

LES **FONDAMENTAUX**

3<sup>e</sup> édition

RÉFÉRENCES

# LES GRANDS PRINCIPES DE L'ACTUARIAT

Vie, Non vie,  
Gestion actif passif,  
Maîtrise des risques

Édith Bocquaire  
Marion Le Camus - Paradis

**L'ARGUS**  
de l'assurance  
ÉDITIONS

# SOMMAIRE

Introduction.....	7
Remerciements.....	9
Avant-propos.....	11
Sommaire.....	13

## Première partie

### L'ACTUARIAT VIE

Chapitre I – Les principes de tarification.....	21
Chapitre II – Les principes de provisionnement.....	85
Chapitre III – Les principes de partage des risques.....	163

## Deuxième partie

### L'ACTUARIAT NON VIE

Chapitre I – Les principes de tarification.....	201
Chapitre II – Les principes de provisionnement.....	251
Chapitre III – Les principes de partage des risques.....	291

## Troisième partie

### LA GESTION ACTIF PASSIF ET LA MAÎTRISE DES RISQUES

Chapitre I – Les principes de la gestion actif passif.....	325
Chapitre II – Les principes de maîtrise des risques sous Solvabilité 1.....	359
Chapitre III – Les principes de maîtrise des risques - Les normes IFRS.....	375
Chapitre IV – Les principes de maîtrise des risques sous Solvabilité 2.....	383

## Quatrième partie

### QUEL ACTUARIAT POUR DEMAIN ?

Chapitre I – Les défis de l'actuaire.....	435
Chapitre II – Utilisation de la data science en actuariat.....	441

ANNEXES

Annexe I	– Glossaire .....	453
Annexe II	– Principaux symboles actuariels en assurance vie.....	463
Annexe III	– Tables de mortalité TF-TH 00-02, TGF-TGH 05 (extraits).....	467
Annexe IV	– Principales lois de probabilité en assurance non vie et estimateurs.....	475
Annexe V	– Lois de maintien en incapacité-invalidité – Arrêté du 24 décembre 2010 .....	479
Annexe VI	– Principales formules ou lois en actif passif et finance .....	487
Annexe VII	– Courbes des taux zéro coupon (IA) et sans risque (EIOPA) 31/12/2021 .....	491
Annexe VIII	– Tableau comparatif des différentes normes au plan technique .....	493
Annexe IX	– Tableau de concordance entre textes principaux des différents codes .....	495
Bibliographie/Sitographie .....		497
Table des matières.....		501
Index alphabétique.....		515

# PRÉAMBULE

## • Les fondamentaux

L'actuariat vie permet de tarifier les contrats et de provisionner les engagements des sociétés pratiquant l'assurance sur la vie, c'est-à-dire commercialisant des contrats dont les garanties dépendent de la vie humaine. Ces garanties sont généralement à horizon long et le placement des flux financiers, primes ou cotisations de l'assuré ou capitaux versés par l'assureur, joue un rôle essentiel.

En assurance vie, les garanties sont de type forfaitaire dont le montant est déterminé ou déterminable à la souscription. Les conditions particulières du contrat individuel ou le certificat d'adhésion du contrat collectif indiquent clairement les montants des primes (cotisations) et des capitaux à régler par l'assureur.

Il y a deux grandes catégories d'assurance sur la vie :

- les assurances « en cas de vie » : à une échéance déterminée à l'avance, l'assureur règle le capital à une personne désignée (l'assuré), si elle est en vie à cette date. Sont rangées dans cette catégorie les assurances exprimées en euros ou devises, ou en « unités de compte ». Elles sont parfois qualifiées « d'épargne » bien que relevant du cadre juridique et fiscal de l'assurance sur la vie ;
- les assurances « en cas de décès » : l'assureur règle le capital aux bénéficiaires de l'assuré, à la date du décès de celui-ci.

S'y ajoute la branche « capitalisation » qui ne repose pas sur la vie humaine mais dont l'aléa est plutôt lié à des remboursements anticipés sous certaines conditions (tirages au sort).

En assurance sur la vie, les parties prenantes au contrat sont :

- l'assureur : l'entreprise qui couvre le risque. L'assureur peut relever du Code des assurances (sociétés anonymes, à forme mutuelle, bancassureurs), du Code de la Sécurité sociale ou du Code rural (institutions de prévoyance), du Code de la mutualité (mutuelles). S'il subsiste encore des différences entre les codes, les règles prudentielles (tarification, provisionnement, exigence de solvabilité) sont similaires ;
- l'assuré : la personne sur laquelle repose le risque (survie, ou décès). Il peut y avoir plusieurs assurés. Il est dénommé adhérent en assurance collective (dans les mutuelles), participant ou affilié (dans les groupes de protection sociale) ;
- le souscripteur (appelé aussi adhérent dans les groupes de protection sociale) ou contractant : la personne physique ou morale qui paie les primes (appelées aussi cotisations) et peut racheter ou transférer le contrat. En assurance collective, le souscripteur est l'entreprise employeur mais l'assuré-adhérent (ou participant) conserve aussi des droits sur son contrat ;
- le bénéficiaire : la personne qui reçoit le capital en cas de décès de l'assuré.

**Sémantique** : dans tous les développements présentés pour cette première partie du livre, seuls apparaissent l'assureur et l'assuré parce que c'est la survie ou le décès de ce dernier qui conditionne la tarification et le provisionnement, quelle que soit la personne qui effectue le règlement. « L'assuré paie les primes » signifie que les primes sont réglées par le souscripteur tant que l'assuré est en vie.

### • L'environnement de l'actuariat vie

241 assureurs vie ou mixtes (94 relevant du Code des assurances, 31 du Code de la Sécurité sociale, 116 du Code de la mutualité et 12 organismes de réassurance), 7 organismes de retraite professionnelle supplémentaire\* exercent en France en 2020, pour un montant de primes brutes de 137,6 milliards d'euros et un résultat positif de 7,9 milliards d'euros, après réassurance. Lorsqu'elles sont mixtes, elles peuvent pratiquer l'assurance de personnes au sens large (branches 20 à 26), avec la couverture de dommages corporels relevant de l'assurance non-vie (branches 1 et 2).

\* Dans un souci de cohérence européenne depuis la transposition en droit Français de la directive Solvabilité 2, l'Ordonnance n° 2017-484 du 6 avril 2017 a créé des organismes dédiés à l'exercice de l'activité de retraite professionnelle supplémentaire (ORPS) et à l'adaptation des régimes de retraite supplémentaire en unités de rente.

Le principe de spécialisation oblige en effet les assureurs à pratiquer la couverture des risques vie et non vie sur des sociétés juridiquement séparées.

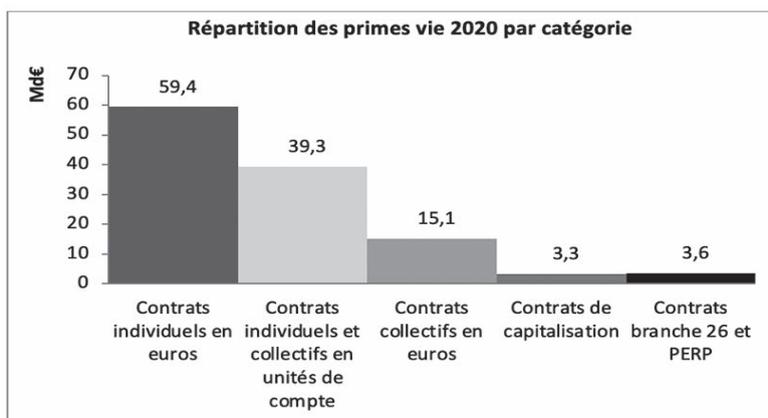
### Compte de résultat agrégé Vie

(en milliards d'euros)	2016	2017	2018	2019	2020
Primes acquises	169,2	158,7	163,8	171,7	137,6
dont primes cédées	22,9	10,8	9,7	11,4	9,7
Charges des sinistres, dotations aux provisions et participation aux résultats (-)	201,8	202,1	153,4	241,1	156,3
Produits financiers nets	56,7	67,4	15,2	94,9	43,8
Frais d'acquisition et d'administration (-)	15,8	16,1	16,4	17,1	17,1
Solde de réassurance	-0,6	-0,4	- 0,7	0,4	-0,1
<b>Résultat technique</b>	<b>7,6</b>	<b>7,5</b>	<b>8,5</b>	<b>8,8</b>	<b>7,9</b>

Source : ACPR - Les chiffres du marché français de l'assurance - Ensemble des organismes - Dossiers annuels remis par les organismes.

La structure des primes d'assurance vie en France, soit 120,7 milliards d'euros en 2020 en affaires directes, hors acceptations et primes à l'étranger, fait apparaître une majorité de contrats individuels, en euros et en unités de compte.

Ceux-ci relèvent pour la plupart de la technique de la capitalisation, à l'opposé de la technique de répartition utilisée pour la gestion des régimes de retraite de base et complémentaires.



Source : ACPR - Les chiffres du marché français de l'assurance - année 2020 - primes affaires directes par catégories.

Pour l'agrément administratif délivré par l'État, les contrats sont classés en branches et sous-branches :

**Article R. 321-1 du Code des assurances**

L'agrément administratif prévu par l'article L. 321-1 est accordé par l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution. Pour l'octroi de cet agrément, les opérations d'assurance sont classées en branches et sous-branches de la manière suivante : [...]

**20. Vie-Décès** : Toute opération comportant des engagements dont l'exécution dépend de la durée de la vie humaine autre que les activités visées aux branches 22, 23 et 26.

**21. Nuptialité-Natalité** : Toute opération ayant pour objet le versement d'un capital en cas de mariage ou de naissance d'enfants.

**22. Assurances liées à des fonds d'investissement** : Toutes opérations comportant des engagements dont l'exécution dépend de la durée de la vie humaine et liées à un fonds d'investissement. Les branches mentionnées aux 20, 21 et 22 comportent la pratique d'assurances complémentaires au risque principal, notamment celles ayant pour objet des garanties en cas de décès accidentel ou d'invalidité.

**23. Opérations tontinières** : Toutes opérations comportant la constitution d'associations réunissant des adhérents en vue de capitaliser en commun leurs cotisations et de répartir l'avoir ainsi constitué soit entre les survivants, soit entre les ayants droit des décédés.

**24. Capitalisation** : Toute opération d'appel à l'épargne en vue de la capitalisation et comportant, en échange de versements uniques ou périodiques, directs ou indirects, des engagements déterminés quant à leur durée et à leur montant.

**25. Gestion de fonds collectifs** : Toute opération consistant à gérer les placements et notamment les actifs représentatifs des réserves d'entreprises autres que celles mentionnées à l'article L. 310-1 et qui fournissent des prestations en cas de vie, en cas de décès ou en cas de cessation ou de réduction d'activités.

