

**Faculté des sciences**

# **Mémoire recherche**

Assurabilité des patients atteints d'un cancer

Auteur: **Lionel HALLEUX**  
Promoteur: **Michel DENUIT**  
Lecteur: **Philippe DE LONGUEVILLE**  
Année académique 2022–2023  
Master [120] en sciences actuarielles



# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Présentation du droit à l’oubli en Belgique</b>	<b>3</b>
1.1 Point de vue légal . . . . .	3
1.2 L’obligation de déclaration . . . . .	6
1.3 Situation actuelle de la loi et du cancer . . . . .	6
<b>2 Présentation théorique</b>	<b>8</b>
2.1 Taux de mortalité et notations . . . . .	8
2.2 Solde restant dû . . . . .	9
2.3 Assurance solde restant dû . . . . .	10
2.4 Adaptation pour les patients atteints d’un cancer . . . . .	11
<b>3 Présentation des données</b>	<b>13</b>
3.1 Données d’origines . . . . .	13
3.2 Modification des données d’origines . . . . .	14
<b>4 Analyse technique du délai réduit</b>	<b>18</b>
4.1 Comparaison prime unique pure assurance SRD . . . . .	18
4.2 Délai minimal afin que l’assureur soit indifférent . . . . .	26
4.3 Comparaison des densités de durées de vie restantes . . . . .	29
<b>5 Proposition de formules alternatives</b>	<b>32</b>
5.1 Assurance sur 2 têtes . . . . .	32
<b>6 Le droit à l’oubli ailleurs en Europe</b>	<b>44</b>
<b>Conclusion</b>	<b>51</b>
<b>Annexes</b>	<b>55</b>

# Résumé

Le droit à la propriété, en tant que fondement essentiel de notre société, impose à l'État la responsabilité de garantir cette prérogative à chaque citoyen. Récemment, le gouvernement belge a mis en place le mécanisme appelé "droit à l'oubli", une initiative visant à sécuriser le droit à la propriété pour les individus qui ont surmonté certaines pathologies cancéreuses après une période spécifique, susceptible de varier en fonction du type de maladie. Auparavant, ces personnes étaient confrontées à des limitations pour obtenir des prêts hypothécaires en raison de leur état de santé, car l'assurance-vie de type solde restant dû pouvaient leur être refusée.

L'objectif central de ce mémoire consiste à scruter en détail le fonctionnement du mécanisme du droit à l'oubli en Belgique, tout en explorant des alternatives d'assurance pour les patients cancéreux. Pour accomplir cette mission, nous entamerons par une présentation, notamment d'un point de vue juridique, du concept de droit à l'oubli en Belgique. Par la suite, une analyse méticuleuse du délai nécessaire après le diagnostic d'une maladie sera entreprise afin d'établir l'équivalence de prime d'assurance solde restant dû entre un individu non touché par le cancer et un individu ayant surmonté des cancers tels que celui de la thyroïde, du sein ou encore un mélanome.

Pour parvenir à ces conclusions, nous utiliserons des taux de mortalité spécifiques, tenant compte de l'âge de l'individu au moment du diagnostic, ainsi que du laps de temps écoulé depuis ce dernier. De plus, nous présenterons des formules d'assurance couvrant deux têtes, visant à réduire les coûts d'assurance, facilitant ainsi l'accès au crédit immobilier et, par conséquent, à la propriété, pour ces individus ayant enduré des maladies graves.

En conclusion, une perspective comparative s'intéressera aux législations relatives au droit à l'oubli dans divers pays européens voisins, ainsi qu'aux projets de régulation au niveau européen concernant ce droit. Ce mémoire vise ainsi à apporter un éclairage exhaustif sur un mécanisme crucial pour l'équité et l'accès à la propriété pour les individus ayant fait face à de sérieuses épreuves de santé.

# Abstract

The right to property, as an essential cornerstone of our society, places the responsibility on the State to ensure this prerogative for every citizen. Recently, the Belgian government has introduced the mechanism known as the "right to be forgotten," an initiative aimed at safeguarding the property rights of individuals who have overcome certain cancerous conditions after a specific period, which may vary depending on the type of illness. Previously, these individuals faced limitations in obtaining mortgage loans due to their health conditions, as life insurance policies of the remaining balance type could be denied to them.

The central objective of this dissertation is to scrutinize in detail the functioning of the "right to be forgotten" mechanism in Belgium, while exploring alternative insurance options for cancer patients. To achieve this goal, we will begin with a presentation, particularly from a legal standpoint, of the concept of the "right to be forgotten" in Belgium. Subsequently, a meticulous analysis of the required time frame after the diagnosis of an illness will be undertaken to establish the equivalence of insurance premiums for the remaining balance type between an individual unaffected by cancer and an individual who has overcome cancers such as thyroid, breast, or melanoma.

To arrive at these conclusions, specific mortality rates will be used, taking into account the age of the individual at the time of diagnosis, as well as the time elapsed since that moment. Furthermore, we will present insurance formulas covering joint policies, aiming to reduce insurance costs and thus facilitate access to real estate credit and, consequently, property ownership for individuals who have endured serious illnesses.

In conclusion, a comparative perspective will focus on legislations related to the "right to be forgotten" in various neighboring European countries, as well as on European-level regulatory projects concerning this right. This dissertation thus aims to provide comprehensive insight into a crucial mechanism for equity and access to property for individuals who have faced significant health challenges.

# Remerciements

Je tiens à exprimer ma sincère gratitude envers mon promoteur, le Professeur Michel Denuit, pour son précieux accompagnement tout au long de ce mémoire. Ses conseils éclairés et son expertise ont été d'une aide inestimable. Je tiens également à remercier ma famille et mes amis, qui m'ont soutenu tout au long de mon parcours universitaire. Votre soutien a été essentiel, et je suis reconnaissant pour la confiance que vous m'avez accordée. C'est avec une profonde gratitude que je termine ce chapitre de ma vie académique.

# Introduction

L'accès à la propriété est un élément essentiel de notre société, car il permet aux individus de devenir propriétaires de leur propre logement. De plus, il peut être considéré comme une forme d'épargne à long terme, permettant d'accumuler un patrimoine immobilier qui pourrait générer une plus-value à l'avenir. Pour de nombreux individus, l'acquisition d'une propriété nécessite un emprunt hypothécaire, qui est un prêt octroyé par une institution financière en vue d'acheter un bien immobilier. L'emprunt hypothécaire est généralement remboursé sur plusieurs décennies et est garanti par la propriété elle-même.

L'assurance solde restant dû est un produit d'assurance permettant de protéger les emprunteurs et leur famille en cas de décès prématuré. En cas de décès de l'emprunteur, cette assurance rembourse le solde restant dû de l'emprunt hypothécaire. Cette assurance revêt une grande importance car elle offre une protection financière aux proches de l'emprunteur, en les préservant des risques financiers liés à l'emprunt hypothécaire et en leur permettant de conserver la propriété en cas d'incapacité de remboursement.

Souvent, la souscription à une assurance solde restant dû est une condition contractuelle pour obtenir un prêt hypothécaire. En imposant cette assurance, la banque sécurise son investissement en réduisant les risques liés au non-remboursement en cas de décès prématuré de l'emprunteur. En minimisant les risques, la banque peut offrir des taux d'intérêt plus favorables.

Cependant, pour les personnes ayant souffert d'un cancer par le passé, l'accès à l'emprunt hypothécaire et à l'assurance solde restant dû peut s'avérer plus difficile. Les compagnies d'assurance peuvent considérer ces individus comme présentant un risque accru et imposer des taux d'intérêt plus élevés ou des conditions plus strictes. En conséquence, il peut être presque impossible pour ces individus d'accéder à la propriété, ce qui peut parfois être assimilé à de la discrimination. Pour remédier à cela, la Belgique a mis en place en février 2020 la loi du "Droit à l'oubli" [11].

L'objectif de ce mémoire consiste à évaluer la pertinence du mécanisme du droit à l'oubli en Belgique, instauré en faveur des patients ayant survécu à un cancer, et à proposer des formules d'assurance permettant de couvrir le solde restant dû des emprunts hypothécaires contractés par ces patients. Les analyses numériques et les graphiques seront réalisés à l'aide du logiciel R. Les méthodes de calcul et les notations spécifiques à l'assurance-vie seront issues ou inspirées du cours d'assurances de personnes du Professeur Michel Denuit [6].

Pour évaluer la pertinence du système en Belgique, nous déterminerons, pour chaque type de cancer, la durée nécessaire pour ouvrir le droit à l'oubli selon différentes approches :

- En comparant les primes uniques pures de l'assurance solde restant dû afin de déterminer la durée d'attente après le diagnostic nécessaire pour retrouver le niveau de prime de la table XK ;
- En déterminant le délai d'attente minimal pour que la probabilité que la valeur actuelle de la prime solde restant dû selon XK soit inférieure à la valeur actuelle d'un patient du même âge selon le temps écoulé depuis le diagnostic soit de 50
- En comparant les densités de durée de vie basées sur la table XK et sur les taux de mortalité des patients cancéreux en fonction du temps écoulé depuis le diagnostic.

Ensuite, nous chercherons à proposer des solutions de couverture pour les patients n'ayant pas droit à l'oubli, notamment à travers des couvertures d'assurance solde restant dû sur deux têtes.

# Chapitre 1

## Présentation du droit à l'oubli en Belgique

### 1.1 Point de vue légal

La loi du "droit à l'oubli"[11], entrée en vigueur en février 2020, a été adoptée afin de permettre à des personnes ayant été atteintes par le passé de pathologies cancéreuses graves et étant jugées guéries d'un point de vue médical, de souscrire à des assurances de type "solde restant dû" sans que leur pathologie soit à l'origine de refus ou de surprimes.

Cette loi, votée le 4 avril 2019, modifie la loi du 4 avril 2014 [10] relative aux assurances et s'applique plus particulièrement aux contrats d'assurance qui garantissent le remboursement du capital d'un crédit hypothécaire ou d'un crédit professionnel. Ces contrats d'assurances-vie, aussi appelé "solde restant dû", permettent le remboursement d'un capital emprunté en cas de décès de l'emprunteur avant le remboursement complet du prêt.

La raison d'être de cette loi est donc le caractère compliqué, voire impossible, pour un patient, ayant souffert par le passé d'une pathologie médicale grave, de souscrire à ce genre de contrat. Ces personnes se retrouvent en effet, dans certains cas, discriminées par leur assureur bien que celles-ci soient guéries depuis plusieurs années. Comme précisé à l'article 58 de la loi du 4 avril 2014 relative aux assurances [10], toute personne étant ou ayant été atteinte d'une pathologie cancéreuse, quel que soit le type, et voulant contracter ce type d'assurance, a l'obligation de déclarer cette pathologie à son assureur. Or, si l'état de santé de l'emprunteur inspire des

crainces quant à sa durée de survie et donc sa capacité de remboursement, l'assureur peut vouloir refuser le contrat car trop risqué ou alors augmenter de façon drastique le montant des primes. Cette catégorie de personnes dites "à risque de santé aggravé" se retrouve donc, dans certains cas, privé du droit d'accès à la propriété.

Cette loi a donc pour mission de faciliter l'accès aux contrats de type "solde restant dû" aux personnes à risques de santé aggravés. Elle prévoit une interdiction de la part de l'assureur de prendre en compte une pathologie cancéreuse pour déterminer l'état de santé actuel d'un assuré si le traitement de cette même pathologie est achevé depuis 10 ans (8 ans depuis octobre 2022, voir [2]) et qu'il n'y a pas eu de rechute. On parlera de la fin d'un traitement réussi à la date de la fin du traitement actif de la pathologie cancéreuse en l'absence d'une nouvelle apparition du cancer. L'assureur ne pourra donc pas mettre en place des surprimes liées à cette pathologie au contrat d'assurance ou même refuser ce contrat d'assurance en raison de cette même pathologie.

Des grilles de références ont été adoptées afin de pouvoir adapter ce délai de 10 ans en fonction de certaines catégories d'âges et/ou du type de pathologies. Certaines pathologies cancéreuses bénéficient donc d'un délai réduit au-delà duquel l'assureur ne peut plus tenir compte de la maladie lors de la détermination de l'état de santé actuel de l'assuré nécessaire au calcul de la prime. Ces grilles de références peuvent aussi présenter des pathologies pour lesquelles, selon certaines conditions, l'assureur ne peut appliquer de surprime, ni prévoir une exclusion ou refuser de conclure le contrat en raison de cette pathologie. Dans certains cas de maladie chronique, une surprime peut être autorisée mais plafonnée à un certain niveau qui doit être justifiée par des raisons médicale et assurantielle.

Les textes de la législation Belge se basent donc sur la date de la fin d'un traitement ayant réussi afin de fixer des délais pour les différents types de pathologies cancéreuses. Ceci fait opposition à la date choisie dans de nombreuses études de survies de patients atteints de cancer en Belgique. En effet, beaucoup d'études réalisées sur le sujet, notamment celles réalisées par le KCE [20], prennent en référence la date de diagnostic de la maladie et non la date de fin de traitement. La raison est principalement d'ordre pratique car les données disponibles sur le sujet, notamment celles du Registre du Cancer (BCR)[19], ne permettent pas de déterminer avec précision la date de fin de traitement. La médecine évoluant sans cesse, la nature ainsi que la durée des traitements varient également énormément ce qui compliquerait grandement la tâche d'études se basant sur une date de fin de traitement. Baser son étude de survie des patients sur la date de diagnostic, établie sur des critères internationalement reconnus et disponible facilement dans la base de données du BCR [19], permet donc d'éviter tout un tas de complications. En

effet, la date de fin de traitement étant difficile à déterminer dans certains cas, la législation actuelle entraîne donc une insécurité juridique pouvant parfois mener à des litiges.

Parmi ces pathologies cancéreuses bénéficiant d'un délai réduit du droit à l'oubli dans les grilles de références de 2019, on peut citer le cancer du sein, le cancer de la thyroïde ou encore le mélanome de la peau. La grille de référence spécifie des conditions d'accès ainsi que le délai pour chaque type de cancer en fonction de son stade de développement. Les stades de développement d'un cancer sont au nombre de 4 et correspondent à l'état d'avancement d'une tumeur [4]. Une tumeur se forme lorsque des cellules "anormales", dites cancéreuses, s'engagent dans un processus de prolifération anarchique où elles accumulent des anomalies. La tumeur est donc une agglomération au niveau local de ces cellules cancéreuses et les 4 stades définissent son degré d'extension. Le stade 1 correspond au premier stade d'un cancer où la tumeur est unique et encore de petite taille. Au stade 2, la tumeur est plus volumineuse. On parle de stade 3 lorsque la tumeur envahit les ganglions lymphatiques ou les tissus avoisinants. Le stade 4 est employé dans les cas de présences de métastases (tumeurs secondaires issues de la tumeur d'origine) dans d'autres organes à distance de la tumeur d'origine. Ainsi, un cancer du sein à un stade précoce, parfois appelé *in situ*, bénéficiera du droit à l'oubli 1 an à compter de la fin du traitement actif de la pathologie cancéreuse sans rechute. On qualifie un cancer de "*in situ*" lorsque celui-ci est à un stade très précoce et que les cellules tumorales n'ont pas encore envahi les tissus voisins. Un mélanome *in situ* peut également bénéficier d'un délai réduit à 1 an. Le cancer de la thyroïde verra son délai réduit à 3 ans ou à 6 ans en fonction de l'âge du patient au diagnostic et du stade d'avancement du cancer. En effet, on retrouvera un délai de 6 ans pour un patient de plus de 45 ans en stade 3 mais un délai de 3 ans pour un patient de plus de 45 ans de stade 1 ou 2 ou pour un patient de moins de 45 ans en stade 1.

Tous les 2 ans, le Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé (KCE) a pour mission d'évaluer la grille de références en fonction du progrès médical et des données scientifiques disponibles relatives aux pathologies présentes dans celle-ci. Le KCE propose alors une adaptation de cette grille de référence qu'il communique au Bureau du suivi de la tarification. Celui-ci transmet la proposition accompagnée de son avis au ministre ayant les assurances dans ses attributions ainsi qu'au ministre ayant les Affaires Sociales dans ses attributions. Cette grille de référence pourra alors, le cas échéant, être modifiée.

## 1.2 L'obligation de déclaration

Cette loi du 4 avril 2019, proposée à la chambre des représentants le 6 février de la même année [16], est basée et inspirée de la législation française en la matière connue sous le nom de "Convention AREAS" [9]. Cette dernière, bien que relativement similaire à son homologue belge, diffère de celle-ci par le fait qu'un patient guéri d'une pathologie cancéreuse ne se voit pas dans l'obligation de la déclarer à son assureur.

Cette méthode de non-divulgence de la pathologie à son assureur peut néanmoins poser problème car l'assuré peut considérer, à tort, ne pas être dans l'obligation de transmettre diverses complications éventuelles résultant du traitement de la maladie. En effet, les effets secondaires d'un traitement du cancer peuvent durer de nombreuses années voire toute la vie. La chimiothérapie, radiothérapie et les autres traitements peuvent endommager durablement le cœur, les poumons ou d'autres organes vitaux. Il est donc nécessaire que ces effets secondaires soient transmis à l'assureur car ceux-ci influencent de façon non-négligeable la durée de vie de l'assuré.

C'est d'ailleurs pour éviter de tels problèmes que le législateur belge a décidé de se démarquer de son homologue français en obligeant un candidat assuré à déclarer tous ses antécédents médicaux. La responsabilité est donc exclusivement du côté de l'assureur à qui la loi impose de ne pas prendre en compte certains antécédents médicaux sous certaines conditions. Cette obligation de déclaration peut néanmoins poser question car cela contraste avec le sens même du terme "oubli" et pose également question quant à l'intérêt de communiquer une information à l'assureur alors que celui-ci a l'obligation légale de ne pas en tenir compte. Bien que justifié dans la proposition de loi en montrant du doigt les problèmes de la version française, cette obligation de déclaration pose quand même question.

