

**Mémoire présenté devant le Centre d'Etudes Actuarielles
pour la validation du
cursus à la Formation d'Actuaire du Centre d'Etudes Actuarielles
et l'admission à l'Institut des Actuaire
le lundi 28 avril 2014**

Par : Guilaine Patin et Christophe Grellier
Titre : Solvabilité II : Evaluation et pilotage du risque de souscription santé
d'Harmonie Mutualité

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1an 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

*Membre présent du jury de
l'Institut des Actuaire :*

*Membres présents du jury du
Centre d'Etudes Actuarielles :*

Entreprise :

*Nom : Philippe Landrieux – Directeur
Technique Assurances – Harmonie Mutuelle
Signature :*

Directeur de mémoire en entreprise :

*Nom : Georges Geffroy
Signature :*

Invité :

*Nom :
Signature :*

***Autorisation de publication et de
mise en ligne sur un site de
diffusion de documents actuariels
(après expiration de l'éventuel délai de
confidentialité)***

Secrétariat :

Bibliothèque :

Signature du responsable entreprise

Signature du candidat

Solvabilité II : Évaluation et pilotage du risque de souscription santé d'Harmonie Mutualité

Mémoire d'actuariat

Centre d'études actuarielles (CEA)

Guilaine Patin

Christophe Grellier

Remerciements

Nous avons été accompagnés dans cette étude par Georges Geffroy que nous remercions chaleureusement pour sa gentillesse, sa disponibilité et ses précieux conseils tout au long de notre parcours.

Un grand merci également aux membres de la direction technique d'Harmonie Mutuelle qui nous ont régulièrement aiguillés, conseillés et qui ont su se rendre disponibles, notamment Philippe Landrieux, Séverine Depuiset, Jean-Baptiste Croguennec et Pascaline Martin.

Enfin une pensée pour nos collègues, proches et amis pour leur soutien indéfectible durant ces deux années bien remplies.

Résumé

La réforme réglementaire européenne du monde de l'assurance Solvabilité II, dont l'entrée en vigueur est prévue pour le 1^{er} janvier 2016, impactera tous les acteurs du monde de l'assurance et notamment les mutuelles santé. Celles-ci devront être en mesure de détenir un niveau de fonds propres suffisant pour couvrir la totalité des risques inhérents à leur activité.

Pour évaluer ces risques, l'EIOPA (European Insurance and Occupational Pensions Authority), au fil du temps et après échanges avec les intervenants européens du marché de l'assurance, a proposé une formule standard et un calibrage prédéfini pour chaque type de risque.

La première partie de ce mémoire décrit l'évolution du traitement du risque santé dans Solvabilité II et les réponses d'Harmonie Mutualité aux différentes études (QIS).

La formule standard donne la possibilité aux organismes d'assurance d'estimer leurs propres paramètres, sous réserve de pouvoir les justifier auprès des autorités de contrôle.

C'est pourquoi nous abordons ensuite l'étude du risque de souscription santé d'Harmonie Mutualité, composé du risque catastrophe, du risque de prime et du risque de provisionnement. Nous proposons des paramètres spécifiques en adéquation avec le risque réel observé sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité. Les paramètres que nous avons estimés à partir de l'expérience étant bien inférieurs à ceux préconisés par l'EIOPA, la seconde partie nous permet d'avancer quelques explications pour justifier une telle différence.

La surveillance de la solvabilité d'un organisme ne se limite pas au calcul du niveau de fonds propres requis à horizon d'un an, mais doit aussi intégrer une prospective sur plusieurs années. Solvabilité II demandera que ces études prospectives soient intégrées dans un rapport ORSA (Own Risk and Solvency Assessment) ; déjà pour septembre 2014, l'Autorité de contrôle prudentiel et de résolution (ACPR) demande à tous les organismes relevant de Solvabilité II un ORSA pilote.

Amorçant les travaux nécessaires à cet ORSA, nous avons construit des projections de la solvabilité d'Harmonie Mutualité sur cinq ans, en retenant les paramètres de risque correspondant à notre propre expérience statistique. Ces outils de simulation nous permettent par exemple de quantifier les impacts éventuels de l'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013 sur l'activité d'Harmonie Mutualité et son capital de solvabilité requis (SCR).

Mots clés : Solvabilité II, SCR, risque de souscription santé, risque de prime, risque de provisionnement, paramètres spécifiques (USP), ORSA, ANI

Abstract

The new European insurance reform Solvency II should be effective on January the 1st 2016. It will have an impact on all the operators of Insurance. Own funds will have to cover all the inherent risks to each operator's activity.

The present standard model and calibration are the result of different surveys conducted by EIOPA (European Insurance and Occupational Pensions Authority) and European operators.

The first part of this report describes health risk management on Solvency II and Quantitative Impact Studies (QIS) Harmonie Mutualite's answers.

An interesting feature of the standard formula is the possibility for any insurer to establish its own risk parameters (provided it can justify these specific parameters).

This report deals with the study of Harmonie Mutualité's health underwriting risk, made of catastrophe risk, premium risk and reserve risk. We want to propose undertaking specific parameters for premium and reserve risks in accordance with real risk. We note that standard deviation for each risk is lower than EIOPA's parameter. We try to explain it in the second part.

As preliminary work for the ORSA (Own Risk and Solvency Assessment), we used these specific parameters into 5-year projections. These tools enable to quantify impacts of regulatory evolution such as ANI (national inter-professional agreement on January the 11th 2013) on the business of Harmonie Mutualité and on its Solvency Capital Requirement (SCR).

Key words : Solvency II, SCR, Health underwriting risk, Premium risk, Reserve risk, Undertaking Specific Parameter (USP), ORSA, ANI

Introduction

L'entrée en vigueur de Solvabilité II est prévue en 2016. Harmonie Mutualité, comme la plupart des acteurs du marché, effectue des travaux préparatoires en vue de l'application de cette réforme. Ces travaux consistent notamment à surveiller la solvabilité de la mutuelle, en quantifiant les risques auxquels elle est exposée et en vérifiant que les fonds propres permettent de couvrir ces risques avec une probabilité de 99,5%.

Afin d'évaluer les risques et au fil des échanges avec les organismes assureurs européens, l'EIOPA (European Insurance and Occupational Pensions Authority) a proposé une formule standard et un calibrage prédéfini pour chaque type de risque.

Après avoir utilisé les outils mis à la disposition du marché (Spread sheet et formules standard), une vérification s'impose : l'estimation standard du risque correspond-elle bien au risque réel auquel notre organisme, Harmonie Mutualité, est exposé ?

En restreignant notre étude au risque de souscription santé, et à son pilotage, nous analyserons tout d'abord la construction de la formule standard : sous une contrainte de simplicité d'utilisation et du fait de la diversité des formes d'assurances en Europe. Nous reviendrons sur les difficultés pour intégrer le risque santé dans solvabilité II, les hypothèses sous-jacentes et l'estimation délicate et souvent contestée des paramètres standards.

L'utilisation de paramètres de marché dans la formule standard incite à estimer des paramètres propres à l'organisme assureur, et à en mesurer l'impact sur le capital de solvabilité requis. Ceci est l'objet de la seconde partie de l'étude ainsi que l'analyse des écarts entre paramètres standards et spécifiques, des critères venant influencer ces paramètres (taille du portefeuille, segmentation, régime obligatoire, ...).

La surveillance de la solvabilité doit aussi intégrer une prospective sur plusieurs années. Solvabilité II demandera que des études prospectives soient intégrées dans un rapport ORSA (Own Risk and Solvency Assessment) ; déjà pour septembre 2014, l'Autorité de contrôle française demande à tous les organismes relevant de Solvabilité II un ORSA pilote.

Amorçant les travaux nécessaires à cet ORSA, nous présenterons, dans la troisième partie du mémoire, des projections de la solvabilité d'Harmonie Mutualité sur cinq ans, en intégrant les paramètres de risque correspondant à notre propre expérience statistique, les hypothèses de développement propres à notre mutuelle et le contexte réglementaire changeant avec l'accord national interprofessionnel du 11 janvier 2013.

Sommaire

I. FORMULE STANDARD : POURQUOI SOLVABILITE II A EU DU MAL A INTEGRER LE RISQUE SANTE ?	9
1. Les principes généraux de Solvabilité II.....	9
a) <i>Historique</i>	9
b) <i>Présentation</i>	10
c) <i>Point d'actualité</i>	11
2. Diversité des formes d'assurance santé en Europe	12
a) <i>Les systèmes de santé dans l'Union Européenne</i>	12
1. Le système bismarckien.....	12
2. Le système beveridgien	13
3. Financement des dépenses de santé	14
b) <i>L'assurance santé dans l'Union Européenne</i>	15
3. Difficultés de prise en compte des spécificités nationales	16
a) <i>Le traitement de la santé dans les QJS 1,2 et 3</i>	16
b) <i>Le QJS 4 : Apparition d'un module santé</i>	21
1. Architecture et formule standard	21
2. La réponse d'Harmonie Mutualité (Calcul du SCR _{health})	24
3. Résultats du QJS 4 et évolutions envisagées	25
c) <i>Le QJS 5 : Nouvelle segmentation du risque santé</i>	27
1. Architecture et formule standard	27
2. La réponse d'Harmonie Mutualité (Calcul du SCR _{health})	30
3. Résultats du QJS 5 et évolutions envisagées	31
d) <i>Discussion en cours et enjeux</i>	33
1. Calcul de la provision Best Estimate	33
2. Calcul du SCR Prime et Provisionnement	35
3. Calcul du SCR Catastrophe.....	35
II. ESTIMATION DU PROFIL REEL DE RISQUE DE SOUSCRIPTION SANTE D'HARMONIE MUTUALITE.....	38
1. Analyse du portefeuille Harmonie Mutualité.....	38
a) <i>Périmètre des données</i>	38
b) <i>Données statistiques</i>	39

2.	Le risque de prime	43
a)	<i>La tarification</i>	43
1.	Méthode de tarification : Approche ticket modérateur / prestations supplémentaires 44	
2.	Les données requises	58
3.	Les principaux risques du processus de tarification.....	58
b)	<i>La sinistralité</i>	60
1.	Evolution des dépenses de santé	60
2.	Les risques liés à l'aléa de la sinistralité	62
c)	<i>Les décisions externes</i>	62
1.	Taxation des assurances complémentaires.....	62
2.	Désengagements de la Sécurité sociale.....	64
d)	<i>Application de la formule de calibrage au portefeuille d'Harmonie Mutualité</i>	65
3.	Le risque de provisionnement	69
a)	<i>Modélisation du risque de provisionnement</i>	69
1.	La méthode de Chain Ladder déterministe.....	70
2.	La méthode stochastique (le modèle de Mack).....	72
3.	Méthode du Bootstrap	78
b)	<i>Etude des paramètres pouvant impacter le niveau de provision et la volatilité</i>	84
1.	Impact de la segmentation du portefeuille	84
2.	Correction des données : limitation du biais lié à l'évolution des dépenses de santé et aux évolutions réglementaires	86
3.	Etude de la volatilité sur les prestations considérées au 1er euro	87
4.	Etude de la volatilité en simulant un portefeuille de taille inférieure	87
III. APPROCHE DU PILIER 2: TRAVAUX PRELIMINAIRES A L'ORSA		90
1.	Présentation du scénario central	90
a)	<i>Les hypothèses</i>	90
1.	Le nombre de bénéficiaires	91
2.	Le coût par bénéficiaire	91
3.	La cotisation par bénéficiaire	91
b)	<i>Estimation des SCR Santé 2013-2017</i>	93
1.	SCR Santé : le risque de provisionnement.....	93
2.	SCR Santé : le risque de prime	95
3.	SCR Santé d'Harmonie Mutualité	96
2.	Étude de la mortalité du portefeuille	98
a)	<i>Construction d'une table de mortalité d'expérience</i>	98

1.	Les données	98
2.	La méthode	100
b)	<i>Construction du scénario</i>	104
3.	Etude des conséquences potentielles de l'accord national interprofessionnel (ANI) .	110
a)	<i>Transfert du portefeuille individuel vers le portefeuille collectif</i>	111
1.	Création du scénario.....	111
2.	Détermination du risque de provisionnement.....	113
3.	Détermination du risque de prime.....	114
4.	SCR Santé d'Harmonie Mutualité	115
b)	<i>Érosion du portefeuille des particuliers, sans transfert sur le secteur collectif</i>	116
1.	Présentation du scénario.....	116
2.	Effets sur les risques de prime et de provisionnement	117
3.	SCR Santé d'Harmonie Mutualité	119
	BIBLIOGRAPHIE	121
	GLOSSAIRE	122
	ANNEXES	123
1.	Calcul de la provision Best Estimate	123
2.	Coefficients d'ajustement pour la tarification	124
3.	Triangles de règlements 2008-2012 par segment.....	126
4.	Calcul stochastique des provisions et volatilité (modèle de Mack) par segment.....	127
5.	Calibrage du risque de prime et de provisionnement dans la formule standard : Analyse par pays	135
6.	Tables de mortalité	137

I. FORMULE STANDARD : POURQUOI SOLVABILITE II A EU DU MAL A INTEGRER LE RISQUE SANTE ?

Au travers de cette interrogation, nous allons tenter de retracer les différentes réflexions menées par le CEIOPS (Committee of European Insurance and Occupational Pension Supervisors), devenu l'EIOPA (European Insurance and Occupational Pensions Authority) depuis 2011, au sujet de la prise en compte du risque santé dans Solvabilité II. Au-delà du cadre général et des objectifs de cette réforme, nous verrons toute la difficulté de proposer une formule standard unique de par la diversité des assurances santé en Europe.

1. Les principes généraux de Solvabilité II

Solvabilité II est une réforme réglementaire européenne du monde de l'assurance. Dans la lignée de Bâle II pour la banque, son principal objectif est de renforcer la solidité des assureurs et la sécurité des assurés et donc la stabilité du système financier européen.

La directive Solvabilité II doit fournir un cadre réglementaire unique sur la solvabilité des entreprises d'assurance et ainsi contribuer à la modernisation et à la compétitivité des organismes assureurs européens.

Dans cette perspective, le projet Solvabilité II vise à adapter le niveau des fonds propres aux risques réels auxquels sont confrontées les entreprises d'assurance.

a) Historique

Les exigences réglementaires en matière de solvabilité, élaborées dans les années 70, actualisées et aménagées en 2002 par la directive Solvabilité I, visaient à protéger les assurés et les bénéficiaires des contrats d'assurance en imposant les règles suivantes :

- La constitution de provisions techniques suffisantes calculées selon des hypothèses prudentes,
- Des actifs sûrs, diversifiés, liquides et rentables,
- Des fonds propres comptables minima (EMMS : Exigence Minimale de Marge de Solvabilité) calculés de manière forfaitaire à partir des primes ou des sinistres en non-vie et à partir des provisions mathématiques et des capitaux sous risques en vie.

Initié au début de l'année 2000 par la Commission européenne, le projet Solvabilité II a une portée beaucoup plus large. Au vu du cadre réglementaire et économique changeant (évolution des techniques de gestion des risques et des techniques financières, nouvelles normes comptables IFRS), les assureurs devront prendre en compte tous les types de risques auxquels ils sont exposés et les gérer efficacement.

Ce projet est scindé en deux phases :

- Réflexions sur la forme générale du système de solvabilité et les méthodes de travail (phase clôturée en 2003).
- Mise au point détaillée des méthodes de prise en compte des différents risques par le nouveau système (phase toujours en cours).

De 2005 à 2011, au travers des QIS (Quantitative Impact Study) et des CP (Consultation Papers), des allers-retours ont été instaurés entre la Commission européenne, l'EIOPA, ex CEIOPS, et les acteurs du marché européen de l'assurance permettant de définir et calibrer les nouvelles règles prudentielles.

b) Présentation

Solvabilité II repose sur trois piliers :

Le premier pilier porte sur les exigences quantitatives de marge de solvabilité :

- Évaluation économique du bilan (Actifs en valeur de marché, Best Estimate des provisions techniques, Marge de risque).
- Détermination du besoin en capital : deux niveaux de seuils réglementaires sont définis :
 - Le MCR (Minimum Capital Requirement) qui représente le niveau minimum de fonds propres en dessous duquel l'intervention de l'autorité de contrôle sera automatique.
 - Le SCR (Solvency Capital Requirement) qui représente le capital cible nécessaire pour absorber le choc provoqué par un risque majeur.
- Détermination des fonds propres disponibles et des fonds propres éligibles.

Le deuxième pilier a pour objectif de fixer les normes qualitatives de suivi des risques au travers :

- d'un contrôle interne avec la mise en place d'un système de gouvernance et d'un système de mesure et de gestion des risques (ORSA : Own Risk and Solvency Assessment),
- d'un contrôle externe par les autorités de contrôle.

Le troisième pilier définit les règles de diffusion des données financières et de solvabilité auprès des autorités de contrôle, des assurés et des marchés financiers.

c) Point d'actualité

Le 1^{er} janvier 2013 devait à l'origine marquer l'entrée en vigueur de la directive Solvabilité II. Mais plus de trois ans après son adoption par le Parlement européen, le texte n'est toujours pas appliqué. Les échanges autour du texte Omnibus II, visant à amender la directive Solvabilité II et à prévoir des mesures transitoires pour permettre l'adaptation progressive des organismes d'assurance au nouveau régime, viennent tout juste d'aboutir avec un objectif d'une entrée en vigueur au 1^{er} janvier 2016.

Le principal point d'achoppement restait le calibrage pour le calcul du SCR, notamment pour les branches « longues » (LTGA : Long Term Guarantee Assessment). Les derniers résultats du QIS 5 ayant montré une très forte volatilité du ratio de solvabilité forcément peu appréciée des organismes d'assurance.

Cette critique, portée par de nombreux acteurs, a conduit les autorités européennes à étudier de possibles aménagements sur la formule standard, afin d'atténuer cette volatilité. Une dernière étude d'impact en 2013, réservée aux branches longues, a permis de tester les divers projets de modifications retenus et d'aboutir à un texte de compromis.

Le 27 septembre 2013, l'EIOPA a remis une version définitive de ses mesures transitoires (final guidelines), prévoyant une entrée en vigueur progressive, à compter du 1^{er} janvier 2014, des éléments stabilisés de la directive, à savoir le reporting des états prudentiels, la gouvernance et l'ORSA, et la pré-candidature des modèles internes.

2. Diversité des formes d'assurance santé en Europe

Dans l'approche du risque santé, les autorités européennes butent depuis le lancement de Solvabilité II sur l'hétérogénéité des pratiques et des produits d'assurance santé en Europe.

L'assurance santé est peu répandue car dans nombre de pays un système de financement public couvre l'essentiel des dépenses et lorsqu'elle existe, elle revêt des formes très diverses.

En France, l'assurance santé intervient en complément du régime obligatoire alors qu'aux Pays-Bas elle joue au premier euro de dépense. Dans certains pays, elle est annuelle et les tarifs sont révisables chaque année ; dans d'autres, elle est de longue durée et l'assureur s'engage sur des tarifs stables.

a) Les systèmes de santé dans l'Union Européenne

Selon l'Organisation mondiale de la santé (OMS), un système de santé inclut toutes les activités dont le but essentiel est de promouvoir, restaurer ou entretenir la santé. Il regroupe l'ensemble des moyens organisationnels, financiers, structurels ou humains et l'ensemble des activités qui visent à :

- promouvoir la santé,
- prévenir la maladie,
- guérir,
- soulager les souffrances,
- réduire les conséquences des maladies sur le plan fonctionnel et social.

Toujours selon l'OMS, les objectifs d'un système de santé sont :

- l'amélioration de l'état de santé de la population,
- la réactivité et la qualité du système,
- l'équité de la contribution financière.

On distingue historiquement deux grands types de systèmes de santé en Europe : le système bismarckien ou système d'assurance maladie obligatoire ou système professionnel et le système beveridgien ou système national de santé ou système universel.

1. Le système bismarckien

Les assurances sociales sont nées en Allemagne à la fin du 19^{ème} siècle à l'époque du chancelier Bismarck. Le système bismarckien repose sur les caractéristiques principales suivantes :

- Le droit à l'assurance maladie est lié au travail. Ce droit est accordé au travailleur et étendu à ses ayants-droits.
- L'assurance maladie est financée par les cotisations sociales des entreprises et des salariés. Les cotisations sont assises sur les salaires et de ce fait, la cotisation est proportionnelle au salaire du cotisant. Les cotisations sont gérées par les partenaires sociaux.

Ce modèle a été adopté en Allemagne, en France, en Belgique, en Autriche et dans la plupart des pays d'Europe centrale.

Ce système donne lieu à débat politique pour s'efforcer de maîtriser les dépenses de santé qui ont entraîné des déficits persistants des caisses d'assurance maladie, en régulant l'offre de soins et en augmentant la partie des dépenses laissée aux organismes d'assurance privés et aux particuliers.

2. Le système beveridgien

Le modèle anglais dit "beveridgien", issu du plan Beveridge de 1942, assure le principe de la gratuité des soins étendue à l'ensemble de la population dans le but de garantir une couverture universelle de maladie.

Les principes suivants définissent le système :

- L'universalité : tout citoyen, indépendamment de sa situation professionnelle, est protégé contre tous les risques sociaux.
- L'unicité : une administration unique est chargée de gérer chaque risque.
- L'uniformité : chaque individu bénéficie des services selon ses besoins, indépendamment de ses revenus.

De cette protection universelle découle un financement assuré par l'impôt et une forte prédominance du secteur public. L'organisation des structures de production des soins se caractérise par un système national de santé.

Outre la Grande-Bretagne, où la gestion des soins incombe à l'État, ce modèle a été repris par trois pays scandinaves (Danemark, Finlande, Suède) à la différence près que la responsabilité principale de la gestion des soins relève des municipalités.

Un système privé de soins coexiste dans les pays ayant adopté un modèle beveridgien. Il est d'autant plus développé lorsque l'organisation est perçue comme lourde ou le niveau d'investissement public dans les structures de soins insuffisant.

Dans les pays d'Europe du Sud (Espagne, Italie, Portugal, Grèce), en raison d'évolutions socio-historiques propres, les systèmes de santé ont des caractéristiques mélangeant les deux modèles (bismarckien et beveridgien).

3. Financement des dépenses de santé

Le secteur public représente la principale source de financement de la santé dans tous les pays européens à l'exception de Chypre. En moyenne 73% des dépenses de santé des états membres de l'Union Européenne étaient financées par les fonds publics en 2010.

Le financement public couvre plus de 80% des dépenses de santé au Pays-Bas, dans les pays nordiques (à l'exception de la Finlande), au Luxembourg, en République Tchèque, au Royaume-Uni et en Roumanie.

Le financement public couvre entre 55% et 60% des frais en Bulgarie, Grèce et Lettonie.

Dans la plupart des pays, les paiements directs versés par les patients constituent la source principale de financement des dépenses de santé après les fonds publics. Les financements issus des assurances maladies privées ne jouent un rôle significatif que dans un nombre restreint de pays.

En 2010, la part de paiements directs la plus élevée était enregistrée à Chypre (49%), en Bulgarie (43%) et en Grèce (38%) tandis que les Pays-Bas (6%), la France (7%) et le Royaume Uni (9%) affichaient la plus basse.

Le tableau ci-dessous reprend les modes de financement de la santé dans les principaux États membres de l'Union Européenne.

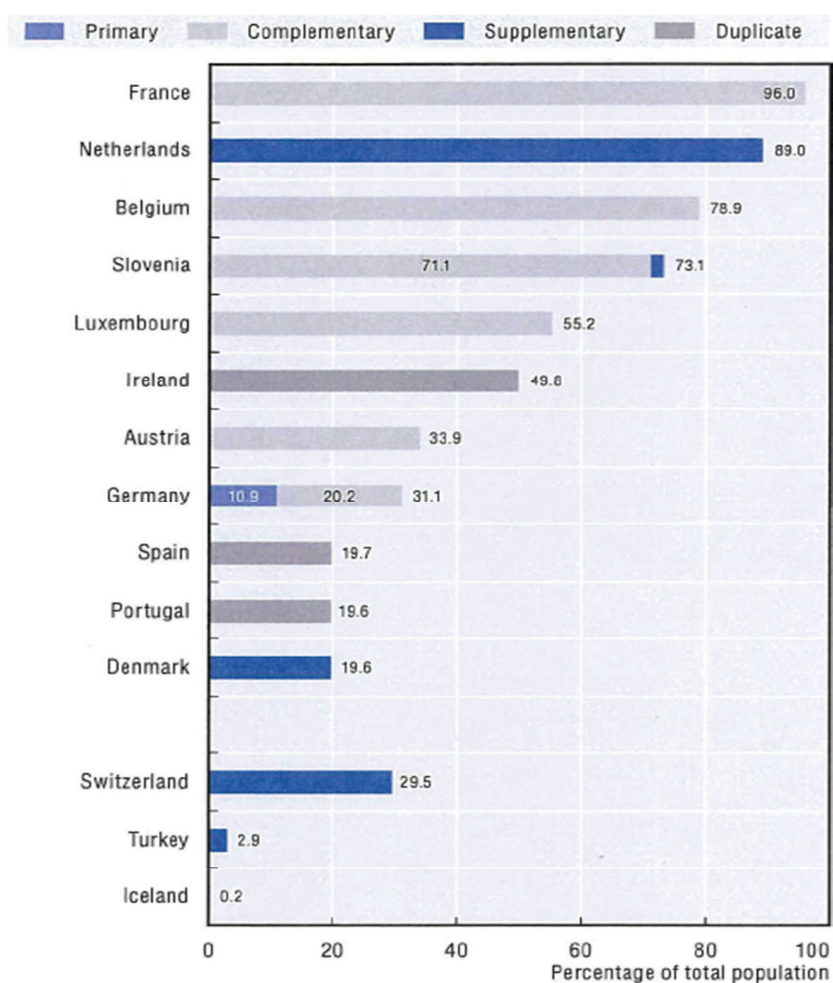
Pays	Système de financement principal	Source de financement complémentaire
Finlande, Grèce, Irlande, Italie, Suède, Espagne, Royaume-Uni, Bulgarie	Public : fiscalité	Assurance volontaire privée, paiement direct
Danemark, Portugal	Public : fiscalité	Paiement direct
Autriche, Belgique, France, Allemagne, Luxembourg	Public : assurance sociale obligatoire	Assurance volontaire privée, paiement direct, fiscalité
Pays-Bas	Combinaison d'assurance sociale obligatoire et d'assurance privée.	Fiscalité, paiement direct

b) L'assurance santé dans l'Union Européenne

La couverture santé primaire, qu'elle soit publique ou privée couvre généralement un panier de soins, avec dans la plupart des cas un reste à charge. Dans certains pays une couverture additionnelle peut être souscrite pour couvrir tout le reste à charge (complémentaire santé) ainsi que des services additionnels (assurance supplémentaire) ou permettre l'accès plus rapide ou à un plus large choix de fournisseurs de soins (une assurance dupliquée).

Dans six pays, plus de 50% de la population est couverte au titre d'une assurance santé, comme le montre le graphe ci-dessous ^(référence bibliographique [1]) :

Assurance maladie privée par type de couverture, exprimée en pourcentage de la population couverte :



Primary : couverture santé au 1^{er} euro.

Complementary : assurance santé complémentaire.

Supplementary : assurance santé supplémentaire.

Duplicate : assurance santé dupliquée.

Une assurance privée peut être dans plusieurs catégories. Au Danemark par exemple, une assurance peut être complémentaire et supplémentaire.

3. Difficultés de prise en compte des spécificités nationales

a) Le traitement de la santé dans les QIS 1,2 et 3

Le QIS 1^[2] a été lancé par le CEIOPS fin 2005 dans le but d'évaluer le niveau de prudence intégré dans les provisions techniques (PPNA : provisions pour primes non acquises, PSAP : provisions pour sinistres à payer) des organismes d'assurance, vie et non-vie, et de réassurance européens.

La méthodologie consistait à mesurer l'impact de l'évaluation des provisions en Best Estimate (Valeur actualisée des cash flows futurs) augmentée d'une marge de risque estimée à partir de quantiles à 75% et 90% sur les provisions techniques calculées jusqu'à maintenant.

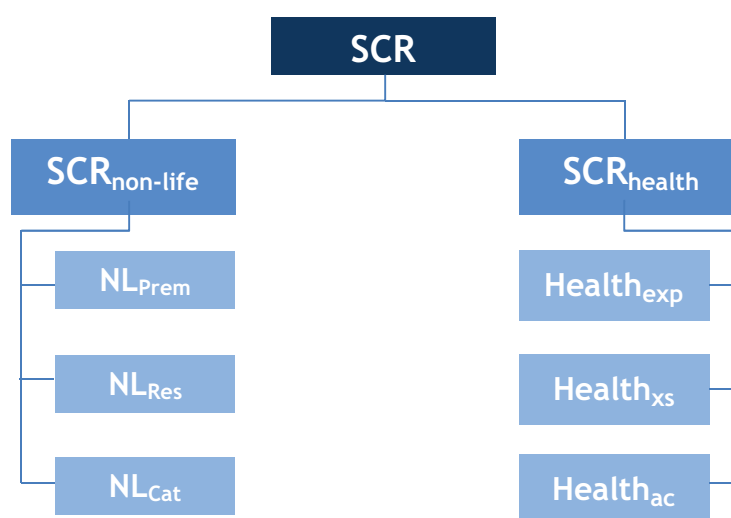
312 entreprises (dont 47 françaises) de 19 pays différents ont répondu au QIS 1^[3].

Les conclusions de cette étude ont montré que globalement le marché était sur-provisionné par rapport à la nouvelle évaluation des engagements d'assurance.

La seconde étude, QIS 2, a été lancée en mai 2006. Cette étude introduit une première approche pour déterminer, en plus du calcul des provisions techniques (Best Estimate + Marge de risque quantile à 75% ou Coût du capital), les besoins en capital (MCR : Minimum de Capital Requis et SCR : Capital de Solvabilité Requis), en prenant en compte la diversification des risques. L'objectif premier de l'étude reste néanmoins de tester la méthodologie.

Le SCR est l'agrégation des capitaux associés au risque de marché, au risque de souscription, au risque de crédit et au risque opérationnel. Le risque de souscription est lui-même décomposé en sous-risques : vie (SCR_{Life}), non-vie ($SCR_{non-life}$) et santé (SCR_{health}).

Les spécifications techniques du QIS 2^[4] donnent le découpage en modules suivant (seuls les modules intégrant le risque santé sont repris) :



Le risque santé « health long term » est propre à l'Allemagne et à l'Autriche et concerne les soins de longue durée, qui peuvent être modélisés via les techniques d'assurance vie.

Le risque santé tel qu'il est connu en France est classé en assurance non-vie, plus particulièrement dans la branche « accident et maladie », segmentation issue de la directive européenne comptable de 1991.

Le risque de souscription non-vie se décompose en trois sous-risques :

- Le risque de primes NL_{Prem}
- Le risque de provisionnement NL_{Res}
- Le risque catastrophe NL_{Cat}

Seuls les deux premiers risques sont supposés corrélés ($CorrNL^{res+prem} = 0.5$).

L'approche standard retenue pour estimer le besoin en capital du risque de provisionnement est un montant proportionnel au volume des provisions (PCO : Provision for Claims Outstanding) : $NL_{Res} = \rho(\sigma) \cdot PCO$.

L'approche est identique pour le besoin en capital du risque de primes, son montant est proportionnel au volume des primes (P) : $NL_{Prem} = \rho(\sigma_m) \cdot P$ ou $NL_{Prem} = \rho(\sigma_u) \cdot P$

La fonction de la volatilité est définie par $\rho(x) = \frac{0.99 - \varphi(N_{0.99} - \sqrt{\log(x^2 + 1)})}{0.01}$. Elle est obtenue en supposant que la distribution sous-jacente est log-normale, et que la VaR à 99.5% = TVaR à 99%.

Le QIS 2 propose des estimateurs « marchés » des paramètres de volatilité dépendant du volume du portefeuille de l'organisme d'assurance : $\sigma \in \left[0.15, 0.15 \cdot \frac{10}{\sqrt{20}}\right]$ et $\sigma_m \in \left[0.05, 0.05 \cdot \frac{10}{\sqrt{20}}\right]$.

Dans le cas du risque de primes, il est néanmoins possible pour les organismes d'assurance de proposer leur propre estimateur de la volatilité du ratio combiné.

Noté σ_u , cet estimateur est fonction d'un facteur de crédibilité dépendant de la taille de l'historique (entre 10 et 15 années), de la variance observée sur l'historique et de σ_m (volatilité du marché).

Analyse de la formule standard :

Interprétation probabiliste du SCR :

Le risque à évaluer pour l'assureur et à couvrir au niveau du SCR correspond, non pas au résultat aléatoire de la période future entrant dans le champ du bilan de Solvabilité II, mais à l'écart entre ce résultat futur aléatoire et sa valeur attendue au moment du calcul de ce bilan.

En effet, selon un principe de Solvabilité II, la valeur attendue du résultat futur aléatoire est déjà intégrée au bilan prudentiel et affecte donc les fonds propres disponibles pour la couverture du SCR.

On peut donc considérer que le SCR est défini comme le quantile à 99,5% de la variable aléatoire « résultat futur » centrée.

Décomposition résultat sur primes / résultats sur provisions :

Pour estimer le résultat futur, on peut le décomposer comme la somme :

- du résultat sur les primes futures,
- du résultat sur liquidation future des provisions (boni ou mali).

Le principe de Solvabilité II évoqué ci-dessus entraîne que :

- le résultat sur les primes futures donne lieu, dans le bilan Solvabilité II, à la prise en compte d'une provision de primes (cette provision étant négative si l'on prévoit des bénéfices futurs, et positive dans le cas contraire).

- le résultat sur la liquidation future des provisions est censé être de moyenne nulle puisque par principe les provisions sont calculées en « meilleure estimation » (ou best estimate).

Ainsi, suivant cette décomposition, le SCR est égal au quantile 99,5% de la somme de deux variables aléatoires centrées : résultat futur sur les primes futures et résultat futur sur la liquidation des provisions.

Un compromis technique fondamental de la formule standard :

La formule standard de calcul du SCR, retenue sous les contraintes liées à l'établissement d'une formule unique, n'est pas cohérente avec un modèle de loi normale.

En effet dans la formule standard, le risque sur les primes et celui sur les provisions sont supposés proportionnels aux volumes de primes et de sinistres.

A titre d'exemple, si l'on supposait :

- 1) que les risques d'un assureur A sont constitués d'un ensemble de n variables aléatoires indépendantes, toutes de mêmes caractéristiques (moyenne et écart-type),
- 2) un second assureur B qui couvrirait un portefeuille similaire mais deux fois plus gros,

alors la variance des résultats de l'assureur B serait double de celle de A et son écart-type serait $\sqrt{2}$ fois celui de l'assureur A. Le besoin de SCR de l'assureur B serait de seulement $\sqrt{2}$ fois celui de l'assureur A, et non pas le double.

Ce choix technique majeur limite considérablement la prétention initiale du projet de refléter la réalité des risques.

On peut considérer que la formule standard est un compromis, surtout destiné aux organismes qui ne peuvent estimer leur propre σ .

La participation au QIS 2 a été bien plus importante que pour le QIS 1, avec 514 organismes assureurs (dont 76 français) et 23 pays^[5].

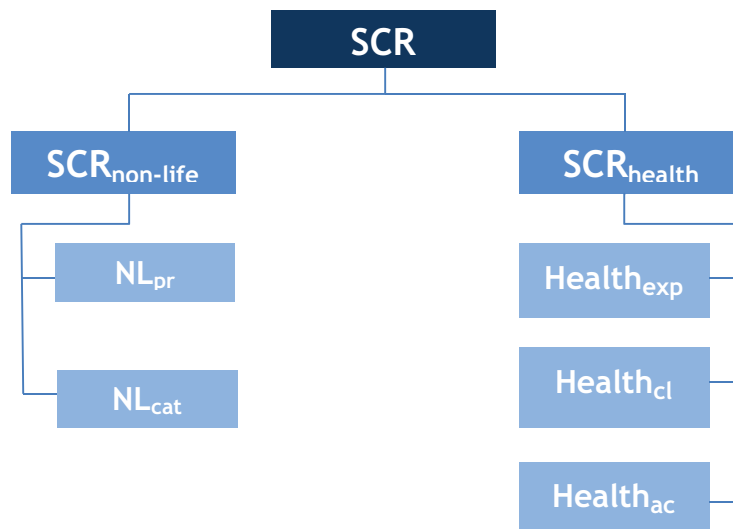
Les principaux avis émis par les organismes d'assurance pratiquant la santé, notamment en France, ont concerné le niveau particulièrement élevé des paramètres préconisés dans le QIS 2, jugé hors de proportion par rapport à la volatilité réelle des assurances santé, caractérisées par une très grande fréquence et de faibles coûts de prestations.

Le souhait de voir un module santé spécifique, inspiré du module non-vie proposé mais en réduisant les paramètres de volatilité et en limitant le facteur de taille du portefeuille, va être pris en compte dans le QIS 3, suite au lobbying technique réalisé par la France.

