

Construction d'une méthode spécifique d'indexation des contrats privés d'assurance maladie

Pierre Devolder¹ et Benoît-Laurent Yerna²

Abstract. An insurance company might be obliged to modify the contractual terms of a health insurance, especially its tariff. This may explain why, in recent years, premiums have substantially increased in Belgium. According to the new Belgian legislation, a collection of indices have to be created to allow for an automatic update in the amount of a premium. Many approaches can be considered to build such indices. This article suggests and explains an original methodology of premium indexation based on objective and representative parameters.

Keywords: health insurance, medical index, actuarial fairness

Résumé. Suite à l'accident ou à la maladie d'un de leurs assurés, les compagnies d'assurance pourraient être tentées de modifier les conditions contractuelles d'un contrat privé d'assurance maladie et plus particulièrement leurs tarifs. Ces dernières années ont été à cet égard le théâtre d'augmentations importantes [1]. Dans ce cadre, le législateur belge a prévu, par la loi du 20 juillet 2007 sur les contrats privés d'assurance maladie, de protéger les assurés en limitant l'augmentation tarifaire à l'Indice des Prix à la Consommation (I.P.C.) ou plus spécifiquement aux cas d'une réelle augmentation du coût des prestations garanties [2]. Le présent article propose et met en œuvre à ce sujet une méthodologie originale d'adaptation de la prime fondée sur des paramètres représentatifs et objectifs.

Mots-clés: loi du 20 juillet 2007, indice médical, équité actuarielle.

1 Introduction

En principe et conformément à la loi du 20 juillet 2007, qui modifie sur le point précis des contrats privés d'assurance maladie la loi du 25 juin 1992 (sur le contrat d'assurance terrestre), l'assureur ne peut apporter ni modification aux bases techniques ni aux conditions de couverture après que le contrat d'assurance maladie ait été souscrit [2]. A ce principe général vient cependant se grever certaines dérogations parmi lesquelles se trouve l'article 138bis-4 §3 qui prévoit d'adapter le montant de la prime en cas de modification durable du coût réel des prestations garanties,

et ce proportionnellement. Cette nouvelle législation nécessite par conséquent la création d'un ou de plusieurs indices médicaux permettant une mise à jour automatique et transparente de la prime (calqué sur une évolution significative du coût des prestations). Les compagnies d'assurance ne seraient théoriquement pas autorisées à exiger des taux d'augmentation de prime supérieurs au(x) variation(s) de ce(s) indice(s). Les preneurs d'une assurance maladie individuel n'auraient, quant à eux, pas d'autre choix que d'accepter cette indexation récurrente de leur prime (ou de résilier leur police).

L'idée sous-jacente du présent article est de proposer et de mettre au point une méthode de construction d'un ou de plusieurs indices médicaux qui révéleraient, sur la base de paramètres représentatifs et objectifs, l'augmentation réelle des coûts auxquels les compagnies d'assurance doivent faire face et qui servirait par la même à réguler l'adaptation des primes futures.

La première démarche à effectuer est de s'intéresser à l'existence éventuelle d'indices répondant aux attentes promulguées par la dite loi au sein et à l'extérieur de nos frontières ou, à défaut, des règles ou des normes qui permettraient de contenir spécifiquement l'indexation des contrats (privés) d'assurance maladie, inspirées par nos voisins. A cet égard, le Centre fédéral d'expertise des soins de santé a mené une récente enquête dans ce domaine au sein de plusieurs pays européens parmi lesquels la France, l'Allemagne, la Hollande ou encore le Royaume-Uni. Leurs investigations les ont amené à conclure à l'inexistence d'une part de pareil(s) indice(s) mais également de mécanismes officiels d'indexation automatique des primes des contrats privés d'assurance maladie [1]. Il semble que ce serait plutôt le phénomène de concurrence qui jouerait actuellement le rôle de garde-fou.

En l'absence d'indices ou de règles concrètes équivalentes à l'échelon européen, la seule solution possible était d'innover soit en s'inspirant de pratiques utilisées dans d'autres domaines de l'économie, soit en créant une toute nouvelle méthode d'indexation. A cet égard, le premier indice qui vient naturellement à l'esprit est l'indice des prix à la consommation (I.P.C.), qui a comme principal objectif de mesurer l'évolution, à travers le temps, du prix d'un panier représentatif de biens et services consommés par les ménages [3]. Ce type de méthode suggère tout d'abord de clairement identifier les éléments composant ce panier et ensuite de leur allouer un poids explicite. L'indice des prix à

¹ Professeur, Institut des Sciences Actuarielles (ACTU), Université Catholique de Louvain, 6 Rue des Wallons, 1348 Louvain la Neuve, pierre.devolder@uclouvain.be

² Actuaire, chercheur, Institut des Sciences Actuarielles (ACTU), Université Catholique de Louvain, 6 Rue des Wallons, 1348 Louvain-la-Neuve, benoit-laurent.yerna@uclouvain.be

la consommation, tel que défini en 2004, reprend à cet effet 507 témoins ainsi que leur représentativité, fonction de leur volume de consommation. Cet indice est notamment utilisé pour adapter les salaires, les pensions de retraite, les allocations de chômage, etc. On pourrait dès lors imaginer s'inspirer de ce dernier pour construire un indice propre au secteur des soins de santé, qui refléterait l'évolution d'un panier de biens et services médicaux, et qui pourrait dans ce cas servir à l'adaptation des primes futures.

Bien que cette approche soit conceptuellement simple, sa mise en œuvre pratique peut conduire à trois problèmes essentiels outre celui de la sélection et du poids de chaque témoin. Le premier est lié à l'impossibilité pour l'indice des prix médicaux de refléter les changements thérapeutiques pouvant agir sur la fréquence des sinistres. L'indice des prix médicaux se focalisant uniquement sur l'évolution des coûts par sinistre, il néglige donc totalement la dimension fréquence. Or en assurance, les deux font la paire. Un deuxième indice devrait dès lors être mis en place pour pallier cette lacune et ainsi assurer la stabilité financière du marché. Typiquement, une baisse de l'indice des prix médicaux, induisant une baisse des primes, pourrait en pratique être compensée par une hausse généralisée de la fréquence de sinistres faisant craindre pour la solvabilité des assureurs. Dans ce cas, corriger l'indice des prix par un second indice serait nécessaire et bénéfique tant pour les assureurs que pour les assurés. Le second problème émane de l'absence de considération, dans la construction de cet indice médical, des clauses contractuelles limitant l'intervention de l'assureur telles que la franchise, le découvert obligatoire, le plafond ou le non-remboursement de certaines prestations alors même qu'elles interviennent initialement dans le processus de tarification. De sorte qu'une application directe de cet indice sur la prime est contraire à l'article 138bis-4 §3 car il pourrait irrémédiablement amener des distorsions voire engendrer des pertes potentielles pour l'assureur. Enfin, le dernier point litigieux est l'absence de toute segmentation de l'indice, favorisant implicitement les transferts entre bons et mauvais risques. Citons à cet effet la totale indépendance de cet indice au type de couverture souscrit ou encore à l'âge de l'assuré. Cette dernière segmentation pourrait par exemple se justifier d'un point de vue technique dans la mesure où l'émergence d'un nouveau traitement coûteux permettant de soigner certaines pathologies affectant majoritairement la population jeune se retrouve implicitement dans la prime future des seniors qui ne bénéficieront probablement jamais de cette avancée.

Au vu des raisons évoquées, nous proposons une alternative concrète à cet indice des prix médicaux en proposant une méthode, dénommée par la suite méthode actuarielle, basée sur l'évolution de la charge moyenne annuelle des sinistres par assuré. Dans cette optique, les données marché sont exploitées et segmentées en vue d'évaluer chaque année la

charge moyenne des sinistres par assuré correspondante à une période de couverture d'un an, et ce couverture par couverture. Les fluctuations de ces charges moyennes sont suivies au cours du temps et constituent le point de départ de la méthode actuarielle proposée. Autrement dit, dans cette nouvelle méthode, nous n'agissons plus directement sur la prime mais sur les éléments intervenant dans la composition du tarif. Etant donné l'existence simultanée de plusieurs techniques de tarification en assurances maladie (tarif à la prime de risque segmentée, tarif identique pour tous, tarif nivelé, etc.), il s'avère nécessaire d'étudier la manière dont ces charges moyennes influent sur la prime finalement réclamée au preneur d'assurance. Il ne serait dès lors pas inutile de rappeler brièvement les différentes méthodes possibles concourant au tarif d'un assureur dans le cadre de produits maladie.