Les grilles de références de la loi belge ont été également largement inspirées de celles de la loi française AREAS.

## 1.3 Situation actuelle de la loi et du cancer

De nombreuses propositions de lois postérieures à la loi du 4 avril 2019 visant à modifier la loi du 4 avril 2014 ont depuis vu le jour [3] [2] [13]. Parmi ces propositions, on retrouve principalement l'étendue du droit à l'oubli à d'autres maladies chroniques comme le diabète de type 1 ou la sclérose en plaques ou encore

une diminution du délai d'attente à 8 ans puis à 5 ans d'ici 2025, notamment pour les -21 ans. La chambre des représentants a voté en faveur de ces propositions de lois qui sont donc rentrées en vigueur le 30 octobre 2022. Le délai pour le droit à l'oubli est donc ramené à 5 ans pour tous les patients âgés de moins de 21ans au moment où leur pathologie cancéreuse a été diagnostiquée. Le délai générique pour les autres personnes est de 8 ans et sera ramené à 5 ans le 1<sup>er</sup> janvier 2025.

Le cancer touche chaque année plusieurs dizaines de milliers de Belges. En 2020, 77 827 nouveaux diagnostics de cancer ont été enregistrés sur notre territoire selon la Fondation Registre du Cancer [19]. Si on considère uniquement la population de moins de 65 ans, population "jeune" et/ou active pouvant encore prétendre à éventuellement bénéficier de la loi du "droit à l'oubli" par la souscription d'une assurance "solde restant dû", on retrouve 37 760 nouveaux cas en 2020. Les cancers diagnostiqués aux âges les plus jeunes (moins de 55 ans) le sont plus souvent chez les femmes où le cancer du sein arrive en tête (41,44% de tous les cancers chez les femmes en 2020). Tandis que pour la population de plus de 55 ans, les hommes sont le plus touchés avec en tête le cancer de la prostate (24,8% de tous les cancers chez les hommes en 2020).

# Chapitre 2

## Présentation théorique

La valeur d'une prime unique pure d'une assurance-vie est égale à la valeur actuelle moyenne des prestations assurées. Dans le cas d'une assurance solde restant dû, il s'agit donc du remboursement du solde restant dû d'un emprunt en cas de décès de l'emprunteur. Afin de déterminer l'espérance des prestations futures, il est nécessaire de disposer d'une courbe des taux sur laquelle se baser afin d'actualiser les prestations futures ainsi que des taux de mortalité instantanés afin de déterminer la probabilité associée à ces prestations futures.

### 2.1 Taux de mortalité et notations

Si on note  $T$ , la variable aléatoire positive qui représente l'âge au décès d'un individu, le taux instantané de mortalité à l'âge  $x$ , noté  $\mu(x)$ , est défini à partir de la limite suivante :

$$\mu(x) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}[x < T \leq x + \Delta | T > x]}{\Delta}$$

Les taux de mortalité peuvent être considéré constant par âge entier si, pour chaque  $x$  représentant un âge entier,  $\mu(x+t) = \mu(x)$  si  $0 \leq t < 1$ .

On définit également la probabilité de survie, notée  ${}_t p_x$ , comme la probabilité pour un individu d'âge  $x$  de survivre jusqu'à l'âge  $x+t$ . Cette probabilité peut se calculer à partir du taux instantané de mortalité de la manière suivante :

$${}_t p_x = \exp\left(-\int_0^t \mu(x + \tau) d\tau\right)$$

Nous pouvons dès lors, sur base des taux de mortalité, déterminer l'espérance de vie restante d'un individu d'âge  $x$ , notée  $\bar{e}_x$ , où  $T_x = T - x | T > x$  est la variable aléatoire positive qui représente la durée de vie restante, de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \bar{e}_x &= \mathbb{E}[T_x] \\ &= \mathbb{E}[T - x | T > x] \\ &= \int_0^\infty {}_t p_x dt \end{aligned}$$

On note  $v(t)$ , la valeur actuelle d'une somme de 1€, payable à l'instant  $t$ . Nous supposons que le taux d'intérêt technique est constant sur toute la durée du contrat, de sorte que :

$$\begin{aligned} v(t) &= (1 + i)^{-t} \\ &= \exp(-\delta t) \end{aligned}$$

où  $\delta = \ln(1 + i)$  est le taux d'intérêt instantané correspondant au taux annuel  $i$ .

## 2.2 Solde restant dû

Afin de déterminer le montant du solde restant dû, au temps  $t$ , d'un emprunt d'un montant  $K$ , il est nécessaire de définir la méthode de calcul. On considère un emprunt hypothécaire remboursable par annuités constantes.

On note  $a_{\bar{n}}$  la valeur actuelle de la somme de  $n$  annuités payant 1€ à la fin de chaque années actualisées au taux constant d'actualisation  $r$ . Cette valeur, où  $r$  correspond au taux du prêt, se calcule comme :

$$\begin{aligned} a_{\bar{n}} &= \sum_{k=1}^n (1 + r)^{-k} \\ &= \frac{1 - (1 + r)^{-n}}{r} \end{aligned}$$

On peut dès lors calculer aisément le montant de l'annuité constante, notée  $A$ , permettant le remboursement d'un emprunt d'un montant  $K$ . On calcule cette annuité comme :

$$A = \frac{K}{a_{\bar{n}}}$$

Le montant du solde restant dû à l'instant  $t \in (0, n)$ , noté  $SRD_t$ , sera alors égal à  $SRD_{[t]}(1+r)^{t-[t]}$  où  $[t]$  correspond à la partie entière de  $t$ . Ce montant  $SRD_{[t]}$  se calcule alors via la formule :

$$SRD_{[t]} = A \cdot a_{\overline{n-[t]}}$$

## 2.3 Assurance solde restant dû

Si l'on considère un individu d'âge  $x$ , souscrivant un emprunt pour un montant  $K$  remboursable par annuités constantes sur  $n$  années au taux  $r$ . Qu'on considère également la variable aléatoire positive  $T_x$  correspondant à la durée de vie restante de l'individu d'âge  $x$ . Alors, l'assureur proposant une assurance de type solde restant dû correspondant à cet emprunt, utilisant un taux d'actualisation annuel constant noté  $i$  avec des taux de mortalités considérés constants par âge entier, facturera une prime unique (notée  $PU$ ), correspondant à l'espérance des prestations, calculée par :

$$\begin{aligned} PU &= \mathbb{E}[SRD_{T_x} v(0, T_x) \mathbb{I}[T_x \leq n]] \\ &= \int_0^n SRD_t v(0, t) {}_t p_x \mu(x+t) dt \end{aligned}$$

Étant donné que l'emprunt se rembourse par annuités constantes et que les taux de mortalité sont constants par âge entiers, nous pouvons résoudre cette intégrale de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
PU &= \sum_{k=0}^{n-1} \int_k^{k+1} SRD_t v(0, t) {}_t p_x \mu(x+t) dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} {}_k p_x \int_0^1 SRD_k (1+r)^t (1+i)^{-t} {}_t p_{x+k} \mu(x+k+t) dt (1+i)^{-k} \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} {}_k p_x (1+i)^{-k} SRD_k \int_0^1 (1+r)^t (1+i)^{-t} {}_t p_{x+k} \mu(x+k) dt
\end{aligned}$$

Or,

$$\begin{aligned}
&\int_0^1 (1+r)^t (1+i)^{-t} {}_t p_{x+k} \mu(x+k) dt \\
&= \mu(x+k) \int_0^1 \exp(-t \mu(x+k)) (1+r)^t (1+i)^{-t} dt \\
&= \mu(x+k) \int_0^1 \exp(-t (\mu(x+k) + \ln(1+r) - \ln(1+i))) dt \\
&= \mu(x+k) \frac{1 - \exp(-\mu(x+k)) \frac{(1+r)}{(1+i)}}{\mu(x+k) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}
\end{aligned}$$

On obtient donc,

$$PU = \sum_{k=0}^{n-1} {}_k p_x (1+i)^{-k} SRD_k \mu(x+k) \frac{1 - \exp(-\mu(x+k)) \frac{(1+r)}{(1+i)}}{\mu(x+k) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}$$

## 2.4 Adaptation pour les patients atteints d'un cancer

Afin d'appliquer cette formule aux patients ayant été atteints du cancer, il est nécessaire de changer quelques notations. On note  $\mu(x, w)$ , le taux de mortalité instantané d'un patient été diagnostiqué d'un cancer à l'âge  $x$  il y a  $w$  années. Ainsi, le taux  $\mu(x, w)$  correspond à un individu âgé de  $x + w$  années.

La probabilité de survie, notée  ${}_t p_{x,w}$ , se définit comme la probabilité pour un individu ayant été diagnostiqué à l'âge  $x$ , il y a  $w$  années, de survivre jusqu'à l'âge

$x + w + t$ . Cette probabilité peut se calculer à partir du taux instantané de mortalité de la manière suivante :

$${}_t p_{x,w} = \exp \left( - \int_0^t \mu(x, w + \tau) d\tau \right)$$

La formule précédente calculant la prime unique de l'assurance solde restant dû peut être adaptée de la manière suivante :

$$PU(w) = \sum_{k=0}^{n-1} {}_k p_{x,w} (1+i)^{-k} SRD_k \mu(x, w+k) \frac{1 - \exp(-\mu(x, w+k) \frac{(1+r)}{(1+i)})}{\mu(x, w+k) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}$$

# Chapitre 3

## Présentation des données

### 3.1 Données d'origines

Les données utilisées lors de la réalisation de ce mémoire sont inspirés de celles provenant du Registre National belge du Cancer (BCR). Ce registre regroupe des données sur tous les nouveaux diagnostics de cancer recensé en Belgique ainsi que le suivi de ceux-ci depuis 2004. Dans cette étude, nous limitons notre analyse à trois types de cancer, à savoir le cancer du sein, le cancer de la thyroïde ainsi que le mélanome de la peau. Les patients atteints de mélanome et de cancer de la thyroïde sont connus pour avoir une surmortalité limitée par rapport à la population générale. Le cancer du sein est le cancer le plus fréquent en Belgique (en particulier chez les femmes de plus de 50 ans) et fait constamment l'objet de demande de révisions dans les grilles de références que ce soit en Belgique ou à l'international, notamment en France. Nous limitons également nos analyses aux patients âgés de 20 à 69 ans au moment du diagnostic car le droit à l'oubli concerne principalement les jeunes adultes dans la vie active.

Au total, 24 325 personnes ont été diagnostiquées avec un mélanome, 10 789 avec un cancer de la thyroïde et 105 127 par un cancer du sein entre 2004 et 2018. Le suivis de ces personnes a continué jusqu'au 1<sup>er</sup> avril 2020, ce qui fait donc entre 2 et 16 ans de suivis pour les patients.

Ces données "brutes" ont ensuite été traitées par les chercheurs ayant réalisé les publications parues dans "European Actuarial Journal" à savoir "Waiting period from diagnosis for mortgage insurance issued to cancer survivors" [18] et "Semi-markov modeling for cancer insurance" [17]. Les données utilisées dans ce

mémoire sont donc des taux de mortalité instantané indicé en fonction de l'âge du patient au diagnostic de sa pathologie cancéreuse et du temps écoulé depuis ce diagnostic.

Ces taux de mortalité instantanés de patients cancéreux seront comparés lors des calculs aux taux de la population générale provenant du site STATBEL [12] ainsi qu'aux taux réglementaires d'assurance-vie en cas de décès, XK [1], fixés par la législation belge.

Les données utilisées lors des analyses comprennent 910 lignes et 3 colonnes. Chaque ligne correspond à un taux de mortalité instantané constant par âge entier, indicé en fonction de l'âge au diagnostic de la maladie (de 0 à 69 ans) et du temps écoulés depuis ce diagnostic (de 0 à 12 ans). Afin de réaliser certains calculs dans le cadre de ce mémoire, il est nécessaire de disposer de taux de mortalité allant au-delà d'une période de 12 ans suivant la date de diagnostic. Il a donc été nécessaire d'extrapoler ces taux de mortalité outre cette période de 12 ans. La raison de cette limitation à 12 ans est la durée de suivi des patients qui n'a commencé qu'en 2004. On peut représenter ces taux pour des patients ayant été diagnostiqués d'un cancer à 30 ans et 40 ans via les figures 1 et 2.

## 3.2 Modification des données d'origines

Ces taux de mortalités tels qu'ils sont ne permettent pas de réaliser les analyses quantitatives pour ce mémoire avec notamment le calcul de la prime pure d'une assurance solde restant dû. En effet, afin de mesurer l'effet du droit à l'oubli sur la valeur de la prime, il est nécessaire de disposer de taux correspondant au minimum à 30 années écoulées depuis la date de diagnostic (10 années correspondant au droit à l'oubli + 20 années correspondant à la durée standard de remboursement d'un prêt hypothécaire).

Les taux STATBEL correspondent aux taux de la population générale, il est peu prudent d'envisager que des taux de mortalités de patients cancéreux puissent y être inférieurs. Ceci supposerait qu'une personne ayant souffert d'un cancer aurait strictement plus de chance de survivre à l'instant  $t$  qu'une personne lambda du même âge et n'ayant pas forcément souffert d'un cancer. Lors de l'extrapolation des taux, la courbe des taux STATBEL doit donc être considérée comme un minimum à ne pas dépasser.

Les taux de mortalité ont donc été extrapolés sous l'hypothèse que la mortalité d'un patient ayant souffert d'un cancer retrouve un niveau similaire à la mortalité

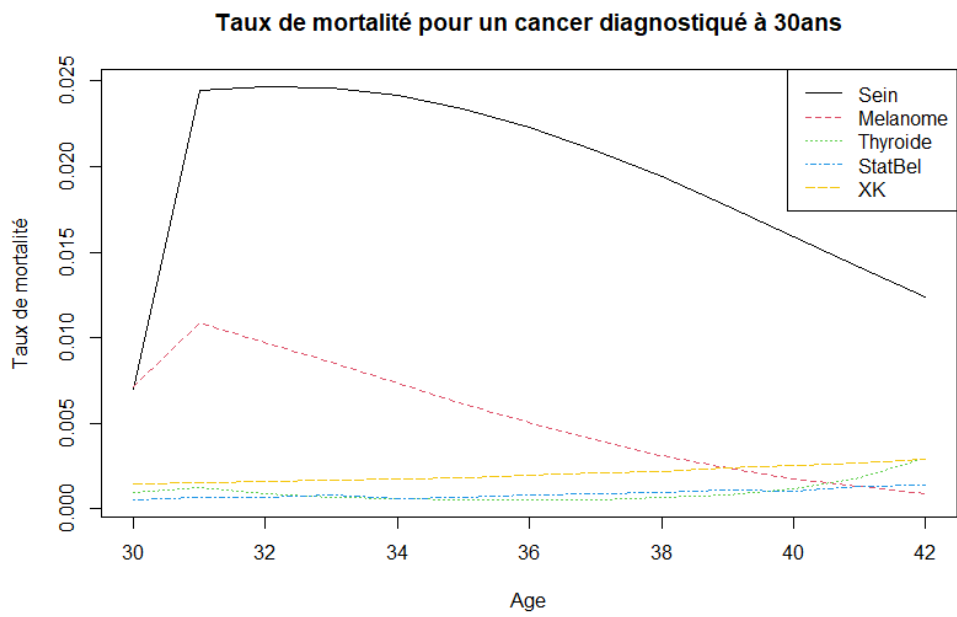


FIGURE 1 – Taux à 30 ans non modifié

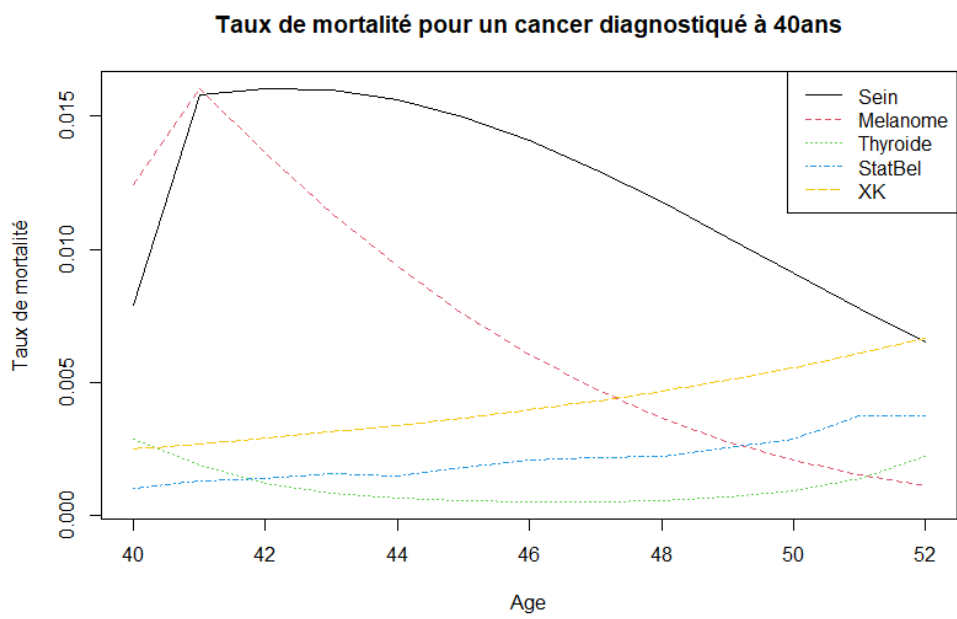


FIGURE 2 – Taux à 40 ans non modifié

de la population générale lorsque la période écoulée depuis le diagnostic augmente. Nous avons également considéré l'hypothèse selon laquelle les taux de mortalités de patients cancéreux ne peuvent pas être inférieur aux taux STATBEL pour un individu du même âge et ce quel que soit le temps écoulé depuis le diagnostic. Ainsi, nous voyons que dans le cas du mélanome et du cancer de la thyroïde, les taux de mortalités rejoignent ceux de la population générale avant un délai de 12 ans. On peut donc raisonnablement extrapoler les taux au-delà de 12 ans sous l'hypothèse qu'ils évolueront de la même manière que les taux de STATBEL. En revanche, la période de 12ans ne permet pas aux taux liés au cancer du sein de rejoindre des valeurs similaires au reste de la population belge. Il est donc hasardeux de suivre l'hypothèse précédente afin d'extrapoler les taux après 12 ans car les taux effectuent un "saut" entre 12ans et 13ans après le diagnostic afin de rejoindre les taux STATBEL. Il est donc nécessaire d'extrapoler les taux pour le cancer du sein afin de les faire tendre progressivement vers les taux STATBEL. On extrapole linéairement les taux pour le cancer du sein jusqu'à ce qu'ils rencontrent les taux STATBEL puis nous "lissons" légèrement à la jonction afin que la transition ne soit pas trop brute. Nous ajoutons une dernière hypothèse qui est que la surmortalité liée au diagnostic d'un cancer est décroissante en fonction du temps écoulé depuis le diagnostic. Autrement dit la condition  $\mu(x, w) \geq \mu(x, w + 1)$  est toujours vraie pour  $w > 4$ . Ainsi, nous nous assurons qu'il n'y a pas de surmortalité tardive liée au diagnostic d'un cancer. Les graphiques précédents deviennent donc les figures 3 et 4.