Le QIS 3 a été lancé en avril 2007 avec pour objectif le calibrage des formules standards. Par rapport au QIS 2, quelques modifications ont été apportées, notamment la combinaison des risques de primes et de provisions au sein d'une même composante pour le calcul du SCR non-vie. Le risque Non-Vie est segmenté en 15 branches. La santé appartient à la branche n°2 : Accident and health - health insurance.

Une maquette Excel (« spreadsheet ») a été mise à disposition par le CEIOPS afin de faciliter et orienter les calculs menés par les participants à l'étude.

Les spécifications techniques du QIS 3^[6], traduites et interprétées par chaque pays, donnent le découpage en modules suivant (seuls les modules intégrant le risque santé sont repris) :



On a : $NL_{pr} = \rho(\sigma) * V$, où :

- V est une mesure de volume ($V = V_{pre} + V_{res}$),
- σ est l'écart-type du ratio sinistres à primes du portefeuille,
- $\rho(\sigma) = \frac{\exp(N_{0,995} \cdot \sqrt{\log(\sigma^2+1)})}{\sqrt{\sigma^2+1}} - 1$.

L'hypothèse sous-jacente reste que la fonction $\rho(\sigma)$ est construite en supposant une loi de distribution du risque lognormale. La charge de capital obtenue est cohérente avec une VaR 99.5%, $\rho(\sigma) / P [pertes \geq NL_{pr}] = 0.5\%$.

Les mesures de volume sont déterminées de la façon suivante :

$V_{res} = PCO$, avec PCO le montant des provisions pour sinistres, nettes de réassurance, évaluées en Best Estimate.

$V_{\text{prem}} = \text{Max}(P^{\text{t,written}} ; P^{\text{t,earned}} ; 1.05 * P^{\text{t-1,written}})$, avec :

- $P^{\text{t-1,written}}$: Primes émises nettes pendant l'année en cours,
- $P^{\text{t,written}}$: Estimation des primes émises nettes pendant l'année à venir,
- $P^{\text{t,earned}}$: Estimation des primes acquises nettes pendant l'année à venir.

Le paramètre de volatilité est déterminé ainsi :

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{V^2} [V_{\text{res}}^2 \cdot \sigma_{\text{res}}^2 + V_{\text{prem}}^2 \cdot \sigma_{\text{prem}}^2 + V_{\text{res}} \cdot V_{\text{prem}} \cdot \sigma_{\text{res}} \cdot \sigma_{\text{prem}}]}$$

Par rapport au QIS 2, les écarts-types pour le risque de provisions et pour le risque de primes ont été nettement diminués et la taille du portefeuille n'est plus prise en compte :

- $\sigma_{\text{res}} = 7.5\%$,
- $\sigma_{\text{prem}} = \sqrt{c \cdot \sigma_{U,\text{prem}}^2 + (1 - c) \cdot \sigma_{M,\text{prem}}^2}$ avec :
 - $\sigma_{M,\text{prem}} = 3\%$, estimation « marché » de l'écart-type pour le risque de primes,
 - $\sigma_{U,\text{prem}}$, estimation de l'écart-type spécifique à l'organisme assureur,
 - c , facteur de crédibilité dépendant du nombre d'années d'historique retenues.

Pour le calcul de NL_{cat} , trois scénarios ont été proposés pour la France, mais aucun d'entre eux n'étaient adaptés à la santé.

La participation à cette étude est en hausse par rapport aux exercices précédents, avec 28 pays concernés, 1027 participants, dont 251 organismes mutualistes^[7].

Les caractéristiques techniques du risque santé (risque court, peu volatil) ont bien mieux été prises en compte dans le QIS 3, permettant un calibrage plus adapté notamment pour les organismes de petite ou moyenne taille.

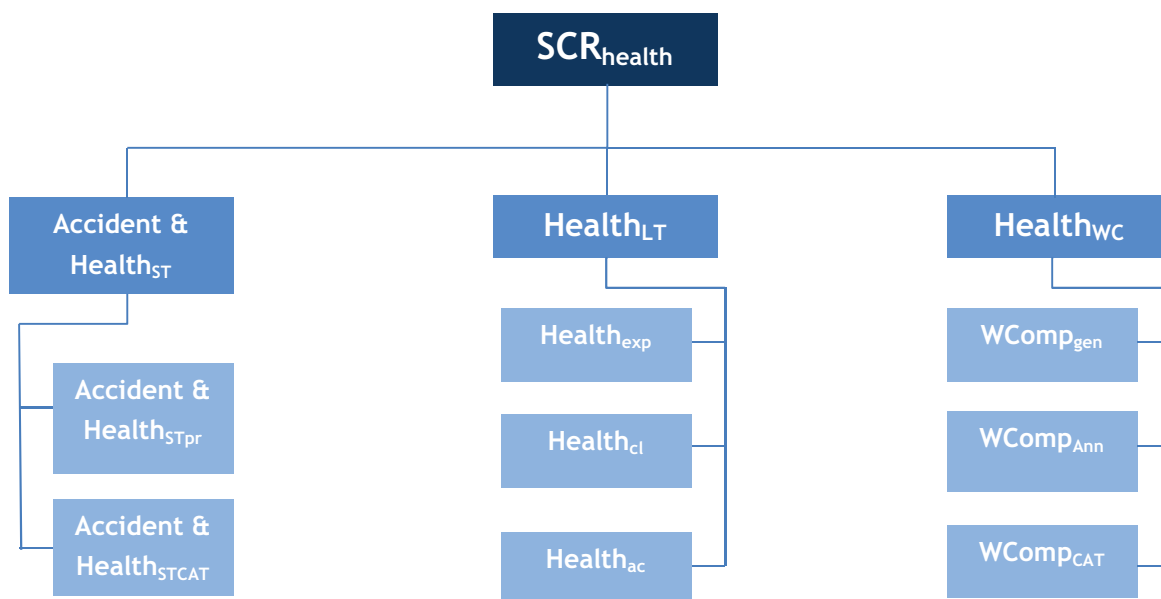
L'étape suivante consiste à faire reconnaître en tant que tel le risque santé au niveau européen, en créant un module dédié.

b) Le QIS 4 : Apparition d'un module santé

Le QIS 4 a eu lieu d'avril à juillet 2008 avec pour objectif d'affiner et de détailler les mesures quantitatives et qualitatives. Évolution majeure par rapport au QIS 3, le risque santé a son propre module.

1. Architecture et formule standard

D'après les spécifications techniques du QIS 4^[8], voici l'architecture du nouveau module santé :



Le module santé se décompose en trois sous-modules :

- Accident et Santé Court Terme, similaire au module non-vie, mais avec des paramètres spécifiques. On retrouve le risque de primes et de provisionnement, ainsi que le risque catastrophe. Il regroupe les produits d'assurance santé court terme, notamment les produits du marché français.
- Santé Long Terme, spécifique aux produits d'horizon long terme allemands et autrichiens, déjà présents dans les QIS 2 et 3.
- « Workers' compensation », pour les garanties d'incapacité/invalidité.

La formule standard définie pour le calcul du SCR Santé est la suivante :

$$SCR_{health} = \sqrt{\sum_{r \times c} CorrHealth^{r \times c} * Health_r * Health_c}$$

Avec la matrice de corrélation suivante :

CorrHealth	Health _{LT}	Accident&Health _{ST}	Health _{WC}
Health _{LT}	1		
Accident&Health _{ST}	0	1	
Health _{WC}	0	0.5	1

Et Health_r, Health_c le capital requis pour chaque sous-module.

Le marché de l'assurance santé en France n'est concerné que par le sous-module Santé Court Terme.

Le principe général de détermination du capital requis pour la branche Santé Court Terme reste identique à celui défini dans le QIS 3 :

- $SCR_{\text{Accident\&Health}_{ST}} = \sqrt{NL_{pr}^2 + NL_{CAT}^2}$
- $NL_{pr} = \rho(\sigma) * V$, où V est une mesure de volume ($V = V_{premi} + V_{res}$), σ l'écart-type du ratio sinistre à primes (noté LR) du portefeuille et $\rho(\sigma) = \frac{\exp(N_{0.995} \cdot \sqrt{\log(\sigma^2+1)})}{\sqrt{\sigma^2+1}} - 1$
- $V_{premi} = \text{Max}(P_{t,written}; P_{t,earned}; 1.05 * P_{t-1,written})$
- $V_{res} = PCO$
- $\sigma = \sqrt{\frac{1}{V^2} [V_{res}^2 \cdot \sigma_{res}^2 + V_{premi}^2 \cdot \sigma_{premi}^2 + V_{res} \cdot V_{premi} \cdot \sigma_{res} \cdot \sigma_{premi}]}$
- $\sigma_{res} = 7.5\%$
- $\sigma_{premi} = \sqrt{c \cdot \sigma_{U,premi}^2 + (1 - c) \cdot \sigma_{M,premi}^2}$ avec :
 - $\sigma_{M,premi} = 3\%$, estimation « marché » de l'écart-type pour le risque de primes
 - $\sigma_{U,premi}$, estimation de l'écart-type spécifique à l'organisme assureur pour le risque de primes,
 - c, facteur de crédibilité dépendant du nombre d'années d'historique retenues n (maximum 5 années)
- $\sigma_{U,premi} = \sqrt{\frac{1}{(n-1) \cdot V_{premi}} * \sum_y P^y * (LR^y - \mu)^2}$, $y \in [0, \dots, n]$
- $\mu = \frac{\sum_y P^y * LR^y}{\sum_y P^y}$, ratio sinistre à primes moyen du portefeuille sur y années d'historique.

Les spécifications semblent plus ouvertes à l'usage de paramètres spécifiques et justifiés dans le cadre de la formule standard.

Le seul changement par rapport au QIS 3 réside dans l'estimation du risque catastrophe. Deux méthodes sont proposées dans le QIS 4 pour quantifier ce risque :

- Méthode n° 1 : Proportionnel aux primes :

$NL_{CAT} = 0.1 * P$, avec P : Estimation des primes émises nettes pendant l'année à venir

- Méthode n° 2 : Utilisation d'un scénario catastrophique comme une pandémie.

Harmonie Mutualité n'a pas répondu au QIS 4 sur la période demandée, mais s'est essayé à l'exercice en 2009, sur la base des comptes 2008 et en utilisant la « spreadsheet » communiquée par le CEIOPS.

2. La réponse d'Harmonie Mutuelle (Calcul du SCR_{Health})

Voici un extrait de la spreadsheet remplie par Harmonie Mutuelle sur la base des notations et des formules explicitées pages 21 à 23 :

Risque de tarification et de provisions	V	σ	$\rho(\sigma)$	NL _{pr}	NL _{CAT}	SCR _{Accident&HealthST}
composantes du risque	684 395	3,1%	8,2%	56 321	63 682	85 014
Corrélation avec le risque P&R				100%	0%	
Corrélation avec le risque CAT				0%	100%	

Composante des risques de tarification et provisions			Risque CAT méthode 1	
V	σ	V. σ	P ^{t,written}	NL _{CAT}
684 395	3,1%	21 109	636 817	63 682
			Facteur	
			10,0%	

Mesure de volume				
P ^{t,written}	P ^{t,earned}	P ^{t-1,written}	V _{prem}	V _{res}
636 817	636 817	606 880	637 224	47 171
				V
				684 395

σ				
3,1%				
$\sigma_{u,prem}$		$\sigma_{M,prem}$		σ_{prem}
0,8%		3,0%		3,0%
N max		Crédibilité		σ_{res}
5		0%		7,5%
N Parameter		$\Sigma P.(LR - \mu)^2$		μ
2		3717,66%		91,44%

Données historiques		
P ^{y,e}	LR ^y	(LR ^y - μ) ²
Exercice	606 880	90,89%
Exercice -1	579 243	92,01%
		0,0%
		0,0%

Pour cet exercice, Harmonie Mutualité a utilisé scrupuleusement les formules standards et les paramètres de volatilité donnés. Il n’y a pas eu d’études complémentaires sur l’utilisation de paramètres spécifiques ou la création de scénarios catastrophiques.

Le Basic SCR est la combinaison des capitaux requis pour les cinq grandes catégories de risques identifiés, en tenant compte des corrélations entre chaque risque :

	BSCR	AdjFDB	nBSCR
Résultats	99 628	0	99 628

Agrégation des risques	Risque de marché	Risque de défaut	Risque de souscription			Agrégation	Différence PB futures
			Vie	Santé	Non-Vie		
Risque avant modulation des PB futures	34 871	0	0	85 014	0	99 628	
Risque après modulation des PB futures	34 871	0	0	85 014	0	99 628	0
Risque après modulation maximale des PB futures	34 871	0	-	85 014		-	-
<i>corrélation avec SCRmkt</i>	100%	25%	25%	25%	25%		
<i>corrélation avec SCRdef</i>	25%	100%	25%	25%	50%		
<i>corrélation avec SCRlife</i>	25%	25%	100%	25%	0%		
<i>corrélation avec SCRhealth</i>	25%	25%	25%	100%	25%		
<i>corrélation avec SCRnl</i>	25%	50%	0%	25%	100%		

Le SCR global est déterminé avec la formule suivante : $SCR = BSCR + SCR_{op} - Adj$

	BSCR	SCR _{op}	Adj	SCR
Calcul final du SCR	99 628	12 223	0	111 851

Le SCR global pour Harmonie Mutualité est de 111 851 K€. Le SCR_{health} représente 63.2% du SCR global.

3. Résultats du QIS 4 et évolutions envisagées

Une nouvelle fois, la participation à cette étude d’impact est en hausse, avec 1412 entreprises de 30 états membres différents qui ont répondu^[9].

La création du module santé a été plutôt bien accueillie. Cependant des interrogations demeurent sur le niveau des paramètres à utiliser dans la formule standard, sur la classification de l’assurance santé suivant les pays (court-terme / long-terme ; vie / non-vie), et sur la modélisation du risque catastrophe, jugé disproportionné dans le QIS 4.

En juillet 2008, un questionnaire produit par le Financial Requirements Expert Group du CEIOPS a été transmis à l’ensemble des superviseurs européens, dans le but de mieux comprendre la nature du risque santé dans les différents pays d’Europe et ainsi adapter au mieux la formule standard.

Ce questionnaire demandait par pays, la description du système de sécurité sociale, les produits d'assurance, associés à la santé, commercialisés avec leurs spécificités et leurs risques, et la catégorisation envisagée du produit.

Suite à cet état des lieux européen, le Financial Requirements Expert Group a proposé, en février 2009, plusieurs options de prise en compte du risque santé aux principaux acteurs européens :

- Option A : Un unique module santé “Health underwriting risk module” regroupant tous les produits santé
- Option B : Distinction en trois modules : “Health underwriting risk module”, “Life underwriting risk module”, “Non-Life underwriting risk module” avec une répartition précise en fonction du type de produits santé
- Option C : Distinction en deux modules : “Life underwriting risk module”, “Non-Life underwriting risk module”

En juillet 2009, le CEIOPS lança le Consultation Paper (CP) n° 50 intitulé : “Draft CEIOPS’ Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR standard formula - Health underwriting risk Module”. Dans ce CP^[10], le CEIOPS reconnaît implicitement toute la complexité de déterminer une formule standard unique permettant de regrouper l'ensemble des formes d'assurance santé en Europe et propose la définition de l'assurance santé suivante :

« L'assurance santé désigne tous les types d'assurance indemnisant ou remboursant les pertes dues à une maladie, à un accident ou à une incapacité, ou les dépenses médicales dues à une maladie, à un accident ou à une incapacité »

Le CEIOPS propose également une nouvelle segmentation du risque santé décomposé en deux sous-modules : SLT Health (base technique similaire à l'assurance vie) traité comme le module vie et Non-SLT Health (base technique non similaire à l'assurance vie) traité comme le module non-vie. La ventilation entre les deux sous-modules doit se faire en fonction du profil de risque et des techniques de tarification et de provisionnement utilisées.

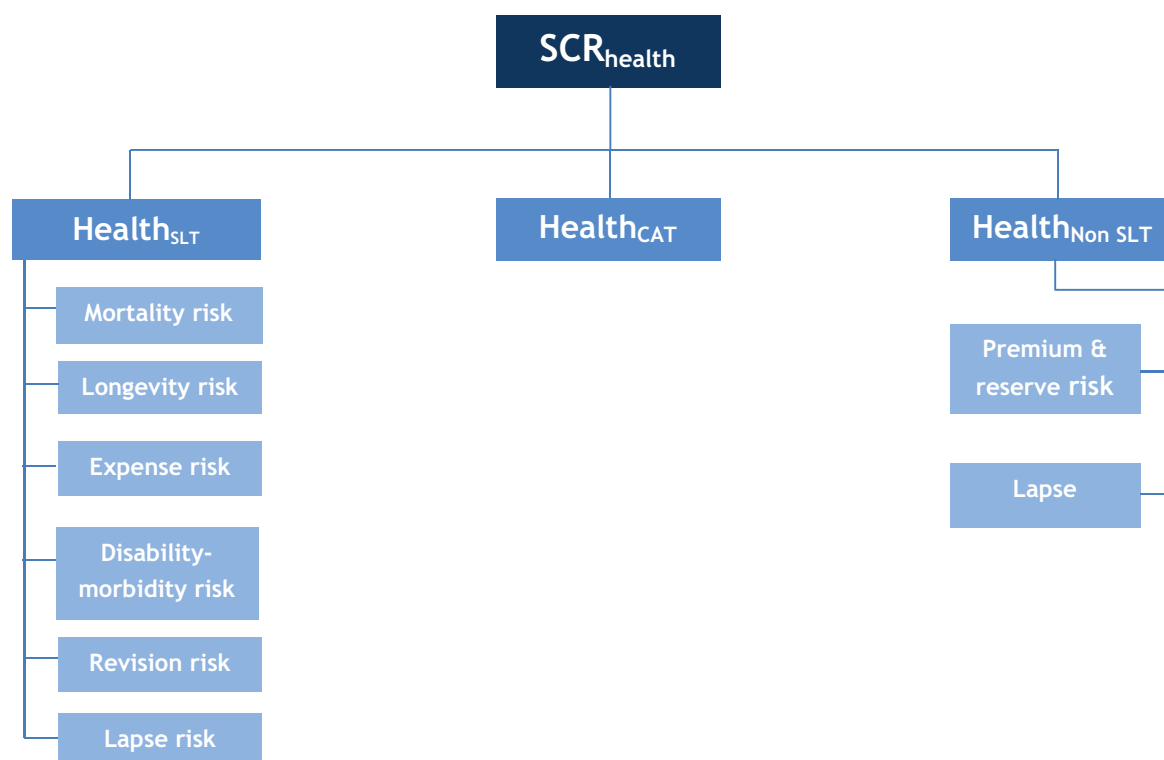
Cette nouvelle approche a été testée lors du QIS 5.

c) Le QIS 5 : Nouvelle segmentation du risque santé

La cinquième étude d’impact (QIS 5) achevée fin octobre 2010 a permis de mener un exercice complet de calcul du SCR et de collecter des données afin de parfaire le calibrage de la formule standard.

1. Architecture et formule standard

D’après les spécifications techniques du QIS 5^[11], voici l’architecture du module santé éclaté entre les risques assimilables à la Vie ou à la Non-Vie et le risque Catastrophe :



SLT : Similar to Life insurance Techniques

Non SLT : Non Similar to Life insurance Techniques

Par rapport au QIS 4, la formule standard reste inchangée :

$$SCR_{health} = \sqrt{\sum_{rxc} CorrHealth^{rxc} * Health_r * Health_c}$$

Avec Health_r, Health_c le capital requis pour chaque sous-module.

En revanche, la matrice de corrélation est quelque peu modifiée :

CorrHealth	Health _{SLT}	Health _{NON SLT}	Health _{CAT}
Health _{SLT}	1		
Health _{NON SLT}	0.5	1	
Health _{CAT}	0.25	0.25	1

Harmonie Mutualité, de par son activité, n'est concerné que par les sous-modules Health_{NON SLT} et Health_{CAT}.

Le risque de souscription Health_{NON SLT} est la combinaison du risque de prime et de provisionnement et du risque de chute :

$$Health^{Non\ SLT} = \sqrt{(Health_{Premium\ \&\ Reserve}^{Non\ SLT})^2 + (Health_{lapse}^{Non\ SLT})^2}$$

Pour Harmonie Mutualité, nous avons considéré qu'il n'existait pas de risque de chute.

Le principe général de détermination du capital requis pour la branche Santé Non SLT reste proche de celui défini dans le QIS 4 pour la branche Santé Court Terme avec néanmoins quelques simplifications :

- $Health_{Premium\ \&\ Reserve}^{Non\ SLT} = \rho(\sigma_{Non\ SLT\ Health}) * V_{Non\ SLT\ Health}$, où $V_{Non\ SLT\ Health}$ est une mesure de volume ($V_{Non\ SLT\ Health} = V_{premi} + V_{res}$), $\sigma_{Non\ SLT\ Health}$ l'écart-type du ratio sinistres à primes du portefeuille et $\rho(\sigma) = \frac{\exp(N_{0,995} \cdot \sqrt{\log(\sigma^2+1)})}{\sqrt{\sigma^2+1}} - 1$; approximativement $\rho(\sigma_{Non\ SLT\ Health}) \approx 3 \cdot \sigma_{Non\ SLT\ Health}$
- $V_{premi} = \text{Max}(P^{t,written}; P^{t,earned}; P^{t-1,written}) + P^{PP}$, P^{PP} n'existe que pour des contrats couvrant plusieurs années.
- $V_{res} = PCO$
- $\sigma = \sqrt{\frac{1}{V^2} [V_{res}^2 \cdot \sigma_{res}^2 + V_{premi}^2 \cdot \sigma_{premi}^2 + V_{res} \cdot V_{premi} \cdot \sigma_{res} \cdot \sigma_{premi}]}$
- $\sigma_{res} = 10\%$
- $\sigma_{premi} = 4\%$

Le calibrage du risque santé a été réévalué à la hausse par rapport au QIS 4. Fin 2009, le CP 72^[12] du CEIOPS avait déjà fait apparaître une forte augmentation de l'exigence en capital. La volatilité du risque santé y était passée de 3 % à 7,5 % sur les cotisations, et de 7,5 % à 12 % pour les provisions techniques, doublant ainsi les marges de solvabilité nécessaires à la couverture du risque et déclenchant la contestation des assureurs santé français et hollandais. Ceux-ci, représentant près de 50 % du marché européen de l'assurance santé, considèrent le calibrage comme excessif au regard de la volatilité propre à ces deux marchés et mettent en avant les mécanismes atténuateurs de cette volatilité :

- En France :
 - Prise en charge de la majeure partie des dépenses de santé par le régime obligatoire d'assurance maladie, qui couvre également à 100 % les frais médicaux dans le cadre des affections de longue durée.
 - Plafonnement des remboursements par les organismes assureurs.
- Aux Pays-Bas :
 - Mise en place, par l'État, d'un système de péréquation entre les organismes assureurs.

Suite à ces contestations et aux discussions qui s'en sont suivies, le calibrage a donc été revu à la baisse.

Dans le QIS 5, les spécifications techniques ouvrent complètement la porte à l'utilisation de paramètres spécifiques et justifiés dans le cadre de la formule standard, ce qui peut permettre à un organisme d'assurance d'intégrer l'expérience de son portefeuille dans les paramètres de calcul du SCR.

L'utilisation d'un calibrage spécifique nécessite l'accord du régulateur avec notamment un focus sur les données utilisées qui doivent être « complètes, exactes et appropriées », c'est-à-dire disposer d'historiques homogènes suffisamment longs pour que les approches statistiques d'ajustement des paramètres soient pertinentes.

Au SCR Prime et Provisionnement vient s'ajouter le SCR Catastrophe (estimation du capital nécessaire pour couvrir les prestations consécutives à un évènement exceptionnel).

Le risque catastrophe couvre le risque de perte ou d'évolution défavorable de la valeur du passif, résultant de l'incertitude dans les hypothèses de tarification et de provisionnement (incertitudes relatives à des évènements extrêmes).

Le module de risque catastrophe en santé a changé considérablement par rapport au QIS 4. Une approche par scénarios a été retenue :

Le CEIOPS propose d'évaluer trois scénarios :

- Le scénario "Grand stade" ou "ARENA" envisage un sinistre survenant lors du regroupement d'un grand nombre de personnes. Les spécifications précisent que le coût est nul pour les garanties de type frais de santé (les systèmes de santé publics prendraient en charge les conséquences d'un tel évènement).
- Risque de concentration : ce scénario impacte seulement les contrats collectifs ayant la plus grande concentration connue d'adhérents assurés par l'organisme travaillant au sein d'un seul bâtiment et/ou dans un rayon de 300 m.
- Risque de pandémie : ce scénario impacte seulement les garanties de revenus pour cause d'invalidité (long et court terme) et les produits couvrant une invalidité totale et permanente, soit comme garantie unique, soit comme composante d'un autre produit.

Harmonie Mutualité a répondu au QIS 5 sur la base des comptes 2009 en utilisant la « spreadsheet » communiquée par le CEIOPS. L'exercice a été refait l'année suivante sur la base des comptes 2010.

2. La réponse d'Harmonie Mutualité (Calcul du SCR_{health})

Risque de souscription Santé Non-SLT (Health Non-SLT) :

Risque de prime et de provisionnement	
Risque de prime et de provisionnement	78 318,7
Fonction de l'écart-type	0,1
Ecart-type	0,0
Mesure de volume	706 694,0

Mesure de volume par branche	Risque de prime
	V _{prem}
Frais de soins	659 360,0

Mesure de volume par branche	Risque de provisionnement
	V _{res}
Frais de soins	47 334,0

Assiette pour la diversification géographique	Vlob
Frais de soins	706 694,0

Ecart-type par branche d'activité Risque de prime et de provisionnement	slob	V x sigma	
		Prime	Provisionnement
Frais de soins	4,1%	26 374,4	4 733,4

Diversified V x Sigma	29 031,96
<i>effets de diversification</i>	0,00
<i>Somme des composants de risque</i>	29 031,96
Frais de soins	29 032,0

Le risque de prime et de provisionnement est de 78 318,70 K€.

Pour Harmonie Mutualité, il n'existe pas de risque de chute, le risque de souscription Santé Non-SLT est donc de 78 318,70 K€.

Risque catastrophe (Health CAT) :

A la lecture des spécifications techniques, Harmonie Mutualité n'est concernée que par le risque de concentration.

La formule de calcul du risque catastrophe est donc la suivante :

$$\text{Health CAT} = C * X * E$$

Avec :

- C : Les effectifs moyens pour l'entreprise ayant la plus grande concentration d'adhérents assurés par l'organisme, au sein d'un même bâtiment et/ou dans un rayon de 300 m.
- X : Le taux de sinistrés = 30%
- E : Le coût moyen en hospitalisation pour les consommateurs de cette entreprise

Application Numérique :

C = 2 493 personnes protégées (effectifs moyens de 2009 vus au 31/12/2010)

E = 254,66€ : Coût moyen d'une hospitalisation pour les consommateurs de l'entreprise en 2009.

Health CAT = 2493 * 254,66 * 30% = 190,46 K€

Le risque catastrophe est de 190,46 K€ (A titre de comparaison, le risque catastrophe QIS 4 = 63 682 K€).

Risque de souscription santé (SCR_{Health}) :

8. Risque de souscription Santé			
SCR_{health}	Exigence de capital - Risque de souscription Santé	78 366,5	Risque Applicable ?
	<i>effets de diversification</i>	-142,63	
	<i>Somme des composants de risque</i>	78 509,16	
	Santé SLT - risque de souscription	0,0	
	Santé Non-SLT	78 318,7	
Santé CAT	190,5	VRAI	
		VRAI	
		VRAI	

Comme pour le QIS 4, Harmonie Mutualité a suivi à la lettre les formules standards et les paramètres de volatilité donnés.

Calcul du Basic SCR et du SCR global :

1. 1. SCR et BSCR Formule Standard		
SCR	SCR	124 096,9
	SCR_{op}	19 262,2
BSCR	BSCR	104 834,7
	Actifs incorporels	803,97
	Risques diversifiés	104 030,73
	<i>effets de diversification</i>	-30 515,33
	<i>Somme des composants de risque</i>	134 546,07
	Risque de Marché	46 478,1
	Risque de défaut de contrepartie	9 701,5
Risque de souscription vie	0,0	
Risque de souscription Santé	78 366,5	
Risque de souscription Non-vie	0,0	

Le SCR global pour Harmonie Mutualité est de 124 096,9 K€. Le SCR_{health} représente 48,9% du SCR global.

3. Résultats du QIS 5 et évolutions envisagées

La participation à cette « ultime » étude d'impact a été en forte hausse comparativement au QIS 4 : 2 520 organismes d'assurance répartis dans les 30 états membres y ont répondu, soit 68 % des entreprises et plus de 95% des provisions techniques concernées par Solvabilité II. La participation française est à souligner avec 515 réponses individuelles^[13].

Le nouveau découpage du module santé a engendré quelques questions concernant la segmentation, mais au final est apparu concluant.

Selon le CTIP (Centre technique des institutions de prévoyance) et la FNMF (Fédération nationale de la mutualité française), l'exigence de capital apparaît appropriée aux garanties complémentaires santé.

La principale incertitude reste néanmoins le calibrage de la formule standard toujours en discussion suite à la publication des résultats du QIS 5. Sur ce point épineux, l’EIOPA a mis en place, courant 2011, un groupe de travail (JWG : Joint Working Group) chargé, à partir des données collectées lors du QIS 5, de déterminer, via plusieurs méthodes de calibrage, les paramètres les plus adéquats à utiliser dans le cadre de la formule standard.

Voici les recommandations de ce groupe de travail (issues du document « Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II »)^[14], mises en perspective avec les paramètres évoqués précédemment dans les QIS ou les CP :

		QIS 4	CP 72	QIS 5	Recommandations EIOPA	Paramètres retenus
Medical expenses (Frais de soins)	Primes	3%	7.5%	4%	5%	5%
	Provisions	7.5%	12.5%	10%	5.3%	5%
Income Protection (Perte de revenus)	Primes	5%	10%	8.5%	8.5%	9%
	Provisions	15%	17.5%	14%	13.9%	14%
Workers' compensation	Primes	7%	10%	5.5%	8%	8%
	Provisions	10%	12.5%	11%	11.4%	11%

Le vote d’Omnibus II est très attendu puisqu’il doit fixer définitivement le calibrage de la formule standard.

d) Discussion en cours et enjeux

Compte tenu des éléments connus à aujourd'hui (formule standard, calibrage) et des discussions toujours en cours notamment pour le risque catastrophe, nous nous proposons de recalculer, sur la base des données 2012, les exigences de capital pour le risque santé du périmètre Harmonie Mutualité.

1. Calcul de la provision Best Estimate

La Commission européenne définit la provision Best Estimate comme étant la valeur actuelle probable des flux de trésorerie futurs, déterminée sur la base d'informations actuelles crédibles et d'hypothèses réalistes.

Le calcul de la provision Best Estimate doit prendre en compte l'intégralité des flux de trésorerie qui seront payés afin d'honorer l'engagement d'assurance : prestations, primes, frais de gestion et chargements.

L'évaluation du Best Estimate des provisions pour sinistres à payer (sinistres déjà survenus) et celles des provisions pour primes non acquises sont à effectuer séparément (Best Estimate de sinistralité et Best Estimate de primes).

Ainsi, la provision Best Estimate, notée PBE, se décompose comme suit :

$$PBE = PBE_{\text{Sinistres}} + PBE_{\text{Primes}}$$

PBE_{Sinistres} :

La provision Best Estimate pour sinistres à payer est l'actualisation des flux futurs engendrés par les sinistres survenus avant la date d'inventaire (31/12/N), mais non encore réglés. Ces flux comprennent donc les prestations et les frais liés à ces prestations.

Dans la réponse au QIS 5, Harmonie Mutualité a retenu la méthode suivante, basée sur le cadencement de l'année précédente, pour l'évaluation de cette provision.

Le portefeuille est segmenté par secteur (Particuliers, CMU (couverture maladie universelle), Entreprises hors intermédiation, Intermédiation).

La méthode de calcul est reproduite pour chaque secteur :

- $P_{2011,2011}$: prestations de survenance 2011, réglées en 2011
- $P_{2011,2012}$: prestations de survenance 2011, réglées en 2012
- $P_{2011} = P_{2011,2011} + P_{2011,2012}$: total de prestations pour les soins 2011
- $P_{2012,2012}$: prestations de survenance 2012 réglées en 2012
- $PBE_{2012} = P_{2012,2013} = P_{2012,2012} \times P_{2011,2012} / P_{2011,2011}$: provision Best Estimate survenance 2012 = estimation des prestations survenance 2012 réglées en 2013

Cette méthode a l'avantage de la simplicité et est celle qui donne les résultats les plus proches des prestations statistiques observées. D'autres méthodes basées sur une segmentation plus fine acte par acte, un cadencement mensuel ou un cadencement moyen sur plusieurs années ont été testées mais non retenues car ne donnant pas de résultats plus probants malgré une plus grande complexité.

Pour le calcul des provisions Best Estimate des exercices antérieurs $PBE_{\text{Exercices antérieurs}}$, nous avons appliqué les taux de proratisation $Taux_{\text{Secteur}}$ suivants, observés historiquement sur notre portefeuille, aux prestations totales $P_{\text{Exercices antérieurs Secteur}}$:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Particuliers : } 0,17\% \\ \text{Entreprises : } 0,17\% \\ \text{CMU : } 0,36\% \end{array} \right.$$

On obtient ainsi la provision Best Estimate sur les exercices antérieurs par secteur :

$$PBE_{\text{Exercices antérieurs}} = \sum_{\text{Secteur}} Taux_{\text{Secteur}} \times P_{\text{Exercices antérieurs Secteur}}$$

Les frais liés aux prestations, sont estimés à 6% des prestations. Par simplification nous considérons la rémunération que prendrait un courtier si la gestion était externalisée. Des travaux vont être menés par la mutuelle pour affiner ce taux.

La Provision Best Estimate pour sinistres à payer $PBE_{\text{Sinistres}} = (PBE_{2012} + PBE_{\text{Exercices antérieurs}}) \times (1+6\%)$.

Application Numérique :

L'application de la méthode donne $PBE_{\text{Sinistres}} = 51\,501$ k€ (le détail du calcul figure en annexe 1).

A fin avril, la liquidation 2013 des sinistres de survenance 2012 et années antérieures était de 51 759 k€. On constate que l'on est relativement proche de la provision Best Estimate. Cette dernière ne comportant pas de marge de prudence la liquidation effective peut s'avérer inférieure (avec une probabilité de 50%) ou supérieure (avec une probabilité de 50%) à la $PBE_{\text{Sinistres}}$.

Il n'est donc pas surprenant que la liquidation constatée soit supérieure à la provision Best Estimate.

PBE_{Primes} :

La provision Best Estimate pour primes est l'actualisation des flux entrants et sortants résultant des contrats annuels renouvelés et des affaires nouvelles connues au 01/01/N+1. Ces flux comprennent les cotisations qui seront reçues en N+1, les prestations qui seront versées dans les années futures au titre des sinistres survenus en N+1, ainsi que les frais engendrés par ces cotisations et prestations.

Par simplification, nous avons considéré que l'action du renouvellement annuel sur l'ensemble du portefeuille, permet, si besoin, d'être à l'équilibre et que les affaires nouvelles étaient toutes tarifées à l'équilibre, d'où $PBE_{\text{Primes}} = 0$.

La provision Best Estimate 2012 est donc égale à 51 501 k€.

2. Calcul du SCR Prime et Provisionnement

Selon les données comptables, sur le périmètre Harmonie Mutualité :

- le volume de primes 2012, nettes de réassurance, $V_{\text{prem}} = 669\,207$ k€,
- la provision Best Estimate 2012, $V_{\text{res}} = 51\,501$ k€.

Soit $V_{\text{nl}} = V_{\text{prem}} + V_{\text{res}} = 720\,708$ k€.

Sur ces données 2012, le SCR Prime et Provisionnement ($\text{SCR}_{\text{health Non-SLT}}$) d'Harmonie Mutualité calculé à l'aide de la formule standard et en fonction des jeux de paramètres mentionnés page 32 serait le suivant :

Jeu de paramètres	QIS 4	CP 72	QIS 5	Recommandations EIOPA	Paramètres retenus
$(\sigma_{\text{primes}}; \sigma_{\text{provisions}})$	(3% ; 7,5%)	(7,5% ; 12,5%)	(4% ; 10%)	(5% ; 5,3%)	(5% ; 5%)
σ	3,09%	7,43%	4,12%	4,84%	4,83%
$\rho(\sigma)$	0,08	0,21	0,11	0,13	0,13
$\text{SCR}_{\text{health NON-SLT}} = \rho(\sigma) \times V_{\text{nl}}$	59 395 k€	150 111 k€	80 077 k€	94 908 k€	94 662 k€

On constate aisément qu'en fonction du jeu de paramètres retenu, les impacts sur le $\text{SCR}_{\text{health Non-SLT}}$ d'Harmonie Mutualité sont importants puisque celui-ci peut être multiplié par 2,5 (QIS 4 → CP 72).

