement supérieure à 1), la méthode consiste à s'appuyer sur l'évaluation des PSAP réalisée en comptes sociaux.

La méthodologie de calcul utilisée au 31/12/N pour l'évaluation des BE santé pour chacun des GRH concerné est la suivante :

- Projection des PSAP au 31/12/N par année de survenance et par inventaire futur à partir d'une cadence de liquidation du coût des sinistres (prestations + provisions)
- Actualisation des flux projetés à l'aide de la courbe des taux EIOPA.

A noter que la méthode utilisée pour les évaluations prudentielles peut différer de celle utilisée pour l'établissements des comptes sociaux (Chain Ladder très majoritairement).

3. Construction de tables d'expériences

La directive Solvabilité 2 demande aux assureurs d'utiliser des hypothèses Best Estimate pour le calcul de leurs engagements, à la différence de la tarification et du provisionnement pour les comptes sociaux pour lesquelles une marge de prudence est en pratique souvent intégrée dans ces hypothèses, quand elle n'est pas directement imposée par la réglementation. Si l'utilisation de tables réglementaires demeure possible et répandue dans ce cadre prudentiel, ces tables doivent toutefois être confrontées aux données d'expérience et ajustées afin de refléter au mieux le niveau du risque effectivement couvert.

Cette partie du document présentera brièvement les problématiques intervenant dans la construction des tables d'expérience, d'abord pour la mortalité puis pour l'arrêt de travail. Pour chacun de ces risques, les tables de référence seront d'abord introduites, puis sera abordée la construction de tables d'expérience basées ou non sur ces tables réglementaires, à partir de données de portefeuille.

Rappelons ici qu'en prévoyance collective les informations démographiques permettant la construction de tables d'expérience ne sont parfois pas disponibles et l'utilisation de tables de référence appropriées est dans ce cas toute indiquée.

3.1 Tables d'expérience pour la mortalité

La construction des tables de mortalité est un domaine de recherche très riche qui intéresse non seulement les actuaires mais également les statisticiens et les démographes. Il existe de nombreuses méthodes statistiques mobilisables pour construire une table d'expérience, parmi lesquelles il peut être difficile de s'y retrouver. Plusieurs ressources sont toutefois disponibles sur le site de l'Institut des Actuaires. Il s'agit tout d'abord de recommandations de la Commission d'Agrément de l'Institut des Actuaires émises en 2006 (Commission d'Agrément 2006) ainsi que d'une série de 4 notes méthodologiques rédigées par Julien Tomas et Frédéric Planchet en 2014. Dans cette section, nous présenterons les grandes lignes de la construction des tables d'expérience en reprenant certaines des recommandations qui figurent dans ces documents et en les complétant si nécessaire.

3.1.1 Les tables de mortalité réglementaires

L'[article A. 132-18 du code des assurances](#) définit les modalités d'utilisation des tables réglementaire et des tables d'expérience pour la tarification et le provisionnement des garanties d'assurance de personne en cas de décès, en cas de vie, et pour les rentes viagères. Dans le contexte de la prévoyance, les garanties nécessitant l'utilisation d'une table de mortalité pour le calcul des provisions comptables ou prudentielles sont les suivantes :



- Les couvertures pluriannuelles ou viagères avec versement d'un capital en cas de décès ou de survie de l'assuré (ou de ses ayant-droits) : il s'agit par exemple des garanties frais d'obsèques viagères. Pour la tarification et le provisionnement comptable de ces garanties, les tables réglementaires sont les tables TH/TF 00-02.
- Les rentes éducation et rentes de conjoint : pour la tarification et le provisionnement comptable de ces garanties, les tables réglementaires sont les tables générationnelles TGH/TGF 05. Ces tables, avec d'éventuels ajustements, seront également le plus souvent utilisées pour le provisionnement sous Solvabilité II.
- Le maintien des garanties décès associées à la couverture prévoyance en cas d'incapacité ou d'invalidité : les textes réglementaire ne définissent pas de tables réglementaires pour la tarification ou le provisionnement comptable de ce risque, et dans la pratique les organismes d'assurance utilisent des tables fournies par le BCAC.

Si les tables TH/TF 00-02 jouent un rôle essentiel dans la tarification de nombreuses garanties en prévoyance, elles n'interviennent pas dans leur provisionnement. Nous nous limiterons ainsi dans ce qui suit à la présentation des tables réglementaires TGH 05 et TGF 05.

Tables de mortalité périodiques TH-TF 00/02

Pour les garanties en cas de décès, les tables actuellement en vigueur sont les tables TH/TF 00-02. Elles ont été construites par l'INSEE sur la base des données de population française pour les années 2000 à 2002. Elles se déclinent selon l'âge et le sexe des individus. La population assurée présente un niveau de mortalité plus faible que la population française dans son ensemble, cette dernière comprenant en effet des personnes en situation précaire, sans accès à l'assurance. Ces tables sont ainsi réputées prudentes pour les garanties en cas de décès.

Pour les garanties en cas de vie à l'exception des rentes, les tables TH/TF 00-02 sont également utilisées, mais en leur appliquant des décalages d'âge, ce qui revient à considérer les assurés comme plus jeunes qu'ils ne le sont réellement et leur associer ainsi un niveau de mortalité plus faible. Cela permet d'injecter dans les tables TH/TF 00-02 une marge de prudence, nécessaire en raison du niveau de mortalité réduit de la population assurée par rapport à la population générale, comme souligné ci-avant.

Tables de mortalité prospectives TGH-TGF 05

Pour les rentes viagères, y compris temporaires, les tables de référence sont les tables générationnelles TGH/TGF 05. Elles se déclinent selon l'âge, le sexe et l'année de naissance et couvrent les générations 1900 à 2005, pour toutes les années postérieures à 1996. Ainsi seules les générations 1996 à 2005 disposent de tables complètes, les générations antérieures pouvant uniquement être projetées à partir de l'âge atteint en 1996, soit 96 ans pour la génération 1900 ou 46 ans pour la génération 1950. Ces tables ont été établies à partir de projections de l'INSEE basées sur l'observation de la population française entre 1962 à 2000, auxquelles a été appliqué un correctif de niveau par âge sur la base de données issues de portefeuilles de rentes couvrant la période 1993 à 2005. Ces tables capturent ainsi les tendances d'évolution dans le temps de la mortalité mesurées à l'échelle de la population française, tout en considérant un niveau de mortalité plus prudent qui correspond à celui de la population assurée utilisée lors de leur construction. Ce principe du positionnement par rapport à une table de référence avec des ajustements selon l'âge pourra être repris dans le cadre de la construction de tables d'expérience.

Ces tables de mortalité sont représentées sur la Figure 1. La Figure 2 compare quant à elle l'espérance de vie périodique associée à ces tables avec celle observée dans la population française pour les années 2000 à 2022.



Tables TH/TF 00-02 en cas de Décès et de Vie

La table en cas de Vie est construite par application d'un décalage décroissant avec l'âge

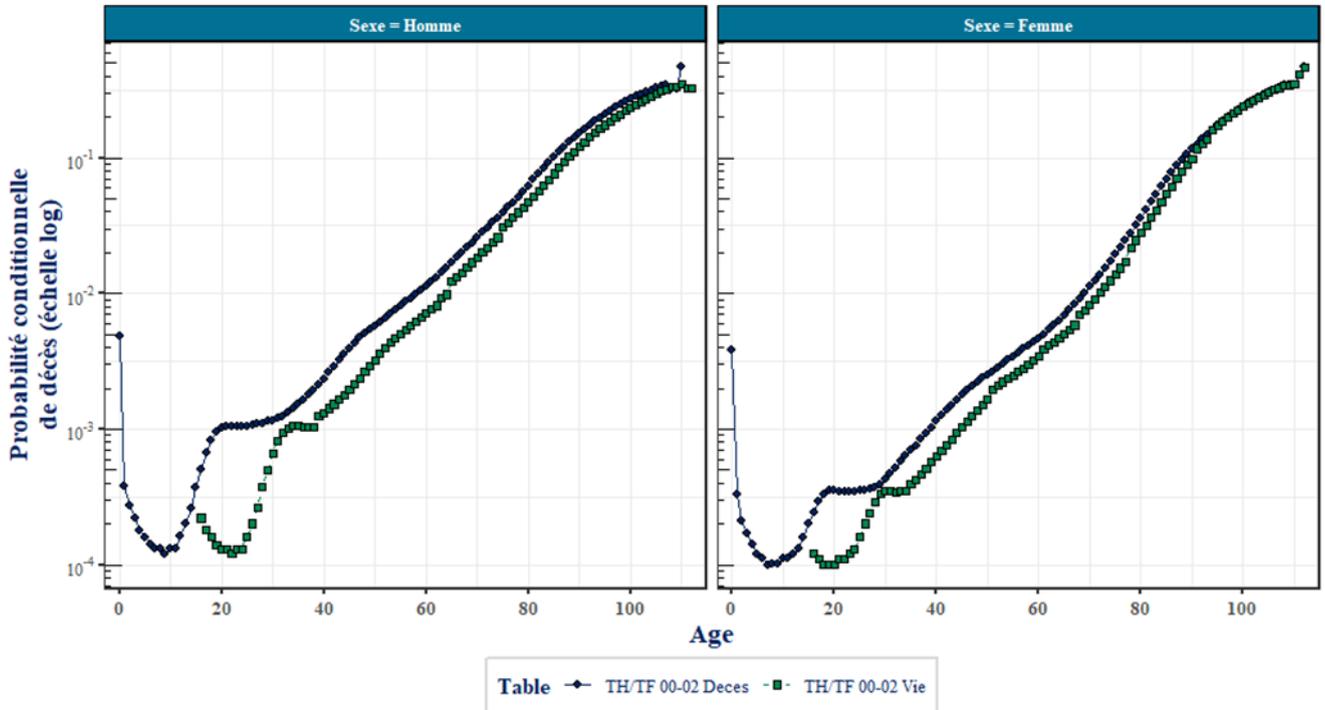


Figure 1 : Probabilité conditionnelle de décès à 1 an des tables réglementaires TH/TF 00-02

Espérance de Vie observée et prédite par les tables TH/TF 00-02

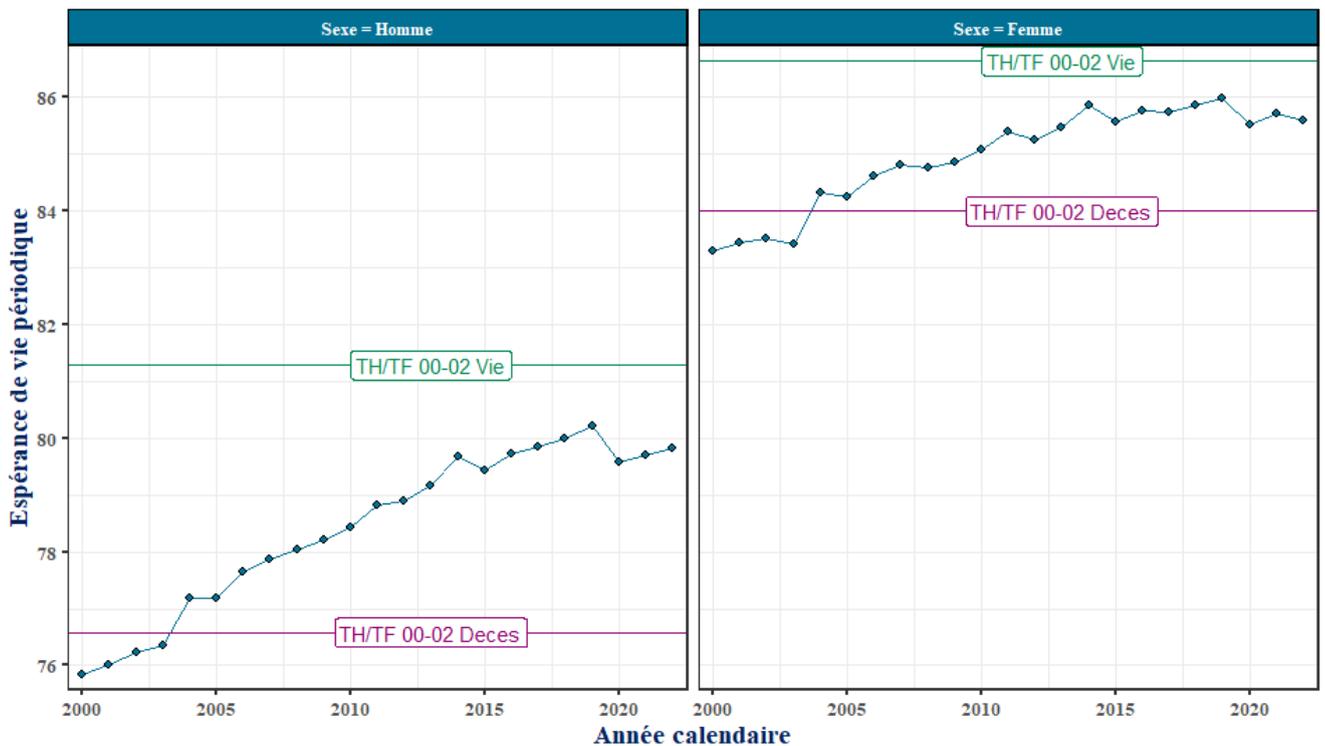


Figure 2 : Espérance de vie périodique observée dans la population française entre 2000 et 2022 et comparaison avec l'espérance de vie associée aux tables TH/TF 00-02



Tables TGH/TGF 05

courbes de mortalité de 4 générations à 20 ans d'intervalle

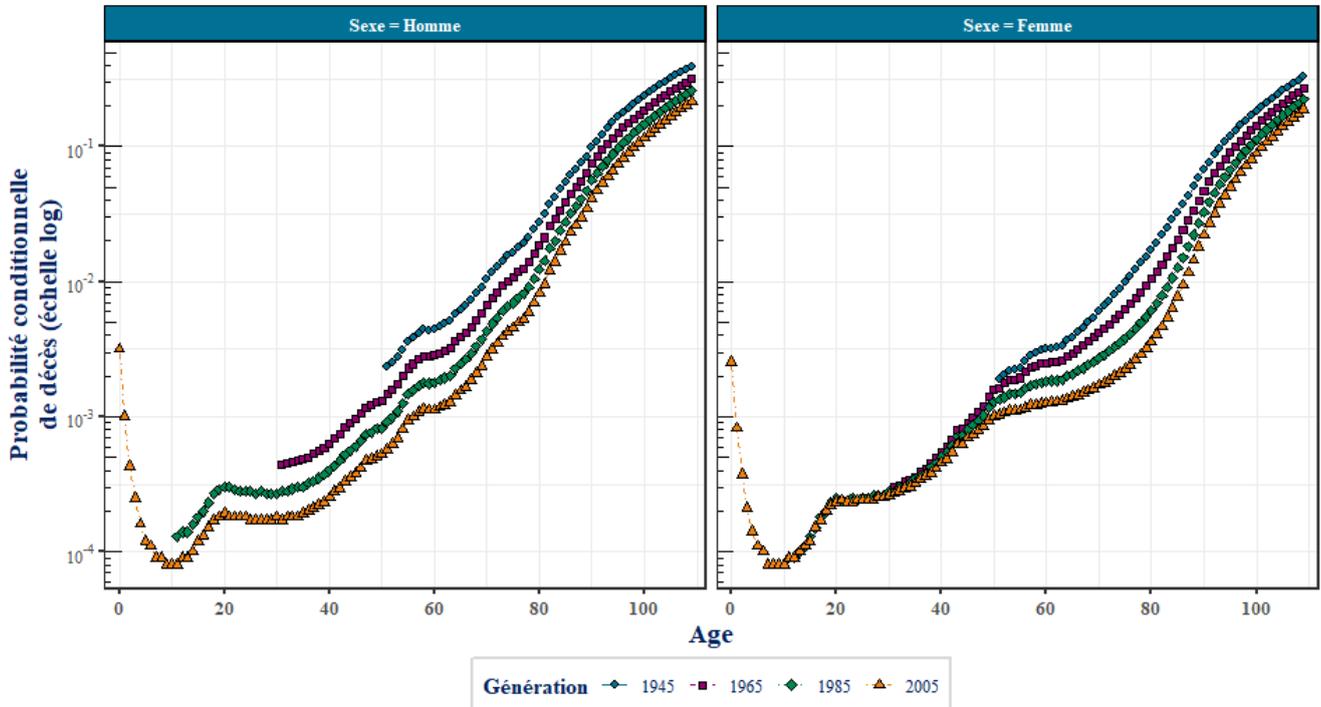


Figure 3 : Probabilité conditionnelle de décès associée aux tables réglementaires TGH/TGF 05 pour différentes générations

La Figure 3 représente la courbe de mortalité par âge associée aux tables TGH/TGF 05 pour différentes générations et la Figure 4 l'âge moyen au décès prédit par ces tables en cas de survie à 16 ans et 60 ans. Cet âge moyen au décès augmente de façon quasi-linéaire dans le temps, ce qui constitue une hypothèse prudente au regard des évolutions observées depuis le milieu des années 2010 dans de nombreux pays occidentaux qui font état d'un ralentissement dans l'augmentation de l'espérance de vie, phénomène amplifié par la pandémie de covid19 qui a engendré une forte surmortalité entre 2020 et 2022.



EV prédite par les tables TGH/TGF 05

Ces tables font l'hypothèse d'une croissance quasi-linéaire de l'espérance de vie

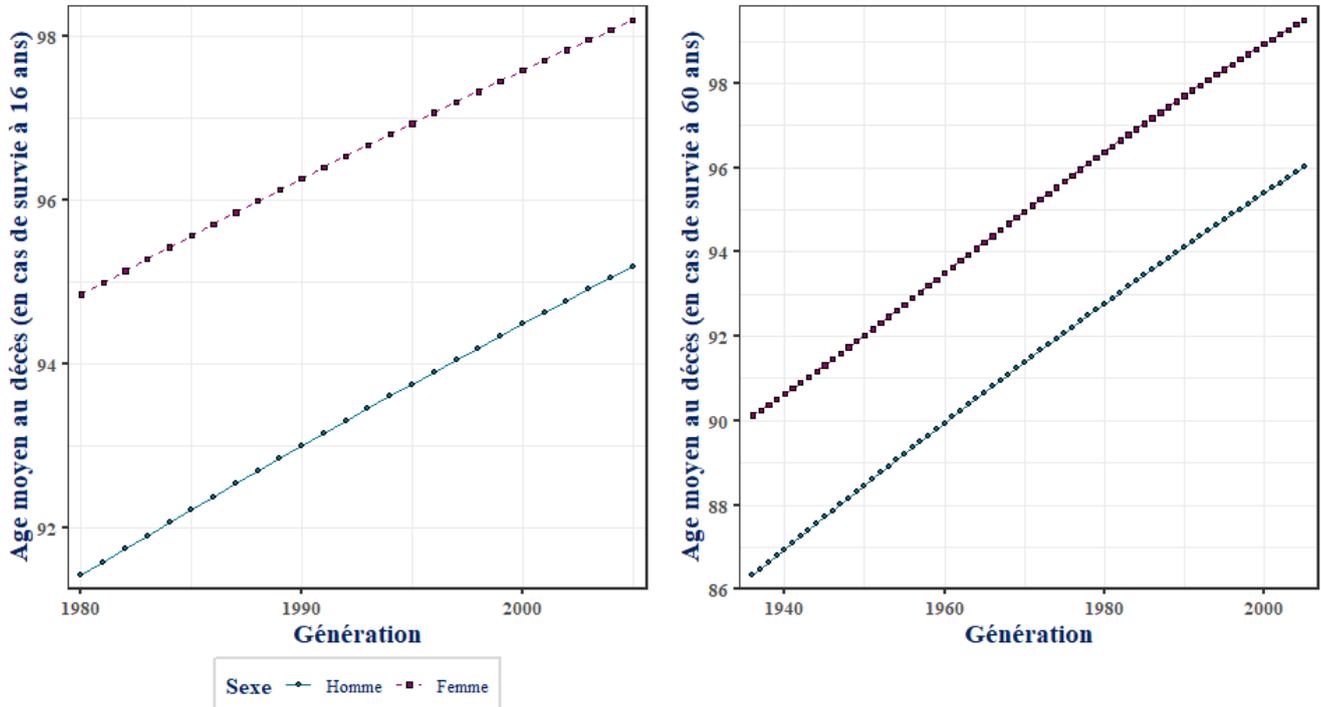


Figure 4 : Age moyen au décès prédit par les tables TGH/TGF 05, à 16 et 60 ans et pour différentes générations

3.1.2 Mise en forme des données issues d'un portefeuille de mortalité

La première étape de la construction d'une table de mortalité d'expérience consiste à extraire des systèmes de gestion des organismes d'assurance les données lui permettant de réaliser l'étude. La Commission d'Agrément souligne la grande variété de situations auquel les actuaires peuvent se retrouver confrontés lors de l'exploitation de données issues du ou des systèmes de gestion de leur entreprise. Il n'est ainsi pas possible de définir une méthodologie unique pour la mise en forme des données d'expérience qui s'appliquerait à tous les systèmes de gestions.