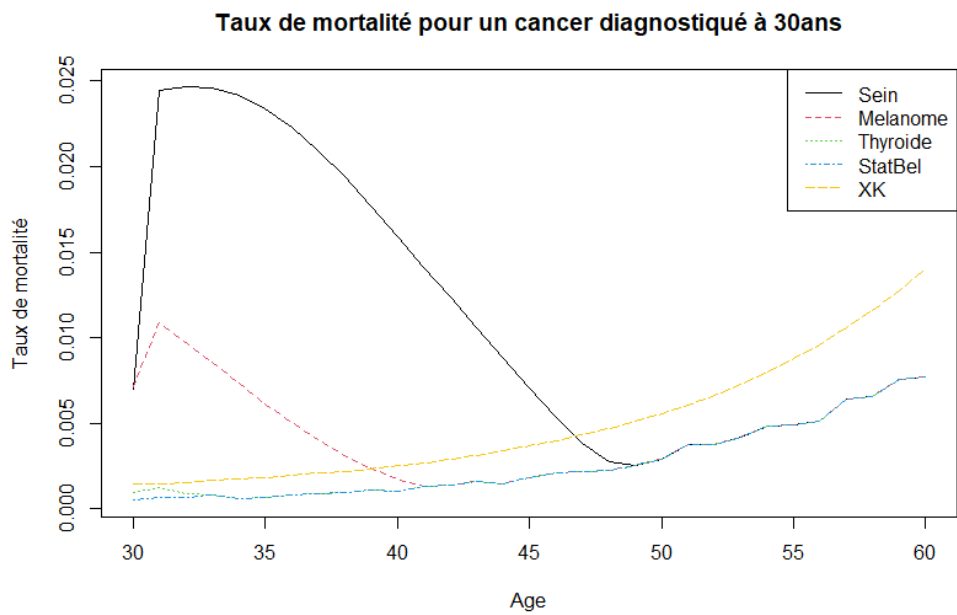


FIGURE 3 – Taux à 30 ans modifié

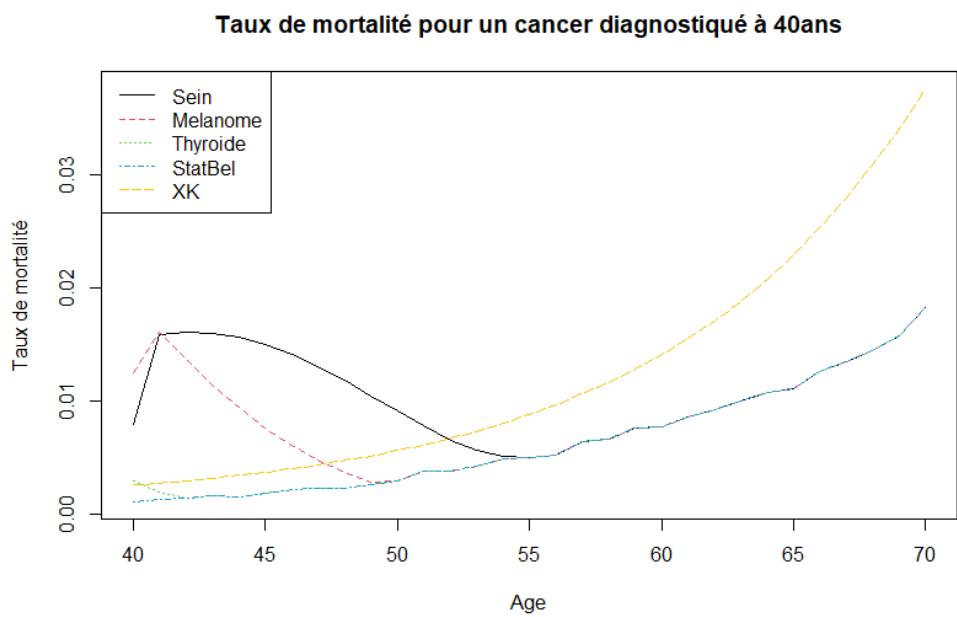


FIGURE 4 – Taux à 40 ans modifié

# Chapitre 4

## Analyse technique du délai réduit

### 4.1 Comparaison prime unique pure assurance SRD

Afin de calculer efficacement la valeur de la prime unique pure d'une assurance solde restant dû en fonction des divers paramètres, nous créons une fonction sur R. Cette fonction, renvoyant la valeur de la prime unique SRD, prend en entrée un vecteur de taux instantanés de mortalité (supposés constants par morceaux), un taux d'intérêt technique et les paramètres du prêt.

On nomme la fonction  $R$ , SRD, avec comme paramètre d'entrées :

- $\mu$  : un vecteur de taille  $n$  comprenant les taux de mortalité de l'assuré devant rembourser son prêt hypothécaire par annuités constantes sur  $n$  années
- $K$  : le montant emprunté
- $i$  : le taux d'intérêt technique utilisé pour valoriser le contrat d'assurance SRD
- $r$  : le taux d'intérêt du prêt

La fonction, voir annexe 1, utilise une boucle `for` allant de 1 à  $n$  afin de calculer la valeur du solde restant dû à l'année  $k \in 0, 1, 2, \dots, n - 1$ , la probabilité de survivre jusqu'à l'année  $k \in [0, n - 1]$  ainsi que l'espérance des prestations à payer si l'assuré meurt à la  $k^{\text{ième}}$  année où  $k \in [0, n - 1]$ .

Afin de faciliter l'extraction du vecteur contenant les taux de mortalité associés

à l'emprunteur, nous implémentons la fonction `selec`, voir annexe 2. La fonction prend les paramètres d'entrées suivants :

- `dat` : ataset comprenant les taux de mortalité (supposés constants par morceaux) en fonction de l'âge (dans le cas de taux XK ou STATBEL) ou en fonction de l'âge au diagnostic et la durée écoulée depuis le diagnostic (dans le cas de taux de patients cancéreux)
- `cancer` : valeur booléenne permettant de spécifier si les données fournies dans l'objet `dat` sont des taux de mortalités de patients cancéreux (valeur `TRUE`) ou non (valeur `FALSE`)
- `x` : âge de l'assuré au moment de la souscription
- `w` : durée écoulée depuis le diagnostic dans le cas des patients cancéreux
- `n` : durée de remboursement du prêt (en années) et donc taille du vecteur de taux de mortalité à renvoyer

Cette fonction sélectionne simplement les taux de mortalités utiles à la fonction `SRD` à partir des dataset initiaux puis les renvoie sur la forme d'un vecteur.

Nous pouvons ainsi comparer la valeur de la prime unique de l'assurance `SRD` en fonction du nombre d'années écoulées depuis de diagnostic de la maladie. Nous comparons également ces valeurs aux valeurs de référence de prime unique correspondant aux taux de mortalité de la population générale.

Pour cela, nous considérons un individu contractant un prêt hypothécaire d'une valeur de 100 000€ remboursable sur 20 ans par annuités constantes payables à terme échu. Le taux d'intérêt du prêt est de 2% et le taux d'intérêt technique de l'assureur est de 1%. Dans le cas d'emprunteurs âgés de 30 ans et 40 ans, nous obtenons les figures 5 et 6.

On constate ainsi que dans le cas du cancer de la thyroïde, la valeur de la prime unique de l'assurance `SRD` est strictement inférieure à la prime calculée selon les taux réglementaires XK. Ces deux graphiques laissent supposer qu'une personne de 30 ou 40 ans souffrant d'un cancer de la thyroïde ne présente pas un risque supérieur pour l'assureur quelle que soit la durée écoulée depuis le diagnostic. Ainsi, le droit à l'oubli pourrait s'effectuer dès l'instant du diagnostic de la maladie.

Pour le cas du mélanome de la peau, la valeur de la prime unique de l'assurance `SRD` est supérieure à la prime calculée selon les taux réglementaires XK jusqu'à 5 ans après le diagnostic pour un emprunteur de 30 ans et jusqu'à 4 ans pour un emprunteur de 40 ans. Il pourrait être intéressant de permettre l'ouverture du droit à l'oubli suite au mélanome de la peau de manière différente selon l'âge de l'emprunteur. Une personne de 30 ans pourra en bénéficier si le diagnostic de sa

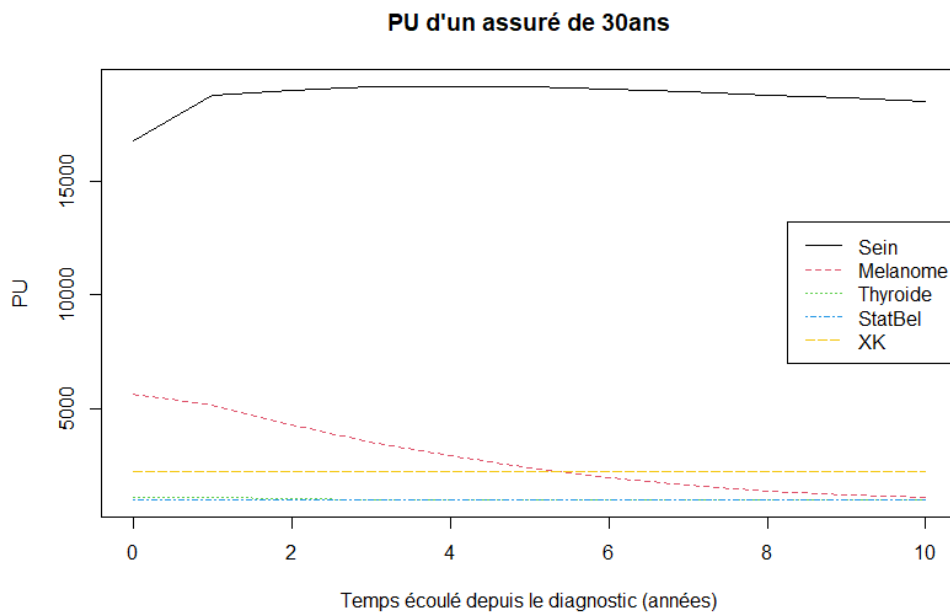


FIGURE 5 – Valeur prime unique pour assuré de 30 ans

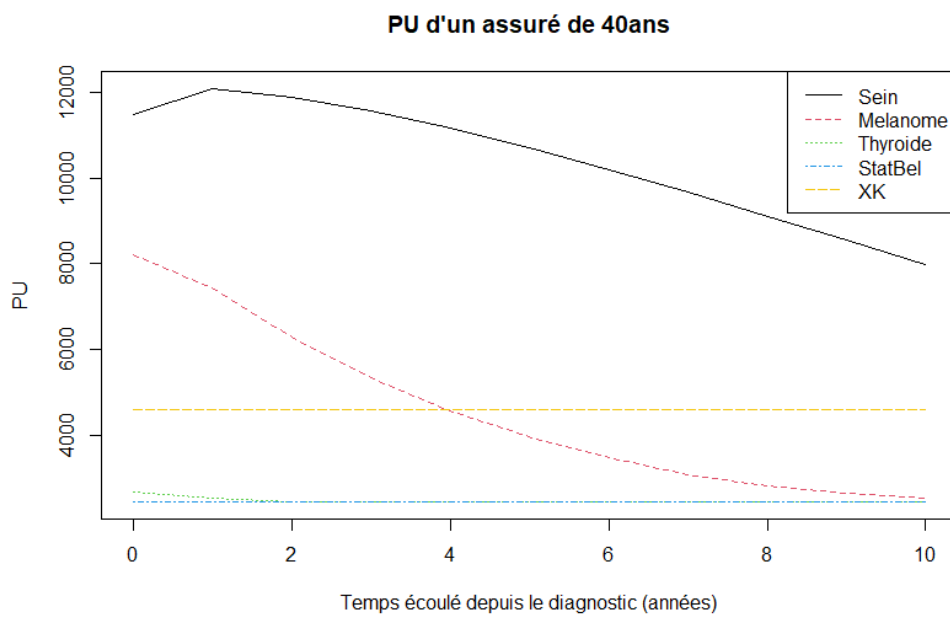


FIGURE 6 – Valeur prime unique pour assuré de 40 ans

maladie remonte à au moins 5 ans, et une personne de 40 ans, de manière similaire, si le diagnostic de sa maladie remonte à minimum 4 ans.

Pour le cancer du sein, le délai de 10 ans ne permet pas à la valeur de la prime unique de rejoindre la valeur calculée par les taux XK. Il est donc impossible de justifier un délai réduit ouvrant le droit à l'oubli sur la base de cette analyse.

Les paramètres choisis afin de réaliser ces graphiques l'ont été de manière plus ou moins arbitraire. Il est donc nécessaire de mesurer la sensibilité de la prime d'assurance solde restant dû à la variation de ces différents paramètres.

Sensibilité au taux technique de l'assureur (voir figure 7) : Nous observons sur ce graphique qu'une augmentation du taux technique de l'assureur entraîne une diminution du montant de la prime unique. En effet, le taux technique étant un taux d'actualisation des flux de trésorerie futurs potentiels de l'assureur au profit de son assuré, plus ce taux sera élevé, moins la valeur actuelle de ces flux de trésorerie sera importante. Un assureur prudent face aux décès et/ou avers au risque aura tendance à accorder une valeur plus importante à tous les flux de trésorerie futurs pouvant impacter négativement son patrimoine, et pourrait donc éventuellement choisir un taux technique bas. Le taux technique peut donc être vu comme une indication de l'aversion au risque de l'assureur. Un assuré lambda aura donc une préférence pour un assureur proposant un taux technique relativement élevé, car cela aura comme conséquence une prime plus faible et donc moins de coûts pour l'assuré lambda. Dans le cas de notre patient ayant souffert d'un cancer, le raisonnement est différent. Nous cherchons à déterminer le délai d'attente minimal après le diagnostic, afin que la valeur de la prime soit équivalente entre un individu lambda et un patient ayant souffert d'un cancer. Or, nous observons que l'augmentation du taux technique est défavorable au patient ayant souffert d'un cancer, car le délai d'attente nécessaire afin que sa prime soit au même niveau que la prime d'un individu lambda augmente. Ici dans l'exemple, un délai de 5 ans est nécessaire pour un assuré de 30 ans ayant souffert d'un mélanome de la peau si le taux d'intérêt technique de l'assureur est de 1%, mais ce délai passe à 6 ans lorsque l'assureur utilise un taux de 6%. Nous avons donc observé que plus le délai écoulé depuis le diagnostic est élevé, plus la mortalité du patient se rapproche de la mortalité de la population générale, et que par conséquent, plus le délai augmente, plus le risque pour l'assureur diminue. Si l'assureur utilise un taux technique élevé, le risque lié à ce taux élevé est en quelque sorte "compensé" par un délai d'attente minimum plus élevé.

Sensibilité au taux d'intérêt du prêt (voir figure 8) : Une augmentation du taux du prêt a pour effet d'augmenter le montant de la prime de risque. Plus ce taux augmente, plus la part du solde restant dû remboursée lors du paiement de chaque annuité est faible. Autrement dit, augmenter le taux d'intérêt du prêt a pour

conséquence que le solde du prêt sera remboursé "moins rapidement", car les annuités comprendront une part plus importante de remboursement des intérêts. Divers facteurs peuvent influencer le taux d'intérêt d'un prêt hypothécaire, tels que les politiques monétaires, les conditions économiques, la politique de la banque centrale, ou encore le profil de risque de l'emprunteur. Le taux du prêt est en quelque sorte la marge de rentabilité de la banque lorsqu'elle accorde un prêt hypothécaire. Un taux élevé entraînera donc une marge d'intérêt plus élevée sur le prêt. Face à un emprunteur présentant un profil de risque défavorable, c'est-à-dire un emprunteur présentant un risque de défaut relativement élevé (c'est-à-dire le risque que l'emprunteur ne puisse pas rembourser ses dettes à leur échéance), la banque exigera une certaine prime de risque en contrepartie. Cette prime de risque se manifeste par un taux d'intérêt du prêt plus élevé, car la banque exige une rémunération en conséquence des risques qu'elle prend. Une personne ayant une situation financière stable présentera donc un risque moindre pour la banque et pourra donc se voir accorder un taux d'intérêt plus bas. La surmortalité liée au diagnostic d'un cancer n'aura généralement pas d'influence sur la valeur du taux du prêt demandé, car le risque de défaut lié au décès de l'emprunteur est couvert par l'assurance solde restant dû. Néanmoins, un emprunteur ayant souffert d'un cancer pourra se voir proposer des taux de prêt élevés en raison des risques financiers liés à sa maladie (par exemple : incapacité de travail, frais médicaux élevés, difficultés d'accès ou de maintien de l'emploi, etc.). En général, il est avantageux pour l'emprunteur de bénéficier d'un taux de prêt bas, car cela entraîne une diminution de ses coûts. Cependant, lorsqu'il s'agit de déterminer le délai d'attente minimal, afin que la prime unique soit équivalente entre un individu  $\lambda$  et un patient ayant souffert d'un cancer, un taux d'intérêt du prêt élevé favorise le patient cancéreux, car le délai nécessaire diminue. Face à un emprunteur ayant souffert d'un cancer, une banque aura tendance à demander un taux d'intérêt plus élevé pour compenser les divers risques qui lui sont associés. La part du solde restant dû dans chaque paiement d'annuité aura donc une importance moindre, car la marge d'intérêt de la banque sera plus grande et le solde restant sera remboursé sur une durée plus longue. Le risque pour l'assureur de devoir rembourser un montant important du solde restant dû est donc plus élevé pendant le contrat, et ce risque prend une place plus importante que le risque lié à la surmortalité due au cancer. Nous constatons donc que plus le taux du prêt augmente, plus le délai nécessaire pour que les primes soient égales entre un emprunteur  $\lambda$  et un patient cancéreux diminue.