**26. Toute opération à caractère collectif** définie à la section I du chapitre I<sup>er</sup> du titre IV du livre IV.

Il est important de préciser que :

- pour les contrats individuels et collectifs vie-décès (branche 20), les montants des garanties, les primes et les provisions mathématiques sont exprimés en euros ;
- pour les contrats individuels et collectifs en fonds d'investissement (branche 22), le montant des garanties, les primes et les provisions mathématiques sont exprimés par référence à des unités de placement appelées « unités de compte », par exemple les actions, les parts de fonds commun de placement, les titres de créances négociables, les OPCVM ou les parts de société civile immobilière ;
- pour les contrats de capitalisation (branche 24), les engagements ne reposent pas sur la durée de la vie humaine ;
- les contrats collectifs de retraite (branche 26) sont des régimes collectifs de retraite « assurantielle » en points (appelés « L. 441 » conformément à l'article L. 441-1 du Code des assurances). Les régimes relèvent en particulier des dispositions de l'article L. 932-24 du Code de la Sécurité sociale lorsque les opérations sont effectuées par des institutions de prévoyance, et des dispositions de l'article L. 222-1 du Code de la mutualité lorsqu'il s'agit de mutuelles.

### Termes et sigles utilisés dans cette partie 1 – L'actuariat vie

Intérêt composé, capitalisation, actualisation, taux technique, TME, table de mortalité, de génération, d'expérience, loi des grands nombres, ajustements de Wittaker Henderson, Gompertz, Makeham, espérance de vie, vie probable, anti-sélection, mutualité, théorie du risque, théorème de la limite centrale (TCL), loi de Laplace-Gauss, marge de sécurité, chargement de sécurité, probabilité de ruine, prime pure, valeur actuelle probable, nombres de commutations, lois de chutes, chargements, commissions escomptées, taux brut, taux net, frais d'arbitrage, capital différé, contre-assurance, annuité à terme échu, d'avance, temporaire décès, vie entière, primes d'inventaire, primes commerciales, taux de référence, décalage d'âge, unités de compte, garantie plancher en cas de décès, provisions techniques, provision mathématique, provision zillmériisée, méthode prospective, rétrospective, de récurrence, rachat, avance, réduction, transformation, participation aux bénéfices, actif cantonné, frais d'acquisition reportés, PGG, PAF, PE, PTD , réserve de capitalisation, PRE, model point, projected unit credit, projected benefit obligation, provision technique spéciale (PTS), provision mathématique théorique (PMT), salaire de référence, rendement d'équilibre, rapport démographique, schéma de Lexis, plein de conservation, quote-part, capacité, excess of loss (XS), burning cost, portée, priorité, franchise, loi binomiale, méthode de Monte-Carlo, titrisation.

# Chapitre I<sup>er</sup>

## LES PRINCIPES DE TARIFICATION

Section I – La dimension financière.....	21
Section II – La dimension risque.....	23
Section III – La dimension coûts de gestion .....	37
Section IV – La tarification.....	40
Section V – Applications pratiques.....	55
Section VI – Étude de cas : prévoyance collective - Tarification décès .....	81

En assurance sur la vie, individuelle ou collective, de risque et d'épargne, le principe de tarification des primes uniques ou périodiques est simple.

Il s'agit de mesurer et combiner trois dimensions : la dimension financière, la dimension risque, la dimension coûts de gestion et, dans la dimension risque, d'inclure une marge de sécurité suffisante.

Un contrat d'assurance vie est un contrat de long terme et la dimension financière est, comme pour un crédit (ici fait par l'assuré à l'assureur tant que le risque n'est pas réalisé), significative.

La dimension risque est la différence principale avec une opération financière puisque le paiement des primes par l'assuré et des capitaux par l'assureur, est fonction d'un aléa, l'état de vie ou de non vie de l'assuré.

Toutefois, cette dimension n'existe pas dans la branche capitalisation ou est neutralisée parfois dans l'assurance sur la vie qui revêt le seul caractère d'épargne, en euros ou unités de compte. Dans la tontine au contraire, seuls les survivants se partagent le capital accumulé à la date fixée.

La dimension coûts de gestion, sous forme d'un financement par les chargements prélevés sur les primes ou sur l'encours, est non négligeable. Elle permet, comme la dimension financière, de différencier la performance des acteurs. L'assuré recherche en effet la meilleure rentabilité à terme de sa prime d'épargne investie. Les contrats sont régulièrement l'objet de comparatifs dans la presse spécialisée portant sur cet élément.

### Section I – La dimension financière

#### I – Les principes des intérêts simples

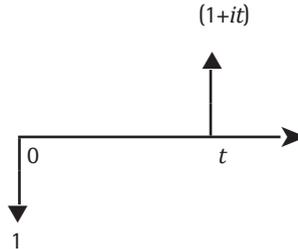
Le taux d'intérêt alloué à des opérations financières échelonnées dans le temps représente « le prix du temps ». Il couvre la rémunération du prêteur, la couverture de l'inflation et le financement d'un risque de contrepartie.

Dans le contrat d'assurance vie, les sommes sont investies (les primes) ou désinvesties (les capitaux) sur le moyen et long terme.

1 investi au taux d'intérêt annuel  $i$  produit au bout d'un an  $(1 + i)$ .

Sur une période  $t$ , il rapporte  $i * t$  selon la méthode des intérêts simples.

En contrepartie, la valeur d'aujourd'hui de 1 à l'époque  $t$  au taux d'intérêt  $i$  est  $1 / (1 + i * t)$ .



## II - Le principe des intérêts composés

L'intérêt composé consiste à prendre en compte comme base du calcul non seulement le capital initial, mais également les montants d'intérêts générés au fur et à mesure de la durée du placement.

Un capital est placé à intérêts composés lorsqu'à la fin d'une période convenue, l'intérêt simple acquis sur cette période est ajouté à ce capital pour produire intérêt à son tour sur la période suivante.

1 investi donne à la fin de première période :  $(1 + i)$

À la fin de la deuxième période :  $(1 + i) * (1 + i) = (1 + i)^2$

À la fin de la  $n^{\text{ième}}$  période :  $(1 + i)^n$

$C_0$  investis donnent à la fin de la  $n^{\text{ième}}$  période :  $C_n = C_0 * (1 + i)^n$

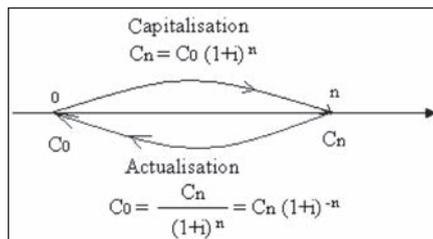
La capitalisation est le calcul de la valeur future par rapport à la valeur présente d'un montant d'argent.

Au contraire, l'actualisation est la mesure, aujourd'hui, d'une somme d'argent future.

La valeur d'aujourd'hui de 1 à l'époque  $n$  au taux d'intérêt  $i$  est :

$$\frac{1}{(1 + i)^n} \text{ ou } (1 + i)^{-n}$$

et la valeur de  $C_n$  à l'époque  $n$ , est aujourd'hui  $C_0 = C_n * (1 + i)^{-n}$



Le principe d'équivalence financière tel que décrit ci-dessus est une base de l'assurance vie.

Le taux technique est le rendement financier minimum sur lequel s'engage l'assureur et qui est anticipé dans le calcul des primes ou des provisions mathématiques par actualisation des flux financiers futurs.

Exemple :

Un bon de capitalisation de 1000 € net investi, donne au bout de 8 ans et au taux technique de 2,5 %, un capital de  $1000 \text{ €} * (1 + 0,025)^8 = 1\,218,40 \text{ €}$ , qui est la valeur acquise.

La valeur actuelle d'un contrat d'épargne en euros qui vaut 10000 € au bout de 8 ans au taux technique de 2 % est de  $10000 \text{ €} * (1 + 0,02)^{-8} = 8534,90 \text{ €}$ .

Ce taux technique doit être évalué avec prudence compte tenu de la variabilité des marchés financiers sur lesquels les primes des assurés sont placées.

Aussi, la réglementation fixe un taux plafond, fonction des taux de marché, que l'assureur a le droit d'utiliser pour les tarifications et provisionnements.

## Section II - La dimension risque

Le paiement des capitaux par l'assureur comme celui des primes est soumis à un aléa : l'assuré est soit décédé, soit en vie à la date fixée.

### Le contrat en cas de décès :

- permet le versement d'un capital ou d'une rente à un bénéficiaire désigné, en cas de décès de l'assuré avant le terme du contrat ;
  - est souscrit individuellement ou collectivement, par l'intermédiaire d'une entreprise ou d'une association. Il peut être souscrit à l'occasion d'un emprunt ;
  - peut être assorti de garanties complémentaires (garantie contre les risques d'incapacité ou d'invalidité, majoration de la garantie en cas de décès accidentel...) ;
  - peut être souscrit soit pour une durée limitée (assurance temporaire décès), soit pour toute la vie (assurance vie entière).
- Le principal contrat est la temporaire en cas de décès.

### Le contrat en cas de vie :

- permet la constitution d'une épargne et son versement sous forme de rente ou de capital, si l'assuré est en vie au terme du contrat ;
- peut être exprimé en euros : le capital investi est garanti ; à l'échéance, il est augmenté des intérêts capitalisés et d'une éventuelle participation aux bénéfices. L'assureur peut prévoir un taux minimal garanti ;
- ou bien est libellé en unités de compte : le capital investi n'est pas garanti, seul le nombre d'unités de compte l'est. Les contrats en unités de compte peuvent offrir des perspectives de rendement intéressantes pour les assurés qui recherchent un investissement à long terme.

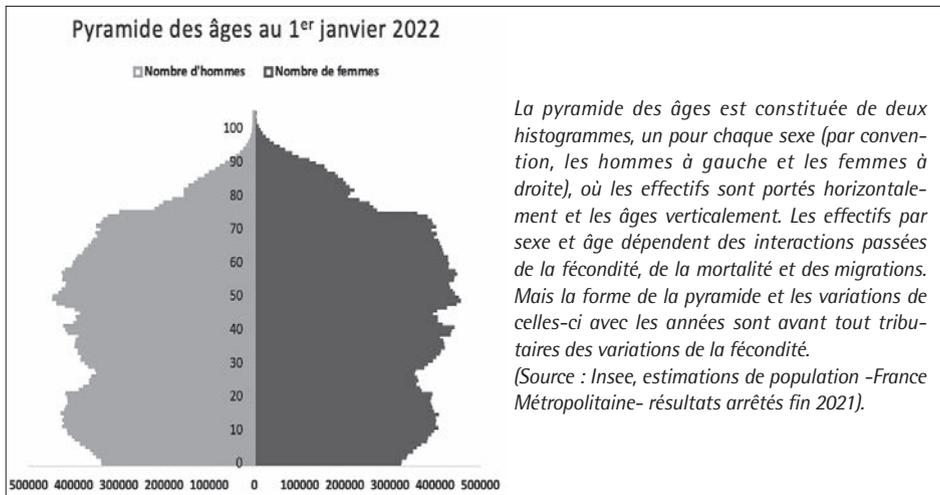
Le principal contrat est le capital différé avec ou sans contre-assurance.

