

IMPACT DE LA SURSUICIDITE EN BRETAGNE SUR LES GARANTIES TEMPORAIRES DECES

Aymric KAMEGA

Euro-Institut d'Actuariat (Université de Bretagne Occidentale)

Actuaire conseil chez WINTER & Associés

RESUME

Notamment en raison de la brutalité de certains changements socioculturels, le taux de suicide en Bretagne est passé, en un siècle, de plus de 40 % sous le niveau national, à plus de 60 % au-dessus. En 2002, la sursuicidité en Bretagne par rapport à la France est ainsi de 63 %.

Par ailleurs, les garanties d'assurances décès sont très sensibles aux taux de mortalité, et l'article L.132-7 du Code des assurances stipule que les assureurs sont tenus de « couvrir le risque de suicide à compter de la deuxième année du contrat ».

Aussi, sur la base des tables homologuées TH 00-02 / TF 00-02, cette étude a permis d'établir des tables de mortalité prenant en compte la sursuicidité en Bretagne. Deux classes de tables de mortalité sont alors disponibles.

Soit un assureur dont les assurés sont caractérisés par le sursuicide en Bretagne. Dans un premier temps, en prenant en compte exclusivement les tables homologuées par la réglementation dans ses calculs, l'assureur présente un faible résultat. Dès lors, son résultat a été évalué en supposant que ses engagements envers ses assurés sont déterminés à partir des tables construites, c'est-à-dire celles intégrant spécifiquement la surmortalité due au sursuicide en Bretagne. Ce second scénario illustre l'amélioration du résultat de l'organisme assureur lorsque l'on retient ces nouvelles tables: toutes choses égales par ailleurs, ces nouvelles tables de mortalité couvrent donc le sursuicide en Bretagne.

ABSTRACT

Chiefly according to the brutality of some social and cultural changes, over one century, the suicide rate in Brittany went from 40 % under the French one to 60 % over. Thus, in 2002, the suicide rate in Brittany is 1.63 times above the French one.

In the same way, term insurances are very appreciable to death rates, and the article L.132-7 of the French insurance Code stipulates that insurers have to cover the suicide risk from the second year of the policy.

On the basis of the certified mortality tables (TH 00-02 / TF 00-02), we have drawn up, in this dissertation, mortality tables which take the important Bretons' suicide rates into account. Consequently, we have two types of mortality tables.

Thus, on the one hand, we have noticed the low result, for insurers whose policy holders are featured by the Brittany suicide rates, if the insurer only uses the certified mortality tables for his calculations. Then, on the other hand we have estimated the insurer's result, with policy holders who have the same mortality, if he calculates his obligations towards his policy holders with constructed mortality tables. In this second case, we noted that the use of these new tables improves the insurer result: whereas all the other parameters remain stable, these new mortality tables cover as needed the oversuicide in Brittany.

INTRODUCTION

En France, 10 632 personnes sont décédées par suicide en 2002 ; 22 % d'entre elles avaient entre 25 et 39 ans et 65 % d'entre elles avaient entre 20 et 59 ans. En Bretagne¹, le taux de suicide est supérieur de 63 % à celui observé en France métropolitaine (donc région Bretagne comprise).

Définition du suicide et de la sursuicidité

Selon un dictionnaire classique de la langue française, le suicide se définit comme le « *fait de se tuer, de se donner volontairement la mort* »². Le Code des assurances³ précise que « *l'assurance en cas de décès est de nul effet si l'assuré se donne volontairement la mort au cours de la première année du contrat* » avant d'ajouter qu'en revanche « *l'assurance en cas de décès doit couvrir le risque de suicide à compter de la deuxième année du contrat* ». Bien qu'implicite, la définition du suicide dans le Code des assurances rejoint donc celle du dictionnaire.

Le taux de suicide des Bretons est, selon les statistiques, supérieur à celui de l'ensemble des Français ; c'est-à-dire que, par rapport à la France, il est observé une sursuicidité en Bretagne. Mais quelles sont les conséquences de cette sursuicidité en Bretagne ?

¹ Comme dans l'ensemble de l'étude, il s'agit de la Bretagne administrative, non de la Bretagne historique.

² Le Robert.

³ Article L.132-7.

En sociologie, l'étude des taux de suicide dans telle population ou sous-population est fréquente. Elle est utilisée, à tort ou à raison, comme indicateur social. Et en actuariat ?...

Choix du sujet

En France, le taux annuel de suicide, tous âges confondus, est de 0,0178 %. Pourquoi donc réaliser une étude sur un comportement social qui concerne une « si faible partie de la population » ? Et quel est d'ailleurs le lien avec la science actuarielle ?

D'un côté, parmi la population des 25-39 ans, le suicide est en France la première cause de mortalité avec 18,5 décès par an pour 100 000 habitants, devant les tumeurs (15,1 décès pour 100 000 habitants) et les accidents de transport (15,0 décès pour 100 000 habitants). Chez les 25-39 ans, chaque année, 19 % des décès en France sont dus au suicide. Puis au delà de 39 ans, cette part diminue continuellement, sachant toutefois que chez les 20-59 ans, chaque année, 9 % des décès en France sont dus au suicide.

Par ailleurs, en assurance décès, le versement de prestations est conditionné par la survivance du décès de la personne assurée. Il est donc nécessaire de déterminer les principales causes de décès et de mesurer au mieux leurs impacts sur la mortalité.

A ces deux arguments s'ajoute la forte sursuicidité en Bretagne. En effet, en 2002, chez les 25-39 ans (respectivement les 20-59 ans), le taux de suicide en Bretagne est 1,82 fois (respectivement 1,70 fois) plus élevé que celui observé en France.

Objectif et présentation de l'étude

L'étude se déroule en trois étapes. La première vise à décrire le contexte de la sursuicidité en Bretagne et son impact sur les taux de mortalité de la région. La deuxième étape relate la construction d'une table de mortalité, par sexe, prenant en compte cette sursuicidité en Bretagne. La troisième étape vise à déterminer, pour le produit d'assurance décès étudié et sur la base de deux cas individuels, la sensibilité du résultat d'un organisme assureur à la surmortalité due au suicide en Bretagne d'une part et aux deux catégories de tables utilisées pour le calcul des engagements d'autre part.

A propos des données et des statistiques présentées

Sauf précision contraire, les statistiques et chiffres de cette étude sur la mortalité en Bretagne ou en France sont issus de données fournies par l'INSERM - CépiDc (chiffres

pour l'année 2002, validés en 2005). Les documents en question fournissent, pour chacune des zones géographiques citées, les taux annuels de décès par tranches d'âge (principalement des tranches de cinq années¹) et par cause médicale (plus de 65 causes sont listées).

Par ailleurs, il est à noter les chiffres relatifs au suicide ne sont « que » les chiffres officiels, et ne tiennent donc pas compte des suicides non constatés.

Enfin, il convient de préciser que les taux de décès et de suicide en Bretagne mentionnés dans cette étude sont fréquemment comparés à des taux nationaux intégrant la région Bretagne. De fait, les sursuicidités et surmortalités présentées sous-estiment les écarts de mortalité entre la Bretagne et l'ensemble des autres régions de France.

1. SUICIDE EN BRETAGNE

1.1 Suicide en Bretagne : évolution et explications

En un siècle, le taux de suicide en Bretagne est passé de plus de 40 % en dessous du niveau national (région Bretagne comprise) à plus de 60 % au-dessus.

Bien qu'il soit difficile, voire impossible, de déterminer « toutes » les causes de ce phénomène, certains événements aident à mieux comprendre cette évolution. En effet, les revers de l'impressionnant développement agricole (les moins compétitifs n'avaient plus leur place), le rejet de la langue bretonne (la langue bretonne représentant l'un des piliers de la forte culture ancestrale) et la chute des pratiques religieuses historiquement très importantes (l'Eglise condamnait le suicide), sont quelques-uns des chocs qu'a connus la Bretagne au cours de ce XXe siècle. Au delà de leur nature, c'est leur brutalité qui aide à comprendre l'évolution du sursuicide en Bretagne au cours de ces cent dernières années.

Mais le problème du suicide en Bretagne ne s'arrête pas à ces changements. En effet, les causes probables sont nombreuses et distinctes selon les tranches d'âge, même si bien souvent elles ne sont que les conséquences des changements évoqués.

1.2 Impact sur les taux de mortalité en Bretagne

Cette partie vise dans une première étape à comparer les mortalités observées en Bretagne et en France d'une part, et à comparer, pour la France, la mortalité observée à la

¹ Trois tranches d'âge font exception: les individus de moins d'un an sont isolés, ceux âgés de 1 à 4 ans sont dans une même tranche et ceux de plus de 94 ans sont également dans une même tranche.

mortalité théorique (obtenue à partir des tables homologuées TH 00-02 et TF 00-02) d'autre part. La seconde étape sera consacrée à l'étude de la place du suicide dans les écarts de mortalité entre la France et la Bretagne.