L'article est structuré de la façon suivante. Après avoir développé à la section 2 les deux méthodes d'indexation possibles, nous rappellerons à la section 3 les règles actuarielles qui président à la tarification en assurances maladie. La section 4 traite de l'implémentation pratique de la méthode actuarielle selon la technique de tarification retenue. Enfin, les enseignements de la section précédente sont mis à l'épreuve au sein de la section 5, qui illustre de manière concrète la méthode actuarielle. Les principales conclusions de l'étude sont synthétisées à la section 6. Les principales notations du présent article sont reprises dans un lexique, afin d'en faciliter la lecture, présenté dans l'annexe I.

2 Méthodes d'indexation proposées

Nous avons mis en lumière deux approches possibles pour modéliser l'évolution future des primes d'assurance maladie :

1. un indice mesurant les fluctuations des prix médicaux
2. un indice mesurant les fluctuations de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré

Dans les deux sous-sections suivantes, nous traiterons de ces deux approches en nous focalisant tout d'abord sur les données nécessaires à leur construction. Nous aborderons ensuite les principes du calcul même de l'indice. Nous concluons somme toute chacune de ces sous-sections en présentant leurs principaux avantages et inconvénients.

2.1 Approche par l'Indice des Prix Médicaux (I.P.M.)

Le défi majeur d'un indice du type indice des prix à la consommation est sans nul doute la sélection des témoins à inclure dans le panier des biens et services. Ceci est d'autant plus vrai pour l'assurance maladie dans laquelle les avancées technologiques jouent un rôle de toute première

importance dans l'évolution des prix. L'impact de ces progrès médicaux se fait directement ressentir sur le montant payé par l'assureur qui a la possibilité de le répercuter en dernier ressort sur la prime réclamée au preneur. Nous pensons typiquement aux progrès réalisés dans le domaine pharmaceutique avec les médicaments génériques mais également à ceux enregistrés dans le traitement de certaines pathologies comme la dialyse. Alors que cette technique de purification du sang réclamait, il y a encore quelques années, plusieurs jours d'hospitalisation, elle se limite aujourd'hui à une hospitalisation de jour. Il semble dès lors difficile d'appréhender l'inflation des prix médicaux en se référant par exemple à l'évolution du prix d'une journée d'hospitalisation. GORDON [4] suggère dans ce cas de suivre l'évolution des prix d'une série de traitements thérapeutiques applicables à une même pathologie. Cela impliquerait en pratique de sélectionner les pathologies les plus représentatives de la population assurée belge (anti-sélection oblige) et d'identifier pour chacune d'elles le coût moyen de chacun des traitements les plus fréquemment pratiqués. Il conviendrait ensuite de leur allouer un certain poids, qu'on peut imaginer, fonction de la "fréquence d'utilisation" de chacun de ces traitements. Il serait également possible d'encore affiner la construction de cet indice en recourant à des sous-sections par la subdivision du coût de traitement selon l'endroit où ces soins ont été promulgués, selon les prestataires de soins intervenus dans le traitement (médecins généralistes, spécialistes, pharmaciens, hôpitaux, etc.) ou encore selon les médicaments recommandés pour ce traitement. Pour de plus amples informations sur la méthodologie à suivre, le lecteur peut se référer à DA SILVA [5].

Une autre alternative pourrait être de simplement se référer à la rubrique "Dépenses de santé" de l'indice des prix à la consommation. Néanmoins, cette simplification a peu de sens dans la mesure où ces dépenses ne correspondent généralement pas à celles remboursées par les assureurs privés. Nous abandonnons donc directement cette option.

L'avantage majeur de l'I.P.M. est de donner une image plus fidèle de l'évolution du coût des soins de santé que celle reflétée par l'actuel indice des prix à la consommation (pris dans son ensemble). L'application ces dernières années du seul indice des prix à la consommation est insuffisant pour rendre compte de l'augmentation réelle du coût des soins de santé supportée par les assureurs (quelque soit la couverture envisagée) [1]. Cette situation n'est donc pas tenable à long terme. En outre, la sélection des témoins et l'attribution du poids correspondant est un frein considérable à l'implémentation de cette méthode d'indexation et ce pour trois raisons majeures :

1. Ces deux opérations nécessitent de traiter de manière récurrente un très grand nombre d'informations en raison des avancées médicales

favorisant ou abandonnant certains traitements, médicaments, frais hospitaliers, etc.

2. Cette méthode ne permet de tenir compte des spécificités propres du produit commercialisé telles que les franchises, plafonds ou exclusions.
3. L'indice des prix médicaux donne une indication sur l'évolution du coût des soins de santé mais pas sur la fréquence d'utilisation de ces soins de santé.

De plus, l'unicité de cet indice permet d'imprimer la même tendance à toutes les primes quelque soit l'âge de l'assuré ou le type de couverture souscrite. Bien que cette forme de solidarité entre assurés se justifie pour les contrats d'assurance maladie relevant de la sécurité sociale, les contrats privés d'assurance maladie se voient plutôt auréolés de vertus d'équité entre assurés. L'équité dont il est question ici se réfère à un traitement non pas égal mais juste entre assurés. Il est de notoriété publique que les coûts de soins de santé augmentent avec l'âge. Il apparaîtrait donc techniquement justifié de scinder cet indice général. Illustrons succinctement ce besoin de segmentation. Si l'indice des prix médicaux ne dépendait pas de l'âge, seuls les assureurs disposant d'un portefeuille de pyramide d'âge comparable à celle du marché serait à l'équilibre. Les autres seraient sujets à des gains ou (plus grave) à des pertes systématiques. Concrètement, supposons d'une part, que le taux réel de croissance des prestations garanties soit donné par le tableau suivant et, d'autre part, une indexation automatique des primes au même taux que celui des prestations garanties.

< 40 ans	> 40 ans	Marché
2%	8%	5%

Imaginons également que seules deux compagnies notées C_1 et C_2 , opèrent sur le marché et que l'assurance est obligatoire. En outre, envisageons le cas où C_1 présente un portefeuille de polices de même composition que celui du marché alors que C_2 ne dispose que d'un portefeuille de seniors. L'indexation pratiquée par C_1 correspond parfaitement à la hausse de ces coûts alors que C_2 ne peut répercuter sur ces primes que 5% de hausse alors que ces coûts grimpent de 8%. A terme, le seul moyen pour C_2 de subsister est soit de mettre fin à son activité soit d'attirer une clientèle jeune afin de mieux équilibrer sa pyramide d'âge. Notons à ce sujet que nous ne prenons pas en compte ici le coût d'acquisition de cette démarche pour C_2 .

En poursuivant ce raisonnement, nous pourrions nous demander si cette première segmentation de l'indice est suffisante au vu de la palette de produits commercialisés par les assureurs sur le marché belge. En effet, nous pensons notamment aux différences de garanties proposées en cas d'hospitalisation (existence de plafond d'indemnisation, étendue de la couverture, etc.).

2.2 Approche actuarielle

Notre proposition de méthodologie s'inspire de la méthode précédente dans le sens où elle tente également d'appréhender la problématique au travers d'un panier représentatif de la consommation d'un assuré mais en gommant certaines difficultés rencontrées antérieurement. Nous développons ci-dessous cette méthodologie en insistant point par point sur sa construction.

Nous avons dans la section précédente épinglé trois problèmes qu'étaient la difficulté de choisir les bons témoins, l'impossibilité de prendre en compte les clauses contractuelles limitant l'intervention de l'assureur et l'absence de considération de la fréquence des sinistres.

Pour répondre à la première lacune, l'idée est de ne pas simplement se résoudre à suivre un panier de consommation "théorique" avec des pondérations explicites et figés difficiles à calibrer (approche statique), mais plutôt de traquer l'évolution d'un panier de consommation de "fait" dans lequel ni les témoins, ni leur poids ne sont connus ; seul sa valeur finale le serait (approche dynamique). Cette approche globalisée et dynamique permet donc, par exemple, de prendre en compte les avancées médicales, et par conséquent les nouveaux traitements, puisque les composants du panier ne sont pas clairement identifiés et fluctuent donc au cours du temps. Reste maintenant à déterminer la variable d'intérêt. La charge moyenne de sinistres par assuré supportée par les assureurs tout au long d'une période unitaire semble un choix judicieux dans la mesure où il est bel et bien représentatif de la consommation réelle d'un assuré en matière de soins de santé. Cette charge moyenne présente également l'avantage de disposer d'un sens actuariel fort puisqu'elle représente la prime de risque pure, élément central de la tarification en assurance maladie. Nous la noterons dorénavant CA lorsqu'elle sera évaluée sur base de statistiques marché et pr lorsqu'elle le sera sur base des données spécifiques à une compagnie d'assurance. Afin d'éviter toute surcharge de notation, nous utiliserons l'indice t pour représenter la période de temps délimitée par les instants t et $t+1$. La prime de risque pure "marché" sur la période t est égale au rapport suivant

$$CA(t) = \frac{Sm(t)}{Em(t)},$$

avec :

m = indice désignant l'emploi des statistiques du marché
 $Sm(t)$ = charge totale des sinistres supportée par le marché au cours de la période t (exprimée en €)