Sensibilité au différentiel entre le taux du prêt et le taux technique (voir figure 9) : Après avoir analysé la sensibilité de la prime aux deux taux de façon indépendante, il est intéressant de se pencher sur la variation du différentiel entre ces deux taux. Nous avons observé qu'augmenter le taux d'intérêt technique entraîne

une diminution du montant de la prime et une augmentation du délai d'attente nécessaire pour un patient cancéreux, tandis qu'une augmentation du taux d'intérêt du prêt entraîne l'effet inverse. Nous pouvons maintenant nous demander ce qu'il se passe lorsque ce différentiel est de 0 et que les taux sont bas/hauts, ou lorsque l'un est élevé et l'autre ne l'est pas? Lorsque le différentiel est faible, plus les taux sont élevés, moins le montant de la prime l'est. Nous observons sur le graphique que lorsque les deux taux sont identiques, l'effet du taux technique a la plus grande influence sur la prime, car nous avons vu précédemment que son augmentation diminue le montant de la prime. Le même effet se remarque lorsque le différentiel entre les taux est élevé. Nous remarquons que c'est lorsque le taux technique est élevé que le coût de la prime diminue, ce qui augmente le délai nécessaire pour un patient cancéreux. Nous constatons donc que le montant de la prime est davantage influencé par une variation du taux technique que par une variation du taux d'intérêt du prêt. De la même manière, nous pouvons en conclure que la durée nécessaire pour que les primes soient égales entre un emprunteur  $\lambda$  et un emprunteur cancéreux sera davantage influencée par le taux d'intérêt technique souhaité par l'assureur que par le taux d'intérêt du prêt proposé par la banque.

Sensibilité à la durée du prêt (voir figure 10) : Réduire la durée du prêt a une influence significative sur le coût de l'assurance solde restant dû. Un prêt remboursé sur une durée plus courte permet de réduire l'exposition au risque de mortalité de l'emprunteur, ce qui diminue par conséquent l'espérance des paiements de l'assureur. En effet, la probabilité pour un assuré de décéder avant le terme du remboursement de son contrat hypothécaire est une fonction monotone croissante de la durée du contrat. Réduire la durée du prêt accroît considérablement le délai nécessaire pour qu'un patient ayant souffert d'un cancer paie une prime d'un montant identique à celui avec les taux XK. Les patients ayant souffert d'un cancer présentent une surmortalité importante au cours des premières années suivant le diagnostic de leur pathologie, par rapport à la population générale, et cette surmortalité diminue avec le temps. Lorsque la durée du prêt est courte, une part importante du solde restant dû doit être remboursée durant les premières années où cette surmortalité est élevée. Le risque pour l'assureur est donc plus élevé, car le capital exposé au risque est plus important comparativement aux cas où le prêt est remboursé sur une période plus longue. Réduire la durée du prêt a donc deux effets opposés quant au risque encouru par l'assureur lorsqu'il couvre un patient cancéreux : cela réduit la durée d'exposition au risque, mais cela augmente l'allocation du capital exposé au risque pendant les années à "haut risque" du patient cancéreux. Tout cela a pour effet d'augmenter le délai nécessaire pour que la prime d'un emprunteur  $\lambda$  et d'un emprunteur cancéreux soit identique, lorsque la durée du prêt diminue.

**PU d'un assuré de 30ans (Mélanome)**

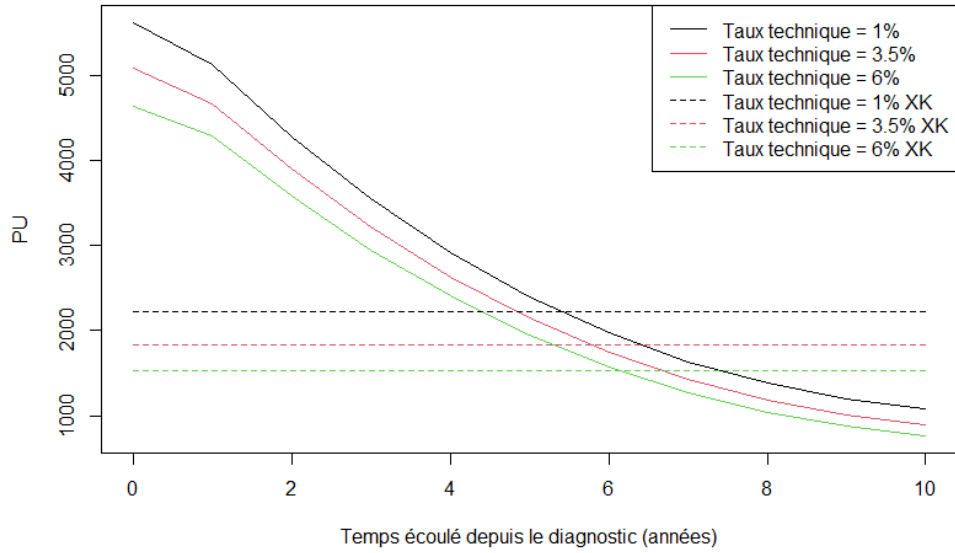


FIGURE 7 – Sensibilité à la variation du taux technique

**PU d'un assuré de 30ans (Mélanome)**

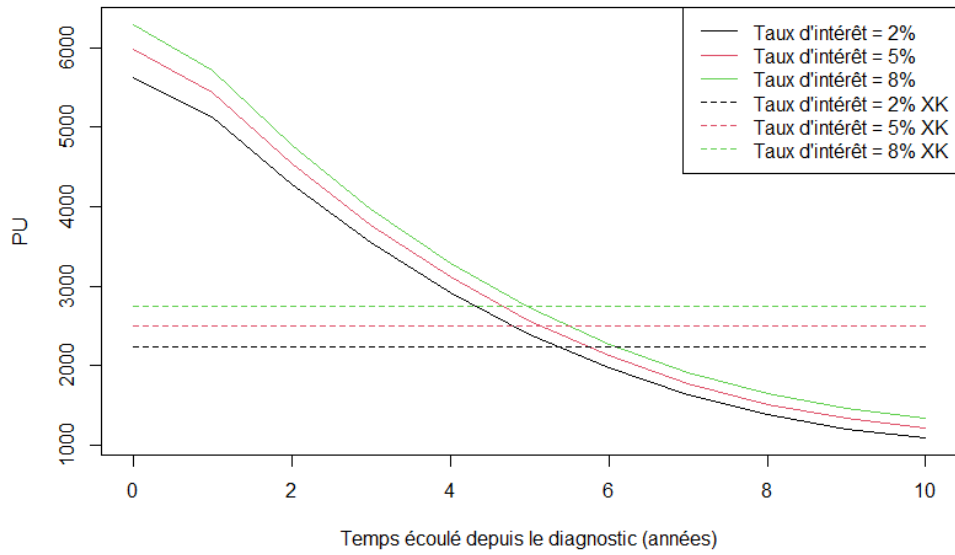


FIGURE 8 – Sensibilité à la variation du taux du prêt

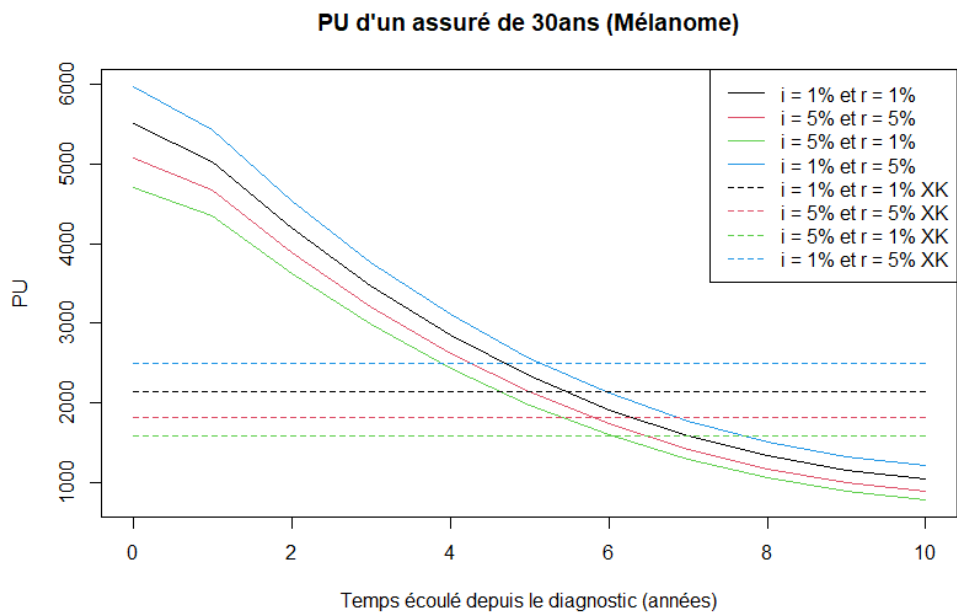


FIGURE 9 – Sensibilité au différentiel entre les taux

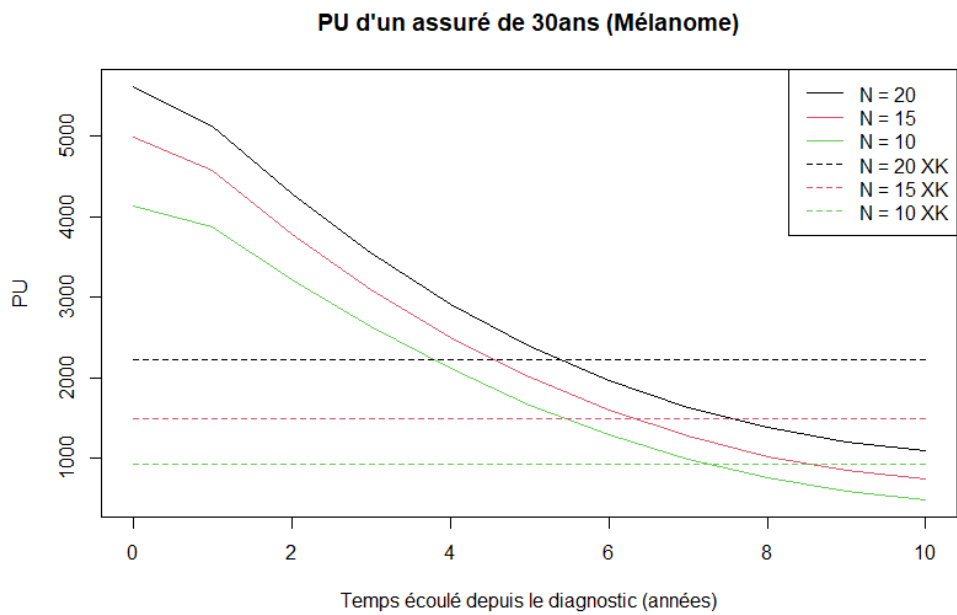


FIGURE 10 – Sensibilité à la durée du prêt

## 4.2 Délai minimal afin que l'assureur soit indifférent

Il est également possible de déterminer la durée minimale permettant l'ouverture du droit à l'oubli en déterminant le délai d'attente, noté  $w$ , afin que

$\mathbb{P}[\text{valeur actuelle du SRD selon XK (ou STATBEL)} < \text{valeur actuelle d'un patient du même âge diagnostiqué il y a } w \text{ années}] = 0.5$

Cela reviendrait à dire que la valeur actuelle du versement effectué par l'assureur pour un individu lambda d'âge  $x$  serait statistiquement égale à la valeur déboursée pour un individu d'âge  $y + w$  ayant été diagnostiqué d'un cancer à l'âge  $y$  où  $x = y + w$ . L'assureur serait alors indifférent entre assurer un individu lambda et un individu ayant été diagnostiqué d'un cancer à l'âge  $y$ .

Afin que la valeur actuelle des versements effectués par l'assureur pour un individu lambda soit inférieure à celle de ceux effectués pour un individu cancéreux avec une probabilité de 0.5, seule la durée de vie restante des individus va influencer sur le calcul.

En effet, la valeur actuelle des versements est fonction monotone décroissante de  $T_x$ . Autrement dit, la valeur actuelle moyenne des versements diminue lorsque la durée de vie restante de l'individu augmente. Calculer le délai  $w$  dans la probabilité précédente revient donc à calculer le délai  $w$  dans la probabilité suivante :

$$\mathbb{P}[T_{y,w}^C < T_x^L] = 0.5$$

Où on note  $T_{y,w}^C$ , la durée de vie restante d'un patient cancéreux ayant été diagnostiqué à l'âge  $y$  il y a  $w$  années et  $T_x^L$ , la durée de vie restante d'un individu lambda du même âge. Nous pouvons alors calculer la probabilité précédente de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}[T_{y,w}^C < T_x^L] &= \int_0^\infty {}_t p_{y,w}^C \mu^C(y, w + t) {}_t p_x^L dt \\ &= \sum_{k=0}^\infty {}_k p_{y,w}^C {}_k p_x^L \int_0^1 \exp(-\mu^C(y, w + k) t) \mu^C(y, w + k) \exp(-\mu^L(x + k) t) dt \\ &= \sum_{k=0}^\infty {}_k p_{y,w}^C {}_k p_x^L \frac{\mu^C(y, w + k) (1 - \exp(-\mu^C(y, w + k) - \mu^L(x + k)))}{\mu^C(y, w + k) + \mu^L(x + k)} \end{aligned}$$

Avec :

$${}_kP_{y,w}^C {}_kP_x^L = \exp\left(-\sum_{j=0}^k (\mu^C(y, w + j) + \mu^L(x + j))\right)$$

On calcule ensuite la probabilité en fonction du temps écoulé depuis le diagnostic via une fonction R, voir annexe 3. On considère des individus de 30 ans ou 40 ans, ce qui nous donne les figures 11 et 12.

Nous constatons directement que le calcul de la probabilité en comparant les taux des patients cancéreux aux taux XK ne permet pas d'atteindre la valeur théorique de 0.5, où les deux durées de vie restantes sont statistiquement égales. Ceci est principalement dû au fait que les taux des patients cancéreux sont composés des taux STATBEL après 12 ans de délai d'attente. Les taux XK étant nettement supérieurs aux taux STATBEL, la probabilité que la durée de vie restante d'un patient cancéreux soit inférieure à la durée de vie restante d'un individu lambda est faible, ce qui peut sembler contre-intuitif. Il est donc plus pertinent d'analyser les durées de vie restantes basées sur les taux STATBEL.

Pour le cancer de la thyroïde, la probabilité ne varie presque pas en fonction du temps écoulé depuis le diagnostic et avoisine 0.5. Cela est dû au fait que les taux de mortalité associés au cancer de la thyroïde sont "très proches" des taux STATBEL correspondants à la population générale. Aucun délai d'attente n'est donc nécessaire afin que la durée de vie restante d'un patient cancéreux soit statistiquement identique à celle d'un individu lambda.

Pour le mélanome de la peau, la probabilité est strictement supérieure à 0.5 quel que soit le temps écoulé depuis le diagnostic. Néanmoins, on observe que la probabilité tend vers 0.5 lorsque le temps écoulé depuis le diagnostic augmente. Cependant, il est compliqué de déterminer un délai d'attente permettant l'ouverture du droit à l'oubli via cette méthode.

Enfin, pour le cancer du sein, la probabilité est nettement supérieure à 0.5 sur toute la période allant de l'année du diagnostic à 10 ans après. La probabilité décroît légèrement avec le temps, mais pas suffisamment pour atteindre la valeur de 0.5 et permettre ainsi à l'assureur d'être indifférent entre assurer la patiente cancéreuse ou un individu lambda.