Les analyses de cette partie porteront sur une population mixte. Notons toutefois que pour les 25-39 ans (respectivement les 20-59 ans), le taux de suicide en Bretagne est supérieur au taux relevé en France de 88 % pour les hommes et de 49 % pour les femmes (respectivement 75 % et 52 %).

1.2.1 Description des écarts de mortalité

Les données sur les décès observés en Bretagne et en France étant renseignées par tranches d'âge, toutes les comparaisons porteront sur des taux annuels de mortalité par tranches d'âge.

S'agissant des données théoriques, elles sont issues des tables homologuées pour les garanties en cas de décès étant donnée que ces tables sont construites à partir de données issues de la population générale. Par ailleurs, l'étude portant sur les deux sexes, une fusion des tables TF 00-02 et TH 00-02 a été réalisée afin d'obtenir une table unique, nommée Table Théorique. Les taux de mortalité de la Table Théorique sont définis par (en faisant l'hypothèse que la répartition des hommes et des femmes est identique dans la population¹) :

$$q_x^T = \frac{1}{2} \cdot q_x^F + \frac{1}{2} \cdot q_x^H \quad \text{si } 0 \leq x \leq 110$$

$$q_x^T = q_x^F \quad \text{si } 110 < x \leq 112$$

où q_x^F représente les taux de mortalité de la table TF 00-02 et q_x^H ceux de la table TH 00-02.

A ce stade, ces taux de mortalité ne sont toutefois pas comparables aux taux de mortalité observés. Il est donc nécessaire de transformer les q_x^T en conséquence, c'est-à-dire déterminer un taux annuel de mortalité théorique moyen, noté q_z^T , pour chaque tranche d'âge z ².

En faisant l'hypothèse que le nombre d'individus est identique pour chaque âge x

¹ En réalité, en France comme en Bretagne, la population est composée de 49% d'hommes et de 51% de femmes. Pour les 20-59 ans, la répartition passe à 50% d'hommes et 50% de femmes en France, et à 51% d'hommes contre 49% de femmes en Bretagne (Source: INSEE, La situation démographique en 2002).

² Nous nous limiterons à la tranche d'âge $z = 90-94$ ans.

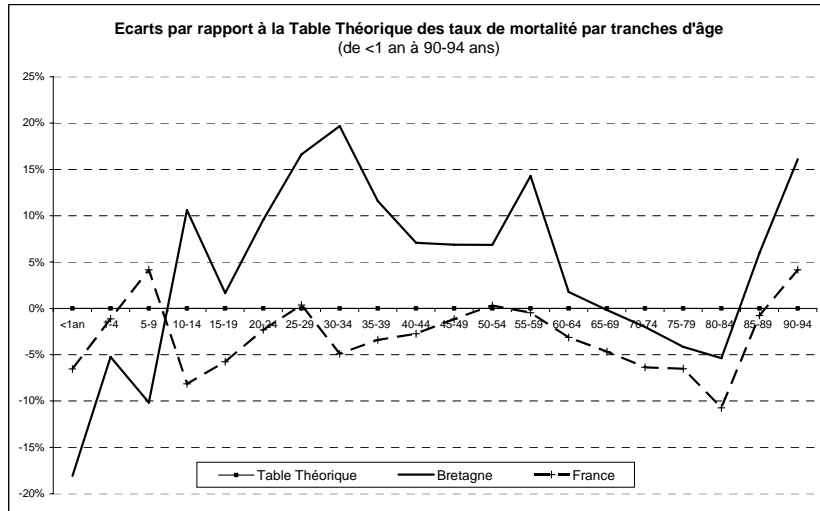
d'une même tranche z , nous obtenons q_z^T en faisant la moyenne arithmétique des taux annuels de mortalité des âges de la tranche. Ainsi, on a :

$$q_z^T = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} q_{x+i}^T \quad (1)$$

où x représente l'âge et n représente le nombre d'âges compris dans la tranche d'âge z .

Le graphique 1 représente, en pourcentage, les écarts par rapport à la Table Théorique des taux annuels de mortalité par tranches d'âge en Bretagne et en France.

Figure 1. *Écarts (en %) par rapport à la Table Théorique des taux de mortalité par tranches d'âge (de la tranche <1 an à la tranche 90-94 ans)*

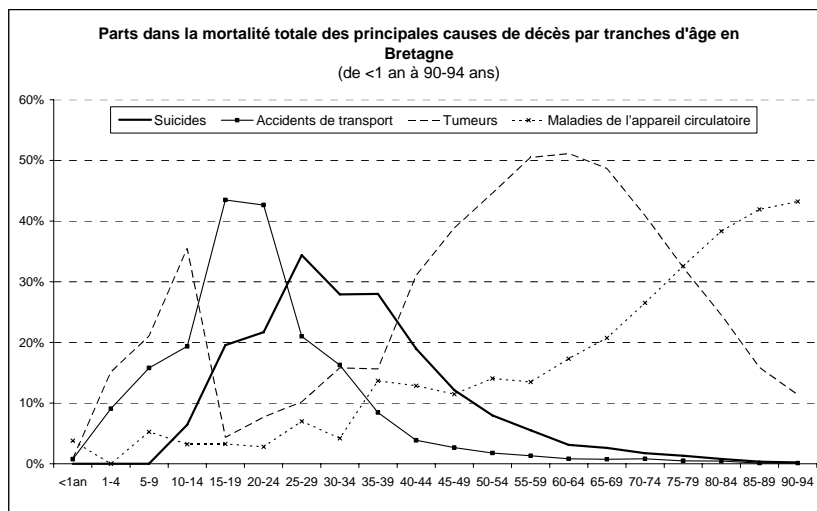


Sur le graphique 1 nous constatons d'une part qu'entre 10 et 50 ans, les taux de mortalité en France, qu'il s'agisse de la mortalité observée ou de la mortalité théorique, sont inférieurs à ceux observés en Bretagne ; et d'autre part que l'écart relatif maximal est atteint sur la tranche des 30-34 ans.

1.2.2 Impact de la sursuicidité en Bretagne sur la mortalité de la région

Le graphique 2 confirme que la part des suicides dans la mortalité totale est la plus importante pour les âges compris entre 20 et 40 ans. A partir de 40 ans, la part des décès par suicide diminue considérablement, puisqu'elle représente, en Bretagne, 19 % entre 40 et 44 ans, 8 % entre 50 et 54 ans, 3 % entre 60 et 64 ans et moins de 1 % dès la tranche d'âge 80-84 ans.

Figure 2. Principales causes de mortalité en Bretagne par tranches d'âge



Ainsi, bien que le suicide soit la première cause de mortalité chez les 25-39 ans, sa part dans la mortalité devient très vite « négligeable », comparée aux autres principales causes de mortalité, lorsque l'âge augmente.

Il convient donc de tester, pour les différentes tranches d'âge, l'impact de la sursuicidité en Bretagne sur la mortalité de la région. A cet effet, les taux de décès en France et en Bretagne sont ventilés en deux catégories :

- les taux de décès par suicide,
- les taux de décès pour les causes autres que le suicide.

La première étape vise à établir pour chaque cause de décès le taux de surdécès en Bretagne par rapport à la France (voir le tableau 1¹).

¹ Par souci de clarté, et considérant qu'il s'agit des principaux âges étudiés dans les parties suivantes, nous nous limiterons aux tranches d'âge comprises entre 20 et 59 ans.

Tableau 1. Taux annuels de surdécès en Bretagne par rapport à la France

Tranche d'âge	Taux de surdécès par suicide en Bretagne	Taux de surdécès pour les autres causes en Bretagne	Taux de surdécès toutes causes confondues en Bretagne
20-24	55 %	4 %	12 %
25-29	110 %	-6 %	16 %
30-34	61 %	16 %	26 %
35-39	82 %	1 %	16 %
40-44	58 %	3 %	10 %
45-49	68 %	3 %	8 %
50-54	61 %	3 %	7 %
55-59	78 %	12 %	15 %

Cette première étape illustre qu'en Bretagne, les taux de surdécès pour les causes autres que le suicide sont négligeables comparés aux taux de surdécès par suicide. Dès à présent, il est alors admis que les taux de décès pour les causes autres que le suicide sont identiques en Bretagne et en France.

Pour mesurer l'impact de la sursuicidité sur la mortalité en Bretagne, nous allons ainsi d'une part exploiter les taux de décès toutes causes confondues en Bretagne (1) ; et d'autre part exploiter les taux fictifs de décès totaux en Bretagne établis à partir des taux de décès par suicide en France et des taux de décès pour les autres causes en Bretagne (2) (voir le tableau 2).