3. Calcul du SCR Catastrophe

Pour rappel, le risque catastrophe couvre le risque de perte ou de baisse de valeur du passif, résultant de l'incertitude implicite dans les hypothèses d'évaluation et de provisionnement relatives au déclenchement d'épidémies et à l'accumulation de risques sous ces conditions extrêmes.

Dans le QIS 5, trois scénarios (Grand stade, risque de concentration, risque de pandémie) étaient proposés pour évaluer le SCR Catastrophe. Dans sa réponse, Harmonie Mutualité avait considéré que seul le risque de concentration intervenait dans le calcul du SCR Catastrophe.

Les spécifications techniques du LTGA (Long Term Guarantee Assessment)^[15] apportent de nouvelles précisions plutôt impactantes pour l'évaluation du SCR Catastrophe du risque Santé.

Trois scénarios standards sont toujours proposés :

- Le risque accident de masse (ma)
- Le risque de concentration (c)
- Le risque de pandémie (p)

La garantie frais de santé est concernée par le risque accident de masse et le risque de pandémie.

La formule standard est la suivante :

$$SCR_{healthCAT} = \sqrt{(SCR_{ma}^2 + SCR_c^2 + SCR_p^2)}$$

Le risque accident de masse :

Le risque d'accident de masse est le fait d'avoir au même endroit, au même moment une population d'assurés touchée par un événement catastrophique.

La formule de calcul donnée dans les spécifications techniques et adaptée pour Harmonie Mutualité est la suivante :

$$SCR_{ma} = r_{France} \times x_{Frais\ de\ soins} \times E_{HM}$$

Avec :

- $r_{France} = 0.05\%$, ratio de personnes touchées par l'accident de masse en France
- $x_{Frais\ de\ soins} = 30\%$, ratio de personnes concernées par les frais de soins lors de l'accident
- E_{HM} , l'estimation des prestations pour frais de soins (Hospitalisation) que verserait Harmonie Mutualité. $E_{HM} = Nb\ Adhérents_{HM} * Coût\ Moyen_{Hospitalisation}$

Au 31/12/2012, Harmonie Mutualité comptait 1 337 874 adhérents.

Pour l'estimation du coût moyen d'une hospitalisation suite à un accident de masse, nous avons repris une étude de la FNM estimant à 1,5 k€ le coût moyen d'une hospitalisation pour un organisme assureur.

Pour 2012, le capital requis pour le risque d'accident de masse d'Harmonie Mutualité est évalué à : $SCR_{ma} = 0.05\% * 30\% * 1\ 337\ 874 * 1,5\ k€ = 301\ k€$

Le risque de pandémie :

Une pandémie et une épidémie se définissent toutes deux comme une forte augmentation des cas d'une même maladie à un moment donné. La pandémie, à la différence de l'épidémie, se diffusant sur une zone géographique très étendue.

Le XX^e siècle a connu trois pandémies :

- La grippe espagnole de 1918
- La grippe asiatique de 1957
- La grippe de Hong Kong de 1968

En 2009, la grippe A (H1N1) d'origine animale, a été qualifiée par l'Organisation mondiale de la santé (OMS) de pandémie.

La formule standard retenue pour le calcul du capital requis et adaptée pour Harmonie Mutualité pour ce risque est la suivante :

$$SCR_p = 0.4 * \sum_{T_{Age}} (N_{T_{Age}} * M_{T_{Age}})$$

Avec :

- N_{TAge} = Nombre d'adhérents dans la tranche d'âge T_{Age} (0-19 ans, 20-64 ans, 65 ans et +)
- $M_{TAge} = \sum_h H_h * CH_{(h,TAge)}$
- H_h : Ratio de personnes ayant des symptômes cliniques les conduisant à utiliser le type de soin h :
 - $H_{hospitalisation} = 1\%$
 - $H_{Traitement\ médical\ (consultations,\ soins)} = 20\%$
 - $H_{Soins\ non\ formels} = 79\%$
- $CH_{(h,TAge)}$: Coût moyen estimé par tranche d'âge T_{Age} pour le type de soin h.

Voici les résultats obtenus pour Harmonie Mutualité, en prenant pour hypothèses les coûts moyens observés sur le portefeuille pour le poste hospitalisation, trois consultations chez un médecin généraliste pratiquant des dépassements d'honoraires à hauteur de 20% de la base de remboursement et l'absence de soins non formels au regard de nos offres actuelles :

Tranche d'âge	Nombre d'Adhérents	Coût Moyen en €		
		Hospitalisation	Consultation	Soins non Formels
0-19 ans	280 312	297	24,84	0
20-64 ans	746 067	538	24,84	0
65 ans et +	311 495	909	24,84	0

Paramètres Hh	1%	20%	79%
---------------	----	-----	-----

$$SCR_p = 5\,730\text{k€}$$

L'évaluation du risque catastrophe 2012 pour Harmonie Mutualité s'élève à :

$$SCR_{healthCAT} = \sqrt{SCR_{ma}^2 + SCR_p^2}$$

$$SCR_{healthCAT} = 5\,738\text{ k€}$$

Par rapport à l'évaluation réalisée lors du QIS 5 (190 k€), le poids du risque catastrophe dans le risque santé devient significatif.

$$SCR_{health} = \sqrt{SCR_{health\ Non-SLT}^2 + SCR_{healthCAT}^2 + 2 * 0.25 * SCR_{health\ Non-SLT} * SCR_{healthCAT}}$$

$$SCR_{health} = 96\,257\text{ k€}$$

En appliquant la formule standard, le capital requis pour le risque de souscription santé d'Harmonie Mutualité est de 96 257 k€ en 2012.

Au vu des montants engagés et de la taille de la mutuelle sur le marché français de la complémentaire santé, il devient légitime de s'intéresser au profil réel du risque de souscription santé d'Harmonie Mutualité, de manière à étudier une alternative aux paramètres de volatilité préconisés dans la formule standard.

II. ESTIMATION DU PROFIL REEL DE RISQUE DE SOUSCRIPTION SANTE D'HARMONIE MUTUALITE.

Le risque de souscription fait référence à l'incertitude concernant les résultats de souscription de la mutuelle, incertitude liée aux montants et aux délais des règlements de soins, mais aussi au volume de l'activité à souscrire et les taux de cotisations auxquels elle sera souscrite.

Le risque de souscription se compose des risques :

- ✓ de primes
- ✓ de provisionnement
- ✓ de catastrophe

Notre étude portera principalement sur les risques de primes et de provisionnement d'Harmonie Mutualité.

Dans un souci d'exhaustivité, le SCR Catastrophe a été évalué dans la première partie du mémoire. Il ne sera pas davantage détaillé dans cette partie.

1. Analyse du portefeuille Harmonie Mutualité

a) Périmètre des données

Nous avons volontairement réduit le périmètre de notre étude à Harmonie Mutualité, bien que la fusion d'Harmonie Mutualité avec quatre autres mutuelles soit effective depuis le 1^{er} janvier 2013 pour des raisons de confidentialité des résultats et de disponibilité des données.

Les données relatives au portefeuille d'Harmonie Mutualité sont issues de la base de données décisionnelle qui retrace l'historique des prestations versées décomposées en frais réels, remboursements du régime obligatoire, remboursements du régime complémentaire avec distinction ticket modérateur et prestations supplémentaires, et regroupées par catégorie d'actes.

Les données s'entendent hors montage avec un tiers (coassurance, réassurance et délégation de gestion), à la marge en terme de chiffre d'affaires ; les prestations payées et enregistrées dans l'outil de gestion ne sont alors pas réellement ou entièrement à la charge de la mutuelle, un ajustement comptable est effectué a posteriori.

Compte tenu de l'historique des fusions au sein de la mutuelle, les données antérieures à 2008 sont peu exploitables et le périmètre trop différent pour toute comparaison avec les exercices postérieurs à 2008. Nous avons donc retenu comme historique les années de 2008 à 2012.

La liquidation des prestations étant rapide en assurance santé, un historique de 5 ans nous paraît suffisant pour avoir un recul pertinent sur l'évolution de notre portefeuille (effectifs, cotisations, prestations).

Pour la suite de notre étude, nous retenons la possibilité de segmenter le portefeuille suivant deux secteurs principaux :

- Individuel (Marché des particuliers / CMU : bénéficiaires de la couverture maladie universelle)
- Collectif (Entreprises hors intermédiation / Entreprises intermédiées (courtage))

Les données sont de bonne qualité et leur fiabilité a pu être vérifiée via des tests de cohérence avec notamment les comptes techniques, les indicateurs et les rapports de solvabilité.

b) Données statistiques

Effectifs (Nombre de bénéficiaires) :

Le tableau ci-dessous présente l'évolution des effectifs sur les cinq dernières années par secteur :

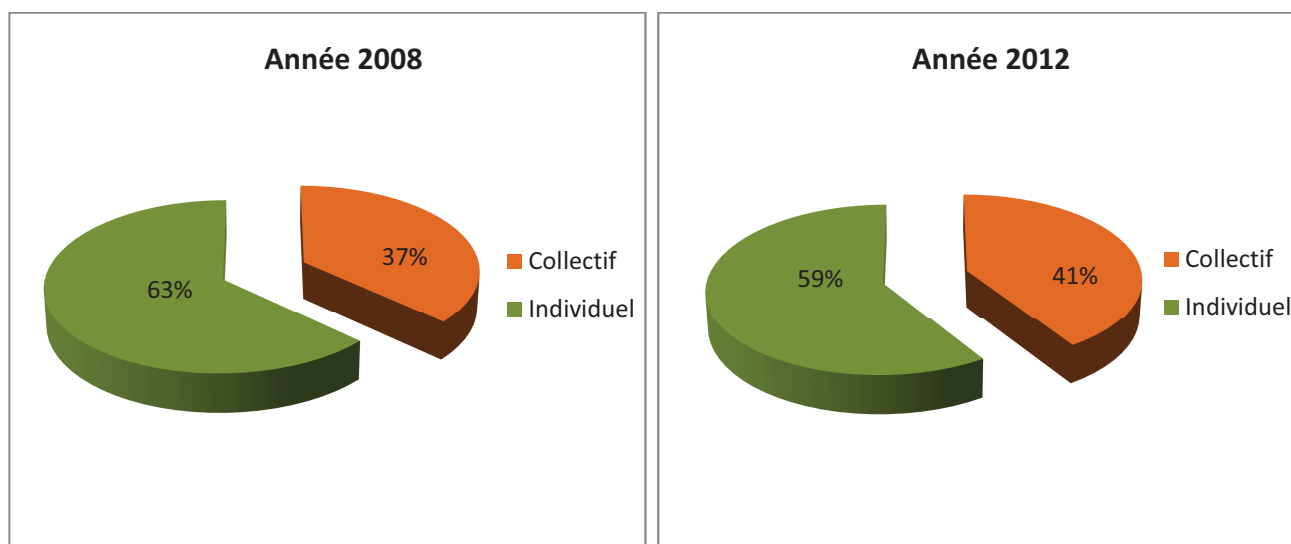
Année	2008	2009		2010		2011		2012	
Collectif	468 231	478 153	2,12%	476 403	-0,37%	474 730	-0,35%	494 411	4,15%
Individuel	803 923	791 461	-1,55%	774 742	-2,11%	750 713	-3,10%	715 803	-4,65%
Total	1 272 154	1 269 614	-0,20%	1 251 145	-1,45%	1 225 443	-2,05%	1 210 214	-1,24%

On constate une érosion progressive du portefeuille, principalement due à la perte d'effectifs de plus en plus marquée sur le secteur individuel, mais freinée par la progression importante du secteur collectif en 2012.

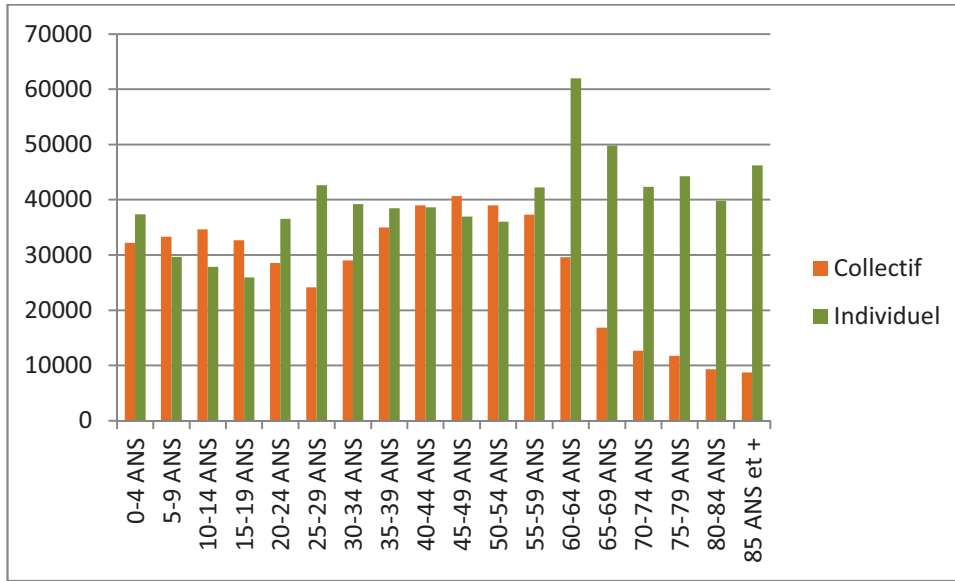
Du fait du développement de nombreux accords de branches, on assiste à des transferts importants du portefeuille individuel vers le portefeuille collectif.

Cette tendance pourrait se confirmer et sans doute s'intensifier, suite à l'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013 instaurant une couverture complémentaire des frais de santé pour tous les salariés au plus tard le 1^{er} janvier 2016.

Répartition individuel/collectif :

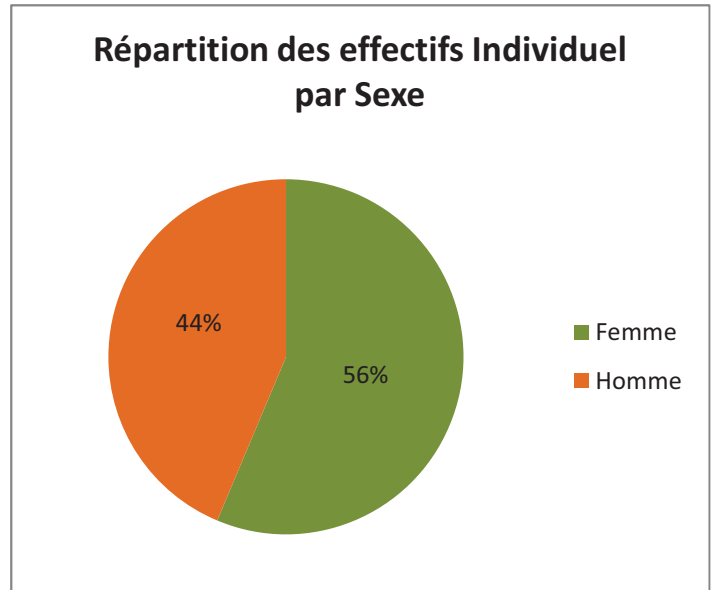
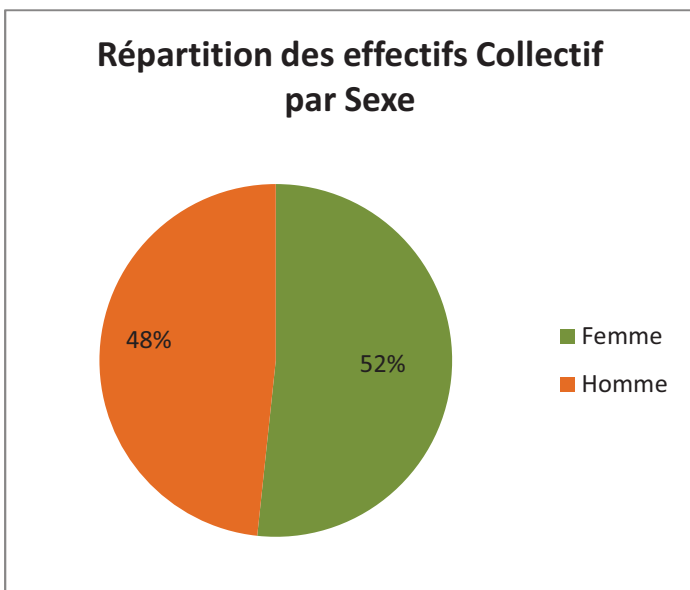


Répartition des effectifs moyens (personnes protégées) par tranche d'âges (Année 2012) :



Ce graphique met en évidence la synergie entre le marché des particuliers et le marché des entreprises. On peut constater que la population retraitée et la population entre 20 et 35 ans sont majoritairement sur les contrats individuels et qu'en collectif, les effectifs les plus importants se situent entre 35 et 60 ans, ce qui correspond à la période d'activité professionnelle. L'âge moyen du portefeuille collectif est de 38 ans, celui du portefeuille individuel est de 48 ans.

Répartition par sexe (Année 2012) :



Sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité, la population féminine est majoritaire que ce soit en collectif ou en individuel où l'écart est beaucoup plus important.

Répartition par zone géographique (Année 2012) :

Harmonie Mutualité est issue de la fusion en 2008 de la Mutuelle de l'Anjou (Département 49), de la Touraine Mutualiste (37-41-86), de la Mutuelle de Vendée (85), de la Mutualité de l'Indre (36), de la Mutuelle du Cher (18), de Mutinter (Ile-de-France et Nord), de la Mutuelle Départementale 87, de Cap Mutuelle (06-13), de la Mutuelle de l'Atlantique (44), de l'UMS 63 et d'Harmonie Auvergne (63).

La répartition géographique par ordre décroissant des effectifs est la suivante :

Zone géographique	Collectif		Individuel	
	Effectif moyen	Age moyen	Effectif moyen	Age moyen
Centre	110 241	38,8	233 671	49,3
Loire Atlantique	104 120	40,8	149 933	47,3
Vendée	61 885	35,1	103 612	47,5
Maine-et-Loire	65 347	37,1	85 303	48,0
Autres départements	74 773	36,2	50 127	43,6
Ile de France	43 334	36,1	20 557	47,0
Sud	15 671	42,9	33 907	50,7
Auvergne	7 803	36,6	31 739	46,6
Nord	11 237	38,6	6 954	39,2
Total	494 411	38,0	715 803	47,8

Les zones historiques, Centre, Loire-Atlantique, Maine-et-Loire et Vendée, représentent 69% des effectifs dans le secteur collectif et 80% dans le secteur individuel.

Prestations (en k€) arrêtées à fin mars 2013 :

Les tableaux ci-dessous montrent, par secteur, le montant des prestations sur les cinq dernières années, détaillées avec le montant des frais réels engagés par l'adhérent, le remboursement de la Sécurité sociale et le remboursement complémentaire de la mutuelle (ticket modérateur + prestations supplémentaires) :

➤ Collectif :

Année soins	Frais réels	Régime obligatoire	Part RO	Remboursement complémentaire	Part RC	Ticket modérateur	Prestations supplémentaires
2008	478 819	268 604	56,1%	166 210	34,7%	98 042	68 168
2009	498 284	277 213	55,6%	174 532	35,0%	99 632	74 901
2010	503 126	277 484	55,2%	179 980	35,8%	98 281	81 700
2011	520 740	286 274	55,0%	187 797	36,1%	100 722	87 075
2012	512 229	257 792	50,3%	199 276	38,9%	102 331	96 945

➤ Individuel :

Année soins	Frais réels	Régime obligatoire	Part RO	Remboursement complémentaire	Part RC	Ticket modérateur	Prestations supplémentaires
2008	1 058 787	649 391	61,3%	288 236	27,2%	200 070	88 166
2009	1 073 895	670 485	62,4%	291 491	27,1%	199 009	92 482
2010	1 097 138	686 062	62,5%	293 411	26,7%	192 631	100 780
2011	1 083 733	690 364	63,7%	297 378	27,4%	193 709	103 669
2012	932 265	538 604	57,8%	289 517	31,1%	184 455	105 062

Attention, il reste encore des factures non parvenues, notamment pour les exercices 2011 (0.10%) et 2012 (1.20%).

Cotisations (en k€) :

Les tableaux ci-dessous montrent, par secteur, les montants de cotisations TTC et HT, ainsi que le rapport P/C (Prestations/Cotisations) sur les cinq derniers exercices.

➤ Collectif :

Exercice	Cotisations TTC	Cotisations HT	P/C HT
2008	198 118	193 165	86,05%
2009	210 564	198 131	88,09%
2010	217 835	204 974	87,81%
2011	232 850	212 371	88,43%
2012	254 147	225 270	88,46%

➤ Individuel :

Exercice	Cotisations TTC	Cotisations HT	P/C HT
2008	383 321	373 738	77,12%
2009	402 875	378 146	77,08%
2010	411 037	385 864	76,04%
2011	437 051	397 767	74,76%
2012	444 768	392 449	73,77%

Sur la base de ces éléments statistiques, nous allons étudier successivement les risques de prime et de provisionnement propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité.

2. Le risque de prime

Définition :

Risque que le montant des primes acquises durant l'année soit insuffisant pour couvrir les sinistres et dépenses futurs. Il regroupe les aléas dans la survenance, la fréquence et le coût des sinistres.

Les deux facteurs déterminant sur le risque de primes sont le montant des cotisations déterminées par la mutuelle et le montant des prestations sur lesquelles reposent les aléas. Nous allons étudier successivement ces deux facteurs avant d'évoquer les décisions externes à la mutuelle qui, si elles ne sont pas automatiquement répercutées dans les cotisations, peuvent avoir un impact non négligeable sur les résultats.

a) La tarification

La tarification des contrats santé, qu'ils soient individuels ou collectifs, est un élément clé, qui doit être mené rigoureusement sur la base d'éléments statistiques fiables et d'éléments démographiques inhérents à la population visée.

Cotisation pure / Cotisation commerciale :

La cotisation pure annuelle, appelée aux assurés est égale à leur consommation moyenne estimée en soins et en biens médicaux, non prise en charge par la Sécurité sociale et financée par la mutuelle. La consommation est composée de soins survenus au cours de l'année (du 1^{er} janvier au 31 décembre).

Le coût technique est la cotisation pure majorée d'un coefficient de prudence intégrant l'incertitude de tarification et l'évolution des dépenses de santé.

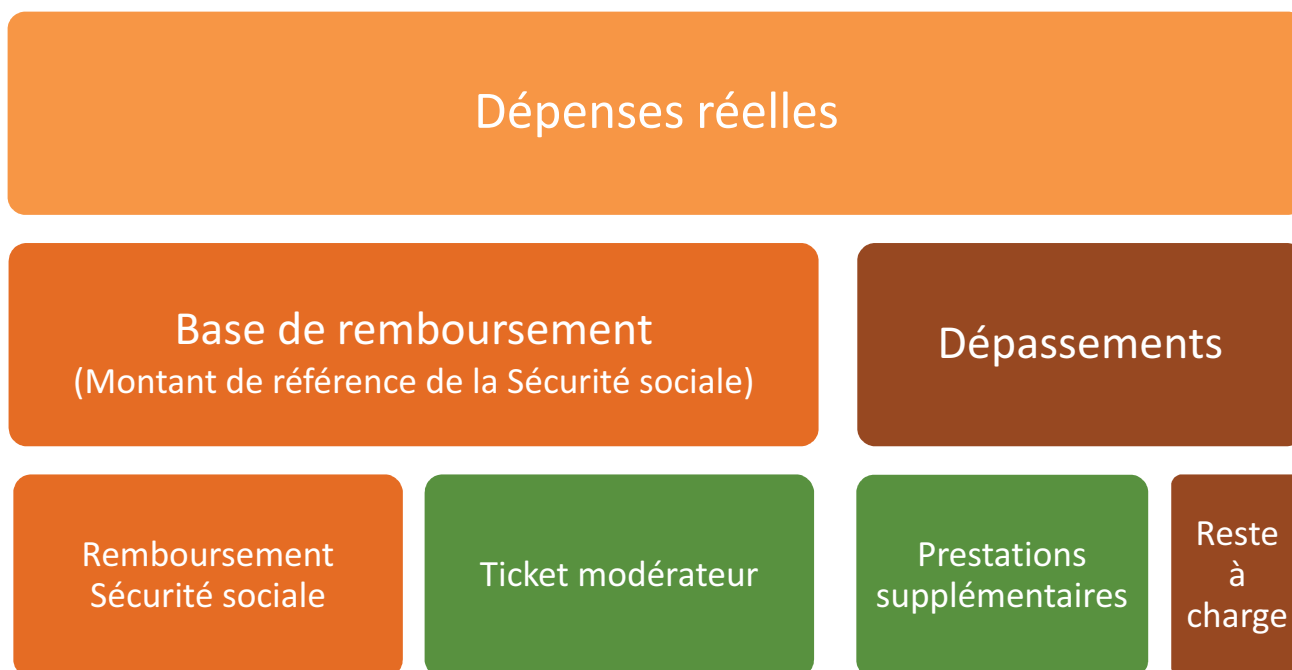
Pour obtenir la cotisation commerciale (cotisation TTC), il convient d'ajouter les taxes (TSA : Taxe sur la Solidarité Additionnelle (appelée auparavant contribution CMU), et TSCA : Taxe Spéciale sur les Conventions d'Assurance) et les chargements (frais de gestion, frais d'apporteur).

$$\text{cotisation commerciale} = \frac{\text{cotisation pure} * (1 + \text{coefficient de prudence})}{(1 - (\text{Frais de gestion} + \text{Frais d'apporteur}))} * (1 + \text{TSA} + \text{TSCA})$$

1. Méthode de tarification : Approche ticket modérateur / prestations supplémentaires

Le mécanisme de remboursement des frais de santé :

Le schéma ci-dessous présente le mécanisme de remboursement des frais de santé, et notamment la décomposition de la dépense réelle entre ce qui est remboursé par le régime obligatoire, ce qui est pris en charge par l'assurance complémentaire et ce qui reste à la charge de l'adhérent.



Toute prestation ne donne pas lieu à des dépassements (ex : pharmacie). Dans ce cas, la dépense réelle est égale à la base de remboursement.

L'organisme complémentaire peut également prendre en charge des prestations non remboursées par l'assurance maladie obligatoire (ex : médecine douce).

Sur les médicaments, les actes paramédicaux et les transports sanitaires, une franchise à la charge des assurés est déduite des remboursements effectués par la Sécurité sociale. De même, une participation forfaitaire de 1 euro est demandée à l'assuré de plus de 18 ans pour toutes les consultations ou actes réalisés par un médecin, les examens radiologiques et les analyses de biologie médicale.

La mutuelle intervient donc sur le ticket modérateur et les prestations supplémentaires. L'approche tarifaire retenue par Harmonie Mutualité consiste à décomposer l'ensemble des prestations en part TM (ticket modérateur) et en part PS (prestations supplémentaires) et à en estimer le coût annuel par bénéficiaire.

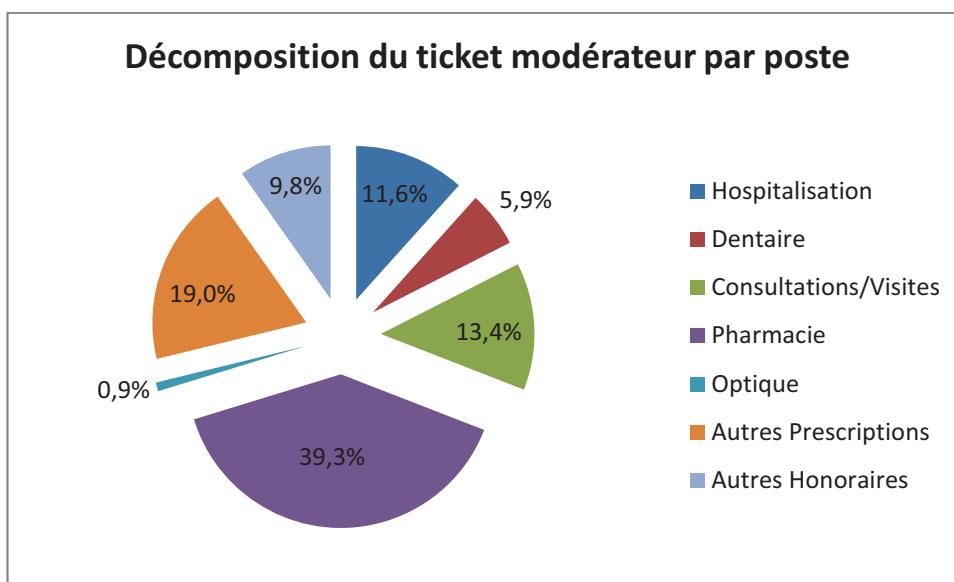
Cette approche tarifaire est présentée ci-après sur la base des soins 2011 considérés, contrairement aux soins 2012, comme totalement connus et réglés en 2013.

$$\text{cotisation pure} = \sum_{\text{Actes}} \text{TM par bénéficiaire et par an} + \sum_{\text{Actes}} \text{PS par bénéficiaire et par an}$$

Estimation du ticket modérateur (basée sur les soins 2011)

Le ticket modérateur est la différence entre le tarif de base du régime obligatoire (RO) et le remboursement effectif de la Sécurité sociale. Il est un indicateur important pour visualiser la fréquence de consommation, notamment pour les soins ambulatoires (ou soins de ville) et la pharmacie.

Le graphique ci-dessous permet de détailler les postes de dépenses composant le ticket modérateur, tous secteurs confondus, avec leur poids respectif :



La répartition par grands postes est sensiblement la même entre le secteur individuel et le secteur collectif.

Le poste majeur du ticket modérateur est la pharmacie (39,3% du ticket modérateur) avec le remboursement des vignettes blanches (RO : 65% / TM : 35%), des vignettes bleues (RO : 30% / TM : 70%) et des vignettes orange (RO : 15% / TM : 85%).

On trouve ensuite les autres prescriptions (19%) qui regroupent les actes d'auxiliaires médicaux (infirmiers, kinésithérapeutes, ...), les examens de laboratoires, les prothèses médicales (orthopédie, prothèses auditives, ...) et les cures thermales.

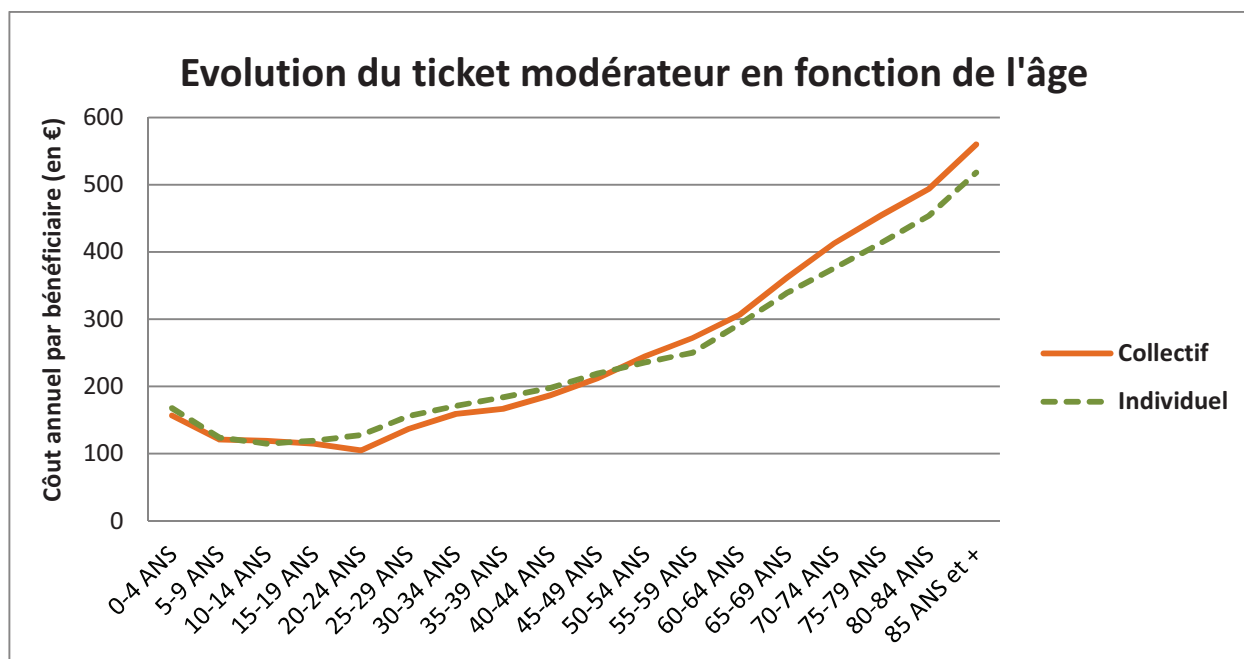
Autres postes non négligeables :

- les consultations/visites de médecins généralistes ou spécialistes (13,4%)
- le poste hospitalisation, avec les frais de séjour et honoraires (11,6%)
- les autres honoraires qui regroupent les actes d'imagerie, les actes médicaux techniques et les transports (9,8%).

En revanche, la part des postes dentaire (5,9%) et surtout optique (0,9%) reste mineure dans le ticket modérateur, en raison de la prise en charge très faible de la Sécurité sociale. A contrario, on retrouvera ces deux postes dans les prestations supplémentaires.

Pour estimer le ticket modérateur lors d'une tarification, il convient de mesurer les critères qui influent sur celui-ci :

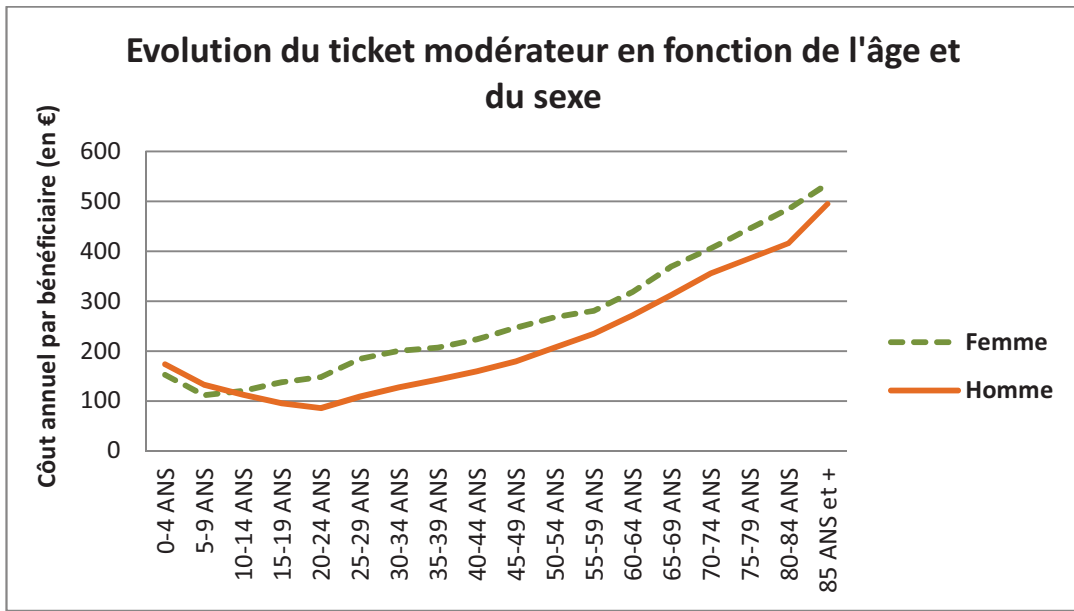
L'âge :



Sans surprise, le niveau de ticket modérateur est globalement croissant avec l'âge, si l'on excepte les enfants en bas âge. Il est intéressant de constater que jusqu'à l'âge de 50 ans le ticket modérateur est plus faible (en moyenne de 7%) sur les contrats collectifs (portés par la nature obligatoire d'une majorité des contrats) que sur les contrats individuels (par définition facultatifs). En revanche à partir de 50 ans, en raison d'une moindre mutualisation et du passage à la retraite sur des régimes d'accueil facultatifs, le ticket modérateur est supérieur (en moyenne + 7%) sur les contrats collectifs.

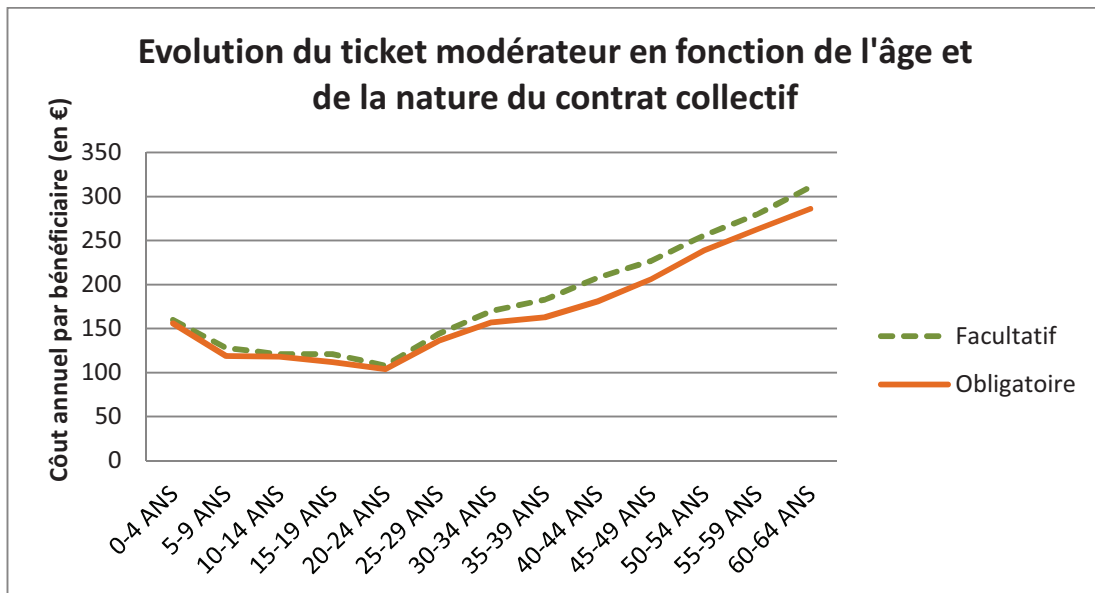
L'âge étant le critère prédominant pour estimer le ticket modérateur, il sera toujours repris dans l'étude des autres critères.