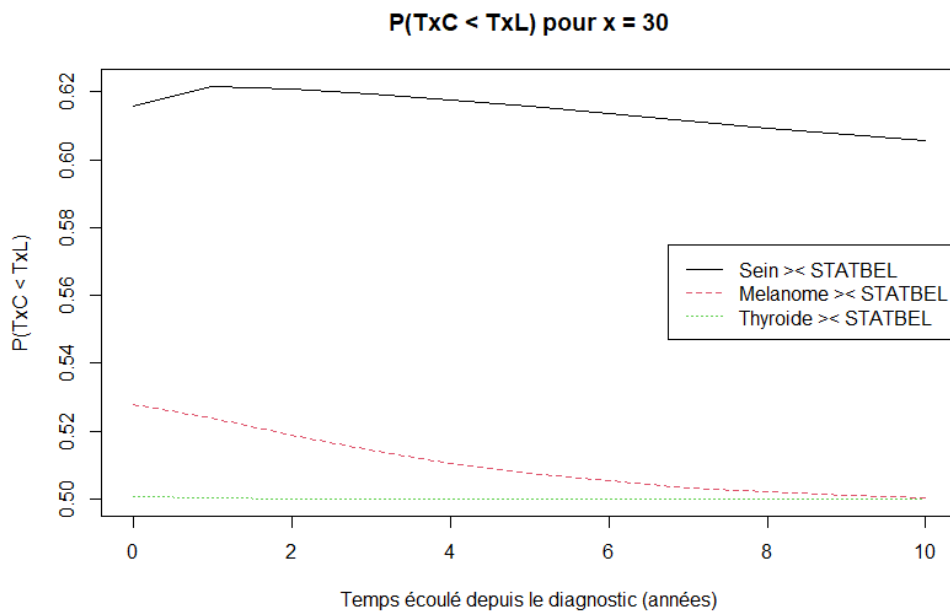


FIGURE 11 – Évolution de la probabilité pour assuré de 30 ans

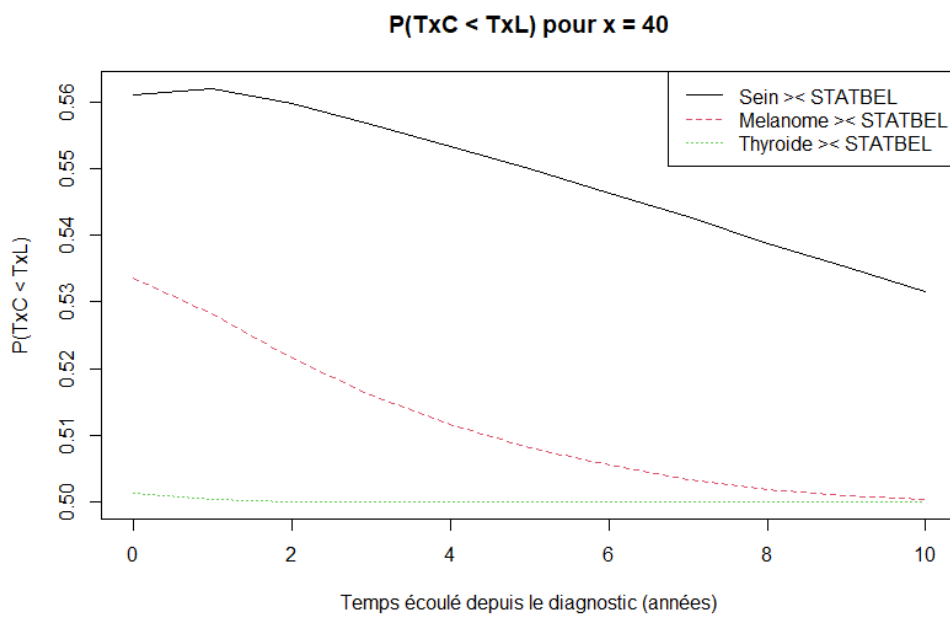


FIGURE 12 – Évolution de la probabilité pour assuré de 40 ans

### 4.3 Comparaison des densités de durées de vie restantes

Afin de mieux visualiser la distribution de la variable  $T_x$  pour les patients cancéreux, il peut être intéressant de comparer la fonction de densité de cette variable en fonction du temps écoulé depuis le diagnostic à la fonction de densité de la durée de vie restante d'un individu lambda de la population générale. On pourrait ainsi déterminer le nombre d'années d'attente nécessaires après le diagnostic afin que les fonctions de densités  $T_x$  soient similaires.

Nous créons donc des graphiques ayant en abscisses les valeurs possibles de  $T_x$  allant de 0 à  $\max(T_x)$  et ayant en ordonnée  ${}_t p_x \mu(x+t)$  avec  $t \in [0; \max(T_x)]$  via la fonction R, voir annexe 4. La fonction calcule la quantité  ${}_t p_x \mu(x+t)$  pour chaque valeur entière de  $t \in [0; \max(T_x)]$ . Les quantités pour les valeurs non entières de  $t$  sont obtenues simplement graphiquement par une simple interpolation. Nous obtenons les figures 13, 14, 15 et 16.

On remarque sur ces graphiques que pour le cancer de la thyroïde, la courbe de densité se confond presque parfaitement avec la courbe des taux STATBEL, quelle que soit le délai écoulé depuis le diagnostic. On peut en conclure que les effets liés au cancer de la thyroïde sur la mortalité n'ont qu'un impact extrêmement limité sur la durée de vie restante d'un individu de 30 ans.

Pour le mélanome de la peau, il faut attendre environ 6 ans après le diagnostic pour que la courbe de densité commence à se confondre avec la courbe STATBEL. Un individu de 30 ans ayant été diagnostiqué d'un cancer de la peau à 24 ans a donc une espérance de durée de vie restante similaire à un individu lambda de 30 ans.

Le cancer du sein, quant à lui, ne rejoint absolument pas les autres courbes, et ce quelque soit le temps écoulé depuis le diagnostic sur le graphique. Cela confirme bien que la durée de vie restante après avoir été diagnostiqué d'un cancer du sein est impactée pendant de nombreuses années. La surmortalité liée à ce cancer laisse des traces même après 9 ans depuis le diagnostic.

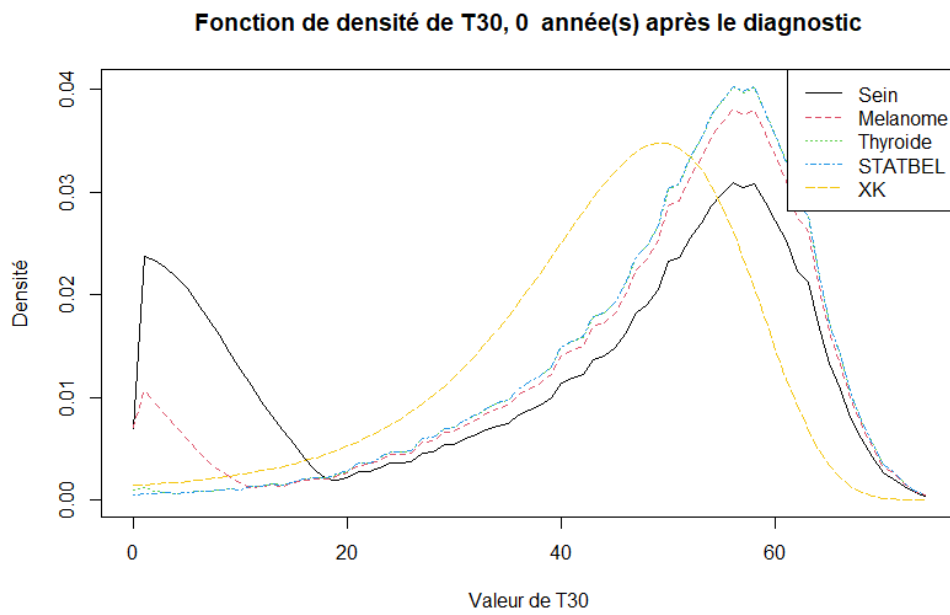


FIGURE 13 – Densité de durée de vie restante à 30 ans, année du diagnostic

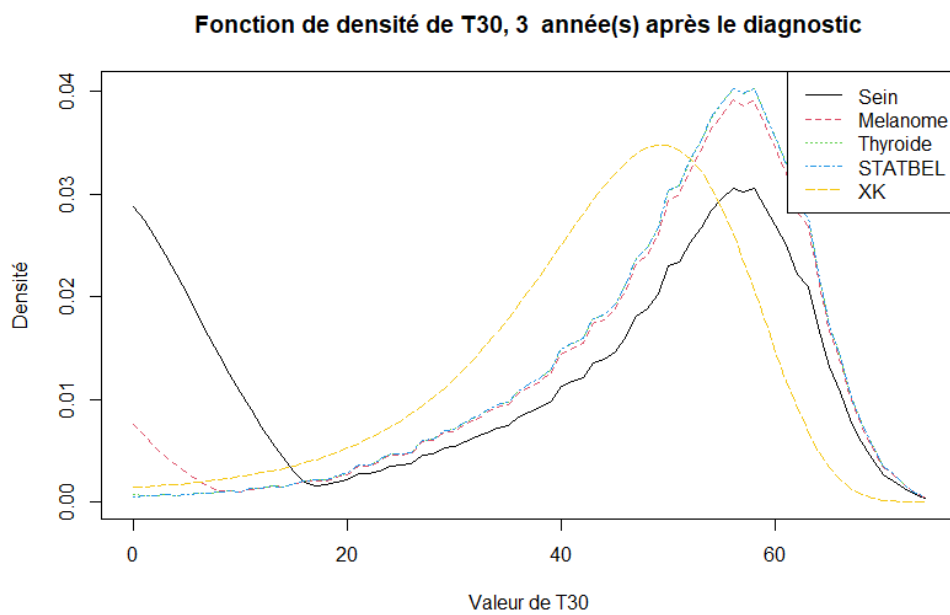


FIGURE 14 – Densité de durée de vie restante à 30 ans, 3 ans après diagnostic

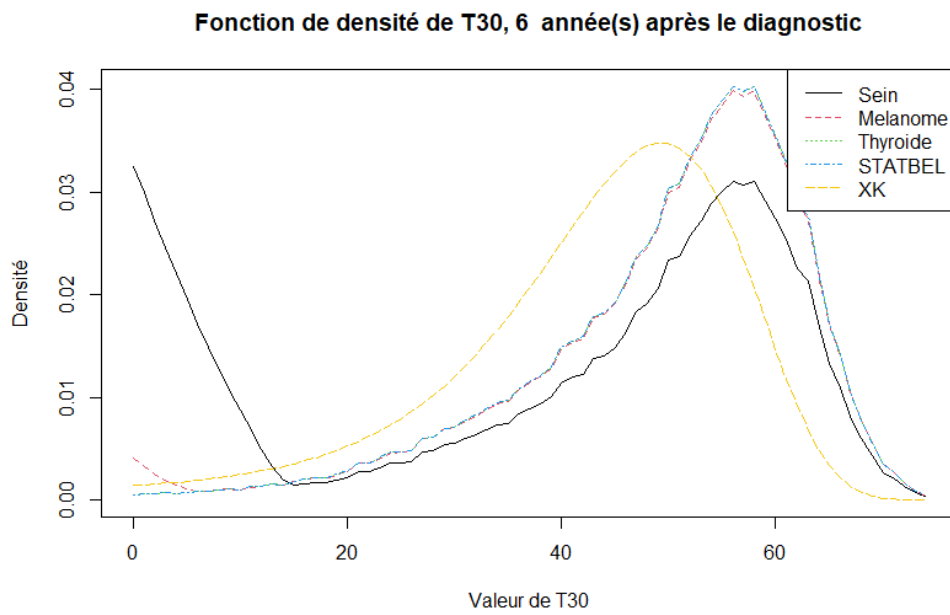


FIGURE 15 – Densité de durée de vie restante à 30 ans, 6 ans après diagnostic

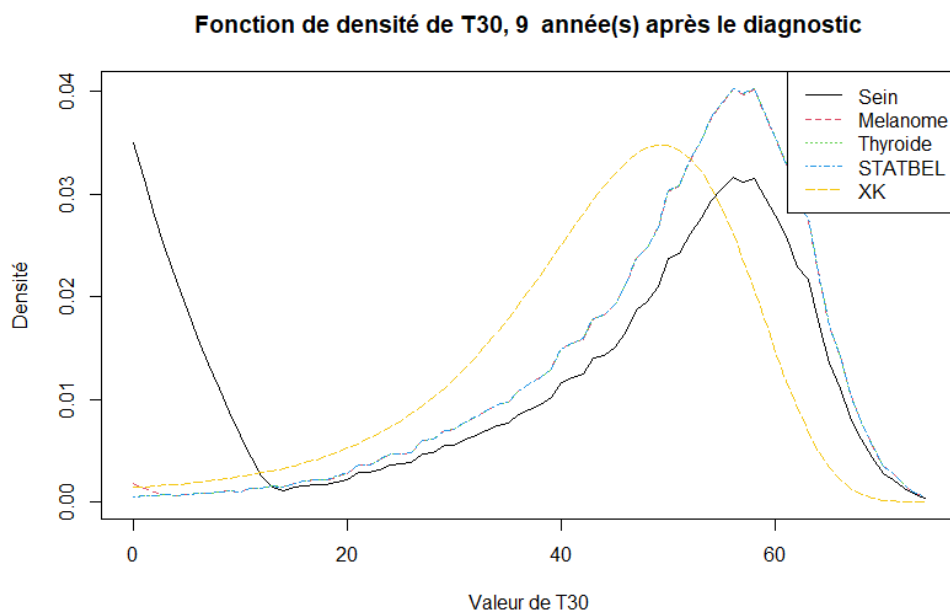


FIGURE 16 – Densité de durée de vie restante à 30 ans, 9 ans après diagnostic

# Chapitre 5

## Proposition de formules alternatives

### 5.1 Assurance sur 2 têtes

Certains types de cancer, considérés comme présentant un niveau de risque élevé en raison de la surmortalité qui leur est associée, ne peuvent pas bénéficier d'un délai réduit pour le droit à l'oubli. Par conséquent, il est nécessaire de proposer des solutions alternatives permettant à ces personnes de souscrire une assurance solde restant dû.

Pour un couple cherchant à devenir propriétaire via un emprunt hypothécaire, deux options d'assurance solde restant dû s'offrent à eux. La première option consiste à assurer le capital emprunté en répartissant les montants sur les deux têtes par le biais de deux contrats d'assurance distincts. Dans ce cas, en cas de décès de l'un des conjoints, l'assureur rembourse uniquement la part du solde restant dû qui était assurée sur la tête de la personne décédée. L'autre conjoint devra alors continuer à rembourser sa partie non assurée de l'emprunt. La deuxième option consiste à assurer l'intégralité du capital emprunté via un seul contrat d'assurance solde restant dû couvrant les deux têtes. Dans ce scénario, en cas de décès de l'un des conjoints, l'assureur remboursera la totalité du solde restant dû assuré. Cette couverture sur deux têtes est généralement plus coûteuse que l'assurance sur une seule tête en raison de sa plus grande étendue de protection. Ainsi, le choix entre ces options dépend des besoins spécifiques de chaque couple et de leur situation financière.

Cependant, dans le cas d'un couple où l'un des membres a déjà souffert d'un cancer par le passé, l'option d'une assurance solde restant dû sur deux têtes pourrait ne pas être avantageuse pour réduire le coût des primes. Étant donné que l'assureur rembourse la totalité du capital assuré au premier décès, le coût de cette couverture est fortement influencé par l'espérance de vie restante de l'individu présentant un risque plus élevé de décéder. Par conséquent, cette option ne permet pas un transfert équilibré des risques entre les deux assurés.

Une idée possible pour une assurance solde restant dû sur deux têtes serait de prévoir le remboursement de la moitié du solde restant en cas de décès de chaque conjoint. Cette solution pourrait être plus abordable économiquement, mais elle impliquerait que l'assuré survivant devrait continuer à rembourser la moitié du solde du prêt ainsi que les éventuelles primes d'assurance restantes après le décès de son conjoint.

Afin de calculer la prime pure pour une assurance solde restant dû sur deux têtes, il serait utile d'utiliser des notations différentes de celles des calculs précédents. Nous pourrions introduire des modèles hiérarchiques [6] pour modéliser la police d'assurance. Cela impliquerait un processus stochastique  $\mathcal{X} = X_t, : t \geq 0$  évoluant dans des états  $e_0, e_1, e_2, e_3$ , où

- $e_0$  = "les 2 conjoints sont en vie"
- $e_1$  = "le conjoint 1 est décédé et le conjoint 2 est en vie"
- $e_2$  = "le conjoint 2 est décédé et le conjoint 1 est en vie"
- $e_3$  = "les 2 conjoints sont décédés"

Le contrat est établi à l'instant  $t = 0$ , dans l'état  $e_0$ . Par la suite, nous introduisons le concept de taux de transition. De manière similaire aux taux de mortalité utilisés précédemment, les taux de transition sont des taux qui représentent le passage d'un état à un autre. Auparavant, nous n'avions utilisé que deux états, à savoir  $e_0$  = "vivant" et  $e_1$  = "décédé". Dans ce contexte, un taux de mortalité était simplement associé au passage de l'état  $e_0$  à l'état  $e_1$ . Cependant, dans notre modèle actuel à quatre états, nous allons prendre en compte un plus grand nombre de taux de transition.