Tableau 2. Taux annuels de mortalité pour 100 000 habitants en Bretagne en fonction du taux de suicide retenu

Tranche d'âge z	Taux de mortalité en Bretagne avec suicide en Bretagne (1) ($=Q_z^{BB}$)	Taux de mortalité en Bretagne avec suicide en France (2) ($=Q_z^{BF}$)
20-24	76	70
25-29	85	70
30-34	107	96
35-39	149	130
40-44	233	216
45-49	364	346
50-54	511	495
55-59	760	742

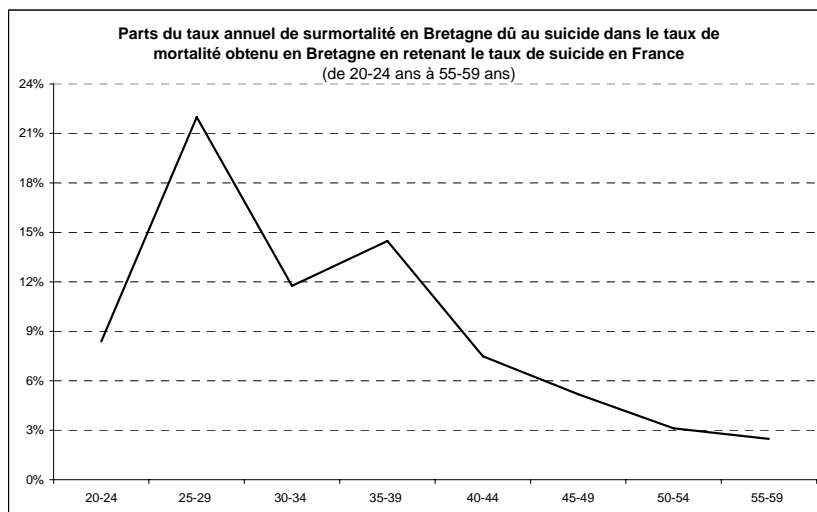
Sur les quelques tranches d'âge représentées dans le tableau 2, les taux de mortalité en Bretagne sont supérieurs lorsque l'on retient le taux de suicide observé en Bretagne. Afin d'évaluer au mieux la surmortalité due au suicide en Bretagne, nous déterminons, pour chaque tranche d'âge z , la surmortalité relative, notée δ_z^B , du taux annuel de mortalité en

Bretagne par rapport au taux de mortalité obtenu en Bretagne lorsque l'on retient le suicide en France. Cette surmortalité relative est alors déterminé par :

$$\delta_z^B = \frac{Q_z^{BB} - Q_z^{BF}}{Q_z^{BF}}$$

Pour les différentes tranches d'âge z , les δ_z^B sont représentés graphiquement dans la figure 3.

Figure 3. Surmortalité relative en Bretagne dû au sursuicide



Par exemple pour les 30-34 ans, le graphique 3 illustre qu'en Bretagne, le taux de mortalité est environ supérieur de 12 % à ce qu'il serait si le taux de suicide en Bretagne était égal au taux de suicide en France. En outre, parmi les 20-59 ans, la sursuicidité en Bretagne augmente en moyenne de 5,5 % le taux annuel de mortalité en Bretagne.

2. CONSTRUCTION DE NOUVELLES TABLES DE MORTALITE

Afin de mesurer l'impact du suicide sur un produit temporaire décès, de nouvelles tables de mortalité sont établies. Ces tables, construites sur la base des tables homologuées, ont pour caractéristiques de tenir compte de la sursuicidité observée en Bretagne.

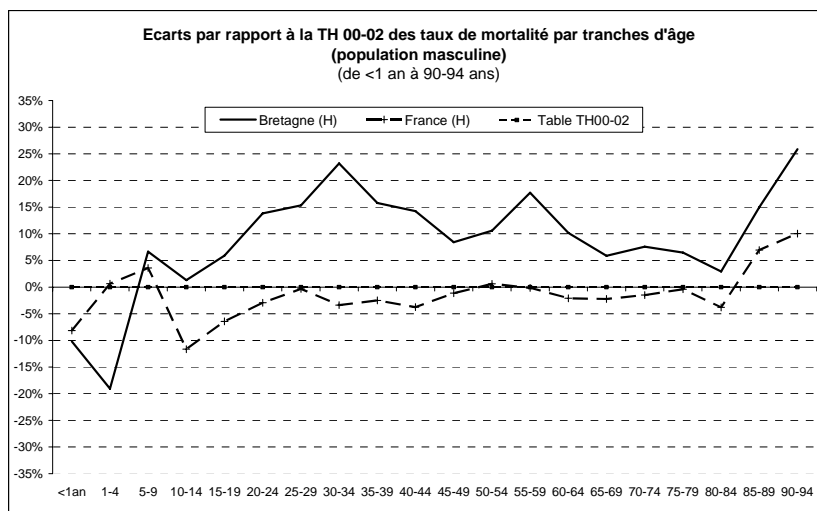
2.1 Détermination des taux annuels bruts de mortalité par âge

2.1.1 Taux bruts de mortalité de la population masculine

Comparaison de la mortalité en Bretagne et en France

Le graphique 4 décrit les écarts de mortalité de la population masculine, de la Bretagne et de la France, par rapport à la table TH 00-02¹.

Figure 4. *Ecarts (en %) par rapport à la TH 00-02 des taux annuels de mortalité par tranches d'âge (population masculine)*



Taux de mortalité en France avec le niveau de suicide de Bretagne

Pour la population masculine, nous faisons l'hypothèse que les taux de mortalité de la population masculine en France en 2002 sont égaux à ceux de la table TH 00-02 et nous n'utiliserons désormais que la table TH 00-02 pour décrire la mortalité en France.

La construction des taux de mortalité en France avec le niveau de suicide de Bretagne est réalisée en deux étapes, et il est à noter qu'à ce stade, tous les travaux se font par tranches d'âge (et non par âge).

La première étape consiste à ventiler les taux de mortalité en France selon que la cause soit le suicide ou non. A cet effet, nous faisons donc désormais l'hypothèse que les taux de suicide théoriques correspondent aux taux de suicide observés par l'INSERM en

¹ Les taux annuels de mortalité de la table TH 00-02 sont transformés en taux annuels moyens de mortalité par tranches d'âge à partir du procédé de la formule (1).

France en 2002. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3. Taux annuels de mortalité (pour 100 000 habitants) de la table TH 00-02 dissociés selon la cause (suicide et autres causes)

Tranche d'âge	Taux de mortalité TH00-02	Taux de mortalité par suicide - Hommes (France)	Taux de mortalité TH00-02 par une cause autre que le suicide - Hommes
20-24	104	17	87
25-29	109	23	86
30-34	127	29	98
35-39	182	35	146
40-44	296	42	254
45-49	471	38	434
50-54	671	35	636
55-59	938	33	905

La deuxième étape vise à établir des taux de mortalité, fictifs, que l'on aurait en France (sur la base de la TH 00-02) si l'on retenait le taux de suicide de la population masculine en Bretagne. Nous obtenons alors les taux de mortalité de la table TH 00-02 modifiés des taux de suicide en Bretagne. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4. Taux annuels de mortalité (pour 100 000 habitants) de la table TH 00-02 modifiés par le niveau du suicide en Bretagne

Tranche d'âge	Taux de mortalité TH00-02 modifié du taux de suicide en Bretagne	Taux de mortalité par suicide - Hommes (Bretagne)	Taux de mortalité TH00-02 par une cause autre que le suicide - Hommes
20-24	119	32	87
25-29	137	50	86
30-34	145	47	98
35-39	213	66	146
40-44	321	67	254
45-49	495	62	434
50-54	696	60	636
55-59	962	57	905

Détermination des taux annuels bruts de mortalité par âge

Ces taux modifiés sont les taux bruts de mortalité par tranches d'âge, pour les tranches d'âge 20-24 ans à 55-59 ans.

Pour les hommes, la table des taux bruts que nous souhaitons lisser sera composée :

- des taux de mortalité de la table TH 00-02 modifiés des taux de suicide en Bretagne pour les âges compris entre 20 et 59 ans ;
- et des taux de mortalité de la table TH 00-02 inchangés pour les autres âges.

Ces taux de mortalité à lisser sont des taux annuels par âge (et non par tranches d'âge).

Les taux annuels de mortalité de la table homologuée TH 00-02 sont connus par âge (par construction). En revanche, les taux de mortalité modifiés des taux de suicide en Bretagne, pour les âges compris entre 20 et 59, ne sont connus que par tranches d'âge.

Le passage des taux bruts par tranches d'âge aux taux bruts par âge se réalise avec l'appui de la table homologuée. La description de la méthode est illustrée par des tableaux qui reprennent, pour les âges compris entre 30 et 39 ans¹, les opérations effectuées.

A partir de la table homologuée, nous commençons ainsi, pour les âges compris entre 20 et 59 ans, par effectuer, pour chacune des tranches d'âge, la moyenne des taux de mortalité (il s'agit de la moyenne arithmétique illustrée par la formule 1 - page 102). Cette étape est illustrée par les quatre premières colonnes du tableau 5.

Nous calculons ensuite, toujours sur la base des tables homologuées, les écarts, en pourcentage, entre les taux de mortalité par âge et les taux de mortalité moyens des tranches d'âge correspondantes. La cinquième colonne du tableau 5 illustre cette seconde étape.