Le sexe :



À âge équivalent, à partir de 10 ans, la population féminine est plus consommatrice que la population masculine (de +8% à +70% suivant les tranches d'âges). Les femmes étant, en règle générale, plus attentives à leur santé que les hommes. L'écart tend à diminuer l'âge avançant.

La nature du contrat collectif :



Le caractère facultatif du contrat collectif entraîne un phénomène d'anti-sélection plus marqué à partir de 35 ans. L'écart entre le niveau de ticket modérateur d'un contrat facultatif et celui d'un contrat obligatoire est en moyenne de + 10%.

L'étude des critères « zone géographique » et « gamme de produits » n'a pas permis de dégager de tendance significative pour l'estimation du ticket modérateur.

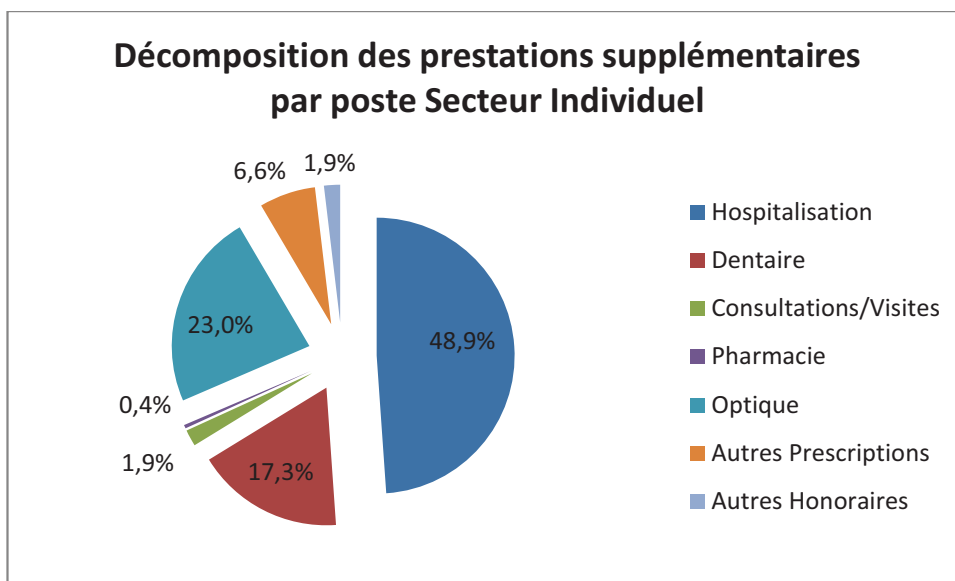
Estimation des prestations supplémentaires par grands postes (basée sur les soins 2011) :

Les prestations supplémentaires concernent l'ensemble des dépenses au titre de dépassements de la base de remboursement dans la limite des frais réels engagés et de la garantie prévue, et de forfaits, accordés par la garantie mutuelle pour des actes non pris en charge par la Sécurité sociale.

Le montant des prestations supplémentaires est très dépendant du niveau de garanties.

La décomposition par grands postes, contrairement au ticket modérateur, est variable d'un secteur à l'autre :

Secteur Individuel :



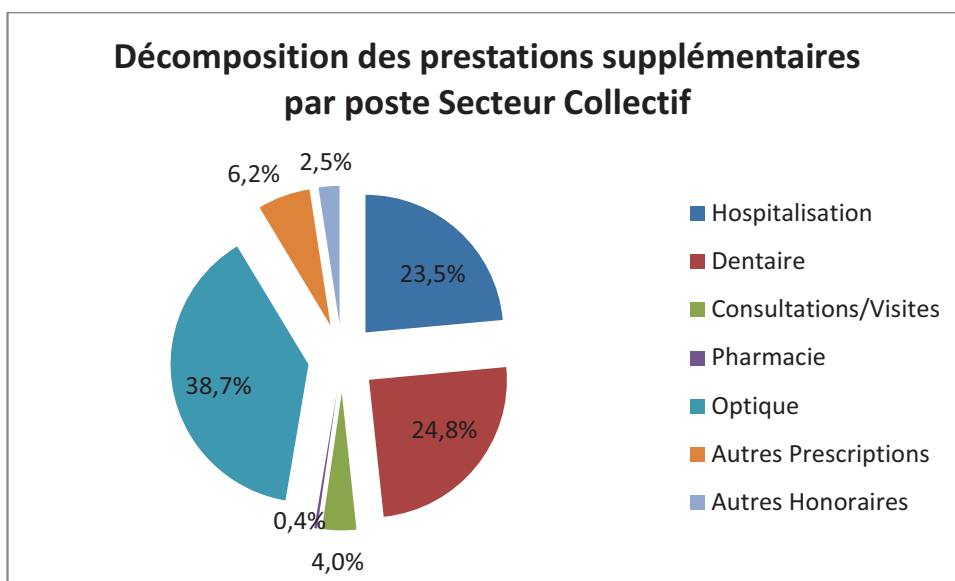
Le poste hospitalisation (dépassements d'honoraires, forfait journalier hospitalier, chambre particulière, frais d'accompagnant) est très largement majoritaire (48,9%) dans les prestations supplémentaires des contrats individuels.

Cette proportion importante s'explique principalement par l'âge moyen et la structure démographique du portefeuille majoritairement composée de retraités, mais aussi par le fait que l'hospitalisation, qui est un risque lourd et peu prévisible, est un des critères majeurs de souscription à une garantie individuelle. De plus, le niveau des garanties optique et dentaire est très souvent plus faible en individuel qu'en collectif.

En deuxième et troisième position, on trouve les postes optique (23%) et dentaire (17,3%) dont les bases de remboursement de la Sécurité sociale sont très éloignées des prix pratiqués par les opticiens et les dentistes.

Les postes restant représentent 10,8% des prestations supplémentaires et ne sont bien entendu pas à négliger, notamment les autres prescriptions (médecine douce, prothèses).

Secteur Collectif :



Les trois mêmes postes que pour le secteur individuel se détachent. Le poste optique est le plus important (38,7%) dopé par le niveau de garanties de plus en plus élevé en collectif. Le dentaire pèse également pour pratiquement un quart des prestations supplémentaires, également en raison de garanties élevées. Enfin, le poste hospitalisation (23,5%) complète le podium.

Les postes restant représentent 13% des prestations supplémentaires, dont 6,2% pour les autres prescriptions et 4% pour les consultations/visites, garanties sur lesquelles les dépassements d'honoraires sont très fréquents dans les contrats collectifs.

Pour estimer le coût des prestations supplémentaires par grands postes, nous allons regarder plus précisément le coût des principaux actes en retenant l'approche en fréquence et coût moyen.

Cette approche tarifaire, similaire aux pratiques de la tarification en assurance dommages, consiste à estimer séparément et pour chaque acte le nombre probable d'actes et le coût moyen.

La fréquence et le coût moyen d'un acte est très dépendant du niveau de prise en charge de la mutuelle.

$$\text{Cotisation pure} = \sum_{\text{Actes}} \text{Fréquence} \times \text{Coût Annuel Moyen}$$

Avec :

$$\text{Fréquence} = \frac{\text{Nombre annuel d'actes}}{\text{Nombre d'assurés couverts pendant l'année}}$$

Et :

$$\text{Coût Annuel Moyen} = \frac{\text{Total Remboursements Mutuelle}}{\text{Nombre annuel d'actes}}$$

La cotisation pure ainsi déterminée correspond au montant des prestations probables calculé pour une population ayant les caractéristiques moyennes (âge, sexe, zone géographique) du portefeuille.

Des coefficients sont ensuite utilisés pour tenir compte des caractéristiques propres à la population à tarifier (voir annexe 2).

Ainsi, une grille de tarification peut être constituée poste par poste et acte par acte :

Hospitalisation :

Dans le poste hospitalisation, la mutuelle intervient principalement dans le remboursement du forfait journalier hospitalier (18€ par jour en hôpital ou en clinique, 13.5€ par jour dans le service psychiatrique d'un établissement de santé) et de la chambre particulière qui ne sont pas pris en charge par le régime obligatoire.

Secteur Collectif :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Hospitalisation
Forfait journalier hospitalier	9 318 162	537 413	17,3	471 033	1,14	19,8	47,8%
Chambre particulière	6 998 852	167 611	41,8	463 316	0,36	15,1	35,9%
Honoraires 0-25%	98 482	2 529	38,9	53 689	0,00	1,8	0,5%
Honoraires 30-50%	400 714	4 838	82,8	118 092	0,00	3,4	2,1%
Honoraires 55-100%	268 524	2 376	113,0	60 351	0,00	4,4	1,4%
Honoraires 105-500%	376 908	2 092	180,2	39 454	0,10	9,6	1,9%
Honoraires 95% FR-FR	661 267	3 006	220,0	47 709	0,10	13,9	3,4%
Prime de naissance	1 290 470	4 570	282,4	326 184	0,01	4,0	6,6%
Frais de séjour	63 369	641	98,9	77 950	0,01	0,8	0,3%
Frais d'accompagnant	33 981	2 250	15,1	212 269	0,01	0,2	0,2%
Transport	3 699	2 449	1,5	20 816	0,12	0,2	0,0%

La lecture du tableau ci-dessus donne, en colonne coût/pp (coût par personne protégée), le coût d'un adhérent de 55 ans (âge moyen pondéré des adhérents collectifs ayant eu des prestations en hospitalisation).

A titre d'exemple, un adhérent collectif de 55 ans ayant comme garanties le remboursement du forfait journalier hospitalier, de la chambre particulière, des frais d'accompagnant et des dépassements d'honoraires à hauteur de 50% de la base de remboursement a un coût annuel estimé de 38,5€ (19,8 + 15,1 + 0,2 + 3,4).

Secteur Individuel :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Hospitalisation
Forfait journalier hospitalier	31 627 395	1 805 425	17,5	749 267	2,41	42,2	64,9%
Chambre particulière	15 132 941	408 163	37,1	658 884	0,62	23,0	31,0%
Honoraires 0-25%	190 595	5 848	32,6	84 546	0,07	2,3	0,4%
Honoraires 30-50%	710 651	9 626	73,8	150 260	0,06	4,7	1,5%
Honoraires 55-100%	14 053	107	131,3	1 100	0,10	12,8	0,0%
Honoraires 105-500%	349 516	1 695	206,2	11 522	0,15	30,3	0,7%
Honoraires 95% FR-FR	69 116	199	347,3	1 069	0,19	64,7	0,1%
Frais de séjour	66 185	143	462,8	8 073	0,02	8,2	0,1%
Prime de naissance	512 385	3 443	148,8	365 922	0,01	1,4	1,1%
Frais d'accompagnant	74 040	4 783	15,5	422 441	0,01	0,2	0,2%
Transport	1 738	1 144	1,5	5 552	0,21	0,3	0,0%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 67 ans (âge moyen pondéré des adhérents individuels ayant eu des prestations en hospitalisation).

A titre d'exemple, un adhérent individuel de 67 ans ayant comme garanties le remboursement du forfait journalier hospitalier, de la chambre particulière, des frais d'accompagnant, et des dépassements d'honoraires à hauteur de 50% de la base de remboursement a un coût annuel estimé de 70,1€ (42,2 + 23 + 0,2 + 4,7).

Soins courants :

Dans le poste soins courants, la mutuelle intervient principalement dans le remboursement des dépassements d'honoraires pratiqués par certains médecins généralistes ou spécialistes (64,9% des prestations supplémentaires en collectif et 55,5% en individuel) et des dépassements sur les actes médicaux techniques (actes en K (actes médicaux simples) ou KC (actes chirurgicaux)).

Secteur Collectif :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Soins courant
Consultations visites 0% - 25%	187 019	36 088	5,2	62 694	0,58	2,98	3,9%
Consultations visites 30% - 50%	673 143	73 270	9,2	133 598	0,55	5,04	14,1%
Consultations visites 55% - 75%	289 413	25 207	11,5	34 145	0,74	8,48	6,1%
Consultations visites 80% - 100%	744 618	50 238	14,8	58 669	0,86	12,69	15,6%
Consultations visites 105% - 200%	654 291	36 844	17,8	37 957	0,97	17,24	13,7%
Consultations visites 205% - 300%	196 818	8 879	22,2	8 768	1,01	22,45	4,1%
Consultations visites 305% - FR	348 504	13 757	25,3	10 194	1,35	34,19	7,3%
Actes de spécialité 0% - 25%	118 847	18 301	6,5	74 313	0,25	1,60	2,5%
Actes de spécialité 30% - 50%	357 458	29 929	11,9	133 598	0,22	2,68	7,5%
Actes de spécialité 55% - 100%	342 629	24 378	14,1	99 487	0,25	3,44	7,2%
Actes de spécialité 105% - 200%	173 412	8 604	20,2	47 225	0,18	3,67	3,6%
Actes de spécialité 205% - FR	320 202	9 913	32,3	77 015	0,13	4,16	6,7%
Radiologie	286 182	19 481	14,7	271 060	0,07	1,06	6,0%
Auxiliaires médicaux	73 247	14 558	5,0	76 776	0,19	0,95	1,5%
Transport	1 252	67	18,7	15 462	0,00	0,08	0,0%
Analyses	1 062	492	2,2	54 855	0,01	0,02	0,0%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 44 ans (âge moyen pondéré des adhérents collectifs ayant eu des prestations en soins courants). Dans le cas d'une garantie comprenant des dépassements d'honoraires de +25% sur les consultations-visites et les actes de spécialité, ce coût serait estimé à 4,58€ (2,98 + 1,6).

Secteur Individuel :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Soins courant
Consultations visites 0% - 25%	125 229	38 884	3,2	57 524	0,68	2,18	4,0%
Consultations visites 30% - 50%	1 054 020	132 727	7,9	153 156	0,87	6,88	33,2%
Consultations visites 55% - 300%	580 564	33 676	17,2	29 733	1,13	19,53	18,3%
Actes de spécialité 0% - 25%	147 408	25 586	5,8	85 375	0,30	1,73	4,7%
Actes de spécialité 30% - 50%	618 579	57 087	10,8	154 687	0,37	4,00	19,5%
Actes de spécialité 55% - FR	421 264	10 994	38,3	30 205	0,36	13,95	13,3%
Auxiliaires médicaux	28 777	3 915	7,4	2 137	1,83	13,47	0,9%
Radiologie	197 256	21 772	9,1	168 619	0,13	1,17	6,2%
Analyses	118	51	2,3	2 141	0,02	0,06	0,0%
Transport	24	1	24,0	421	0,00	0,06	0,0%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 57 ans (âge moyen pondéré des adhérents individuels ayant eu des prestations en soins courants).

Prestations diverses :

Les prestations diverses sont des garanties annexes, le plus souvent non remboursées par le régime obligatoire, qui sont de plus en plus mises en avant par les organismes d'assurance. On retrouve principalement les médecines douces (ostéopathie, chiropractie) et les appareillages (prothèses auditives, prothèses orthopédiques).

Secteur Collectif :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût /PP	Part Poste Prestations diverses
Médecine Douce	1 607 063	59 107	27,2	297 311	0,20	5,41	40,8%
Prothèses auditives	840 675	4 017	209,3	272 288	0,01	3,09	21,3%
Autres Prothèses, Appareillages et accessoires médicaux	935 782	42 488	22,0	333 910	0,13	2,80	23,8%
Cure thermique	340 376	1 641	207,4	258 901	0,01	1,31	8,6%
Pilules contraceptives	137 941	6 163	22,4	178 138	0,03	0,77	3,5%
Diététique	5 746	279	20,6	28 939	0,01	0,20	0,2%
Vaccins	51 743	4 897	10,6	293 744	0,02	0,18	1,3%
Ostéodensitométrie	17 072	430	39,7	172 860	0,00	0,10	0,4%
Sevrage tabagique	3 433	95	36,1	50 284	0,00	0,07	0,1%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 47 ans (âge moyen pondéré des adhérents collectifs ayant eu des prestations diverses).

Secteur Individuel :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût /PP	Part Poste Prestations diverses
Prothèses auditives	2 201 289	12 356	178,2	330 433	0,04	6,66	37,9%
Médecine Douce	1 756 383	63 318	27,7	418 000	0,15	4,20	30,3%
Autres Prothèses, Appareillages et accessoires médicaux	1 056 658	55 864	18,9	289 031	0,19	3,66	18,2%
Cure thermale	417 537	3 779	110,5	292 561	0,01	1,43	7,2%
Pilules contraceptives	248 013	10 918	22,7	402 700	0,03	0,62	4,3%
Ostéodensitométrie	20 324	518	39,2	140 323	0,00	0,14	0,4%
Diététique	36 004	1 895	19,0	271 268	0,01	0,13	0,6%
Vaccins	59 697	5 438	11,0	566 198	0,01	0,11	1,0%
Sevrage tabagique	10 281	302	34,0	267 897	0,00	0,04	0,2%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 60 ans (âge moyen pondéré des adhérents individuels ayant eu des prestations diverses).

Dentaire :

Les remboursements de la mutuelle en Dentaire concernent principalement les prothèses dentaires remboursables (81,3% en individuel, 68,4% en collectif) et l'orthodontie remboursable par la Sécurité sociale (10,4% en individuel, 23,8% en collectif).

Secteur Collectif :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Dentaire
Soins Dentaire	83 123	4 874	17,1	79 091	0,06	1,05	0,5%
Prothèses remboursables 0-100%	780 966	12 667	61,7	53 455	0,24	14,61	4,6%
Prothèses remboursables 105%-200%	4 265 407	32 829	129,9	180 779	0,18	23,59	25,0%
Prothèses remboursables 205%-300%	2 905 715	14 277	203,5	95 705	0,15	30,36	17,1%
Prothèses remboursables 305% et +	3 704 808	12 657	292,7	61 660	0,21	60,08	21,7%
Prothèses refusées	480 930	7 818	61,5	298 734	0,03	1,61	2,8%
Orthodontie acceptée 0-100%	643 534	7 332	87,8	93 019	0,08	6,92	3,8%
Orthodontie acceptée 105%-200%	2 126 195	11 876	179,0	155 604	0,08	13,66	12,5%
Orthodontie acceptée 205%-300%	1 015 025	2 976	341,1	57 020	0,05	17,80	6,0%

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Dentaire
Orthodontie acceptée 305% et +	268 033	796	336,7	12 840	0,06	20,87	1,6%
Orthodontie refusée	146 696	542	270,7	181 017	0,00	0,81	0,9%
Implantologie, Parodontologie	623 274	3 556	175,3	215 768	0,02	2,89	3,7%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 41 ans (âge moyen pondéré des adhérents collectifs ayant eu des prestations en dentaire).

Secteur Individuel :

Acte	Montant PS	Quantité actes	Coût Moyen PS	Effectif Moyen	Fréquence	Coût/PP	Part Poste Dentaire
Soins Dentaire	12 260	887	13,8	7 664	0,12	1,60	0,1%
Prothèses remboursables 0-100%	2 567 547	56 578	45,4	346 531	0,16	7,41	20,0%
Prothèses remboursables 105%-200%	5 357 527	41 333	129,6	165 142	0,25	32,44	41,7%
Prothèses remboursables 205% et +	2 510 877	10 149	247,4	23 583	0,43	106,47	19,6%
Prothèses refusées	490 137	10 289	47,6	432 451	0,02	1,13	3,8%
Orthodontie acceptée 0-100%	656 296	8 631	76,0	364 285	0,02	1,80	5,1%
Orthodontie acceptée 105% et +	680 758	3 375	201,7	52 066	0,06	13,07	5,3%
Orthodontie refusée	27 955	213	131,2	220 749	0,00	0,13	0,2%
Implantologie, Parodontologie	532 272	3 782	140,7	307 596	0,01	1,73	4,2%

La lecture du tableau ci-dessus donne le coût d'un adhérent de 51 ans (âge moyen pondéré des adhérents individuels ayant eu des prestations diverses).

Optique :

Pour ce poste majeur dans les prestations supplémentaires, nous ne pouvons pas reproduire le même type d'analyse que pour les autres postes.

En effet, les garanties proposées dans les contrats collectifs ou individuels sont trop disparates pour effectuer des regroupements pertinents :

- Forfait global (ex : Forfait monture + verres : 300€/An)
- Forfait différencié en fonction de l'âge : adulte/enfant (ex : Forfait monture + verres adulte : 300€/An ; Forfait monture + verres enfant : 180€/An)
- Forfait par type de verres : correction simple/complexe (ex : Forfait monture + verres correction simple : 250€/An ; Forfait monture + verres correction complexe : 500€/An)
- Forfait différencié monture/verre (ex : Forfait monture : 100€/An ; Forfait par verre : 100€/An)
- Forfait différencié monture/verre par type de correction visuelle (ex : Forfait monture : 120€/An ; Forfait par verre unifocal faible correction : 70€/An, Forfait par verre unifocal forte correction : 170€/An), Forfait par verre multifocal faible correction : 210€/An, Forfait par verre multifocal forte correction : 300€/An).

Pratiquement toutes les combinaisons de garanties possibles existent. Face à cette multitude de garanties proposées, nous allons plutôt raisonner en terme de prix moyen constaté d'un équipement (une monture + deux verres) tous portefeuilles confondus en nous limitant à une étude par âge (adulte / enfant), par type de correction (simple / complexe) et par zone géographique (Ile-de-France / Sud (Départements : 06-13) / Centre (18-36-37-41-63-87) / Ouest (44-49-85-86)).

Prix moyens enfants :

	Ile-de-France	Sud	Ouest	Centre
Monture	127,45€	106,01€	101,79€	99,42€
Verre simple	81,31€	67,57€	60,03€	58,16€
Verre complexe	162,78€	130,65€	126,17€	118,62€

La répartition par type de correction observée pour les enfants est la suivante : équipement simple (96%) / équipement complexe (4%). A titre d'exemple, on peut donc estimer qu'un équipement moyen pour un enfant coûte 220,58€ dans la région Centre.

Prix moyens adultes :

	Ile-de-France	Sud	Ouest	Centre
Monture	165,80€	132,05€	132,16€	125,28€
Verre simple	100,75€	78,20€	73,15€	68,48€
Verre complexe	244,20€	225,17€	215,61€	214,27€

La répartition par type de correction observée pour les adultes est la suivante : équipement simple (46%) / équipement complexe (54%). A titre d'exemple, on peut donc estimer qu'un équipement moyen pour un adulte coûte 419,69€ dans la région Centre.

Cette répartition peut être affinée en fonction de l'âge des assurés :

Age	Verre complexe	Verre simple	Age	Verre complexe	Verre simple
33 et -	5,18%	94,82%	45	55,52%	44,48%
34	6,35%	93,65%	46	60,00%	40,00%
35	6,53%	93,47%	47	65,38%	34,62%
36	6,80%	93,20%	48	66,61%	33,39%
37	7,10%	92,90%	49	69,42%	30,58%
38	8,56%	91,44%	50	71,23%	28,77%
39	11,45%	88,55%	51	72,78%	27,22%
40	16,60%	83,40%	52	74,20%	25,80%
41	26,12%	73,88%	53	76,00%	24,00%
42	33,94%	66,06%	54	77,51%	22,49%
43	45,71%	54,29%	55	78,40%	21,60%
44	51,33%	48,67%	56 et +	80,20 %	19,80%

L'étude de la fréquence de consommation d'équipements optiques nécessiterait une analyse complète et détaillée des mécanismes comportementaux régissant le choix d'un adhérent d'acheter ou de renouveler sa paire de lunettes. Celle-ci ne sera pas abordée dans le mémoire.

On peut néanmoins dire que la fréquence de consommation d'équipements optique est intuitivement corrélée à l'âge, au niveau de garanties et au niveau de vie de l'adhérent.

Quelques chiffres permettent d'illustrer la demande en optique^[16] :

- Environ 71% des français portent des lunettes (94 % des plus de 55 ans, 59 % pour les 18-54 ans).
- 42% des porteurs de lunettes ont acheté un équipement il y a moins d'un an (47% chez les femmes / 36% pour les hommes ; 49% des 18-54 ans / 33% pour les 55 ans et plus), 29% entre un et deux ans, 28% il y a plus de deux ans.
- 55% des porteurs de lunettes sont des femmes.
- 47% des porteurs de lunettes ont un revenu mensuel net du foyer inférieur à 2500€

2. Les données requises

La tarification basée sur les statistiques de consommation de l'ensemble du portefeuille d'Harmonie Mutualité permet d'obtenir une cotisation pure correspondant aux caractéristiques moyennes des assurés. De nombreux facteurs de risque peuvent faire varier à la hausse ou à la baisse cette cotisation moyenne. Il convient donc d'obtenir un maximum d'informations permettant d'apprécier au mieux le risque à assurer :

- Adhésion individuelle :
 - Date de naissance
 - Sexe
 - Lieu d'habitation
 - Niveau de garanties choisies
- Adhésion collective :
 - Secteur d'activité de l'entreprise (Code NAF (Nomenclature d'Activités Française))
 - Convention Collective Nationale appliquée dans l'entreprise
 - Adresse / Implantation des salariés dans le cas de multi-sites
 - Démographie détaillée par collègue (ex : Cotisant AGIRC / Non Cotisant AGIRC) :
Nombre de salariés / Nombre de conjoints / Nombre d'enfants à charge / Coefficient familial
 - Répartition par sexe
 - Age moyen
 - Caractère du contrat (obligatoire ou facultatif)
 - Mode de mise en place dans le cadre d'un contrat obligatoire (accord collectif, décision unilatérale de l'employeur, référendum)
 - Participation de l'employeur
 - Structure tarifaire choisie
 - Garanties choisies

3. Les principaux risques du processus de tarification

Dans le cadre de la tarification du risque santé, outre les données requises listées précédemment, il convient d'appréhender les deux risques ci-dessous :

Le risque d'anti-sélection :

La complémentaire santé est une assurance qui peut être acquise à titre individuel ou par le biais d'un contrat groupe, dont la souscription peut être imposée par l'employeur. Lorsque l'on n'est pas dans ce dernier cas, la décision de se couvrir repose sur un arbitrage rationnel des salariés qui comparent les bénéficiaires d'une couverture santé avec la cotisation dont ils doivent s'acquitter.

Dans ce cadre, un tarif non adapté au risque peut entraîner un phénomène d'anti-sélection. De nombreux facteurs peuvent influencer sur le choix du salarié d'adhérer ou non, s'il en a la possibilité, au régime de frais de santé :

- L'âge :

En santé, le risque est croissant avec l'âge. La majorité des structures tarifaires (Adulte/Enfant ; Famille ; Isolé/Famille ; Salarié et Ayants droit / Conjoint non ayant droit ; 1 bénéficiaire / 2 bénéficiaires / 3 bénéficiaires et + ; Salarié seul / Salarié + enfant(s) / Couple / Couple + Enfant(s)) proposées lors de la mise en place de contrats collectifs n'intègrent pas la notion d'âge.

Pour les contrats collectifs facultatifs ou les contrats collectifs obligatoires mis en place par décision unilatérale de l'employeur, les salariés ont le choix d'adhérer ou pas à la couverture santé.

Le tarif étant indépendant de l'âge, il sera plus attractif pour les personnes les plus âgées. La faible adhésion des plus jeunes ne compensera alors pas le coût de la garantie des plus âgés, et entraînera des pertes.

Une solution préconisée pour limiter ce risque, notamment pour les contrats collectifs facultatifs, est de proposer des tarifications en tranches d'âge (ex : Adulte - 30 ans, Adulte de 30 à 40 ans, Adulte de 40 à 50 ans, Adulte + 50 ans).

- La structure tarifaire :

La structure tarifaire retenue a une forte influence sur la population adhérente. La cotisation Famille va ainsi inciter le salarié ayant conjoint et enfants à les inscrire sur le contrat. A contrario, une personne seule peut considérer que la cotisation unique est beaucoup trop élevée pour sa propre consommation.

- La participation de l'employeur :

La participation de l'employeur dans le cadre d'un contrat collectif obligatoire joue également un rôle important dans le taux d'adhésion. Une participation de l'employeur à 100 % de la cotisation ou à 10% n'entraîne pas la même réflexion chez le salarié.

- L'état de santé :

L'état de santé mais aussi les besoins en santé (optique, dentaire) sont des informations importantes que seul l'individu connaît, d'où une asymétrie d'information entraînant l'anti-sélection.

Ce facteur de choix est prédominant dans les contrats individuels, d'où pour pallier cet effet une large gamme de garanties proposées avec des tarifs par âge en conséquence permettant de limiter au maximum les effets de l'anti-sélection.

Le risque d'aléa moral :

L'aléa moral peut être défini lorsque dans le cadre d'une assurance santé, et plus particulièrement de garanties élevées, une surconsommation, par exemple en optique et en dentaire, est observée. Ce phénomène n'est pas forcément uniquement du fait de l'assuré. En effet, certains professionnels de santé (opticiens, spécialistes, ...) ont tendance à calquer le prix des prestations sur le niveau de garanties de l'assuré.

C'est entre autres pour tenter de limiter ces pratiques régulièrement dénoncées, que sont mis en place des réseaux de soins et qu'un accord sur les dépassements d'honoraires a été signé le 25 octobre 2012 entre les syndicats de médecins, les mutuelles et l'assurance maladie.

D'après les études sur le sujet, l'existence des deux risques mentionnés ci-dessus ne peut être remise en cause, par contre leur quantification s'avère extrêmement difficile. Il convient donc lors d'une tarification de bien adapter, dans la mesure du possible, la structure tarifaire pour limiter le risque d'anti-sélection. Pour contrecarrer le risque d'aléa moral, la surenchère en terme de garanties est à éviter, notamment en proposant des garanties plus en adéquation avec les besoins de la population concernée et cohérentes avec la consommation observée géographiquement.

b) La sinistralité

Le niveau des prestations attendues est l'inconnue majeure du modèle. Ce montant est dépendant de l'évolution des dépenses de santé, d'événements exceptionnels qui peuvent influencer sur la fréquence et le montant des soins.

1. Evolution des dépenses de santé

Un élément important à prendre en compte dans la tarification réalisée sur la base de données historiques, est l'intégration de l'évolution estimée des dépenses de santé pour les années à venir.

Cette évolution des dépenses de santé est liée à un cocktail de facteurs difficilement quantifiables tels que le vieillissement de la population, le progrès médical et l'innovation technologique qui modifient l'offre de soins, et les revenus des professionnels de santé.

Pour l'estimer au mieux, nous allons regarder historiquement cette évolution sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité en observant l'évolution des coûts moyens par bénéficiaires (ou personnes protégées) sur 7 types d'actes par secteur (individuel / collectif) et en les comparant avec les données nationales de l'INSEE.

Secteur Individuel :

Evolution Coût par PP	2009/2008	2010/2009	2011/2010	2012/2011	Moyenne
Hospitalisation	3,5%	6,3%	7,7%	9,1%	6,7%
Dentaire	7,1%	4,0%	1,8%	0,8%	3,4%
Consultations/Visites	-0,6%	-3,5%	3,0%	-2,2%	-0,8%
Pharmacie	0,4%	-2,4%	-0,1%	-6,7%	-2,2%
Optique	6,2%	7,0%	11,9%	10,4%	8,9%
Autres prescriptions	4,4%	5,3%	7,5%	6,8%	6,0%
Autres honoraires	3,7%	3,4%	6,8%	3,3%	4,3%
TOTAL	2,9%	2,3%	4,8%	2,5%	3,1%

Secteur Collectif :

Evolution Coût par PP	2009/2008	2010/2009	2011/2010	2012/2011	Moyenne
Hospitalisation	-0,1%	5,3%	7,3%	2,4%	3,7%
Dentaire	5,1%	5,8%	5,0%	8,2%	6,0%
Consultations/Visites	0,9%	-2,1%	3,5%	0,2%	0,6%
Pharmacie	-1,9%	-4,1%	-1,0%	-6,9%	-3,5%
Optique	9,0%	9,1%	6,0%	9,5%	8,4%
Autres prescriptions	5,1%	6,3%	8,4%	7,7%	6,9%
Autres honoraires	4,3%	4,3%	7,4%	4,3%	5,1%
TOTAL	2,8%	3,2%	4,7%	3,4%	3,5%

La tendance de l'évolution des dépenses de santé est clairement inflationniste avec néanmoins de fortes disparités selon le type d'actes. Les postes optique, dentaire, hospitalisation et autres prescriptions connaissent une croissance très marquée. A contrario, les dépenses en pharmacie reculent d'année en année.

A titre d'information, voici l'évolution de la consommation de soins et de biens médicaux en France de 2008 à 2011^[17].

Les montants sont en milliards d'euros

	2008	2009	2010	2011
Soins hospitaliers	76,2	79,2	81,4	83,6
Soins de ville	42,1	43,3	44,1	45,7
<i>Médecins</i>	18,2	18,6	18,5	19,2
<i>Auxiliaires médicaux</i>	9,9	10,4	11,0	11,5
<i>Dentistes</i>	9,6	9,7	10,0	10,3
<i>Analyses de laboratoires</i>	4,1	4,2	4,3	4,4
<i>Cures thermales</i>	0,3	0,3	0,3	0,3
Transports de malades	3,4	3,6	3,8	3,9
Médicaments	33,4	34,1	34,5	34,7
Autres biens médicaux	10,7	11,0	11,6	12,2
Ensemble	165,7	171,1	175,4	180,0
Evolution		3,3%	2,5%	2,7%

2. Les risques liés à l'aléa de la sinistralité

La tarification est établie sur la base de l'espérance des coûts futurs de la mutuelle au titre du paiement en principal et en frais de gestion des engagements pris par la mutuelle.

Outre l'intégration de l'évolution estimée des dépenses de santé, le tarif doit également prévoir une prime de risque pour tenir compte du caractère aléatoire de la survenance des sinistres.

Cette prime de risque peut se révéler insuffisante en particulier si la mutualisation des risques est trop faible ou en cas d'événements exceptionnels tels qu'une pandémie.

c) Les décisions externes

Depuis quelques années, des décisions externes aux organismes d'assurance ont été prises, impactant plus ou moins fortement leurs contrats, et, du fait de contraintes pratiques de délai ou de raisons commerciales, ne peuvent être directement intégrées dans le tarif.

1. Taxation des assurances complémentaires

Aujourd'hui, les organismes complémentaires sont soumis à deux types d'impôts : la taxe de solidarité additionnelle (TSA) et les taxes sur les conventions d'assurance (TCA ou TSCA). Un bref retour historique sur la mise en place de ces taxes et l'évolution de leur taux permet de se rendre compte de la complexité pour les organismes assureurs à limiter l'impact de ces mesures sur leur portefeuille et leur quasi obligation à répercuter au plus vite ces décisions externes.

Taxe de solidarité additionnelle (TSA) :

Depuis le 1^{er} janvier 2011, les organismes complémentaires santé doivent payer la taxe de solidarité additionnelle en remplacement de la contribution CMU (couverture maladie universelle) complémentaire.

Celle-ci avait été créée en 1999 pour alimenter le fonds CMU, fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie. Ce fonds finance également l'aide à la complémentaire santé (ACS).

Depuis sa création, cette contribution n'a cessé d'augmenter. Fixée initialement à 1,75% du chiffre d'affaires total des organismes complémentaires assurant une couverture santé, elle est passée à 2,50% en 2006, puis 5,90% en 2009.

Les hausses de cette contribution et sa transformation en taxe ont été répercutées sur les cotisations payées par les adhérents.

Le taux de la TSA a été fixé à 6.27% du chiffre d'affaires hors taxes.

Taxes sur les conventions d'assurance (TCA ou TSCA) :

Les organismes complémentaires santé doivent également s'acquitter de la taxe sur les conventions d'assurance (TCA) ou de la taxe spéciale sur les conventions d'assurance (TSCA) selon la nature de leurs contrats.

La TCA, au taux de 7%, a été instaurée en 1983 pour tous les contrats proposés par les organismes complémentaires santé.

En 2004, la réforme de l'assurance maladie (loi du 13 août 2004) a instauré une distinction entre les contrats dits solidaires et responsables, c'est-à-dire respectant l'obligation ou l'interdiction de prise en charge de certains frais de santé, et les contrats classiques jugés non responsables.

Les contrats responsables étant alors exonérés de cette taxe, les autres restant taxés à hauteur de 7%.