- $\mu_{01}(t)$  = taux de transition associé au passage de l'état  $e_0$  à l'état  $e_1$  et correspondant au taux de mortalité instantané du conjoint 1 à l'âge  $x + t$  lorsque le conjoint 2 est en vie ( $\mu^2(x + t)$ )
- $\mu_{02}(t)$  = taux de transition associé au passage de l'état  $e_0$  à l'état  $e_2$  et correspondant au taux de mortalité instantané du conjoint 2 à l'âge  $y + t$  lorsque le conjoint 1 est en vie ( $\mu^1(y + t)$ )
- $\mu_{13}(t)$  = taux de transition associé au passage de l'état  $e_1$  à l'état  $e_3$  et

- correspondant au taux de mortalité instantané du conjoint 2 à l'âge  $y + t$  lorsque le conjoint 1 est décédé ( $\mu^{1,v}(y + t)$ )
- $\mu_{23}(t)$  = taux de transition associé au passage de l'état  $e_2$  à l'état  $e_3$  et correspondant au taux de mortalité instantané du conjoint 1 à l'âge  $x + t$  lorsque le conjoint 2 est décédé ( $\mu^{2,v}(x + t)$ )

Il s'agit des seuls taux de transitions existants dans notre modèle, toutes les autres transitions envisageables sont nulles. Nous définissons plus précisément ces taux de la manière suivante :

$$\begin{aligned}\mu_{01}(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}[X_{t+\Delta t} = e_1 | X_t = e_0]}{\Delta t} \\ &= \mu^1(x + t) \text{ lorsque les 2 conjoints sont vivants} \\ \mu_{02}(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}[X_{t+\Delta t} = e_2 | X_t = e_0]}{\Delta t} \\ &= \mu^2(y + t) \text{ lorsque les 2 conjoints sont vivants} \\ \mu_{13}(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}[X_{t+\Delta t} = e_3 | X_t = e_1]}{\Delta t} \\ &= \mu^{2,v}(y + t) \text{ lorsque le conjoint 1 est déjà décédé et que le conjoint 2 est donc veuf} \\ \mu_{23}(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\mathbb{P}[X_{t+\Delta t} = e_3 | X_t = e_2]}{\Delta t} \\ &= \mu^{1,v}(x + t) \text{ lorsque le conjoint 2 est déjà décédé et que le conjoint 1 est donc veuf}\end{aligned}$$

Les probabilités de maintien, c'est à dire les probabilités de se maintenir dans le même état, peuvent aussi être définies comme :

$$\begin{aligned}p_{00}(s, t) &= \mathbb{P}[X_t = e_0 | X_s = e_0] \forall 0 \leq s \leq t \\ p_{11}(s, t) &= \mathbb{P}[X_t = e_1 | X_s = e_1] \forall 0 \leq s \leq t \\ p_{22}(s, t) &= \mathbb{P}[X_t = e_2 | X_s = e_2] \forall 0 \leq s \leq t\end{aligned}$$

Ces probabilités peuvent se calculer à partir des taux de transitions définis précédemment de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
p_{00}(s, t) &= \exp \left( - \int_s^t \mu_{01}(\tau) + \mu_{02}(\tau) d\tau \right) \\
&= \exp \left( - \int_s^t \mu^1(x + \tau) + \mu^2(y + \tau) d\tau \right) \\
p_{11}(s, t) &= \exp \left( - \int_s^t \mu_{13}(\tau) d\tau \right) \\
&= \exp \left( - \int_s^t \mu^{2,v}(y + \tau) d\tau \right) \\
p_{22}(s, t) &= \exp \left( - \int_s^t \mu_{23}(\tau) d\tau \right) \\
&= \exp \left( - \int_s^t \mu^{1,v}(x + \tau) d\tau \right)
\end{aligned}$$

Il est crucial de faire la distinction entre les taux de mortalité lorsque les deux conjoints sont en vie et les taux de mortalité après le décès de l'un des conjoints. Plusieurs études cliniques indiquent qu'un phénomène connu sous le nom de "syndrome du cœur brisé" peut entraîner une augmentation du taux de mortalité après le décès d'un conjoint. Par exemple, les travaux de Parkes, Benjamin et Fitzgerald (1969) ainsi que ceux de Jagger et Sutton (1991) ont mis en évidence cette relation. Les enquêtes menées par l'Institut national de statistique de Belgique (NIS) ont également établi l'impact significatif de l'état matrimonial sur la mortalité d'un individu. Des conclusions similaires ont été tirées d'études actuarielles, comme celle de Maeder (1995, Section 2.3). Ainsi, nous avons  $\mu^i(x) \leq \mu^{i,v}(x)$  pour tout  $i \in 1, 2$ .

Pour estimer les différents taux de transition dans notre modèle, nous nous appuyerons sur les travaux du professeur Michel Denuit en collaboration avec Anne Cornet [7]. Nous posons comme première hypothèse que le conjoint 1 correspond à un homme marié et que le conjoint 2 correspond à une femme mariée. Ensuite, notre deuxième hypothèse stipule que le conjoint 1 n'a pas d'antécédents de cancer, tandis que le conjoint 2 a été diagnostiqué d'un cancer il y a  $w$  année(s). En se basant sur cette première hypothèse, nous calculons nos différents taux de transition  $\mu_{ij}(t)$  en utilisant les taux de mortalité de la population générale pour les hommes et les femmes, notés respectivement  $\mu(x + t)$  et  $\mu(y + t)$ , ainsi que des paramètres spécifiques  $\alpha_{ij}$ , de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
\mu_{01}(t) &= (1 - \alpha_{01}) \mu(x + t) \\
\mu_{23}(t) &= (1 + \alpha_{23}) \mu(x + t) \\
\mu_{02}(t) &= (1 - \alpha_{02}) \mu(y + t) \\
\mu_{13}(t) &= (1 + \alpha_{13}) \mu(y + t)
\end{aligned}$$

Les paramètres  $\alpha_{ij}$  sont des valeurs non négatives, et les  $\alpha_{0j}$  sont inférieurs à 1. Par conséquent, nous postulons que les taux de mortalité sont plus faibles que ceux de l'ensemble de la population belge tant que les deux conjoints sont en vie, et qu'ils augmentent lorsque l'un des conjoints décède. Les travaux antérieurs du professeur Michel Denuit [7], basés sur des données de l'Institut national de statistique belge (NIS) concernant des individus âgés de 30 à 80 ans, ont fourni une estimation des paramètres  $\alpha_{ij}$ . Il est cependant essentiel de noter que ces paramètres ont été estimés sur la population de 1991, ce qui implique que leurs valeurs seraient différentes s'ils étaient estimés sur la population actuelle, étant donné que la mortalité évolue constamment au fil du temps. Les paramètres  $\alpha_{ij}$  obtenus sont les suivants :

$$\begin{aligned}
\alpha_{01} &= 0.092926 \\
\alpha_{02} &= 0.133982 \\
\alpha_{13} &= 0.041349 \\
\alpha_{23} &= 0.241033
\end{aligned}$$

Afin d'être en mesure de proposer notre système d'assurance sur 2 têtes comme énoncé précédemment, nous devons adapter nos notations en fonction de notre deuxième hypothèse, qui concerne le délai écoulé depuis le diagnostic d'une pathologie cancéreuse chez l'un des conjoints. Dans ce contexte, nous décidons de conserver les valeurs des paramètres  $\alpha_{ij}$  énoncés précédemment et de ne pas faire de distinction entre la mortalité des hommes et des femmes dans la population générale. Par conséquent, les taux de mortalité pour le conjoint 1 seront les mêmes que les taux de mortalité utilisés dans les chapitres précédents de ce mémoire pour les assurés lambda d'âge  $x$  (les taux STATBEL de la population générale), notés  $\mu^L(x)$ . Les taux de mortalité pour le conjoint 2 correspondront aux taux de mortalité d'un patient ayant été diagnostiqué d'un cancer à l'âge  $y$  il y a  $w$  années, notés  $\mu^C(y, w + t)$ . Dans ce contexte, nous calculons nos taux de transitions de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
\mu_{01}(t) &= (1 - \alpha_{01}) \mu^L(x + t) \\
\mu_{23}(t) &= (1 + \alpha_{23}) \mu^L(x + t) \\
\mu_{02}(t) &= (1 - \alpha_{02}) \mu^C(y, w + t) \\
\mu_{13}(t) &= (1 + \alpha_{13}) \mu^C(y, w + t)
\end{aligned}$$

Les taux de transitions, tout comme les taux de mortalités décrits précédemment, sont considérés "constant par morceaux". C'est à dire que pour tout  $k \in \mathbb{N}^+$ , si nous avons que  $0 \leq t < 1$ , alors

$$\mu_{ij}(k + t) = \mu_{ij}(k)$$

On peut dorénavant définir la prime unique pure d'une couverture d'assurance solde restant dû sur 2 têtes payant la moitié du solde à chaque décès, qui peut se calculer via la formule :

$$\begin{aligned}
PU &= 0.5 \int_0^n p_{00}(0, t) (\mu_{01}(t) + \mu_{02}(t)) SRD_t (1 + i)^{-t} dt \\
&\quad + 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) \int_t^n p_{11}(t, s) \mu_{13}(s) SRD_s (1 + i)^{-s} ds dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) \int_t^n p_{22}(t, s) \mu_{23}(s) SRD_s (1 + i)^{-s} ds dt \right) \\
&= 0.5 A + 0.5 (B + C)
\end{aligned}$$

Calcul de A :

$$\begin{aligned}
A &= \int_0^n p_{00}(0, t) (\mu_{01}(t) + \mu_{02}(t)) SRD_t (1+i)^{-t} dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} p_{00}(0, k) SRD_k (1+i)^{-k} \\
&\quad \times \int_0^1 p_{00}(k, k+t) (\mu_{01}(k+t) + \mu_{02}(k+t)) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) SRD_k (1+i)^{-k} (\mu_{01}(k) + \mu_{02}(k)) \\
&\quad \times \int_0^1 \exp(-t(\mu_{01}(k) + \mu_{02}(k))) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) SRD_k (1+i)^{-k} (\mu_{01}(k) + \mu_{02}(k)) \\
&\quad \times \frac{1 - \exp(-(\mu_{01}(k) + \mu_{02}(k)) \frac{(1+r)}{(1+i)})}{\mu_{01}(k) + \mu_{02}(k) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}
\end{aligned}$$

Calcul de B :

$$\begin{aligned}
B &= \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) \int_t^n p_{11}(t, s) \mu_{13}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} p_{00}(0, k) \mu_{01}(k) \sum_{j=k}^{n-1} p_{11}(k, j) SRD_j (1+i)^{-j} \\
&\quad \times \int_0^1 p_{11}(j, j+t) \mu_{13}(j+t) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) \mu_{01}(k) \sum_{j=k}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=k}^j \mu_{13}(i)\right) SRD_j (1+i)^{-j} \mu_{13}(j) \\
&\quad \times \int_0^1 \exp(-t \mu_{13}(k)) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) \mu_{01}(k) \sum_{j=k}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=k}^j \mu_{13}(i)\right) SRD_j (1+i)^{-j} \mu_{13}(j) \\
&\quad \times \frac{1 - \exp(-\mu_{13}(j) \frac{(1+r)}{(1+i)})}{\mu_{13}(j) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}
\end{aligned}$$

Calcul de C :

$$\begin{aligned}
C &= \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) \int_t^n p_{22}(t, s) \mu_{23}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} p_{00}(0, k) \mu_{02}(k) \sum_{j=k}^{n-1} p_{22}(k, j) SRD_j (1+i)^{-j} \\
&\quad \times \int_0^1 p_{22}(j, j+t) \mu_{23}(j+t) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) \mu_{02}(k) \sum_{j=k}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=k}^j \mu_{23}(i)\right) SRD_j (1+i)^{-j} \mu_{23}(j) \\
&\quad \times \int_0^1 \exp(-t \mu_{23}(k)) (1+i)^{-t} (1+r)^t dt \\
&= \sum_{k=0}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^k (\mu_{01}(i) + \mu_{02}(i))\right) \mu_{02}(k) \sum_{j=k}^{n-1} \exp\left(-\sum_{i=k}^j \mu_{23}(i)\right) SRD_j (1+i)^{-j} \mu_{23}(j) \\
&\quad \times \frac{1 - \exp(-\mu_{13}(j))^{\frac{(1+r)}{(1+i)}}}{\mu_{23}(j) - \ln(1+r) + \ln(1+i)}
\end{aligned}$$

La quantité A représente la valeur actualisée de l'espérance du coût pour l'assureur de la couverture du solde restant dû payable lors du premier décès entre les deux conjoints. La quantité B correspond à la valeur actualisée de l'espérance du coût pour l'assureur de la couverture du solde restant dû payable lors du décès du conjoint 2 dans le cas où le conjoint 1 est décédé en premier. De manière similaire, la quantité C correspond à la valeur actualisée de l'espérance du coût pour l'assureur de la couverture du solde restant dû payable lors du décès du conjoint 1 dans le cas où le conjoint 2 est décédé en premier. Afin de calculer numériquement le montant de la prime unique en vue de la comparer à d'autres formules, nous avons développé une fonction en R (voir annexe 5).

La figure 17 compare le coût de la prime pure de notre assurance sur 2 têtes au coût de la couverture sous la forme de 2 contrats d'assurances distincts. Nous pouvons observer que le coût de l'assurance sur 2 têtes est inférieur à la somme des coûts des deux contrats distincts. Cette différence s'explique principalement par le fait que, dans le cas de deux contrats distincts, nous traitons les probabilités de survie des deux conjoints comme deux variables totalement indépendantes. Cependant, nous avons vu précédemment qu'il existe une corrélation possible entre la durée de vie restante de chacun des deux conjoints, notamment en raison du syndrome du "cœur brisé". Afin de tenir compte de cette corrélation, nous pouvons calculer les primes d'assurance individuelles à l'aide de notre modèle à 4 états.

Pour chaque contrat, nous calculons la prime unique en déterminant l'espérance

des flux de trésorerie à payer pour l'assureur. Pour chaque individu, deux scénarios sont possibles : soit il décède avant son conjoint, soit il décède en étant veuf, c'est-à-dire après son conjoint. En notant  $PU_1$  et  $PU_2$  les primes uniques payées par les conjoints 1 et 2 pour assurer la moitié du montant du solde restant dû, nous calculons les primes des deux contrats d'assurance pour une tête à l'aide de notre modèle à 4 états de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
PU_1 &= 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) SRD_t (1+i)^{-t} dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) \int_t^n p_{22}(t, s) \mu_{23}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right) \\
PU_2 &= 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) SRD_t (1+i)^{-t} dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) \int_t^n p_{11}(t, s) \mu_{13}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right)
\end{aligned}$$

Or, nous pouvons voir facilement que l'addition de ces 2 primes est égale à la prime d'assurance sur deux têtes utilisées précédemment :

$$\begin{aligned}
&PU_1 + PU_2 \\
&= 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) SRD_t (1+i)^{-t} dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) \int_t^n p_{22}(t, s) \mu_{23}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right) \\
&\quad + 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) SRD_t (1+i)^{-t} dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) \int_t^n p_{11}(t, s) \mu_{13}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right) \\
&= 0.5 \int_0^n p_{00}(0, t) (\mu_{01}(t) + \mu_{02}(t)) SRD_t (1+i)^{-t} dt \\
&\quad + 0.5 \times \left( \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{01}(t) \int_t^n p_{11}(t, s) \mu_{13}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right. \\
&\quad \left. + \int_0^n p_{00}(0, t) \mu_{02}(t) \int_t^n p_{22}(t, s) \mu_{23}(s) SRD_s (1+i)^{-s} ds dt \right) \\
&= PU
\end{aligned}$$

En réalité, il n'y a pas de réelle différence entre deux époux souscrivant une assurance solde restant dû payant la moitié du solde lors de chaque décès et un

couple souscrivant individuellement une assurance solde restant dû pour couvrir la moitié du capital. La seule distinction réside dans la répartition du coût de l'assurance entre les deux conjoints, étant donné que la prime serait partagée de manière plus équilibrée entre eux dans le cas de l'assurance sur 2 têtes. Lorsque le capital est assuré par deux contrats distincts, le conjoint ayant un antécédent de cancer serait susceptible de payer une prime plus élevée pour son assurance. L'assurance sur 2 têtes, en mutualisant la prime entre les deux époux, permettrait ainsi d'éviter une forme de discrimination.

Pour réduire le coût total de l'assurance pour les deux époux, une solution pourrait consister à ajuster la répartition du capital assuré entre les deux époux en fonction de l'évolution de la mortalité des assurés. Au lieu de répartir le capital à 50-50 lors des décès, une formule d'assurance pourrait être envisagée, remboursant une proportion variable du capital lors de chaque décès en fonction de l'évolution de la mortalité des assurés. Une part fixe du capital (au moins un quart du solde restant dû) serait remboursée par l'assureur à chaque décès, tandis que l'autre moitié du solde restant dû serait répartie de manière variable entre le premier et le deuxième décès, en fonction de l'évolution de la mortalité des assurés.

Cette répartition du capital lors de chaque décès ne dépendrait que du moment du premier décès, indépendamment de savoir si le premier décès est celui du conjoint à risque (ayant survécu à un cancer) ou du conjoint considéré comme en meilleure santé. Si nous notons  $CF1(t_1)$  et  $CF2(t_1, t_2)$  les flux de trésorerie de l'assureur correspondant au remboursement du solde restant dû aux moments des premier et deuxième décès, notés respectivement  $t_1$  et  $t_2$  avec  $0 \leq t_1 \leq t_2$ , la répartition du capital lors de chaque décès pourrait être calculée comme suit :

$$CF1(t_1) = \left( 0.25 + 0.5 \times \frac{\mu^L(x + t_1)}{\mu^L(x + t_1) + \mu^C(y, w + t_1)} \right) \times SRD_{t_1}$$

$$CF2(t_1, t_2) = \left( 0.25 + 0.5 \times \frac{\mu^C(y, w + t_1)}{\mu^L(x + t_1) + \mu^C(y, w + t_1)} \right) \times SRD_{t_2}$$

Il est important de noter que plus les paramètres  $t_1$  et  $t_2$  (correspondant aux moments du premier et du deuxième décès) augmentent, plus la valeur du solde restant dû diminue, jusqu'à atteindre 0 pour des valeurs de  $t_1$  et  $t_2$  supérieures ou égales à la durée de remboursement du prêt. Une observation importante est que la répartition précise du remboursement du solde restant dû dépend uniquement du moment du premier décès. Bien que cette répartition évolue dans le temps, elle se fige au moment du premier décès. Ainsi, le premier flux de trésorerie, noté  $CF(t_1)$ , ne dépend que d'un seul paramètre temporel ( $t_1$ ), qui détermine la valeur du solde

restant dû au moment du premier décès et la part de ce solde à rembourser à ce moment-là. En revanche, le deuxième flux de trésorerie, noté  $CF(t_1, t_2)$ , dépend de deux paramètres temporels : le moment du premier décès ( $t_1$ ), qui détermine la répartition du solde à rembourser lors de chaque décès, et le moment du deuxième décès ( $t_2$ ), qui détermine la valeur du solde restant dû au moment du deuxième décès.

Étant donné que le conjoint considéré comme en meilleure santé a une mortalité plus faible, la proportion du solde restant dû payée lors du premier décès sera inférieure à celle payée lors du deuxième décès. Cette proportion évoluera au fil du temps pour tendre vers une répartition plus équilibrée, car la mortalité d'un conjoint ayant survécu à un cancer se rapproche de celle de la population générale à mesure que le temps écoulé depuis le diagnostic augmente.

La fonction modifiée proposée dans notre approche permet de réduire le coût de l'assurance solde restant dû, comme illustré dans la figure 18, où le coût est presque divisé par deux. Cependant, il est important de noter que cette formule d'assurance introduit un risque financier significatif pour le conjoint survivant, car il pourrait devoir rembourser une part importante du solde restant dû de l'emprunt. Cette solution pourrait ne pas être adaptée à tous les couples, mais elle a l'avantage de réduire le coût global de l'assurance solde restant dû.