Tableau 5. Ecart de mortalité (en pourcentage) entre les taux de la table TH 00-02 par âge et ceux par tranches d'âge (extrait)

Age	TH00-02	Tranche d'âge	TH00-02 (moyenne)	Ecart (en %)
...
30	116	30-34	127	-8,4 %
31	120	-	-	-5,9 %
32	125	-	-	-1,8 %
33	132	-	-	4,0 %
34	143	-	-	12,2 %
35	153	35-39	182	-15,6 %
36	166	-	-	-8,7 %
37	179	-	-	-1,2 %
38	195	-	-	7,5 %
39	214	-	-	18,0 %
...

Afin de construire la série de taux bruts à lisser, et donc de déterminer ces taux par âge et non plus par tranches d'âge, nous appliquons les écarts précédemment calculés aux taux de mortalité modifiés du suicide en Bretagne par tranches d'âge. La méthode est illustrée au tableau 6.

¹ Rappel: dans la réalité, les opérations sont effectuées pour les âges compris entre 20 et 59 ans.

Tableau 6. Taux bruts de mortalité par âge (méthode de calcul)

Age	Taux brut par âge (= $A \times (1 + B)$)	Tranche d'âge	Taux brut par tranches d'âge (= A)	Ecart (en %) (= B)
...
30	133	30-34	145	-8,4 %
31	137	-	-	-5,9 %
32	143	-	-	-1,8 %
33	151	-	-	4,0 %
34	163	-	-	12,2 %
35	179	35-39	213	-15,6 %
36	194	-	-	-8,7 %
37	210	-	-	-1,2 %
38	229	-	-	7,5 %
39	251	-	-	18,0 %
...

Les taux bruts de mortalité de la population masculine sont présentés sur le graphique 7¹ (page 115).

2.1.2 Taux bruts de mortalité de la population féminine

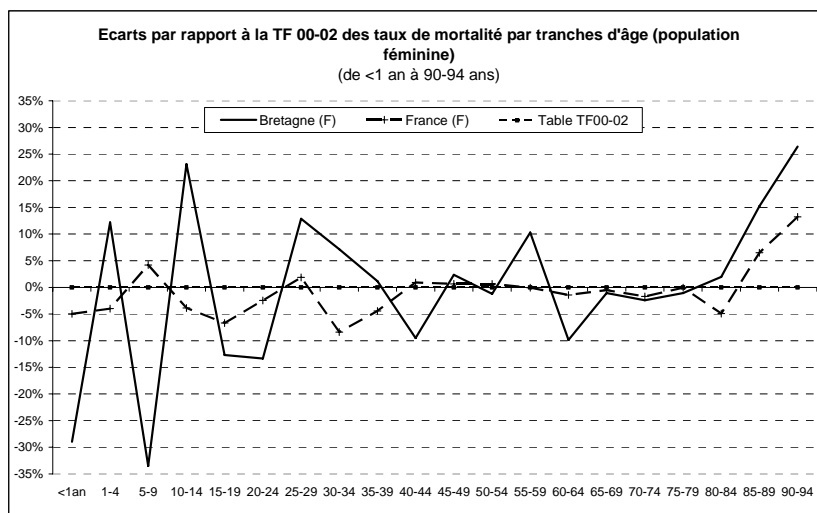
Cette partie est symétrique à la partie 1, relative à la population masculine. Pour plus de précisions sur les étapes de cette partie 2, il conviendra donc se référer aux travaux de la partie 1.

Comparaison de la mortalité en Bretagne et en France

Le graphique 5 décrit les écarts de mortalité de la population féminine, de la Bretagne et de la France, par rapport à la table TF 00-02.

¹ Par souci de clarté, seuls les taux pour les âges compris entre 15 et 39 ans sont représentés.

Figure 5. Ecarts (en %) par rapport à la TF 00-02 des taux annuels de mortalité par tranches d'âge (population féminine)



Taux de mortalité en France avec le niveau de suicide de Bretagne

Pour la population féminine, désormais, seule la table TF 00-02 sera utilisée pour décrire la mortalité en France, et afin de dissocier les taux de mortalité en France selon que la cause du décès soit le suicide ou non, nous faisons l'hypothèse que les taux de suicide théoriques correspondent au taux de suicide observés. Les résultats sont présentés dans le tableau 7.

Tableau 7. Taux annuels de mortalité (pour 100 000 habitants) de la table TF 00-02 dissociés selon la cause (suicide et autres causes)

Tranche d'âge	Taux de mortalité TF00-02	Taux de mortalité par suicide - Femmes (France)	Taux de mortalité TF00-02 par une cause autre que le suicide - Femmes
20-24	34	4	31
25-29	37	5	32
30-34	52	8	44
35-39	85	11	75
40-44	139	14	124
45-49	209	15	194
50-54	285	16	269
55-59	392	14	378

Cette distinction effectuée, nous remplaçons les taux de décès par suicide observés en France par ceux observés en Bretagne. Nous obtenons alors les taux de mortalité de la

table TF 00-02 modifiés des taux de suicide en Bretagne. Les résultats sont présentés dans le tableau 8.

Tableau 8. Taux annuels de mortalité (pour 100 000 habitants) de la table TF 00-02 modifiés par le niveau du suicide en Bretagne

Tranche d'âge	Taux de mortalité TF00-02 modifié du taux de suicide en Bretagne	Taux de mortalité par suicide - Femmes (Bretagne)	Taux de mortalité TF00-02 par une cause autre que le suicide - Femmes
20-24	31	0	31
25-29	39	7	32
30-34	56	12	44
35-39	91	17	75
40-44	146	21	124
45-49	220	26	194
50-54	291	22	269
55-59	405	27	378

Description du problème rencontré chez les 20-24 ans

Concernant la comparaison entre les taux de suicide en Bretagne et en France, il est à noter que pour la population féminine, hormis parmi les 20-24 ans, les taux de suicide en Bretagne sont nettement supérieurs aux taux hexagonaux.

Sur la tranche des 20-24 ans, le taux de suicide de la population féminine en Bretagne est nul, alors qu'il est de 4 pour 100 000 en France. Nous aurions donc, pour les âges compris entre 20 et 24 ans, des taux bruts de mortalité modifiés inférieurs aux taux de mortalité de la table TF 00-02.

Or, plus qu'une juste évaluation du risque dans le calcul des provisions mathématiques, il convient, conformément au Code des assurances¹, d'adopter une position prudente. Par conséquent, nous veillerons à ce que les taux de mortalité de ces nouvelles tables majorent les taux de mortalité des tables homologuées.

Autrement dit, dans notre cas, les taux bruts² de mortalité devront au moins être égaux aux taux de mortalité de la table homologuée. Ainsi, les taux bruts de mortalité de la population féminine âgée de 20 à 24 ans seront égaux à ceux de la table TF 00-02.

¹Article R.331-1 et A.331-1-2.

²Il en est évidemment de même pour les taux lissés.

Détermination des taux annuels bruts de mortalité par âge

La méthode de détermination des taux annuels bruts de mortalité par âge est identique à celle retenue dans le cas de la population masculine. Sur ces bases, les taux annuels bruts de mortalité par âge de la population féminine sont présentés sur la figure 6 (page 115).

2.2 Lissage

2.2.1 Nécessité du lissage et choix de la méthode

Nécessité du lissage

Les graphiques 6 et 7 représentent donc les taux bruts de chaque population, féminine et masculine, par âge. Sur ces graphiques, nous constatons que ces taux bruts présentent une certaine irrégularité. Par exemple, sur le graphique 7 nous constatons que les taux bruts de mortalité augmentent brutalement entre 23 et 25 ans, puis diminuent brutalement entre 28 et 30 ans.

Nous avons de bonnes raisons de penser que cette irrégularité ne reflète pas la réalité, mais qu'elle est le résultat de l'imperfection des conditions de l'expérience (notamment lors de la transformation des taux par tranches d'âge en taux par âge). En effet, à quelques exceptions près¹, les taux de décès devraient augmenter régulièrement avec l'âge.

Afin d'obtenir des taux de mortalité modifiés plus réguliers, nous allons donc utiliser des principes de lissage.

Choix de la méthode de lissage

Il existe différentes méthodes de lissage des taux bruts de mortalité : la méthode de Whittaker-Henderson, la méthode des splines, les lois de la famille Gompertz-Makeham, la méthode des moyennes mobiles pondérées, etc.

Le lissage des taux de mortalité des tables homologuées par le Code des assurances a été réalisé par la méthode de Whittaker-Henderson². Nous nous reposerons donc également sur cette méthode pour lisser les taux bruts établis dans les parties précédentes.

¹Voir partie 2.3 (page 116).

²Source: FFSA [16].

2.2.2 Description de la méthode de lissage Whittaker-Henderson

Le principe de cette méthode consiste à combiner un critère de fidélité et un critère de régularité, et de rechercher les valeurs ajustées qui minimisent la somme des deux critères.

On se fixe des poids (w_i) et on pose pour le critère de fidélité :

$$F = \sum_{i=b}^t w_i (q_i - \tilde{q}_i)^2$$

où b et t représentent respectivement les âges minimum et maximum pour lesquels on souhaite effectuer le lissage, q_i les taux de mortalité lissés¹ (inconnus et donc à ajuster) à l'âge i et \tilde{q}_i les taux de mortalité non lissés (connus) à l'âge i .