La loi de finances 2011 a modifié la donne en réintroduisant une taxe spéciale sur les conventions d'assurance (TSCA) de 3.5% sur les contrats responsables à partir du 1^{er} janvier 2011 afin de financer la dette sociale.

Pratiquement dans la foulée, dans le cadre du plan de rigueur gouvernemental et de la loi de finances rectificative de 2011 la TSCA est passée à 7%, tandis que la TCA était fixée à 9% et ce dès le 1^{er} octobre 2011, rendant pratiquement impossible une répercussion immédiate de cette hausse auprès des adhérents. Ce surcoût important non prévu étant alors pris en charge par les organismes complémentaires.

Le tableau récapitulatif ci-dessous retrace l'évolution de la taxation des contrats santé depuis 2008 :

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
CMU	2.5% du chiffre d'affaires	5.9% du chiffre d'affaires				
TSA				6.27% du chiffre d'affaires hors taxes		
TCA sur les contrats non responsables	7%			7% jusqu'au 30 septembre puis 9% au 1 ^{er} octobre	9%	
TSCA sur les contrats responsables	Exonération			3.5% au 1 ^{er} janvier puis 7% au 1 ^{er} octobre	7%	

A l'heure actuelle, la Mutualité Française réclame ardemment une baisse de la taxe sur les contrats responsables, tout en demandant l'augmentation de la taxe sur les contrats non responsables, de manière à créer un réel écart entre ces deux types de contrats.

Côté gouvernemental, l'idée serait plutôt de revoir la définition d'un contrat responsable en ajoutant aux conditions actuelles, des planchers de remboursement complémentaire, notamment en optique et en dentaire, et des plafonds pour limiter les dépassements d'honoraires ou les factures d'optique.

Autre contribution exceptionnelle à noter : la contribution des complémentaires à la vaccination contre la grippe A en 2010 pour un taux initialement fixé à 0,77%, puis réévalué à 0,34%.

2. Désengagements de la Sécurité sociale

Chaque année, dans le but de réduire le déficit récurrent de la Sécurité sociale, le gouvernement met en place de nouvelles mesures ayant pour effet de limiter les remboursements du régime obligatoire.

Ces modifications inopinées des règles de remboursement du régime de base peuvent impacter plus ou moins fortement le remboursement des régimes complémentaires.

Voici un récapitulatif des évolutions réglementaires majeures entre 2008 et 2012^[18] :

- 2008 :
 - Franchise de 50 centimes d'euro par boîte de médicaments et par acte médical effectué par un auxiliaire médical
 - Franchise de 2€ sur les transports effectués en véhicule sanitaire terrestre ou en taxi

Le gouvernement n'a pas souhaité empêcher les organismes complémentaires de rembourser ce nouveau dispositif de franchises. Mais comme l'objectif est de responsabiliser l'assuré, les contrats remboursant ces franchises, ne bénéficient pas des avantages fiscaux attachés aux contrats responsables.

- 2009 :
 - Mesures favorisant le développement des médicaments génériques
- 2010 :
 - Relèvement du forfait hospitalier de 16€ à 18€ dans les services de soins et de 12€ à 13,50€ dans les services de psychiatrie.
 - Diminution du taux de remboursement de certains médicaments (de 35% (vignettes bleues) à 15% (vignettes orange)) dont le service médical rendu est jugé faible. Cette mesure a pris effet le 17 avril 2010.

L'impact de ces deux mesures sur les prestations de la mutuelle a été estimé à + 1.6%.

- 2011 :
 - En hospitalisation, pour les actes techniques lourds, augmentation du seuil auquel s'applique la franchise de 18€ à la charge de l'assuré de 91€ à 120€.
 - Diminution de la prise en charge des médicaments à service médical rendu modéré (vignettes bleues) de 35% à 30%.
 - Recul du taux de prise en charge des dispositifs médicaux de 65% à 60%.

L'impact de ces mesures sur les prestations de la mutuelle a été estimé à + 1.5%.

- 2012 :
 - Politique du médicament : baisse du prix de certains médicaments, nouveaux groupes de génériques.

Afin de rendre les données de prestations comparables entre 2008 et 2012, le plus juste serait un retraitement des données de 2008 à 2011 compte tenu de la réglementation en vigueur en 2012.

Si certaines mesures sont plutôt simples à évaluer, par exemple l'augmentation du forfait hospitalier, d'autres sont plus difficilement quantifiables comme le déremboursement de médicaments, couplé à la baisse de la prise en charge du régime obligatoire sur certains médicaments.

d) Application de la formule de calibrage au portefeuille d'Harmonie Mutualité

Les données comptables du portefeuille d'Harmonie Mutualité de 2008 à 2012 sont les suivantes :

(en k€)	Cotisations nettes de réassurance	Prestations fin première année	PPAP comptable pour les survenances N	Prestations années suivantes	Boni constatés (*)
2008	604 844	427 238	45 274	41 901	3 373
2009	632 651	432 727	46 371	40 465	5 906
2010	672 813	452 436	47 047	44 979	2 068
2011	653 200	464 375	49 075	44 971	4 104
2012	669 207	475 192	53 259		

(*) Hors provision pour prestations à payer au 31/12/2012

Méthode de calibrage :

La méthode de calibrage utilisée reprend la première partie de la méthode 1 décrite dans le document CEIOPS-DOC-68/10 : SCR Standard Formula Calibration of the Health Underwriting Risk (partie 4.5.4)^[19] et demandant à chaque organisme de calculer, par type de risques, sa propre volatilité pour le risque de primes.

Dans cette méthode, l'organisme d'assurance calcule son volume moyen de primes nettes et l'écart-type de son ratio sinistres à primes par type de risques (Harmonie Mutualité ne couvrant presque exclusivement que des risques santé, la déclinaison par type de risque ne s'applique pas dans le cadre de ce mémoire). La méthode repose sur la méthode des moindres carrés pour ajuster au mieux la distribution des ratios sinistres à primes et déterminer un écart-type.

On note U_Y : Charge ultime pour les prestations relatives à des soins survenus l'année Y vue à la fin de l'année Y

V_Y : Volume de primes acquises nettes de réassurance à l'exercice Y

σ_Y : Volatilité du ratio sinistres à primes

N : Nombre d'années d'historique

V : Volume moyen de primes acquises (sur N années)

Le paragraphe 4.69 du document CEIOPS-DOC-68/10 donne la relation suivante :

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{V}} \times \sqrt{\frac{1}{N-1} \times \left(\sum_Y \frac{1}{V_Y} \left(U_Y - \frac{V_Y}{N} \sum_Y \frac{U_Y}{V_Y} \right)^2 \right)} \quad (1)$$

Avec : $V = \frac{1}{N} \times \sum_Y V_Y$

Application numérique :

On applique la relation (1) avec N=5, V_Y et U_Y définis dans le tableau ci-dessous.

Pour une bonne utilisation de la méthode, les P/C doivent être homogènes. Or le chiffre d'affaires intègre la CMU en 2008 (2.5%), 2009 et 2010 (5.9%), mais l'exclut lors de sa transformation en taxe à partir de 2011. Les données de primes ont donc été retraitées afin d'exclure la CMU sur l'ensemble des années considérées.

(en k€)	Cotisations nettes de réassurance	Cotisations nettes de réassurance hors CMU (V_Y)	Charge ultime fin première année (U_Y)	P/C brut
2008	604 844	589 723	472 512	80,1%
2009	632 651	595 325	479 098	80,5%
2010	672 813	633 117	499 483	78,9%
2011	653 200	653 200	513 450	78,6%
2012	669 207	669 207	528 451	79,0%

$$V = \frac{1}{5} \times (604\,844 + 632\,651 + 672\,813 + 653\,200 + 669\,207) = 646\,543 \text{ k€}$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{646\,543}} \times \sqrt{\frac{1}{4} \times \left(\sum_{Y=2008}^{2012} \frac{1}{V_Y} \times \left(U_Y - \frac{V_Y}{5} \times \sum_{x=2008}^{2012} \frac{U_x}{V_x} \right)^2 \right)}$$

$\sigma = 0,82\%$

A titre de comparaison, suite aux résultats du QJS 5, le taux préconisé par l’EIOPA pour la volatilité des primes était de 5%.

La stabilité du portefeuille et la possibilité de faire évoluer annuellement les cotisations pour tenir compte de l’inflation médicale et des impacts des désengagements de la Sécurité sociale permet de conserver un P/C brut peu fluctuant et donc une volatilité faible.

L’historique encore un peu court nous impose de rester prudent sur l’utilisation de ce paramètre en lieu et place du paramètre standard, qui néanmoins apparait fort au regard de notre structure et de notre portefeuille.

La ventilation par segment n’est accessible que pour les exercices de 2009 à 2012.

Le même exercice par segment (Portefeuille individuel / Portefeuille collectif) donne les résultats suivants :

- On applique la relation (1) sur le portefeuille individuel (y compris CMU) sur un historique 2009-2012 :

(en k€)	Cotisations nettes de réassurance	Cotisations nettes de réassurance hors CMU (V_V)	Charge ultime fin première année (U_V)	P/C brut
2009	391 312	368 225	284 067	77,2%
2010	418 272	393 594	293 047	74,5%
2011	402 963	402 963	295 901	73,4%
2012	398 706	398 706	294 055	73,8%

$\sigma = 1,66\%$

- On applique la relation (1) sur le portefeuille collectif (y compris intermédiation) sur un historique 2009-2012 :

(en k€)	Cotisations nettes de réassurance	Cotisations nettes de réassurance hors CMU (V_V)	Charge ultime fin première année (U_V)	P/C brut
2009	241 339	227 100	197 642	87,0%
2010	254 542	239 524	206 967	86,4%
2011	250 237	250 237	217 549	87,0%
2012	270 501	270 501	234 396	86,7%

$\sigma = 0,28\%$

Compte tenu de l’historique restreint, il est difficile de conclure sur les écarts de volatilité constatés sur les deux portefeuilles.

A titre d'information, le taux de volatilité des primes sur un historique de quatre ans du portefeuille en totalité s'élève à 0,82% (identique à la volatilité calculée sur un historique de 5 ans).

En se limitant uniquement aux données statistiques (hors montage avec un tiers) détaillées pages 41 et 42, le taux de volatilité des primes sur un historique de quatre ans serait le suivant :

Périmètre	Taux de volatilité
Ensemble du portefeuille	0,52%
Individuel	1,13%
Collectif	0,76%

3. Le risque de provisionnement

Définition :

Il s'agit du risque inhérent à une mauvaise estimation des provisions pour sinistres. Il regroupe les aléas dans la durée et la cadence de liquidation des provisions.

Le risque de provisionnement est lié à la nature aléatoire de l'évaluation des sinistres et à leur mauvaise estimation.

Nous travaillons dans cette partie sur des données statistiques et non plus comptables, afin d'avoir une ventilation plus fine.

Le triangle de règlement sur l'ensemble du portefeuille étudié est le suivant :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	413 865	39 734	745	86	25	454 455
2009	426 176	39 420	389	43		466 028
2010	430 624	41 967	844			473 435
2011	442 179	42 822				485 001
2012	447 687					447 687

La ventilation par segment (Particuliers / Entreprises intermédiées / Entreprises hors intermédiation / CMU) est donnée en annexe 3.

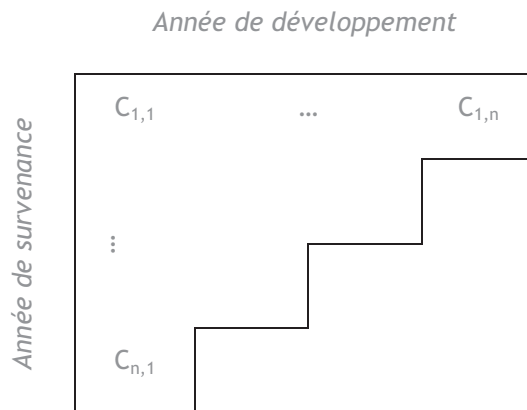
a) Modélisation du risque de provisionnement

Nous allons détailler le calcul des provisions et la volatilité associée sur les données du portefeuille non segmenté. Les résultats sur le portefeuille segmenté seront donnés sans le détail des calculs, la méthode utilisée étant identique.

Chain Ladder est la méthode la plus classique d'estimation des provisions. Elle présente l'avantage d'être très simple à utiliser, mais pour les années de survenance les plus récentes les estimations sont très sensibles à des variations dans les données observées. Après une estimation déterministe de la provision par cette méthode, nous nous pencherons sur un modèle stochastique permettant d'évaluer la variabilité dans les provisions estimées et de définir un intervalle de confiance.

1. La méthode de Chain Ladder déterministe

Soit le triangle des règlements cumulés :



$C_{i,j}$ est le montant cumulé des sinistres survenus l'année i et réglés après j années de développement.

La méthode de Chain Ladder consiste à estimer les règlements futurs (les $C_{i,j}$ pour $i+j > n+1$).

Hypothèses :

La méthode repose sur 2 hypothèses :

H1 : les années de survenance sont indépendantes entre elles

H2 : les cadences de règlement sont régulières

Coefficients de développement :

Il est supposé que $C_{i,j+1}$ est proportionnel à $C_{i,j}$, le coefficient de proportionnalité est noté f_j , calculé sur l'historique des données de prestations, il dépend uniquement de l'année de développement j .

La méthode de Chain Ladder estime les $C_{i,j}$ pour $i+j > n+1$:

$$(1) \quad \hat{C}_{i,j} = C_{i,n+1-i} \times \hat{f}_{n+1-i} \times \dots \times \hat{f}_{j-1}$$

Avec

$$(2) \quad \hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}$$

La charge ultime pour l'année de survenance i est estimée par :

$$(3) \quad \hat{C}_{i,n} = C_{i,n+1-i} \times \hat{f}_{n+1-i} \times \dots \times \hat{f}_{n-1} \text{ avec } 2 \leq i \leq n$$

La provision de sinistre pour l'année de survenance i est définie par $R_i = C_{i,n} - C_{i,n+1-i}$

Elle est estimée par :

$$(4) \quad \hat{R}_i = C_{i,n+1-i} \times \hat{f}_{n+1-i} \times \dots \times \hat{f}_{n-1} - C_{i,n+1-i} \text{ avec } 2 \leq i \leq n$$

La provision totale est estimée par :

$$(5) \quad \hat{R} = \sum_{i=2}^n \hat{R}_i$$

Application numérique :

Vérification des hypothèses :

- H1 : indépendance des années de survenance

Cette hypothèse est difficilement vérifiable directement à partir des données.

Cependant, nous pouvons dire que le nombre et le coût moyen des sinistres d'un exercice a peu d'influence sur les sinistres et coûts de l'année suivante.

- H2 : régularité des cadences de règlement :

Cette hypothèse peut s'écrire :

$$\hat{C}_{i,j+1} = C_{i,j} \times \hat{f}_j$$

Vérification graphique : pour chaque année de développement les $(C_{i,j} ; C_{i,j+1})$ doivent être sensiblement alignés sur une droite passant par l'origine.

Dans le cadre de cette étude, l'historique est trop faible pour conclure à la linéarité du modèle. Il n'y a cependant pas d'élément pour infirmer cette hypothèse. Cette méthode étant communément utilisée pour le provisionnement en santé, nous supposons donc que H2 est vérifiée.

Calcul des coefficients de développement :

On constitue le tableau des règlements cumulés :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	413 865	453 599	454 344	454 430	454 455	454 455
2009	426 176	465 596	465 986	466 028		466 028
2010	430 624	472 591	473 435			473 435
2011	442 179	485 001				485 001
2012	447 687					447 687

La formule (2) permet d'obtenir les coefficients de développement:

$$\hat{f}_1 = \frac{453\,599 + \dots + 485\,001}{413\,865 + \dots + 442\,179} = 1,09571$$

	\hat{f}_1	\hat{f}_2	\hat{f}_3	\hat{f}_4
Coefficients. de développement	1,09571	1,00142	1,00014	1,00005

Estimation des règlements futurs et provisions à constituer :

Les formules (1) et (4) permettent de compléter le tableau et d'estimer la provision pour chaque année de survenance.

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	\hat{R}_t
2008	413 865	453 599	454 344	454 430	454 455	0
2009	426 176	465 596	465 986	466 028	466 054	26
2010	430 624	472 591	473 435	473 501	473 527	92
2011	442 179	485 001	485 691	485 759	485 785	784
2012	447 687	490 537	491 234	491 303	491 330	43 643
Coefficients. de développement		1,09571	1,00142	1,00014	1,00005	

En utilisant la méthode déterministe de Chain Ladder, nous estimons donc que la provision pour sinistre à payer, hors frais de gestion est de 44 545 k€.

2. La méthode stochastique (le modèle de Mack)

Nous cherchons à estimer la volatilité des provisions sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité afin de la comparer au paramètre standard de 5% retenu par l'EIOPA suite au QIS 5.

Pour définir des intervalles de confiance pour la provision et un percentile à 99,5% (à comparer au niveau de capital requis pour ce risque dans Solvabilité II), nous allons appliquer la méthode de Mack^[20].

Il s'agit d'un modèle stochastique pour la méthode de Chain Ladder permettant d'estimer la moyenne et l'écart type de l'estimateur \hat{R} de la variable aléatoire R qui représente la provision à constituer.

Le modèle repose sur trois hypothèses :

Les deux premières (indépendance des années de survenance et régularité des cadences de règlement) sont identiques aux hypothèses du modèle déterministe, leur écriture stochastique est la suivante :

- H1 : $\{C_{i,1}, \dots, C_{i,n}\}$ et $\{C_{i',1}, \dots, C_{i',n}\}$ sont indépendants pour $i \neq i'$
- H2 : $E[C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}] = C_{i,j} \times f_j$ $1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq n - 1$ (régularité des cadences de règlement)

La troisième hypothèse intervient dans l'estimation de l'erreur sur la provision et la construction de l'intervalle de confiance.

- H3 : $Var(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = C_{i,j} \times \sigma_j^2$

Avec σ_j^2 , paramètres inconnus qui seront à estimer.

Estimation des provisions :

Le modèle stochastique fourni exactement les mêmes provisions que la méthode déterministe de Chain Ladder.

Les estimateurs \hat{f}_j sont non biaisés et non corrélés.

La démonstration de ces deux points est donnée dans l'ouvrage de Thomas MACK^[20].

Estimation de l'erreur standard :

L'erreur standard se définit comme l'écart entre la provision à constituer pour l'année i (notée R_i) et son estimateur (\hat{R}_i)

$$mse(\hat{R}_i) = E[(\hat{R}_i - R_i)^2 | D] = E[(\hat{C}_{i,n} - C_{i,n})^2 | D] \text{ avec } D = \{C_{i,j} | i + j < n + 1\}$$

Mse : mean squared error, erreur quadratique moyenne

Par définition : $\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n+1-i}$ et $R_i = C_{i,n} - C_{i,n+1-i}$

On a finalement :

$$mse(\hat{R}_i) = \hat{C}_{i,n}^2 \times \sum_{j=n+1-i}^{n-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2} \times \left(\frac{1}{\hat{C}_{i,j}} + \frac{1}{\sum_{k=1}^{n-j} C_{k,j}} \right)$$

Où :

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,n-1} \times \hat{f}_{n+1-i} \times \dots \times \hat{f}_{j-1} \text{ pour } 2 \leq i \leq n \text{ et } j > n + 1 - i$$

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{n-j-1} \times \sum_{i=1}^{n-j} \left[C_{i,j} \times \left(\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} - \hat{f}_j \right)^2 \right] \text{ pour } 1 \leq j \leq n - 2$$

$$\hat{\sigma}_{n-1}^2 = \min \left\{ \frac{\hat{\sigma}_{n-2}^4}{\hat{\sigma}_{n-3}^2} ; \min \{ \hat{\sigma}_{n-3}^2 ; \hat{\sigma}_{n-2}^2 \} \right\}$$

L'écart entre le montant total de la provision R et son estimateur \hat{R} est donné par :

$$\widehat{mse}(\hat{R}) = \sum_{i=2}^n \left(\widehat{mse}(\hat{R}_i) + \hat{C}_{i,n} \left(\sum_{k=i+1}^n \hat{C}_{k,n} \right) \times \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \frac{\frac{2\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2}}{\sum_{k=1}^{n-j} C_{k,j}} \right)$$

La démonstration de ce résultat est donnée dans l'ouvrage de Thomas MACK^[20].

L'estimation de l'écart type est donc :

$$\widehat{se}(\hat{R}_i) = \sqrt{\widehat{mse}(\hat{R}_i)} \text{ pour } i = 2 \text{ à } n$$

et

$$\widehat{se}(\hat{R}) = \sqrt{\widehat{mse}(\hat{R})}$$

Intervalle de confiance :

Nous avons une estimation de la moyenne et de l'écart type de la variable aléatoire R . Afin de construire l'intervalle de confiance, une hypothèse sur la distribution de R s'impose.

Les hypothèses usuelles sont la loi normale et la loi lognormale.

La distribution normale :

L'hypothèse est alors :

« R suit une loi normale d'espérance \hat{R} et d'écart-type $\widehat{se}(\hat{R})$ » (respectivement, « R_i suit une loi normale d'espérance \hat{R}_i et d'écart-type $\widehat{se}(\hat{R}_i)$ »)

L'intervalle de confiance au niveau $1-\alpha$ pour R est : $\left[\hat{R} - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{se}(\hat{R}); \hat{R} + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{se}(\hat{R}) \right]$

(respectivement pour R_i avec $2 \leq i \leq n$: $\left[\hat{R}_i - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{se}(\hat{R}_i); \hat{R}_i + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{se}(\hat{R}_i) \right]$)

La distribution lognormale :

$$X = \ln(R) \sim N(\mu, \sigma)$$

$$\text{avec } E(R) = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \text{ et } \text{Var}(R) = (\exp(\sigma^2) - 1) \exp(2\mu + \sigma^2)$$

$$\text{soit } \mu = \ln(E(R)) - \frac{\sigma^2}{2} \text{ et } \sigma^2 = \ln\left(1 + \frac{\text{Var}(R)}{(E(R))^2}\right)$$

Ce qui conduit à l'estimation paramétrique :

$$\mu_i = \ln(\hat{R}_i) - \frac{\sigma_i^2}{2} \text{ et } \sigma_i^2 = \ln\left(1 + \frac{\widehat{mse}(\hat{R}_i)}{(\hat{R}_i)^2}\right) \text{ pour } i \leq 2 \leq n$$

De même pour la variable aléatoire R représentant la provision totale à constituer

$$\mu = \ln(\hat{R}) - \frac{\sigma^2}{2} \text{ et } \sigma^2 = \ln\left(1 + \left(\frac{\widehat{mse}(\hat{R})}{(\hat{R})^2}\right)\right)$$

L'intervalle de confiance au niveau $1-\alpha$ pour R est : $\left[\exp(\mu - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma) ; \exp(\mu + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma) \right]$

(respectivement pour R_i avec $2 \leq i \leq n$: $\left[\exp(\mu_i - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma_i) ; \exp(\mu_i + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sigma_i) \right]$

Application numérique :

Vérification des hypothèses :

- H1 : indépendance des années de survenance : idem que pour la méthode déterministe

Pour les hypothèses H2 et H3, il s'agit d'un modèle de régression linéaire : $Y_i = a \times X_i + b + \varepsilon_i$

Avec pour $i=1$ à n :

- $Y_i = C_{i,j+1}$
- $X_i = C_{i,j}$
- $a = f_j$
- $b = 0$
- ε_i est le terme d'erreur ($E[\varepsilon_i] = 0$)

Les coefficients sont donnés par une minimisation des carrés des erreurs pondérés :

$$\sum_{i=1}^n \omega_i \times (Y_i - b - a \times X_i)^2$$

Où les ω_i sont inversement proportionnels à la variance des Y_i .

L'hypothèse 3 signifie que $\text{Var}(C_{i,j+1})$ est proportionnelle à $C_{i,j}$.

Si l'hypothèse 3 est vérifiée, alors ω_i est inversement proportionnel à $C_{i,j}$, ce qui conduit au problème de minimisation suivant :

$$\min \sum_{i=1}^{n-j} (C_{i,j+1} - C_{i,j} \times f_j)^2 / C_{i,j}$$

En annulant la dérivée par rapport à f_j , on retrouve $\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}$.

La vérification des hypothèses H2 et H3 est graphique :

- H2 : de façon similaire au modèle déterministe, l'hypothèse est vérifiée si, pour une année de déroulement j donnée, les points du graphe $C_{i,j+1}$ en fonction de $C_{i,j}$ sont proches d'une droite passant par l'origine et de pente \hat{f}_j .
- H3 : pour une année de déroulement j donnée, on construit le graphe des résidus $(C_{i,j+1} - C_{i,j} \times \hat{f}_j) / \sqrt{C_{i,j}}$ en fonction de $C_{i,j}$. L'hypothèse est vérifiée si les résidus sont aléatoires (absence de tendance sur le graphe).

Pour H2 et H3, le nombre de données est trop faible pour que l'on puisse conclure sur la linéarité ou l'absence de tendance. Cependant, aucun élément ne vient infirmer ces hypothèses. Ce modèle étant communément utilisé, nous considérons donc les hypothèses vérifiées.

Estimation des provisions :

En reprenant le triangle des règlements cumulés initial, les coefficients de développement et les provisions restent identiques à ceux du modèle déterministe :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	\hat{R}_t
2008	413 865	453 599	454 344	454 430	454 455	0
2009	426 176	465 596	465 986	466 028	466 054	26
2010	430 624	472 591	473 435	473 501	473 527	92
2011	442 179	485 001	485 691	485 759	485 785	784
2012	447 687	490 537	491 234	491 303	491 330	43 643
Coefficients. de développement		1,09571	1,00142	1,00014	1,00005	

La provision totale à constituer est de 44 545 k€.

Estimation de l'erreur standard :

$\sigma^2_1 = 2\ 105,23$	$\sigma^2_2 = 122,21$	$\sigma^2_3 = 2,24$	$\sigma^2_4 = 0,04$
--------------------------	-----------------------	---------------------	---------------------

	\widehat{R}_i	$\widehat{mse}(\widehat{R}_i)$	$\widehat{se}(\widehat{R}_i)$	$\widehat{se}(\widehat{R}_i)$ en % de \widehat{R}_i
2009 i=2	26 k€	39×10^6	6×10^3	24%
2010 i=3	92 k€	$1\,645 \times 10^6$	41×10^3	44%
2011 i=4	784 k€	$81\,661 \times 10^6$	286×10^3	36%
2012 i=5	43 643 k€	$1\,275\,506 \times 10^6$	$1\,129 \times 10^3$	3%

	\widehat{R}	$\widehat{mse}(\widehat{R})$	$\widehat{se}(\widehat{R})$	$\widehat{se}(\widehat{R})$ en % de \widehat{R}
	44 545 k€	$1,40 \times 10^{12}$	$1\,185 \times 10^3$	2,66%

La volatilité sur la provision estimée est de 2,66%.

A titre de comparaison, suite aux résultats du QIS 5, le taux préconisé par l’EIOPA pour la volatilité des provisions était de 5%.

Les intervalles de confiance à 99,5 % suivant la loi retenue sont les suivants :

(en k€)	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
2009 i=2	[8,1 ; 43,1]	[12,7 ; 48,7]
2010 i=3	[-21,4 ; 206,2]	[26,0 ; 274,9]
2011 i=4	[-18,0 ; 1 586,2]	[273,4 ; 1 985,2]
2012 i=5	[40 472,5 ; 46 813,0]	[40 571,8 ; 46 914,6]

	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
	[41 218,4 ; 47 871,3]	[41 325,5 ; 47 981,0]

Avec la loi normale, la borne inférieure de l’intervalle de confiance peut être négative alors que la provision ne peut pas l’être.

L’écart entre les 2 distributions est relativement faible ; la loi lognormale étant la plus prudente, nous la retiendrons par la suite.

La provision Best Estimate peut être vue comme le quantile 50% de la distribution de R (ce qui donne un résultat très peu différent de \widehat{R} présenté ci-dessus).

Le capital requis pour le risque de provision dans SII doit être suffisant dans 99.5% des cas. Il correspond donc au quantile 99.5% de R.

Quantile	hypothèse lognormalité
50%	44 529 k€
99,5%	47 687 k€

Le SCR est de 3 158 k€ soit 7% de la provision Best Estimate.

3. Méthode du Bootstrap

Cette méthode est moins contraignante que la précédente puisqu'elle ne nécessite pas d'hypothèse sur la loi de la variable aléatoire R (réserve à constituer).

La méthode du Bootstrap présente le risque de sous-estimer les queues de sinistres. Elle ne serait pas adaptée à des risques de type catastrophe naturelle par exemple. Sur le risque « frais de santé » les sinistres sont nombreux et d'un montant peu élevé. Une approche prudente consistera à prendre le montant le plus élevé entre la méthode du Bootstrap et celle de Mack pour la provision et le SCR.

Principe de la méthode du Bootstrap :

La méthode du Bootstrap repose sur le principe du ré-échantillonnage.

Soit $X = (X_1, \dots, X_n)$ un échantillon de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées suivant une loi inconnue F , on souhaite estimer $\theta = F(T)$ (espérance ou variance de la loi F)

Si l'on souhaite estimer l'espérance de F :

$$T(F) = \int x dF(x)$$

Si l'on souhaite estimer la variance de F :

$$T(F) = \int (x - \mu)^2 dF(x) \text{ où } \mu \text{ est l'espérance de } F \text{ précédemment estimée.}$$

Une estimation classique de θ est $\hat{\theta} = T(\hat{F})$ avec \hat{F} estimation de la fonction de répartition de F .

La méthode qui nous intéresse ici est non paramétrique (sans hypothèse sur l'appartenance de la loi à une famille paramétrique).

Partant de l'échantillon initial (de taille n), on effectue un tirage avec remise de n éléments (le ré-échantillonnage). Chaque élément a une probabilité de tirage de $1/n$.

L'échantillon Bootstrap est noté $X^* = (X_1^*, \dots, X_n^*)$. On en estime l'espérance de cet échantillon notée $\hat{\theta}^*$.

On construit ainsi B échantillons Bootstrap notés $X^{*(b)}$ avec $b = \{1, \dots, B\}$.

Pour B suffisamment grand, on estime la distribution de la variable aléatoire θ , sa moyenne empirique et son écart type.

$$\text{Moyenne empirique : } \bar{\theta}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\theta}^{*(b)}$$

$$\text{Ecart-type empirique : } \hat{\sigma}^* = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}^{*(b)} - \bar{\theta}^*)^2}$$

Si la distribution peut être approximée par à une loi connue, alors on peut déterminer un intervalle de confiance.

Utilisation de la méthode du Bootstrap pour le calcul de la provision :

R : variable aléatoire représentant le montant de la provision technique à constituer.

Les données disponibles sont les triangles des règlements cumulés des exercices précédents. Les données du triangle ne sont pas indépendantes et identiquement distribuées, afin de se placer dans les conditions d'utilisation de la méthode, il nous faut travailler sur les résidus.

La procédure se déroule comme suit :

1. On reprend les coefficients de développement calculés par la méthode de Chain Ladder, sur le tableau des règlements cumulés.
2. On calcule le triangle des règlements prédits ($D_{i,j}$) par récursion arrière à partir du tableau des règlements cumulés ($C_{i,j}$) :

$$D_{i,n-i+1} = C_{i,n-i+1} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n\} \text{ (sur la diagonale)}$$

$$D_{i,j} = \frac{1}{\hat{f}_j} \times D_{i,j+1} = \frac{1}{\prod_{k=j}^{n-i} \hat{f}_k} \times C_{i,n-i+1} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n-1\} ; j \in \{1, \dots, n-j\}$$

3. On « décumule » le triangle des règlements cumulés et le triangle des règlements prédits.

Soit $Y_{i,j}$ le triangle des règlements non cumulés,

$$Y_{i,j} = C_{i,j} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n\} ;$$

$$Y_{i,j} = C_{i,j} - C_{i,j-1} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n-1\} \text{ et } j \in \{2, \dots, n-i+1\}$$

Soit $Z_{i,j}$ le triangle des règlements prédits décumulés

$$Z_{i,j} = D_{i,j} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n\} ;$$

$$Z_{i,j} = D_{i,j} - D_{i,j-1} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n-1\} \text{ et } j \in \{2, \dots, n-i+1\}$$

4. Calcul des résidus de Pearson ($r_{i,j}$) :

$$r_{i,j} = \frac{Y_{i,j} - Z_{i,j}}{\sqrt{Z_{i,j}}} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n-1\} \text{ et } j \in \{2, \dots, n-i+1\}$$

Ces résidus sont indépendants et identiquement distribués, à l'exception de ceux situés aux extrémités de la diagonale, égaux à 0 par construction. Ils sont exclus du tirage lors du ré-échantillonnage.

5. Ré-échantillonnage : tirage aléatoire avec remise parmi les résidus. On obtient un triangle « bootstrap » des résidus, noté $r_{i,j}^*$.
6. On fait ensuite le cheminement inverse :
 - Calcul du triangle des règlements non cumulés « bootstrap » ($Y_{i,j}^*$) et du triangle des règlements cumulés « bootstrap » ($C_{i,j}^*$) :

$$Y_{i,j}^* = Z_{i,j} + r_{i,j}^* \times \sqrt{Z_{i,j}} \text{ pour } i \in \{1, \dots, n\} \text{ et } j \in \{1, \dots, n-i+1\}$$

$$C_{i,j}^* = \sum_{k=1}^j Y_{i,k}^* \text{ pour } i \in \{1, \dots, n\} \text{ et } j \in \{1, \dots, n-i+1\}$$

- Ce dernier triangle permet de calculer la provision « bootstrap » \widehat{R}^* par la méthode de Chain Ladder.
7. En répétant B fois les étapes 5 et 6 on obtient B observations de R, permettant le calcul de la moyenne empirique et de l'écart-type.

- Moyenne empirique : $\bar{R} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \widehat{R}^{*(b)}$

- Ecart-type empirique : $\widehat{\sigma}_R = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\widehat{R}^{*(b)} - \bar{R})^2}$

Pour B suffisamment grand, l'échantillon suit une loi normale, nous pouvons alors calculer un intervalle de confiance au niveau $1 - \alpha$:

$$\left[\bar{R} - q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{\sigma}_R ; \bar{R} + q_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \widehat{\sigma}_R \right]$$

Où $q_{1-\alpha/2}$ est le quantile d'ordre $1 - \alpha/2$ de la loi normale standard.

Application numérique :

Données initiales : le triangle des règlements cumulés $C_{i,j}$ et les coefficients de développement précédemment calculés avec la méthode de Chain Ladder (étape 1) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	413 865	453 599	454 344	454 430	454 455
2009	426 176	465 596	465 986	466 028	
2010	430 624	472 591	473 435		
2011	442 179	485 001			
2012	447 687				
Coefficients de développement		1,09571	1,00142	1,00014	1,00005

Triangle des règlements cumulés prédits $D_{i,j}$ (étape 2) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	414 088	453 721	454 366	454 430	454 455
2009	424 656	465 301	465 963	466 028	
2010	431 466	472 763	473 435		
2011	442 635	485 001			
2012	447 687				

Triangle des règlements décumulés $Y_{i,j}$ (étape 3) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	413 865	39 734	745	86	25
2009	426 176	39 420	389	43	
2010	430 624	41 967	844		
2011	442 179	42 822			
2012	447 687				

Triangle des règlements prédits décumulés $Z_{i,j}$ (étape 3) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	414 088	39 634	645	64	25
2009	424 656	40 645	661	65	
2010	431 466	41 297	671		
2011	442 635	42 366			
2012	447 687				

Calcul des résidus (étape 4) :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	-0,35	0,50	3,94	2,80	-
2009	2,33	-6,08	-10,59	-2,76	
2010	-1,28	3,30	6,64		
2011	-0,68	2,21			
2012	-				

Tirage aléatoire (exemple de triangle $r_{i,j}^*$) (étape 5) :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	-0,68	3,94	6,64	2,80	2,21
2009	-0,68	6,64	-0,35	-10,59	
2010	3,30	-6,08	-6,08		
2011	-2,76	-0,68			
2012	0,50				

Calcul de la provision bootstrap R^* (étape 6) :

- Calcul du triangle $Y_{i,j}^*$:

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	413 647	40 419	813	86	36
2009	424 210	41 984	652	20	
2010	433 631	40 062	514		
2011	440 798	42 225			
2012	448 023				

- Calcul du triangle $C_{i,j}^*$, des coefficients de développement et de la réserve bootstrap :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	\widehat{R}_t^*
2008	413 647	454 066	454 880	454 966	455 002	0
2009	424 210	466 194	466 846	466 826	466 863	37
2010	433 631	473 693	474 207	474 241	474 278	71
2011	440 798	483 023	483 709	483 744	483 782	759
2012	448 023	491 115	491 813	491 848	491 887	43 863
<i>Coefficients de développement f^{*j}</i>		1,09618	1,00142	1,00007	1,00008	

$$\widehat{R}^* = 44\,730 \text{ k€}$$

Ré-échantillonnage avec $B=100\,000$ (étape 7) :

Le ré-échantillonnage est effectué en utilisant la fonction VBA RND().