Il faut donc, pour tarifier un contrat d'assurance en cas de décès ou en cas de vie, non seulement rechercher l'équivalence financière de sommes différées mais aussi pondérer ces sommes par la probabilité pour l'assureur ou l'assuré de devoir ou non les régler.

## I - L'aléa viager

La probabilité pour un assuré d'être vivant ou décédé à une date donnée se mesure avec les tables de mortalité. En effet, la mortalité croît avec l'âge, hormis la mortalité infantile des premières années. Elle est différente pour les hommes et pour les femmes mais également d'un pays à l'autre.

- La pyramide des âges représente la répartition par sexe et âge de la population à un instant donné.



- Une table de mortalité annuelle suit quant à elle le cheminement d'une génération fictive de 100 000 nouveau-nés qui subit, aux divers âges, les conditions de mortalité observées sur les diverses générations réelles, durant l'année étudiée.

Soit :

$$l_x = \text{nombre de vivants à l'âge } x ;$$

$$d_x = l_x - l_{x+1} = \text{nombre probable de décès à l'âge } x$$

Le taux de mortalité est le rapport  $d_x/l_x$ .

Les tables construites par observations statistiques (INSEE pour les tables nationales) sont, si nécessaire, ajustées et lissées pour gommer les irrégularités et faciliter les calculs.

Des modèles figurent en annexes.

#### Développements complémentaires :

Le lecteur peut trouver, dans la bibliographie ou sitographie, des développements sur les méthodes de lissage des taux de mortalité, comme par exemple la méthode de Wittaker-Henderson ou bien l'ajustement par des splines, c'est-à-dire des polynômes du 3<sup>e</sup> degré par intervalles.

Ont d'abord été utilisées les formules de Moivre et de Sang puis les formules paramétriques de Gompertz et Makeham. En particulier, la formule de Makeham décompose le taux de décès à l'âge  $x$ ,  $\mu_x$ , en une constante  $\alpha$  (le décès accidentel) à laquelle s'ajoute une fonction de l'âge  $x$ , représentant le vieillissement :

$$\mu_x = \alpha + \beta \cdot c^x$$

Ce qui conduit à l'expression du nombre de vivants à l'âge  $x$  :

$$l_x = k \cdot s^x \cdot g^{c^x}$$

NB : Les coefficients  $s, g, c$  sont évalués par la méthode de King et Hardy.

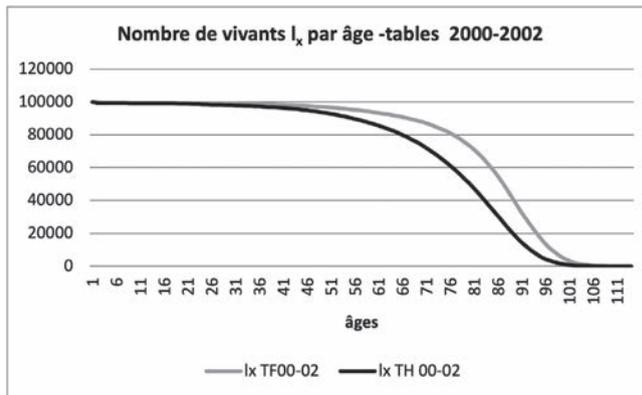
Il est fait appel pour l'ajustement des taux bruts de mortalité, aux estimateurs\* de Kaplan Meier, de Hoem, de Cox ou de Lin et Ying sur des portefeuilles hétérogènes, et, pour les tables prospectives, à des modèles stochastiques (Lee Carter, Bongaarts, modèles Log Poisson) ou relationnels (Planchet, Bras). Des outils mathématiques, comme la méthode Denuit-Goderniaux ou Coale Kisker, permettent de prolonger les tables lorsque les observations s'avèrent insuffisantes aux grands âges.

\* définition en annexe IV.

## A - Probabilité de survie et de décès

Le principe de calcul de la probabilité de survie, pour une personne d'âge  $x$  à l'époque  $n$ , consiste à comparer dans la table le nombre de personnes vivantes d'âge  $x$  et celui plus faible de personnes vivantes d'âge  $x+n$ . Ce principe se base, en actuariat vie, sur la loi des grands nombres en vertu de laquelle, lorsque le nombre d'observations sur des risques homogènes est grand, la probabilité de réalisation d'un événement rejoint la fréquence observée. Ainsi sont établies les formules ci-après :

- Probabilité de survie d'un individu d'âge  $x$  au bout d'1 an :  $p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x}$
- Probabilité que l'individu d'âge  $x$  soit vivant dans  $n$  années :  ${}_n p_x = \frac{l_{x+n}}{l_x}$



La comparaison de ces deux courbes met en évidence la longévité de la population féminine, notamment à partir de 60 ans.

À l'époque  $n$ , une personne est soit vivante, soit décédée. En conséquence, la probabilité pour une personne d'âge  $x$  d'être décédée à l'époque  $n$  est le complément à 100 % de la probabilité d'être en vie à l'époque  $n$  :

- probabilité de décès d'un individu d'âge  $x$  dans l'année :

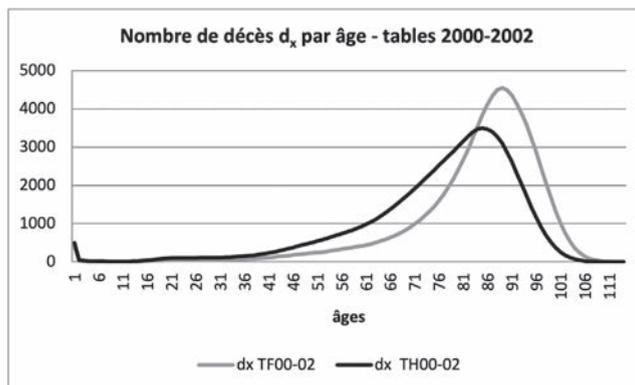
$$q_x = 1 - p_x = \frac{l_x - l_{x+1}}{l_x} = \frac{d_x}{l_x}$$

- probabilité de décès d'un individu d'âge  $x$  au cours des  $n$  prochaines années :

$${}_n q_x = 1 - {}_n p_x = 1 - \frac{l_{x+n}}{l_x} = \frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$$

- probabilité de décès d'un individu d'âge  $x$  entre les périodes  $t$  et  $t + t'$  :

$${}_{t|t'} q_x = {}_t p_x - {}_{t+t'} p_x = \frac{l_{x+t} - l_{x+t+t'}}{l_x}$$



L'observation de cette courbe fait apparaître la forte mortalité infantile en première année. Jusqu'à 82 ans, le nombre de décès  $d_x$  des hommes (table TH 00-02), est plus élevé que celui des femmes (table TF 00-02), puis les courbes se croisent.

### Important

Les taux de mortalité  $q_x$  des hommes (rapport du nombre de décès au nombre de vivants) ne figurant pas sur ce graphique sont supérieurs aux taux des femmes jusqu'à 107 ans, âge auquel les données ne sont plus significatives. Entre 20 et 30 ans, le taux de mortalité des hommes est trois fois plus élevé que celui des femmes, puis il est deux fois plus élevé jusqu'à 85 ans.

### Exemple :

Sachant que le nombre de vivants à 60 ans, estimé à partir de la table TH 00-02, est de 85 538 et celui à 50 ans de 92 736, la probabilité de survie à 60 ans d'un homme de 50 ans est de  $(85\,538 / 92\,736) = 92,24\%$ . Sa probabilité de décès pendant cette période est donc de  $1 - 92,24\% = 7,76\%$ .

Sachant que le nombre de vivants à 55 ans estimé à partir de la table TH 00-02 est de 89 665, la probabilité pour un homme de 50 ans de décéder entre 55 ans et 60 ans est de :  $89\,665 / 92\,736 - 85\,538 / 92\,736 = 96,69\% - 92,24\% = 4,45\%$ .

## B - Les tables de mortalité

Différentes tables, établies sur des données démographiques, servent à calculer les probabilités de survie et de décès.

Les tables rétrospectives sont de simples « transcriptions » du passé, les tables prospectives anticipent les évolutions de la longévité.

L'article A. 132-18 du Code des assurances précise leurs conditions d'utilisation dans le cadre des tarifs pratiqués par les entreprises d'assurance sur la vie et de capitalisation et par les fonds de retraite professionnelle supplémentaire.

### 1° Les tables rétrospectives

Ces tables sont à utiliser pour établir les tarifications en cas de décès. Du fait de leur auto-sélection, les assurés en cas de décès ont une mortalité plus élevée que les assurés en cas de vie. Les tables réglementaires en vigueur au 1<sup>er</sup> janvier 2022 sont les tables TH 00-02 et TF 00-02.

Pour les tarifications en cas de vie, elles sont utilisées avec un mécanisme de décalage d'âge, explicité ultérieurement. Les tables réglementaires en vigueur au 1<sup>er</sup> janvier 2022 sont les tables TH 00-02 vie et TF 00-02 vie.

Des tables sont mises en place régulièrement par l'INSEE à partir de l'enregistrement des décès. Elles sont utilisées par les actuaires pour évaluer les engagements sociaux de type « indemnités de fin de carrière » ou « médailles du travail » des entreprises.

## 2° Les tables prospectives

Ces tables sont à utiliser pour les tarifications des rentes viagères.

Dans ces tables, les taux de mortalité par âge sont déterminés pour une génération donnée. Les tables de génération comprennent en fait autant de tables de mortalité qu'il y a d'années de naissance jusqu'à la période d'observation. Les tables en vigueur au 1<sup>er</sup> janvier 2022 sont les tables TGH 05 et TGF 05 et servent depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2007 à la tarification et au provisionnement des contrats de rentes viagères immédiates ou différées.

Une génération peut servir de référence, les autres en découlant par un mécanisme de décalage de génération (ex : la table prospective TPG 93 où la génération 1950 sert de base).

Soit  $l_x(n)$  le nombre de personnes d'âge  $x$  nées dans l'année  $n$ , la probabilité de survie à 1 an s'écrit :

$$p_x(n) = \frac{l_{x+1}(n)}{l_x(n)}$$

et coïncide avec :  $p_x(n+x)$

### Exemple 1 :

Selon la table TGF 05, sur 100 000 personnes de 30 ans, nées en 1966, 96 810 atteindront l'âge de 60 ans, soit une probabilité de survie de  $96\,810 / 100\,000 = 96,81\%$ .

Selon la même table, sur 99 614 personnes de 30 ans, nées en 1986, 97 015 atteindront l'âge de 60 ans, soit une probabilité de survie de  $97\,015 / 99\,614 = 97,39\%$ .

Nés 20 ans plus tard, les trentenaires voient leur probabilité de vie à 60 ans augmenter de plus d'un demi-point.

### Exemple 2 :

Pour les hommes, l'espérance de vie à 60 ans passe de 26,8 ans pour la génération 1936 à 36,7 ans pour la génération 2005, soit une augmentation de 37 %.