Variables socles pour la construction de tables de mortalité d'expérience

Idéalement, l'actuaire souhaitant entreprendre la construction d'une table de mortalité d'expérience dispose d'une base de données dans laquelle chaque ligne correspond à un assuré, et qui contient les variables socles nécessaires à l'étude d'expérience. Dans le cas du risque décès, il s'agira des variables suivantes :

- La **date de naissance**, nécessaire au calcul de l'âge, de loin le principal déterminant de la mortalité
- La **date de souscription**, nécessaire pour la prise en compte d'effets associés à la *troncature à gauche*
- La **date de décès**
- La **date de résiliation**, la survenance des résiliations empêchant l'assureur d'observer le décès et provoquant ainsi un phénomène de *censure à droite* aléatoire
- Le **sexe**, qui présente également un impact important vis-à-vis du risque décès.

Au niveau de chaque portefeuille, il est également nécessaire de connaître à quelle date les données ont été extraites, puisque tous les contrats en cours à cette date seront soumis à un phénomène de *censure à droite* fixe.



Dans le cas de données issues d'un unique portefeuille, cette date peut être choisie comme la date la plus tardive renseignée dans la base de données, mais dans le cas où les données proviennent de plusieurs base de données extraites à des dates différentes il est particulièrement important de disposer de cette information pour chacune des bases considérées.

La [Table 1](#) propose un extrait d'une base de données fictive contenant les variables socles décrites ci-dessus. La variable **Clé** y est utilisée pour identifier de manière unique les individus durant les traitements présentés par la suite. La [Figure 3](#) propose une représentation graphique de ces trajectoires sur une échelle calendaire.

Table 1 : Extrait d'une base de données de mortalité fictive présentant les variables essentielles pour la construction d'une table de mortalité d'expérience

Clé	Date naissance	Date souscription	Date décès	Date résiliation	Sexe
1	27/02/1948	30/01/2011	21/10/2012		Femme
2	21/01/1957	21/08/2018	03/09/2021		Femme
3	16/12/1940	11/07/2002	08/06/2016		Homme
4	28/05/1983	18/07/2004		29/10/2010	Femme
5	09/01/1970	15/03/2003			Homme
6	03/10/1966	14/06/2011			Homme
7	09/03/1970	29/02/2012		25/07/2016	Femme
8	16/04/1946	17/07/2003	15/09/2017		Homme
9	27/03/1970	31/01/2017		14/06/2021	Femme
10	06/05/1971	01/06/2006			Homme

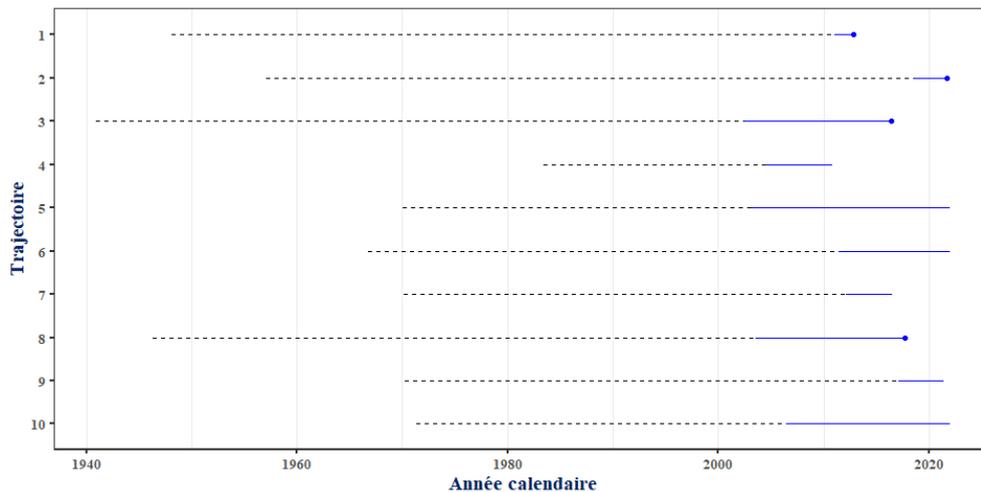


Figure 5 : Représentation graphique des trajectoires fictives présentées dans la Table 1. La partie en pointillée correspond à la période allant de la naissance à la souscription des individus. Le point indique que la trajectoire se termine par un décès.



Choix de la période d'étude

L'observation des individus se fait *a priori* sur la période allant de la première date de souscription observée jusqu'à la **date d'extraction des données**. Dans la pratique, une période d'étude plus restreinte sera souvent retenue, et ce pour plusieurs raisons exposées par la Commission d'Agrément (2006) et qui sont rappelées ici :

- Les données ne seront pas nécessairement **exhaustives** lors des derniers mois précédant la **date d'extraction des données**. En effet, certains décès déjà survenus pourraient ne pas encore être connus de l'assureur à ce jour ou ne pas avoir été retranscrits dans la base. Pour éviter de sous-estimer la mortalité, une date de fin de période d'étude antérieure à la **date d'extraction des données** devra être choisie afin de garantir la connaissance de la (quasi-)exhaustivité des décès survenus sur la période d'étude. Celle-ci devrait reposer sur une étude du délai observé entre la survenance d'un décès et sa retranscription dans le système de gestion, dans le cas où cette information est disponible.
- Les données ne seront pas homogènes sur toute l'historique du portefeuille car la mortalité évolue dans le temps. Commission d'Agrément (2006) recommande ainsi de limiter la période d'étude à entre 3 et 5 ans. Ajoutons ici que même si le choix d'une période d'étude restreinte permet de limiter les problèmes liés à l'évolution du risque dans le temps, il existera toujours un décalage entre les données observées (qui seront pour certaines vieilles de 3 à 5 ans) et la période sur laquelle le calcul des engagements futurs de l'assureur est réalisée (qui couvrira *a minima* la prochaine année). Il paraît ainsi opportun, dans la mesure où la méthodologie retenue n'intègre pas d'aspect prospectif, de corriger les hypothèses retenues afin qu'elles reflètent le risque futur effectivement couvert par l'assureur plutôt que le risque observé par le passé.

La période d'étude choisie devrait idéalement s'étaler sur un nombre entier d'années pour limiter l'impact du caractère saisonnier de la mortalité, plus élevée en hiver et dans une moindre mesure en été - lors des périodes de canicule - que pendant le reste de l'année. Le choix d'une période d'étude s'alignant avec l'année calendaire est en pratique recommandé car la manipulation de fractions d'années calendaire ferait ressurgir les problèmes de saisonnalité susmentionnés lors de la validation du modèle ou de sa comparaison aux tables réglementaires.

Prise en compte de la période d'étude

Au niveau du jeu de données, la prise en compte de la période d'étude se matérialise par la construction de 4 nouvelles variables dans la base, en notant **Date début période** et **Date fin période** les dates de début et de fin de la période d'étude :

- $\text{Date début obs}_i = \max(\text{Date souscription}_i, \text{Date début période})$
- $\text{Date fin obs}_i = \min(\text{Date décès}_i, \text{Date résiliation}_i, \text{Date fin période})$
- $\text{Cause fin obs}_i = \begin{cases} \text{Décès} & \text{si } \text{Date décès}_i < \text{Date fin période} \\ \text{Résiliation} & \text{si } \text{Date résiliation}_i < \text{Date fin période} \\ \text{En cours} & \text{sinon} \end{cases}$
- $\text{Observée}_i = \text{Date début obs}_i \leq \text{Date fin obs}_i$ et $\text{Date début obs}_i \neq \text{Date fin période}$.

Cette dernière variable indique si l'intersection entre la période d'étude et la période de présence de l'individu au sein du portefeuille est non-vide. Dans le cas contraire, la ligne pourra être retirée de la base.

Sur les données fictives précédentes, une période d'étude de 5 ans, courant du *01/01/2016* au *01/01/2021* est retenue. La Table 2 illustre l'ajout des 4 nouvelles variables construites pour chacune des 10 trajectoires précédentes.



Table 2 : Variables construites suite à l'application de la période d'observation aux données

Clé	Date début obs	Date fin obs	Cause fin obs	Observée
1	01/01/2016	21/10/2012	Décès	Non
2	21/08/2018	01/01/2021	En cours	Oui
3	01/01/2016	08/06/2016	Décès	Oui
4	01/01/2016	29/10/2010	Résiliation	Non
5	01/01/2016	01/01/2021	En cours	Oui
6	01/01/2016	01/01/2021	En cours	Oui
7	01/01/2016	25/07/2016	Résiliation	Oui
8	01/01/2016	15/09/2017	Décès	Oui
9	31/01/2017	01/01/2021	En cours	Oui
10	01/01/2016	01/01/2021	En cours	Oui

Les effets de ce choix sont illustrés par la Figure 6. On observe sur celle-ci que:

- Le **décès** observé à l'issue de la trajectoire 2, survenu au cours de l'année 2021, n'est plus comptabilisé car il se situe après la fin de la nouvelle période d'étude. Cette trajectoire est ainsi censurée à la date du *01/01/2021*.
- Les trajectoires 1 et 4 ne sont plus du tout observées, car elle se terminent respectivement par un **décès** et une **résiliation** survenus avant le début de la période d'étude

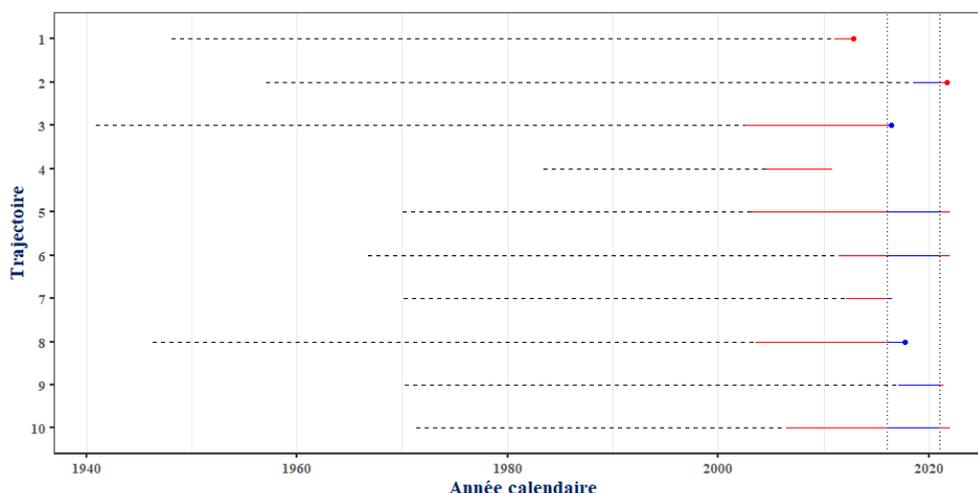


Figure 6 : Représentation graphique de l'intersection des trajectoires fictives présentées dans la Table 1 avec la période d'étude, délimitée par les lignes verticales en pointillés. La partie en rouge représente l'expérience en dehors de la période d'étude qui ne sera pas prise en compte pour celle-ci

La même approche pourra être utilisée sur chaque année de la période d'étude afin de calculer l'exposition au risque et le nombre de décès observés intervenant dans les modélisations agrégés présentées dans la Section suivante.



3.1.3 Principales approches pour la construction de la loi d'expérience

S'il serait trop ambitieux de dresser une liste exhaustive des méthodes utilisés pour la construction des lois d'expérience, celles-ci procèdent toutefois le plus souvent d'une des trois grandes approches suivantes :

- Modéliser directement et de manière discrète la probabilité de survenance du décès sur une période donnée (dans la pratique une année, bien qu'une analyse mensuelle soit également possible) en se basant sur l'effectif présent en début de période
- Appliquer des modèles directement aux données individuelles, dans un cadre d'estimation en temps continu
- Partir des données individuelles et réaliser une hypothèse sur le comportement de la mortalité en cours de période pour se ramener à un problème discrétisé faisant intervenir la durée effective de présence des individus au cours de la période.

Approche basée sur l'effectif présent en début de période

Une approche naturelle consiste à diviser la période d'étude en périodes de longueur t fixée, et à supposer que le nombre de décès observé au cours de chaque période pour chaque combinaison discrète des variables explicatives d'intérêt (par exemple l'âge x , l'année y et le sexe s) $D_{x,y,s}^k$ suit une loi binomiale dont les paramètres sont l'effectif présent en début de période $N_{x,y,s}^k$ et la probabilité conditionnelle de décès au cours de la période $q_{x,y,s}$. Cette approche permet de se ramener à un modèle linéaire généralisé de type binomial (Nelder et Wedderburn 1972).

Elle se justifie dans le cas où le décès est la seule cause de sortie possible en cours de période, une hypothèse qui n'est pas toujours vérifiée en pratique. La Commission d'Agrément (2006) propose plusieurs ajustements pour tenir compte des résiliations observées au cours d'année dont l'utilisation conduit toutefois à abandonner le cadre statistique du GLM binomial.

Dans le cadre de cette approche, l'âge x de chaque individu au cours de la période devrait être défini par différence de millésime, afin que pour chaque période les individus nés au cours de la même année aient tous le même âge, ce qui permet de leur associer un coefficient unique provenant de la table réglementaire. La même définition de l'âge devrait également être retenue pour le calcul des provisions afin de préserver la cohérence entre la construction de la table et son application.

Approche basée sur les données individuelles

Pour des individus ayant tous les mêmes caractéristiques et en partant de l'approche précédente et en faisant tendre la durée t de chaque période vers 0 (ou plutôt une journée, ce qui constitue généralement la plus période utilisée dans les données d'assurance), on aboutit à l'estimateur du produit limite de Kaplan et Meier (1958). L'introduction de variables explicatives dans ce modèle permet d'aboutir au modèle à risque proportionnel de Cox (1972). Il existe également d'autres alternatives comme les forêts aléatoires de survie (Ishwaran et al. 2008) qui s'appliquent également aux données individuelles.

Il est également possible d'ajuster des modèles paramétriques directement à ces données, ce qui est par exemple proposé par S. Richards (2012) ou S. J. Richards (2020) mais uniquement dans le cas de modèles très simples.

Les résultats obtenus à l'aide de ces différentes approches seront le plus souvent transformés en probabilités de survie ou de décès annuelles discrètes afin de réaliser le calcul des provisions.



Approche basée sur l'hypothèse de force de mortalité constante en cours de période

Une troisième approche de modélisation repose sur l'hypothèse que la force de mortalité associée à chaque individu est constante sur chaque période. Cette hypothèse simplificatrice est notamment mise en avant par Commission d'Agrément (2006) comme permettant d'obtenir une expression explicite des taux bruts de mortalité. Elle permet de plus de rendre la maximisation de la vraisemblance d'un modèle de durée équivalente à celle d'un modèle linéaire généralisé (Nelder et Wedderburn 1972) de type Poisson, ce qui est mentionné dans la littérature actuarielle notamment par Gerber (1997), Gschlössl, Schoenmaekers, et Denuit (2011) ou encore Tomas et Planchet (2014).

Sous l'hypothèse de force de mortalité constante en cours de période, en considérant une force de mortalité $\mu_{x,y,s}$ pour l'âge x , l'année y et le sexe s , la vraisemblance associée aux observations individuelles au cours de la période k considérée est en effet proportionnelle à celle que l'on obtiendrait si l'on supposait que le nombre de décès observé $D_{x,y,s}^k$ suivait une loi de Poisson dont le paramètre (et donc la moyenne du nombre de décès observé) serait proportionnel d'une part à la force de mortalité $\mu_{x,y,s}$ et d'autre part à l'exposition centrale au risque $E_{x,y,s}^k$, définie comme la somme des durées d'observation effective des individus du portefeuille ayant les caractéristiques discrétisées (x, y, s) au cours de la période k .

Cela permet ici encore de s'appuyer sur la théorie des modèles linéaires généralisés ainsi que sur les outils dédiés à l'ajustement de tels modèles. La fonction de lien canonique du GLM Poisson est de plus la fonction \ln , ce qui permet de considérer des effets multiplicatifs des variables explicatives, plus facilement interprétables que dans le GLM binomial qui utilise la fonction logit. Soulignons bien que l'utilisation de cette théorie est rendue possible par l'égalité, à une constante près, des fonctions de vraisemblance des deux modèles. Elle ne nécessite nullement que le nombre de décès observé $D_{x,y,s}^k$ suive effectivement une loi de Poisson, hypothèse inutilement restrictive.

3.1.4 Taux bruts de mortalité

Le cadre discret et agrégé de la première et de la troisième approche proposées permet de définir des taux bruts de mortalité. Ceux-ci sont définis par ${}_t\hat{q}_{x,y,s} = D_{x,y,s}/N_{x,y,s}$ pour l'approche binomiale et par $\hat{\mu}_{x,y,s} = D_{x,y,s}/E_{x,y,s}$ pour l'estimateur de type Poisson sous hypothèse de force de mortalité constante sur chaque période où $D_{x,y,s} = \sum_k D_{x,y,s}^k$, $N_{x,y,s} = \sum_k N_{x,y,s}^k$ et $E_{x,y,s} = \sum_k E_{x,y,s}^k$. Le second estimateur est en général attribué à Hoem (1971).

Notons que les deux estimateurs précédents peuvent être comparés en exploitant la relation ${}_t\hat{q}_{x,y,s} = 1 - \exp(-\hat{\mu}_{x,y,s} \times t) \Leftrightarrow \hat{\mu}_{x,y,s} = -\ln(1 - {}_t\hat{q}_{x,y,s})/t$ valable sous hypothèse de force de mortalité constante sur chaque période de longueur t .

La détermination du taux brut de mortalité est souvent présentée comme faisant partie intégrante du processus de construction de tables. Pour les tables prospectives ou en présence d'un volume limité de données, les taux bruts apportent toutefois bien peu d'information du fait de leur grande volatilité. Il est courant dans la pratique actuarielle d'appliquer un modèle directement aux taux bruts de mortalité plutôt qu'aux observations initiales. L'hypothèse sous-jacente est que ces taux bruts sont des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées. Une hypothèse de normalité de ces taux bruts est par ailleurs nécessaire pour le calcul d'intervalles de confiance. Une telle approche est justifiable uniquement si chaque taux brut a été estimé à partir de la même quantité d'information et que celle-ci est très importante. Néanmoins les données disponibles aux grands âges (et parfois aux âges jeunes) sont le plus souvent limitées, induisant une forte volatilité qui n'est pas du tout reflétée dans l'approche basée sur l'application d'un modèle aux taux bruts. L'utilisation de poids est parfois proposée pour palier ce problème, mais ne repose sur aucune base théorique.