$Em(t)$ = exposition au risque totale correspondante, recensée sur la même période t (exprimée en années-police)

$$Em(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} T_i(t) \neq N(t),$$

avec :

$N(t)$ = nombre total de contrats privés d'assurance maladie ayant été actifs en Belgique au cours de la période t

T_i = durée totale assurée pour la police i (0,5 si assuré 6 mois, 1 si assuré toute l'année, etc.) au cours de la période t

Traquer l'évolution de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré requiert donc uniquement l'agrégation à chaque période de deux informations Sm et Em . Cependant conformément à la loi du 20 juillet 2007 art 138bis-4 §3, qui prévoit de tenir compte d'une adaptation de la prime en fonction d'une modification durable du coût réel des prestations garanties par l'assureur, le montant Sm à collecter est donc celui réellement supporté par les assureurs ; c'est-à-dire après application des franchises, plafonds, exclusions, etc., et non celui facturé par les prestataires de soins. En effet, la prime est sensée refléter les montants futurs auxquels l'assureur sera soumis. Dès lors, si l'augmentation des coûts se fait plus ressentir dans les tranches où l'assureur n'intervient pas (tranches inférieures à la franchise ou tranches supérieures aux plafonds), le fait de récolter le montant total facturé pourrait introduire une certaine distorsion entre l'augmentation des primes et l'augmentation des coûts réellement à charge de l'assureur.

Cette prime de risque peut se décomposer en un produit d'une fréquence "marché" $fm(t)$ et d'un coût moyen "marché" $CMm(t)$ en introduisant une nouvelle dimension : le nombre de sinistres

$$CA(t) = \frac{Sm(t)}{Nm(t)} \cdot \frac{Nm(t)}{Em(t)} = CMm(t) \cdot fm(t),$$

avec :

$Nm(t)$ = nombre de sinistres enregistrés par l'ensemble du marché au cours de la période t

La fréquence de sinistre est donc une variable affectant directement la charge moyenne des sinistres d'un assuré. Plus celle-ci augmente, plus la prime de risque croît, toutes autres choses restant égales par ailleurs.

Le choix de la prime de risque pure comme panier de référence s'avère dès lors être une aubaine puisqu'elle est susceptible d'apporter une réponse cohérente aux trois problèmes précédemment exposés.

Suivre l'évolution d'une prime de risque marché résout les problèmes techniques mais ne conduit pas à l'équité actuarielle souhaitée. Nous opérons dès lors une double segmentation en fonction d'une part de l'âge de l'assuré (ou de la catégorie d'âges à laquelle il appartient) et d'autre part du type de couverture souscrit. La logique de cette segmentation sera alors de demander des augmentations tarifaires différentes selon la classe à laquelle l'assuré se rapporte. L'équité actuarielle est au prix de la multiplication

des indices (de 1 à $N_x \times N_z$ indices). Formellement, la prime de risque "marché" se segmente et devient

$$CA_x^z(t) = \frac{Sm_x^z(t)}{Em_x^z(t)} = CMM_x^z(t) \cdot fm_x^z(t), \quad (2.2.1)$$

avec :

$Sm_x^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par le marché correspondante aux assurés appartenant à la classe d'âges x ayant souscrit la couverture z tout au long de la période t

$Em_x^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante

$CMM_x^z(t)$ = coût moyen des sinistres prévu pour la classe d'âges x ayant souscrit la couverture z

$fm_x^z(t)$ = fréquence des sinistres prévue pour la classe d'âges x ayant souscrit la couverture z

N_j = nombre de classes recensées pour la variable j

Les avantages de cette méthode découlent directement des inconvénients de la précédente dans la mesure où cette dernière a été construite pour pallier aux défauts de la première. Cependant, dans l'approche actuarielle, se contenter de l'évolution de la charge moyenne de sinistres par assuré sur une période unitaire pour évaluer l'ampleur de l'adaptation de la prime à réclamer au preneur d'assurance est malheureusement un leurre. En effet, outre l'évolution de l'indice à proprement parlé, la technique de tarification et les bases techniques joue un rôle prépondérant dans l'augmentation finale de la prime. Il n'est dès lors pas inutile de se pencher sur les spécificités de chacune des techniques de tarification employées en assurance maladie. Ceci est précisément l'objet de la section suivante.

3 Rappel des méthodes de tarification en assurance maladie

Cinq grandes règles de tarification en assurance maladie peuvent être dégagées. Ces règles disposent cependant d'un même dénominateur commun qu'est le respect du principe d'équivalence actuarielle. La tarification d'une police d'assurance s'effectue généralement en deux temps. Tout d'abord, il s'agit d'évaluer la prime unique pure ou les primes pures nivelées nécessaires au financement des prestations prévues dans le contrat. Il s'agit ensuite de déterminer les divers chargements (commissions, frais généraux, marge de sécurité, etc.). C'est seulement au terme de ces deux phases que l'on obtient la prime commerciale dont l'assuré devra s'acquitter afin de jouir de la couverture proposée par l'assureur. Cette seconde étape (passage de la prime pure à la prime commerciale) ne sera pas traitée dans la suite de cet article pour éviter toute prise de position des auteurs mais fera l'objet de développements ultérieurs dans lesquels nous reviendrons sur la pertinence d'indexer ces chargements au même rythme que celui de la prime pure.

Les formules actuarielles qui appuient ces règles sont régies par des bases techniques brièvement rappelées ci-dessous. Ces formules sont ensuite présentées en prenant soin de distinguer la durée des engagements des deux parties. Les trois premières techniques supposent des engagements "mono-périodiques"; l'année étant le référentiel par excellence. Alors que les deux dernières reposent plutôt sur des engagements "multi-périodiques"; il s'agit typiquement d'engagement jusqu'à la retraite voire le décès de l'assuré.

Dans cette section, nous n'envisagerons qu'une double segmentation celle de l'âge et du type de couverture. Toutefois, d'autres critères représentatifs auraient pu être envisagés tels que la localisation géographique (Bruxelles/Hors Bruxelles), la profession (employés/ouvriers), etc. Cette segmentation complémentaire n'apportant aucun nouveau contenu à la méthodologie présentée ci-dessus, nous l'avons dès lors volontairement omise en vue d'alléger les notations.

3.1 Bases techniques

Le principe d'équivalence actuarielle, i.e. égalité des espérances des valeurs actuelles des prestations et des primes futures, suppose que chaque assureur dispose [6] :

1. des conditions d'application de la loi des grands nombres à savoir un nombre suffisamment grand de polices en portefeuilles.
2. D'une fonction d'actualisation sur base de laquelle les valeurs actuelles des prestations futures de l'assureur ou des primes du preneur sont calculées. Généralement, il est fait usage d'un taux d'intérêt constant sur toute la période, appelé taux d'intérêt technique i . Le facteur d'actualisation sur n années est alors

$$v^n = \frac{1}{(1+i)^n}.$$

3. D'une table de survie des contrats qui résulte de la combinaison d'une table de mortalité et de probabilités de résiliation futures du contrat. La probabilité qu'une police survive pendant n années se déduit

$${}_n p_x = Pr[\text{police survive } n \text{ années}] = Pr[\text{assuré survive } n \text{ années}]$$

$$\times Pr[\text{assuré ne résilie pas sa police durant } n \text{ années} | \text{assuré survive}].$$

Dans la suite de cet article, les calculs effectués le sont toujours à bases techniques inchangées. Cette hypothèse découle directement de la loi qui ne prévoit que le cas explicite où l'indexation de la prime résulte d'une modification durable des bases tarifaires.

3.2 Tarif basé sur l'équivalence actuarielle "mono-périodique"

Les tarifs "mono-périodiques" se rencontrent pour la plupart dans les assurances collectives, qui ne sont pas spécifiquement couvertes par le champ d'application de la loi du 20 juillet 2007 en vertu de l'article 138bis-2.

3.2.1 Tarif identique pour tous

Chaque assuré paie le même montant forfaitaire indépendamment de son âge pour se couvrir durant une période. La prime ainsi réclamé à toute la collectivité en l'absence de chargements est pr . Ce type de tarification suppose en théorie une certaine stabilité dans le temps de la pyramide des âges représentée dans le collectif assuré. Néanmoins, notons que ce tarif plat peut différer d'une couverture à l'autre. Formellement,

$$pr^z(t) = \frac{Sa^z(t)}{Ea^z(t)} = CMa^z(t).fa^z(t) = pa^z(t),$$

avec :

a = indice désignant l'emploi des statistiques d'un assureur isolé

$Sa^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par un assureur pour la couverture z tout au long de la période t

$Ea^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante

$pa^z(t)$ = prime pure versée par le preneur ayant souscrit, pour un assuré, la couverture z et souhaitant être couvert pendant la période t

A côté de ce tarif uniforme existe deux autres possibilités faisant intervenir le critère de l'âge atteint comme critère de segmentation.