Le code utilisé est repris du mémoire de Jean-Baptiste CROGUENNEC^[21].

$$\bar{R} = 44\,545 \text{ k€}$$

$$\widehat{\sigma}_R^* = 594,38$$

L'estimation de la provision Best Estimate est, à l'arrondi près, identique au résultat obtenu avec le modèle de Mack.

Sur 100 000 itérations, le quantile à 99,5% est de 45 889 k€

Le $SCR_{\text{provision}}$ s'élève alors à 1 344 k€ ce qui paraît faible comparativement au SCR calculé via la méthode de Mack (3 158 k€).

La méthode du Bootstrap semble adaptée pour l'estimation de la provision Best Estimate mais la sous-estimation des queues de sinistres a un impact important sur le SCR. Nous ne la retiendrons donc pas pour la suite de l'étude.

b) Etude des paramètres pouvant impacter le niveau de provision et la volatilité

1. Impact de la segmentation du portefeuille

Nous avons opté pour la segmentation la plus fine possible, compte tenu des données, du portefeuille d'Harmonie Mutualité :

- CMU : bénéficiaires de la couverture maladie universelle
- Individuel : secteur des particuliers (hors CMU)
- Intermédiation : secteur des entreprises courtées
- Collectif : secteur des entreprises hors intermédiation

Le triangle de règlements et le déroulement de la méthode de Mack sur chacun de ces segments sont détaillés en annexes 3 et 4.

Les résultats obtenus sont les suivants :

	Individuel	CMU	Collectif	Intermédiation
Provision BE	25 274 k€	1 658 k€	14 046 k€	3 658 k€
Volatilité	3,89%	6,86%	0,66%	6,93%
Quantile 99,5%	27 914 k€	1 972 k€	14 284 k€	4 310 k€

Les segments sont de tailles très diverses. Les faibles volumes des segments CMU et Intermédiation expliquent leur forte volatilité.

La différence de volatilité entre les secteurs Individuel et Collectif est surprenante, mais peut à notre sens être expliquée par l'âge moyen de ces deux portefeuilles (Individuel : 48 ans / Collectif : 38 ans) rendant plus fréquentes les hospitalisations, poste le plus difficilement prévisible et dont le montant des prestations est relativement élevé avec une fréquence fortement croissante avec l'âge.

Estimation de la provision Best Estimate, de la volatilité et du SCR sur le portefeuille segmenté :

Soient R_{CMU} , $R_{Entreprise}$, $R_{Intermédiation}$ et $R_{Individuel}$ les variables aléatoires représentant les provisions à constituer sur chacun des segments.

Hypothèses :

- La provision à constituer sur chacun des segments suit une loi log-normale :
 - d'espérance Provision $BE_{segment}$
 - de volatilité = $\sigma_{segment}$
- Les 4 lois sont supposées indépendantes.

On a donc :

$$R_{TOTALE} = R_{CMU} + R_{Entreprise} + R_{Intermédiation} + R_{Individuel}$$

$$E[R_{TOTALE}] = E[R_{CMU}] + E[R_{Entreprise}] + E[R_{Intermédiation}] + E[R_{Individuel}]$$

$$Var[R_{TOTALE}] = Var[R_{CMU}] + Var[R_{Entreprise}] + Var[R_{Intermédiation}] + Var[R_{Individuel}]$$

L'expression analytique de la somme de lois log-normales est inconnue, une approximation (méthode de Fenton-Wilkinson) consiste à considérer qu'il s'agit d'une loi log-normale unique

$$R_{Total} \sim LN(\mu, \sigma)$$

Les paramètres μ et σ sont donnés par les relations :

$$\mu = \ln(E[R_{Total}]) - \frac{1}{2} \times \ln\left(1 + \frac{Var[R_{Total}]}{(E[R_{Total}])^2}\right)$$

$$\sigma^2 = \ln\left(1 + \frac{Var[R_{Total}]}{(E[R_{Total}])^2}\right)$$

Ces paramètres permettent de calculer le quantile 99,5% de la loi et donc le SCR.

Application numérique :

$$\mu = 17,61$$

$$\sigma = 0,023$$

	TOTAL (portefeuille segmenté)	TOTAL (portefeuille non segmenté)
Provision BE	44 634 k€	44 545 k€
Volatilité	2,30%	2,66%
Quantile 99,5%	47 342 k€	47 687 k€
SCR _{provisionnement}	2 708 k€	3 142 k€

Soit un SCR = 2 708 k€ (6,1% de la provision Best Estimate)

La provision est supérieure et le SCR inférieur sur le portefeuille segmenté. La segmentation permet de mobiliser un capital inférieur puisque $(Provision\ BE + SCR)_{portefeuille\ segmenté} < (Provision\ BE + SCR)_{portefeuille\ non\ segmenté}$.

La différence n'est cependant pas significative.

Remarque 1:

Sous l'hypothèse que R suit une loi log-normale, somme de lois log-normales indépendantes :

$$E(R) = e^{(\mu + \frac{\sigma^2}{2})} = 44\ 654\ k€$$

$$Var(R) = (e^{\sigma^2} - 1) \times e^{2\mu + \sigma^2} = 1\ 025,56\ k€$$

L'approximation est utilisée pour calculer le quantile 99,5% ; il n'y en a pas dans l'estimation de $\hat{R} = 44\ 634\ k€$ et de $\sigma = 1\ 026,58\ k€$ (soit 2.30% de la réserve).

Sur une hypothèse de normalité des lois :

La provision Best Estimate à constituer sur le portefeuille segmenté est de 44 633 k€

La volatilité est de 2,30%

Le quantile 99,5% = 47 275 k€

Soit un SCR = 47 275 - 44 633 = 2 642k€

De façon identique à ce qui a été observé sur le portefeuille non segmenté, le modèle normal donne des résultats très proches du modèle log-normal.

Remarque 2:

Une segmentation réduite (Individuel / collectif) donne les résultats suivants :

	Individuel + CMU	Entreprises
Provision BE	26 908 k€	17 537 k€
Volatilité	3,60%	2,14%
Quantile 99,5%	29 507 k€	18 527 k€

	TOTAL (portefeuille segmenté)
Provision BE	44 445 k€
Volatilité	2,34%
Quantile 99,5%	47 194 k€
SCR_{provisionnement}	2 748 k€

Une segmentation plus fine atténue la volatilité, mais majore la provision. Les résultats sont cependant peu différents.

Les 4 segments mettent en évidence le lien entre la volatilité et le volume du segment.

2. Correction des données : limitation du biais lié à l'évolution des dépenses de santé et aux évolutions réglementaires

De manière à rendre comparable les années de soins entre elles, nous allons retraiter les données de prestations de 2008 à 2011 en tenant compte de l'évolution des dépenses de santé observée sur les portefeuilles Individuel et Collectif et de l'effet des mesures réglementaires prises dans les différentes lois de financement de la Sécurité sociale sur cette même période.

Les taux d'inflation retenus sont ceux indiqués page 61 :

Segment	2009/2008	2010/2009	2011/2010	2012/2011
Individuel	+2,9%	+2,3%	+4,8%	+2,5%
Collectif	+2,8%	+3,2%	+4,7%	+3,4%

Suite à ce retraitement, l'étude de la volatilité de la provision donne les résultats suivants :

	Individuel + CMU	Entreprises	Total (sur portefeuille segmenté)	Total (sur portefeuille non segmenté)
Provision BE	26 923 k€	17 539 k€	44 462 k€	44 555 k€
Volatilité	3,74%	2,21%	2,43 %	2,76 %
Quantile 99,5%	29 624 k€	18 561 k€	47 316 k€	47 815 k€

En retraitant les prestations, on observe une volatilité légèrement plus élevée qu'avec les données brutes.

3. Etude de la volatilité sur les prestations considérées au 1er euro

Une explication de l'écart entre la volatilité observée sur le portefeuille et la volatilité préconisée par l'EIOPA pourrait être l'effet atténuateur du système de Sécurité sociale. En effet, le régime général de la Sécurité sociale couvre davantage les sinistres de coût élevé, ce qui écrête les sinistres à charge des assurances complémentaires.

Les données sur les remboursements du régime obligatoire (RO) sont disponibles dans les outils de gestion, nous avons donc pu reconstituer un régime au premier euro (Prestation du régime au 1^{er} euro = Remboursement RO + Régime complémentaire).

La volatilité observée sur le portefeuille reconstitué au 1^{er} euro est de 2,77% (contre 2,66% si l'on considère uniquement le régime complémentaire).

La différence de volatilité observée est plus faible qu'attendue.

Le régime de Sécurité sociale atténue bien la volatilité mais n'explique pas la différence entre la volatilité observée et celle préconisée par l'EIOPA.

4. Etude de la volatilité en simulant un portefeuille de taille inférieure

Dans la recherche d'une explication sur la différence entre la volatilité préconisée par l'EIOPA et celle observée sur le portefeuille, nous avons pensé à l'effet de taille.

Afin de réduire le volume de prestation, nous considérons une partie du portefeuille en nous limitant au périmètre de l'ex-Mutuelle de l'Anjou.

Ce portefeuille représente 13% des bénéficiaires d'Harmonie Mutualité, la répartition est homogène entre les segments (à l'exception du segment Intermédiation, sous-représenté).

	Individuel	CMU	Collectif	Intermédiation	TOTAL (Avec segmentation)	TOTAL (Sans segmentation)
Bénéficiaires périmètre 49 - 2012	86 237	5 448	84 490	6 516	182 691	182 691
Part du périmètre Harmonie Mutualité	13%	15%	17%	7%	14%	14%

	Individuel	CMU	Collectif	Intermédiation	TOTAL (Avec segmentation)	TOTAL (Sans segmentation)
Provision BE	3 081 k€	200 k€	2 204 k€	159 k€	5 644 k€	5 688k€
Volatilité	11,97%	16,45%	5,00%	6,00%	6,85%	8,98%
<i>Rappel des volatilités sur le portefeuille complet</i>	3,89%	6,86%	0,66%	6,93%	2,30%	2,66%

Le SCR représente 25% de la provision Best Estimate (19% sur le portefeuille segmenté).

Sur un portefeuille correspondant à l'ex-mutuelle de l'Anjou, la volatilité préconisée par l'EIOPA est inférieure à celle constatée.

L'effet de taille est un levier majeur pour baisser la volatilité observée.

Le groupe de travail de l'EIOPA a déterminé un calibrage des paramètres indépendant de la taille du portefeuille. Ceci implique une sur-évaluation du SCR pour les organismes dont le portefeuille est supérieur à la moyenne et une sous-évaluation du SCR pour les organismes dont le portefeuille est inférieur.

Le principe d'un paramètre standard quel que soit la taille de l'organisme assureur, induit de s'éloigner de la définition du SCR comme complément aux provisions Best Estimate « garantissant » une probabilité de ruine à horizon 1 an inférieure à 0,05%.

Un paramètre fonction de la taille de l'organisme assureur pénaliserait les petites structures.

On constate néanmoins sur le marché, que les exigences de solvabilité conduisent les petits organismes assureurs à se regrouper ou se rapprocher de plus grosses structures.

En conclusion de la seconde partie : Application de la formule standard avec les paramètres observés sur le portefeuille Harmonie Mutualité :

Pour rappel, selon les données comptables sur le périmètre Harmonie Mutualité, le volume de primes 2012, nettes de réassurance, s'élève à 669 207 k€. La provision Best Estimate 2012 a été évaluée à 51 501 k€.

On a donc $V_{nl} = 720\,708$ k€.

A partir de ces données 2012, nous pouvons comparer le SCR Prime et Provisionnement d'Harmonie Mutualité, en utilisant la formule standard et les paramètres retenus par l'EIOPA ou les paramètres propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité.

Jeu de paramètres	Paramètres EIOPA retenus	Paramètres Harmonie Mutualité
$(\sigma_{\text{primes}}; \sigma_{\text{provisions}})$	(5% ; 5%)	(0,82% ; 2,66%)
σ	4,83%	0,87%
$\rho(\sigma)$	0,13	0,02
$SCR_{\text{health NON-SLT}} = \rho(\sigma) \times V_{nl}$	94 662 k€	16 372 k€

Le SCR Prime et Provisionnement ressortant du profil de risque d'Harmonie Mutualité est de 16 372 k€ soit 17,3% de celui obtenu en utilisant les paramètres retenus par l'EIOPA.

Devant la faible profondeur de notre historique et face aux bouleversements à venir sur notre portefeuille, liés à l'ANI (Accord National Interprofessionnel), il conviendra sans doute de s'orienter vers un jeu de paramètres plus prudent que celui observé jusqu'à présent, notamment pour le risque de primes, où la forte concurrence sur le marché de la complémentaire santé va dégrader notre P/C.

En annexe 5, les tableaux issus du document de l'EIOPA « Report on calibration of risk factors in standard formula »^[14] indiquent les paramètres observés sur les différents pays compte tenu des organismes assureurs ayant répondu à la consultation.

Les volatilités (sur les primes et provisions) des régimes français et belges sont très nettement inférieures à celles constatées dans les autres pays européens ayant répondu à la consultation.

Le poids attribué à l'assurance santé française est très fort (50.8%), ce qui tire nettement vers le bas la volatilité moyenne préconisée par l'EIOPA à l'ensemble de l'Union Européenne.

Comparativement à l'échantillon français, les volatilités constatées sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité ($\sigma_{\text{primes}} = 0,82\%$; $\sigma_{\text{provisions}} = 2,66\%$) sont bien inférieures aux volatilités observées sur l'échantillon français ($\sigma_{\text{primes}} = 2,9\%$; $\sigma_{\text{provisions}} = 4,8\%$).

Les paramètres préconisés par l'EIOPA répondent à la problématique d'une formule standard applicable à tous les assureurs européens, sans rendre les besoins de capitaux inatteignables pour les petites structures.

Néanmoins on peut s'interroger sur la réelle significativité du capital requis (probabilité de faillite inférieure à 0,5%) lorsque les paramètres standards sont utilisés et que la volatilité constatée est très nettement supérieure.

Il apparaît envisageable pour une structure de la taille d'Harmonie Mutualité d'utiliser des paramètres plus faibles que ceux préconisés par l'EIOPA tout en gardant une approche prudente.

Pour l'utilisation de paramètres spécifiques, l'ACPR (Autorité de contrôle prudentiel et de résolution) s'orienterait vers un accord a priori.

Dans le cadre du deuxième pilier de Solvabilité II, il paraît important de s'intéresser à l'évolution dans les années à venir du portefeuille d'Harmonie Mutualité et ses répercussions sur son besoin en capital, par le biais de projections de SCR.

III. APPROCHE DU PILIER 2 : TRAVAUX PRELIMINAIRES A L'ORSA

Dans le cadre du pilier 2 de Solvabilité II, et notamment de l'ORSA (Own Risk and Solvency Assessment), nous devons avoir une vision prospective du portefeuille selon les objectifs et les orientations visées par la mutuelle.

Dans une optique de pilotage du risque de souscription santé, nous allons envisager divers scénarios d'évolution du portefeuille d'Harmonie Mutualité en analysant leurs impacts sur les besoins en capitaux.

1. Présentation du scénario central

Le programme d'activité de la mutuelle prévoit à horizon cinq ans les objectifs, détaillés par secteur, en terme :

- d'évolution du nombre de bénéficiaires,
- d'évolution des coûts par personne protégée,
- d'évolution des cotisations par bénéficiaire.

Dans le cadre du mémoire, nous considérons un programme d'activité fictif, mais réaliste sur la période 2013-2017.

a) Les hypothèses

Pour présenter le scénario central et les chocs qui vont lui être proposés, nous allons détailler les différentes hypothèses retenues ci-dessous :

		2013/2012	2014/2013	2015/2014	2016/2015	2017/2016
Évolution du nombre de bénéficiaires	Particuliers	-1,59%	-0,75%	-0,40%	0,10%	0,30%
	Entreprises	3,01%	1,00%	1,00%	1,50%	1,75%
Évolution des cotisations par bénéficiaire	Particuliers	3,20%	3,70%	3,20%	2,60%	2,60%
	Entreprises	3,25%	3,50%	3,10%	2,50%	2,50%
Évolution des coûts par bénéficiaire	Particuliers	2,30%	2,90%	2,70%	2,70%	3,00%
	Entreprises	2,60%	2,70%	2,50%	2,50%	2,80%

1. Le nombre de bénéficiaires

Nos hypothèses d'évolution de solde de portefeuille par marché intègrent :

- Pour le marché des particuliers : le lancement d'une nouvelle offre à compter de fin 2014 / début 2015, qui se traduit par un solde commercial positif sur 2016 et 2017. Sur la période 2013-2015, la régression des effectifs reste « contenue ».
- Pour le marché des entreprises : une poursuite de la tendance haussière des effectifs.

Ces hypothèses ne tiennent pas compte des impacts probables qu'entraînera l'Accord National Interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2013 ; l'ANI propose la généralisation de la couverture complémentaire santé à l'ensemble des salariés d'ici 2016, ce qui n'est pas sans conséquence pour notre modèle économique, notamment sur le marché des particuliers.

Les impacts estimés de l'ANI seront vus par la suite dans le cadre de scénarios alternatifs plus ou moins pessimistes.

2. Le coût par bénéficiaire

Concernant le coût technique par personne protégée, nous maintenons sur la période 2014-2017 une tendance d'évolution annuelle comprise entre +2,5% et +3,0%, toute chose égale par ailleurs. Ces prévisions n'intègrent pas d'éventuelles mesures réglementaires ou nouveaux plans gouvernementaux proposés dans les futurs PLFSS (Projet de loi de financement de la Sécurité sociale), qui viendraient modifier les niveaux de remboursement du régime obligatoire, et occasionneraient par voie de conséquence des transferts de charge vers les régimes complémentaires.

Nous avons toutefois intégré certaines variantes sur des postes de soins ciblés :

- Nous considérons que les poches d'économies sur la pharmacie sont pratiquement épuisées. Aussi, nous considérons que les remboursements de médicaments resteront stables sur la période 2014-2017, contrairement aux années précédentes où des baisses de dépenses étaient constatées ;
- Nous prévoyons une inflation plus réduite sur le poste optique (+2,5%), qui s'explique par la fin de la montée en charge de notre réseau d'opticiens conventionnés ;
- Nous anticipons deux vagues de revalorisation tarifaire pour les honoraires de médecins, qui se traduisent par une hausse des dépenses de +2% sur 2014 et 2017.

3. La cotisation par bénéficiaire

S'agissant d'un risque annuel, les cotisations sont adaptées pour permettre un équilibre pérenne de nos activités, tout en maintenant notre compétitivité.

Les hypothèses d'indexation des cotisations sont supérieures à la hausse prévisionnelle du coût technique sur les deux exercices 2014 et 2015, puis pour les exercices suivants nous prévoyons une augmentation permettant de maintenir un certain niveau de résultat.

Les indexations tarifaires n'intègrent pas d'éventuelles modifications concernant les taxes ; elles s'entendent à nature et niveau de taxes identiques à ceux connus à ce jour.

A partir de ces hypothèses, de la répartition initiale des effectifs entre le secteur des particuliers et le secteur des entreprises, des volumes de cotisations et de prestations enregistrées en 2012 sur notre périmètre d'étude (données statistiques), nous pouvons observer l'évolution en masse, sur cinq ans, des effectifs, des cotisations et des prestations par secteur et au global sur le portefeuille d'Harmonie Mutualité.

		2013/2012	2014/2013	2015/2014	2016/2015	2017/2016
Évolution du nombre de bénéficiaires	Ensemble du portefeuille	0,29%	-0,02%	0,65%	0,70%	0,92%
	Particuliers	1,56%	2,92%	3,61%	2,70%	2,91%
Évolution des Cotisations (hors taxes)	Entreprises	6,36%	4,54%	4,13%	4,04%	4,29%
	Ensemble du portefeuille	3,31%	3,53%	3,81%	3,21%	3,44%
	Particuliers	0,67%	2,13%	3,11%	2,80%	3,31%
Évolution des Prestations	Entreprises	5,69%	3,73%	3,53%	4,04%	4,60%
	Ensemble du portefeuille	2,72%	2,80%	3,29%	3,33%	3,86%
	Particuliers	0,67%	2,13%	3,11%	2,80%	3,31%

Ce qui nous donne le business plan suivant :

Données statistiques	Année 2012	Année 2013	Année 2014	Année 2015	Année 2016	Année 2017
Effectifs en personnes protégées	1 210 214	1 213 715	1 213 524	1 221 465	1 229 960	1 241 296
Individuel	715 803	704 422	699 139	701 935	702 637	704 745
Collectif	494 411	509 293	514 386	519 530	527 322	536 551
Cotisations HT (en k€)	617 719	638 160	660 673	685 839	707 856	732 200
Individuel	392 449	398 568	410 215	425 035	436 522	449 215
Collectif	225 270	239 592	250 458	260 804	271 334	282 985
Prestations (en k€)	494 659	508 103	522 324	539 488	557 435	578 952
Individuel	292 991	294 964	301 242	310 613	319 318	329 885
Collectif	201 667	213 139	221 082	228 876	238 116	249 067

Sur les bases de ce scénario central, nous allons projeter à horizon cinq ans, le SCR Santé d'Harmonie Mutualité en utilisant la formule de calcul standard, d'une part avec les paramètres retenus par l'EIOPA et d'autre part avec les paramètres déterminés dans la partie II sur la base des caractéristiques propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité.

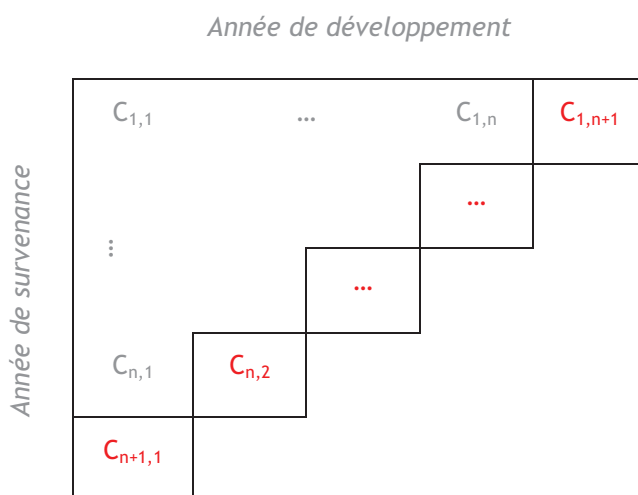
b) Estimation des SCR Santé 2013-2017

Sur l’horizon de projection 2013-2017, et en suivant les hypothèses du scénario central, nous allons déterminer le SCR Santé prévisionnel d’Harmonie Mutualité en détaillant le SCR_{Provisionnement} (calcul de la provision Best Estimate et évolution de la volatilité sur les provisions) et le SCR_{Prime} (calcul des P/C cibles et évolution du taux de volatilité associé).

Dans cette partie nous évaluons les SCR_{prime} et SCR_{provisionnement} en utilisant les données statistiques (les données s’entendent hors montage avec un tiers (coassurance, réassurance et délégation de gestion), lors du calcul du SCR_{souscription} (hors risque catastrophe) on effectue un ajustement pour présenter des données comptables.

1. SCR Santé : le risque de provisionnement

Pour chaque année à estimer (de 2013 à 2017), l’idée est de compléter le triangle des règlements cumulés observés de 2008 à 2012 sur le portefeuille d’Harmonie Mutualité et utilisé dans la partie II du mémoire. La méthode retenue est la suivante :



On note $EvolPrest_{n,n+1}$ le coefficient d’évolution des prestations entre les années n et n+1, mentionné dans les hypothèses du business plan.

On a donc : $C_{n+1,1} = C_{n,1} \times (1 + EvolPrest_{n,n+1})$

$C_{i,j}$ avec $i+j = n+2$ est la diagonale à compléter pour obtenir un triangle de dimension n+1.

Une méthode déterministe simple, consiste à appliquer le coefficient de développement $\hat{f}_{j-1}^{Dim n}$ au montant cumulé de prestations de l’année n : $C_{i,j} = C_{i,j-1} \times \hat{f}_{j-1}^{Dim n}$

Avec $\hat{f}_{j-1}^{Dim n}$: coefficient de développement obtenu à partir du triangle des règlements cumulés de dimension (n,n).

De façon récursive, on simule alors les exercices suivants de 2013 à 2017 conformément au business plan. On obtient ainsi, pour l’ensemble du portefeuille, le triangle des règlements cumulés de 2008 à 2017.

On suppose qu’au-delà de n+4, il n’y a plus de règlements sur l’exercice de survenance considéré.

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	413 865	453 599	454 344	454 430	454 455	454 455
2009	426 176	465 596	465 986	466 028	466 054	466 054
2010	430 624	472 591	473 435	473 501	473 527	473 527
2011	442 179	485 001	485 691	485 759	485 785	485 785
2012	447 687	490 536 ^(*)	491 234	491 303	491 330	491 330
2013	459 864 ^(*)	503 879	504 595	504 666	504 694	504 694
2014	472 740	517 988	518 724	518 797		518 797
2015	488 293	535 030	535 790			535 790
2016	504 553	552 846				552 846
2017	524 029					524 029

(*) 459 864 = 447 687 x (1+2,72%) : évolution des prestations donnée par le business plan

(**) 490 536 = 447 687 x 1,09571 : déroulement selon le coefficient de développement estimé sur le tableau de taille inférieure ($\hat{f}_1^{Dim 5}$)

On applique ensuite le modèle de Mack exposé dans la partie II :

- au triangle de dimension 6 pour obtenir une estimation du $SCR_{provisionnement}$ 2013,
- ...,
- au triangle de dimension 10 pour obtenir une estimation du $SCR_{provisionnement}$ 2017.

Données statistiques	2012 (calculé précédemment)	2013	2014	2015	2016	2017
Provision BE	44 545 k€	45 744 k€	47 022 k€	48 564 k€	50 180 k€	52 112 k€
Volatilité ($\sigma_{provisions}$)	2,66%	2,20%	1,90%	1,68%	1,52%	1,38%
Quantile 99,5%	47 687 k€	48 396 k€	49 372 k€	50 710 k€	52 176 k€	53 997 k€
$SCR_{provisionnement}$	3 142 k€	2 652 k€	2 350 k€	2 146 k€	1 996 k€	1 885 k€

On constate une baisse de la volatilité due au fait que les règlements « projetés » 2013-2017 se déroulent exactement selon les coefficients précédemment estimés (les écarts à la moyenne sont nuls). Cette méthode est adaptée pour estimer la provision Best Estimate mais introduit un biais dans la volatilité.

Afin de remédier à ce biais, on introduit un bruit blanc sur les coefficients de développement :

- On considère que $f_{j-1}^{Dim n}$ est une variable aléatoire suivant une loi normale de moyenne

$$\hat{f}_{j-1}^{Dim n} \text{ et d'écart-type } \hat{\alpha}_{j-1}^{Dim n}, \text{ avec : } \hat{\alpha}_j^{Dim n} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}}$$

- On simule cette loi avec la méthode de Box-Muller :
 - Soit U, une loi uniforme sur [0 ;1], $Z1 = \sqrt{-2\ln(U)} \times \cos(2\pi U) \sim N(0,1)$
 - $\hat{f}_{j-1}^{Dim\ n} + \hat{\alpha}_{j-1}^{Dim\ n} \times \sqrt{-2\ln(U)} \times \cos(2\pi U) \sim N(\hat{f}_{j-1}^{Dim\ n}; \hat{\alpha}_{j-1}^{Dim\ n})$
 - La loi uniforme est simulée avec la fonction Excel alea().

D'où : $C_{i,j} = C_{i,j-1} \times (\hat{f}_{j-1}^{Dim\ n} + \hat{\alpha}_{j-1}^{Dim\ n} \times \sqrt{-2\ln(alea())} \times \cos(2\pi \times alea()))$

Ceci nous permet, à partir de l'historique sur n années, de simuler les règlements sur la (n+1)^{ème} année, puis, de façon récursive, de simuler les exercices suivants.

Voici les résultats obtenus avec 5 000 simulations afin d'observer une tendance :

Données statistiques	2012 (calculé précédemment)	2013	2014	2015	2016	2017
Provision BE	44 545 k€	45 744 k€	47 022 k€	48 564 k€	50 180 k€	52 112 k€
Volatilité ($\sigma_{provisions}$)	2,66%	2,28%	2,02%	1,81%	1,65%	1,51%
Quantile 99,5%	47 687 k€	48 495 k€	49 519 k€	50 875 k€	52 356 k€	54 168 k€
SCR _{provisionnement}	3 142 k€	2 751 k€	2 497 k€	2 311 k€	2 176 k€	2 056 k€

L'introduction d'un bruit blanc augmente légèrement la volatilité, néanmoins celle-ci reste décroissante avec le temps, sous l'effet de l'augmentation de l'historique.

Pour les projections du scénario central, il nous paraît plus prudent de conserver sur les cinq années la volatilité sur les provisions obtenue en 2012 (2,66%).

2. SCR Santé : le risque de prime

À partir des projections constituant le scénario central, il paraît intéressant d'observer l'évolution du P/C cible du portefeuille d'Harmonie Mutualité (détaillé également par secteur) et son impact sur le taux de volatilité des primes d'année en année.

Le P/C cible du portefeuille peut être impacté par de nombreux facteurs, qu'ils soient internes (stratégie commerciale, pilotage financier de la mutuelle), ou externes (taxation, changement de législation, pression concurrentielle).

Les P/C cibles sont déterminés à partir des hypothèses du business plan :

P/C	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Individuel	74,7%	74,0%	73,4%	73,1%	73,2%	73,4%
Collectif	89,5%	89,0%	88,3%	87,8%	87,8%	88,0%
Portefeuille	80,1%	79,6%	79,1%	78,7%	78,7%	79,1%

Les taux de volatilité des primes calculés en réutilisant la méthode décrite pages 65 et 66 sont les suivants :

Données statistiques (en k€)		2012	2013	2014	2015	2016	2017
Cotisations HT	Portefeuille	617 719	638 160	660 673	685 839	707 856	732 200
	Individuel	392 449	398 568	410 215	425 035	436 522	449 215
	Collectif	225 270	239 592	250 458	260 804	271 334	282 985
Volatilité (σ_{primes})	Portefeuille	0,52%	0,51%	0,61%	0,73%	0,75%	0,72%
	Individuel	1,13%	1,22%	1,34%	1,42%	1,42%	1,37%
	Collectif	0,76%	0,69%	0,62%	0,64%	0,64%	0,60%

Le taux de volatilité est globalement croissant sur l'ensemble du portefeuille, du fait d'un historique beaucoup plus consistant et porté par le secteur individuel en perte d'effectifs sur 2013 et 2014 et soumis un environnement de plus en plus concurrentiel.

Le secteur collectif, en croissance importante, au niveau des effectifs, sur les cinq années à venir, a un taux de volatilité relativement stable surtout à partir de 2014.

De la même manière que pour le risque de provisionnement, nous maintenons, pour les projections du scénario central, le taux volatilité sur les primes constaté en 2012 sur nos résultats comptables (0,82%).

3. SCR Santé d'Harmonie Mutualité

Les hypothèses du scénario central et leurs conséquences sur le risque de prime et le risque de provisionnement ayant été présentées, il est temps d'observer l'évolution du SCR Santé d'Harmonie Mutualité sur les cinq prochaines années, sur la base des données comptables 2012, en utilisant la formule de calcul standard et en comparant le jeu de paramètres retenu par l'EIOPA et celui retenu sur la base des caractéristiques propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité, rappelés ci-dessous :

Jeu de paramètres	Paramètres EIOPA retenus	Paramètres Harmonie Mutualité
(σ_{primes} ; $\sigma_{\text{provisions}}$)	(5% ; 5%)	(0,82% ; 2,66%)
σ	4,83%	0,87%
$\rho(\sigma)$	0,13	0,02

L'évolution du SCR Santé d'Harmonie Mutualité est la suivante (après ajustement pour passer des données statistiques aux données comptables) :

<i>Données comptables (en k€)</i>	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Total
Cotisations HT	669 207	691 352	715 741	743 005	766 857	793 230	4 379 393
Provision BE	51 501	52 887	54 365	56 148	58 016	60 250	333 166
V_{nl}	720 708	744 239	770 106	799 153	824 873	853 480	4 712 559
SCR_{health} NON-SLT (EIOPA)	94 662	97 753	101 151	104 966	108 344	112 102	618 978
SCR_{health} NON-SLT (Harmonie Mutualité)	16 372	16 906	17 494	18 154	18 738	19 388	107 053

Sur ce scénario central, l'écart entre le deux jeux de paramètres est vraiment significatif. Le SCR santé d'Harmonie Mutualité serait 5,8 fois plus élevé avec les paramètres préconisés par l'EIOPA, en comparaison avec le SCR obtenu en utilisant ses propres paramètres.

Pour tester la validité et la pertinence de ces paramètres spécifiques, nous allons regarder différents scénarios alternatifs susceptibles d'impacter le SCR santé d'Harmonie Mutualité, liés à une évolution massive de la structure du portefeuille (transfert du secteur individuel vers le secteur collectif, érosion du portefeuille due à des résiliations ou à des décès).

2. Étude de la mortalité du portefeuille

Pour le risque santé, les prestations étant croissantes avec l'âge, l'exposition est plus importante lorsque la mortalité est faible.

Pour Harmonie Mutualité, on peut logiquement supposer que ses adhérents, ayant bénéficié d'une couverture santé et donc d'un accès aux soins facilité, pendant une bonne partie de leur vie, ont une espérance de vie légèrement plus élevée que la population française dans son ensemble.

La mortalité constatée sur le portefeuille serait donc inférieure à celle des tables de référence TH00-02 et TF00-02. Pour vérifier cette hypothèse, nous allons construire une table d'expérience basée sur notre portefeuille, pour ensuite la comparer aux tables de référence.

L'idée sous-jacente, étant de mesurer l'impact sur le SCR santé d'Harmonie Mutualité d'un vieillissement de notre portefeuille, sur la période 2013-2017, suivant la table d'expérience et suivant les tables de référence.

a) Construction d'une table de mortalité d'expérience

Les données utilisées pour construire la table sont issues de notre outil de gestion. L'analyse porte sur les exercices 2009 à 2011.

Les tables de référence étant à ce jour les TH et TF 00-02, nous avons construit une table statique 2009 - 2011 (par sexe et par segment) en référence aux tables TH et TF 00-02. Il est à noter, que l'institut des actuaires envisage la parution de tables de mortalité moins prudentes que les TH et TF 00-02, que les assureurs pourraient utiliser dans l'évaluation « Best Estimate » de leur risque.

Afin de tenir compte de l'augmentation d'espérance de vie, il a été envisagé à l'origine, d'intégrer l'aspect prospectif en nous appuyant sur les tables TGH et TGF05. Nous n'avons pas creusé ce point plus en avant, l'accord national interprofessionnel étant paru entretemps, et ayant un impact sur l'évolution du portefeuille bien plus conséquent que la mortalité. Nous nous limiterons donc à des projections sur la mortalité à partir de la table statique.

1. Les données

La population de référence est constituée des adhérents en portefeuille du 1^{er} janvier au 31 décembre d'une année civile, ainsi que ceux présents au 1^{er} janvier et décédés dans l'année. Ceci élimine notamment les adhérents ayant changé de secteur au cours de l'année civile. Les données du fichier ne nous permettant pas de suivre un adhérent dans ce type de mouvement.

Les décès recensés concernent les adhérents au 1^{er} janvier de l'année civile, dont l'adhésion est radiée pour un motif de décès.

Dans la mesure où nous considérons des projections de une à cinq années civiles, il est plus approprié pour notre problématique de considérer l'âge millésimé plutôt que l'âge réel. Pour le risque santé, le calcul de l'âge par différence de millésime est le plus prudent (l'assuré étant en réalité plus jeune que son âge exact).

Compte tenu des volumes de données importants, ce choix du calcul de l'âge a un impact relativement faible. Aux âges extrêmes, celui-ci serait plus important mais le volume de données ne nous permet pas de nous fier aux taux constatés en portefeuille.

Le tableau ci-dessous retrace les données statistiques observées sur notre portefeuille, en isolant notamment la population potentiellement concernée par un décès dans l'année, le nombre de décès prise en compte pour notre étude et le nombre de radiations pour motif inconnu ou impayé susceptible de cacher un décès :

	2009	2010	2011	TOTAL
Population totale en début d'exercice (nombre de contrats actifs au 1^{er} janvier)	1 165 732	1 140 338	1 124 352	3 430 422
Population de référence (nombre de contrats actifs au 1^{er} janvier et toujours actifs au 31 décembre + nombre de contrats résiliés dans l'année pour cause de décès)	1 034 546	1 038 735	1 016 548	3 089 829
Nombre de contrats résiliés dans l'année pour cause de décès	21 222	21 283	15 447	57 952
Nombre de décès pris en compte (contrats actifs au 1er janvier dans le même secteur)	14 415	14 213	13 514	42 142
Nombre de contrats résiliés dans l'année pour motif inconnu ou impayé et hors résiliations au 31/12	23 794	21 921	16 125	61 840
Nombre total de radiations dans l'année (cause de décès + pour motif inconnu ou impayé + résiliations au 31/12 + tous les autres motifs de résiliation)	264 570	249 603	269 602	783 775

Les décès recensés en base semblent sous-estimés. De façon certaine, les motifs de radiation « décès » désignent bien un décès. Par contre, les radiations pour impayés ou pour motif inconnu peuvent aussi comporter un certain nombre de décès qui ne seraient pas identifiés.