A l'inverse, il est beaucoup plus précis (et tout aussi simple) d'appliquer la plupart des approches de modélisation classiques (ou leurs extensions) directement aux décès observés $D_{x,y,s}$ d'une part, et d'autre part à l'effectif initial



$N_{x,y,s}$ dans le cadre du GLM binomial ou à l'exposition centrale $E_{x,y,s}$ dans le cadre du modèle de type GLM Poisson.

3.1.5 Modèles relationnels

L'estimation des tendances d'évolution de la mortalité d'un portefeuille dans le temps nécessite un volume d'information et une profondeur d'historique telle qu'elle n'est généralement envisageable qu'à l'échelle d'un pays. Pour palier ce problème, les organismes d'assurance peuvent toutefois faire appel à des modèles *relationnels* ou *de positionnement*. Un modèle relationnel s'appuie sur une loi de mortalité externe, dite *loi de référence*, qui repose sur des données dont le volume, la fiabilité et la profondeur d'historique sont supérieures à celles disponibles pour la construction de la loi de mortalité d'expérience. Cette approche permet donc de construire une loi de mortalité d'expérience plus robuste.

La loi de référence utilisée sera dans la plupart des cas la table réglementaire adéquate ou une table construite à partir des données de population française dans leur ensemble. Rappelons que les tables réglementaires TGH/TGF 05 sont elles-mêmes issues de l'application d'un modèle relationnel prenant comme référence des tables prospectives construites par l'INSEE.

Bien que plus robuste, la table de référence ne reflète pas nécessairement la mortalité observée au sein du portefeuille étudié, car les caractéristiques de la population assurée peuvent différer de celles de la population sur laquelle la table de référence a été construite. Cet écart est souvent désigné sous le nom de *risque de base*.

Le modèle relationnel aura ainsi pour objectif de construire une loi qui emprunte sa robustesse à celle de la table de référence mais qui reflète néanmoins le risque de mortalité observé au sein du portefeuille étudié. Ce second objectif est d'autant plus important dans le cadre d'une approche Solvabilité II.

Il existe des modèles relationnels plus ou moins complexes :

- Le modèle relationnel le plus simple consiste en l'ajustement d'un coefficient d'abattement unique appliqué à la table réglementaire.
- Une approche intermédiaire intègre un second paramètre afin de faire de ce coefficient d'abattement une fonction affine de l'âge, avec en général une convergence vers le niveau de mortalité de la table réglementaire au grand âge.
- Enfin, une approche plus complexe fait du coefficient d'abattement une fonction lisse de l'âge et ajuste un modèle additif généralisé (Hastie et Tibshirani 1990) comme le lissage de Whittaker-Henderson (Whittaker 1922) ou le lissage P-splines (Eilers et Marx 1996), afin de déterminer la forme de cette fonction à partir des données. La vraisemblance locale, introduite par Loader (1996), constitue une alternative. Pour un traitement des modèles additifs généralisés, on pourra consulter Wood (2006).

Dans la mesure où toutes les approches présentées dans cette section impactent de manière uniforme la courbe de mortalité par âge associée à chaque génération de la table, les améliorations de mortalité issues du modèle relationnel resteront les mêmes que pour la table de référence. Seul le niveau de mortalité sera impacté.

Le cadre des modèles log-linéaires équivalents au GLM Poisson se prête particulièrement bien à l'utilisation des modèles relationnels décrits précédemment qui peuvent s'écrire sous la forme :

$$\ln E(D_{x,y,s}) = f(x, \theta) + \ln[\mu_{x,y,s}^{\text{ref}} e_{x,y,s}^c].$$

La table de référence est ainsi intégrée en tant qu'*offset* dans ce modèle dont les paramètres ne servent plus à caractériser directement le niveau de mortalité observé mais plutôt le coefficient de passage entre la table de référence et la table d'expérience. Suite à l'estimation du vecteur θ , la force de mortalité associée au modèle est ensuite définie par :

$$\mu_{x,y,s}^m(\theta) = \exp(X\theta)\mu_{x,y,s}^{\text{ref}}$$



Le plus simple des modèles introduits ci-dessus s'écrit $\ln E(D_{x,y,s}) = \alpha + \ln[\mu^{\text{ref}}(x, y, s)e_{x,y,s}^c]$ et correspond à l'application d'un coefficient de proportionnalité $\exp(\alpha)$ unique à la table de référence. En s'appuyant sur la propriété de conservation du nombre d'évènements valable pour tout GLM Poisson doté d'un terme d'*intercept*, il vient :

$$\exp(\hat{\alpha}) = \frac{\sum_{x,y,s} D_{x,y,s}}{\sum_{x,y,s} \mu_{x,y,s}^{\text{ref}} e_{x,y,s}^c}$$

En d'autres termes, ce coefficient de proportionnalité correspond au quotient du nombre de décès observés sur le nombre de décès prédits par la table de référence, l'exposition centrale étant supposée fixée.

Le modèle affine est quant à lui défini par :

$$\ln E(D_{x,y,s}) = \alpha + \beta x + \ln[\mu^{\text{ref}}(x, y, s)e_{x,y,s}^c]$$

et le modèle additif généralisé prend la forme :

$$\ln E(D_{x,y,s}) = s(x, \theta) + \ln[\mu_{x,y,s}^{\text{ref}} e_{x,y,s}^c]$$

où $s(x, \theta)$ est une fonction régulière de l'âge.

Chacune de ces trois approches peut être appliquée de manière indépendante pour chaque sexe ou bien des coefficients d'ajustements unisexes peuvent être estimés sur la base de toutes les données disponibles, ce choix pouvant être réalisé suite à la comparaison des résultats issus de ces deux stratégies.

3.1.6 Validation et comparaison des modèles

Afin de vérifier qu'une table reflète bien la mortalité du portefeuille ou de comparer plusieurs approches pour la construction d'une table de référence, la *déviante* devrait être utilisée comme mesure d'erreur. Celle-ci généralise la notion d'erreur quadratique aux modèles linéaires généralisés. La *déviante* s'exprime comme la somme des carrés des résidus de déviance dont l'expression, qui dépend de l'approche de modélisation retenue, sera d'abord introduite. La comparaison de plusieurs modèles sera ensuite abordée.

Validation des modèles à l'aide des résidus de déviance

L'expression des résidus de déviance dépend de l'approche de modélisation choisie :

Pour l'approche en temps discret de type binomiale, l'expression de ces résidus est la suivante :

$$\text{res}_{x,y,s}^m = \text{sign}(D_{x,y,s} - \hat{D}_{x,y,s}^m) \sqrt{2 \left\{ D_{x,y,s} \ln \left(\frac{D_{x,y,s}}{\hat{D}_{x,y,s}^m} \right) + (N_{x,y,s} - D_{x,y,s}) \ln \left(\frac{N_{x,y,s} - D_{x,y,s}}{N_{x,y,s} - \hat{D}_{x,y,s}^m} \right) \right\}}$$

où $\hat{D}_{x,y,s}^m = q_{x,y,s}^m N_{x,y,s}$ est le nombre de décès prédit par le modèle.

Pour l'approche avec hypothèse de force de mortalité constante par période de type Poisson, ils sont obtenus par la formule :

$$\text{res}_{x,y,s}^m = \text{sign}(D_{x,y,s} - \hat{D}_{x,y,s}^m) \sqrt{2 \left[D_{x,y,s} \ln \left(\frac{D_{x,y,s}}{\hat{D}_{x,y,s}^m} \right) - (D_{x,y,s} - \hat{D}_{x,y,s}^m) \right]}$$

où $\hat{D}_{x,y,s}^m = \mu_{x,y,s}^m E_{x,y,s}$ est le nombre de décès prédit par le modèle.

Lorsque le nombre de décès observé pour chaque couple (x, y, s) est suffisamment important et lorsque le modèle décrit correctement le risque de mortalité du portefeuille, ces résidus de déviance doivent se comporter comme des réalisations d'une loi normale standard. Il est ainsi possible de vérifier leur adéquation en effectuant les tests suivants :



- Représenter graphiquement les résidus de déviance en fonction des valeurs croissantes des nombres de décès prédits par le modèle et vérifier que la moyenne et la variance de cette distribution sont stables relativement au nombre de décès prédit
- Représenter graphiquement les valeurs ordonnées des résidus de déviance en fonction des quantiles de la loi normale standard (graphique de type *quantile-quantile*) et éventuellement effectuer un test de normalité sur ces résidus
- Représenter les résidus selon les variables explicatives disponibles, qu'elles soient incluses ou non dans le modèle et vérifier qu'il n'existe pas de groupes de résidus du même signe. On pourra dans le cas de la mortalité utiliser des cartes de chaleur représentant ces résidus simultanément en fonction de l'âge, de l'année et du sexe.

L'analyse des résidus a vocation à faire ressortir la présence d'un biais systématique ou limité à certaines tranches d'âge, certaines années ou au sexe dans le modèle. Dans le cas où le nombre de décès observé est limité, on pourra calculer des résidus regroupés par tranches d'âge ou sur toute la période avant de réaliser cet exercice.

Comparaison des modèles à l'aide de la déviance

La comparaison de plusieurs modèles se fait à l'aide de leur déviance, qui s'exprime comme la somme des carrés des résidus de déviance définis dans la section précédente. La déviance généralise l'erreur quadratique au cadre des modèles linéaires généralisés.

Notons que le calcul de la déviance d'un modèle m et donc la comparaison des modèles ne nécessite pas de connaître comment chaque modèle a été construit mais se fait directement à partir des quantités $q_{x,y,s}^m$ ou $\mu_{x,y,s}^m$. Rappelons qu'il est possible de passer de l'une à l'autre de ces expressions en utilisant la relation ${}_t q_{x,y,s} = 1 - \exp(-\mu_{x,y,s} \times t) \Leftrightarrow \hat{\mu}_{x,y,s} = -\ln(1 - {}_t q_{x,y,s})/t$ valable sous hypothèse de force de mortalité constante sur chaque période de longueur t .

Il existe également une expression des résidus de déviance pour l'approche sur base des données individuelles, et si les résidus sont moins utiles car beaucoup plus volatils, la déviance permet toutefois de comparer des modèles basés sur des données individuelles. On pourra se référer à (Wood 2006, p119) pour plus de détails.

Notons que la déviance d'un modèle n'est autre, à un coefficient multiplicatif - 2 près, que la différence entre la log-vraisemblance du modèle et la log-vraisemblance du modèle le plus proche des données, à savoir l'estimateur des taux bruts.

La déviance étant une mesure de la distance entre le modèle et les données, elle privilégiera systématiquement les modèles les plus complexes. Afin d'éviter ce biais, il sera alors nécessaire de la combiner avec un critère pénalisant la complexité du modèle. Le nombre de degrés de liberté effectifs du modèle edf est le plus souvent utilisé dans ce but. Pour les modèles paramétriques, il s'exprime simplement comme le nombre de paramètres non contraints du modèle. Pour les autres modèles et notamment les méthodes de lissage, il peut prendre des valeurs non-entières.

La comparaison de plusieurs modèles peut alors être réalisée en utilisant l'un des critères suivants :

- Le coefficient de détermination ajusté $R_{adj}^2(m) = 1 - \frac{n-1}{n-edf(m)} \frac{dev(m)}{dev_{max}}$ où dev_{max} est la déviance d'un modèle ne comprenant qu'un unique paramètre représentant le taux de décès moyen observé, toutes variables confondues.
- Le critère d'information d'Akaike : $AIC(m) = dev(m) + 2 \times edf(m)$,
- Le critère d'information Bayésien : $BIC(m) = dev(m) + \ln(n) \times edf(m)$,
- Le critère de validation croisée généralisée : $GCV(m) = \frac{n \ dev(m)}{[n-edf(m)]^2}$



où n est le nombre de combinaisons des variables explicatives observées dans les données. R_{adj}^2 est une version corrigée du coefficient de détermination R^2 dont la valeur est comprise entre 0 et 1. Entre deux modèles, le *meilleur* sera le modèle présentant la valeur de R_{adj}^2 la plus élevée ou la valeur la plus faible pour les trois autres critères. Dans le cas où plusieurs modèles présenteraient des valeurs proches du critère retenu, il sera toujours possible d'opter pour le plus simple des deux au nom de sa parcimonie et de son interprétabilité supérieure.

Notons enfin que pour corriger le surajustement, au lieu d'utiliser les critères présentés ci-dessus, une méthodologie de validation croisée peut être utilisée pour comparer différents modèles directement à l'aide de leur déviance. Le rééchantillonnage doit alors se faire directement sur les données individuelles.

3.1.7 Extrapolation des lois de mortalité aux grands âges

Lors de la construction des tables d'expérience, il est fréquent que l'on ne dispose pas de suffisamment d'observations pour estimer des taux de mortalité aux grands âges, quand bien même ceux-ci interviennent dans le calcul des engagements, notamment dans le cas des portefeuilles de rente. Il est alors nécessaire d'effectuer une étape supplémentaire dite d'*extrapolation du modèle* avant de pouvoir calculer les provisions. La marche à suivre pour réaliser cette étape dépend ici encore du modèle utilisé :

- Les *modèles paramétriques* permettent naturellement de prédire les valeurs du taux de mortalité grâce aux paramètres qui ont été estimés
- Les résultats des *modèles additifs généralisés* comme le lissage de Whittaker-Henderson ou le lissage P-splines peuvent également être extrapolés, voire Carballo et al. (2021)
- Les modèles non-paramétriques comme l'estimateur de Kaplan-Meier ou le modèle de Cox ne peuvent par contre pas directement faire l'objet d'une extrapolation et nécessitent de s'appuyer sur un second modèle, qui sera utilisé aux grands âges. Pour éviter toute rupture, une phase de transition progressive du premier modèle vers le second pourra être intégrée, durant laquelle la table d'expérience utilisera une combinaison linéaire des deux modèles, avec un poids croissant du second modèle.
- Dans le cas où les tables ont été construites à partir d'un modèle relationnel, une approche plus simple pourra être adoptée pour l'extrapolation de celui-ci :
 - Si le modèle converge vers la table de référence aux grands âges, on prolongera cette tendance jusqu'à ce que le niveau de la table de référence soit atteint et on utilisera un coefficient d'abattement de 100 % au-delà.
 - Si le modèle ne converge pas vers la table de référence aux grands âges, on pourra retenir un coefficient d'abattement constant pour les données extrapolées égal au coefficient d'abattement du dernier âge pour lequel l'on dispose de données suffisantes.

Quelle que soit l'approche retenue, l'extrapolation d'un modèle présente une incertitude croissante lorsque l'on s'éloigne des âges pour lesquels l'on dispose de données. Il est donc nécessaire de vérifier :

- D'une part, dans quelle mesure les valeurs des taux extrapolés sont cohérentes par rapport à des références externes appropriées (tables réglementaires, tables de l'INSEE pour la population française ou tables construites à partir des données de population française). L'observation d'un écart important ou d'une divergence par rapport à ces différentes tables aux grands âges est signe que l'extrapolation du modèle est hasardeuse et devrait être abandonnée au profit d'un autre modèle (par exemple un modèle relationnel par rapport à l'une de ces tables)
- D'autre part, quel est l'impact de l'extrapolation sur le niveau des provisions constituées. En effet, l'extrapolation des tables n'aura pas le même impact si elle se fait à partir de 80 ans ou de 100 ans. Un test pouvant être facilement réalisé consiste à remplacer les tables construites par les tables réglementaires sur la partie extrapolée et à quantifier la variation du niveau de provision observée à la suite de cette substitution.



Enfin, les remarques précédentes s'appliquent également aux *méthodes de fermeture de table* comme celle de Denuit et Goderniaux (2005) qui est l'une des plus utilisées. Celle-ci a pour but de prolonger de manière polynomiale la courbe de mortalité de telle manière à ce qu'à un âge limite donné (par exemple 130 ans) la probabilité conditionnelle de décès annuelle soit unitaire et sa tangente horizontale. Il faut rester vigilant sur le fait qu'il n'existe aucun consensus dans la communauté des démographes sur le comportement de la mortalité aux âges supérieurs à 110 ans pour lesquels les données manquent cruellement. Il est donc nécessaire de vérifier que l'utilisation de la *méthode de fermeture de table* ne modifie pas sensiblement le niveau des provisions.



3.2. Tables d'expérience pour le risque arrêt de travail

La construction de tables d'expérience pour le risque arrêt de travail peut s'appuyer sur des méthodes similaires à celles utilisées pour la construction des tables de mortalité. Les tables de référence pour le risque arrêt de travail seront d'abord introduites. Les différences avec la construction des tables pour le risque décès seront ensuite soulignées.

3.2.1 Tables de référence pour le risque arrêt de travail

L'[article 143-12 du règlement ANC 2015-11 du 26/11/2015](#) définit les tables réglementaires de maintien en incapacité et en invalidité ainsi que les tables de passage du premier état au second. Pour les garanties en cas d'incapacité de travail ou d'invalidité, les tables réglementaires actuellement en vigueur ont été construites par le BCAC en 1993 sur la base de données d'expérience mise à contribution par différents grands acteurs de la couverture du risque arrêt de travail. Ces tables ont fait l'objet d'un prolongement de 2 ans suite à la réforme des retraites de 2010 et ont été homologuées cette même année. Ces tables sont ainsi désignées sous le nom de tables BCAC 2010. Elles comprennent une loi de maintien en incapacité de travail, une loi de maintien en invalidité ainsi qu'une loi de passage de l'incapacité de travail vers l'invalidité. Contrairement aux tables de mortalité réglementaires, les tables BCAC 2010 ne sont pas différenciés selon le sexe des assurés.

En 2013 le BCAC a mis à disposition de nouvelles tables qui n'ont pas à ce jour fait l'objet d'une homologation. Elles sont préférées aux tables réglementaires par un grand nombre d'organismes d'assurance du fait de leur caractère plus récent et leur plus grande régularité. Cette régularité les rend d'autant plus intéressantes pour l'application de modèles relationnels tels que mentionnés à la section précédente.