3.2.2 Tarif identique pour les assurés de même tranche d'âges

Segmenter la prime pure générale en fonction de la classe d'âges à laquelle l'assuré appartient revient à demander des prix différents aux classes d'assurés ainsi délimitées par ce critère. On substitue alors un tarif identique pour tous à un tarif identique pour tous les assurés de la même classe d'âges. On considère chaque classe comme un portefeuille en soi et on estime directement la prime pure correspondante

$$pr_{[x_i, x_{i+1})}^z(t) = \frac{Sa_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)}{Ea_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)} = pa_{[x_i, x_{i+1})}^z(t),$$

avec :

x_i = borne inférieure de la tranche d'âges

x_{i+1} = borne supérieure de la tranche d'âges

$Sa_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par un assureur correspondante aux assurés de la classe d'âges $[x_i, x_{i+1})$ ayant souscrit la couverture z tout au long de la période t

$Ea_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante

$pa_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)$ = prime pure versée par le preneur ayant souscrit, pour un assuré dont l'âge est compris entre x_i et x_{i+1} , la couverture z et souhaitant être couvert pendant la période t

A l'instar de la technique précédente, ce tarif nécessite également une stabilité dans le temps de la pyramide d'âge au sein de chacune des tranches d'âges.

3.2.3 Tarif identique pour les assurés de même âge

Nous pouvons encore affiner notre segmentation en désagrégeant chacune de ces classes d'âges, i.e $x_{i+1} \rightarrow x_i$.

En pratique, on détermine alors pour chaque âge x une prime de risque pure spécifique

$$pr_x^z(t) = \frac{Sa_x^z(t)}{Ea_x^z(t)} = pa_x^z(t),$$

avec :

$Sa_x^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par un assureur correspondante aux assurés d'âge x ayant souscrit la couverture z tout au long de la période t

$Ea_x^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante

$pa_x^z(t)$ = prime pure versée par le preneur ayant souscrit, pour un assuré âgé de x années, la couverture z et souhaitant être couvert pendant la période t

Dans ce cas, le preneur d'assurance va chaque année payer une prime différente qui se modifiera en fonction du risque annuel qu'il représente. On remarque que cette segmentation permet de récupérer des notations analogues à celles de la relation 2.2.1. Remarquons également que la prime pure générale $pr^z(t)$ peut s'interpréter comme une moyenne pondérée des primes de risque par âge $pr_x^z(t)$

$$pr^z(t) = \sum_{x=0}^{\omega} \frac{Ea_x^z(t)}{Ea^z(t)} \cdot pr_x^z(t),$$

Certains tarifs appliqués par les assureurs proposent ou imposent des couvertures plus longues. Nous parlerons alors d'engagements "multi-périodiques". C'est précisément l'objet du point suivant.

3.3 Tarif basé sur l'équivalence actuarielle "multi-périodiques"

Les tarifs "multi-périodiques" sont fréquemment rencontrés dans les assurances individuelles, qui sont le cœur même du champ d'application de la loi.

Etant donné l'élargissement de la période de couverture, il ne faut plus chercher à égaliser les prestations et les primes sur une seule et même période mais imposer l'égalité entre l'espérance de la valeur actuelle des prestations assurées d'une part, et l'espérance de la valeur actuelle des primes futures, d'autre part. A cette prime unique, on peut alors substituer une prime constante ou prime nivelée. L'engagement du preneur repose donc dans ce cas sur le paiement d'une prime constante, tant que l'assuré est en vie ou pendant une durée de vie limitée, plus ou moins longue. La conséquence directe de l'emploi de cette prime nivelée est la constitution de réserves puisqu'au départ cette prime constante est supérieure au risque annuel.

3.3.1 Tarif à l'âge de la souscription

La prime pure dans ce tarif s'évalue comme en assurance vie par nivellement de la prime unique pure depuis l'âge de la souscription, noté x_{init} jusqu'à l'âge terme de l'assurance noté ω par exemple 65 ans, si la couverture court jusqu'à l'âge de la retraite ou jusqu'au dernier âge de la table de mortalité, si la couverture est viagère. Le principe de nivellement dont il est question ici repose sur deux outils :

1. Le lissage permettant de substituer une prime stable à une prime irrégulière dans le temps sauf augmentation éventuelle du tarif à posteriori.
2. Une réserve qui s'autoalimente lorsque la prime est supérieure au risque couvert.

L'engagement du preneur s'établit comme suit pour la période $[t, t + \omega - x_{init}]$:

$$pa_{x_{init}}^z(t) \left(1 + v \cdot {}_1p_{x_{init}} + v^2 \cdot {}_2p_{x_{init}} + \dots + v^{\omega - x_{init} - 1} \cdot {}_{\omega - x_{init} - 1}p_{x_{init}} \right) \quad (3.3.1.1)$$

avec :

$pa_{x_{init}}^z(t)$ = prime pure nivelée versée par le preneur ayant souscrit à l'instant t , pour le compte d'un assuré âgé de x_{init} ans, la couverture z et souhaitant être couvert jusqu'à l'âge terme

Quant à l'engagement de l'assureur envers le bénéficiaire de l'assurance :

$$p_{x_{init}}^z(t) + p_{x_{init}+1}^z(t) \cdot v \cdot {}_1p_{x_{init}} + p_{x_{init}+2}^z(t) \cdot v^2 \cdot {}_2p_{x_{init}} + \dots + p_{\omega-1}^z(t) \cdot v^{\omega - x_{init} - 1} \cdot {}_{\omega - x_{init} - 1}p_x \quad (3.3.1.2)$$

En appliquant le principe d'équivalence actuarielle, c'est-à-dire en égalant 3.3.1.1 et 3.3.1.2, la prime pure nivelée à exiger est finalement donnée par :

$$pa_{x_{init}}^z(t) = \frac{\sum_{k=x_{init}}^{\omega-1} pr_k^z(t) \cdot v^{k-x_{init}} \cdot {}_{k-x_{init}}p_{x_{init}}}{\sum_{k=x_{init}}^{\omega-1} v^{k-x_{init}} \cdot {}_{k-x_{init}}p_{x_{init}}} \quad (3.3.1.3)$$

Un tarif variable est donc mis en place à chaque âge. Deux preneurs ayant souscrit la même couverture à deux âges successifs paieront donc deux primes distinctes.

3.3.2 Tarif à l'âge de la souscription regroupé par tranche d'âges

En vue d'éviter ce dernier désagrément, certains assureurs recourent au regroupement de différents âges successifs en classe d'âges. Une même prime pourra être réclamée aux assurés appartenant à la même classe d'âges à la souscription par exemple la tranche $x_{init_i} - x_{init_{i+1}}$ ans. Cette nouvelle prime correspond à une moyenne pondérée des primes présentées dans la relation 3.3.1.3 :

$$pa_{[x_{init_i}, x_{init_{i+1}}]}^z(t) = \sum_{k=x_{init_i}}^{x_{init_{i+1}}} \frac{Ea_k^z(t)}{Ea_{[x_{init_i}, x_{init_{i+1}}]}^z(t)} \cdot pa_k^z(t),$$

avec :

$pa_{[x_{init_i}, x_{init_{i+1}}]}^z(t)$ = prime pure nivelée versée par le preneur ayant souscrit à l'instant t , pour le compte d'un assuré dont l'âge à la souscription est compris entre x_{init_i} et $x_{init_{i+1}}$, la couverture z et souhaitant être couvert jusqu'à l'âge terme

Ce tarif n'est également équilibré à long terme que moyennant une certaine stabilité de la représentativité de chacun des âges de la classe.

4 Implémentation pratique de la méthode actuarielle

La méthode d'indexation des soins de santé envisagée ci-avant vise à introduire une dose significative d'équité actuarielle en scindant l'indice selon la classe d'âges à laquelle l'assuré appartient et selon la couverture souscrite par le preneur. Cette section a pour but d'apporter un éclairage théorique sur le processus complet d'indexation de la prime pure. Ce cheminement peut être décomposé en deux étapes : d'une part le suivi de l'évolution des charges moyennes annuelles de sinistres par assuré et d'autre part leurs implications sur la prime payée par le preneur.