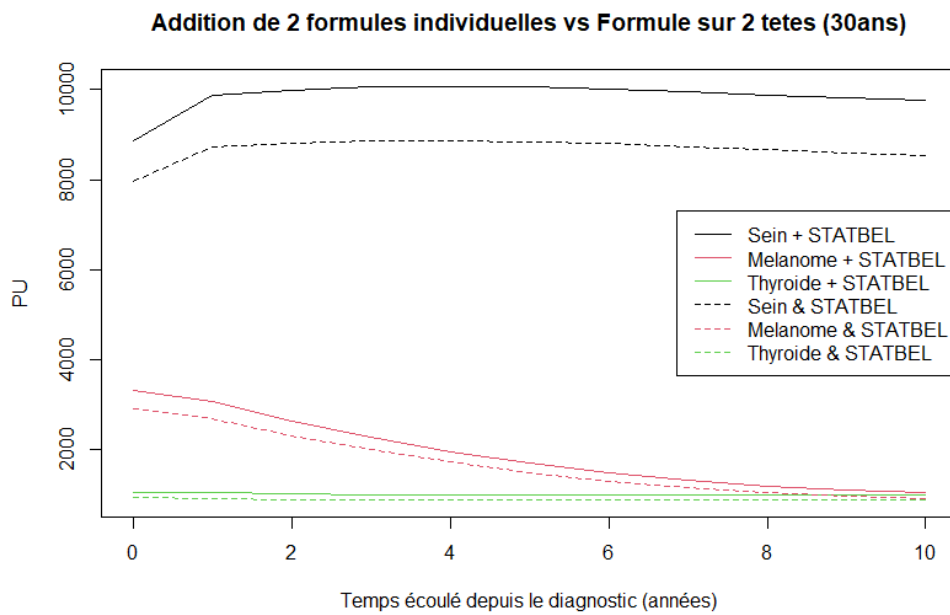


FIGURE 17 – Comparaison entre 2 assurés indépendants et 2 assurés mariés

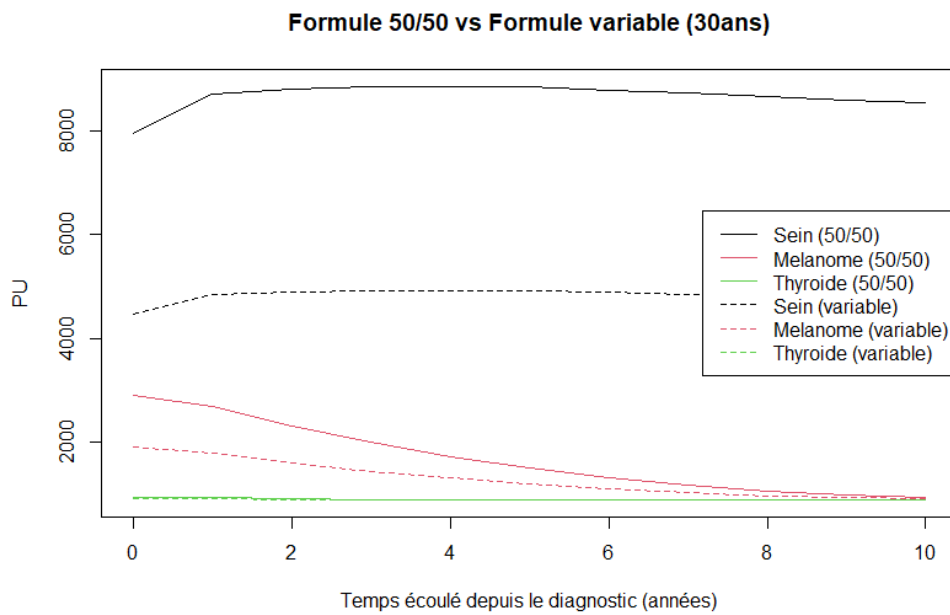


FIGURE 18 – Comparaison entre la formule 50-50 et la formule variable

## Chapitre 6

# Le droit à l'oubli ailleurs en Europe

Le droit à l'oubli est également un grand sujet de discussion parmi les grandes instances européennes. L'industrie européenne de l'assurance et de la réassurance prend note du dialogue qui s'est développé autour de l'aide aux survivants du cancer pour améliorer leur qualité de vie. Insurance Europe, la fédération européenne de l'assurance et de la réassurance, a publié un document en novembre 2021 [15] afin de faire connaître aux autorités européennes, ainsi qu'aux divers dirigeants, sa position au sujet d'une éventuelle réglementation au sujet du droit à l'oubli au niveau européen. La fédération ainsi que ses membres ont suivi les évolutions liées au droit à l'oubli dans plusieurs États membres depuis de nombreuses années, ainsi que les appels lancés par les organisations de patients atteints de cancer pour garantir qu'il n'y ait aucune discrimination à l'égard des survivants du cancer lorsqu'ils souscrivent une assurance vie pour l'achat d'un logement. Insurance Europe note l'intention de la Commission européenne de développer un code de conduite en collaboration avec les parties prenantes concernées, y compris les assureurs. Insurance Europe est donc désireuse d'engager un dialogue avec la Commission européenne, le Parlement européen, les organisations de patients atteints de cancer et les universitaires sur la manière de mettre en œuvre un droit à l'oubli qui fonctionne dans la pratique.

Le plus important, pour le bénéfice des survivants du cancer et des consommateurs à long terme, est qu'un droit à l'oubli à l'échelle de l'UE : (1) soit suffisamment souple pour tenir compte des différents types de cancer et d'autres facteurs (comme les variations des résultats du traitement dans certains États membres ou régions) qui affectent le risque associé à un cancer donné, (2) soit suffisamment flexible pour répondre aux besoins et aux caractéristiques différentes des pays et des marchés, et

(3) préserve la capacité des assureurs de déterminer individuellement les primes et les prestations en fonction des facteurs pertinents pour le risque.

Par conséquent, il est déconseillé d'adopter une approche unique pour l'ensemble des marchés de l'UE, car il existe de réelles et importantes variations dans les soins et les résultats socio-économiques entre les États membres. Dans certains marchés (comme la France, les Pays-Bas et le Luxembourg), les mécanismes actuels du droit à l'oubli sont centrés sur l'exigence selon laquelle le demandeur d'assurance doit décider s'il doit signaler ou non un diagnostic et un traitement antérieurs à l'assureur. Dans d'autres marchés (comme la Belgique), le demandeur doit faire une divulgation complète et c'est à l'assureur de déterminer quand ces informations doivent être ignorées aux fins de tarification et des avantages prévus dans le contrat.

Les assureurs sont disposés à discuter de la manière dont le secteur peut soutenir les survivants du cancer tout en respectant les exigences légales et réglementaires qui déterminent les responsabilités des assureurs. Parmi ces responsabilités, il y a le besoin de traiter équitablement les consommateurs et de ne pas faire de discrimination, tout en veillant à ce que les engagements de paiement des futures demandes puissent être honorés en respectant les exigences de solvabilité et de capital. En raison de ces responsabilités, les assureurs doivent pouvoir continuer à évaluer les risques en fonction de facteurs pertinents pour le risque.

**Anti-sélection** : Par exemple, un manque d'informations médicales sur les survivants du cancer en raison d'un droit à l'oubli mal conçu pourrait entraîner une augmentation des taux de primes pour l'ensemble des assurés. Une distorsion potentielle du marché due à l'anti-sélection de certains assurés et à une tarification basée sur une prime fixe - plutôt qu'une prime basée sur le risque - pourrait avoir des impacts non intentionnels sur la conception, la disponibilité ou la tarification des produits. Cela s'explique par le fait que les consommateurs qui représentent un risque moindre pour l'assureur réfléchiront à la question de savoir s'ils paient trop cher et cesseront de souscrire une assurance, tandis que les consommateurs, présentant des risques plus élevés de réalisation de l'événement assuré, pourraient se rendre compte qu'ils obtiennent une très bonne affaire et acheter plus d'assurance. La conséquence est que la tarification de l'assurance devient déséquilibrée par rapport aux risques et cela aura un impact sur la conception, la tarification et la disponibilité à long terme. L'anti-sélection a été observée dans différents marchés, notamment aux États-Unis, en Allemagne et au Royaume-Uni.

**Asymétrie de l'information** : Avec un droit à l'oubli, il existe un risque que le manque d'informations sur la prévalence et la gravité probables des demandes provenant des assurés qui en bénéficient cache l'ampleur réelle de l'impact de ces demandes. Cela peut avoir des implications potentielles pour les autres assurés, en

termes de risque accru d'anti-sélection, et pour la sécurité financière des assureurs car les décisions de souscription basées sur le risque reposent sur des informations incomplètes. Cela peut représenter un faible risque à court terme, mais cela pourrait avoir de graves implications pour certains types de produits d'assurance à long terme lorsque davantage de demandes se concrétisent.

**Non-divulgence involontaire de faits essentiels** : La conception de certains droits à l'oubli existants, par exemple aux Pays-Bas et en France, ne nécessite pas la divulgation d'un diagnostic de cancer antérieur aux assureurs si 10 ans se sont écoulés depuis la fin du traitement. Cela signifie que la responsabilité de juger quand cette période expire repose sur les survivants individuels du cancer. Il existe des preuves que cela représente un fardeau stressant pour eux, les assureurs signalant également que cela nécessite une assistance clientèle supplémentaire de leur part pour guider les demandeurs à travers les règles. Les conséquences sont des coûts supplémentaires, mais surtout le risque qu'un demandeur omette de divulguer ce qui aurait dû être dévoilé, entraînant ainsi le rejet de la demande pour non-divulgence (involontaire).

**Conséquences inconnues** : La réalité est que les conséquences des mécanismes existants du droit à l'oubli ne sont pas encore pleinement comprises. Il n'y a pas suffisamment de données disponibles pour déterminer si un droit à l'oubli pour un groupe de consommateurs donné (ici, les survivants du cancer) aura (ou a) un effet préjudiciable sur d'autres groupes de consommateurs et sur la tarification, la conception ou la disponibilité des produits. De même, il n'est pas clair dans quelle mesure les mécanismes existants du droit à l'oubli ont accru l'accès à l'assurance. Les mécanismes introduits jusqu'à présent sont encore récents (depuis 2015) et concernent l'assurance vie, qui est un produit à long terme, ce qui signifie que des demandes non tarifées peuvent ne pas encore s'être matérialisées.

Dans un nouveau document d'Insurance Europe publié en 2022 [5] exposant les principaux messages du secteur concernant l'examen en cours de la directive sur le crédit à la consommation (CCD), il est expliqué pourquoi l'introduction d'un droit à l'oubli pour les personnes ayant un antécédent de certaines maladies transmissibles et non transmissibles, y compris le cancer, aurait des impacts négatifs significatifs sur les consommateurs et leurs assureurs. Cela fait suite aux amendements du Parlement européen à la proposition législative de la CCD qui demanderaient aux États membres d'établir une liste de maladies transmissibles et non transmissibles afin d'introduire un droit à l'oubli de 10 ans (5 ans en cas de diagnostic avant l'âge de 18 ans) pour les adultes. Le droit à l'oubli signifierait qu'ils ne seraient pas tenus de divulguer un antécédent de diagnostic de maladie de cette liste à un assureur.

Si cela devait être adopté dans la version finale de la CCD, les assureurs

prévoient :

**Une réduction de l'accès à la protection d'assurance pour tous les consommateurs** - Un droit à l'oubli peut avoir un impact préjudiciable sur les tarifs. Par conséquent, il existe un risque d'augmentation des primes moyennes et/ou de diminution de la couverture pour tous les consommateurs en raison de l'incertitude quant aux risques potentiellement plus élevés pour les assureurs.

**Un risque accru de préjudice pour les consommateurs** - Les risques sont particulièrement élevés en raison de l'intention du Parlement européen d'appliquer un droit à l'oubli à une large liste de maladies transmissibles et non transmissibles, plutôt que de le limiter au cancer. L'absence de limitation du droit à l'oubli à des produits d'assurance spécifiques, par exemple uniquement l'assurance vie, peut entraîner des conséquences imprévues pour certains groupes de consommateurs et/ou types de produits d'assurance.

**La disparition de certains produits** - À long terme, certains produits peuvent devenir commercialement non viables ou peu attrayants pour les consommateurs, créant ainsi le risque de sous-assurance dans les populations les plus vulnérables.

**Une incertitude pour les consommateurs** - L'inclusion de plusieurs maladies nécessitera un vocabulaire médical complexe pour les définir. Cela pourrait rendre extrêmement difficile pour les clients de savoir s'ils doivent divulguer un antécédent de diagnostic. Cela pourrait entraîner une incertitude importante en matière de demandes d'indemnisation, car la non-divulgaration de faits essentiels pourrait rendre la couverture d'assurance nulle.

**Un système opaque** - Les maladies concernées seraient incluses sur une liste nationale basée sur les opinions d'experts plutôt que sur des données scientifiques, statistiques et médicales pouvant objectivement montrer le risque de réalisation de l'événement assuré et donc la pertinence de l'ajout d'une maladie à la liste.

**Moins de certitude quant à la capacité des assureurs à payer les demandes futures** - Sans information sur les risques assurés, les assureurs auront du mal à remplir leurs obligations réglementaires et à constituer des réserves adéquates pour payer les demandes futures, car ils n'auront pas toutes les informations sur les éventuelles demandes futures provenant de leur portefeuille.

Pour éviter des conséquences négatives imprévues pour les consommateurs, la mise en œuvre de tout droit à l'oubli au niveau de l'UE devrait se faire via un code de conduite flexible. Celui-ci devrait être convenu par toutes les parties prenantes, de placer les données scientifiques, médicales et statistiques au centre des décisions, et être capable de s'adapter en douceur aux avancées scientifiques.

Insurance Europe déconseille donc un mécanisme rigide inscrit dans la législation de l'UE qui serait difficile à adapter.

Situation au Luxembourg [8] :

Depuis le 1er janvier 2020, le Luxembourg a introduit le "droit à l'oubli" afin de faciliter l'accès à l'assurance pour les survivants du cancer. Cette initiative a été formalisée par le biais d'une convention entre le ministère de la Santé du Luxembourg, l'Association Luxembourgeoise des Assurances et de la Réassurance (ACA) et huit compagnies d'assurance.

La convention s'applique exclusivement au solde restant dû d'une assurance pour un prêt immobilier ou un prêt immobilier destiné à l'acquisition de la résidence principale ou de locaux professionnels, dont le montant maximum ne dépasse pas 1 000 000 euros. Elle ne s'applique pas à l'acquisition d'une résidence secondaire ou à des investissements locatifs. Selon les dispositions de cette convention, le demandeur guéri du cancer a le droit de ne pas déclarer sa pathologie lorsque le protocole thérapeutique lié à cette pathologie cancéreuse est terminé depuis 10 ans (fin du traitement actif du cancer par chirurgie, radiothérapie, chimiothérapie) ; ou lorsque le protocole thérapeutique lié à cette pathologie cancéreuse est terminé depuis 5 ans, pour un cancer diagnostiqué avant l'âge de 18 ans. Pendant la période mentionnée, l'absence de récurrence est nécessaire.

En dehors de cette condition spécifique, le droit à l'oubli est assorti de certaines exceptions, liées au droit à l'oubli avec obligation de déclaration, sans prime supplémentaire. Lors de la demande d'assurance pour le solde restant dû d'un prêt hypothécaire, le demandeur guéri de certains cancers spécifiques (10 types spécifiques de cancer) ou de l'hépatite virale C doit déclarer sa pathologie, mais si certaines conditions sont remplies, l'assureur ne peut pas exclure le candidat à l'assurance ou demander une prime supplémentaire. La convention prévoit la création d'un comité de suivi, composé d'experts, chargé de veiller à la bonne application des dispositions et au respect des engagements des parties. À cette fin, il a le pouvoir d'examiner les plaintes individuelles qui lui sont adressées par les demandeurs.

Situation aux Pays-Bas [8] :

Aux Pays-Bas, des règles ont été approuvées pour protéger la vie privée des consommateurs et limiter les assureurs à demander l'historique des maladies d'une personne pendant une certaine période après qu'elle soit déclarée exempte de cancer. La règle s'applique à l'assurance vie pour les candidats âgés de moins de 71 ans et à l'assurance obsèques conclue avant que la personne concernée n'atteigne l'âge de

61 ans.

L'article 2 du décret stipule que la question de savoir si un candidat a été diagnostiqué avec un cancer dans le passé peut représenter un risque de violation disproportionnée de la vie privée au sens de l'article 3, paragraphe 1, de la loi sur les examens médicaux. Pour cette raison, afin de garantir l'équilibre entre les différents intérêts des parties, le décret établit qu'il n'est plus autorisé de demander si quelqu'un a déjà eu un cancer lorsque, selon l'avis du prestataire de soins ayant traité le candidat, il y a eu une rémission complète et qu'aucune récurrence n'a été diagnostiquée pendant une période ininterrompue de dix ans, à compter du moment où la rémission complète a été établie.

Selon l'exposé des motifs du décret, si un assureur pose néanmoins ces questions, l'article 11 de la loi sur les examens médicaux stipule que l'examineur a le droit de refuser de coopérer. Cela signifie concrètement qu'un ancien patient atteint de cancer n'est pas tenu de fournir des informations sur son historique médical lié à cette maladie si une compagnie d'assurance vie ou une compagnie d'assurance obsèque le demande en violation de cette décision. Le demandeur peut soumettre tout litige à ce sujet à l'Institut des plaintes des services financiers. Dans le cas où la compagnie d'assurance est déjà informée que son client a suivi un traitement contre le cancer, elle ne peut pas inclure cette information dans sa décision concernant une nouvelle police d'assurance ou la modification d'une police d'assurance existante. Les données ne peuvent pas non plus être utilisées pour déterminer la prime d'assurance.