Pour les femmes, l'espérance de vie à 60 ans passe de 30,6 ans pour la génération 1936 à 40,4 ans pour la génération 2005, soit une augmentation de 32 %.

## 3° Les tables d'expérience

Les tables d'expérience sont des tables de survie construites, non pas à partir des données de l'INSEE sur la population générale, mais par analyse d'un portefeuille donné. Elles doivent être certifiées par un actuaire indépendant agréé à cet effet par l'une des associations d'actuaire reconnues. Elles sont établies d'après des données d'expérience de l'entreprise d'assurance, ou des données d'expérience démographiquement équivalentes. Elles permettent d'appréhender plus finement le risque lorsque le comportement des assurés du portefeuille est différent de celui de la population générale. L'utilisation d'une table certifiée n'est possible que si cette table est plus prudente que la table officielle.

## 4° Les tables de mortalité des personnes en arrêt de travail

Certaines populations présentent des caractéristiques particulières en termes de mortalité, liées non pas à l'âge ou le sexe, mais à un état spécifique intervenu dans la vie d'une personne, qui relevait antérieurement des tables générales. C'est le cas des personnes en arrêt de travail ou en invalidité.

Une table de mortalité des personnes en arrêt de travail construite en 2002 pour répondre aux problématiques de provisionnement (cf. étude de cas de provisionnement du maintien de la garantie décès des personnes en arrêt de travail dans la partie 2 de l'ouvrage au chapitre 2) des garanties décès des personnes en arrêt de travail est disponible (sites actuariels) mais doit être adaptée à chaque portefeuille. Contrairement aux tables relatives au maintien en incapacité ou invalidité, homologuées (tables définies par arrêté du 24 décembre 2010), celle-ci n'est pas officielle.

**Développements complémentaires**

Selon l'Institut des Actuaire dans son avis technique de janvier 2011 (extrait), « la table de mortalité aggravée la plus adaptée à la surmortalité des invalides entre 60 et 62 ans est la TH 00-02, majorée de 50 %. Une comparaison entre la TD 88-90\* et 150 % de la TH 00-02 montre que la TD 88-90 reste bien adaptée au provisionnement, c'est-à-dire qu'elle est plus prudente à chaque âge, tout en ne conduisant pas à des renforcements de provisions qui conduiraient à des bonis ultérieurs significatifs. En conséquence, l'Institut des Actuaire a prolongé les tables en utilisant pour l'invalidité la table TD 88-90 et pour l'incapacité une extrapolation par la méthode des moindres carrés ».

NB : La méthode des moindres carrés cherche à ajuster au nuage de points  $(x_i, y_i)$ , une droite d'équation  $y' = a + bx$  de telle sorte que  $\sum_{i=1}^n (y_i - y'_i)^2$  soit minimale.

\* Table décès, antérieure à la table TH 00-02.

- **En arrêt de travail** : c'est une table à double entrée ; l'âge à l'arrêt de travail et l'ancienneté en mois dans l'arrêt de travail. Le nombre de survivants est d'autant plus faible que l'âge et la durée en arrêt de travail sont importants (extrait) :

**Nombre de survivants en incapacité – Table professionnelle 2002**

Âge à l'arrêt de travail	45	46	47	48	49	50
Ancienneté dans l'arrêt en mois						
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
1	9 929	9 927	9 925	9 923	9 921	9 919
2	9 880	9 876	9 873	9 869	9 866	9 862
3	9 841	9 836	9 831	9 826	9 821	9 816
4	9 805	9 798	9 792	9 786	9 780	9 774
5	9 768	9 761	9 754	9 747	9 740	9 733
6	9 734	9 726	9 717	9 709	9 701	9 693

Source : site internet Ressources Actuarielles – Institut des Actuaire.

La probabilité de survie d'une personne de 45 ans à l'arrêt de travail au bout de 6 mois est de  $9734/10\ 000 = 97,34\ %$ , celle d'une personne de 50 ans est de  $96,93\ %$  sur la même période.

- **En invalidité** : le principe est le même, conjuguant l'âge à l'entrée en invalidité et l'ancienneté en années dans l'invalidité. Le nombre de survivants est d'autant plus faible que l'âge et la durée en invalidité sont importants (extrait) :

## Nombre de survivants en invalidité – Table professionnelle 2002

Âge à l'entrée dans l'invalidité	50	51	52	53	54	55	56
Ancienneté en années							
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
1	9 847	9 847	9 846	9 846	9 846	9 846	9 847
2	9 703	9 701	9 700	9 699	9 698	9 698	9 698
3	9 566	9 562	9 559	9 557	9 555	9 553	9 552
4	9 433	9 427	9 422	9 417	9 413	9 409	9 405
5	9 303	9 294	9 286	9 278	9 271	9 264	9 258
6	9 173	9 161	9 149	9 138	9 127	9 116	9 106
7	9 043	9 027	9 011	8 995	8 980	8 965	8 950
8	8 911	8 889	8 868	8 847	8 827	8 807	8 787
9	8 774	8 747	8 721	8 694	8 668	8 642	8 616
10	8 632	8 599	8 566	8 533	8 501	8 468	
11	8 483	8 443	8 404	8 364	8 325		
12	8 326	8 279	8 232	8 185			
13	8 159	8 105	8 051				
14	7 983	7 921					
15	7 797						

Source : site internet Ressources Actuarielles – Institut des Actuaire.

Une personne de 50 ans en arrêt de travail depuis 3 ans a une probabilité de décès de  $(10000 - 9566)/10000 = 4,34\%$  selon la table de mortalité des invalides 2002.

Selon la table TH 00-02, cette probabilité est de  $(92736 - 91009)/92736 = 1,86\%$ .

En invalidité, le quotient de mortalité sur les trois premières années est plus du double de celui de la population générale.

#### Développements complémentaires :

Les quotients de mortalité relatifs aux invalides sont, pour cette table 2002, ajustés selon une famille de fonctions de polynômes du second degré pour la variable  $j$  (l'ancienneté). Ainsi, les quotients lissés s'écrivent :  $q_j(x) = a(x)j^2 + b(x)j + c(x)$

pour  $j$  (ancienneté) variant de 0 à 35 ans et  $x$  (âge) variant de 25 ans à 60 ans.  $a(x)$ ,  $b(x)$ ,  $c(x)$  sont des polynômes du second degré en  $(x)$ .

Pour les incapables, les quotients de mortalité sont ajustés selon la méthode de Wittaker-Henderson.

Source : site internet Ressources Actuarielles

## 5° Les tables de mortalité des dépendants

Aucune table officielle n'existe aujourd'hui. L'historique est en effet insuffisant pour appréhender la durée de maintien dans l'état de dépendance avant le décès. De plus, les définitions et critères d'évaluation de la dépendance sont très variables selon les contrats.

Faute de disposer de tables d'expérience sur des portefeuilles de dépendants assurés, l'assureur et le réassureur disposent de tables de mortalité des dépendants construites sur le principe que la mortalité dépend uniquement de l'âge atteint, indépendamment de l'ancienneté dans l'état de dépendance.

#### Illustration 1 :

Extrait (source Fixage – revue Risques) :

« Le projet Paquid, 1988-2003 est une enquête épidémiologique sur les personnes de plus de 65 ans. Il consiste à étudier le vieillissement cérébral et fonctionnel, et la perte d'autonomie après 65 ans. L'Inserm, chargé de cette étude, a suivi l'état de santé d'un groupe de 4050 personnes âgées, des départements de la

Gironde et de la Dordogne, et effectué de nombreuses analyses, notamment sur la mortalité de l'échantillon et sur la fréquence de survenance de la maladie d'Alzheimer.

Cette étude associée à une étude allemande, majorant la mortalité de 5 % par rapport aux valides, et une étude japonaise prenant en compte un coefficient additif de 15 %, aboutit à des tables de maintien en dépendance construites par application de coefficients multiplicateurs ou additifs sur les tables de mortalité des populations générales :  $q'(x) = a * q(x) + b$  (formule SCOR).

Cette formalisation de la mortalité se retrouve dans la plupart des hypothèses de mortalité adoptées lors de la tarification des contrats. Ainsi, il est courant de donner au paramètre  $a$  une valeur comprise entre 1,2 et 2, et de fixer  $b$  entre 1,5 % et 5 %, selon les définitions de dépendance retenues.

**Exemple :**

$$q(x) = \text{mortalité des non-dépendants}$$

$$q'(x) = \text{mortalité des dépendants} = 2 * q(x) + 3,5 \%$$

Âge atteint	Espérance de vie en dépendance <sup>(1)</sup>	Espérance de vie selon la TD 88-90
75	4,41	8,76
85	1,87	4,36
90	1,06	2,94

<sup>(1)</sup> sur la base de deux fois le taux de mortalité découlant de la table TD 88/90, majoré de 3,5 %

Cependant, certains assureurs ont affecté des coefficients multiplicatifs ( $a$ ) et additifs ( $b$ ) spécifiques aux premières années de dépendance, introduisant une distinction entre les dépendants récents et les dépendants anciens.

Une étude complémentaire sur le portefeuille d'une mutuelle met en évidence l'influence de l'ancienneté dans l'état de dépendance sur le risque de mortalité au cours des premières années de dépendance.

Paradoxalement, l'ancienneté fait diminuer le taux de mortalité trimestriel pendant les premières années, alors que l'âge du dépendant augmente. Ce phénomène a par ailleurs été observé dans d'autres études chez les personnes inaptes ou les invalides.

L'effet de l'ancienneté dans l'état de dépendance diminue selon l'âge d'entrée : l'influence de l'ancienneté est plus faible pour les personnes entrées en dépendance après 80 ans. On peut supposer que, passé cet âge, la dépendance devient un état plus "naturel" et que l'influence de l'âge redevient prépondérante. »

Des approches font intervenir l'ancienneté dans la dépendance en plus de l'âge, comme par exemple la modélisation établie par France Assureurs à partir de l'enquête HID (Handicaps – Incapacités – Dépendance) de mars 2005.

#### Illustration 2 :

Extrait (source CNP Gibot, Ranaivozanany, Atchama 2013) :

« Des travaux menés sur la base de deux portefeuilles français de taille importante fournissent des retours d'expérience sur le risque dépendance.