4.1 Evolution de l'indice selon la segmentation retenue

La première étape de la méthode actuarielle repose sur la délimitation d'un périmètre clair et précis des critères de

segmentation. Nous avons retenu dans la présente étude l'âge de l'assuré et le type de couverture souscrit comme ayant un impact significatif sur la sinistralité observée. La seconde étape consiste à collecter auprès des compagnies d'assurance l'information nécessaire en prenant soin de respecter la ventilation âge/couverture définie précédemment. Pour rappel, l'information jugée nécessaire se borne à la charge totale des sinistres réellement supportée par l'assureur et l'exposition au risque correspondante sur une période unitaire. Enfin, revient alors à un organisme indépendant le soin d'agrèger l'ensemble de ces données. Ces opérations peuvent être répétées aussi souvent qu'une indexation sera jugée nécessaire. Remarquons qu'en raccourcissant la durée écoulée entre deux recensements, les assureurs pourraient plus rapidement répercuter l'augmentation réelle du coût des prestations garanties. Dans la suite de cet article, nous supposons raisonnable un délai d'ajustement d'une année.

Néanmoins, eu égard à la diversité des techniques de tarification en assurance maladie, le suivi de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré peut s'opérer sur l'ensemble du portefeuille ou seulement sur une partie de celui-ci. Notons l'augmentation de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré pour la couverture z entre les instants t et $t+1$ pour le portefeuille dans son intégralité, $g^z(t)$ avec

$$g^z(t) = \left(\frac{\sum_{k=0}^{\omega} Sm_k^z(t) / \sum_{k=0}^{\omega} Em_k^z(t)}{\sum_{k=0}^{\omega} Sm_k^z(t-1) / \sum_{k=0}^{\omega} Em_k^z(t-1)} \right),$$

pour un portefeuille limité aux âges compris entre x_i et x_{i+1} , $g_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t)$ avec

$$g_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t) = \left(\frac{\sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Sm_k^z(t) / \sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Em_k^z(t)}{\sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Sm_k^z(t-1) / \sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Em_k^z(t-1)} \right),$$

avec pour cas extrême, âge par âge, $g_x^z(t)$

$$g_x^z(t) = \left(\frac{Sm_x^z(t) / Em_x^z(t)}{Sm_x^z(t-1) / Em_x^z(t-1)} \right).$$

La tentation est grande d'exploiter directement ces facteurs $g^z(t)$, $g_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t)$, $g_x^z(t)$ en les appliquant tels quels sur l'ancienne prime payée. Dans le point suivant, nous décortiquons ce passage selon la technique de tarification

considérée. C'est également au sein de ce point que sera mis en lumière le choix prépondérant de la latitude à laisser aux assureurs dans cette matière. Nous proposons à cet égard une discussion au point 4.3.

4.2 Principes de l'indexation selon la technique de tarification retenue

Rappelons tout d'abord que les facteurs présentés ci-dessus servent, en vertu de l'article 138bis-4 de la loi du 20 juillet 2007, de plafond à l'indexation des primes de risque mais pas nécessairement comme nous le verrons de plafond à l'indexation de la prime en tant que telle.

4.2.1 Tarif identique pour tous

La hausse de prime (pure) maximale qu'un assureur pourrait revendiquer dans ce tarif est par définition de la méthode utilisée identique pour tous et correspond forcément à

$$pr^z(t) = pr^z(t-1) \cdot g^z(t-1) = pa^z(t-1) \cdot g^z(t-1) \\ \Leftrightarrow pa^z(t) = pr^z(t) = pa^z(t-1) \cdot \left(\frac{\sum_{k=0}^{\omega} Sm_k^z(t-1) / \sum_{k=0}^{\omega} Em_k^z(t-1)}{\sum_{k=0}^{\omega} Sm_k^z(t-2) / \sum_{k=0}^{\omega} Em_k^z(t-2)} \right)$$

Cette indexation de la prime peut conduire à un écart significatif entre le profil de risque d'une compagnie isolée et celui du marché. Les acteurs du marché les plus efficaces pourraient répercuter une augmentation plus faible alors que les autres devraient irrémédiablement se soumettre à cette augmentation maximale. La poursuite de leurs activités ne serait dès lors possible qu'au travers d'une amélioration de leur structure de risque. L'esprit de la libre concurrence est donc préservé.

4.2.2 Tarif identique pour les assurés de même classe d'âges

Au sein de chacune des tranches d'âges, l'augmentation est maintenue constante et la variabilité de la prime sera fonction de l'âge atteint au moment de l'augmentation. Lorsque l'assuré vieillit et passe à la tranche suivante, sa prime est adaptée au moyen d'un nouveau facteur.

$$p_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t) = p_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t-1) \cdot g_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t-1) = pa_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t-1) \cdot g_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t-1) \\ \Leftrightarrow pa_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t) = p_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t) = pa_{[x_i, x_{i+1}]}^z(t-1) \cdot \left(\frac{\sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Sm_k^z(t-1) / \sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Em_k^z(t-1)}{\sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Sm_k^z(t-2) / \sum_{k=x_i}^{x_{i+1}} Em_k^z(t-2)} \right)$$

Ce tarif met également le doigt sur un autre point sensible qu'est le découpage délicat en tranches. En effet, il est peu probable que l'ensemble des acteurs du marché utilisant cette technique recourent systématiquement au même découpage. Ce problème s'efface dans le tarif suivant.

4.2.3 Tarif identique pour les assurés de même âge

L'augmentation sera identique ou non en pourcentage pour tous, suivant que l'augmentation des coûts de soins de santé est la même ou non à chaque âge. La nouvelle prime à réclamer à un assuré d'âge x au cours de la période t est donnée par :

$$pr_x^z(t) = pr_x^z(t-1) \cdot g_x^z(t-1) = pa_x^z(t-1) \cdot g_x^z(t-1)$$

$$\Leftrightarrow pa_x^z(t) = pr_x^z(t) = pa_x^z(t-1) \cdot \left(\frac{Sm_x^z(t-1)/Em_x^z(t-1)}{Sm_x^z(t-2)/Em_x^z(t-2)} \right).$$

Ces trois dernières techniques ont mis en avant deux phénomènes intéressants d'une part la simplicité avec laquelle il est possible d'indexer les anciennes primes et d'autre part l'absence de prise en compte de la spécificité propre de l'assureur dans ce processus d'indexation, excepté peut-être que ce sont ses propres données qui ont contribué aux calculs mêmes du facteur d'augmentation de la charge annuelle moyenne de sinistres par assuré (étape 2). On comprend aisément pourquoi cette méthode propose aux assureurs disposant d'une large part de marché la meilleure couverture qu'il soit.

4.2.4 Tarif à l'âge de la souscription

Cette technique de tarification nécessite de distinguer le cas des nouvelles affaires du portefeuille existant en raison du traitement spécifique de la réserve de vieillissement. En effet, on peut facilement comprendre qu'il ne serait pas juste d'appliquer purement et simplement au portefeuille le nouveau tarif à l'âge atteint. Pareille dérive conduirait tout bonnement à négliger la réserve que l'assuré a constitué depuis sa souscription grâce à ses excédents de primes (par rapport aux risques réellement couverts). En effet, imaginons le scénario suivant : augmentation de $x\%$ du coût des soins de santé à chaque âge. L'ensemble des sinistres futurs probables augmentera dès lors de $x\%$. Or, pour un contrat existant, ces sinistres seront financés non seulement par l'ensemble des primes futures mais également par la réserve constituée au moment de l'augmentation. N'agir que sur les primes futures revient donc à s'attaquer uniquement à une des sources de financement. La technique d'adaptation de la prime s'apparente alors dans ce cas en fait au mécanisme de péréquation d'un contrat d'assurance vie.

- Dans le cas d'une nouvelle affaire où l'assuré rentre à l'âge x_{init} , l'accroissement de prime s'établit en comparant l'ancienne prime à la nouvelle

$$\alpha_{x_{init}}^z(t/t-1) = \frac{pa_{x_{init}}^z(t)}{pa_{x_{init}}^z(t-1)},$$

où

$$pa_{x_{init}}^z(t) = \frac{PUP_{x_{init}}^z(t)}{\ddot{a}_{x_{init}}} = \frac{\sum_{k=x_{init}}^{\omega-1} pr_k^z(t-1) \cdot g_k^z(t-1) \cdot v^{k-x_{init}} \cdot {}_{k-x_{init}}P_{x_{init}}}{\sum_{k=x_{init}}^{\omega-1} v^{k-x_{init}} \cdot {}_{k-x_{init}}P_{x_{init}}}, \quad (4.2.4.1)$$

avec :

$\alpha_{x_{init}}^z(t/t-1)$ = facteur d'accroissement du coût total attendu sur la durée de vie résiduelle d'un contrat d'âge initial x_{init} entre les instants $t-1$ et t

$\ddot{a}_{x_{init}}$ = facteur de conversion d'une rente viagère

$PUP_{x_{init}}^z(t)$ = prime unique pure viagère pour une police souscrite à l'âge x_{init} à l'instant t .

Sous l'hypothèse simpliste d'une croissance uniforme à tout âge des soins de santé, $g_x^z(t-1) = g^z(t-1)$, le nouveau tarif pour nouvelles affaires correspondra, à annuité inchangée, à l'ancien augmenté linéairement et identiquement pour tous de $g^z(t-1)$.