Table de maintien en incapacité de travail

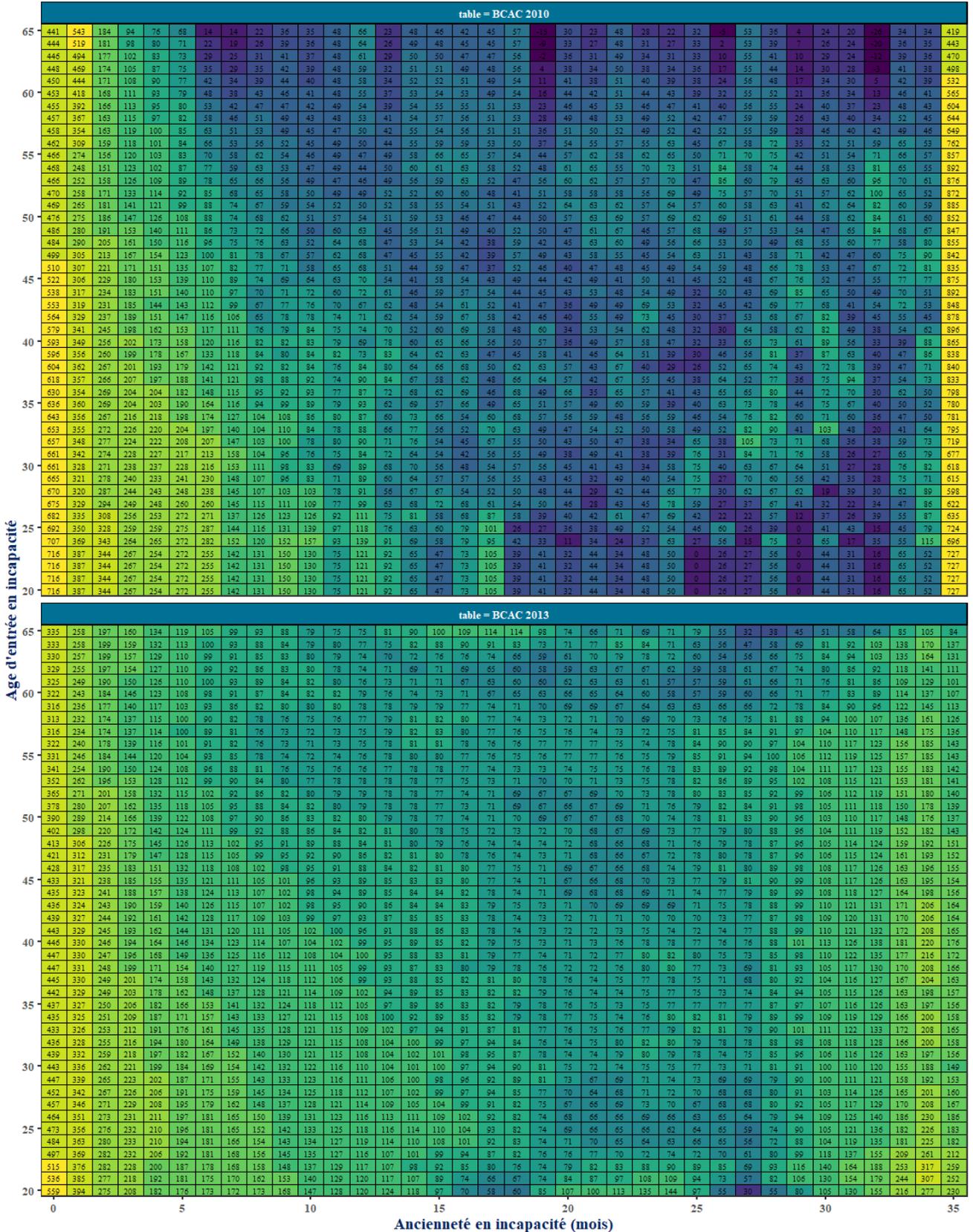
La loi de maintien en incapacité des tables du BCAC de 2010 et 2013 est représentée sur la Figure 7. Cette représentation appelle deux principales remarques :

- Les tables construites de 2013 semblent plus régulières que celles de 2010,
- Les tables de 2013 ne présentent pas de pic de sortie lors du 36^{ème} mois, ce qui traduit probablement une différence dans la manière dont les passages en invalidité au terme des 36 mois d'incapacité sont traités : intégrés aux sorties du 36^{ème} mois pour les tables 2010 et exclus pour les tables 2013.

La Figure 8 montre la durée moyenne de couverture de l'incapacité induite par ces tables en fonction de l'âge d'entrée en incapacité et pour différents niveaux de franchise. On constate que les tables de 2013 donnent des durées moyennes d'arrêt de travail plus longues que les tables de 2010 en l'absence de franchise, notamment aux âges jeunes mais qu'après 90 jours elles présentent des durées résiduelles plus faibles.



Taux de sortie d'incapacité pour 1 000 personnes





Durée moyenne passée en incapacité (après franchise)

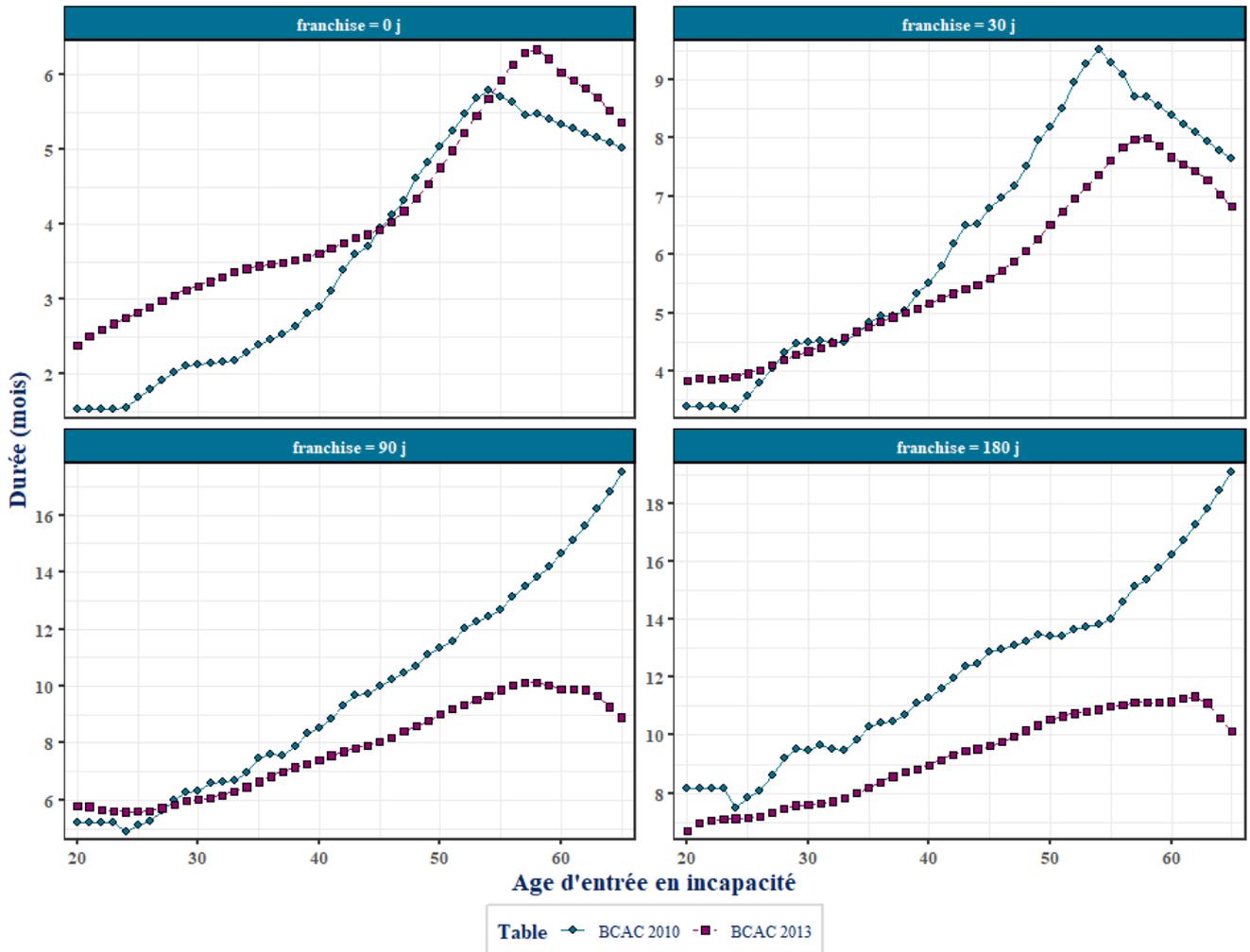


Figure 8 : Durée moyenne de couverture d'arrêt de travail pour différents niveaux de franchise obtenue à partir des tables du BCAC de 2010 et 2013

Table de maintien en invalidité

La loi de maintien en invalidité des tables du BCAC de 2010 et 2013 est représentée sur la Figure 9. On observe que les tables de 2013 sont plus régulières et présentent des taux de sortie d'invalidité plus importants notamment aux anciennetés faibles et aux âges d'entrée élevés. La Figure 10 montre l'âge moyen de fin d'invalidité associé à différents âges d'entrée et différentes anciennetés en invalidité. Cela fait apparaître que malgré les écarts entre les tables, les probabilités de sortie d'invalidité et les écarts entre ces deux tables demeurent faibles, la table de 2013 étant légèrement plus prudente jusqu'à 48 ans.



Durée de séjour en invalidité

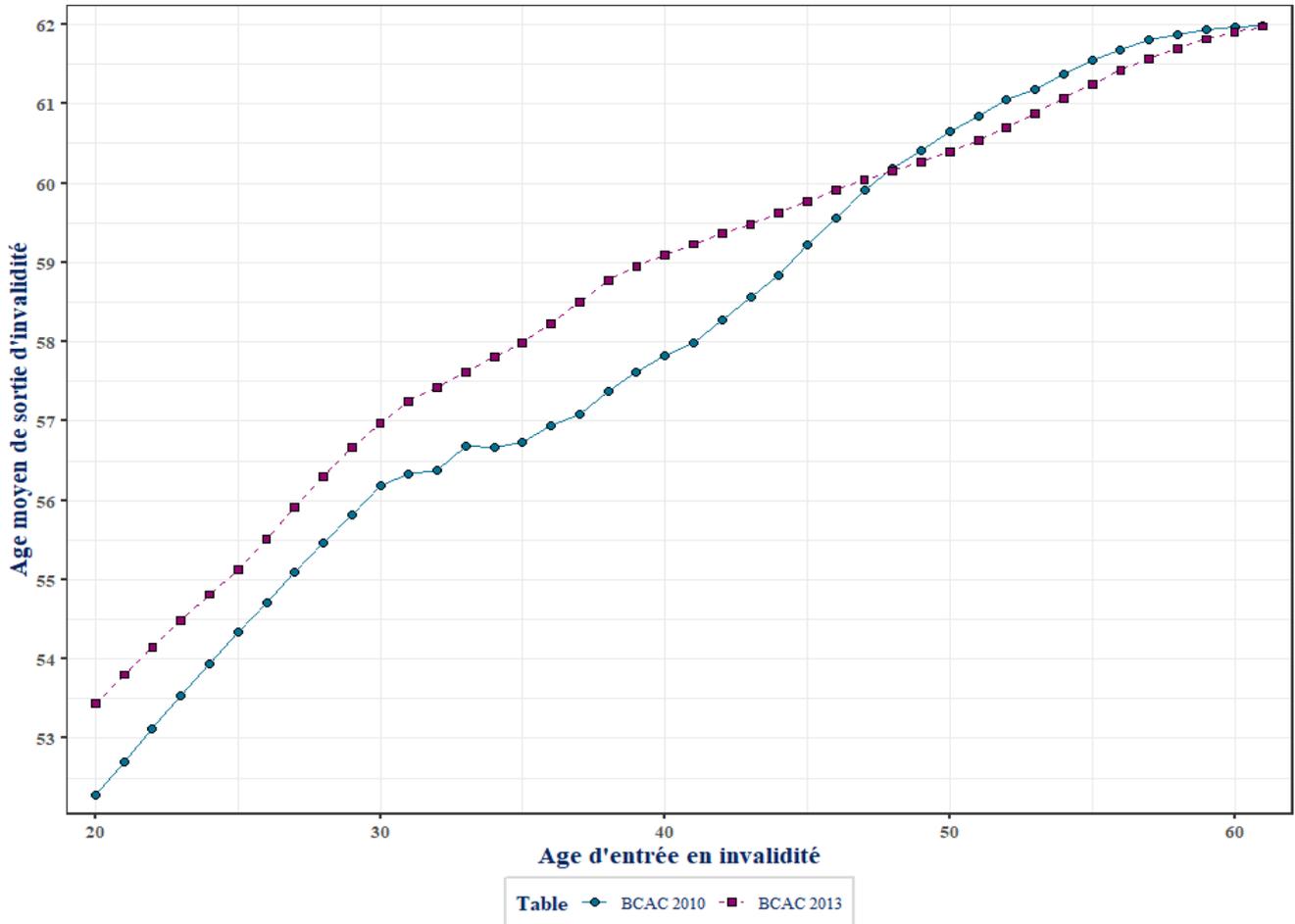


Figure 10 : Age moyen de fin d'invalidité obtenue à partir des tables du BCAC de 2010 et 2013 pour différents âges d'entrée et anciennetés en invalidité

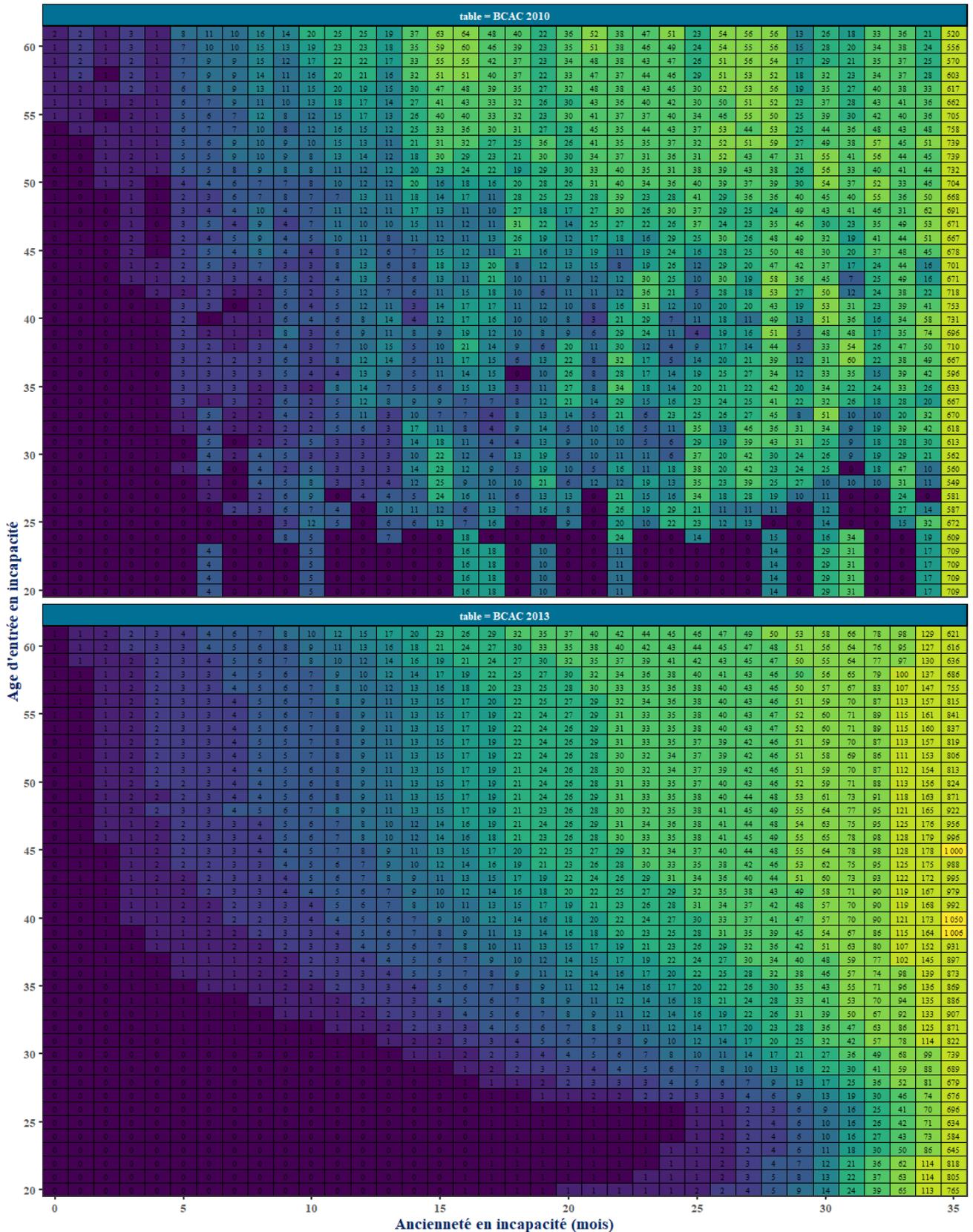
Table de passage de l'incapacité de travail vers l'invalidité

La loi de passage de l'incapacité de travail vers l'invalidité des tables du BCAC de 2010 et 2013 est représentée sur la Figure 11. Notons que ces tables contiennent un nombre de passages mensuel en invalidité qui doit être croisé avec l'effectif présent en début de mois donné par la table de maintien en incapacité afin d'obtenir des taux de passage indépendants des hypothèses de maintien en incapacité qui seront ensuite retenus. Ainsi, même si l'on modifie la loi de maintien en incapacité, les taux de passage vers l'invalidité doivent toujours être déterminés par croisement à partir de la table du BCAC initiale et non de la loi modifiée. Les tables de 2013 montrent là-encore une plus grande régularité par rapport aux tables de 2010 et présentent de plus des taux de passage en invalidité bien plus forts du 31^{ème} au 36^{ème} mois.

La Figure 12 représente quant à elle la probabilité de passage en invalidité en fonction de l'âge d'entrée en incapacité après différentes durées de séjour en incapacité. Il ressort que les probabilités de passage en invalidité plus élevée de la table 2013 sont plus que compensées par ses probabilités de maintien en incapacité plus faibles et que la table 2013 estime moins probable le passage en invalidité à tous les âges et notamment aux âges élevés.



Taux de passage en invalidité pour 1 000 personnes



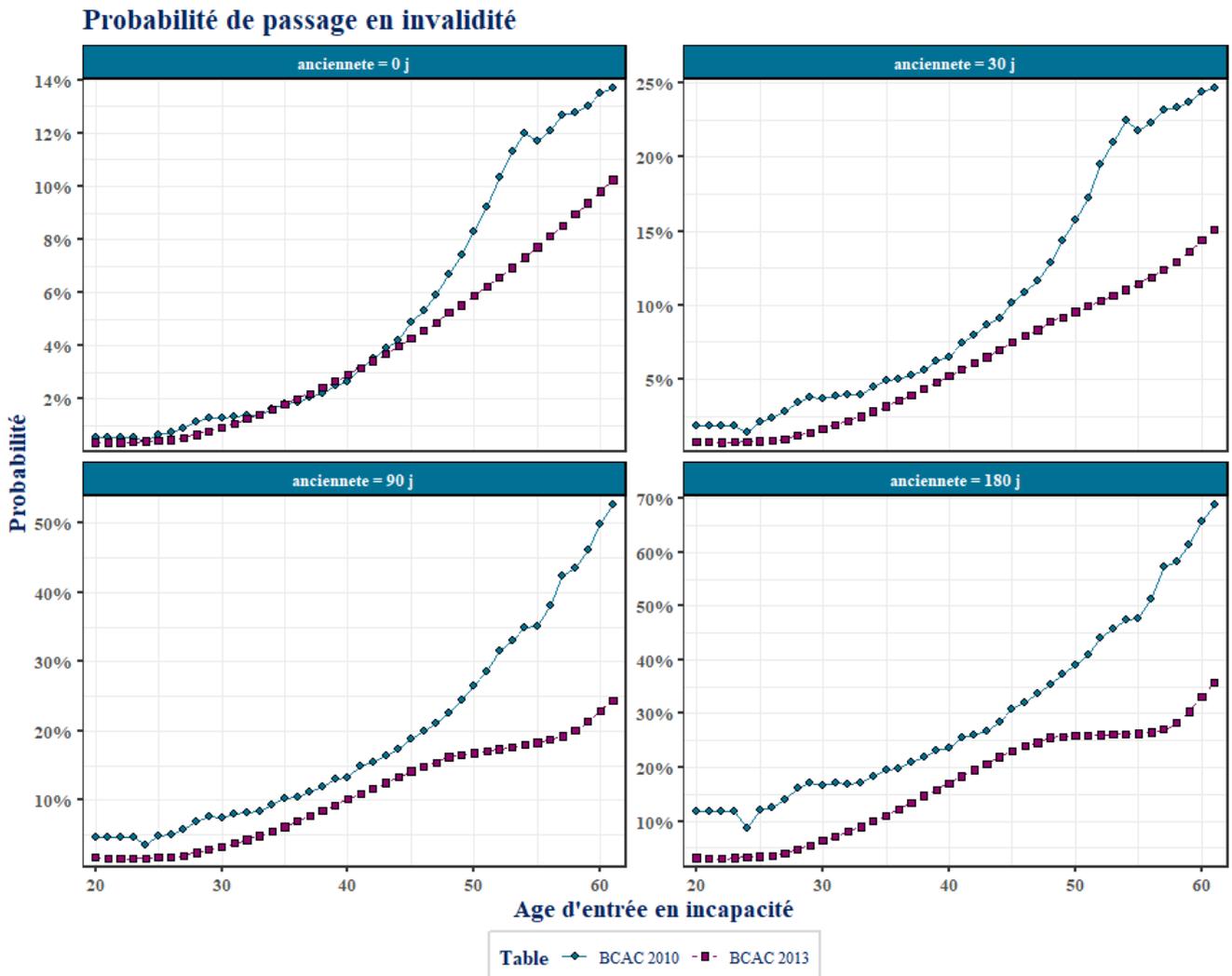


Figure 12 : Probabilité de passage en invalidité par âge d'entrée en incapacité après différentes durées de séjour, obtenue à partir des tables du BCAC de 2010 et 2013

3.2.2 Principales différences avec la construction des tables de mortalité

Caractère multidimensionnel des tables d'arrêt de travail

Le risque arrêt de travail contient une dimension supplémentaire à travers l'ancienneté en incapacité (ou en invalidité pour la loi de maintien dans cet état). Cela nécessite l'utilisation de versions multidimensionnelles des méthodes de construction de tables évoquées dans la partie relative à la mortalité. Le lissage de Whittaker-Henderson, le lissage P-splines, ou encore la vraisemblance locale se généralisent au cas bidimensionnel. En raison de cette complexité additionnelle, la modélisation de ce risque n'inclut généralement pas de composante prospective.