Pour le critère de régularité, on pose :

$$R = \sum_{i=b}^{t-z} (\Delta^z q_i)^2$$

où z est un paramètre du modèle et Δ^z désigne la différence d'ordre z (la différence d'ordre n d'une série $u(x)$ est $\Delta^n u(x) = \sum_{j=0}^n C_n^j (-1)^{n-j} u(x+j)$).

Le critère à minimiser est une combinaison linéaire de la fidélité et de la régularité, le poids de chacun des deux termes étant contrôlé par un second paramètre h :

$$M = F + h \times R$$

La résolution de ce problème d'optimisation conduit à l'expression des taux ajustés² :

$$Q^* = (W + hK_z^t K_z)^{-1} W \tilde{Q} \tag{2}$$

où $Q = (q_i)_{b \leq i \leq t}$, $W = \text{diag}(w_i)_{b \leq i \leq t}$, K_z de telle sorte que $\Delta^z Q = K_z Q$ et $\tilde{Q} = (\tilde{q}_i)_{b \leq i \leq t}$.

2.2.3 Résultats des lissages

Les âges b et t

Bien que les âges pour lesquels les taux sont modifiés soient compris entre 20 et 59 ans, nous effectuerons le lissage sur des plages d'âge plus larges. Le prolongement de la tranche d'âge de l'étude se justifie par la nécessité d'opérer une transition et une continuité entre les taux égaux aux taux de la table homologuée et les taux modifiés.

¹ Les tables des taux de mortalité lissés seront notées THL 00-02 pour les hommes et TFL 00-02 pour les femmes.

² Voir PLANCHET F., THÉRON P. [28].

Les paramètres z et h

De nombreuses simulations ont été effectuées afin de déterminer les valeurs des paramètres z et h appropriées. En ce qui concerne le paramètre z , pour des valeurs trop faibles¹, la série des taux de mortalité est trop « rigide ». Pour des valeurs trop élevées¹, la série devient en revanche trop « souple », elle s'ajuste trop à la série des taux bruts (c'est-à-dire aux taux modifiés) pour les âges de l'étude. En ce qui concerne le paramètre h , pour des valeurs trop faibles² la série des taux de mortalité est trop fidèle à la série des taux bruts. Pour des valeurs trop élevées², la série devient trop régulière.

Les poids w_i

Pour chaque âge, l'effectif est important. Il n'y a donc aucune raison apparente d'utiliser des poids qui diffèrent selon l'âge. Lors du lissage, nous affecterons donc des poids identiques à tous les âges de l'étude (c'est-à-dire les âges compris entre b et t) et tels que leur somme soit égale à l'unité.

2.2.4 Tables TFL 00-02 et THL 00-02

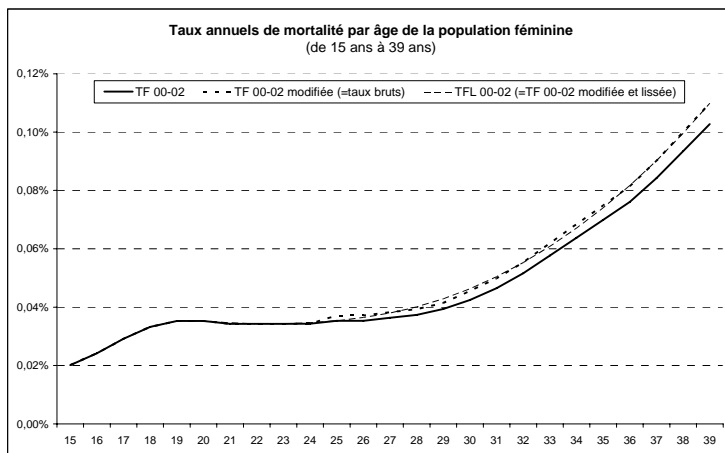
TFL 00-02 : résultat de la TF 00-02 modifiée et lissée

Pour effectuer les lissages des taux bruts issus de la table TF 00-02, nous avons retenu, pour la tranche d'âge à lisser, $b = 20$ et $t = 60$. Le poids affecté à chaque âge i est alors égal à $w_i = 2,44\%$. Pour les autres paramètres du lissage, nous avons retenu $z = 3$ et $h = 2$. Les résultats sont présentés dans le graphique 6.

¹ Avec un h constant.

² Avec un z constant.

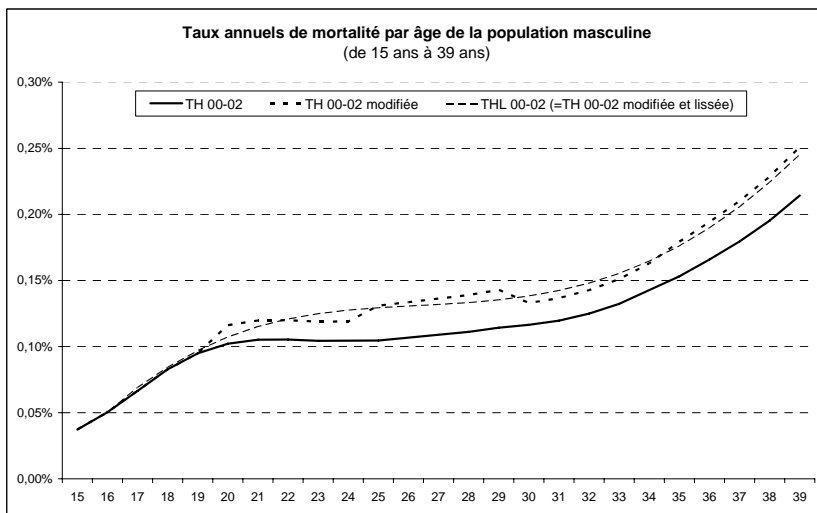
Figure 6. Taux de mortalité bruts et lissés par âge (femme de 15 à 39 ans)



THL 00-02 : résultat de la TH 00-02 modifiée et lissée

Pour effectuer les lissages des taux bruts issus de la table TH 00-02, nous avons retenu, pour la tranche d'âge à lisser, $b = 17$ et $t = 60$. Le poids affecté à chaque âge i est alors égal à $w_i = 2,27\%$. Pour les autres paramètres, nous avons également retenu $z = 3$ et $h = 2$. Les résultats sont présentés dans le graphique 7.

Figure 7. Taux de mortalité bruts et lissés par âge (homme de 15 à 39 ans)



2.3 Validité des résultats des lissages

2.3.1 Vérification de la prise en compte du suicide en Bretagne

Afin de tester la validité des résultats, il convient dans un premier temps de comparer les taux lissés aux taux de mortalité TH 00-02 / TF 00-02 modifiés du taux de suicide en Bretagne. Ces taux modifiés étant renseignés par tranches d'âge, nous ramenons donc les taux lissés, à des taux moyens par tranches d'âge (par la formule 1 - page 102). Bien que les tables TFL 00-02 et THL 00-02 soient lissées, ces comparaisons montrent qu'elles sont fidèles aux caractéristiques recherchées. En effet, les taux annuels moyens de mortalité par tranches d'âge des tables lissées sont égaux¹ aux taux de mortalité par tranches d'âge des tables modifiées présentés dans les tableaux 4 et 8.

2.3.2 Vérification de la cohérence des taux annuels de mortalité

Pour valider les deux tables de mortalité construites, nous nous assurons également que les taux de mortalité obtenus sont cohérents entre eux. Nous analysons cette cohérence en deux étapes.

D'une part, les taux de mortalité doivent être croissants avec l'âge, à l'exception de la mortalité aux premiers âges de la vie et du phénomène des accidents de la route aux alentours de 16-25 ans, ce qui revient à vérifier² :

$$q_{x+1} - q_x \geq 0 \quad (3)$$

D'autre part, nous devons vérifier que les différences premières des taux de décès augmentent avec l'âge. C'est généralement le cas. Les exceptions les plus classiques sont les premiers âges de la vie, la plage d'âge correspondant au phénomène des accidents de la route et les âges très élevés. Pour cette étape de vérification, nous devons contrôler la validité de l'inégalité suivante² :

$$(q_{x+2} - q_{x+1}) - (q_{x+1} - q_x) \geq 0 \quad (4)$$

Dans notre cas, ces deux étapes de vérification ne sont réalisées que pour les âges compris entre b et t . Pour les âges non inclus dans cet intervalle, les taux de mortalité des tables lissées sont strictement égaux à ceux des tables homologuées, on suppose donc qu'ils sont cohérents.

Pour les femmes, comme pour les hommes, les résultats des tests montrent que pour

¹ Sauf pour la population féminine de la tranche 20-24 ans (voir explications dans la partie 2.1.2).

² Source: COMMISSION D'AGRÈMENT DE L'INSTITUT DES ACTUAIRES [2].

la table lissée, la croissance des taux de décès et la croissance des différences premières des taux de décès sont vérifiées aussi souvent que pour la table homologuée. Les taux de mortalité des tables TFL 00-02 et THL 00-02 sont donc cohérents ; et donc réguliers.