- L'utilisation de tables de mortalité du moment aggravées pour traduire la mortalité des dépendants n'est pas pertinente. En effet, la mortalité d'un dépendant dépend de son âge d'entrée en dépendance ;
- L'adoption d'une seule loi de maintien pour l'ensemble de la population assurée n'est pas pertinente. À défaut de loi de maintien par âge, des lois de maintien par classe d'âge d'entrée en dépendance sont à retenir ;
- Une personne entrant en dépendance jeune décède plus rapidement qu'une personne entrant en dépendance plus tardivement ;
- A priori, les pathologies à l'origine de la dépendance seraient prédictives de forte mortalité pour les entrées en dépendance jeunes. Il s'agirait de multiples pathologies moins sévères pour les entrées en dépendance plus tardives. C'est l'ensemble qui entraînerait une perte d'autonomie ;
- L'hypothèse d'une même longévité pour les différents états de dépendance peut introduire un biais significatif dans l'appréciation du risque dépendance. Les taux de mortalité des dépendants diffèrent notamment dans les premières années avec une mortalité beaucoup plus forte pour la dépendance lourde ;
- Enfin, les femmes font apparaître une durée de maintien plus longue que les hommes. La mortalité des hommes est supérieure à celle des femmes au début de l'état de dépendance et inversement par la suite. Cette différence de profil de mortalité stipule la nécessité d'en tenir compte dans les lois de tarification et de provisionnement. »

## C – Cas de plusieurs assurés

Les calculs de probabilité de survie ou de décès pour une personne assurée s'appliquent également à plusieurs têtes assurées.

En assurance décès, l'assureur peut être amené à régler un capital au premier décès du groupe d'assurés (il suffit qu'un seul décède) ou au dernier décès (tous les assurés sont décédés).

Le principe de calcul de la probabilité de décès portant sur plusieurs assurés est basé sur celui des probabilités composées courantes, soit en additionnant les probabilités individuelles ( $x$  décède ou  $y$  ou  $z...$ ), soit en les multipliant ( $x$  est décédé et  $y$  est décédé et  $z$  est décédé...).

En assurance vie, l'assureur peut régler un capital si plusieurs assurés sont vivants ou seulement un seul. C'est le cas du règlement des rentes viagères avec réversion où l'assureur paie une somme  $R$  au premier assuré quand il est vivant et une somme  $R'$  au deuxième assuré si le premier assuré est décédé.

### Exemple :

Soit les tables de mortalité réglementaires :

TF 00-02		TH 00-02	
Âge	$l_x$	Âge	$l_x$
58	94 131	58	87 329
59	93 741	59	86 460
60	93 329	60	85 538
73	83 751	73	65 914
74	82 442	74	63 637
75	80 998	75	61 239

La probabilité pour qu'un homme de 60 ans soit toujours vivant à 75 ans (table TH 00-02) est de 71,593 % (61 239 / 85 538).

La probabilité pour qu'une femme de 58 ans soit déjà décédée à 73 ans (table TF 00-02) est de 11,027 % (1 - 83 751 / 94 131).

L'homme et la femme se rencontrent (l'homme a toujours 60 ans et la femme 58 ans lors de la rencontre) et décident de se marier tout de suite. La probabilité que l'homme soit déjà veuf 15 ans plus tard (à 75 ans) est de 7,895 % (soit 71,593 % \* 11,027 %).

La probabilité que la femme soit déjà veuve 15 ans plus tard (à 73 ans) est de 25,275 % (soit (1-11,027 %)\*(1-71,593 %) = 88,973 % \* 28,407 %).

La probabilité pour que cet homme et cette femme soit toujours vivants (tous les 2) 15 ans plus tard est de 63,698 % (soit 71,593 % \* 88,973 %).

La probabilité qu'un seul des deux soit vivant est de 7,895 % + 25,275 % = 33,170 %.

La probabilité que les deux soient décédés est de 3,132% : 11,027 % \* 28,407 %.

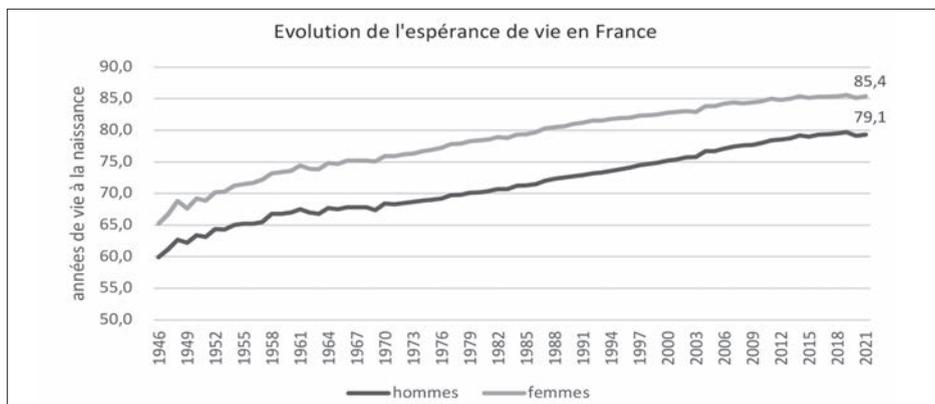
La somme de ces deux dernières probabilités, soit 36,302 % constitue bien le complément à 1 de 63,698 %.

## D – Espérance de vie

L'espérance de vie à un âge  $x$  se calcule à partir de la table de survie retenue : elle s'obtient en pondérant chaque année de vie future par la probabilité qu'a l'assuré d'âge  $x$  d'y parvenir (espérance mathématique de la durée de vie).

Une expression mathématique simple est :  $e_x = 0,5 + \frac{1}{l_x} \sum_{k=1}^{\omega-x} l_{x+k}$

Cette notion est moins utilisée dans l'actuariat traditionnel qu'en économie et statistiques. Elle permet d'effectuer des comparaisons, dans le temps, des gains de vie liés au progrès médical et dans l'espace, avec d'autres pays.



Source : Insee, Statistiques de l'état civil et estimations de population. Données 2019 à 2021 provisoires, arrêtés à fin 2021. Lecture : en 2021, l'espérance de vie des femmes à la naissance est de 85,4 ans, celle des hommes de 79,1 ans. Champ : France hors Mayotte jusqu'en 2013 et y compris Mayotte à partir de 2014.

**Etude Insee février 2018** : « Plus on est aisé, plus l'espérance de vie est élevée : ainsi parmi les 5 % les plus aisés, l'espérance de vie à la naissance des hommes est de 84,4 ans, contre 71,7 ans parmi les plus pauvres, soit 13 ans d'écart. Chez les femmes cet écart est plus faible : 8 ans ».

## E - Vie probable

La vie probable (médiane de durée de vie) est la durée de vie qui correspond à une probabilité de survie de 50 %. La demi-vie ou vie probable est l'âge auquel la moitié des individus vivant à l'âge  $x$  vont décéder dans les conditions de mortalité de la table.

### Exemple :

L'espérance de vie pour un homme de 60 ans est de 20,64 ans avec la table TH 00-02,

$$\text{soit } 0,5 + \frac{(84558 + 83514 + \dots + 40946 + \dots + 14646 + \dots + 1)}{85538}$$

La médiane, soit la durée à partir de laquelle la probabilité de survie passe en dessous de 50 %, se situe entre 81 ans et 82 ans (21 ans / 22 ans).

44234 (nombre de vivants à 81 ans / 85538 (nombre de vivants à 60 ans) = 51 % ;

40946 (nombre de vivants à 82 ans / 85538 (nombre de vivants à 60 ans) = 48 %.

### Remarque :

L'utilisation de la TH 00-02 conduit à des valeurs d'espérance de vie à 60 ans inférieures à celles calculées par l'INSEE pour 2020 (22,9 ans à 60 ans pour un homme selon mise à jour Insee 01/2021).

## II - La sélection et l'anti-sélection

L'utilisation des calculs de probabilité et des tables de mortalité pour tarifier un contrat d'assurance sur la vie suppose que le **risque à couvrir soit totalement aléatoire** : l'assuré individuel est censé se comporter comme la population générale suivant la loi des grands nombres. La mutualisation des risques est en effet la base de l'assurance.

Mais le comportement de l'assuré peut être, volontairement ou pas, biaisé. Un assuré peut détenir, à la souscription, des informations que n'a pas son assureur qui peuvent le faire diverger de la population générale et qui majorent son risque (par exemple sur son état de santé, ses pratiques sportives, son métier). En cours de contrat, il peut choisir de résilier ses garanties s'il y a intérêt, alors que l'assureur ne peut se désengager du risque une fois souscrit.

Pour limiter l'effet de ce phénomène appelé anti-sélection, l'assureur pratique la sélection médicale des assurés s'assurant pour le décès. L'état de santé peut conduire à une surprime ou un refus de garantie. La réassurance vie intervient généralement pour limiter le risque, surtout lorsque l'impact sur la prime est juridiquement limité ou interdit. C'est le cas des contrats collectifs d'entreprise où la surprime doit être lissée sur le groupe assuré, ou les contrats collectifs d'emprunteurs qui renvoient leurs risques aggravés vers la réassurance individuelle ou un pool de réassurance (exemple dispositif AERAS pour l'accès à l'emprunt immobilier).

Le principe de prudence, conforté par l'observation, pousse à considérer, d'une façon générale, que les assurances en cas de décès attirent plutôt des assurés en mauvaise santé contrairement aux assurances en cas de vie ou rentes qui attirent les bien portants. Ce phénomène d'autosélection est particulièrement vrai pour les contrats de type individuel. C'est la raison pour laquelle le législateur recommande l'utilisation de tables différenciées pour les garanties en cas de vie et celles en cas de décès.

### III - La marge de sécurité

L'assureur gère une mutualité de risques. La loi des grands nombres permet d'estimer que le total des primes réglées par les assurés paiera le total de leurs sinistres. Ce qui n'est pas vrai pour un individu pris isolément le devient d'autant plus que le nombre d'assurés est élevé.

Les procédés mis en place pour limiter l'anti-sélection permettent de constituer des populations d'assurés homogènes.

De plus, les différents risques assurés sont considérés indépendants les uns des autres même si dans certains cas des corrélations existent (risques catastrophiques).

Pour autant, si l'assureur fixe une prime moyenne correctement calculée, l'aléa des sinistres à venir et qu'il ne connaît pas encore, peut impacter son résultat. Le résultat d'un portefeuille de  $n$  assurés  $i$  payant une prime pure uniforme  $P$  (hors frais de gestion et produits financiers) est déterminé de la manière suivante :

Compte de résultat	Notation actuarielle
+ Primes pures	+ $nP$
- Sinistres	- $\sum X_i$
Résultat	= $R$

La charge annuelle de sinistres  $\sum X_i$  est une variable aléatoire dont sont déterminés :

- par individu : l'espérance mathématique  $E(X)$  et l'écart type  $\sigma(X)$  ;
- pour le portefeuille de  $n$  assurés : l'espérance mathématique  $nE(X)$  et l'écart type  $\sqrt{n} \sigma(X)$ .

L'espérance mathématique du résultat  $R$  s'écrit :

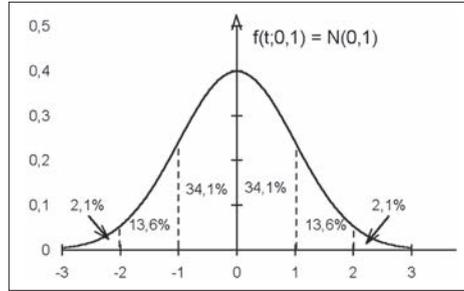
$$E(R) = nP - E(\sum X_i) = nP - nE(X)$$

Le théorème de la limite centrale (TCL) permet d'affirmer que la charge annuelle des sinistres, rapportée à son espérance mathématique et divisée par son écart type, soit la variable  $z$  :

$$z = \frac{\sum X_i - nE(X)}{\sqrt{n} \sigma(X)}$$

tend vers une loi normale centrée réduite  $N(0,1)$  lorsque  $n$  s'accroît.