Afin de remédier à ce biais, nous avons donc considéré qu'une partie des radiations pour motif « inconnu » ou « impayé » étaient des décès non déclarés.

Les hypothèses prises sont les suivantes :

- seules les radiations n'ayant pas une date d'effet au 31 décembre peuvent être des décès,
- sur le secteur entreprise, les décès sont connus s'ils surviennent avant 60 ans,
- pour les secteurs particulier et entreprise, au-delà de 80 ans, toute radiation pour raison inconnue est un décès,
- après 60 ans pour le secteur entreprise et quel que soit l'âge pour le secteur particulier : on applique au nombre de résiliations pour motif inconnu ou impayé quatre fois le q_x de la TH00-02 ou TF00-02.

2. La méthode

Calcul de l'âge :

x = âge dans l'année civile = année considérée - année de naissance

Le « q_x » année civile :

Le $q_{x_{\text{observé}}}$ = décès des adhérents d'âge x / (effectif de référence d'âge x + adhérents d'âge x décédés).

Des incohérences liées aux données brutes sont observées :

- Les $q_{x_{\text{observés}}}$ ne sont pas strictement croissants avec l'âge,
- Des variations importantes entre certains q_x pour des âges proches ne correspondent de toute évidence pas à une réalité du risque de mortalité.

On effectue donc une moyenne mobile afin de lisser les q_x et d'obtenir une croissance stricte en fonction de l'âge (à l'exception de l'âge 0). En pratique une moyenne mobile sur 5 points est suffisante pour corriger les q_x .

Les q_x lissés sont ensuite comparés à la table de référence (TH ou TF 00-02), le taux retenu (noté $q_{x_{\text{exp}}}$) est un coefficient appliqué aux q_x de la table de référence.

De 0 à 25 ans, le nombre de décès observés est faible, nous retiendrons le q_x des tables de référence ($q_{x_{\text{TH00-02}}}$ pour les hommes secteurs particulier et entreprise, $q_{x_{\text{TF00-02}}}$ pour les femmes secteurs particulier et entreprise).

Notre étude porte sur le risque frais de santé, contrairement à des tables utilisées pour des risques de décès, une sous-estimation de la mortalité (notamment aux âges élevés) est plus prudente qu'une surestimation.

Les $q_{x_{\text{exp}}}$ déterminent entièrement la table de mortalité. Pour une présentation standard, on utilise les l_x :

$$L_0 = 100\,000$$

$$L_1 = L_0 \times (1 - q_0)$$

....

$$L_x = L_{x-1} \times (1 - q_{x-1})$$

La segmentation :

On effectue une table par segment (particulier / entreprise) et par sexe.

Les tables brutes :

POPULATION MASCULINE	Effectif pris en compte(*)	Nombre de décès pris en compte(**)	Mortalité observée	Nombre de décès théorique (application de la mortalité de la TH00-02 sur la population féminine en portefeuille)	Mortalité théorique
0 - 69 ans	1 069 654	5 523	0.514%	5 623	0.526%
70- 110 ans	364 268	14 359	3.792%	40 530	11,126%
TOTAL	1 404 622	19 882	1.415%	46 153	3.286%

POPULATION FEMININE	Effectif pris en compte (*)	Nombre de décès pris en compte(**)	Mortalité observée	Nombre de décès théorique (application de la mortalité de la TF00-02 sur la population féminine en portefeuille)	Mortalité théorique
0 - 69 ans	1 093 797	3 057	0.279%	2 597	0.237%
70- 112 ans	594 580	20 788	3.496%	64 202	10.798%
TOTAL	1 688 377	23 845	1.412%	66 799	3.956%

(*) l'effectif pris en compte est la population de référence majorée des retraitements liés aux radiations pour motifs inconnus.

(**) le nombre de décès pris en compte est le nombre de décès observé majoré des retraitements liés aux radiations pour motifs inconnus.

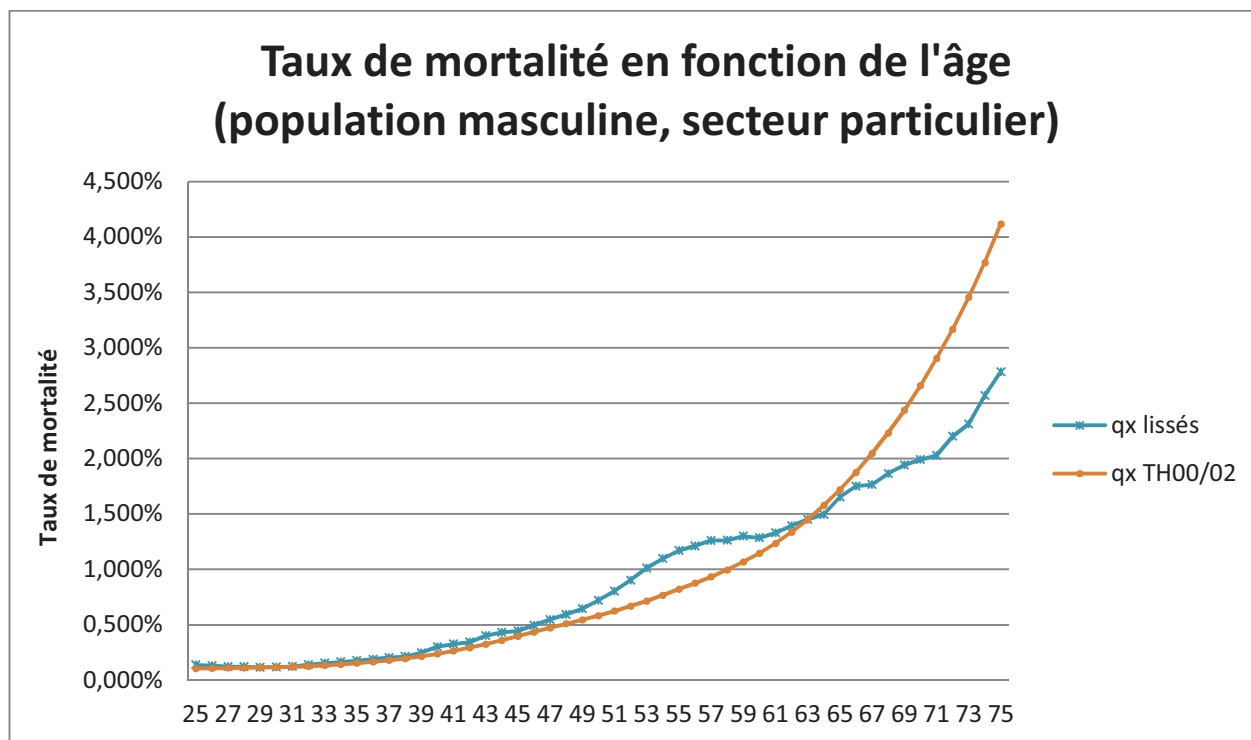
L'écart entre le nombre de décès observés et la celui découlant de la table INSEE (donc portant sur l'ensemble de la population française) justifie que l'on étudie une table de mortalité d'expérience.

On observe, à partir de 70 ans, une sous-mortalité très nette par rapport aux tables de référence.

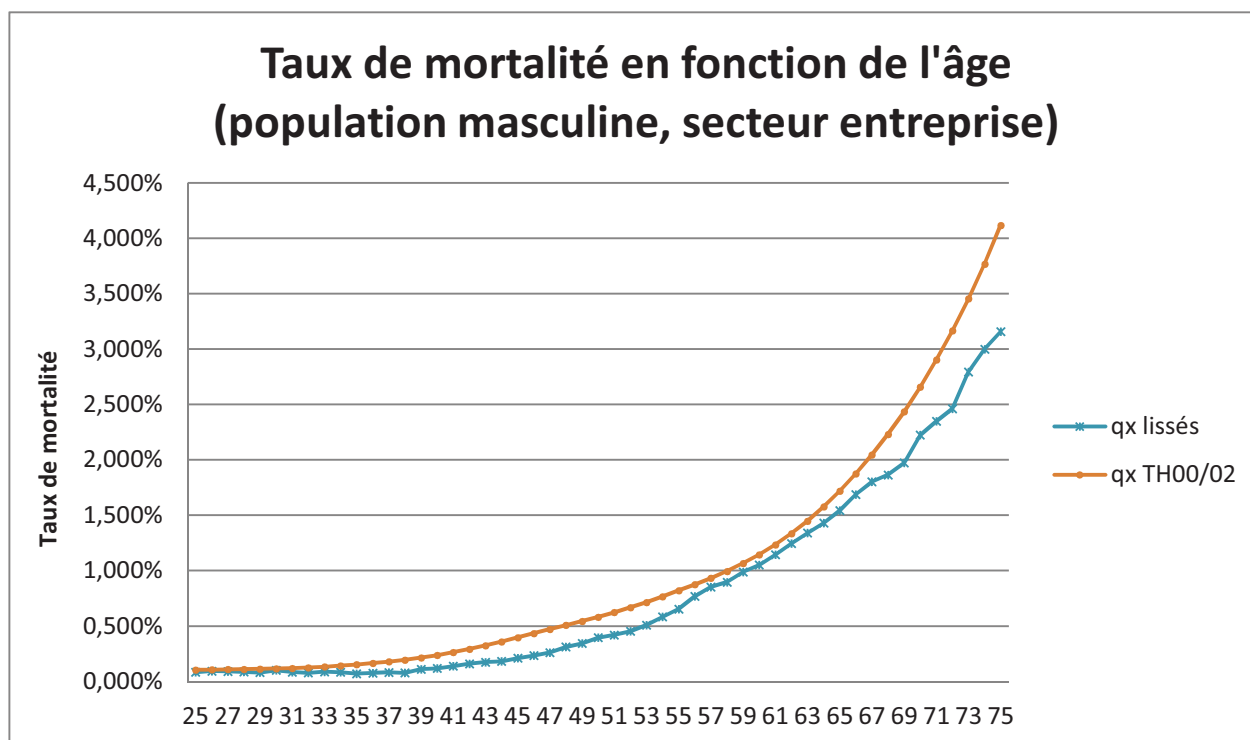
Il apparait surprenant que sur la tranche d'âges 0-69 ans, la population féminine en portefeuille ait une mortalité plus forte que l'ensemble de la population française.

Les tables règlementaires sont une vision statique de la mortalité entre 2000 et 2002, les données de portefeuille portent sur les exercices 2009 à 2011. Une décennie pendant laquelle l'espérance de vie a augmenté. Les tables TH et TF, tables de référence pour la tarification des garanties en cas de décès, sont prudentes. Ces deux paramètres cumulés, l'écart entre les mortalités observée et théorique n'est pas si surprenant.

Courbes des taux annuels de mortalité (population masculine) :



Sur la tranche 25-65 ans, les q_x lissés sont supérieurs à la TH00-02. Dans cette tranche d'âge, le portefeuille des particuliers compte principalement des adhérents inactifs, notamment pour raisons de santé. La sous-mortalité observée à partir de 65 ans est plus spécifique à la population en portefeuille.



La population active a une mortalité inférieure à la moyenne de la population. Conformément à ce qui est attendu, la mortalité observée est inférieure à la table INSEE pour le secteur entreprise.

Sur la tranche d'âge au-delà de 95 ans, le volume de la population en portefeuille devient peu significatif (environ 4 000 personnes à 95 ans sur les secteurs particulier et entreprise), bien que le nombre de décès observés soit important, nous appliquerons le q_x de la table INSEE. Ceci a pour effet de nettement majorer les q_x retenus par rapport à ceux observés.

Des résultats similaires s'observent sur la mortalité féminine (secteurs particulier et entreprise).

La table d'expérience statique se présente comme un abattement appliqué par rapport aux tables de référence fonction du secteur et du sexe.

Population masculine		
(en % appliqué sur la TH 00-02)		
Tranche d'âge	Particuliers	Entreprises
[0-25 ans]	100%	100%
[26 ans - 60 ans]	115%	80%
[60 ans - 70 ans]	Extrapolation linéaire	Extrapolation linéaire
[70 ans - 90 ans]	70%	70%
[91 ans - 94 ans]	Extrapolation linéaire	Extrapolation linéaire
95 ans et plus	100%	100%

Population féminine		
(en % appliqué sur la TF 00-02)		
Tranche d'âge	Particuliers	Entreprises
[0-25 ans]	100%	100%
[26 ans - 60 ans]	115%	80%
[60 ans - 70 ans]	Extrapolation linéaire	Extrapolation linéaire
[70 ans - 90 ans]	70%	70% (*)
[91 ans - 94 ans]	Extrapolation linéaire	Extrapolation linéaire
95 ans et plus	100%	100%

(*) effectif faible, abattement identique aux autres segments

Les tables complètes sont en annexe 6 du présent document.

Ces tables d'expérience sont celles utilisées pour mesurer l'impact de la mortalité sur les projections de SCR 2013-2017.

b) Construction du scénario

Les données nécessaires à l'établissement du scénario, sont plus détaillées que pour le scénario central et sont issues de l'outil statistique :

- Le nombre de personnes protégées par année de naissance en distinguant le secteur (particulier / entreprise) et le sexe.
- Le montant des prestations versées en fonction de l'âge des personnes protégées.

Des ajustements sont à faire pour que le coût des prestations par personnes protégées soit croissant à partir de 40 ans, et stable au-delà de 95 ans (les effectifs étant faibles, les données brutes sont très sensibles à une hospitalisation).

On effectue les projections des effectifs selon le secteur et le sexe. On suppose qu'il y a un nombre constant de naissances, et qu'il n'y a aucun mouvement de portefeuille (résiliation, transfert d'un secteur à l'autre) autre que des décès. Ceci nous permet de quantifier uniquement l'impact de la mortalité.

Le tableau ci-dessous détaille la projection des effectifs sur la période 2013-2017, « Table exp » étant la table de mortalité d'expérience selon le segment sur lequel on effectue la projection (homme particulier / femme particulier / homme entreprise / femme entreprise).

âge	Effectif 2012	Effectif 2013	Effectif 2014	Effectif 2015	Effectif 2016	Effectif 2017
0	A_0	$B_0=A_0$	$C_0=A_0$	$D_0=A_0$	$E_0=A_0$	$F_0=A_0$
1	A_1	$B_1=A_0 \times (1-q_0^{\text{Table exp}})$	$C_1=B_0 \times (1-q_0^{\text{Table exp}})$	$D_1=C_0 \times (1-q_0^{\text{Table exp}})$	$E_1=D_0 \times (1-q_0^{\text{Table exp}})$	$F_1=E_0 \times (1-q_0^{\text{Table exp}})$
2	A_2	$B_2=A_1 \times (1-q_1^{\text{Table exp}})$	$C_2=B_1 \times (1-q_1^{\text{Table exp}})$	$D_2=C_1 \times (1-q_1^{\text{Table exp}})$	$E_2=D_1 \times (1-q_1^{\text{Table exp}})$	$F_2=E_1 \times (1-q_1^{\text{Table exp}})$
...
112	A_{112}	$B_{112}=A_{111} \times (1-q_{111}^{\text{Table exp}})$	$C_{112}=B_{111} \times (1-q_{111}^{\text{Table exp}})$	$D_{112}=C_{111} \times (1-q_{111}^{\text{Table exp}})$	$E_{112}=D_{111} \times (1-q_{111}^{\text{Table exp}})$	$F_{112}=E_{111} \times (1-q_{111}^{\text{Table exp}})$

De même on effectue deux projections avec les tables réglementaires sur le portefeuille segmenté par sexe.

En croisant les effectifs ainsi calculés avec le coût des prestations par personne protégée, par âge et par secteur, on obtient l'évolution du volume de prestations, hors dérive.

On agrège ensuite les secteurs particulier et entreprise afin d'avoir une projection des effectifs hommes, et une projection des effectifs femmes et les coûts associés, que l'on compare avec une mortalité qui suivrait les tables réglementaires.

Population féminine :

Tables utilisées		2012	2013	2014	2015	2016	2017
TABLES D'EXPERIENCE (par segment et par sexe)	Age moyen	46,20	46,35	46,49	46,60	46,70	46,78
	Coût par PP	453 €	455 €	456 €	457 €	458 €	459 €
	Évolution du coût par PP		+ 0,34%	+0,29%	+0,23%	+0,21%	+0,17%
TF 00-02	Age moyen	46,20	46,23	46,25	46,26	46,26	46,25
	Coût par PP	453 €	454 €	454 €	454 €	454 €	454 €
	Evolution du coût par PP		+0,10%	+0,07%	+0,02%	+0,02%	-0,00%

On constate une stabilité quasi parfaite des coûts par personne protégée dans les projections utilisant la TF00-02.

Détail par secteur (population féminine, tables d'expérience) :

TABLES D'EXPERIENCE		2012	2013	2014	2015	2016	2017
SECTEUR DES PARTICULIERS	Age moyen	50,70	50,77	50,82	50,84	50,84	50,81
	Coût par PP	453 €	455 €	456 €	457 €	457 €	457 €
	Evolution du coût par PP		+ 0,33%	+ 0,24%	+ 0,15%	+ 0,09%	+ 0,05%
SECTEUR DES ENTREPRISES	Age moyen	39,11	39,47	39,82	40,15	40,48	40,80
	Coût par PP	450 €	452 €	455 €	457 €	460 €	462 €
	Evolution du coût par PP		+ 0,59%	+ 0,58%	+ 0,52%	+ 0,55%	+ 0,48%

Population masculine :

Tables utilisées		2012	2013	2014	2015	2016	2017
TABLES D'EXPERIENCE (par segment et par sexe)	Age moyen	41,57	41,70	41,82	41,92	42,01	42,09
	Coût par PP	355 €	356 €	358 €	359 €	360 €	361€
	Evolution du coût par PP		+0,47%	+0,38%	+0,35%	+0,31%	+0,26%
TH 00/02	Age moyen	41,57	41,58	41,58	41,57	41,56	41,55
	Coût par PP	355 €	355 €	356 €	356 €	356 €	356 €
	Evolution du coût par PP		+0,15%	+0,07%	+0,06%	+0,04%	+0,01%

Détail par secteur (population masculine, tables d'expérience) :

TABLES D'EXPERIENCE		2012	2013	2014	2015	2016	2017
SECTEUR DES PARTICULIERS	Age moyen	44,95	44,96	44,95	44,91	44,86	44,79
	Coût par PP	350 €	352 €	353 €	354 €	354 €	355 €
	Evolution du coût par PP		+ 0,39%	+ 0,35%	+ 0,25%	+ 0,16%	+ 0,09%
SECTEUR DES ENTREPRISES	Age moyen	37,14	37,47	37,80	38,11	38,41	38,70
	Coût par PP	361 €	363 €	366 €	368 €	370 €	372 €
	Evolution du coût par PP		+ 0,74%	+ 0,62%	+ 0,65%	+ 0,65%	+ 0,59%

L'évolution des coûts par personne protégée dans la projection utilisant les tables d'expériences apparaît légèrement supérieure à l'évolution observée dans la projection utilisant les tables INSEE. La période de projections paraît trop courte pour que l'effet mortalité avec les tables d'expérience joue à plein.

Les P/C sur la période 2013-2017 sont supposés identiques à ceux du scénario central. En effet, la tarification en tranche d'âges sur le secteur des particuliers permet de contrôler le vieillissement du portefeuille individuel, et les renouvellements successifs sur le portefeuille collectif permettent d'absorber l'augmentation des prestations.

Regardons alors l'effet du vieillissement naturel du portefeuille (en utilisant les tables d'expérience) sur la provision Best Estimate. Nous avons détaillé les étapes de calcul uniquement pour la population féminine.

Estimation des prestations (détail sur la population féminine) :

On estime le volume de prestations en partant du triangle des prestations 2008-2012 des particuliers (y compris CMU) et des entreprises (y compris intermédiation), et du volume de prestations par sexe à fin 2012 :

Triangle des prestations versées aux femmes, secteur collectif :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	86 793	94 570	94 734	94 743	94 747
2009	86 793	94 570	94 734	94 743	
2010	93 811	102 451	102 618		
2011	97 904	107 065			
2012	105 010				

Triangle des prestations versées aux femmes, secteur individuel :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4
2008	163 760	180 092	180 378	180 422	180 433
2009	166 688	182 370	182 450	182 469	
2010	166 544	183 326	183 671		
2011	169 282	186 027			
2012	164 926				

Projections 2013- 2017 :

- Évolution du coût par personne protégée suivant les tables d'expérience (par secteur et par sexe),
- Application de l'évolution des coûts estimée par secteur.

Femmes (secteur collectif) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	86 793	94 570	94 734	94 743	94 747	94 747
2009	91 144	99 335	99 483	99 490	99 494	99 494
2010	93 811	102 451	102 618	102 626	102 630	102 630
2011	97 904	107 065	107 239	107 248	107 252	107 252
2012	105 010	114 603 ^(**)	114 788	114 798	114 802	114 802
2013	108 376 ^(*)	118 276	118 468	118 478	118 482	118 482
2014	111 947	122 174	122 372	122 382		122 382
2015	115 343	125 880	126 084			126 084
2016	118 876	129 736				129 736
2017	122 792					122 792

(*) $105\,010 \times (1+2,60\%) \times (1+0,59\%) = 108\,376\text{ k€}$

(**) $105\,010 \times 1,09135 = 114\,603\text{ k€}$ où 1,09135 est le coefficient de développement, estimé sur le triangle de règlement 2008-2012 pour le secteur et le sexe considéré.

Femmes (secteur des particuliers + CMU) :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	163 760	180 092	180 378	180 422	180 433	180 433
2009	166 688	182 370	182 450	182 469	182 481	182 481
2010	166 544	183 326	183 671	183 702	183 714	183 714
2011	169 282	186 027	186 269	186 302	186 314	186 314
2012	164 926	181 149	181 385	181 417	181 428	181 428
2013	169 276	185 927	186 170	186 202	186 214	186 214
2014	174 603	191 778	192 028	192 061		192 061
2015	179 586	197 252	197 509			197 509
2016	184 601	202 760				202 760
2017	190 234					190 234

Ci-dessous les résultats obtenus en déroulant le modèle de Mack comme précédemment :

Données statistiques (en k€)		2012	2013	2014	2015	2016	2017
Total du portefeuille (population féminine)	Provision BE	26 899	27 659	28 542	29 378	30 047	30 889
	Volatilité ($\sigma_{\text{provisions}}$)	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%
	Quantile 99,5%	28 832	29 647	30 555	31 490	32 207	33 110
	SCR _{provisionnement}	1 933	1 988	2 052	2 112	2 160	2 221
Total du portefeuille (en utilisant la TF 00-02)	Provision BE	26 899	27 569	28 456	29 297	29 972	30 776
	Volatilité ($\sigma_{\text{provisions}}$)	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%	2,71%
	Quantile 99,5%	28 832	29 551	30 501	31 403	32 127	32 989
	SCR _{provisionnement}	1 933	1 982	2 045	2 106	2 155	2 213

Bien que peu significatif, l'impact d'une plus faible mortalité est perceptible. Les mouvements de portefeuille, autres que la natalité et le décès, étant négligés, ces résultats ont surtout valeurs de comparaison.

Les résultats pour la population masculine sont donnés sans les détails de calcul, la méthode utilisée étant identique. La tendance est similaire à celle observée sur la population féminine.

<i>Données statistiques (en k€)</i>		2012	2013	2014	2015	2016	2017
Total du portefeuille (population masculine)	Provision BE	17 645	18 168	18 765	19 338	19 807	20 359
	Volatilité ($\sigma_{\text{provisions}}$)	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%
	Quantile 99,5%	18 856	19 415	20 053	20 665	21 167	21 756
	SCR _{provisionnement}	1 211	1 247	1 288	1 327	1 359	1 397
Total du portefeuille (en utilisant la TH 00-02)	Provision BE	17 645	18 098	18 690	19 267	19 741	20 297
	Volatilité ($\sigma_{\text{provisions}}$)	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%	2,59%
	Quantile 99,5%	18 856	19 340	19 973	20 589	21 095	21 756
	SCR _{provisionnement}	1 211	1 242	1 283	1 322	1 355	1 459

L'impact de la moindre mortalité de notre portefeuille sur le calcul du SCR est faible, du moins sur un horizon si court.

Néanmoins, cette étude a permis de confirmer l'intuition d'une plus faible mortalité sur notre portefeuille comparativement aux tables de référence.

Nos tables d'expérience sont à conserver surtout dans l'optique d'un pilotage de la mutuelle à plus long terme, notamment pour tenir compte du vieillissement de la population adhérente.

Ces tables peuvent également trouver leur utilité dans un objectif de diversification de nos offres avec une temporaire décès par exemple.

3. Etude des conséquences potentielles de l'accord national interprofessionnel (ANI)

Le 11 janvier 2013, les partenaires sociaux sont parvenus à un accord national interprofessionnel (ANI) sur la compétitivité et la sécurisation de l'emploi.

Les deux premiers articles de cet accord vont avoir des conséquences directes sur le marché de l'assurance complémentaire santé.

Article 1 : Généralisation de la couverture complémentaire des frais de santé :

Cet article prévoit :

- L'obligation d'ouverture de négociations à partir du 1er juin 2013 au niveau des branches professionnelles dépourvues d'accord,
- A défaut d'un accord de branche avant le 1er juillet 2014, des négociations seront ouvertes au niveau de l'entreprise,
- Enfin, en l'absence d'accord d'entreprise, celle-ci aura obligation de mettre en place une couverture santé minimale cofinancée à 50/50 entre l'entreprise et ses salariés, au 1^{er} janvier 2016.

Ce dispositif permettra de favoriser l'accès aux soins pour tous les salariés qui bénéficieront d'une couverture santé d'entreprise financée au moins à 50% par leur employeur.

L'impact pour les entreprises est l'obligation de mettre en place une complémentaire santé obligatoire au plus tard le 1er janvier 2016. Toutes les entreprises du secteur privé sont concernées, quelle que soit leur taille.

Article 2 : Améliorer l'effectivité de la portabilité de la couverture santé et prévoyance pour les demandeurs d'emploi :

Cet article prévoit :

- La mise en place d'un système de mutualisation du financement du maintien des garanties de couverture de frais de santé au 1^{er} juin 2014,
- Un allongement de la portabilité de la couverture de frais de santé de 9 à 12 mois.

En l'état, cette mesure peut avoir un impact important en terme d'équilibre, puisque des prestations vont être versées sans contrepartie de cotisations. Le coût technique de cette mesure va être porté par les actifs.

La mise en place de l'ANI pourrait entraîner dans une vision modérément optimiste, un fort transfert du secteur particulier vers le secteur collectif à effectifs constants et dans une vision très pessimiste une forte érosion du portefeuille individuel, non compensée par le secteur collectif. Nous nous proposons d'étudier les conséquences de ces deux scénarios sur les besoins en capital d'Harmonie Mutualité sur la période 2013-2017.

a) Transfert du portefeuille individuel vers le portefeuille collectif

Dans ce scénario, on imagine que la majorité de nos adhérents individuels actifs rejoint au fil des années des contrats collectifs assurés par Harmonie Mutualité. Le transfert du portefeuille individuel vers le portefeuille collectif se fait donc à effectif constant.

On considère également que l'ANI ne constitue ni une opportunité de conquérir de nouveaux adhérents, ni une situation catastrophique avec de fortes résiliations.

1. Création du scénario

On estime que près de 40% du portefeuille des particuliers est impacté par l'ANI (population active inférieure à 60 ans, hors professions indépendantes, fonctionnaires et bénéficiaires de la CMU).

Chronologiquement, on peut considérer qu'en 2013, l'impact de l'ANI sera relativement faible, que du 1^{er} janvier 2014 jusqu'au 1^{er} juillet 2016 (date prévisionnelle d'application du texte), l'érosion du portefeuille particulier va être maximale pour un retour au calme à partir de 2017.

	2013	2014	2015	2016	2017
Evolution du portefeuille particulier	-1,59%	-11,04%	-18,01%	-14,81%	0%
Nombre de PP - marché des particuliers	704 422	626 654	513 793	437 700	437 700
Nombre de PP - marché des entreprises	505 792	583 560	696 421	772 514	772 514
Poids de l'individuel dans le portefeuille	58,2%	51,8%	42,5%	36,2%	36,2%
Poids du collectif dans le portefeuille	41,8%	48,2%	57,5%	63,8%	63,8%

Le point de départ des projections est la répartition des effectifs par âge et par segment (individuel / collectif) en 2012.

Dans ce scénario, les mouvements hors transferts de l'individuel vers le collectif sont ignorés.

Pour la population d'âge supérieur à 60 ans, celle-ci étant très peu impactée par l'ANI, on prend comme hypothèse que les effectifs restent stables d'un exercice à l'autre.

Pour les moins de 61 ans, on applique de façon uniforme un taux d'évolution déterminé de façon à obtenir les variations globales du portefeuille particulier mentionnées ci-dessus.

Par ailleurs, tout adhérent sortant des effectifs particuliers est considéré comme intégrant immédiatement le portefeuille collectif.

Nous avons décidé de conserver les taux d'évolution des cotisations du scénario central, malgré un besoin important de financement pour faire face à ce bouleversement du marché de la santé et attirer de nouveaux adhérents, tout en conservant la totalité de notre portefeuille.

Les prestations sont déterminées en reprenant les coûts par personne protégée et par âge (sur l'exercice 2012) et en appliquant annuellement les taux d'évolution des coûts par bénéficiaire identiques à ceux du scénario central.

Les hypothèses sont donc les suivantes :

		2013/2012	2014/2013	2015/2014	2016/2015	2017/2016
Évolution du nombre de bénéficiaires	Particuliers	-1,59%	-11,04%	-18,01%	-14,81%	0%
	Entreprises	2,30%	15,38%	19,34%	10,93%	0%
Évolution des cotisations par bénéficiaire	Particuliers	3,20%	3,70%	3,20%	2,60%	2,60%
	Entreprises	3,25%	3,50%	3,10%	2,50%	2,50%
Évolution des coûts par bénéficiaire	Particuliers	2,30%	2,90%	2,70%	2,70%	3,00%
	Entreprises	2,60%	2,70%	2,50%	2,50%	2,80%

Ce qui nous donne le business plan suivant :

Données statistiques	Année 2012	Année 2013	Année 2014	Année 2015	Année 2016	Année 2017
Effectifs en personnes protégées	1 210 214	1 210 214	1 210 214	1 210 214	1 210 214	1 210 214
Individuel	715 803	704 422	626 654	513 793	437 700	437 700
Collectif	494 411	505 792	583 560	696 421	772 514	772 514
Cotisations HT (en k€)	617 719	636 513	651 824	660 715	669 424	686 432
Individuel	392 449	398 568	367 685	311 112	271 927	278 997
Collectif	225 270	237 945	284 139	349 604	397 497	407 435
Prestations (en k€)	494 659	504 843	525 444	548 566	569 259	585 676
Individuel	292 991	294 920	281 007	255 110	238 813	245 977
Collectif	201 667	209 923	244 437	293 456	330 446	339 699

Comme pour le scénario central, nous allons projeter à horizon cinq ans, le SCR Santé d'Harmonie Mutualité en prenant soin d'observer, suite à ces transferts de portefeuille, les effets sur le risque de provisionnement et sur le risque de prime.

2. Détermination du risque de provisionnement

On considère la répartition suivante de la charge ultime par année de déroulement, calculée à partir du triangle des règlements 2008-2012 :

En % de la charge ultime	Particuliers y compris CMU	Entreprises y compris intermédiation
N	90,9040%	91,4699%
N+1	8,9423%	8,3560%
N+2	0,1301%	0,1618%
N+3	0,0173%	0,0085%
N+4	0,0065%	0,0038%

On introduit ces projections dans les triangles de règlements, ce qui nous permet d'estimer la provision Best Estimate et le quantile 99.5% en conservant l'hypothèse d'une volatilité constante (3,60% pour les particuliers et 2,14% pour les entreprises, voir page 86). Pour l'ensemble du portefeuille, afin d'éviter de neutraliser le changement de la structure du portefeuille (basculer de l'individuel vers le collectif), la volatilité est calculée sur le portefeuille segmenté.

Pour chaque exercice considéré :

$$\sigma_{\text{Ens. du portefeuille}} = \sqrt{\sigma_{\text{Individuel+CMU}}^2 + \sigma_{\text{Entreprises+intermédiation}}^2}$$

$$\text{Avec : } \sigma_{\text{Individuel+CMU}}^2 = 3,60\% \times PBE_{\text{Individuel+CMU}}$$

$$\sigma_{\text{Entreprise+intermédiation}}^2 = 2,14\% \times PBE_{\text{Entreprise+intermédiation}}$$

Données statistiques (en k€)		2013	2014	2015	2016	2017
Marché des particuliers	Provision BE	27 361	26 102	23 726	22 201	22 820
	Quantile 99,5%	29 999	28 619	26 013	24 341	25 020
	SCR _{prov} particuliers	2 638	2 517	2 288	2 141	2 200
Marché des entreprises	Provision BE	18 287	20 720	24 205	26 621	26 751
	Quantile 99,5%	19 319	21 889	25 570	28 123	28 260
	SCR _{prov} entreprise	1 032	1 169	1 366	1 502	1 509

Données statistiques (en k€)		2013	2014	2015	2016	2017
Ensemble du portefeuille	Provision BE	45 648	47 350	49 217	50 937	52 417
	Quantile 99,5%	48 452	50 108	51 890	53 594	55 150
	SCR _{prov ens. du portefeuille}	2 804	2 758	2 673	2 657	2 733
	Volatilité	2,32%	2,21%	2,06%	1,98%	1,98%

On observe une baisse de la volatilité des provisions, liée au poids croissant du secteur collectif (où la volatilité des provisions est plus faible) par rapport au secteur individuel. A titre de comparaison en 2012, la volatilité sur le portefeuille segmenté est de 2,34% (cf. page 86).

3. Détermination du risque de prime

Si les impacts des mouvements de portefeuille imaginés dans ce scénario sont relativement faibles sur le SCR provisionnement, les conséquences sont toutes autres sur le risque de prime.

En effet, le P/C du portefeuille est soumis à rude épreuve, la concurrence et le court délai de mise en œuvre de l'ANI obligeant la mutuelle à consentir d'importants efforts tarifaires pour conserver le portefeuille.

Les P/C envisagés dans ce scénario sont les suivants :

P/C	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Individuel	74,7%	74,0%	76,4%	82,0%	87,8%	88,2%
Collectif	89,5%	88,2%	86,0%	83,9%	83,1%	83,4%
Portefeuille	80,1%	79,3%	80,6%	83,0%	85,0%	85,3%

La moindre mutualisation et le vieillissement du portefeuille individuel ont pour effet une dégradation rapide du P/C, compensée en partie seulement par l'amélioration du P/C collectif.

Les taux de volatilité des primes calculés en réutilisant la méthode décrite pages 65 et 66 sont les suivants :

Données statistiques (en k€)		2012	2013	2014	2015	2016	2017
Cotisations HT (en k€)	Portefeuille	617 719	636 513	651 824	660 715	669 424	686 432
	Individuel	392 449	398 568	367 685	311 112	271 927	278 997
	Collectif	225 270	237 945	284 139	349 604	397 497	407 435
Volatilité (σ_{primes})	Portefeuille	0,52%	0,59%	0,59%	1,26%	2,01%	2,36%
	Individuel	1,13%	1,22%	1,19%	2,53%	4,36%	5,28%
	Collectif	0,76%	0,67%	1,23%	2,08%	2,54%	2,62%

La modification de la structure du portefeuille d'Harmonie Mutualité avec un transfert massif de la population active du portefeuille individuel vers le secteur collectif génère une perturbation importante au niveau des P/C.

La volatilité du risque de prime est fortement croissante à partir de 2014 et ce quel que soit le secteur.

4. SCR Santé d'Harmonie Mutualité

Observons maintenant l'évolution du SCR d'Harmonie Mutualité sur les cinq prochaines années, sur la base de ce scénario et comparons avec les résultats obtenus pour le scénario central.

Au vu des résultats détaillés ci-dessus, les paramètres retenus sur la base des caractéristiques propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité semblent insuffisants notamment pour le risque de prime.

Nous proposons donc un jeu de paramètres spécifiques plus prudent :

Jeu de paramètres	Paramètres EIOPA retenus	Paramètres Harmonie Mutualité
$(\sigma_{\text{primes}}; \sigma_{\text{provisions}})$	(5% ; 5%)	(2,50% ; 2,66%)
σ	4,83%	2,42%
$\rho(\sigma)$	0,13	0,06

L'évolution du SCR Santé d'Harmonie Mutualité est la suivante :

Données comptables (en k€)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Total
Cotisations HT	669 207	689 568	706 155	715 787	725 222	743 647	4 249 586
Provision BE	51 501	52 776	54 744	56 903	58 891	60 602	335 417
V_{nl}	720 708	742 344	760 899	772 690	784 113	804 249	4 585 003
SCR _{health NON-SLT (EIOPA)}	94 662	97 504	99 941	101 490	102 990	105 635	602 224
SCR _{health NON-SLT (Harmonie Mutualité)}	46 278	47 667	48 858	49 615	50 349	51 642	294 409

Par rapport au scénario central, le volume de cotisations diminue de -3% en raison du transfert massif du portefeuille individuel vers le portefeuille collectif où les cotisations sont en moyenne moins élevées.