Dans le cas particulier des modèles linéaires, .

$$\ln E(D_{x,z,s}) = f(x, z, \theta) + \ln[\mu_{x,z}^{\text{ref}} e_{x,z,s}^c].$$



où x désigne l'âge d'entrée en incapacité et z , la durée passée en incapacité exprimée en nombre de mois, s le sexe et $f(x, z, \theta)$ est une fonction bidimensionnelle régulière. Le cas particulier où $f(x, z, \theta) = g(x, \theta) + h(z, \theta)$ permet de se ramener à l'estimation de 2 effets unidimensionnel lisse.

Utilisation de probabilités de maintien mensuelles

Les probabilités de maintien en incapacité et de passage en invalidité utilisées pour le provisionnement du risque arrêt de travail sont souvent définies à la maille mensuelle, conséquence du fait que l'incapacité dure, dans le secteur privé, et hors situation exceptionnelle, au maximum 36 mois. L'utilisation de probabilités mensuelles n'implique pas de changement majeur dans la méthodologie. L'exposition centrale au risque utilisée dans le cadre de la troisième approche peut être calculée directement comme un nombre de mois ou un facteur $1/12$ peut être appliqué lors de la conversion en probabilité de sortie ou de passage mensuelle $\hat{q}_{x,z,s}^m = 1 - \exp(-\hat{\mu}_{x,z,s}/12) \Leftrightarrow \hat{\mu}_{x,z,s} = -12 \ln(1 - \hat{q}_{x,z,s}^m)$ où $\hat{\mu}_{x,z,s}$ désigne maintenant l'intensité de sortie d'invalidité ou l'intensité de passage en invalidité selon la loi étudiée et $\hat{q}_{x,z,s}^m$ est la probabilité mensuelle conditionnelle mensuelle de sortie d'incapacité ou de passage en invalidité, ces deux quantités dépendant de l'âge x et de la durée z passée en incapacité en nombre de mois et le sexe s .

Existence d'une ou plusieurs franchises

Les garanties arrêt de travail comprennent la plupart du temps une franchise. Celle-ci peut être unique ou différente pour certains faits générateurs de l'arrêt de travail (accident du travail, maladie professionnelle ou hospitalisation notamment). Par ailleurs, un même portefeuille peut rassembler des garanties présentant différents niveaux de franchise.

La présence d'une franchise dans les données doit être prise en compte de manière rigoureuse sous peine de voir les résultats de la construction de la table d'expérience sévèrement biaisés. En particulier, la franchise agit à différents niveaux :

- La franchise induit un phénomène de *troncature à gauche* dans les données. Prenons l'exemple d'un portefeuille présentant une franchise de 60 jours. Si l'on ne tient pas compte de cette franchise et que l'on souhaite ensuite utiliser les résultats du modèle pour construire une loi d'expérience qui sera appliqué pour le provisionnement d'un portefeuille avec une franchise plus courte (ou pas de franchise du tout), on va considérer que tous les arrêts de travail durent plus de 60 jours et donc surestimer significativement la durée des arrêts de travail. De même, s'il existe une franchise plus courte pour les accidents du travail, maladies professionnelles ou l'hospitalisation, alors la loi construite ne reposera, pour les 60 premiers jours, que sur ce type d'arrêt de travail dont le comportement peut être très différent des autres types d'arrêt de travail. Cet écueil peut être aisément évité en considérant que toutes les trajectoires sont *tronquées à gauche* à partir de la plus grande franchise s'appliquant au contrat et en utilisant des versions des différents estimateurs qui tiennent compte de ce phénomène : les estimateurs introduits dans le cadre de la deuxième approche le font, et pour les deux autres approches l'effectif initial ou l'exposition centrale doit simplement être calculé en excluant la franchise.
- Elle peut impacter le comportement des assurés dans le cas où elle vient diminuer le montant de leur indemnité journalière. Il peut ainsi être intéressant de la faire également intervenir comme variable explicative dans le modèle, ne serait-ce que pour tester sa significativité.



Variables socles pour la construction de tables d'expérience pour l'arrêt de travail

Dans le cas du risque arrêt de travail, les variables utiles à la construction de tables d'expérience sont, pour chaque arrêt de travail :

- La **date de naissance**, nécessaire au calcul de l'âge
- La ou les **franchises** s'appliquant à chaque assuré, celle-ci étant nécessaire pour la prise en compte d'effets associés à la *troncature à gauche*
- La **date de début d'incapacité**
- La **date de fin d'incapacité**
- La **cause de fin d'incapacité**
- Le **sexe**
- La **catégorie socio-professionnelle** : cadre ou non-cadre, ou plus détaillée
- Le **type de contrat** : individuel, collectif ou travailleur non-salarié

et pour chaque assuré entré en invalidité :

- La **date de naissance**
- La **date de début d'invalidité**
- La **date de fin d'invalidité**
- La **cause de fin d'invalidité**
- Le **sexe**
- Le **catégorie socio-professionnelle**
- Le **type de contrat**

Le sexe, la catégorie socio-professionnelle et le type de contrat ne sont pas obligatoires pour la construction d'une table d'expérience mais peuvent avoir un impact significatif sur le risque et donc être intéressantes pour affiner les tables dans une perspective Solvabilité II.



4. Approche par méthode de cadencement

4.1 Introduction

Le calcul des provisions techniques par des tables de maintien pose 3 problèmes majeurs :

- Adéquation des tables

Les tables de maintien doivent être ajustées au risque de l'entreprise d'assurance. En ce sens, l'utilisation des tables réglementaires BCAC n'est pas une bonne pratique, car ces tables sont nationales, anciennes, et basées sur une population de salariés (elles ne sont donc pas fondées pour des fonctionnaires par exemple).

- La connaissance des arrêts de travail à la date de calcul

Lors d'un inventaire, les organismes d'assurance ne connaissent pas de manière précise les arrêts de travail en incapacité en cours. En effet, beaucoup d'arrêts ne leur sont pas encore parvenus, et d'autres sont en fait terminés, sans que l'assureur en ait connaissance. Il en découle que la détermination de la liste des sinistres en cours repose sur une règle arbitraire, consistant à retenir les sinistres pour lesquels il y a eu un paiement dans les x derniers mois. Ce facteur x est très variable d'un assureur à l'autre (en moyenne 3, mais avec une fourchette importante). C'est clairement un paramètre de pilotage des provisions, car une variation même faible de la valeur augmente ou diminue considérablement le nombre de sinistres sélectionnés.

- Le calcul d'une provision dossier par dossier n'intègre pas les sinistres tardifs. Il faut donc définir une méthodologie complémentaire et mettre en place des processus de calculs complémentaires pour l'estimation des provisions relatives à ces sinistres.

Les méthodes de construction de table d'expérience présentées auparavant permettent de répondre au premier point, mais pas aux autres.

Il est possible d'aborder le calcul des provisions Best Estimate en prévoyance selon une méthodologie de tableaux de cadencement, permettant d'adresser simplement et efficacement les problèmes évoqués.

4.2 Incapacité

L'incapacité est un risque court. Dans le régime des salariés, un arrêt de travail est en principe limité à 3 ans. Au-delà, l'assuré est automatiquement classé en invalidité. Bien évidemment, dans la vie réelle d'un assureur, nous pouvons observer des sinistres qui vont au-delà de 3 ans, mais ces cas sont rares et dans tous les cas limités à 5 ou 6 ans au maximum.

Nous pouvons donc construire des tableaux de cadencement de prestations par année de survenance et année de paiement, et appliquer sur ces derniers les méthodes classiques de provisionnement (Chain Ladder, Borhuetter-Fergusson, Cape Code ...).

L'approche est totalement historique, et ne nécessite donc pas l'utilisation de tables de maintien, ni de critères de sélection de sinistres. Par ailleurs, elle embarque nativement les sinistres tardifs.



Exemple :

- **Données**

AnnéeSurvenance	0	1	2	3	4	5	6
2016	48 618 729.00	70 376 646.00	75 771 477.00	76 560 490.00	76 614 697.00	76 880 281.00	76 880 281.00
2017	52 061 090.00	75 838 381.00	81 521 325.00	82 374 694.00	82 471 108.00	82 492 810.00	
2018	58 638 825.00	82 591 575.00	89 082 082.00	90 312 594.00	90 435 637.00		
2019	62 084 284.00	87 563 449.00	95 067 065.00	96 307 966.00			
2020	64 798 807.00	94 425 972.00	101 970 702.00				
2021	71 037 571.00	99 875 244.00					
2022	89 044 479.00						

- **Coefficient de passage**

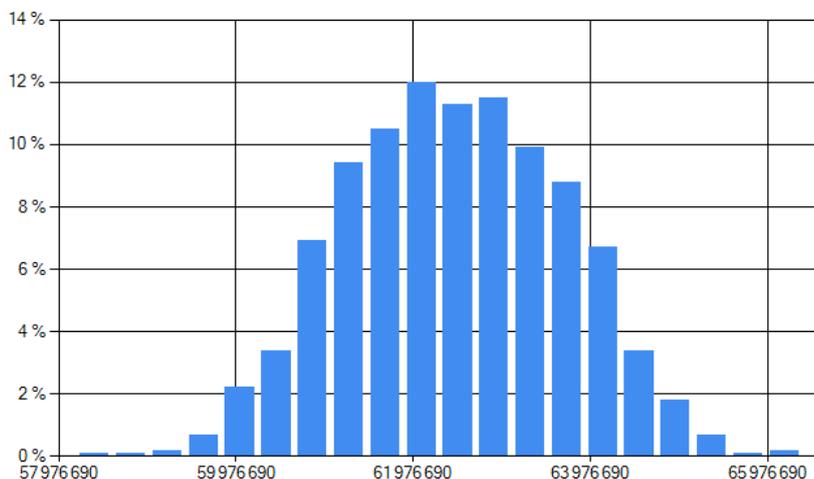
AnnéeSurvenance	0	1	2	3	4	5	
2016		144.752%	107.666%	101.041%	100.071%	100.347%	100.000%
2017		145.672%	107.493%	101.047%	100.117%	100.026%	
2018		140.848%	107.859%	101.381%	100.136%		
2019		141.040%	108.569%	101.305%			
2020		145.722%	107.990%				
2021		140.595%					

- **PSAP**

AnnéeSurvenance	0	1	2	3	4	5	6	Demière Valeur	Ultime	PSAP
2016	48 618 729.00	70 376 646.00	75 771 477.00	76 560 490.00	76 614 697.00	76 880 281.00	76 880 281.00	76 880 281.00	76 880 281.00	0.00
2017	52 061 090.00	75 838 381.00	81 521 325.00	82 374 694.00	82 471 108.00	82 492 810.00	82 492 810.00	82 492 810.00	82 492 810.00	0.00
2018	58 638 825.00	82 591 575.00	89 082 082.00	90 312 594.00	90 435 637.00	90 598 950.71	90 598 950.71	90 435 637.00	90 598 950.71	163 313.71
2019	62 084 284.00	87 563 449.00	95 067 065.00	96 307 966.00	96 413 708.26	96 587 817.50	96 587 817.50	96 307 966.00	96 587 817.50	279 851.50
2020	64 798 807.00	94 425 972.00	101 970 702.00	103 199 275.60	103 312 584.24	103 499 151.85	103 499 151.85	101 970 702.00	103 499 151.85	1 528 449.85
2021	71 037 571.00	99 875 244.00	107 805 198.28	109 104 067.64	109 223 859.50	109 421 102.02	109 421 102.02	99 875 244.00	109 421 102.02	9 545 858.02
2022	89 044 479.00	127 288 504.22	137 395 032.91	139 050 409.47	139 203 081.21	139 454 461.88	139 454 461.88	89 044 479.00	139 454 461.88	50 409 982.88
Total								637 007 119.00	698 934 574.96	61 927 455.96
Coefficient de passage		1.43	1.08	1.01	1.00	1.00	1.00			

L'expérience montre que le risque incapacité est très stable dans le temps, et que les coefficients de passage sont très peu volatils. Les méthodes de cadencement sont donc parfaitement adaptées à l'estimation de ce risque.

Elles permettent par ailleurs de mettre en œuvre des méthodes de type Bootstrap, permettant d'avoir la distribution du risque. Ces informations permettent de répondre aux exigences de l'ORSA, avec notamment le calcul du besoin global de solvabilité (BGS) :





4.3 Invalidité

A l'inverse du risque incapacité, le risque invalidité est un risque long, et l'approche par les tableaux de cadencement ne semble pas pertinente. Il faudrait en effet disposer d'historiques très longs (plus de 30 ans) et d'une volumétrie significative.

Le risque est cependant plus simple que l'incapacité, car les sinistres sont beaucoup mieux connus. A la date de clôture, l'assureur sait clairement extraire la liste des invalides en cours. Il n'y a pas d'incertitude sur l'état de l'assuré, car on ne sort pas de l'état d'invalidité autrement que par le décès et la fin de droit (en principe la date de retraite).

Le calcul des provisions Best Estimate est alors effectué dossier par dossier, en utilisant une loi de maintien appropriée.

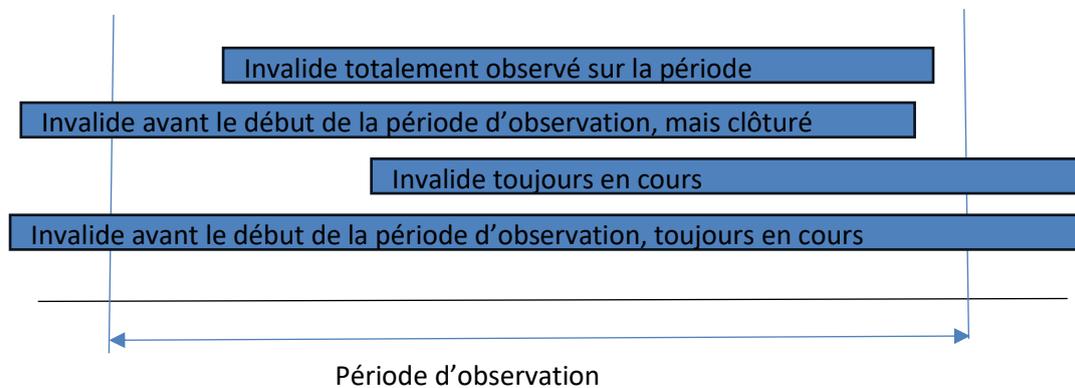
$$C_{x,d}^{Inval} = \sum_{k=d}^{AgeRetraite-x-1} \frac{L_{x,k}^{Inval}}{L_{x,d}^{Inval} (1+i_k)^{k-d}}$$

Les méthodes de construction de ces lois sont évoquées ci-dessus. Nous pouvons néanmoins compléter le panorama avec une méthode empirique, simple et robuste :

- Définition d'une période d'observation de sinistres d'invalidité

La période d'observation pourra être la plus profonde possible, en fonction de l'historique des paiements à disposition dans la base de gestion (au moins 10 ans)

Les différents cas possibles sont :



- Extraction des données

L'objectif est d'extraire un fichier des sinistres pour lesquels un paiement a eu lieu au cours de la période d'observation.

Le fichier devra a minima contenir les champs suivants :

- Numéro de dossier
- Date de naissance de l'invalidé
- Date d'entrée en invalidité
- Date de fin de droit (vide si le dossier est toujours en cours)
- Somme des prestations versées sur la période d'observation (hors revalorisation)



- Calcul des prestations théoriques

Pour chaque individu, il est possible de calculer le coefficient de rente.

- Si l'individu était déjà invalide à la date de début de la période d'observation, il faudra déterminer la durée d'ancienneté en invalidité à cette date, ainsi que l'âge de l'invalide à cette date.
- Si l'individu est entré en invalidité au cours de la période d'observation, la durée d'ancienneté vaudra 0 et on calculera l'âge de l'individu à l'entrée en invalidité
- Si le sinistre est toujours en cours, le coefficient de rente ne devra pas tenir compte des flux au-delà de la date de fin de la période d'observation

On peut également uniquement considérer des sinistres clos dans les extractions, pour contourner ce problème technique.

- La loi de maintien sera la loi réglementaire du BCAC, ou une loi d'expérience (propre ou non à l'assureur)
- Le taux d'actualisation à retenir est un taux nul. Par conséquent, la valeur obtenue correspond à l'estimation théorique des prestations à verser.

- Rapprochement des prestations théoriques / prestations réelles

Le fichier ainsi complété par les prestations théoriques permet de comparer au global les prestations théoriques et les prestations réellement versées. Le ratio de ces 2 volumes donne directement un coefficient d'ajustement. Ce dernier pourra être appliqué sur les provisions mathématiques théoriques pour obtenir des provisions Best estimate.

4.4 Rentes en attente

Les rentes en attente correspondent à tous les sinistres d'incapacité qui vont se transformer en invalidité. Les provisions relatives à ce risque sont beaucoup plus importantes que le seul risque d'incapacité. L'incertitude liée à la sélection des sinistres prend donc ici une importance forte.

L'approche proposée consiste à construire un tableau de cadencement sur le nombre de passages d'incapacité en invalidité. De cette manière, nous nous ramenons à un risque court (3 à 5 ans).

- Les lignes dans le tableau sont les années de survenance du sinistre incapacité
- En colonne, nous pourrions faire figurer l'année de passage en invalidité. Cependant, cette information peut amener à des tableaux qui ne soient pas stables dans le temps. En effet, nous pouvons avoir des incapables qui passent en invalidité en année n, mais cette information pourrait n'être connue qu'en n+1 (ou plus tard). Le tableau construit en n serait donc différent du tableau construit en n+1 (à l'exclusion bien évidemment de la nouvelle diagonale. C'est pourquoi il est préférable de retenir l'année du premier paiement en invalidité (information stable dans le temps).