Graphique de la loi Normale centrée réduite



Étant donné que dans le résultat de l'assureur, c'est la variable « sinistres » qui est aléatoire (les primes sont connues à l'avance), ce théorème fondamental permet d'en mesurer la sensibilité. La tabulation de la fonction de répartition de la loi normale  $\pi(t)$  (cf. partie 2, chapitre 1) offre à lecture directe la probabilité que cette valeur soit inférieure à un coefficient donné.

**Exemple :**

- Il y a 50 % de chances que cette valeur centrée soit négative et 50 % positive.
- Il y a 84,13 % de chances qu'elle soit inférieure ou égale à 1 et 68,26 % de chances qu'elle soit comprise entre - 1 et + 1 bornes incluses.
- Il y a 97,72 % de chances qu'elle soit inférieure ou égale à 2 et 95,44 % de chances qu'elle soit comprise entre - 2 et + 2 bornes incluses.
- Il y a 99,87 % de chances qu'elle soit inférieure ou égale à 3 et 99,74 % de chances qu'elle soit comprise entre - 3 et + 3 bornes incluses.
- Il y a 99,90 % de chances qu'elle soit inférieure à 3,1 et 99,80 % de chances qu'elle soit comprise entre - 3,1 et + 3,1 bornes incluses.
- Il y a 100 % de chances qu'elle soit inférieure à 3,9 et 100 % comprise entre - 3,9 et + 3,9.

Une marge de sécurité  $\rho$  va donc être ajoutée à la prime  $P$  pour faire face à l'écart possible entre la charge des sinistres  $\sum X_i$  et le montant des primes déterminé dans un premier temps comme l'espérance mathématique des sinistres du portefeuille de  $n$  contrats :  $nE(X) = nP$ . Cet écart ne doit pas être négatif.

Pour  $n$  contrats en portefeuille, l'espérance du résultat final est fonction de la marge de sécurité  $\rho$  :

$$E(R) = n\rho P$$

En l'absence de marge de sécurité, l'assureur ferait, en moyenne sur la durée, une perte un exercice sur deux. Les lois normales sont en effet des lois symétriques autour de leur espérance mathématique.

Augmenter la marge de sécurité augmente la chance d'un résultat positif.

Bien évidemment, le niveau des fonds propres permet d'éponger une perte ponctuelle mais leur montant  $K$  doit être déterminé de telle sorte à rendre impossible la probabilité de ruine.

La probabilité de " non ruine " s'écrit :

$$\begin{aligned} P(R > -K) &= P(nP + n\rho P - \sum X_i > -K) \\ &= P(-n.P + \sum X_i < K + n\rho P) \\ &= P\left(\frac{(\sum X_i - n.E(X))}{\sigma(\sum X_i)} < \frac{K + n\rho P}{\sigma(\sum X_i)}\right) \end{aligned}$$

Soit :

$$= P\left(\frac{(\sum X_i - n.E(X))}{\sigma(\sum X_i)} < \beta\right)$$

avec  $\beta = \frac{K + n\rho P}{\sigma(\sum X_i)} = \text{coefficient de sécurité}$

$\beta = (\text{richesse disponible} + \text{espérance de résultat})/\text{écart type du résultat.}$

La solution de l'équation est donnée par l'analyse de la fonction de répartition  $\pi(\beta)$  de la loi Normale définie précédemment.

**Exemple :**

Soit 1000 assurés couverts en cas de décès pour 5000 € de capital. Le taux de décès est de 2 %. Le décès n'a que deux valeurs possibles : 0 ou 1. Le nombre de décès dans l'année est une variable aléatoire suivant une loi Binomiale, d'espérance mathématique  $n.q_x$ , soit  $1000 * 2 \% = 20$ , et de variance  $n.q_x(1-q_x)$ , avec  $q_x$  probabilité de décès, soit  $1000 * 2 \% * (1 - 2 \%) = 19,6$  soit d'écart type  $\sqrt{19,6} = 4,43$ .

La prime est estimée à  $2 \% * 5000 \text{ €} = 100 \text{ €}$ . Il n'y a pas de chargement de sécurité L'encaissement total est donc de  $1000 * 100 \text{ €} = 100000 \text{ €}$ .

L'espérance mathématique de la charge de sinistre est égale à 1000 fois l'espérance de la charge individuelle soit  $1000 * 2 \% * 5000 \text{ €} = 100000 \text{ €}$ .

L'espérance de résultat est nulle avec une probabilité d'être positif ou négatif en moyenne une année sur deux.

Si un chargement de sécurité est rajouté à la prime de 10 %,

l'encaissement total devient  $1000 * 110 \text{ €} = 110000 \text{ €}$  ;

l'espérance de la charge de sinistres reste à 100000 € ;

l'espérance du résultat passe à 10000 €, ce qui vérifie la formule :

$$E(R) = npP = 1000 * 10 \% * 100 \text{ €} = 10\ 000 \text{ €}$$

L'écart type du résultat est égal à  $4,43 * 5000 = 22\ 150 \text{ €}$ .

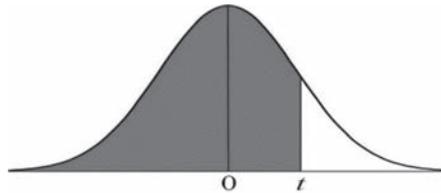
Le coefficient de sécurité  $\beta$  est : espérance du résultat/écart type du résultat =  $10000 \text{ €} / 22\ 150 \text{ €} = 0,452$ .

La lecture de la table (ci-après) à cette valeur montre que la probabilité que le résultat soit positif passe à 67 % (0,673645) et négatif à 33 %.

Si l'assureur dispose de fonds propres de 30000€ par exemple, le coefficient de sécurité devient : (fonds propres + espérance du résultat)/écart type du résultat =  $(30000 \text{ €} + 10000 \text{ €}) / 4,43 * 5000 \text{ €} = 1,805$ .

La lecture de la table à cette valeur montre que la probabilité de ruine (consommation des fonds propres) n'est plus que de 4 % (1 - 0,964070).

Mais si l'assureur dispose de fonds propres de 60000€ par exemple, le coefficient de sécurité devient : (fonds propres + espérance du résultat)/écart type du résultat =  $(60000 \text{ €} + 10000 \text{ €}) / 4,43 * 5000 \text{ €} = 3,2$ , ce qui rend d'après la table la ruine quasiment impossible.



$\pi(t)$  = Probabilité de trouver une valeur inférieure à  $t$  (zone grisée)

$t > 0$	0,00	0,05	0,09
0	0,500000	0,519939	0,535856
0,4	0,655422	0,673645	0,687933
1,8	0,964070	0,967843	0,970621
3,2	0,999313	0,999423	0,999499

L'augmentation du nombre de contrats en portefeuille pour un tarif exact donné réduit également la probabilité de perte. Dans l'exemple précédent, le simple passage de 1000 à 10000 assurés fait passer la probabilité de résultat positif de 67 % à 92 %.

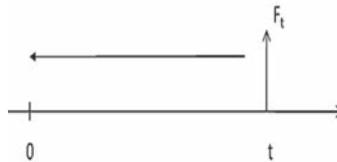
Un principe fondamental de l'actuariat est que la tarification ne peut se faire à prix coûtant et doit toujours prévoir une marge. Toutefois, en actuariat vie, la marge est implicitement contenue dans le tarif fixé à partir de tables de mortalité et de taux d'intérêts prudents.

## IV – Le principe de la prime pure

La dimension financière et le principe d'équivalence financière permettent de calculer la valeur à aujourd'hui d'une somme qui doit être versée ou remboursée ultérieurement. Le taux technique du contrat est le taux minimum avec lequel ces sommes sont valorisées. Il est supposé constant et égal pendant toute la durée du contrat.

La dimension risque et le calcul des probabilités de survie ou de décès permettent à l'assureur de calculer la probabilité de survenance du risque et son espérance mathématique. En vertu de la loi des grands nombres sur un nombre de contrats suffisamment élevé, il est possible de calculer une espérance mathématique moyenne qui est la prime à payer par un individu donné.

La tarification repose sur le concept de Valeur Actuelle Probable à l'époque 0 ( $VAP_0$ ), qui correspond à la valeur actualisée et probabilisée d'un flux  $F_t$  :



La valeur actuelle probable à la date 0 d'un flux  $F_t$  ayant lieu à la date  $t$  est :

$$VAP_0 = F_t * (1+i)^{-t} * \text{probabilité de survenance du flux } t$$

La Valeur Actuelle Probable de l'engagement de l'assureur, de verser une somme  $C$  dans  $n$  années, au taux d'intérêt  $i$  si l'événement de probabilité  $p$  se réalise est la combinaison des deux dimensions.

$$\text{Elle s'écrit donc : } VAP_0 (\text{assureur}) = C * p * (1+i)^{-n}$$

### Exemple :

Un capital de 100000 € doit être versé à un assuré de 55 ans à la souscription, s'il est en vie au bout de 10 ans.

TH 00-02	
lx	
55	89 665
65	79 926

La probabilité pour que la tête d'âge 55 ans soit en vie au bout de 10 ans est calculée à partir de la table TH 00-02, soit :

$$\frac{l_{65}}{l_{55}} = \frac{79\,926}{89\,665} = 89,14 \%$$

La valeur probable de l'engagement de l'assureur est donc :

$$100\,000 \text{ €} * 89,14 \% = 89\,140 \text{ €}.$$

La valeur actuelle probable de l'engagement de l'assureur, au taux de 2 % est :

$$89\,140 \text{ €} * (1,02)^{-10} = 73\,124,58 \text{ €}.$$

Or, pour que le compte de l'assureur soit équilibré, il y doit y avoir, de la part de l'assuré, un engagement de versement qui couvre l'engagement de l'assureur.

Un principe essentiel de tarification en assurance sur la vie est de poser l'équation :

À l'origine du contrat :  $VAP_0 (\text{assureur}) = VAP_0 (\text{assuré})$ .

La valeur actuelle probable de l'engagement de l'assuré, qui obéit aux mêmes dimensions financière et risque (prix du temps, probabilité d'être en vie pour payer les primes) que celles de l'assureur est appelée prime pure et notée  $\pi$ .

Les nombres de commutations sont des combinaisons de facteurs financiers d'escompte et de nombres de vivants, issus des tables de mortalité.