- Dans le cas du portefeuille existant, l'indexation de la prime se fera distinctement en fonction de l'importance de la réserve de vieillissement. Supposons les primes de risque pure pour chaque âge x inchangées depuis la date de souscription,

$$pr_x^z(t-(x-x_{init})) = pr_x^z(t-(x-x_{init})+1) = \dots = pr_x^z(t-1) \quad \forall x > x_{init},$$

et notons $V_x^z(t)$ comme étant la réserve accumulée en t avant indexation par un assuré d'âge x ayant souscrit une couverture viagère de type z à l'âge x_{init}

$$V_x^z(t) = PUP_x^z(t-1) - pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init})) \cdot \ddot{a}_x$$

$$\Leftrightarrow V_x^z(t) = \sum_{k=x}^{\omega-1} pr_k^z(t-1) \cdot v^{k-x} \cdot {}_{k-x}P_x - pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init})) \cdot \ddot{a}_x. \quad (4.2.4.2)$$

L'augmentation des primes de risque futures génèrent un nouveau tarif d'application à la date t . La prime unique pure devient alors

$$PUP_x^z(t) = \sum_{k=x}^{\omega-1} pr_k^z(t-1) \cdot g^z(t-1) \cdot v^{k-x} \cdot {}_{k-x}p_x = g^z(t-1) \cdot PUP_x^z(t-1). \quad (4.2.4.3)$$

D'après l'équation d'équivalence qui postule que la somme de la réserve en t et de la valeur actuelle des primes futures en t est équivalente à la prime unique pure de la relation 4.2.4.3, on en déduit la nouvelle prime annuelle viagère en t , pour un contrat émis initialement en $t-(x-x_{init})$ à l'âge x_{init} comme étant

$$pa_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init})) = \frac{PUP_x^z(t) - V_x^z(t)}{\ddot{a}_x} = p_1 - p_2, \quad (4.2.4.4)$$

avec :

$p_1 = PUP_x^z(t)/\ddot{a}_x$ = prime annuelle pour nouvelles affaires à l'âge atteint

$p_2 = V_x^z(t)/\ddot{a}_x$ = réserve transformée en un montant annuel venant corriger p_1 .

Le processus d'adaptation de tarif du portefeuille existant comporte une étape supplémentaire, qui consiste à retrancher au tarif applicable aux nouvelles affaires la réserve annualisée. On mesure donc ici l'importance de la réserve de vieillissement dans le processus d'adaptation. En outre, plus celle-ci est importante, plus l'augmentation de la prime par rapport à la prime initialement supportée par le preneur, $pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init}))$, sera conséquente comme illustrée par la relation 4.2.4.5. En effet, en combinant les relations 4.2.4.3 et 4.2.4.4, on obtient

$$\begin{aligned} pa_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init})) &= \frac{g^z(t-1) \cdot PUP_x^z(t-1)}{\ddot{a}_x} - \frac{V_x^z(t)}{\ddot{a}_x} \\ &\quad + \frac{(g^z(t-1) - g^z(t-1))V_x^z(t)}{\ddot{a}_x} \\ \Leftrightarrow pa_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init})) &= g^z(t-1) \cdot pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init})) + \frac{(g^z(t-1) - 1)V_x^z(t)}{\ddot{a}_x}. \end{aligned} \quad (4.2.4.5)$$

Définissons $\beta_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init}))$ comme le rapport entre la nouvelle prime après la première modification de tarif en t et la prime initiale en $t-(x-x_{init})$. Ce rapport donne par âge le facteur d'indexation actuariel à appliquer sur la dernière prime payée par le preneur

$$\begin{aligned} \Leftrightarrow \beta_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init})) &= \frac{pa_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init}))}{pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init}))} \\ \Leftrightarrow \beta_{x_{init}}^z(t/t-(x-x_{init})) &= g^z(t-1) + (g^z(t-1) - 1) \cdot \frac{V_x^z(t)}{pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init})) \cdot \ddot{a}_x}. \end{aligned} \quad (4.2.4.6)$$

En l'absence de réserve de vieillissement, on récupère bien l'augmentation uniforme pour nouvelles affaires de la relation 4.2.4.1. La relation précédente illustre dans le cas d'une augmentation uniforme de la charge annuelle moyenne des sinistres par assuré le lien qui unit le facteur d'indexation d'une part à la réserve de vieillissement et d'autre part à la dernière prime payée. Une augmentation différenciée par âge de la charge annuelle moyenne de sinistres par assuré, $g_x^z(t-1) \neq g^z(t-1)$, vient encore renforcer le caractère non-uniforme de l'adaptation à exécuter. D'une manière plus générale, si l'augmentation de prime unique est dépendante de l'âge de telle sorte qu'entre $t-(x-x_{init})$ et t , on puisse écrire

$$\begin{aligned} PUP_x^z(t) &= \sum_{k=x}^{\omega-1} pr_k^z(t-1) \cdot g_k^z(t-1) \cdot v^{k-x} \cdot {}_{k-x}p_x \\ \Leftrightarrow PUP_x^z(t) &= \alpha_x^z(t/t-(x-x_{init})) \cdot PUP_x^z(t-1), \end{aligned}$$

et en supposant l'annuité inchangée, le facteur d'indexation actuarielle est finalement fourni par

$$\begin{aligned} \beta_x^z(t/t-(x-x_{init})) &= \alpha_x(t/t-(x-x_{init})) \\ &\quad + (\alpha_x(t/t-(x-x_{init})) - 1) \cdot \frac{V_x^z(t)}{pa_{x_{init}}^z(t-(x-x_{init})) \cdot \ddot{a}_x}. \end{aligned} \quad (4.2.4.7)$$

Le facteur d'indexation actuarielle dépend donc d'une manière générale des niveaux respectifs de la réserve de vieillissement, de la prime avant adaptation, de l'âge atteint au moment de l'adaptation propre à l'assuré ainsi que des bases tarifaires et techniques propres à l'assureur. L'application stricte d'un même facteur à l'ensemble du portefeuille d'une même compagnie générerait alors automatiquement un biais actuariel, que le coût des soins de santé augmente ou non de manière identique à chaque âge. Ce biais serait sans doute minime et négligeable pour de faibles augmentations de coûts ; mais ne le serait pas pour de plus amples augmentations même dans l'hypothèse où ces dernières seraient identiques à chaque âge. En conclusion de quoi, cette méthode conduit inexorablement à différencier l'augmentation de prime par assuré voire même également par compagnie d'assurance. Nous reviendrons sur ce dernier point dans la section 4.3 du présent article.

4.2.5 Tarif à l'âge de la souscription regroupé par tranche d'âges

Afin d'éviter un calcul d'adaptation du portefeuille, police par police, il peut être fait usage d'une adaptation de la prime identique pour une même tranche d'âges. En matière de nouvelles affaires, un regroupement des assurés par groupe d'âges à la souscription semble naturellement s'envisager. Par contre, en ce qui concerne l'adaptation du portefeuille, les assurés seraient regroupés par groupe d'âges atteint au moment de l'adaptation en veillant à ce que le facteur d'adaptation moyen de la tranche ne s'écarte pas significativement des facteurs individuels par assurés de la tranche.

4.3 Voies possibles ?

Au sein des sections précédentes, une nouvelle question a fait irruption dans le débat à savoir celle du rôle exact que doivent jouer les entreprises d'assurance dans le processus d'indexation des primes des contrats privés d'assurance maladie ? Doivent-elles uniquement se contenter d'appliquer purement et simplement une série d'indices ou doivent-elles calculer au moyen de leurs propres bases techniques et tarifaires l'augmentation de prime à appliquer à chaque contrat ? Ces questions sont le corolaire du choix opéré initialement de travailler sur les constituants de la prime et non sur la prime elle-même. Deux voies sont à cet égard envisageables, soit la voie "assureur" soit la voie "marché". Le présent article n'a pas pour but d'épingler l'approche la plus appropriée mais plutôt de se borner à présenter les tenants et aboutissants de ce choix.

La première consiste à fournir aux assureurs le tableau des facteurs d'augmentation de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré $g_x^z(t)$. Sur base de ces facteurs, chaque compagnie devrait effectuer en son sein l'adaptation de la prime en respectant scrupuleusement la méthodologie présentée au sein des sections 4.2.1 à 4.2.5. Concrètement, cela signifie qu'un même assuré serait susceptible de subir une augmentation (maximale) différenciée de sa prime d'une compagnie à l'autre dans la mesure où les bases tarifaires et techniques (primes de risque, taux d'intérêt technique, tables de mortalité, taux de chute, etc.) divergeraient. Les avantages et inconvénients de cette voie sont brièvement résumés dans le tableau suivant.