Exemple :

- Données

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
2005	79.00	388.00	710.00	930.00	947.00	955.00	958.00	959.00	960.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00
2006	84.00	358.00	650.00	849.00	881.00	889.00	895.00	896.00	897.00	898.00	899.00	902.00	903.00	904.00	904.00	904.00	904.00	
2007	56.00	312.00	611.00	814.00	837.00	844.00	850.00	850.00	850.00	851.00	853.00	853.00	854.00	857.00	857.00	857.00		
2008	82.00	353.00	662.00	847.00	865.00	873.00	884.00	889.00	889.00	890.00	894.00	896.00	898.00	899.00	899.00			
2009	76.00	373.00	752.00	932.00	948.00	964.00	967.00	974.00	975.00	975.00	977.00	980.00	981.00	981.00				
2010	124.00	482.00	847.00	1 025.00	1 054.00	1 065.00	1 075.00	1 077.00	1 077.00	1 077.00	1 080.00	1 082.00	1 083.00					
2011	124.00	462.00	813.00	987.00	1 010.00	1 018.00	1 024.00	1 025.00	1 027.00	1 029.00	1 031.00	1 031.00						
2012	133.00	465.00	785.00	969.00	990.00	1 004.00	1 012.00	1 016.00	1 016.00	1 022.00	1 023.00							
2013	149.00	473.00	813.00	991.00	1 012.00	1 020.00	1 031.00	1 036.00	1 039.00	1 040.00								
2014	136.00	569.00	963.00	1 129.00	1 149.00	1 160.00	1 167.00	1 172.00	1 174.00									
2015	129.00	525.00	904.00	1 077.00	1 101.00	1 110.00	1 115.00	1 119.00										
2016	167.00	580.00	941.00	1 155.00	1 178.00	1 194.00	1 201.00											
2017	178.00	570.00	913.00	1 136.00	1 170.00	1 188.00												
2018	170.00	516.00	769.00	1 025.00	1 061.00													
2019	131.00	357.00	701.00	967.00														
2020	76.00	308.00	621.00															
2021	104.00	374.00																
2022	109.00																	

- Coefficients de passage

Les coefficients de passage sont plutôt stables, mais uniquement à partir de la 2^{ème} année de développement. Ils sont très volatils les colonnes 0 et 1

Année	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
2005	491.139%	182.990%	130.986%	101.828%	100.845%	100.314%	100.104%	100.104%	100.104%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%
2006	426.190%	181.564%	130.615%	103.769%	100.908%	100.675%	100.112%	100.112%	100.111%	100.111%	100.334%	100.111%	100.111%	100.000%	100.000%	100.000%	100.000%
2007	557.143%	195.833%	133.224%	102.826%	100.836%	100.711%	100.000%	100.000%	100.118%	100.235%	100.000%	100.117%	100.351%	100.000%	100.000%	100.000%	
2008	430.488%	187.535%	127.946%	102.125%	100.925%	101.260%	100.566%	100.000%	100.112%	100.449%	100.224%	100.223%	100.111%	100.000%			
2009	490.789%	201.609%	123.936%	101.717%	101.688%	100.311%	100.724%	100.103%	100.000%	100.205%	100.307%	100.102%	100.000%				
2010	388.710%	175.726%	121.015%	102.829%	101.044%	100.939%	100.186%	100.000%	100.000%	100.279%	100.185%	100.092%					
2011	372.581%	175.974%	121.402%	102.330%	100.792%	100.589%	100.098%	100.195%	100.195%	100.194%	100.000%						
2012	349.624%	168.817%	123.439%	102.167%	101.414%	100.797%	100.395%	100.000%	100.591%	100.098%							
2013	317.450%	171.882%	121.894%	102.119%	100.791%	101.078%	100.485%	100.290%	100.096%								
2014	418.382%	169.244%	117.238%	101.771%	100.957%	100.603%	100.428%	100.171%									
2015	406.977%	172.190%	119.137%	102.228%	100.817%	100.450%	100.359%										
2016	347.305%	162.241%	122.742%	101.991%	101.358%	100.586%											
2017	320.225%	160.175%	124.425%	102.993%	101.538%												
2018	303.529%	149.031%	133.290%	103.512%													
2019	272.519%	196.359%	137.946%														
2020	405.263%	201.623%															
2021	359.615%																

- Nombre d'invalides

L'application d'une méthode de cadencement va permettre d'obtenir non pas une PSAP, mais une estimation du nombre d'invalides futurs.

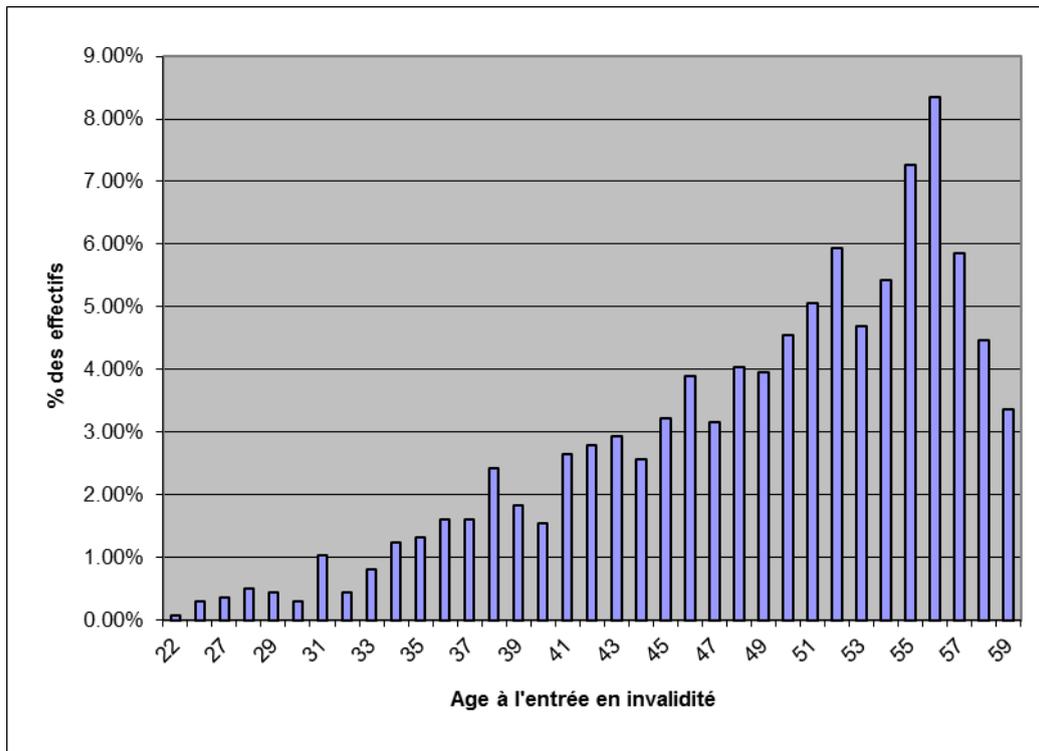
Compte tenu de la volatilité des coefficients en colonnes 0 et 1, l'actuaire devra porter une attention particulière aux coefficients de passage finalement retenus, et forcer le cas échéant certains coefficients :



Année	Survénance 0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	Dernière Valeur	Ultime	PSAP				
2005	79.00	388.00	710.00	930.00	947.00	955.00	958.00	959.00	960.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	961.00	0.00			
2006	84.00	358.00	650.00	849.00	881.00	889.00	895.00	896.00	897.00	898.00	899.00	902.00	903.00	904.00	904.00	904.00	904.00	904.00	904.00	904.00	904.00	0.00			
2007	56.00	312.00	611.00	814.00	837.00	844.00	850.00	850.00	850.00	851.00	853.00	853.00	854.00	857.00	857.00	857.00	857.00	857.00	857.00	857.00	857.00	0.00			
2008	82.00	353.00	662.00	847.00	865.00	873.00	884.00	889.00	889.00	890.00	894.00	896.00	898.00	899.00	899.00	899.00	899.00	899.00	899.00	899.00	899.00	0.00			
2009	76.00	373.00	752.00	932.00	948.00	964.00	967.00	974.00	975.00	975.00	977.00	980.00	980.00	981.00	981.00	981.00	981.00	981.00	981.00	981.00	981.00	0.00			
2010	124.00	482.00	847.00	1025.00	1054.00	1065.00	1075.00	1077.00	1077.00	1077.00	1080.00	1082.00	1083.00	1084.18	1084.18	1084.18	1084.18	1084.18	1084.18	1084.18	1084.18	1.18			
2011	124.00	462.00	813.00	987.00	1010.00	1018.00	1024.00	1025.00	1027.00	1029.00	1031.00	1031.00	1032.09	1033.21	1033.21	1033.21	1033.21	1033.21	1033.21	1033.21	1033.21	2.21			
2012	133.00	465.00	785.00	969.00	990.00	1004.00	1012.00	1016.00	1016.00	1022.00	1023.00	1024.53	1025.61	1026.73	1026.73	1026.73	1026.73	1026.73	1026.73	1026.73	1026.73	3.73			
2013	149.00	473.00	813.00	991.00	1012.00	1020.00	1031.00	1036.00	1039.00	1040.00	1042.03	1043.58	1044.69	1045.82	1045.82	1045.82	1045.82	1045.82	1045.82	1045.82	1045.82	5.82			
2014	136.00	569.00	963.00	1129.00	1149.00	1160.00	1167.00	1172.00	1174.00	1175.75	1178.04	1179.80	1181.04	1182.33	1182.33	1182.33	1182.33	1182.33	1182.33	1182.33	1182.33	8.33			
2015	129.00	525.00	904.00	1077.00	1101.00	1110.00	1115.00	1119.00	1120.13	1121.80	1123.98	1125.66	1126.85	1128.08	1128.08	1128.08	1128.08	1128.08	1128.08	1128.08	1128.08	9.08			
2016	167.00	580.00	941.00	1155.00	1178.00	1194.00	1201.00	1204.83	1206.05	1207.84	1210.19	1212.00	1213.28	1214.60	1214.60	1214.60	1214.60	1214.60	1214.60	1214.60	1214.60	13.60			
2017	178.00	570.00	913.00	1136.00	1170.00	1188.00	1196.15	1199.97	1201.18	1202.97	1205.31	1207.11	1208.39	1209.70	1209.70	1209.70	1209.70	1209.70	1209.70	1209.70	1209.70	21.70			
2018	170.00	516.00	769.00	1025.00	1061.00	1072.46	1079.82	1083.27	1084.36	1085.98	1088.09	1089.72	1090.87	1092.05	1092.05	1092.05	1092.05	1092.05	1092.05	1092.05	1092.05	31.05			
2019	131.00	357.00	701.00	967.00	990.50	1001.20	1008.07	1011.29	1012.31	1013.82	1015.79	1017.31	1018.39	1019.49	1019.49	1019.49	1019.49	1019.49	1019.49	1019.49	1019.49	52.49			
2020	76.00	308.00	621.00	778.38	797.29	805.91	811.44	814.02	814.85	816.06	817.65	818.87	819.74	820.63	820.63	820.63	820.63	820.63	820.63	820.63	820.63	199.63			
2021	104.00	374.00	656.91	823.39	843.40	852.51	858.36	861.10	861.97	863.25	864.94	866.23	867.14	868.09	868.09	868.09	868.09	868.09	868.09	868.09	868.09	494.09			
2022	109.00	407.25	715.31	896.59	918.38	928.31	934.68	937.65	938.60	940.00	941.83	943.24	944.24	945.26	945.26	945.26	945.26	945.26	945.26	945.26	945.26	836.26			
Total																						16 593.00	18 272.18	1 679.18	
Coefficient de pa...	3.74	1.76	1.25	1.02	1.01	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00				
Coefficient forcé																									

A ce stade, nous disposons d'une estimation du nombre futurs d'invalidité. Il est assez simple de déterminer le coût moyen d'un nouvel invalide, sur la base des données historiques. Le produit entre ces 2 indicateurs donne une estimation BE de la provision.

Cependant, la pratique montre que le coût moyen est assez variable d'une année à l'autre, d'où une incertitude et une volatilité dans les estimations. Il est possible de réduire cette dernière en procédant à une ventilation du nombre d'invalides futurs par âge d'entrée en invalidité. Cette information est obtenue à partir des données de gestion de l'assureur.





L'idée consiste à ventiler le nombre estimé d'invalides futurs selon cette distribution, puis de calculer le coefficient de rente théorique associé à chaque personne.

Age	Nombre estimé d'invalides futurs	Coefficient de rente	
22	1	0,07%	20,13
26	4	0,29%	19,11
27	5	0,37%	18,83
28	7	0,51%	18,53
29	6	0,44%	18,24
30	4	0,29%	17,92
31	14	1,03%	17,55
32	6	0,44%	17,03
33	11	0,81%	16,65
34	17	1,25%	16,08
35	18	1,32%	15,55
36	22	1,61%	15,10
37	22	1,61%	14,61
38	33	2,42%	14,19

La provision est obtenue en multipliant le résultat par le montant moyen d'une rente d'invalidité.

Pour encore plus de stabilité, on peut déterminer le montant moyen de la rente d'invalidité pour chaque âge. En effet, la rente est en principe fonction du salaire, et le salaire est généralement croissant avec l'âge.



5. Primes futures

5.1 Frontière des contrats

Les primes futures doivent être intégrées dans le calcul du Best Estimate dès lors que l'entreprise n'a plus la possibilité d'agir unilatéralement sur les termes du contrat, conformément au paragraphe 3 de l'article 18 du règlement délégué :

Règlement Délégué article 18 – Limites d'un contrat d'assurance

« Les engagements relatifs à une couverture d'assurance ou de réassurance fournie par l'entreprise d'assurance ou de réassurance après l'une des dates suivantes ne font pas partie du contrat, à moins que l'entreprise ne puisse contraindre le preneur à payer la prime pour ces engagements :

- (a) la date future à laquelle l'entreprise d'assurance ou de réassurance a un droit unilatéral de résilier le contrat ;
- (b) la date future à laquelle l'entreprise d'assurance ou de réassurance a un droit unilatéral de rejeter les primes à recevoir au titre du contrat ;
- (c) la date future à laquelle l'entreprise d'assurance ou de réassurance a un droit unilatéral de modifier les primes ou les prestations à payer au titre du contrat, de manière à ce que les primes reflètent pleinement les risques.

Le point c) est réputé s'appliquer lorsqu'une entreprise d'assurance ou de réassurance a un droit unilatéral de modifier, à une date future, les primes ou les prestations afférentes à un portefeuille d'engagements d'assurance ou de réassurance, de manière à ce que les primes afférentes au portefeuille reflètent pleinement les risques couverts par celui-ci ».

La notice publiée par l'ACPR le 01/12/2023 précise les modalités de prise en compte des primes futures :

Notice ACPR du 01/12/2023

« Pour un nouveau contrat, la date de comptabilisation correspond à la date de la proposition d'assurance. Pour le renouvellement d'un contrat à tacite reconduction, la date de comptabilisation correspond à la première des dates suivantes : envoi de l'échéancier ou expiration du délai de préavis.

Les contrats annuels à tacite reconduction de droit français ne peuvent pas dès lors faire l'objet d'une modification du tarif ou des autres conditions contractuelles, ni être résiliés à l'échéance annuelle par l'assureur une fois passée la date de comptabilisation. Il n'existe donc pas dans ce cas de droit unilatéral de l'entreprise d'assurance ou de réassurance de résilier, de rejeter ou de modifier les primes ou les prestations à payer. L'entreprise comptabilise les contrats annuels à tacite reconduction de droit français jusqu'à l'échéance annuelle immédiatement postérieure à l'ouverture de ce droit unilatéral de modification ou de résiliation ».

Dans la pratique, en cours d'exercice, les PPNA et PANE sont projetées. Si des affaires nouvelles sont souscrites avec prise d'effet sous 12 mois, elles sont également intégrées aux calculs. Pour les arrêtés 31/12, aux PPNA et PANE s'ajoutent les renouvellements ainsi que les souscriptions d'affaires nouvelles prenant effet lors de l'année à venir.

En santé les contrats sont majoritairement annuels à tacite reconduction. Les affaires souscrites après clôture de l'exercice ne font pas partie des engagements à la date d'évaluation (sauf lorsqu'une reconduction tacite est



prévue et non dénoncée à l'extinction des délais prévus au contrat). Pour ces contrats, sont inclus dans le BE de Primes :

- Une année de renouvellement du stock connu à la date de clôture (tacite reconduction) ;
- Une année de nouvelle production (contrats signés avant clôture).

Il est donc nécessaire de distinguer les hypothèses de nouvelle production selon affaires signées avant ou après clôture.



5.2 Calcul du Best Estimate de primes

Le calcul du Best Estimate de primes est précisé dans les textes réglementaires suivants :

- **Règlements délégués**

- Article 36 :

Cet article décrit de façon générale les engagements non vie et notamment la meilleure estimation des primes :

« La provision pour primes se rapporte à des sinistres futurs couverts par des engagements d'assurance et de réassurance entrant dans les limites du contrat visées à l'article 18. Les projections de flux de trésorerie pour le calcul de la provision pour primes comprennent les prestations, dépenses et primes relatives à ces sinistres »

- Article 31 :

Cet article cite les « dépenses » à prendre en compte:

Les dépenses sont traitées dans le paragraphe « 5. Projection des frais ».

- **Guidelines EIOPA "Orientation valorisation provision technique »**

- Orientation 68 – Flux de trésorerie de primes futures contre primes à recevoir :

Cet article mentionne la comptabilisation des flux de trésorerie de Primes Futures et de Primes à recevoir :

« Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient établir les flux de trésorerie de primes futures contenus dans les limites du contrat à la date de valorisation et inclure dans le calcul de la meilleure estimation des passifs les flux de trésorerie de primes futures arrivant à échéance après la date de valorisation.

Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient faire figurer au bilan les primes arrivant à échéance jusqu'à la date de valorisation »

- Orientation 72 - Couverture

Cet article parle de la couverture des contrats, et indique que les entreprises peuvent appliquer la simplification décrite à l'annexe technique III :

« Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient veiller à ce que les provisions pour primes à la date de valorisation incluent la valorisation de la totalité des engagements reconnus dans les limites des contrats d'assurance ou de réassurance, pour toute exposition à des événements de sinistre futurs, si:

(a) la couverture a pris effet avant la date de valorisation;

(b) la couverture n'a pas pris effet avant la date de valorisation, mais l'entreprise d'assurance ou de réassurance est devenue partie contractante du contrat d'assurance ou de réassurance offrant la couverture.

Sans préjudice de l'évaluation de proportionnalité et des dispositions de l'article 36, paragraphe 2, des mesures d'exécution, les entreprises peuvent appliquer la simplification décrite à l'annexe technique III ».

- Orientation 73 - Prise en compte des projections du coût des sinistres

Cet article précise l'évaluation des flux de trésorerie des sinistres :

« Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient veiller à ce que l'évaluation des flux de trésorerie des sinistres incluse dans les provisions pour primes tienne dûment compte de l'incidence attendue et du



coût des sinistres futurs, y compris la possibilité de sinistres de gravité élevée et de sinistres latents non fréquents ».

- Orientation 74 - Incertitude quant au comportement du preneur d'assurance

Cet article indique une vigilance à avoir sur valorisation des provisions pour primes:

« Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient veiller à ce qu'il soit tenu compte dans la valorisation des provisions pour primes de la possibilité que les preneurs d'assurance exercent les options de prolonger ou de renouveler un contrat ou d'annuler ou de cesser un contrat avant la fin de la période de couverture prévue ».