Commutations pour calculer les engagements en cas de vie :

$$D_x = l_x * (1 + i)^{-x}$$

$$N_x = \sum_{k=0}^{k=\omega-x} D_{x+k}$$

Commutations pour calculer les engagements en cas de décès :

$$C_x = d_x * (1 + i)^{-(x+\frac{1}{2})}$$

$$M_x = \sum_{k=0}^{k=\omega-x} C_{x+k}$$

**NB :** Les commutations peuvent être utilisées lors de calculs sur plusieurs têtes. Avec les tables de mortalité anciennes ajustées par la loi de survie de Makeham, un groupe de 2 têtes d'âges  $x$  et  $y$  disparaissant au 1<sup>er</sup> décès est assimilé à deux têtes de même âge  $z$ .

$$C_z = \frac{C_x + C_y}{2}$$

Avec les tables réglementaires actuelles non ajustées par la loi de Makeham, les nombres de commutations sont construits sur plusieurs têtes, par exemple pour deux têtes d'âges  $x$  et  $y$  :

$$C_{xy} = (1 + i)^{-\left(\frac{x+y}{2} + \frac{1}{2}\right)} * (L_x * L_y - L_{x+1} * L_{y+1})$$

Un dernier principe actuariel important est utilisé dans l'appréciation de l'engagement de l'assuré. Il n'est pas tenu compte de la possibilité pour l'assuré de réduire sa durée de paiement de façon unilatérale par la résiliation ou le rachat de son contrat et la durée de paiement est, pour le calcul de la prime périodique, la durée initialement prévue. L'assureur n'a en effet pas d'action pour exiger le paiement des primes en vertu de la réglementation.

Pour autant, les chutes prématurées ont des conséquences sur l'équilibre du contrat qui peuvent être reportées sur la valeur de rachat, par exemple par l'application d'une pénalité. Les "lois de chutes" qui rendent compte de ce phénomène sont, en revanche, utilisées dans les études prospectives de valorisation ou de rentabilité d'un portefeuille.

## Section III - La dimension coûts de gestion

La prime pure  $\pi$  correspond au coût du risque pour l'assureur. Elle peut être unique ou échelonnée sur une durée déterminée tant que l'assuré est vivant.

Un chargement de sécurité proportionnel à la prime pure s'y ajoute pour limiter la probabilité de perte liée à la volatilité de la charge des sinistres et donc du résultat.

Mais l'assureur doit également financer les coûts de gestion du contrat comme l'encaissement des primes, la gestion des sinistres, des rentes, la gestion comptable et financière. Il doit également financer les coûts d'acquisition du contrat (commissions, frais de dossier, marketing...).

Ces coûts réels sont donnés par la comptabilité analytique et le contrôle de gestion. Ils sont variables dans le temps. Pour autant, ils sont répercutés sur la prime unique, libre ou sur l'épargne en proportion de celle-ci, sous forme de chargements à taux constants.

Le total des chargements des contrats doit sur la durée financer le total des frais de gestion de ces mêmes contrats.



Source : ACPR – Les chiffres du marché français de l'assurance – année 2020

Le calcul du taux de chargement doit être d'autant plus précis que la prime ne peut être modifiée en cours de contrat, contrairement aux coûts réels de gestion qui peuvent fluctuer. Autrefois réglementés, les chargements sont, depuis 1994, librement fixés par l'assureur. Ils doivent être fixés de façon suffisante. La comptabilité distingue différentes sortes de coûts :

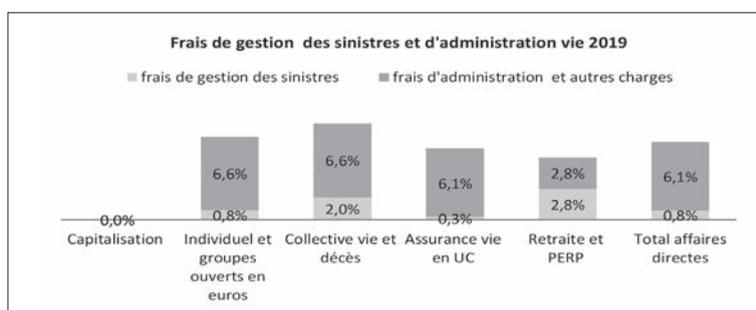
- coûts d'acquisition : frais de commercialisation, commissions ;
- coûts de gestion des contrats : frais d'encaissement des primes et de comptabilisation, de relation clients ;
- coûts de gestion des sinistres : frais de paiement des sinistres, gestion des contentieux ;
- coûts de gestion financière : analyse financière, coûts de transaction ;
- frais généraux : coûts de direction générale, comptabilité générale, des fonctions supports.

Les derniers frais de fonctions supports sont affectés au contrat via une clé analytique.

## I – Les chargements sur primes

### A – Le chargement de gestion g

Le chargement de gestion g sert à financer les coûts de gestion du contrat (frais administratifs, appels de primes, contentieux) et les frais de gestion du sinistre quand ce dernier se réalise. Pour permettre les comparaisons, les coûts de gestion des sinistres sont rapportés également aux primes.



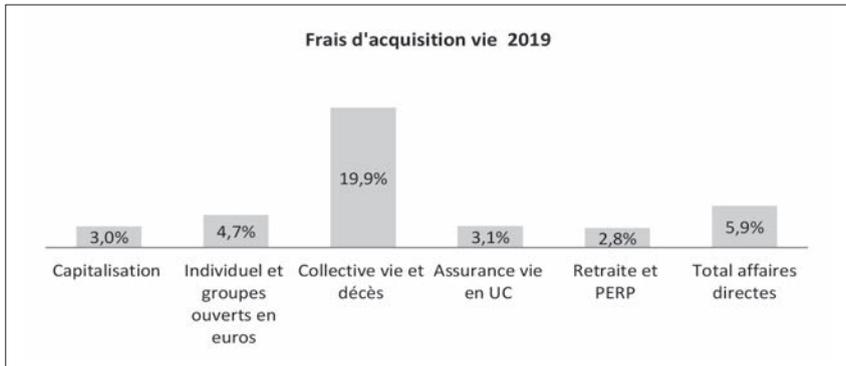
Source : ACPR – Les chiffres du marché français de l'assurance – année 2020 – affaires directes.

Le graphique montre un taux moyen de frais de gestion en 2019 de 6,9 % des primes. Il est plus élevé en collective, avec une dimension gestion de sinistres plus importante. L'assurance vie en euros coûte légèrement plus cher à gérer que celle en unités de compte. La retraite « branche 26 » et le PERP ont des coûts de gestion faibles. Sur ces branches, les rachats (1<sup>er</sup> cas) ou les décès (2<sup>e</sup> cas), qui constituent des actes de gestion lourds, n'existent pas.

La pratique veut que le chargement de gestion soit calculé globalement, avec notamment la montée en charge des contrats d'épargne, pour lesquels l'affichage des frais est obligatoire dans le contrat. Ainsi, le chargement  $g$  qui est appliqué à la prime couvre les frais d'administration et de gestion des sinistres.

## B - Le chargement d'acquisition $\alpha$

Le chargement d'acquisition  $\alpha$  sert à financer les coûts d'acquisition du contrat, surtout les premières années. Ce sont essentiellement des commissions et rémunérations des directions commerciales, mais aussi les frais de développement et marketing ainsi que les fonctions supports associées.



Sources : ACPR et Banque de France – Les chiffres du marché français de l'assurance – année 2020 – affaires directes.

Le graphique montre en 2019 que le taux de frais d'acquisition moyen est de 5,9 % des primes. Il est élevé en collective parce que, d'une part, la matière suppose une spécialisation des forces commerciales (inspections) mais également les primes unitaires sont plus faibles, à garantie égale, qu'en individuelle. La capitalisation, simple à vendre, est peu chargée.

Aussi, le chargement d'acquisition  $\alpha$  qui s'applique à la prime doit financer tous ces coûts.

**Cas des commissions escomptées ou précomptées :** dans les assurances vie traditionnelles, il est d'usage de régler en une seule fois une commission à l'apporteur. Dans ce cadre, le chargement d'acquisition inclus dans la prime sert « à rembourser » la commission versée d'avance. Cela suppose que les primes soient intégralement réglées. En cas de rachat anticipé, la pénalité sert à dédommager l'assureur. Ce type de produit existe encore mais disparaît progressivement en France.

## II - Les chargements sur encours

De nombreux contrats en euros ou en unités de compte développés depuis les années 1980 prévoient, en plus des versements périodiques, des versements libres. Parfois même, il n'y a que des versements libres ou des successions de primes uniques.

Contrairement aux produits de prévoyance, les produits d'assurance vie multi supports présentent une part de risque sur la vie humaine plus faible et se rapprochent des produits de placements.

Or, l'assureur doit avoir les recettes lui permettant de gérer le contrat même en l'absence de versement.

Les chargements sur l'épargne ou sur l'encours permettent de constituer une recette annuelle ou mensuelle par prélèvement sur l'épargne gérée (provision mathématique du contrat revalorisée). Ce prélèvement apparaît indolore pour l'assuré dans la mesure où il s'impute sur la participation aux bénéfices. C'est ainsi que sont distingués les taux de rendement brut (avant frais de gestion sur épargne) et net (après frais de gestion sur épargne).

Lorsque le contrat est exprimé en unités de compte, le chargement prend la forme d'un nombre d'unités de compte prélevées périodiquement sur le nombre total d'unités de compte détenues par l'assuré.

Le chargement sur encours, comme le chargement sur primes, permet de rémunérer la gestion et l'acquisition du contrat, une commission sur encours étant généralement versée à l'intermédiaire.

### III – Les chargements sur les rentes

Les rentes viagères sont des prestations particulières : elles ont un horizon de service long alors même qu'il n'y a plus de primes à régler par l'assuré.

Comme il n'est pas possible de prélever sur chaque rente des coûts de gestion qui en diminueraient le montant, le chargement de gestion  $g$  est précompté sur le capital constitutif de la rente, ce qui revient à diminuer chaque montant de rente dans la même proportion.

Le marché utilise généralement un taux de 3 % du capital constitutif.

Lorsque les rentes ne sont pas issues de la transformation d'un capital vie (rentes viagères), ou décès (rentes de conjoints, rentes éducation) mais acquises comme un produit nouveau, un chargement d'acquisition  $\alpha$  calculé sur la prime unique totale est ajouté.

### IV – Les autres chargements

Il n'y a pas, aujourd'hui, d'autres types de chargements en assurance vie. Les coûts de police ou de répertoire pratiqués autrefois ont pratiquement disparu.

En assurance vie multi supports, il existe des frais d'arbitrage prélevés lors de chaque transfert de provision d'un support à l'autre. Souvent, une gratuité est prévue sur un nombre limité d'opérations. Ces frais visent à compenser les charges de gestion financière inhérentes à ces mouvements.

Enfin, le contrat d'assurance vie supporte aujourd'hui une taxe spéciale sur les conventions d'assurances (TSCA) de 0 %. Lorsqu'une taxe s'applique, son assiette est celle de la prime commerciale.

## Section IV – La tarification

Tarifier un contrat d'assurance sur la vie signifie calculer le montant que l'assureur doit prévoir à l'origine pour fournir une garantie donnée, en fonction d'une table de mortalité et d'un taux d'intérêt (taux technique) déterminé.