Avantages	Inconvénients
Publication d'un nombre limité d'informations sur le marché	Non transparence, contraire à l'objectif poursuivi par l'article 138bis-4 §3 de la loi du 20/07/2007
Favorable à la rentabilité des compagnies d'assurance	Gestion administrative lourde et coûteuse

A côté de cette approche "micro-économique", une autre approche consiste à adopter une vue plus large en fournissant directement au marché les facteurs d'indexation

g, α, β . Cette dernière approche suppose de dégager pour l'ensemble du marché un seul jeu de bases techniques et tarifaires sur base desquelles l'ensemble des calculs d'indexation serait exécutés. Autrement dit, dans cette approche, un même assuré ne pourrait pas faire l'objet de discrimination en matière d'indexation maximale de sa prime selon son affiliation à l'une ou l'autre compagnie. Bien que cette approche dispose d'avantages évidents, certains inconvénients viennent cependant obscurcir le tableau.

Avantages	Inconvénients
Homogénéité de l'indexation	Nécessité d'un consensus sur les bases techniques/tarifaires "marché"
Cohérence avec l'article 138bis-4 §3 de la loi du 20/07/2007	Publication d'un nombre significatif d'indices sur le marché

5 Illustration numérique

Sur base des statistiques marché 2005-2007 disponibles dans le rapport émanant du Centre fédéral d'expertise des soins de santé [1], il est possible d'illustrer l'impact de la méthode actuarielle sur les primes pures en prenant soin de distinguer les anciens des nouveaux contrats. Pour les besoins de cette illustration, les hypothèses propres à un assureur fictif ont été posées et sont présentées à l'annexe 2.

Le tableau ci-dessous donne dans un premier temps les primes pures annuelles exigées par cette compagnie fictive auprès d'assurés âgés à la souscription de 40 à 60 ans en 2007 en fonction du mode de tarification. Pour rappel, le tarif 1 correspond au tarif identique pour tous, le tarif 2 renvoie au tarif identique pour les assurés de même classe d'âges, le tarif 3 se rapporte au tarif identique pour les assurés de même âge, le tarif 4 concorde avec le tarif à l'âge de la souscription et le tarif 5 symbolise le tarif à l'âge de la souscription regroupé par tranche d'âges³.

Age	Tarif 1	Tarif 2	Tarif 3	Tarif 4	Tarif 5
40	104.24	105.89	83.07	246.18	224.10
45	104.24	85.60	83.18	284.61	288.41
50	104.24	85.60	101.80	333.77	288.41
55	104.24	134.93	133.58	395.83	402.09
60	104.24	134.93	180.34	475.94	402.09

En optant pour le tarif 1, cette compagnie joue la carte de la solidarité au maximum dans la mesure où tous ces assurés paient le même montant indépendamment de leur âge et donc indirectement du risque qu'ils représentent. Les tarifs 2 et 3 permettent à la compagnie d'injecter une certaine dose d'équité ; le lissage s'effectuant soit au sein d'une classe

³ Tarif 2 & 5 : 6 classes (0 à 20, 21 à 30, 31 à 40, 41 à 50, 51 à 60, ≥ 61)

d'âge soit au sein de chaque âge. Le saut observé entre les tarifs 2, 3 et les tarifs 5, 4 s'explique par le passage d'une couverture mono-périodique à une couverture multi-périodiques et, par la même, le besoin de constituer des réserves de vieillissement.

Au terme de l'année 2007, les statistiques "marché" nous informent de la progression de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré à chaque âge et pour une couverture donnée. Il faut ensuite traiter ces données, outre selon le tarif concerné, selon la voie choisie pour les tarifs 4 et 5.

Les facteurs d'indexation des cinq tarifs à appliquer aux nouvelles affaires sont présentés ci-dessous.

Age	Assureur=Marché			Assureur		Marché	
	Tarif 1	Tarif 2	Tarif 3	Tarif 4	Tarif 5	Tarif 4	Tarif 5
40	1.0863	1.0451	1.0424	1.0412	1.0407	1.0621	1.0603
45	1.0863	1.1062	0.9892	1.0386	1.0367	1.0608	1.0587
50	1.0863	1.1062	1.0785	1.0321	1.0367	1.0554	1.0587
55	1.0863	1.1085	1.2320	1.0252	1.0239	1.0500	1.0485
60	1.0863	1.1085	0.9803	1.0171	1.0239	1.0439	1.0485

La prime pure exigée par l'assureur pour un assuré âgé de 40 ans en 2008 s'obtient en multipliant la prime payée par un assuré de 40 ans en 2007 par respectivement 1.0863 pour le tarif 1, 1.0451 pour le tarif 2, 1.0424 pour le tarif 3, 1.0412 ou 1.0621 pour le tarif 4, et enfin 1.0407 ou 1.0603 pour le tarif 5. Les différences existantes entre les deux voies s'expliquent par le fait que la structure des primes de risques avant adaptation est plus avantageuse pour l'assureur isolé que pour le marché⁴. En somme, une même augmentation relative des primes de risque n'a pas nécessairement le même effet sur la nouvelle prime unique pure et donc finalement sur le facteur d'indexation.

Le caractère particulier des tarifs 4 et 5 rend cependant cette adaptation encore plus complexe au niveau technique puisqu'il faut distinguer les nouvelles affaires du portefeuille existant. En pratique, ces tarifs nécessiteraient deux ajustements.

Le premier permettrait en effet de faire la jonction entre la date de souscription et 2007, c'est-à-dire entre la prime réclamée à la souscription et la prime actuelle. Le second ajustement fait quant à lui référence à l'adaptation entre 2007 et 2008. Par simplification, nous supposons le premier ajustement inexistant en posant un taux d'augmentation uniforme des primes de risque passées égal à 0%. Observons à présent dans le cas du tarif 4 l'impact de l'ancienneté par pas de 5 ans sur les facteurs d'indexation.

Vision assureur

Tarif 4	Ancienneté				
Age	0	5	10	15	20
40	1.0412	1.0465	1.0507	1.0559	1.0637
45	1.0386	1.0455	1.0514	1.0559	1.0616
50	1.0321	1.0385	1.0453	1.0511	1.0557
55	1.0252	1.0309	1.0371	1.0436	1.0493
60	1.0171	1.0216	1.0265	1.0319	1.0377

Vision marché

Tarif 4	Ancienneté				
Age	0	5	10	15	20
40	1.0621	1.0699	1.0756	1.0826	1.0938
45	1.0608	1.0710	1.0799	1.0863	1.0942
50	1.0554	1.0656	1.0764	1.0860	1.0929
55	1.0500	1.0600	1.0710	1.0827	1.0929
60	1.0439	1.0533	1.0640	1.0756	1.0880

La prime réclamée à un assuré de 40 ans et ayant souscrit sa police à l'âge de 35 ans serait au maximum 1.0465 fois supérieure à sa dernière prime payée dans le cas assureur et 1.0699 dans le cas marché. Ce décalage s'explique à nouveau par les écarts significatifs entre les primes de risque initiales de l'assureur isolé et celles du marché.

Pour un contrat souscrit il y a à peine quelques années, la réserve est relativement peu conséquente et l'impact de la revalorisation de la réserve, illustré par le second terme de la relation 4.2.4.6, sera également faible ; le facteur d'indexation de la prime sera très légèrement supérieur à celui des nouvelles affaires (1^{ère} colonne du tableau). Par opposition, pour un assuré plus âgé ayant jadis souscrit son contrat, le poids de la revalorisation va beaucoup plus intervenir. On ne peut donc en aucun cas négliger le biais généré par l'ancienneté sauf éventuellement en cas de très faibles augmentations du coût des soins de santé.

Etudions à présent l'impact que pourrait avoir un premier ajustement sur les facteurs d'indexation. Nous limiterons notre analyse à l'étude d'un assuré de 40 ans ayant subi des augmentations passées identiques à tout âge.

Vision assureur

Tarif 4	Ancienneté				
Taux revalorisation	0	5	10	15	20
0%	1.0412	1.0465	1.0507	1.0559	1.0637
2%	1.0412	1.046	1.0487	1.0513	1.0543
3%	1.0412	1.0457	1.0479	1.0496	1.0514
5%	1.0412	1.0453	1.0466	1.0472	1.0477

⁴ Cf. Annexe 2

Vision marché

<u>Tarif 4</u>	Ancienneté				
Taux revalorisation	0	5	10	15	20
0%	1.0621	1.0699	1.0756	1.0826	1.0938
2%	1.0621	1.0691	1.0728	1.0762	1.0805
3%	1.0621	1.0687	1.0717	1.0739	1.0766
5%	1.0621	1.0681	1.0698	1.0706	1.0713

L'interprétation de ces tableaux s'effectue verticalement et nous apprend qu'un premier ajustement permet de réduire l'intensité du second quelque soit l'ancienneté du contrat. En outre, plus le taux de revalorisation des primes de risque passé est grand, plus le différentiel d'indexation entre jeune et vieux contrat se réduit. Les mêmes observations peuvent être effectuées lorsque les taux de revalorisation sont fonctions de l'âge et/ou de l'ancienneté. Nous pouvons donc conclure qu'en cas de prise en compte de l'inflation passée du coût des soins de santé les facteurs d'indexation futurs s'aminciraient.