- Orientation 75 – Provision pour prime négative

Cet article indique une vigilance à avoir sur le signe du BE primes :

« Les entreprises d'assurance et de réassurance devraient veiller à ce que, si la valeur actuelle des entrées de trésorerie futures dépasse la valeur actuelle des sorties de trésorerie futures, la provision pour primes, excluant la marge de risque, soit négative ».

- Annexe technique III

Cette « Simplification » vise à établir la meilleure estimation des provisions pour primes sur la base d'une estimation du ratio combiné dans la ligne d'activité concernée

« [...] La meilleure estimation est établie à partir des données d'entrée comme suit:

$$BE = CR \times VM + (CR-1) \times PVFP + AER \times PVFP$$

où:

BE = meilleure estimation de la provision pour primes

CR = estimation du ratio combiné pour la ligne d'activité sur une base sans déduction des frais d'acquisition, à savoir $CR = (\text{sinistres} + \text{frais liés aux sinistres}) / (\text{primes acquises sans déduction des frais d'acquisition})$

VM = mesure de volume des primes non acquises. Elle se rapporte aux activités ayant pris effet à la date de valorisation et représente les primes pour cette activité ayant pris effet moins les primes déjà acquises sur ces contrats. Cette mesure devrait être calculée sans déduction des frais d'acquisition.

PVFP = valeur actuelle des primes futures (actualisée à l'aide de la structure par terme des taux d'intérêt sans risques prescrite) sans déduction des commissions

AER = estimation du ratio des frais d'acquisition pour la ligne d'activité

[...] ».



Le Best Estimate de primes correspond à la différence entre :

- La somme des prestations relative aux sinistres futurs (Best Estimate des sinistres futurs) et,
- La somme des cotisations futures relatives aux contrats existants et aux affaires nouvelles générées sur l'année à venir (Best Estimate des cotisations futures)

N.B. : le BE de primes peut également être déterminé par application de la simplification III indiquée dans les Guidelines EIOPA "Orientation valorisation provision technique ».

Ainsi si les revenus futurs sont évalués à un montant supérieur aux charges futures, alors le Best Estimate de primes est négatif.

Principe en santé : $BE_{\text{primes y.c frais}} = BE_{\text{sinistres futurs}} - BE_{\text{cotisations futures}} + BE_{\text{Frais de gestion futurs}} + BE_{\text{Frais Administration futurs}} + BE_{\text{Frais Acquisition futurs}} + BE_{\text{Frais de Placements}} + BE_{\text{PE et PPE}}$

5.2.1 Best Estimate des cotisations futures

Le Best Estimate des cotisations futures correspond, pour les contrats annuels, aux cotisations engagées telles que définies dans la notice ACPR du 01/12/2023.

En pratique, il s'agit de définir :

- Le nombre de cotisants de l'année obtenu en sommant le nombre de cotisants par renouvellement et par affaire nouvelle.
- Calcul du montant des cotisations individuelles, comme le ratio des cotisations de l'année N sur le nombre de cotisants de l'année N, en appliquant un taux d'évolution du montant de cotisation individuelle.
- Détermination des cotisations appelées obtenues comme le produit du montant de cotisations individuelles par le nombre de cotisants de l'année.
- Calcul des PPNA/PANE par application du taux de PPNA/PANE aux cotisations appelées
- Calcul des cotisations émises : cotisations appelées - variation de PANE
- Calcul des cotisations acquises : cotisations appelées - variation de PPNA
- Calcul des cotisations acquises N+1 : produit du nombre de cotisants de l'année N+1 par les cotisations individuelles de l'année N+1 (cotisations appelées N+1) – variation de PPNA de l'année N+1

Les cotisations acquises N+1 obtenues à la dernière étape sont celles utilisées pour le calcul du BE Primes. Elles sont actualisées en fin d'année N. De plus, les PANE, correspondant aux primes acquises non émises, sont incluses en négatif dans le BE de primes.

Pour les contrats pluriannuels, il s'agit des primes futures actualisées sur les contrats existants dès lors qu'elles sont dues par l'assuré.-

Le comportement de l'assuré doit être pris en compte dans le cadre de l'évaluation du Best Estimate de primes, ce qui implique entre autres choses d'appliquer un taux de résiliation aux volumes de primes futures projetés.

5.2.2 Best Estimate des sinistres futurs :

Le Best Estimate des sinistres futurs correspond aux engagements de sinistralité liés aux cotisations futures. Le traitement du BE de sinistres futurs doit donc être réalisé en lien avec celui du BE de cotisations futures.



Les charges associées aux primes futures peuvent par exemple être calculées via l'utilisation d'un ratio sinistres à primes (S/P) qui doit prendre en compte l'ensemble des sinistres dont les sinistres peu fréquents de gravité élevée, ainsi que les sinistres latents.

Ainsi, le BE pour sinistres futurs peut être évalué comme suit :

Charge ultime = Cotisations engagées * (S/P)

Vision hors effet d'actualisation et hors revalorisation et hors Participation aux Bénéfices.

La revalorisation et la participation aux bénéfices sont traitées dans le paragraphe 7.

Afin de déterminer la chronique des flux futurs, on applique à la charge ultime une cadence d'écoulement, explicité ci-dessous. Le BE des sinistres futurs = charge ultime (y compris revalorisation et y compris participation aux bénéfices) actualisée avec la courbe EIOPA.

Le montant de charges futures ainsi obtenu peut être liquidé dans le temps de différentes manières :

- Utilisation de cadences d'écoulement. Cette dernière peut notamment être une réplique de l'écoulement constaté sur la dernière survenance connue lors du calcul du Best Estimate de primes, si le nombre de données est suffisant et s'il n'est anticipé aucun événement de nature à impacter l'écoulement de la prochaine année de survenance ;
- Création de nouvelles lignes de sinistres, qui répondent à la même logique de projection que celle décrite dans le chapitre sur le Best Estimate de sinistres.



6. Projection des frais

6.1 Exigences réglementaires

Règlement Délégué article 31 – Dépenses

1. La projection des flux de trésorerie utilisée pour calculer la meilleure estimation tient compte de toutes les dépenses suivantes, qui se rapportent aux engagements d'assurance et de réassurance comptabilisés des entreprises d'assurance et de réassurance et qui sont visées à l'article 78, point 1), de la directive 2009/138/CE :

- (a) les frais administratifs ;
- (b) les frais de gestion des investissements ;
- (c) les frais de gestion des sinistres ;
- (d) les frais d'acquisition.

Les frais visés aux points a) à d) tiennent compte des frais généraux encourus pour la gestion des engagements d'assurance et de réassurance.

2. Les frais généraux doivent être imputés d'une manière réaliste, objective et cohérente dans la durée aux parties de la meilleure estimation auxquels ils se rapportent.

3. Les dépenses en matière de contrats de réassurance et de véhicules de titrisation sont prises en compte dans le calcul brut de la meilleure estimation.

4. Les projections de dépenses sont fondées sur l'hypothèse que l'entreprise souscrira de nouveaux contrats à l'avenir.

Le BE de frais se décompose entre :

- BE de frais lié au BE de sinistres passés
- BE de frais lié au BE de primes

6.2 Distinction des frais récurrents des frais exceptionnels

Il est nécessaire de distinguer la part des frais de l'exercice qui est récurrente, et qui doit donc être projetée, de la part des frais non récurrents qui ne sont pas ou pas totalement à projeter dans le futur.

Les frais récurrents doivent être modélisés dans une perspective de continuité d'exploitation (parfois également appelée approche « going concern ») bien que le portefeuille projeté n'inclût pas de contrats futurs. Dans ce cadre, l'entreprise prend par exemple en compte des frais de fonctionnement fixes (immeuble, personnel, etc.).

Des exemples de frais non récurrents à exclure pour tout ou partie des frais projetés sont :

- Frais d'investissement IT (projets informatiques);
- Frais de marketing de nouveaux produits ;
- Frais d'acquisition de portefeuilles externes (Mergers & Acquisitions) ;
- Frais de restructuration / stratégiques.

Il est nécessaire de s'interroger sur la récurrence réelle de ces frais : si par exemple l'horizon de projection considéré est de 30 ans, il est très probable que de nouveaux investissements en IT soient nécessaires pour la



gestion du portefeuille. Il faut dans ce cas éventuellement prendre en compte une récurrence pluriannuelle de tels frais, ou un étalement des frais sur la durée de projection.

6.3 Ventilation des frais par nature

Une fois que les frais non récurrents ont été retraités, il convient de ventiler les frais par nature :

- Frais de gestion des sinistres passés :

Le BE de frais des sinistres passés est calculé en appliquant un taux de frais de gestion des sinistres au BE de sinistres passés hors frais brut de réassurance. Le calcul est fait séparément pour chaque GRH.

Le taux de frais de gestion des sinistres par GRH est exprimé en pourcentage des prestations brutes de réassurance :

$$\% \text{ frais}_{\text{gestion}} = \frac{\text{frais de gestion des prestations brutes}}{\text{prestations brutes}}$$

- Frais de gestion des sinistres futurs :

Le BE de frais des sinistres futurs est calculé de la même manière que le BE de frais de gestion des sinistres passés mais en appliquant le taux de frais de gestion des sinistres au BE de sinistres futurs hors frais brut de réassurance. Le calcul est fait séparément pour chaque GRH. Les frais futurs peuvent être différents des frais passés.

- Frais d'acquisition : Le BE de frais d'acquisition est calculé en appliquant un taux de frais d'acquisition aux cotisations du nouvel exercice de souscription entrant dans le calcul du risque de primes. Le calcul est fait séparément pour chaque GRH. Les frais futurs peuvent être différents des frais passés. Le taux de frais d'acquisition des contrats par GRH est exprimé en pourcentage des cotisations acquises brutes de réassurance.

$$\% \text{ frais}_{\text{acquisition}} = \frac{\text{frais d'acquisition}}{\text{cotisations acquises brutes}}$$

- Frais d'administration :

Le BE de frais d'administration est calculé en appliquant un taux de frais d'administration aux cotisations du nouvel exercice de souscription entrant dans le calcul du risque de primes. Le calcul est fait séparément pour chaque GRH. Les frais futurs peuvent être différents des frais passés. Le taux de frais d'administration des contrats par GRH est exprimé en pourcentage des cotisations acquises brutes de réassurance :

$$\% \text{ frais}_{\text{administration}} = \frac{\text{frais d'administration}}{\text{cotisations acquises brutes}}$$

- Frais de placements

Le BE de frais de placements vise à prendre en compte les frais de gestion interne et externe des placements. Un taux de frais de placements est calculé en pourcentage du BE brut de réassurance hors frais. Le taux de frais de placements est calculé au global, tous GRH confondus, car les données utilisées pour le calculer ne sont pas disponibles à la maille des GRH. Ce taux est ensuite appliqué aux BE brut.

La méthodologie de calcul du taux de frais de placements est la suivante :

$$\% \text{ frais}_{\text{placements}} = \frac{\text{frais de gestion interne et externe des placement}}{\text{valeur marché des placements (y compris les avoirs en banque)}}$$



Le taux de frais de placements obtenu est ensuite appliqué à la chronique des flux du BE brut, ce qui permet d'obtenir le montant global sur chaque maturité de la projection Run Off. Ensuite, sur chaque maturité le montant de BE de frais de placements est ventilé entre BE de Sinistres et BE de Primes.

- Frais non affectés (par exemple frais de structure)

Les autres charges et produits techniques et non techniques ne sont pas imputables à la gestion des sinistres, à l'acquisition ou l'administration des contrats. Néanmoins, il est nécessaire de prendre en compte l'intégralité des frais dans le calcul du BE de frais de gestion. Un taux de frais lié aux autres charges et produits techniques est ajouté au taux de frais d'administration en pourcentage des cotisations acquises brutes de réassurance.

Le taux de frais des autres charges et produits techniques est calculé au global, tous GRH confondus, car les données utilisées pour le calculer ne sont pas disponibles à la maille des GRH. Ce taux est ensuite ajouté au taux de frais d'administration de chacun des GRH.

Généralement, les autres charges techniques et non techniques récurrentes sont agrégées, puis « nettes » des autres produits techniques et non techniques récurrents. Les frais futurs peuvent être différents des frais passés. Le taux de frais des autres charges et produits techniques est exprimé en pourcentage des cotisations acquises brutes de réassurance afin de pouvoir l'agréger au taux de frais d'administration.

$$\% \text{ autres_charges_produits_techniques} = \frac{\text{autres charges et produits techniques récurrents}}{\text{cotisations acquises brutes}}$$

Ces frais étant de natures différentes, ils n'ont a priori pas à être projetés de manière identique : coûts unitaires, ou taux appliqué au chiffre d'affaires, aux provisions ou aux valeurs de marché.

Une segmentation des frais par réseau et par produit peut apporter plus de précision aux flux projetés : par exemple, pour deux produits identiques commercialisés l'un « en direct » (internet ou téléphone) et l'autre en agence, il semble judicieux d'attribuer un coût d'acquisition plus faible pour le premier que pour le deuxième.

6.4 Projection des frais

Le mode de projection des frais retenu a un impact généralement significatif sur l'évaluation du BE.

- Frais variables et frais fixes

Il est nécessaire d'adopter une modélisation des frais la plus adéquate selon la nature des frais : par exemple, hypothèses en coûts unitaires ou en pourcentage d'autres flux (provisions, primes ou sinistres).

La perspective de continuité d'exploitation implique que les souscriptions futures non intégrées dans l'évaluation du BE supporteront une partie des frais. C'est pourquoi les frais projetés dans le BE peuvent l'être sous forme de coûts unitaires variant avec le nombre de contrats. De même, lorsque les commissions versées à un apporteur d'affaires sont fonction de l'activité, la perspective de continuité d'exploitation implique de considérer que l'activité et les commissions associées seront maintenues dans le temps.

Une partie des frais pourra éventuellement être considérée comme fixe sur une certaine période ou ne variant pas aussi rapidement que le nombre de contrats ou l'encours (cela peut être en particulier le cas dans une situation de portefeuille en run-off).

- Prise en compte de l'évolution des coûts



Les hypothèses retenues pour l'inflation sur les coûts doivent être justifiées. Celles-ci dépendent de la nature des coûts et de leurs facteurs d'évolution. En particulier le taux d'inflation issu des générateurs de scénarios économiques (taux d'inflation réel) n'est pas forcément approprié pour estimer l'évolution future de certains coûts.

Un plan de réduction des frais, validé par les instances dirigeantes pourrait être pris en compte pour fixer les hypothèses de projection des frais. Cette action du management doit par ailleurs respecter les exigences de documentation spécifiques (cf. partie relative à la documentation et à la validation des hypothèses).



7. Revalorisation des rentes

Les rentes de conjoint et d'éducation sont des produits d'assurance vie (l'événement déclencheur de la prestation est le décès de l'assuré / adhérent). A ce titre, elles entrent dans le calcul de la participation aux bénéfices.

Le principe de cette participation est défini dans les différents code :

- Code des assurances (L132-29) : Les entreprises d'assurances sur la vie ou de capitalisation doivent faire participer les assurés aux bénéfices techniques et financiers qu'elles réalisent
- Code de la sécurité sociale (L932-23-3) : Les institutions de prévoyance font participer leurs membres participants aux excédents techniques et financiers des opérations dépendant de la durée de vie humaine qu'elles réalisent
- Code de la mutualité (L223-25-5) : Les mutuelles et les unions et les mutuelles et unions de retraite professionnelle supplémentaire font participer, leurs membres participants et les bénéficiaires désignés aux excédents techniques et financiers des opérations dépendant de la durée de vie humaine

Toutes les opérations d'assurance vie sont concernées (contrats collectifs et individuels), à l'exception (A 132-10 CA, A 931-10-15 CSS, D 212-1 CM) :

- Opérations collectives d'assurance en cas de décès (sauf code des assurances)
- Opérations à capital variable (unités de compte)
- Opérations de retraite collective (L 441-1 CA, L 932-24 CSS, L 221-1 CM), uniquement Code de la Mutualité)

7.1 Règlements

En prévoyance, il existe, selon les contrats, des clauses de revalorisation des rentes.

Elles engagent l'assureur à revaloriser annuellement les prestations versées à l'assuré, via les indemnités journalières, rentes d'invalidité, de conjoint ou d'éducation, suivant la nature du contrat ou du sinistre indemnisé.

Le taux de revalorisation peut être défini par un indice externe ou à la discrétion de l'assureur, et peut être nul.

Le provisionnement Best Estimate des garanties comportant de telles clauses tient compte des revalorisations futures des rentes, conformément à l'article 78 de la Directive :

Directive 2009/138/CE article 78

Les entreprises d'assurance et de réassurance tiennent compte des éléments suivants lorsqu'elles calculent leurs provisions techniques :

- 1) toutes les dépenses qui seront engagées aux fins d'honorer les engagements d'assurance et de réassurance;
- 2) l'inflation, y compris l'inflation des dépenses et des sinistres ;
- 3) l'ensemble des paiements aux preneurs et bénéficiaires, y compris les participations discrétionnaires que les entreprises d'assurance et de réassurance prévoient de verser dans l'avenir, que ces paiements soient ou non garantis contractuellement.



Les revalorisations futures retenues dans les projections répondent à l'exigence définie au paragraphe 2 de l'article 77 de la Directive :

Directive 2009/138/CE article 77

Le calcul de la meilleure estimation est fondé sur des informations actualisées et crédibles et des hypothèses réalistes et il fait appel à des méthodes actuarielles et statistiques adéquates, applicables et pertinentes.

Si la résiliation des contrats met fin à l'engagement de revalorisation, alors l'évaluation prospective de cette dernière peut tenir compte des résiliations futures :

Notice ACPR du 01/12/2023, article 58

L'entreprise peut déterminer une probabilité réaliste de résiliation des contrats, et dans ce cas ne plus prendre en compte de revalorisation des prestations versées à partir de la date de résiliation, dans le cas où cela est réglementaire ou contractuellement possible.

7.2 Revalorisation basée sur indicateurs externes

Certaines clauses de revalorisation des rentes définissent la revalorisation comme étant indexée sur un indice externe (évolution du point AGIRC-ARRCO par exemple).

Rappelons au préalable que dans les calculs des provisions pour les comptes sociaux, les rentes sont calculées sur la base d'un niveau atteint, et qu'on ne tient pas compte des revalorisations futures. Ce principe ne supporte qu'une exception, lorsqu'un indice externe est défini pour les revalorisations. Ce cas ne devrait en principe pas se produire en assurance vie, car il n'est pas conforme à la réglementation (les assureurs doivent souscrire des engagements déterminés).

Dans la norme S2, il y a lieu de revaloriser l'ensemble des rentes soumises à revalorisation (légale ou contractuelle).

La Directive recommande de projeter ces indices externes de la manière la plus réaliste possible, dans le cadre des calculs des Best Estimates.

Nombre de ces indices étant particulièrement exposés à l'environnement inflationniste, des études de corrélation historique entre l'indice défini par la clause de revalorisation et un indicateur d'inflation pourrait être réalisée, afin de déterminer une méthode de projection de l'indice établi contractuellement, et en déduire la chronique des taux de revalorisation futurs, ou encore le taux de revalorisation annuel moyen résultant d'une telle chronique.

7.3 Revalorisation discrétionnaire

Les revalorisations de certaines rentes sont établies contractuellement comme étant à la discrétion de l'assureur, les clauses pouvant toutefois définir des indicateurs, internes (par exemple : résultat technique du dernier exercice clos) comme externes (évolution du point AGIRC-ARRCO par exemple), servant à justifier le taux de revalorisation retenu.