La norme établit également que si le candidat a moins de 21 ans au moment du diagnostic du cancer, la période mentionnée dans le premier paragraphe de cet article est de cinq ans. Une dérogation supplémentaire concerne l'application de périodes plus courtes après lesquelles il ne peut plus être demandé à un candidat s'il a souffert d'une certaine forme de cancer dans le passé, pour des formes de cancer pour lesquelles, selon les connaissances médicales généralement acceptées et les données actuarielles et statistiques, le risque de récurrence après une courte période est si faible que l'intérêt prudentiel de l'assureur n'est plus suffisamment convaincant pour poser encore des questions sur cette forme de cancer. À cet égard, des accords ont été conclus entre les organisations représentatives des patients et les assureurs concernant les délais à utiliser pour cette forme de cancer. Le décret sur les examens d'assurance pour les survivants du cancer entrera en vigueur le 1er janvier 2021.

Situation au Portugal [14] :

Depuis le 1er janvier 2022, le Parlement portugais a adopté une modification de

la loi n° 46/2006 du 28 août ainsi que du Régime juridique du contrat d'assurance, établissant ainsi le droit à l'oubli pour les personnes ayant surmonté des maladies graves telles que le cancer, le VIH et le diabète, ainsi que pour celles présentant une situation d'atténuation liée à ces maladies. Cette nouvelle loi accorde désormais le droit à l'oubli lors de la souscription d'un crédit immobilier, d'un crédit à la consommation et d'une assurance (qu'elle soit obligatoire ou facultative) liée à ces crédits, pour les personnes ayant surmonté des maladies graves ou ayant atténué les effets de leur maladie.

Conformément à la loi, aucune information médicale ne peut être demandée par les établissements de crédit et les assureurs dans un contexte précontractuel, à condition que les critères suivants soient respectés :

Dix ans se sont écoulés sans interruption depuis la fin du protocole thérapeutique, dans le cas d'un risque de santé aggravé ou d'un handicap surmonté ; Cinq ans se sont écoulés depuis la fin du protocole thérapeutique, dans le cas d'une maladie surmontée survenue avant l'âge de vingt et un ans ; Deux années de protocole thérapeutique continu et effectif se sont écoulées, dans le cas d'un risque de santé aggravé ou d'un handicap atténué.

Cette nouvelle loi s'applique également aux personnes ayant surmonté une situation de handicap, définies comme celles qui ont été reconnues comme étant dans une situation de handicap égal ou supérieur à 60% et qui ont récupéré leurs fonctions psychologiques, intellectuelles, physiologiques ou anatomiques, réduisant ainsi leur incapacité en dessous de ce seuil. De plus, ce droit à l'oubli s'applique également aux personnes ayant atténué les effets d'un risque de santé aggravé ou d'un handicap grâce à des traitements prouvés et qui limitent de manière significative et durable les effets de leur situation de santé.

Afin de garantir l'effectivité du droit à l'oubli, l'État portugais a conclu un accord national avec les institutions de crédit, les compagnies d'assurance et leurs représentants afin de clarifier les aspects spécifiques concernant les données qui peuvent être collectées, leur traitement, ainsi que les critères médicaux et juridiques régissant la reconnaissance de ce droit pour les parties contractantes.

# Conclusion

Cette étude à travers ce mémoire visait donc à évaluer l'assurabilité des patients atteints d'un cancer, en particulier en examinant la pertinence du mécanisme du droit à l'oubli en Belgique. Malgré les limites liées aux données lacunaires et à l'accès restreint aux données d'origine en raison du secret médical, des résultats encourageants ont été obtenus. Il a été confirmé que certains types de cancers, tels que le cancer de la thyroïde et le mélanome, pouvaient bénéficier de délais réduits dans le cadre de l'assurance solde restant dû. De plus, la surmortalité liée au cancer de la thyroïde est presque négligeable dans le cadre de la tarification. Il y a néanmoins une impossibilité de proposer un délai réduit pour le cancer du sein au vu de nos résultats. Cependant, de manière générale, aucune conclusion précise ne peut être tirée en raison des limitations des données et des approximations nécessaires.

En réponse à ces résultats, il est important de poursuivre les recherches dans le domaine de la mortalité liée aux diverses pathologies. Cela permettrait de mieux appréhender les risques associés à chaque type de cancer et d'améliorer la tarification des produits d'assurance. De plus, des efforts supplémentaires sont nécessaires pour réduire la discrimination existante sur le marché de l'assurance-vie et garantir l'accès équitable au droit à la propriété pour les patients atteints de cancer. Pour les futures études, il est recommandé d'approfondir l'analyse en utilisant des données plus précises provenant du registre du cancer. Il convient d'élargir la recherche à d'autres types de cancer qui n'ont pas encore bénéficié de délais réduits, afin de développer des politiques et des législations plus efficaces dans le domaine du droit à l'oubli.

En résumé, ce mémoire offre une perspective prometteuse pour une meilleure compréhension de l'assurabilité des patients atteints de cancer. Il met en évidence la nécessité de poursuivre les recherches afin d'améliorer les approches tarifaires, de réduire la discrimination et de proposer des solutions pour les patients ne bénéficiant pas de délais réduits. Ces efforts de recherche continus contribueront à garantir une

protection adéquate et équitable pour les patients atteints de cancer en matière d'assurance, tout en soutenant les avancées législatives visant à favoriser l'accès aux droits fondamentaux.

# Bibliographie

- [1] 29 JANVIER 2013. - Arrêté royal modifiant l'arrêté royal du 14 novembre 2003 relatif à l'activité d'assurance sur la vie. <https://www.ejustice.just.fgov.be/eli/arrete/2013/01/29/2013011073/moniteur>. Consulté le 20 février 2023.
- [2] De CALUWÉ et al. « Projet de loi modifiant la loi du 4 avril 2014 relative aux assurances en vue d'étendre le droit à l'oubli ». In : (2022).
- [3] De CALUWÉ et al. « Résolution visant à étendre le droit à l'oubli à d'autres maladies chroniques ». In : (2021).
- [4] *Comment se forme une tumeur?* <https://www.cancer.be/le-cancer/comment-se-forme-une-tumeur>. Consulté le 14 mars 2023.
- [5] *Consumer Credit Directive : Including right to be forgotten for persons with prior diagnosis would be bad for consumers.* <https://www.insuranceeurope.eu/news/2706/consumer-credit-directive-including-right-to-be-forgotten-for-persons-with-prior-diagnosis-would-be-bad-for-consumers>. Consulté le 7 juillet 2023.
- [6] M. DENUIT. *LACTU2230 : Actuariat des assurances de personnes*. UCLouvain/Faculté des Sciences/École de Statistique, Biostatistique et Sciences Actuarielles (LSBA), 2021–2022.
- [7] M. DENUIT et A. CORNET. « Multilife Premium Calculation with Dependent Future Lifetimes ». In : *Journal of Actuarial Practice* 7 (1999).
- [8] *Factsheet on the Right to be forgotten in the EU National Legislations : Legal Background and current status from France, Belgium, Luxembourg and the Netherlands.* [https://ecpc.org/wp-content/uploads/2020/12/Factsheet-National-Legal-framework-on-the-right-to-be-forgotten\\_UpdatedDEC2020-1.pdf](https://ecpc.org/wp-content/uploads/2020/12/Factsheet-National-Legal-framework-on-the-right-to-be-forgotten_UpdatedDEC2020-1.pdf). Consulté le 7 juillet 2023.

- [9] *Le "droit à l'oubli" et la Grille de référence AERAS*. <https://www.aeras-infos.fr/sites/aeras/accueil/aeras-en-pratique/les-points-cles/le-droit-a-loubli-et-la-grille-d.html>. Consulté le 20 février 2023.
- [10] *Loi n°2014-011239 du 4 avril 2014 relative aux assurances*.
- [11] *Loi n°2019-040839 du 4 avril 2019 modifiant la loi du 4 avril 2014 relative aux assurances et instaurant un droit à l'oubli pour certaines assurances de personnes*.
- [12] *Mortalité générale*. <https://statbel.fgov.be/fr/themes/population/mortalite-et-esperance-de-vie/mortalite-generale>. Consulté le 20 février 2023.
- [13] PRÉVOT et al. « Proposition de loi modifiant la loi du 4 avril 2014 relative aux assurances en vue d'étendre le droit à l'oubli ». In : (2022).
- [14] Rafael Cunha Jóia RICARDO COSTA MACEDO. « Portugal : The Right To Be Forgotten When Contracting Credit And Insurance In Portugal ». In : *mondaq.com* (2021).
- [15] *Right to be forgotten must account for how insurance works*. <https://www.insuranceeurope.eu/news/2478/right-to-be-forgotten-must-account-for-how-insurance-works/>. Consulté le 7 juillet 2023.
- [16] B. SMAERS et al. « Projet de loi modifiant la loi du 4 avril 2014 relative aux assurances et instaurant un droit à l'oubli pour certaines assurances de personnes ». In : (2019).
- [17] A. SOETEWHEY et al. « Semi-markov modeling for cancer insurance ». In : *European Actuarial Journal* (2022). DOI : 10.1007/s13385-022-00308-2.
- [18] A. SOETEWHEY et al. « Waiting period from diagnosis for mortgage insurance issued to cancer survivors ». In : *European Actuarial Journal* (2021). DOI : 10.1007/s13385-020-00254-x.
- [19] *Tableaux sur base annuelle*. <https://kankerregister.org/>. Consulté le 20 février 2023.
- [20] A. VAN GINCKEL et al. « Le Droit à l'oubli pour le cancer du sein : nouvelles propositions ». In : *Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé (KCE)* (2022).

# Annexes

## Annexe 1

```
## Calcul de la prime unique de l'assurance SRD

SRD = function(mu = selec(), K = 100000, i = 0.01, r = 0.02){

  ## création des objets pour les calculs

  n = length(mu)
  SRD = c()
  kpx = c()
  kpx[1] = 1
  EPV = c()

  ## calcul de l'annuité constante

  A = K * (r / (1 - (1 + r)^-n))

  for(k in 1:n){

    ## calcul du SRD par année

    SRD[k] = A * (1 - (1 + r)^-(n - (k-1))) / r

    ## calcul de la probabilité de survie jusqu'à l'année k

    if(k>1){
      kpx[k] = exp(-mu[k]) * kpx[k-1]
    }
  }
}
```

```

    ## calcul de la prime unique pure

    EPV[k] = kpx[k] * (1 + i)^(k-1) * SRD[k] * mu[k] * (1 - exp(-mu[k]) *
        (1+r)/(1+i) )/(mu[k] - log(1+r) + log(1+i))
  }

  return(sum(EPV))
}

```

## Annexe 2

```

    ## Fonction renvoyant les taux de mortalités

selec = function(dat = dat_breast, cancer = TRUE, x = 30, w = 5, n = 20){

  y = c()

  if(cancer == TRUE){
    y = dat$mu[dat$age == (x-w) & dat$time >= w & dat$time < (w+n)]
  }else{
    y = dat$mu[dat$age >= x & dat$age < (x+n)]
  }
  return(y)
}

```

## Annexe 3

```

    ## Calcul de la probabilité que Tx< < TxL

pTx = function(mu1 = selec(), mu2 = selec()){

  p = c()
  p[1] = mu1[1]/(mu1[1]+mu2[1]) * (1 - exp(-mu1[1]-mu2[1]))

  for(i in 1:(length(mu1)-1)){

```

```

    p[i+1] = prod(exp(-mu1[1:i]-mu2[1:i])) * mu1[i+1]/(mu1[i+1]+mu2[i+1]) *
    (1 - exp(-mu1[i+1]-mu2[i+1]))
  }

  return(sum(p))
}

```

## Annexe 4

```

## Calcul de la densité de durée de vie restante Tx

dTx = function(mu = selec()){

  x = c()
  x[1] = mu[1]

  for(i in 1:length(mu)){
    x[i] = prod(exp(-mu[1:i])) * mu[i]
  }

  return(x)
}

```

## Annexe 5

```

## Calcul de la prime unique de l'assurance SRD sur 2 têtes payant la
moitié du solde par décès

if(length(mu1) != length(mu2)) {
  stop("Erreur : les vecteurs mu1 et mu2 doivent avoir la meme longueur.")
} else {

  ## creation des objets pour les calculs

  n = length(mu1)
  SRD = c()

```

```

a0 = c()
a1 = c()
a2 = c()
EPV = c()
p00 = c()
p00[1] = 1
A = c()
B = c()
C = c()
mu01 = c()
mu02 = c()
mu13 = c()
mu23 = c()

## Calcul du SRD

for(k in 0:(n-1)){
  SRD[k+1] = K * (r / (1 - (1 + r)^-n)) * (1 - (1 + r)^-(n-k)) / r
}

## Calcul des taux de transitions

mu01 = (1-0.092926)*mu1
mu02 = (1-0.133982)*mu2
mu13 = (1+0.041349)*mu2
mu23 = (1+0.241033)*mu1

## Calcul de la valeur du 2eme paiement SRD en fonction de k
(= moment du premier décès)

for(k in 0:(n-1)){
  b1 = c()
  b2 = c()
  p11 = c()
  p11[1] = 1
  p22 = c()
  p22[1] = 1

  for(j in k:(n-1)){
    if(j>k){

```

```

    p11[j+1-k] = p11[j-k] * exp(-mu13[j])
    p22[j+1-k] = p22[j-k] * exp(-mu23[j])
  }
  b1[j+1-k] = p11[j+1-k] * mu13[j+1] * SRD[j+1] * (1+i)^-j *
    (1-exp(-mu13[j+1]) * (1+r) * (1+i)^-1 ) /
    (mu13[j+1] - log(1+r) + log(1+i))

  b2[j+1-k] = p22[j+1-k] * mu23[j+1] * SRD[j+1] * (1+i)^-j *
    (1-exp(-mu23[j+1]) * (1+r) * (1+i)^-1 ) /
    (mu23[j+1] - log(1+r) + log(1+i))
}

a1[k+1] = sum(b1)
a2[k+1] = sum(b2)

a0[k+1] = SRD[k+1] * (1+i)^-k * (1 - exp(-(mu01[k+1] + mu02[k+1]))) *
  (1+r) * (1+i)^-1 / (mu01[k+1] + mu02[k+1] - log(1+r) + log(1+i))

if(k>0){
  p00[k+1] = p00[k] * exp(-(mu01[k] + mu02[k]))
}

## Calcul de la prime unique pure

EPV[k+1] = 0.5 * p00[k+1] * (mu01[k+1] + mu02[k+1]) * a0[k+1] +
  0.5 * p00[k+1] * mu01[k+1] * a1[k+1] +
  0.5 * p00[k+1] * mu02[k+1] * a2[k+1]

}

return(sum(EPV))
}
}

```

## Annexe 6

*## Calcul de la prime unique de l'assurance SRD sur 2 têtes variant la répartition du solde par décès*

```

f.SRD22 = function(mu1 = selec(), mu2 = selec(), K = 100000, i = 0.01,
                  r = 0.02){

  if(length(mu1) != length(mu2)) {
    stop("Erreur : les vecteurs mu1 et mu2 doivent avoir la meme longueur.")
  } else {

    ## creation des objets pour les calculs

    n = length(mu1)
    SRD = c()
    a0 = c()
    a1 = c()
    a2 = c()
    EPV = c()
    p00 = c()
    p00[1] = 1
    mu01 = c()
    mu02 = c()
    mu13 = c()
    mu23 = c()

    ## Calcul du SRD

    for(k in 0:(n-1)){
      SRD[k+1] = K * (r / (1 - (1 + r)^-n)) * (1 - (1 + r)^-(n-k) ) / r
    }

    ## Calcul des taux de transitions

    mu01 = (1-0.092926)*mu1
    mu02 = (1-0.133982)*mu2
    mu13 = (1+0.041349)*mu2
    mu23 = (1+0.241033)*mu1

    ## Calcul de la valeur du 2eme payement SRD en fonction de k

    for(k in 0:(n-1)){
      b1 = c()
      b2 = c()

```

```

p11 = c()
p11[1] = 1
p22 = c()
p22[1] = 1

for(j in k:(n-1)){
  if(j>k){
    p11[j+1-k] = p11[j-k] * exp(-mu13[j])
    p22[j+1-k] = p22[j-k] * exp(-mu23[j])
  }
  b1[j+1-k] = p11[j+1-k] * mu13[j+1] * SRD[j+1] * (1+i)^-j *
    (1-exp(-mu13[j+1]) * (1+r) * (1+i)^-1 ) /
    (mu13[j+1] - log(1+r) + log(1+i))

  b2[j+1-k] = p22[j+1-k] * mu23[j+1] * SRD[j+1] * (1+i)^-j *
    (1-exp(-mu23[j+1]) * (1+r) * (1+i)^-1 ) /
    (mu23[j+1] - log(1+r) + log(1+i))
}

a1[k+1] = sum(b1)
a2[k+1] = sum(b2)

a0[k+1] = SRD[k+1] * (1+i)^-k * (1 - exp(-(mu01[k+1] + mu02[k+1]))) *
  (1+r) * (1+i)^-1 / (mu01[k+1] + mu02[k+1] - log(1+r) + log(1+i))

if(k>0){
  p00[k+1] = p00[k] * exp(-(mu01[k] + mu02[k]))
}

## Calcul de la prime unique pure

EPV[k+1] = (0.25+0.5* mu1[k+1]/(mu1[k+1]+mu2[k+1])) * p00[k+1] *
  (mu01[k+1] + mu02[k+1]) * a0[k+1] +
  (0.25+0.5* mu2[k+1]/(mu1[k+1]+mu2[k+1])) * p00[k+1] *
  mu01[k+1] * a1[k+1] +
  (0.25+0.5* mu2[k+1]/(mu1[k+1]+mu2[k+1])) * p00[k+1] *
  mu02[k+1] * a2[k+1]

}

```

```
    return(sum(EPV))  
  }  
}
```



**UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN**  
**Faculté des sciences**

Place des Sciences, 2 bte L6.06.01, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique | [www.uclouvain.be/sc](http://www.uclouvain.be/sc)