Etant donné la quantité d'informations nécessaires à l'implémentation du tarif 5, il n'a pas été possible d'évaluer les facteurs d'indexation. Cependant, ce tarif permettrait de réduire considérablement la dimensionnalité du problème puisque le regroupement s'effectuerait par groupe d'âges atteint au moment de l'adaptation. Cette approche ne serait donc clairement pas à exclure pour autant que ce regroupement soit statistiquement pertinent.

Au travers de cette illustration numérique, nous avons mis en exergue le problème majeur de la méthode actuarielle à savoir la multiplication des facteurs d'indexation. Celle-ci est le corollaire du choix de segmentation opéré initialement et de la structure du tarif envisagée par chacune des compagnies d'assurance actives dans le domaine de la maladie. Néanmoins, une première piste peut d'ores et déjà être avancée en recourant à un regroupement par tranches d'âges. D'autres pistes peuvent encore être envisagées telles que la mise en place d'un modèle paramétrique résumant toute l'information disponible dans un (petit) nombre de paramètres.

6 Conclusions

L'introduction de la loi du 20 juillet 2007 sur les contrats privés d'assurance maladie a suscité l'intérêt du monde de l'assurance. Limiter la progression des primes au seul indice des prix à la consommation semble quelque peu incohérent et trop réducteur. L'objectif du présent article était dès lors de proposer et de mettre en œuvre une méthode de construction d'un indice médical en phase avec l'évolution réelle des prestations garanties par les assureurs.

Deux méthodes ont à ce sujet été successivement envisagées. Dans un premier temps, une méthode inspirée de l'indice des prix à la consommation a été proposée mais cette voie a rapidement été abandonnée pour des raisons techniques telles que l'absence de prise en compte par exemple de la fréquence des sinistres ou encore des clauses contractuelles. La méthode actuarielle a alors été mise au point en prenant soin non seulement de régler chacun de ces problèmes tout en respectant le principe de solidarité inhérente à l'assurance maladie et en stimulant la concurrence entre les acteurs. Les primes futures des assurés reflètent ainsi la sinistralité passée du marché dans son ensemble. Indépendamment du respect des exigences réglementaires, cette méthode permet également de diffuser une dose importante d'équité actuarielle grâce à une segmentation intelligente (du prix de revient) du risque.

La concrétisation de cette méthode laisse cependant entrevoir deux faiblesses pour lesquelles un remède devra rapidement être trouvé. D'une part, cette approche ne permet pas de pénaliser une mauvaise gestion éventuelle de la part des compagnies d'assurance. D'autre part, l'équité actuarielle insufflée dans ce modèle peut conduire, compte tenu notamment de l'existence de réserve de vieillissement, à moduler l'augmentation tarifaire en fonction de l'âge à la souscription, de l'âge atteint et des contraintes techniques.

Cet article s'est borné à proposer une méthode d'indexation objective et représentative de l'évolution du coût des prestations garanties. Néanmoins, d'autres aspects tels que le passage de la prime pure à la prime commerciale ou la solvabilité des assureurs les moins efficaces feront l'objet de plus amples développements lors d'études complémentaires.

En somme, l'avant-gardisme dont pourrait faire preuve la Belgique en matière d'indexation des primes des contrats privés d'assurance maladie nécessite une prise de position claire et soutenue du politique. Mais n'est-ce pas le prix à payer pour toute forme d'innovation ?

REMERCIEMENTS

Les auteurs voudraient tout d'abord exprimer leur reconnaissance envers la Communauté française de Belgique qui a soutenu leurs recherches dans le cadre du Projet d'Actions de Recherche Concertées ARC 04/09-320. Les auteurs voudraient également remercier le Professeur Michel Denuit pour les conversations échangées aussi constructives que sympathiques ainsi que Xavier Maréchal pour ses commentaires et suggestions. Enfin, les auteurs tiennent à mettre en avant le rôle constructif joué par le K.C.E. dans cet épineux dossier.

REFERENCES

- [1] Devolder P, Denuit M, Marechal X, Yerna B-L, Closon J-P, Leonard C, et al. Construction d'un index médical pour les contrats privés d'assurance maladie. Health Services Research (HSR). Bruxelles : Centre fédéral d'expertise des soins de santé (KCE); 2008. KCE reports 96B (D/2008/10.273/83)
- [2] Service Public Fédéral économie, P.M.E., classe moyenne et énergie. Loi du 20 juillet 2007. Loi modifiant en ce qui concerne les contrats privés d'assurance maladie, la loi du 25 juillet 1992 sur le contrat d'assurance terrestre. Publication au Moniteur Belge 18 août 2007.
- [3] Direction générale Statistique et Information économique, L'indice des prix à la consommation – Base 2004, 2007.
- [4] Gordon, R.J. (2000). The Boskin Report and its aftermath. JEL
- [5] Da Silva, R. (2007). Indexation of medical costs for South African medical Schemes. IAAHS Colloquium, Cape Town, May 2007.
- [6] Denuit M., & Robert C. (2007). Actuariat des assurances de Personnes : Modélisation, tarification et provisionnement. Ed. ECONOMICA, 2007.
- [7] US Bureau of Labor Statistics (2008). Measuring price change for medical care in the CPI.
- [8] Haberman, S., & Pitacco, E. (1998). Actuarial Models for Disability Insurance. Chapman & Hall, London.
- [9] Assurinfo. Special Santé: la loi du 20 juillet 2007 pour améliorer l'accessibilité et la continuité de l'assurance maladie privée. Novembre 2007.

ANNEXE 1 : Lexique

a = indice désignant l'emploi des statistiques d'un assureur isolé

m = indice désignant l'emploi des statistiques du marché

t = période allant de la date t à la date $t+1$

v = facteur d'actualisation

x = âge de l'assuré

z = type de couverture souscrit

${}_n p_x$ = probabilité de survie d'une police entre les âges x et $x+n$

$CA_x^z(t)$ = prime de risque pure correspondant à un assuré d'âge x disposant de la couverture de type z au cours de la période t et estimée sur base des statistiques du marché

$pr_x^z(t)$ = prime de risque pure correspondant à un assuré d'âge x disposant de la couverture de type z au cours de la période t et estimée sur base des statistiques d'un assureur isolé

$Sm_x^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par le marché correspondante aux assurés d'âge x ayant souscrit la couverture z tout au long de la période t

$Em_x^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante à $Sm_x^z(t)$

$Sa_x^z(t)$ = charge totale des sinistres supportée par un assureur correspondante aux assurés d'âge x ayant souscrit la couverture z tout au long de la période t

$Ea_x^z(t)$ = exposition au risque totale correspondante à $Sa_x^z(t)$

$pa_x^z(t)$ = prime pure versée par le preneur ayant souscrit, pour un assuré âgé de x années, la couverture z et souhaitant être couvert pendant la période t

$pa_{x_{init}}^z(t)$ = prime pure nivelée versée au début de la période t par le preneur ayant souscrit, pour le compte d'un assuré âgé de x_{init} ans la couverture z et souhaitant être couvert jusqu'à l'âge terme

$pa_{[x_i, x_{i+1})}^z(t)$ = prime pure versée par le preneur ayant souscrit, pour un assuré dont l'âge est compris entre x_i et x_{i+1} , la couverture z et souhaitant être couvert pendant la période t

$pa_{[x_{init_i}, x_{init_{i+1}})}^z(t)$ = prime pure nivelée versée par le preneur ayant souscrit à l'instant t , pour le compte d'un assuré dont l'âge de souscription est compris entre x_{init_i} et $x_{init_{i+1}}$, la couverture z et souhaitant être couvert jusqu'à l'âge terme

$g_x^z(t)$ = augmentation de la charge moyenne annuelle de sinistres par assuré pour la couverture z entre les instants t et $t+1$ pour le portefeuille dans son intégralité

ANNEXE 2 : Exemple numérique

Hypothèses

Fréquence de l'indexation : annuelle

Type de couverture, z : hospitalisation illimitée toutes chambres

Fractionnement de la prime : annuelle

Echéance de la prime : anticipative

Année de départ, t : 2007

Nombre de classes d'âges : 6

Classes d'âges : 0 à 20, 21 à 30, 31 à 40, 41 à 50, 51 à 60, ≥ 61

Bases techniques

Taux technique, i : 2%

Tables de mortalité : Reacfin (unisexe 50/50)

Couverture viagère avec âge ultime, ω : 100 ans

Probabilité de chute identique à tout âge : 0,5%