Des études de corrélation historique peuvent être menées entre les taux de revalorisation passés et les indicateurs mentionnés dans les clauses contractuelles, s'ils existent.

Toutefois, le faible nombre de données à disposition ne permet pas toujours d'aboutir à un résultat concluant, et pose le problème de la pertinence de l'étude statistique dans tous les cas.

La revalorisation discrétionnaire rentre dans le champ d'application du plan complet des futures décisions de gestion, défini à l'article 23 du Règlement Délégué, et qui doit répondre aux critères suivants :

Règlement Délégué article 23 – Futures décisions de gestion

1. Les hypothèses relatives aux futures décisions de gestion ne sont considérées comme réalistes, aux fins de l'article 77, paragraphe 2, de la directive 2009/138/CE, que lorsqu'elles remplissent l'ensemble des conditions suivantes :

- (a) les hypothèses relatives aux futures décisions de gestion sont déterminées de manière objective ;
- (b) les futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée sont cohérentes avec les pratiques et la stratégie d'entreprise actuelles de l'entreprise d'assurance ou de réassurance, y compris l'utilisation de techniques d'atténuation du risque ; lorsque des éléments suffisants attestent que l'entreprise modifiera ses pratiques ou sa stratégie, les futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée sont cohérentes avec les pratiques ou la stratégie telles que modifiées ;
- (c) les futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée sont cohérentes entre elles ;
- (d) les futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée ne sont pas contraires à quelque engagement que ce soit de l'entreprise d'assurance ou de réassurance envers les preneurs ou les bénéficiaires, ni aux dispositions légales applicables à l'entreprise ;
- (e) les futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée tiennent compte de toute indication publique, donnée par l'entreprise d'assurance ou de réassurance, des mesures qu'elle escompte prendre ou non.

2. Les hypothèses relatives aux futures décisions de gestion sont réalistes et incluent l'ensemble des éléments suivants :

- i) une comparaison des futures décisions de gestion dont la mise en œuvre est présumée avec les décisions de gestion que l'entreprise d'assurance ou de réassurance a prises précédemment ;
- ii) une comparaison des futures décisions de gestion prises en considération dans les calculs actuels et passés de la meilleure estimation ;
- iii) une évaluation de l'incidence des changements d'hypothèses concernant les futures décisions de gestion sur la valeur des provisions techniques.

Un backtesting régulier est mis en place afin de challenger dans le temps la cohérence entre la pratique et la méthodologie de projection de la revalorisation retenue dans le cadre du calcul du Best Estimate.



8. BE lié à la provision d'égalisation

La réglementation actuelle définit, par l'intermédiaire du décret du 7 février 1995, la provision d'égalisation en tant que « provision pour fluctuation de sinistralité » afférente aux opérations d'assurances de Groupe contre le risque de décès et de dommages corporels.

Cette provision présente un avantage fiscal pour l'organisme assureur, car elle est déductible fiscalement si elle respecte les conditions définies dans l'article 39 quinquies GB du Code Général des Impôts (CGI) et l'instruction fiscale liée (suite au décret du 31 décembre 1996) :

- Domaine : assurances de groupe contre les risques décès, incapacité ou invalidité,
- Regroupement de contrat : Les contrats sont regroupés dès lors qu'ils sont consolidés au sein du même compte technique et qu'ils prévoient une même clause de participation aux bénéfices
- Dotation : limitée à 75% du bénéfice technique net de cessions en réassurance,
- Plafond : varie de 23% à 100% des cotisations nettes de l'exercice selon l'effectif du groupe.
- Gestion et Reprise : Chaque provision est affectée à la compensation des résultats techniques déficitaires de l'exercice dans l'ordre d'ancienneté des dotations annuelles (méthode FIFO). Les dotations annuelles qui n'ont pu être utilisées conformément à cet objet, dans un délai de dix ans, sont rapportées au bénéfice imposable de la onzième année suivant celle de leur comptabilisation.
- Transfert : La provision est transférable d'un organisme d'assurance à l'autre.

Le Best Estimate Provision d'égalisation est comptabilisé à sa valeur dans les comptes sociaux.

En santé, le terme « provision d'égalisation » est employé à tort. Les protocoles techniques et financiers reprennent couramment le terme de « réserve de stabilité ». C'est une provision non réglementée ne présentant pas d'avantages fiscaux. Elle est alimentée par les montants sortant du cadre de la provision d'égalisation.

En pratique, en santé, l'intégralité de cette réserve de stabilité est intégrée à sa valeur comptable au BE de Primes depuis l'inventaire 2023 (en BE de Sinistres auparavant – modification à la suite d'une remarque ACPR et la modification de leur prise en compte dans la taxonomie 2.8). L'ACPR recommande de classer les PEG (réserve de stabilité en santé) et PPE en BE de primes afin d'avoir une égalité entre les volumes de réserves et le BE de sinistres, contrôlée par des tests taxonomiques.



9. Impact de la réassurance dans l'évaluation du BE

9.1 Exigences règlementaires

Selon l'article R343-1 du Code des Assurances, transposition en droit français de l'article 76 de la Directive Solvabilité 2, le BE est calculé brut de réassurance, « sans déduction des créances découlant des contrats de réassurance et des véhicules de titrisation ».

Ces montants sont à évaluer séparément et figurent à l'actif du bilan.

Ces créances liées à des contrats de réassurance et des véhicules de titrisation (« Special Purpose Vehicles » - SPV) sont évaluées différemment en comptes sociaux et sous Solvabilité 2.

L'article Article R351-12 du Code des Assurances, transposition en droit français de l'article 81 de la Directive Solvabilité 2, exige que la réassurance soit traitée en appliquant les mêmes principes que ceux utilisés pour l'évaluation BE bruts de réassurance. Les montants recouvrables ainsi évalués sont ensuite pris en compte dans le besoin de solvabilité pour tenir compte du risque de défaut des contreparties.

La valeur des créances de réassurance peut être significative par rapport à la valeur des provisions BE nettes de réassurance. Il est donc essentiel que les impacts liés à la mise en place de Solvabilité 2 soient bien appréhendés par les assureurs et les réassureurs et intégrés dans les méthodes d'évaluation.

Les changements importants introduits par Solvabilité 2 dans le calcul du BE brut s'appliquent ici également. Les deux principaux changements sont :

- La projection des flux de trésorerie liés à la réassurance,
- La prise en compte de « l'ensemble des résultats futurs possibles » dans l'évaluation du BE de réassurance.

Ils peuvent s'avérer plus complexes à mettre en œuvre pour l'évaluation de la réassurance en raison, par exemple, du manque de données et des spécificités de la réassurance telles que :

- L'analyse de la probabilité de défaut du réassureur,
- L'analyse des frontières du contrat de réassurance et l'identification des contrats à prendre en compte dans l'évaluation des primes cédées et créances de réassurance.

9.2 Principe de correspondance

L'identification des contrats de réassurance à inclure dans le calcul du BE repose sur le principe de correspondance. Plus précisément, les montants de prestations brutes et les montants recouvrables de réassurance doivent être cohérents entre eux.

Le principe de correspondance s'applique aux éléments suivants :

- Les traités de réassurance existants couvrant des contrats en portefeuille à la date de calcul.
- Les traités de réassurance qui seront souscrits dans le futur pour couvrir les contrats existants : ces traités devraient être considérés comme des futures actions du management (« management actions ») et devraient être inclus dans le calcul des provisions BE sous réserve de justification suffisante. L'introduction de ces traités impacte à la fois les prestations nettes et les primes nettes.
- Les traités de réassurance existants à la date de calcul couvrant des contrats qui ne sont pas existants à la date de calcul : ces traités ne devraient pas être inclus dans l'évaluation des provisions BE. En effet, seules les créances de réassurance et les primes cédées relatives aux contrats existants à la date d'évaluation doivent être prises en compte.



L'application du principe de correspondance permet de s'assurer qu'il existe une cohérence entre le BE brut et net de réassurance et permet ainsi d'obtenir des résultats réalistes.

9.3 Evaluation du Best Estimate net de réassurance

L'article 57 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 permet, à condition que le principe de proportionnalité (article 56 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014) soit respecté, d'estimer le montant des créances de réassurance avant ajustement du risque de défaut comme étant la différence entre les 2 quantités suivantes :

- Le BE Brut de Réassurance
- Le BE Net avant ajustement (du risque de défaut des contreparties)

Les frais éventuels liés à la gestion de la réassurance doivent entrer dans le calcul du BE brut de réassurance (article 31 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014).

L'article 57 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 précise, sans toutefois indiquer les méthodes de calcul, que le BE Net avant ajustement peut être estimé à l'aide d'une méthode simplifiée, c'est-à-dire sans projeter explicitement tous les cashflows de réassurance et des SPV. Ce calcul doit être effectué pour chaque sous-groupe homogène de risque.

Principe sur le risque simple de la santé : la réassurance est essentiellement de la réassurance en quote-part. Les conditions des traités restent relativement stables d'une année à l'autre.

- Principe BE de Sinistres cédés : $BE_{\text{sinistres cédés}} = BE_{\text{sinistres passés}} \times \text{taux de cession des prestations}$
- Principe BE de Primes cédées : $BE_{\text{primes cédées}} = BE_{\text{sinistres futurs cédés}} - BE_{\text{cotisations cédées}} + BE_{\text{commissions de réassurance}} + BE_{\text{PE cédées}}$

Le calcul des BE cédés (avant ajustement pour risque de défaut attendu) est effectué en appliquant des taux de cession en quote-part aux BE de sinistres et BE de primes bruts hors frais.

Les taux de cessions sont définis :

- par GRH
- par réassureur
- par exercice de survenance

Différents taux de cessions sont définis et sont appliqués aux composantes correspondantes des BE. Pour un GRH donné, un exercice de survenance donné et un réassureur donné :

- taux de cession des cotisations : $\text{taux_cession_cot} = \frac{\text{cotisations acquises cédées}}{\text{cotisations acquises brutes}}$
- taux de cession des prestations : $\text{taux_cession_prest} = \frac{\text{prestations cédées}}{\text{prestations brutes hors frais}}$

A noter : les taux de cessions calculés ci-dessus pour le calcul du BE cédés diffèrent généralement des taux de cessions stipulés dans les traités de réassurance. En effet, le calcul des BE étant réalisé par GRH et un même GRH pouvant regrouper des contrats réassurés et des contrats non réassurés, il est nécessaire de recalculer un taux de cession « moyen » pour chaque GRH.



9.4 Prise en compte du risque de défaut du réassureur

Sous Solvabilité 2, les créances de réassurance ou liées aux SPV doivent être ajustées afin de prendre en compte les pertes attendues en cas de défaut de la contrepartie. Cet ajustement correspond à la valeur actuelle probable des pertes dues à l'insolvabilité, à un litige ou à toute autre raison.

L'évaluation de la charge liée au défaut de la contrepartie repose sur la projection des flux de trésorerie, en tenant compte de la probabilité de défaut de la contrepartie et de son taux de recouvrement attendu (proportion recouvrée après le défaut). En cas d'insuffisance de données pour estimer ce taux de recouvrement, il ne peut être supérieur à 50% (article 42 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014).

Le calcul de cet ajustement doit prendre en compte tous les événements de défaut jusqu'au terme de la projection. Il doit également prendre en compte le fait que la date de défaut de la contrepartie est aléatoire : le défaut pourrait éventuellement se produire la première année de projection ou après plusieurs années. Ainsi, cet ajustement ne peut pas être obtenu en multipliant la perte attendue en cas de défaut immédiat par la probabilité de défaut sur l'année en cours.

Il doit également être calculé au minimum par ligne d'activité et par contrepartie.

Un calcul séparé de l'ajustement pour le risque de défaut de la contrepartie peut être onéreux, surtout si la perte attendue est faible. Lorsque la probabilité de défaut et le taux de récupération de plusieurs contreparties coïncident, et si les calculs par contrepartie représentent une charge excessive, un unique calcul d'ajustement peut être réalisé pour ces contreparties.

Lorsque l'assureur ou le réassureur disposent d'un modèle interne, l'actuaire en charge du provisionnement devra veiller à ce que l'approche utilisée pour le risque de contrepartie soit conforme à celle utilisée dans le modèle interne. Cela peut se révéler complexe, notamment si l'approche a été développée indépendamment. En revanche, ceci peut être l'occasion pour lui d'adopter une approche plus fine (par exemple en utilisant la modélisation stochastique).

L'article 61 du Règlement Délégué (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 propose une formule de simplification du calcul de cet ajustement pour le risque de défaut des contreparties :

$$Adj_{CD} = \max\left(0.5 \times \frac{PD}{1 - PD} \times Dur_{mod} \times BE_{rec}; 0\right)$$

où:

- **PD** représente la probabilité de défaut de cette contrepartie au cours des 12 prochains mois ;
- **Dur_{mod}** représente la durée modifiée des montants recouvrables au titre des contrats de réassurance passés avec cette contrepartie relevant de ce groupe de risques homogènes ;
- **BE_{rec}** représente les montants recouvrables au titre des contrats de réassurance passés avec cette contrepartie relevant de ce groupe de risques homogènes.



Les probabilités de défaut utilisées doivent-être conformes à l'article 199 du règlement délégué :

Article 199

Probabilité de défaut

« 1. La probabilité de défaut d'une exposition sur signature unique est égale à la moyenne des probabilités de défaut de chacune des expositions sur les contreparties qui relèvent de l'exposition sur signature unique, pondérée par la perte en cas de défaut pour ces expositions.

2. Une exposition sur signature unique i pour laquelle une évaluation de crédit établie par un OEEC désigné est disponible se voit attribuer une probabilité de défaut PD_i conformément au tableau suivant.

Échelon de qualité de crédit	0	1	2	3	4	5	6
Probabilité de défaut PD_i	0,002 %	0,01 %	0,05 %	0,24 %	1,20 %	4,2 %	4,2 %

3. Une exposition sur signature unique i sur une entreprise d'assurance ou de réassurance pour laquelle une évaluation de crédit établie par un OEEC désigné n'est pas disponible et qui respecte son minimum de capital requis, se voit attribuer une probabilité de défaut PD_i en fonction du ratio de solvabilité de l'entreprise, conformément au tableau suivant :

Ratio de solvabilité	196 %	175 %	150 %	125 %	122 %	100 %	95 %	75 %
Probabilité de défaut	0,01 %	0,05 %	0,1 %	0,2 %	0,24 %	0,5 %	1,2 %	4,2 %

»

9.5 Principales problématiques soulevées par la modélisation de la réassurance

La principale difficulté liée à la modélisation des flux futurs de trésorerie engendrés par les traités de réassurance est la suivante : elle introduit une (dans le cas de la réassurance proportionnelle) ou plusieurs (dans le cas de la réassurance non-proportionnelle) mailles supplémentaires aux model points ce qui peut alourdir les calculs.

Les traités de réassurance proportionnels peuvent être modélisés en reprenant les projections de cash-flows futurs réalisées pour le calcul du BE Brut de Réassurance. Cependant cela implique une maille supplémentaire, celle du traité de réassurance, ce qui peut compliquer l'approche model point adoptée et augmenter le temps de calcul.

Pour ce qui est des traités de réassurance non proportionnels, la modélisation est plus complexe puisqu'elle doit parfois être réalisée sinistre par sinistre. Des approches simplificatrices peuvent être envisagées, comme par exemple la modélisation sous forme de réassurance proportionnelle ou l'utilisation d'un cadencement, dont le paramétrage aura été construit en amont des projections relatives au calcul des Best Estimates.



Annexes

Références bibliographiques

- Carballo, Alba, Maria Durban, Göran Kauermann, et Dae-Jin Lee. 2021. « A general framework for prediction in penalized regression ». *Statistical Modelling* 21 (4): 293-312.
- Commission d'Agrément. 2006. « Lignes directrices mortalité ». Commission d'Agrément de l'Institut des Actuares.
- Cox, David R. 1972. « Regression models and life-tables ». *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 34 (2): 187-202.
- Denuit, Michel, et Anne-Cécile Goderniaux. 2005. « Closing and projecting lifetables using log-linear models ». *Bulletin of the Swiss Association of Actuaries*, 29.
- Eilers, Paul H. C., et Brian D. Marx. 1996. « Flexible smoothing with *B*-splines and penalties ». *Statistical Science* 11 (2): 89-102.
- Gerber, Hans U. 1997. *Life insurance mathematics*. Springer.
- Gschlössl, Susanne, Pascal Schoenmaekers, et Michel Denuit. 2011. « Risk classification in life insurance: methodology and case study ». *European Actuarial Journal* 1: 23-41.
- Hastie, Trevor J, et Robert J Tibshirani. 1990. *Generalized additive models*. Vol. 43. CRC press.
- Hoem, Jan M. 1971. « Point estimation of forces of transition in demographic models ». *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 33 (2): 275-89.
- Ishwaran, Hemant, Udaya B Kogalur, Eugene H Blackstone, et Michael S Lauer. 2008. « Random survival forests ». *Journal of the American statistical association* 53 (282): 457-81.
- Kaplan, Edward L, et Paul Meier. 1958. « Nonparametric estimation from incomplete observations ». *Journal of the American statistical association* 53 (282): 457-81.
- Loader, Clive R. 1996. « Local likelihood density estimation ». *The Annals of Statistics* 24 (4): 1602-18.
- Nelder, John Ashworth, et Robert WM Wedderburn. 1972. « Generalized linear models ». *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)* 135 (3): 370-84.
- Richards, SJ. 2012. « A handbook of parametric survival models for actuarial use ». *Scandinavian Actuarial Journal* 2012 (4): 233-57.
- Richards, Stephen J. 2020. « A Hermite-spline model of post-retirement mortality ». *Scandinavian Actuarial Journal* 2020 (2): 110-27.
- Tomas, Julien, et Frédéric Planchet. 2014. « Construction et validation des références de mortalité de place ». Note de travail.
- Whittaker, Edmund Taylor. 1922. « On a new method of graduation ». *Proceedings of the Edinburgh Mathematical Society* 41: 63-75.
- Wood, Simon N. 2006. *Generalized additive models: an introduction with R*. Chapman; hall/CRC.



Liste des lignes d'activité (Lob)

Les lignes d'activité sont définies dans l'annexe 1 du règlement 2015-35.

Code	Nom
1	Frais médicaux
2	Protection du revenu
3	Indemnisation des travailleurs
4	Responsabilité civile automobile
5	Autre assurance des véhicules à moteur
6	Maritime, aérienne et transport
7	Incendie et autres dommages aux biens
8	Responsabilité civile générale
9	Crédit et cautionnement
10	Protection juridique
11	Assistance
12	Pertes pécuniaires diverses
13	Réass. prop. Frais médicaux
14	Réass. prop. Protection du revenu
15	Réass. prop. Indemnisation des travailleurs
16	Réass. prop. Responsabilité civile automobile
17	Réass. prop. Autre assurance des véhicules à moteur
18	Réass. prop. Maritime, aérienne et transport
19	Réass. prop. Incendie et autres dommages aux biens
20	Réass. prop. Responsabilité civile générale
21	Réass. prop. Crédit et cautionnement
22	Réass. prop. Protection juridique
23	Réass. prop. Assistance
24	Réass. prop. Pertes pécuniaires diverses
25	Réassurance santé non proportionnelle
26	Réassurance accidents non proportionnelle
27	Réassurance maritime, aérienne et transport non proportionnelle
28	Réassurance dommages non proportionnelle
29	Assurance santé (vie)
30	Assurance avec participation aux bénéfices
31	Assurance indexée et en unités de compte
32	Autre assurance vie
33	Rentes de contrats non-vie et liées à la santé
34	Rentes de contrats non-vie autres que liées à la santé
35	Réassurance santé
36	Réassurance vie