3. IMPACT SUR LE RESULTAT D'UN ORGANISME ASSUREUR DANS LE CADRE D'UN CONTRAT TEMPORAIRE DECES

Dans cette partie, nous mesurons, pour un assureur fictif dont les activités sont régies par le Code des assurances, la sensibilité du résultat escompté à la surmortalité due au sursuicide en Bretagne d'une part et aux tables retenues (tables homologuées TH 00-02 / TF 00-02 ou tables construites THL 00-02 / TFL 00-02) d'autre part.

Seules les tables homologuées seront utilisées pour la détermination des tarifs (ce qui permet de ne pas introduire de distorsion de concurrence). La sensibilité du résultat selon les tables retenues ne se fera alors que par l'intermédiaire des PM¹.

En ce qui concerne la mortalité effective des assurés, nous nous baserons sur les taux de mortalité observés en France et ceux << observés >> en Bretagne. Il est toutefois à noter que dans le cas de la Bretagne ces taux sont fictifs car, dans leur construction, ils ne diffèrent des taux de mortalité observés en France que par leurs taux de suicide : cette manœuvre permet d'isoler le sursuicide en Bretagne et donc de mesurer au mieux son impact sur les garanties temporaires décès.

3.1 Présentations

3.1.1 Définition du produit temporaire décès de l'étude

L'étude est réalisée pour un produit temporaire décès de 20 ans. Ainsi, l'assureur s'engage à verser un capital c au bénéficiaire si l'assuré, d'âge x à la souscription du contrat, décède à une date t sachant que $0 < t < n = 20$.

3.1.2 Premières hypothèses

Dans nos travaux, nous supposons que le capital est réglé en moyenne au milieu de l'année d'assurance où le décès est constaté. Autrement dit, il est supposé que le décès intervient en milieu d'année.

¹ Conformément à l'article A.331-1-2 du Code des assurances.

Nous considérons en outre que les primes versées par le souscripteur sont périodiques (par opposition aux primes uniques) ; il s'agit plus précisément de primes annuelles payables en début de période. En ce qui concerne la durée de paiement de ces primes, on suppose qu'elle est égale à la durée de la garantie, cette durée étant notée n . On suppose également que ces primes sont constantes et qu'elles ne sont pas dues après le décès de l'assuré (leur durée de paiement est donc aléatoire).

Conformément au Code des assurances, le contrat ne peut ni être racheté, ni être réduit¹. Nous supposons de plus que tout au long de la durée du contrat, celui-ci n'est pas résilié.

Nous faisons également l'hypothèse que les commissions d'acquisition sont payées au fur et à mesure du paiement des primes, et que leur montant est proportionnel à la prime pure.

Nous supposons que les chargements de gestion et de commercialisation correspondent aux dépenses effectives de gestion et de commercialisation, et que le taux annuel des intérêts techniques est égal au taux de rendement annuel des placements (nets des frais de gestion financière). Ainsi, le résultat de gestion et le résultat financier sont nuls, et le résultat de l'année pour l'assureur est donc égal au résultat de mortalité.

Notons également que les PM présentées désignent les PM immédiatement avant paiement de prime.

En ce qui concerne la population assurée, on suppose qu'il n'y a ni anti-sélection de la part des assurés, ni sélection de la part des assureurs. Les taux annuels de mortalité de la population assurée correspondent donc à ceux de la population générale bretonne fictive.

Enfin, nous supposons dans nos travaux que l'assureur couvre le risque de suicide dès la première année du contrat.

3.2 Résultat de l'assureur

Dans cette partie, nous déterminerons, contrat par contrat, le résultat de l'assureur escompté en début d'année d'assurance k , et nous supposons que l'assuré est vivant en début d'année d'assurance k .

En considérant, pour un individu, P' la prime incluant les chargements de gestion et de commercialisation (y compris chargements pour frais d'acquisition), on a la relation de

¹ Article L.132-23.

récurrence suivante entre les PM :

$$P' + {}_kV_x = FGC + c.v^{\frac{1}{2}}.q_{x+k} + v.p_{x+k} \cdot {}_{k+1}V_x \quad (5)$$

où, entre autres, FGC représente les coûts de gestion et de commercialisation (y compris frais d'acquisition), $c.v^{\frac{1}{2}}.q_{x+k}$ le coût probable des décès, ${}_kV_x$ la PM d'un contrat souscrit à l'époque x et vu k années après et $v = \frac{1}{(1+i)}$ le facteur d'escompte (i étant le taux annuel d'intérêt).

En remarquant que les frais de gestion et de commercialisation sont égaux aux chargements correspondants ($FGC = CGC$), on a alors¹ :

$$P' = CGC + P_r + P_e \quad (6)$$

où

- CGC représente les chargements de gestion et de commercialisation ;
- $P_r = v^{\frac{1}{2}}.q_{x+k} \cdot c_r$ est la prime de risque, $c_r = c - v^{\frac{1}{2}} \cdot {}_{k+1}V_x$ étant le capital sous risque ;
- $P_e = v \cdot {}_{k+1}V_x - {}_kV_x$ est la prime d'épargne.

D'une manière générale, un résultat s'obtient par la différence entre les produits et les charges. Cependant, dans nos travaux, afin d'obtenir une expression générale du résultat, nous distinguerons deux cas, selon la survie ou le décès de l'assuré.

Avant de présenter le résultat, précisons toutefois que la prime effectivement payée par le souscripteur est la prime commerciale P'' . Sur la base de notre définition de P' nous avons donc (P étant la prime pure et α étant le taux de chargement de sécurité qui rémunère le risque pris par l'assureur) :

$$P'' = \alpha P + P' \quad (7)$$

Résultat en k si l'assuré survit

Si l'assuré survit, ${}_kR = {}_kR_v$ et d'après les formules 5 et 7 on a :

$${}_kR_v = \alpha P + P' + {}_kV_x - FGC - v \cdot {}_{k+1}V_x$$

d'où, d'après la formule 6 :

$${}_kR_v = \alpha P + P_r$$

Résultat en k si l'assuré décède

Si l'assuré décède, ${}_kR = {}_kR_d$ et d'après les formules 5 et 7 on a :

$${}_kR_d = \alpha P + P' + {}_kV_x - FGC - c.v^{\frac{1}{2}}$$

¹Voir aussi PETAUTON P. [27].

d'où, d'après la formule 6 :

$${}_k R_d = \alpha P + P_r - v^{\frac{1}{2}} \cdot c_r$$

Espérance de résultat

Soit q'_{x+k} le taux annuel de mortalité représentant la mortalité effective. On peut alors assimiler le résultat escompté en début d'année à une variable aléatoire telle que :

$${}_k R = \begin{cases} {}_k R_v & \text{avec la probabilité } 1 - q'_{x+k} (= p'_{x+k}) \\ {}_k R_d & \text{avec la probabilité } q'_{x+k} \end{cases}$$

L'espérance de résultat avec le taux de mortalité q'_{x+k} s'écrit alors :

$$\begin{aligned} E({}_k R) &= {}_k R_v \cdot p'_{x+k} + {}_k R_d \cdot q'_{x+k} \\ &= (\alpha P + P_r) \cdot (1 - q'_{x+k}) + (\alpha P + P_r - v^{\frac{1}{2}} \cdot c_r) \cdot q'_{x+k} \\ &= \alpha P + P_r - v^{\frac{1}{2}} \cdot c_r \cdot q'_{x+k} \\ &= \alpha P + v^{\frac{1}{2}} \cdot (q_{x+k} - q'_{x+k}) \cdot c_r \end{aligned} \quad (8)$$

où q_{x+k} est la mortalité théorique utilisée pour le calcul des PM.

3.3 Tests de sensibilité

3.3.1 Profils utilisés pour les tests de sensibilité

Toutes les applications pratiques se feront sur la base de deux profils d'assurés. Pour ces deux profils, les tests de sensibilité se feront sur une vue $k = 1$ année après la date de souscription du contrat, le taux annuel d'intérêt retenu est $i = 2,0\%$ et le capital garanti est de 100 000 euros ($c = 100\,000$). On rappelle également que pour tous les contrats de l'étude, la durée de la garantie est $n = 20$ ans.

En outre, le premier profil (Profil 1) est celui d'une femme âgée de 45 ans et le second profil (Profil 2) est celui d'un homme âgé de 30 ans.

3.3.2 Sensibilité du résultat à la mortalité effective et au taux de chargement de sécurité

Si la mortalité effective correspond à la mortalité des tables homologuées TH 00-02 et TF 00-02, le résultat escompté pour l'assureur est égal à αP (d'après la formule 8 ci-dessus).

Nous allons désormais tester, pour les deux profils, la sensibilité du résultat lorsque la mortalité effective est égale à la mortalité observée en 2002 en France et en Bretagne (l'écart entre les résultats de ces deux zones géographiques reflétant l'impact de la

sursuicidité en Bretagne sur le résultat).