### I – La valeur actuelle probable (VAP)

Comme exposé précédemment, le principe fondamental de la tarification en assurance sur la vie repose sur l'égalité, à la souscription, des valeurs actuelles probables des engagements de l'assureur et de l'assuré.

À l'origine du contrat (période 0) :

$$VAP_0(\text{assureur}) = VAP_0(\text{assuré})$$

La valeur actuelle probable de l'engagement de l'assuré est appelée prime pure et notée  $\pi$ . Elle repose sur le prix du temps et la probabilité pour l'assuré d'être en vie à chaque paiement de prime.

La prime pure  $\pi$  peut être versée en une seule fois ou échelonnée sur plusieurs années. La durée de paiement des primes doit être inférieure ou égale à la durée du contrat afin que l'assuré ne cesse de payer ses primes lorsqu'il n'y a plus intérêt.

Des chargements de gestion et d'acquisition doivent donc être ajoutés à la prime pure. Ainsi à l'origine du contrat, l'égalité précédente comporte, pour l'assureur, l'estimation de ses coûts de gestion et de commercialisation à venir et, pour l'assuré, les chargements inclus dans sa prime ou son épargne.

### II – Calcul de la prime pure en cas de vie ou de décès

Savoir calculer un engagement viager de l'assureur, et donc la prime unique pure  $\pi$  en cas de vie et de décès est la base de l'actuariat de l'assurance. En effet, les contrats du marché, aussi variés soient-ils, se réduisent

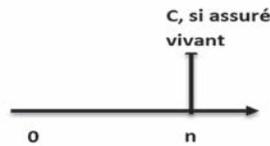
au final à une combinaison de ces deux engagements, sur une ou plusieurs têtes, au premier ou au dernier décès, avec un capital constant ou variable.

Deux types de calculs de l'engagement viager servent de socle à l'ensemble des tarifications. Des exemples pour des cas plus sophistiqués figurent en fin de chapitre.

## A - Engagement viager en cas de vie

### 1° Le capital différé (sans contre-assurance)

Le cas le plus simple est celui du contrat capital différé. Ce contrat promet le versement d'un capital C à l'époque n, si l'assuré d'âge x à la souscription du contrat est vivant à cette époque. S'il décède entre-temps, aucun capital n'est versé au bénéficiaire.



L'engagement de l'assureur s'écrit, pour un taux technique  $i$  :

$$VAP_0 \text{ (assureur)} = C * \frac{l_{x+n}}{l_x} * (1+i)^{-n}$$

ou avec les commutations :

$$VAP_0 \text{ (assureur)} = C * \frac{D_{x+n}}{D_x}$$

Notation actuarielle pour un capital différé de 1 sur une tête d'âge x, payable dans n années avec les nombres de commutations :

$${}_nE_x = \frac{D_{x+n}}{D_x} = \text{facteur d'escompte viager}$$

Si le paiement du capital est subordonné au fait que deux têtes d'âges x et y soient vivantes ensemble à l'époque n (le groupe disparaît au **premier décès**), l'engagement s'écrit :

$$VAP_0 \text{ (assureur)} = C * {}_nE_{xy} = C * \frac{l_{x+n}}{l_x} * \frac{l_{y+n}}{l_y} * (1+i)^{-n}$$

Si le paiement du capital est subordonné au fait que sur deux têtes d'âges x et y, le capital est versé si au moins une des deux est vivante à l'époque n (le groupe disparaît au **dernier décès**), l'engagement s'écrit :

$$VAP_0 \text{ (assureur)} = C * {}_nE_{\overline{xy}} = C * \left( C * \frac{l_{x+n}}{l_x} + \frac{l_{y+n}}{l_y} - \frac{l_{x+n}}{l_x} * \frac{l_{y+n}}{l_y} \right) * (1+i)^{-n}$$

La prime unique pure  $\pi$  demandée à l'assuré est, à minima, égale à la valeur actuelle probable de l'engagement de l'assureur ainsi calculée.

Exemple :

Un homme de 60 ans souscrit un contrat de capital différé de 15 ans, pour un capital de 100 000 €. Le taux d'intérêt du contrat est de 1,25 % et la table prudente est la TF vie 00-02.

La prime unique pure à payer est de  $100\,000 \text{ €} * 85\,994 / 95\,390 * (1,0125)^{-15} = 100\,000 \text{ €} * 0,90150 * (1,0125)^{-15} = 74\,823,99 \text{ €}$ .

Sa femme de 58 ans souscrit avec lui sur le même contrat. Le capital de 100 000 € est payé uniquement si les deux personnes sont vivantes. Elle est tarifée avec la TF vie 00-02.

La prime unique pure qu'ils ont à payer soit :

$100\,000 \text{ €} * 85\,994 / 95\,390 * 88\,089 / 95\,989 * (1,0125)^{-15} = 100\,000 * 0,90150 * 0,91769 * (1,0125)^{-15}$  n'est que de 68 665,55 €.

Enfin, le contrat prévoit le règlement du capital si au moins un assuré est vivant.

Dans ce cas, la prime qu'ils ont à payer est :

$$100\,000 \text{ €} * (0,90150 + 0,91769 - 0,82730) * (1,0125)^{-15} = 82\,326,44 \text{ €}.$$

TH 00-02 vie	
	lx corrigé
58	95 989
60	95 390
73	88 089
75	85 994

### Applications métier

Le principe du capital différé se retrouve dans le calcul de la plupart des engagements en cas de vie. Les contrats d'épargne modernes, individuels ou collectifs, relèvent de cette catégorie. Mais l'adjonction d'une contre-assurance, soit la garantie de remboursement des primes ou de la provision mathématique en cas de décès, annule dans la plupart des cas l'aspect viager de la tarification. Il s'exprime en euros mais également en unités de compte.

Le calcul de l'IFC, indemnité de fin de carrière dans une entreprise (ou IDR, Indemnité de Départ en Retraite) relève de ce principe. Les cotisations de l'employeur alimentent un fonds qui bénéficie d'un taux garanti et d'une participation aux bénéfices. Le montant de ce fond global est calculé de manière à financer les indemnités prévues par la convention, fonction du salaire et de l'ancienneté de chaque salarié. L'actuaire part donc de l'estimation du fond pour déterminer la cotisation unique ou périodique à verser par l'employeur.

L'application pure du principe de capital différé sans contre-assurance se retrouve dans la tontine. La tontine financière est une association collective d'épargne créée pour une durée de 25 ans, qui regroupe des investisseurs, au minimum 200. La durée d'investissement ne peut être inférieure à 10 ans ou 15 ans selon la tontine choisie. Pendant la vie de l'association, les sommes investies nettes de frais (en général 18,5 %) sont bloquées. Pour les adhérents décédés avant le terme, les primes sont définitivement perdues, sauf si une assurance temporaire décès a été souscrite. Le rendement offert à l'adhérent varie en fonction de son espérance de vie et de la durée de souscription choisie. Ainsi, plus un assuré est âgé à l'adhésion, plus le risque qu'il prend est important. En contrepartie, il bénéficie d'un taux de rendement supérieur à celui perçu par les moins âgés.

Le contrat euro croissance relève aussi de cette catégorie. Le capital au terme du contrat ne peut être inférieur au total des primes nettes de frais versées. Le rendement est supérieur à celui du fonds en euros, par l'utilisation d'une provision de diversification. Pour l'assureur, la formule permet une gestion d'actifs plus performante, grâce à un horizon plus long. Pour l'assuré, elle donne une espérance de rentabilité supérieure à celle d'un fonds en euros investi dans des titres obligataires, assortie d'une garantie à terme. La loi Pacte a prévu de simplifier le contrat en imposant un rendement unifié pour tous les contrats quelle que soit la date de souscription. Depuis cette loi, la part en euros peut être nulle et l'investissement se fait en totalité sur le fonds diversifié.

Le contrat vie génération est un contrat en unités de compte dont les actifs éligibles sont fixés par la réglementation pour bénéficier d'un avantage fiscal (un abattement supplémentaire de 20 % en matière de prélèvement sur les capitaux décès – CGI, art. 990 I – plan d'action pour la croissance et la transformation des entreprises), Décret n° 2014-1011 du 5 septembre 2014.

Le PER est un nouveau produit d'épargne retraite disponible depuis le 1er octobre 2019 qui remplace progressivement les autres plans d'épargne retraite. Le PER individuel succède au PERP et au contrat Madelin (Contrat d'épargne retraite pour les travailleurs non-salariés) Le PER d'entreprise collectif succède au PERCO. Le PER d'entreprise obligatoire succède au contrat article 83 (Contrat d'assurance vie collectif souscrit par une entreprise au bénéfice de certains de ses salariés).

# LES GRANDS PRINCIPES DE L'ACTUARIAT

3<sup>e</sup> édition

L'objectif de cet ouvrage est d'établir une passerelle entre les métiers de l'assurance, en rendant **la matière actuarielle accessible aux professionnels non spécialistes ainsi qu'aux étudiants**. La recette est la même que pour les deux premières éditions : un **langage simple, des références juridiques incorporées, des illustrations chiffrées à plusieurs niveaux de lecture**, pour l'assurance vie, l'assurance non-vie, la gestion actif-passif et la maîtrise des risques.

Notre ambition est de contribuer à la complémentarité des savoirs en permettant aux non-experts de comprendre les rouages et les grands principes de l'actuariat.

L'actuariat s'est profondément trans-

formé ces dernières années pour notamment devenir une fonction centrale de l'entreprise d'assurance, comme en témoigne l'obligation de création d'une fonction actuarielle indépendante. Les exigences prudentielles IFRS et Solvabilité 2, développées dans cet ouvrage, sont devenues la norme. Elles bouleversent les repères construits au fil des ans au profit d'une approche économique de la mesure des risques.

Avec la révolution du Big data, le métier de l'actuaire évolue. Ce nouvel ouvrage consacre une place plus large à la data science, à ses principes et son langage, au travers de cas pratiques.

***Edith Bocquaire**, économiste et actuaire, bénéficie d'une expérience de plus de 30 ans à des postes de direction en assurances de personnes. Consultante et membre du jury pour l'admission de nouveaux actuaires à l'Institut des Actuaires, elle a enseigné en MBA et Master à l'École nationale d'assurances (ENASS) et dispensé des formations en entreprises. Elle est notamment spécialisée en protection sociale, assurance santé et dépendance.*

***Marion Le Camus - Paradis**, actuaire IA, s'est consacrée à l'enseignement de l'actuariat pendant plusieurs années (Master 218 de l'Université Paris Dauphine, Master et MBA de l'École nationale d'assurances, Université de Versailles) avant de reprendre le chemin d'une activité en entreprise. Reconnue pour sa pédagogie, elle a également animé de nombreuses formations professionnelles. Elle travaille aujourd'hui au sein de la direction de l'actuariat d'un grand bancassureur.*

[www.reglementation-assurance.com](http://www.reglementation-assurance.com)

ISBN 978-2-35474-417-5



9 782354 744175