Profil 1 : sensibilité du résultat escompté

Nous avons donc $x = 45$ ans, $k = 1$ année, $n = 20$ ans et $c = 100\,000$ €. Etant donné que l'assuré est une femme, les calculs de tarif et de PM, qui dans cette partie se basent tous deux sur les tables homologuées, se feront avec la table TF 00-02.

Pour ce profil, la PM en $k + 1 = 2$ est ${}_2V_x = 314,56$ €. Le capital sous risque est alors égal à $c_r = 99\,689$ €. Notons également, à titre d'information¹, que la prime pure est $P = 338,05$ € et que la PM en $k = 1$ est ${}_1V_x = 162,92$ €.

Le taux annuel de mortalité théorique, c'est-à-dire dans notre cas celui de la table TF 00-02, à l'âge $x + k = 46$ ans est $q_{46} = 0,1951\%$.

Pour le profil 1, les différentes valeurs de l'espérance de résultat, notamment en fonction de la zone géographique et du taux de chargement de sécurité α , sont présentées dans le tableau 9.

Tableau 9. Profil 1 : sensibilité de l'espérance de résultat à la mortalité effective (zone géographique) et au taux de chargement de sécurité

Zone géographique	Taux annuel de mortalité effectif	Taux de chargement de sécurité (= α)	Espérance de résultat du profil 1 (en €)
Bretagne	0,2067 %	0,0 %	-11,43
France	0,1964 %	0,0 %	-1,25
Bretagne	0,2067 %	2,0 %	-4,67
France	0,1964 %	2,0 %	5,52
Bretagne	0,2067 %	10,0 %	22,38
France	0,1964 %	10,0 %	32,56

Le tableau 9 montre que pour la Bretagne, contrairement à la France, un taux de chargement de sécurité égal à 2 % n'est pas suffisant pour que le résultat escompté en début d'année ne soit plus négatif. Pour la Bretagne, un taux de chargement de sécurité supérieur à 3,4 % (3,4 % étant le taux de chargement de sécurité pour lequel l'espérance de résultat est nulle dans le cas de la Bretagne) est nécessaire pour que le résultat soit positif.

Sur le tableau 9, nous constatons également que pour la France, le résultat de l'assureur n'est pas nul lorsque le chargement de sécurité α égal 0 %. Pour justifier ce constat, on rappelle que la mortalité observée en France n'est pas strictement égale à la mortalité théorique (c'est-à-dire ici, à celle de la table TF 00-02 - respectivement celle de la

¹ Puisqu'ils n'interviennent ni dans le calcul de c_r , ni dans celui de P_r .

table TH 00-02 pour le profil 2 -)¹.

Profil 2 : sensibilité du résultat escompté

On rappelle que pour ce profil, l'assuré est un homme. En outre, pour ce profil nous avons $x = 30$ ans, $k = 1$ année, $n = 20$ ans et $c = 100\,000$ €.

De manière analogue, nous avons pour ce profil 2 :

- ${}_2V_x = 274,33$ € (à titre d'information, ${}_1V_x = 137,32$ €) ;
- $c_r = 99\,728$ € ;
- $P = 249,81$ € ;
- $q_{31} = 0,1197\%$ (mortalité théorique de la table TH 00-02).

Pour le profil 2, les différentes valeurs de l'espérance de résultat sont présentées dans le tableau 10.

Tableau 10. Profil 2 : sensibilité de l'espérance de résultat à la mortalité effective (zone géographique) et au taux de chargement de sécurité

Zone géographique	Taux annuel de mortalité effectif	Taux de chargement de sécurité ($=\alpha$)	Espérance de résultat du profil 2 (en €)
Bretagne	0,1326 %	0,0 %	-12,79
France	0,1156 %	0,0 %	4,00
Bretagne	0,1326 %	2,0 %	-7,79
France	0,1156 %	2,0 %	8,99
Bretagne	0,1326 %	10,0 %	12,20
France	0,1156 %	10,0 %	28,98

Le tableau 10 illustre que pour le cas de la Bretagne, contrairement au cas de la France, le résultat escompté en début d'année d'assurance est négatif avec un taux de chargement de sécurité nul ou égal à 2 %.

Pour la Bretagne, et avec le profil 2, le résultat escompté par l'assureur est nul lorsque le taux de chargement de sécurité est égal à 5,1 %.

3.3.3 Sensibilité du résultat au taux de chargement de sécurité avec les PM recalculées

Nous constatons dans la partie 2 (tableaux 9 et 10) que l'utilisation des tables de mortalité homologuées pour les tarifs et les provisions n'est pas adaptée à la population générale en Bretagne. En effet, dans les cas où les profils correspondent à des personnes de la population bretonne, le résultat escompté est négatif (notamment pour $\alpha = 0\%$ et $\alpha = 2\%$).

¹ Voir graphique 5.

Pour tenter de résoudre ce problème, nous réaliserons désormais les calculs de PM à partir des tables TFL 00-02 / THL 00-02 (c'est-à-dire à partir des tables lissées prenant en compte la sursuicidité en Bretagne), et non plus à partir des tables TF 00-02 / TH 00-02.

Profil 1 : sensibilité du résultat escompté avec les PM recalculées

Nous avons donc toujours $x = 45$ ans, $k = 1$ année, $n = 20$ ans et $c = 100\,000$ €. Etant donné que l'assuré est une femme, le tarif est calculé à partir de la table TF 00-02, et les PM sont calculées à partir de la table TFL 00-02.

Pour ce profil et dans cette nouvelle méthode de calcul des PM, la PM en $k + 1 = 2$ est ${}_2V_x = 425,26$ €. Le capital sous risque est désormais égal à $c_r = 99\,579$ €. Notons, à titre d'information, que la prime pure reste $P = 338,05$ € mais que la PM en $k = 1$ est désormais ${}_1V_x = 278,74$ €.

Le taux annuel de mortalité théorique, c'est-à-dire dans notre cas celui de la table TFL 00-02¹, à l'âge $x + k = 46$ ans est désormais $q_{46} = 0,2027\%$.

Pour le profil 1, les différentes valeurs de l'espérance de résultat, lorsque l'on calcule les PM avec les tables modifiées du taux de suicide en Bretagne, sont présentées dans le tableau 11.

Tableau 11. Profil 1 : sensibilité de l'espérance de résultat au taux de chargement de sécurité avec les PM recalculées

Zone géographique	Taux annuel de mortalité effectif	Taux de chargement de sécurité ($= \alpha$)	Espérance de résultat du profil 1 (en €)
Bretagne	0,2067 %	0,0 %	-3,90
Bretagne	0,2067 %	2,0 %	2,86
Bretagne	0,2067 %	10,0 %	29,90

Pour la Bretagne, nous constatons, sur le tableau 11, que le résultat escompté pour l'assureur est encore négatif pour un individu breton lorsque $\alpha = 0\%$ (le résultat escompté par l'assureur ne devient positif qu'à partir de $\alpha = 1,2\%$). Néanmoins, la perte de l'assureur est plus faible (en valeur absolue) que si le calcul des PM avait été réalisé avec les tables homologuées.

Ce résultat négatif a toutefois une explication. Les taux observés en Bretagne utilisés dans ces tests de sensibilité et ceux de la table construite sont établis à partir des taux de décès en France pour les causes de décès autres que le suicide et à partir des taux de décès par suicide en Bretagne. Or, comme nous le constatons sur le graphique 5 (page 110), la

¹ Rappel: dans cette partie, la table homologuée ne sert qu'à la tarification.

mortalité observée en France vers 45 ans, pour la population féminine, est légèrement supérieure à celle de la mortalité théorique. En conséquence¹, aux alentours de 45 ans, la mortalité observée en Bretagne, telle que construite, est légèrement supérieure à celle de la table TFL 00-02, d'où le résultat négatif obtenu.

Profil 2 : sensibilité du résultat escompté à la mortalité effective avec les PM recalculées

Pour ce profil, nous avons donc toujours $x = 30$ ans, $k = 1$ année, $n = 20$ ans et $c = 100\,000$ €. On rappelle également que pour ce profil, l'assuré est un homme et que la prime pure est $P = 249,81$ €.

En utilisant les nouvelles tables pour calculer les PM, nous avons pour le profil 2 :

- ${}_2V_x = 640,80$ € (à titre d'information, ${}_1V_x = 518,55$ €) ;
- $c_r = 99\,366$ € ;
- $q_{31} = 0,1424\%$ (taux de mortalité théorique, c'est-à-dire dans notre cas celui de la table THL 00-02)².

Pour le profil 2, les différentes valeurs de l'espérance de résultat lorsque l'on calcule les PM avec les tables modifiées du taux de suicide en Bretagne, sont présentées dans le tableau 12.

Tableau 12. Profil 2 : sensibilité de l'espérance de résultat au taux de chargement de sécurité avec les PM recalculées

Zone géographique	Taux annuel de mortalité effectif	Taux de chargement de sécurité ($= \alpha$)	Espérance de résultat du profil 2 (en €)
Bretagne	0,1326 %	0,0 %	9,63
Bretagne	0,1326 %	2,0 %	14,63
Bretagne	0,1326 %	10,0 %	34,61

Sur le tableau 12, on constate que le résultat escompté est désormais toujours positif, même pour un taux de chargement de sécurité nul.

La relation 8 et les tests individuels présentés dans les tableaux 9 et 10 illustrent la sensibilité du résultat de l'assureur à la mortalité effective. Nous y constatons qu'en utilisant les tables homologuées, les résultats de l'assureur seront d'autant plus faibles que la population concernée est exposée au risque suicide.

Toutefois, à taux de chargement de sécurité égal, nous remarquons, à partir des

¹ En supposant que la part des différentes causes de mortalité est identique dans la mortalité observée et dans la mortalité théorique.

² Rappel: dans cette partie, la table homologuée ne sert qu'à la tarification.

tableaux 11 et 12, que la prise en compte des nouvelles tables dans le calcul des PM permet d'améliorer le résultat de l'assureur. En outre, les gains de résultat engendrés par l'utilisation des nouvelles tables sont plus importants pour les populations les plus exposées au risque de suicide.

Ces nouvelles tables permettent donc de compenser l'impact de la sursuicidité en Bretagne sur le résultat de l'assureur. La contrepartie étant toutefois, comme nous le constatons, une constitution de PM plus importante¹.

4. CONCLUSION

Synthèse et projections

Le taux de suicide en Bretagne est plus de 60 % au-dessus du niveau national. Sur les 20-59 ans, cette sursuicidité engendre une hausse moyenne de 5,5 % de la mortalité dans la région.

En n'incluant aucun chargement de sécurité dans le calcul de la prime, la sursuicidité en Bretagne entraîne une perte dans l'espérance de résultat de l'organisme assureur. A partir des tables de mortalité homologuées, la construction de nouvelles tables prenant en compte la sursuicidité en Bretagne a de fait été engagée. Nous avons alors constaté que ces tables, utilisées pour les calculs de PM et non pour la détermination des tarifs, améliore le résultat de l'assureur : en cernant mieux le risque, l'assureur augmente le résultat de son activité.

Par ailleurs, une étude² prévoit une stabilité de l'évolution du sursuicide en Bretagne, ce qui montre que la construction des nouvelles tables reste pertinente et justifiée pour l'avenir, et une hausse de son impact sur la mortalité, ce qui montre de surcroît que la justification de l'utilisation des nouvelles tables devrait même s'amplifier avec le temps.

Dans la pratique aujourd'hui

Considérons un portefeuille assuré d'une population en Bretagne et supposons qu'il n'y a ni anti-sélection, ni sélection.

¹ Cette contrepartie est cohérente puisque la mortalité des nouvelles tables est plus importante, il faut donc constituer plus de PM.

² Voir le mémoire de fin d'études : "Impact de la sursuicidité en Bretagne sur les garanties temporaires décès" (Annexe C - page 145).

Afin de se prémunir contre le risque de surmortalité due au suicide, l'assureur est dans un premier temps tenu de mesurer l'importance des profils les plus risqués dans son portefeuille. Ainsi, il pourra entre autres y contrôler la répartition homme / femme et la part des 25-39 ans.

Dans la réalité du marché toutefois, l'anti-sélection et la sélection sont de rigueur. L'assureur est donc invité, au préalable, à confirmer l'existence d'une sursuicidité et à compléter l'étude présentée d'analyses propres des profils les plus risqués.

Remerciements

Ce travail est une synthèse du mémoire de fin d'études « Impact de la sursuicidité en Bretagne sur les garanties temporaires décès ».

Dans ce contexte, je tiens à adresser de chaleureux remerciements à M. François LEPRINCE pour son investissement et son accompagnement, si précieux, durant toutes les étapes de réalisation du mémoire.

Je tiens également à remercier M. Herve LE BORGNE, initiateur de ces travaux sur la sursuicidité en Bretagne.

En outre, je remercie Mesdemoiselles et Mesdames Camille CHARRIER, Nathalie OFFMANN, Sandrine VIOL, Anne LE GOFF, Anne FENOLL, Sabrina SAINT-CHARLES ainsi que Messieurs Antoine ACQUAVIVA, Idriss Réda BENSLIMANE, André FRISQUE et Jean LE DU pour leurs contributions.

Enfin, *last but not least*, j'adresse toute gratitude à ma famille, et tout particulièrement à ma mère et à mon frère.

REFERENCES

- [1] ACQUAVIVA A., *Séries chronologiques*, Support de cours EURIA, 2005-2006.
- [2] BARBANÇON Y. (*Recherche multidisciplinaire coordonnée par*), *La sursuicidité en Bretagne : contribution à une explication socio-culturelle*, Mutualité Française Côtes d'Armor, 2002.
- [3] BENSLIMANE I. R., CHARRIER C., OFFMANN N., VIOL S., *Les dérivés climatiques - Prévission de l'impact de la sursuicidité en Bretagne sur la mortalité*, Bureau d'Etudes EURIA, 2006.
- [4] BERNARD A., GRABOWSKI R., KAMEGA A., *La sursuicidité en Bretagne*, Bureau d'Etudes EURIA, 2005.

- [5] BOURBONNAIS R., *Econométrie*, Dunod, 5e édition, 2004.
- [6] BOURBONNAIS R., TERRAZA M., *Analyse des séries temporelles en économie*, PUF, 1998.
- [7] COLASSE B., *L'analyse financière de l'entreprise*, La découverte, 2001.
- [8] COMMISSION D'AGREMENT DE L'INSTITUT DES ACTUAIRES, *Guideline mortalité*, Projet - Version septembre 2005.
- [9] CONSEIL REGIONAL DE BRETAGNE, *La Bretagne en chiffres*, 2005.
- [10] CORFIAS T., *Assurance vie : technique et produits*, L'argus de l'assurance, 2003.
- [11] DELWARDE A., DENUIT M., *Construction de tables de mortalité périodiques et prospectives*, Economica, 2006.
- [12] DEPUISSET S., *Etude des temporaires décès - tarification et provisionnement*, Mémoire EURIA, 2002.
- [13] DURKHEIM E., *Le suicide*, Quadrige / PUF, 1897.
- [14] ELEGOËT L., *Bretagne, une histoire*, PUF, 1998.
- [15] FEDERATION FRANÇAISE DES SOCIETES D'ASSURANCE, *Comparaison de la mortalité des assurés aux tables TF 00-02 et TH 00-02*, 2005.
- [16] FEDERATION FRANÇAISE DES SOCIETES D'ASSURANCE, *Note construction TH 00-02 et TF 00-02*, 2005.
- [17] HESS C., *Méthodes actuarielles de l'assurance vie*, Economica, 2000.
- [18] LA TRIBUNE DE L'ASSURANCE, *Actualisation des tables de mortalité*, mai 2006.
- [19] LE GOFF A., *Comptabilité des assurances*, Support de cours EURIA, 2005-2006.
- [20] LE VALLOIS F., PALSKEY P., PARIS B., TOSETTI A., *Gestion actif passif en assurance vie : réglementation, outils, méthodes*, Economica, 2003.
- [21] L'EXPRESS, *Suicides sous influences*, 12 janvier 2006.
- [22] MANGIN C., *Comparaison des tables de mortalité en France, au Royaume-Uni, en Allemagne et au Canada & construction de tables communes pour la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni*, Mémoire EURIA, 1998.
- [23] MESLE F., *Causes de décès : le bouleversement des pathologies*, extrait de *La population de la France, Evolutions démographiques depuis 1946, Tome II*, Conférence Universitaire de démographie et d'études des populations, 2005.

- [24] MOEGLIN A., *Mathématiques des assurances sur la vie*, Support de cours EURIA, 2004-2005.
- [25] OMRAN A. R., *The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change*, extrait de *The milbank memorial fund quarterly*, volume XLIX, number 4, october 1971.
- [26] OUEST-FRANCE, << *Le suicide frappe les maltraités de la vie* >>, 2 février 2006.
- [27] PETAUTON P., *Théorie et pratique de l'assurance vie*, Dunod, 3e édition, 2004.
- [28] PLANCHET F., THEROND P., *Modèles de durée - Applications actuarielles*, Economica, 2006.
- [29] POINCELIN T., *Calculs élémentaires de l'assurance vie*, Economica, 2003.
- [30] RENOUF E., *Le risque tabagique en assurance vie*, Mémoire ISFA, 2000.
- [31] TOSETTI A., BEHAR T., FROMENTEAU M., MENART S., *Assurance: comptabilité, réglementation, actuariat*, Economica, 2e édition, 2002.
- [32] TOSETTI A., WEISS F., POINCELIN T., *Les outils de l'actuariat vie*, Economica, 2003.
- [33] WILLARD J.-C., *Calculs et projections sur la mortalité. Mortalité et longévité - situation et projections en France*, Quatorzième Conférence internationale des actuaires et statisticiens de la sécurité sociale, 23-25 septembre 2003.