Le volume global ($V_{nl} = \text{Cotisations HT} + \text{Provision BE}$) étant moins élevé, le SCR Santé d'Harmonie Mutualité calculé avec les paramètres de l'EIOPA recule de -2,71%.

En utilisant les paramètres plus prudents d'Harmonie Mutualité, le SCR santé d'Harmonie Mutualité serait deux fois moins élevé qu'avec les paramètres préconisés par l'EIOPA.

Le choix du paramètre sur les primes a un poids majeur sur le montant du SCR santé d'Harmonie Mutualité.

b) Érosion du portefeuille des particuliers, sans transfert sur le secteur collectif

On envisage un scénario très pessimiste conduisant à une baisse de 16% des personnes protégées en portefeuille sur la période 2013 -2017.

Dans ce scénario, on prévoit que la majorité de nos adhérents individuels actifs rejoignent d'autres organismes d'assurance santé. Cette situation est tout à fait envisageable, notamment si des clauses de désignation voient le jour et permettent à des conventions collectives de désigner tel ou tel organisme comme assureur de la totalité des entreprises concernées par la branche.

1. Présentation du scénario

Les hypothèses restent identiques au scénario précédent, à savoir :

- 40% du portefeuille des particuliers est impacté par l'ANI,
- En 2013, l'impact de l'ANI est relativement faible,
- De 2014 à 2016 l'érosion du portefeuille particulier est très forte,
- A partir de 2017, la situation redevient normale.

La principale différence est qu'il n'y a pas de transferts vers le secteur collectif, mais plutôt un départ vers les organismes concurrents.

On considère par ailleurs que le potentiel de développement du portefeuille collectif se restreint à partir de 2016.

		2013/2012	2014/2013	2015/2014	2016/2015	2017/2016
Évolution du nombre de bénéficiaires	Particuliers	-1,59%	-9,00%	-14,00%	-12,00%	0,30%
	Entreprises	3,01%	1,00%	1,00%	1,00%	1,00%
Évolution des cotisations par bénéficiaire	Particuliers	3,20%	3,70%	3,20%	2,60%	2,60%
	Entreprises	3,25%	3,50%	3,10%	2,50%	2,50%
Évolution des coûts par bénéficiaire	Particuliers	2,30%	2,90%	2,70%	2,70%	3,00%
	Entreprises	2,60%	2,70%	2,50%	2,50%	2,80%
Poids dans le portefeuille	Particuliers	58,0%	55,5%	51,5%	48,0%	47,9%
	Entreprises	42,0%	44,5%	48,5%	52,0%	52,1%

Ce qui nous donne le business plan suivant :

Données statistiques	Année 2012	Année 2013	Année 2014	Année 2015	Année 2016	Année 2017
Effectifs en personnes protégées	1 210 214	1 213 715	1 155 409	1 070 810	1 009 852	1 016 554
Individuel	715 803	704 422	641 024	551 280	485 127	486 582
Collectif	494 411	509 293	514 386	519 530	524 725	529 972
Cotisations HT (en k€)	617 719	638 160	626 574	594 615	571 389	589 670
Individuel	392 449	398 568	376 116	333 811	301 391	310 155
Collectif	225 270	239 592	250 458	260 804	269 998	279 515
Prestations (en k€)	494 659	506 927	505 067	493 892	488 948	506 351
Individuel	292 991	294 920	285 158	266 232	253 263	261 644
Collectif	201 667	212 007	219 909	227 660	235 685	244 707

Les effets, sur le risque de provisionnement et sur le risque de prime, de cette érosion massive du portefeuille individuel sont détaillés ci-dessous en reprenant les mêmes techniques que pour le scénario avec transfert du secteur individuel vers le secteur collectif.

2. Effets sur les risques de prime et de provisionnement

Risque de provisionnement :

Données statistiques (en k€)		2013	2014	2015	2016	2017
Marché des particuliers	Provision BE	27 361	26 480	24 744	23 533	24 270
	Quantile 99,5%	29 999	29 033	27 130	25 802	26 610
	SCR _{prov} particuliers	2 638	2 553	2 386	2 269	2 340
Marché des entreprises	Provision BE	18 465	19 160	19 836	20 536	21 321
	Quantile 99,5%	19 507	20 241	20 956	21 694	22 523
	SCR _{prov} entreprise	1 042	1 081	1 119	1 159	1 203
Ensemble du portefeuille	Provision BE	45 826	45 640	44 580	44 069	45 591
	Quantile 99,5%	48 633	48 383	47 187	46 589	48 194
	SCR _{prov} ens. du portefeuille	2 807	2 743	2 607	2 520	2 603
	Volatilité	2,32%	2,28%	2,22%	2,17%	2,16%

La volatilité est légèrement décroissante avec le temps, mais dans une moindre mesure par rapport au scénario central et au scénario avec maintien des effectifs. Du fait de la diminution du portefeuille individuel, en terme d'effectifs, les volumes de prestations et donc de provisions sont moins importants.

Risque de prime :

La perte brutale d'adhérents individuels entraîne un bouleversement important des équilibres techniques. En effet, les marges et les frais de gestion sont bien plus importants sur le secteur individuel.

Les P/C envisagés dans ce scénario sont les suivants :

P/C	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Individuel	74,7%	74,0%	75,8%	79,8%	84,0%	84,4%
Collectif	89,5%	88,5%	87,8%	87,3%	87,3%	87,5%
Portefeuille	80,1%	79,4%	80,6%	83,1%	85,6%	85,9%

La moindre mutualisation et le vieillissement du portefeuille individuel ont pour effet une dégradation rapide du P/C, celui du portefeuille collectif restant relativement stable en lien avec nos hypothèses de conservation des entreprises adhérentes et d'une croissance peu élevée sur ce secteur.

Les taux de volatilité des primes calculés en réutilisant la méthode décrite pages 65 et 66 sont les suivants :

Données statistiques (en k€)		2012	2013	2014	2015	2016	2017
Cotisations HT	<i>Portefeuille</i>	617 719	638 160	626 574	594 615	571 389	589 670
	<i>Individuel</i>	392 449	398 568	376 116	333 811	301 391	310 155
	<i>Collectif</i>	225 270	239 592	250 458	260 804	269 998	279 515
Volatilité (σ_{primes})	<i>Portefeuille</i>	0,52%	0,56%	0,55%	1,22%	2,08%	2,50%
	<i>Individuel</i>	1,13%	1,22%	1,12%	1,88%	3,16%	3,82%
	<i>Collectif</i>	0,76%	0,65%	0,65%	0,73%	0,75%	0,72%

Comme pour le scénario précédent, la volatilité du risque de prime est fortement croissante à partir de 2014, en raison du déséquilibre envisagé sur le portefeuille individuel.

Les résultats de ce scénario nous conduisent à retenir un paramètre plus prudent pour le risque de prime (2,50%).

3. SCR Santé d'Harmonie Mutualité

Observons maintenant l'évolution du SCR d'Harmonie Mutualité sur les cinq prochaines années, sur la base de ce scénario et comparons avec les résultats obtenus pour le scénario central.

Les jeux de paramètres proposés sont les suivants :

Jeu de paramètres	Paramètres EIOPA retenus	Paramètres Harmonie Mutualité
$(\sigma_{\text{primes}}; \sigma_{\text{provisions}})$	(5% ; 5%)	(2,50% ; 2,66%)
σ	4,83%	2,42%
$\rho(\sigma)$	0,13	0,06

L'évolution du SCR Santé d'Harmonie Mutualité est la suivante :

Données comptables (en k€)	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Total
Cotisations HT	669 207	691 352	678 800	644 177	619 015	638 820	3 941 371
Provision BE	51 501	52 982	52 767	51 541	50 951	52 710	312 453
V_{nl}	720 708	744 334	731 567	695 719	669 966	691 530	4 253 824
$SCR_{\text{health NON-SLT (EIOPA)}}$	94 662	97 766	96 089	91 380	87 998	90 830	558 725
$SCR_{\text{health NON-SLT (Harmonie Mutualité)}}$	46 278	47 795	46 975	44 673	43 019	44 404	273 144

Par rapport au scénario central, le volume de cotisations diminue de -10% en raison de la diminution globale du portefeuille de -16% des effectifs.

Le volume global ($V_{nl} = \text{Cotisations HT} + \text{Provision BE}$) est ainsi beaucoup moins élevé. Le SCR Santé d'Harmonie Mutualité calculé avec les paramètres de l'EIOPA recule de -9.73%.

Par rapport à ces résultats en apparence favorables par rapport au scénario central, il convient d'élargir, les conséquences de ces scénarios alternatifs basés sur l'ANI, à diverses problématiques importantes pour le pilotage de la mutuelle. En effet, les taux de frais de gestion et les marges techniques du secteur individuel sont bien différents sur le secteur collectif.

Par ailleurs, dans cette période agitée à venir sur le marché de la santé, des ressources financières importantes sont à prévoir au niveau commercial pour conserver et développer le portefeuille.

Conclusion

A deux ans de l'entrée en vigueur de Solvabilité II, seulement 4% des organismes assureurs envisagent d'utiliser des paramètres spécifiques (USP : Undertaking Specific Parameters) dès 2016, et 19% y voient une éventuelle alternative au calibrage standard (source : ACPR). Cette possibilité apparaît pourtant comme une opportunité pour les organismes assureurs de prendre en compte leurs propres spécificités, tout en étant plus simple à mettre en place qu'un modèle interne.

Harmonie Mutualité a participé aux deux dernières études quantitatives (QIS 4 et QIS 5) en utilisant la formule standard et les paramètres préconisés par l'EIOPA. Ce mémoire a été l'occasion d'approfondir notre connaissance de la formule standard et des méthodes qui ont été utilisées pour la calibrer, en reparcourant l'historique de la prise en compte du risque santé.

L'étude approfondie du risque de souscription santé, nous a permis d'estimer, à l'aide d'outils statistiques, les paramètres spécifiques propres au portefeuille d'Harmonie Mutualité. Nous avons ainsi pu constater que les paramètres standards surestimaient le risque réel de notre mutuelle.

Par conséquent, de par notre taille et la connaissance de notre portefeuille, nous pourrions tout à fait envisager, après validation de l'ACPR, l'utilisation de nos propres paramètres.

Des scénarios avec projections sur cinq ans ont ensuite permis de quantifier les conséquences sur le SCR santé d'Harmonie Mutualité de la mise en œuvre du plan d'activité de la mutuelle ou d'évolutions réglementaires impactant fortement le marché de l'assurance santé comme l'ANI.

Les résultats obtenus à l'issue de ces scénarios, nous incitent à être prudents sur le niveau des paramètres spécifiques à retenir devant la très probable modification de la structure de notre portefeuille, et surtout à mettre en perspective le besoin de capital requis avec les problématiques de frais de gestion, de recherche de marges et la poursuite du développement de notre activité.

En confrontant les résultats obtenus dans ce mémoire, notamment sur les paramètres spécifiques, avec une étude similaire sur un périmètre étendu à l'ensemble du portefeuille d'Harmonie Mutuelle, nous pourrions sérieusement envisager la création et l'alimentation d'un outil de pilotage du SCR qui pourrait s'intégrer dans le dispositif de l'ORSA.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] OCDE, *Health at a glance - Europe 2012*, 2012
- [2] CEIOPS, *QIS1 specification*, CEIOPS-FS-11/05, 2005
- [3] CEIOPS, *QIS1-Summary report*, CEIOPS-FS-01/06, 2006
- [4] CEIOPS, *Quantitative Impact Study 2 Technical Specification*, CEIOPS-PI-08/06, 2006
- [5] CEIOPS, *QIS2-Summary report*, CEIOPS-SEC-71/06S, 2006
- [6] CEIOPS, *QIS3 Technical Specifications*, CEIOPS-FS-11/07, 2007
- [7] CEIOPS, *CEIOPS' report on its third Quantitative Impact Study (QIS3) for Solvency II*, CEIOPS-DOC-19/07, 2007
- [8] CEIOPS, *QIS4 Technical Specifications*, MARKT/2505/08, 2008
- [9] CEIOPS, *CEIOPS' report on its fourth Quantitative Impact Study (QIS4) for Solvency II*, CEIOPS-SEC-82/08, 2008
- [10] CEIOPS, *Draft CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR standard formula - Health underwriting risk Module*, CEIOPS-CP-50/09, 2009
- [11] CEIOPS, *QIS5 Technical Specifications*, 2010
- [12] CEIOPS, *Draft CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR Standard Formula Further advice on Health Underwriting Risk*, CEIOPS-CP-72/09, 2009
- [13] EIOPA, *EIOPA report on the fifth Quantitative Impact Study (QIS5) for Solvency II*, EIOPA-TFQIS5-11/001, 2011
- [14] EIOPA, *Calibration of the Premium and Reserve Risk Factors in the Standard Formula of Solvency II*, EIOPA 11/163, 2011
- [15] EIOPA, *Technical Specification on the Long Term Guarantee Assessment (Part I)*, EIOPA-DOC-13/061, 2013
- [16] IPSOS - MUTUALITÉ FRANÇAISE, *Les Français et l'optique*, septembre 2012
- [17] DREES (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques), *Comptes de la santé*, 2012
- [18] IRDES, *Historique des Lois de financement de la Sécurité sociale en France*, 2013
- [19] CEIOPS, *CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: SCR Standard Formula Calibration of the Health Underwriting Risk*, CEIOPS-DOC-68/10, 2010
- [20] MACK Thomas, *Distribution-free calculation of the standard error of Chain Ladder reserve estimates*, ASTIN BULLETIN, vol. 23, No.2, 1993
- [21] CROGUENNEC Jean-Baptiste : mémoire d'actuariat « Méthodes de calcul des provisions techniques en prévoyance arrêt de travail », 2009

GLOSSAIRE

AGIRC	Association générale des institutions de retraite des cadres
ANI	Accord national interprofessionnel
CEIOPS	Committee of European Insurance and Occupational Pension Supervisors
CMU	Couverture maladie universelle
CP	Consultation Papers
CTIP	Centre technique des institutions de prévoyance
EIOPA	European Insurance and Occupational Pensions Authority
FNMF	Fédération nationale de la mutualité française
LTGA	Long Term Guarantee Assessment
MCR	Minimum Capital Requirement
NAF	Nomenclature des activités françaises
OMS	Organisation mondiale de la santé
ORSA	Own Risk and Solvency Assessment
PCO	Provision for Claims Outstanding
PLFSS	Projet de loi de financement de la Sécurité sociale
PP	Personne protégée
PS	Prestations supplémentaires
RO	Régime obligatoire
QIS	Quantitative Impact Study
SCR	Solvency Capital Requirement
TM	Ticket modérateur
TSA	Taxe sur la solidarité additionnelle (précédemment appelée contribution CMU)
TSCA	Taxe spéciale sur les conventions d'assurance

ANNEXES

1. Calcul de la provision Best Estimate

Les données comptables ne permettent pas une ventilation par segment. Nous calculons donc une provision Best Estimate, par segment, à partir des données statistiques. Un ajustement est ensuite appliqué afin d'être cohérent avec les données comptables portant sur l'ensemble du portefeuille.

(en k€)	CMU	Entreprises hors intermédiation	Intermédiation	Individuels	Ensemble du portefeuille (données comptables)
$P_{2011,2011} =$	12 478	144 749	27 012	257 940	464 375
$P_{2011,2012} =$	1 285	13 046	3 027	25 465	44 971
$P_{2011} =$	13 763	157 795	30 039	283 405	509 346
$P_{2011,2012} / P_{2011} =$	9,33%	8,27%	10,08%	8,99%	8,83%
$P_{2011,2012} / P_{2011,2011} =$	10,30%	9,01%	11,20%	9,87%	9,68%
$P_{2012,2012} =$	12 701	150 652	33 576	250 759	475 192
A = Provision BE survenance 2012	1 308	13 578	3 762	24 756	46 019
B = Prestations sur les exercices antérieurs	39 499	460 519	60 279	833 621	1 463 886
C = Taux de proratisation	0.36%	0.17%	0.17%	0.17%	0.175%
D = B x C Provision BE pour ex. antérieurs	142	783	102	1 417	2 567
A + D = (Provision BE hors chargement comptable)	1 412	14 342	3 795	26 493	48 586
Ajustement (données comptables / données statistiques)	+ 5,97%				
Provision avec « ajustement » comptable	1 536	15 219	4 095	27 736	
Provision BE (y compris chargement de gestion 6%)	1 629	16 132	4 341	29 400	51 501

La provision BE totale sur le périmètre de l'étude est de 51 501 k€

2. Coefficients d'ajustement pour la tarification

Secteur Collectif :

- Age :

	0-4 ANS	5-9 ANS	10-14 ANS	15-19 ANS	20-24 ANS	25-29 ANS	30-34 ANS	35-39 ANS	40-44 ANS	45-49 ANS	50-54 ANS	55-59 ANS	60-64 ANS	65-69 ANS	70-74 ANS	75-79 ANS	80-84 ANS	85 ANS et +
Hospitalisation	1,16	0,09	0,19	0,33	0,40	0,67	0,67	0,56	0,60	0,74	0,93	1,21	1,33	1,86	2,49	3,28	4,67	5,77
Dentaire	0,00	0,47	2,58	0,73	0,20	0,53	0,76	1,00	1,18	1,22	1,31	1,44	1,33	1,24	1,04	0,84	0,64	0,51
Soins courants	0,73	0,45	0,45	0,45	0,55	1,00	1,18	1,00	1,00	1,09	1,09	1,18	1,18	1,18	1,09	1,09	1,27	1,00
Prestations diverses	0,63	0,50	0,63	0,50	0,50	0,88	1,00	1,00	1,00	1,13	1,25	1,38	1,75	1,75	1,63	1,63	1,75	1,50

- Sexe :

	Femme	Homme
Hospitalisation	1,05	0,95
Dentaire	1,05	0,97
Soins courants	1,28	0,71
Prestations diverses	1,20	0,87

- Zone géographique :

	Autres départements	Centre	Ile de France	Loire-Atlantique	Maine-et-Loire	Sud	Vendée
Hospitalisation	1,22	1,00	1,42	0,97	0,87	1,04	0,72
Dentaire	1,12	0,94	1,87	0,77	0,87	1,40	0,95
Soins courants	1,00	0,78	4,49	0,04	0,61	3,07	0,52
Prestations diverses	1,09	1,35	1,25	0,11	1,38	1,13	1,45

Secteur Individuel:

- Age :

	0-4 ANS	5-9 ANS	10-14 ANS	15-19 ANS	20-24 ANS	25-29 ANS	30-34 ANS	35-39 ANS	40-44 ANS	45-49 ANS	50-54 ANS	55-59 ANS	60-64 ANS	65-69 ANS	70-74 ANS	75-79 ANS	80-84 ANS	85 ANS et +
Hospitalisation	0,24	0,05	0,08	0,13	0,19	0,27	0,31	0,34	0,41	0,51	0,65	0,65	0,76	1,00	1,26	1,66	2,17	2,66
Dentaire	0,00	0,38	2,25	0,67	0,29	0,54	0,75	0,96	1,17	1,29	1,54	1,58	1,50	1,42	1,21	1,04	0,75	0,46
Soins courants	0,40	0,20	0,20	0,20	0,40	0,80	0,80	0,60	0,60	0,60	0,80	1,00	1,40	1,60	1,60	1,40	1,00	0,60
Prestations diverses	0,50	0,13	0,13	0,25	0,50	0,75	0,75	0,75	0,63	0,63	0,75	0,88	1,25	1,50	1,63	1,75	1,88	1,63

- Sexe :

	Femme	Homme
Hospitalisation	1,06	0,94
Dentaire	1,05	0,92
Soins courants	1,30	0,75
Prestations diverses	1,09	0,81

- Zone géographique :

	Autres départements	Centre	Ile de France	Loire-Atlantique	Maine-et-Loire	Sud	Vendée
Hospitalisation	1,00	1,00	1,11	0,92	1,12	1,16	0,84
Dentaire	0,96	1,04	1,13	0,93	0,80	1,20	1,08
Soins courants	1,00	1,13	5,02	0,03	0,79	5,12	0,67
Prestations diverses	0,82	1,33	1,00	0,04	1,29	0,57	1,53

3. Triangles de règlements 2008-2012 par segment

CMU :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	11 675	1 283	46	15	5	13 024
2009	11 667	1 338	101	8		13 114
2010	11 857	1 384	121			13 362
2011	12 478	1 285				13 763
2012	12 701					12 701

Particuliers hors CMU :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	249 923	24 807	410	55	14	275 209
2009	254 607	23 714	28	23		278 372
2010	254 188	25 425	430			280 043
2011	257 940	25 465				283 405
2012	250 759					250 759

Entreprises intermédies :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	13 165	1 246	25	4	0	9 266
2009	17 417	1 694	26	2		14 440
2010	24 048	2 599	54			19 137
2011	27 018	3 027				26 647
2012	33 576					27 018

Entreprises hors intermédiation :

(en k€)	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Total
2008	139 102	12 398	263	13	6	151 782
2009	142 486	12 675	235	11		155 407
2010	140 532	12 559	239			153 330
2011	144 749	13 046				157 795
2012	150 652					150 652

4. Calcul stochastique des provisions et volatilité (modèle de Mack) par segment

CMU

Tableau des règlements cumulés :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	TOTAL
2008	11 675	12 957	13 004	13 019	13 024	13 024
2009	11 667	13 005	13 105	13 113		13 113
2010	11 857	13 241	13 362			13 105
2011	12 478	13 763				13 241
2012	12 701					12 478

Coefficients de développement :

	\hat{f}_1	\hat{f}_2	\hat{f}_3	\hat{f}_4
Coef. de développement	1,11094	1,00683	1,00088	1,00038

Estimation des règlements futurs et provisions à constituer :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Provision BE
2008	11 675	12 957	13 004	13 019	13 024	0
2009	11 667	13 005	13 105	13 113	13 118	5
2010	11 857	13 241	13 362	13 373	13 378	16
2011	12 478	13 763	13 857	13 869	13 874	111
2012	12 701	14 110	14 206	14 219	14 224	1 523

La méthode de Chain Ladder déterministe et le modèle de Mack estiment la provision à constituer sur ce segment à 1 655 k€

Estimation des σ^2 :

$\sigma^2_{1} = 457,21$	$\sigma^2_{2} = 108,40$	$\sigma^2_{3} = 2,40$	$\sigma^2_{4} = 0,05$
-------------------------	-------------------------	-----------------------	-----------------------

$$\sigma^2_{\text{cmu}} = 12,93 \times 10^9$$

	\hat{R}_i	$m\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$ en % de \hat{R}_i
2009 i=2	5 k€	$1,4 \times 10^6$	$1,2 \times 10^3$	24%
2010 i=3	16 k€	$50,0 \times 10^6$	$7,1 \times 10^3$	42%
2011 i=4	111 k€	$2\,073 \times 10^6$	$45,5 \times 10^3$	41%
2012 i=5	1 523 k€	$9\,613 \times 10^6$	$98,0 \times 10^3$	6%

\hat{R}	$m\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$ en % de \hat{R}
1 655 k€	$12,93 \times 10^9$	114×10^3	6,86%

Les intervalles de confiance à 99,5 % :

(en k€)	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
2009 i=2	[1,6 ; 8,4]	[2,5 ; 9,4]
2010 i=3	[-3,0 ; 36,7]	[5,0 ; 48,2]
2011 i=4	[-16,2 ; 239,4]	[34,2 ; 310,9]
2012 i=5	[1 248,1 ; 1 798,7]	[1,269,2 ; 1 821,0]

Hypothèse où R suit une loi normale	Hypothèse où R suit une loi lognormale
[1 337,6 ; 1 976,0]	[1 363,5 ; 2 003,6]

Le capital requis pour le risque de provision dans SII doit être suffisant dans 99.5% des cas. Il correspond donc au quantile 99.5 de R.

Quantile	hypothèse lognormalité
50%	1 653 k€
99,5%	1 972 k€

Le SCR est de 319 k€ soit 19,3% de la provision Best Estimate.

Particuliers hors CMU

Tableau des règlements cumulés :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	TOTAL
2008	249 923	274 730	275 140	275 194	275 208	275 208
2009	254 607	278 321	278 349	275 195		275 195
2010	254 188	279 612	280 042			280 042
2011	257 940	283 405				283 405
2012	250 759					250 759

Coefficients de développement :

	\hat{f}_1	\hat{f}_2	\hat{f}_3	\hat{f}_4
Coef. de développement	1,09778	1,00104	1,00014	1,00005

Estimation des règlements futurs et provisions à constituer :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Provision BE
2008	249 923	274 730	275 140	275 195	275 208	0
2009	254 607	278 321	278 348	278 371	278 385	14
2010	254 188	279 612	280 042	280 081	280 095	53
2011	257 940	283 405	283 700	283 740	283 754	349
2012	250 759	275 278	275 565	275 603	275 617	24 858

La méthode de Chain Ladder déterministe et le modèle de Mack estiment la provision à constituer sur ce segment à 25 274 k€

Estimation des σ^2 :

$\sigma^2_1 = 2\,513,58$	$\sigma^2_2 = 186,07$	$\sigma^2_3 = 1,89$	$\sigma^2_4 = 0,02$
--------------------------	-----------------------	---------------------	---------------------

$\sigma^2_{\text{particuliers}} = 3,89 \times 10^{12}$

	\hat{R}_i	$\widehat{mse}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$ en % de \hat{R}_i
2009 i=2	14 k€	$10,8 \times 10^6$	$3,3 \times 10^3$	24%
2010 i=3	53 k€	$809,0 \times 10^6$	$28,4 \times 10^3$	54%
2011 i=4	349 k€	$71\,530,3 \times 10^6$	$267,5 \times 10^3$	77%
2012 i=5	24 858 k€	$856\,671,8 \times 10^6$	$925,6 \times 10^3$	4%

\hat{R}	$m\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$ en % de \hat{R}
25 274 k€	$0,96 \times 10^{12}$	$0,98 \times 10^6$	3,89%

Les intervalles de confiance à 99,5 % :

(en k€)	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
2009 $i=2$	[4,5 ; 23,1]	[6,9 ; 26,0]
2010 $i=3$	[-26,9 ; 132,8]	[11,3 ; 191,7]
2011 $i=4$	[-401,8 ; 1 099,8]	[41,0 ; 1 867,0]
2012 $i=5$	[22 260,2 ; 27 456,4]	[22 376,6 ; 27 577,0]

	Hypothèse où R suit une loi normale	Hypothèse où R suit une loi lognormale
	[22 515,7 ; 28 032,3]	[22 644,7 ; 28 166,0]

Le capital requis pour le risque de provision dans SII doit être suffisant dans 99.5% des cas. Il correspond donc au quantile 99.5 de R.

Quantile	hypothèse lognormalité
50%	25 274 k€
99,5%	27 805 k€

Le SCR est de 2 531 k€ soit 10,01% de la provision Best Estimate.

Entreprises intermédiées

Tableau des règlements cumulés :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	TOTAL
2008	13 165	14 411	14 436	14 440	14 440	14 440
2009	17 417	19 111	19 137	19 138		19 138
2010	24 048	26 647	26 701			26 701
2011	27 012	30 039				30 039
2012	33 576					33 576

Coefficients de développement :

	\hat{f}_1	\hat{f}_2	\hat{f}_3	\hat{f}_4
Coef. de développement	1,10492	1,00175	1,00016	1,00002

Estimation des règlements futurs et provisions à constituer :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Provision BE
2008	13 165	14 411	14 436	14 440	14 440	0
2009	17 417	19 111	19 137	19 138	19 139	1
2010	24 048	26 647	26 701	26 705	26 706	5
2011	27 018	30 039	30 091	30 096	30 097	58
2012	33 576	37 099	37 164	37 169	37 170	3 594

La méthode de Chain Ladder déterministe et le modèle de Mack estiment la provision à constituer sur ce segment à 3 658 k€

Estimation des σ^2 :

$\sigma^2_1 = 1\,340,57$	$\sigma^2_2 = 2,49$	$\sigma^2_3 = 0,23$	$\sigma^2_4 = 0,02$
--------------------------	---------------------	---------------------	---------------------

$\sigma^2_{\text{intermédiation}} = 64,2 \times 10^9$

	\hat{R}_i	$m\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$ en % de \hat{R}_i
2009 i=2	1 k€	$0,9 \times 10^6$	$1,0 \times 10^3$	Non significatif ($\hat{R}_i \approx 0$)
2010 i=3	5 k€	$12,5 \times 10^6$	$3,5 \times 10^3$	75%
2011 i=4	58 k€	$127,0 \times 10^6$	$11,3 \times 10^3$	19%
2012 i=5	3 594 k€	$63\,936,6 \times 10^6$	$252,9 \times 10^3$	7%

\hat{R}	$m\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$ en % de \hat{R}
3 658 k€	$64,2 \times 10^9$	$253,4 \times 10^3$	6,93%

Les intervalles de confiance à 99,5 % :

(en k€)	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
2009 $i=2$	[-2,3 ; 3,1]	[0,0 ; 7,5]
2010 $i=3$	[-5,3 ; 14,7]	[0,5 ; 24,7]
2011 $i=4$	[26,2 ; 89,5]	[33,0 ; 97,6]
2012 $i=5$	[2 884,4 ; 4 304,0]	[2 943,5 ; 4 367,1]

Hypothèse où R suit une loi normale	Hypothèse où R suit une loi lognormale
[2 945,7 ; 4 368,5]	[3 004,1 ; 4 430,7]

Le capital requis pour le risque de provision dans SII doit être suffisant dans 99.5% des cas. Il correspond donc au quantile 99.5 de R.

Quantile	hypothèse lognormalité
50%	3 657 k€
99,5%	4 310 k€

Le SCR est de 653 k€ soit 17,86% de la provision Best Estimate.

Entreprises hors intermédiations

Tableau des règlements cumulés :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	TOTAL
2008	139 102	151 501	151 764	151 777	151 783	151 783
2009	142 486	155 160	155 395	155 406		155 406
2010	140 532	153 091	153 330			153 330
2011	144 749	157 795				157 795
2012	150 652					150 652

Coefficients de développement :

	\hat{f}_1	\hat{f}_2	\hat{f}_3	\hat{f}_4
Coef. de développement	1,08940	1,00160	1,00008	1,00004

Estimation des règlements futurs et provisions à constituer :

	N	N+1	N+2	N+3	N+4	Provision BE
2008	139 102	151 501	151 764	151 777	151 783	0
2009	142 486	155 160	155 395	155 406	155 412	6
2010	140 532	153 091	153 330	153 342	153 348	18
2011	144 749	157 795	158 048	158 060	158 067	272
2012	150 652	164 120	164 383	164 396	164 402	13 750

La méthode de Chain Ladder déterministe et le modèle de Mack estiment la provision à constituer sur ce segment à 14 046 k€

Estimation des σ^2 :

$\sigma^2_1 = 38,45$	$\sigma^2_2 = 2,04$	$\sigma^2_3 = 0,02$	$\sigma^2_4 = 0,00$
----------------------	---------------------	---------------------	---------------------

$\sigma^2_{\text{entreprise}} = 8,50 \times 10^9$

	\hat{R}_i	$\widehat{mse}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$	$\widehat{se}(\hat{R}_i)$ en % de \hat{R}_i
2009 i=2	6 k€	$0,04 \times 10^6$	$0,0 \times 10^3$	3%
2010 i=3	18 k€	$4,0 \times 10^6$	$2,0 \times 10^3$	11%
2011 i=4	272 k€	$436,5 \times 10^6$	$20,9 \times 10^3$	8%
2012 i=5	13 750 k€	$7 816,7 \times 10^6$	$88,4 \times 10^3$	1%

\hat{R}	$m\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$	$\widehat{se}(\hat{R})$ en % de \hat{R}
14 046 k€	$8,50 \times 10^9$	$92,2 \times 10^3$	0,66%

Les intervalles de confiance à 99,5 % :

(en k€)	Hypothèse où R_i suit une loi normale	Hypothèse où R_i suit une loi lognormale
2009 $i=2$	[5,6 ; 6,8]	[5,6 ; 6,9]
2010 $i=3$	[12,3 ; 23,5]	[13,0 ; 24,4]
2011 $i=4$	[212,9 ; 330,2]	[218,2 ; 336,0]
2012 $i=5$	[13 502,3 ; 13 998,8]	[13 504,3 ; 14 000,8]

Hypothèse où R suit une loi normale	Hypothèse où R suit une loi lognormale
[13 787,5 ; 14 305,1]	[13 789,6 ; 14 307,2]

Le capital requis pour le risque de provision dans SII doit être suffisant dans 99.5% des cas. Il correspond donc au quantile 99.5 de R.

Quantile	hypothèse lognormalité
50%	14 046 k€
99,5%	14 284 k€

Le SCR est de 238 k€ soit 1,69% de la provision Best Estimate.

Country level analysis		Reserve Risk - country level analysis based on the method premium type									
Country		Available sample				Country weights			Unbiased sigma		
	Country weights	Number	Total reserve	Mean Portfolio	Usable	Used (scaled)	Mean	Median	At country mean	At full sample mean:	
Total	100%	58	2.979	51,4	78%	100%				51,4	
Austria	1,3%										
Belgium	1,7%	6	38	6,4	1,7%	2,2%	7,2%	6,5%	6,0%	4,6%	
Bulgaria	0,0%										
Czech Republic	0,1%										
Germany	7,2%										
Denmark	1,1%										
Spain	10,8%	9	461	51,2	10,8%	13,7%	19,2%	18,0%	14,2%	14,2%	
Finland											
France	50,8%	5	46	9,2	50,8%	64,9%	13,6%	6,1%	4,9%	4,8%	
Hungary	0,0%										
Ireland	1,3%										
Iceland											
Italy	4,5%	29	2.149	74,1	4,5%	5,8%	25,3%	12,9%	9,0%	9,4%	
Lithuania											
Luxembourg	0,0%										
Latvia	0,1%										
Malta	0,0%										
Netherlands	7,3%										
Norway	0,2%										
Poland	0,4%										
Portugal	1,4%										
Romania	0,0%										
Sweden	0,4%										
Slovenia	0,8%										
Slovakia											
United Kingdom	10,5%	9	284	31,6	10,5%	13,4%	35,9%	28,7%	26,0%	25,9%	
				weighted average results:						9,2%	

6. Tables de mortalité

Ci-après les tables complètes :

Population masculine, secteur particulier :

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TH
0	100 000	0,4890%	100%
1	99 511	0,0382%	100%
2	99 473	0,0271%	100%
3	99 446	0,0221%	100%
4	99 424	0,0181%	100%
5	99 406	0,0161%	100%
6	99 390	0,0141%	100%
7	99 376	0,0131%	100%
8	99 363	0,0131%	100%
9	99 350	0,0121%	100%
10	99 338	0,0131%	100%
11	99 325	0,0131%	100%
12	99 312	0,0161%	100%
13	99 296	0,0201%	100%
14	99 276	0,0262%	100%
15	99 250	0,0373%	100%
16	99 213	0,0504%	100%
17	99 163	0,0666%	100%
18	99 097	0,0827%	100%
19	99 015	0,0949%	100%
20	98 921	0,1021%	100%
21	98 820	0,1052%	100%
22	98 716	0,1054%	100%
23	98 612	0,1044%	100%
24	98 509	0,1046%	100%
25	98 406	0,1047%	100%
26	98 303	0,1228%	115%
27	98 182	0,1253%	115%
28	98 059	0,1278%	115%
29	97 934	0,1315%	115%
30	97 805	0,1340%	115%
31	97 674	0,1376%	115%
32	97 540	0,1437%	115%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TH
33	97 400	0,1521%	115%
34	97 251	0,1641%	115%
35	97 092	0,1762%	115%
36	96 921	0,1907%	115%
37	96 736	0,2064%	115%
38	96 536	0,2246%	115%
39	96 319	0,2465%	115%
40	96 082	0,2721%	115%
41	95 821	0,3038%	115%
42	95 529	0,3370%	115%
43	95 207	0,3741%	115%
44	94 851	0,4139%	115%
45	94 459	0,4566%	115%
46	94 027	0,4998%	115%
47	93 557	0,5422%	115%
48	93 050	0,5841%	115%
49	92 507	0,6265%	115%
50	91 927	0,6696%	115%
51	91 312	0,7172%	115%
52	90 657	0,7682%	115%
53	89 960	0,8226%	115%
54	89 220	0,8820%	115%
55	88 433	0,9440%	115%
56	87 599	1,0061%	115%
57	86 717	1,0724%	115%
58	85 787	1,1444%	115%
59	84 806	1,2263%	115%
60	83 766	1,3175%	115%
61	82 662	1,3643%	111%
62	81 534	1,4152%	106%
63	80 380	1,4696%	102%
64	79 199	1,5290%	97%
65	77 988	1,5902%	93%
66	76 748	1,6513%	88%
67	75 481	1,7084%	84%
68	74 191	1,7631%	79%
69	72 883	1,8137%	75%
70	71 561	1,8603%	70%
71	70 230	2,0320%	70%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TH
72	68 803	2,2171%	70%
73	67 277	2,4182%	70%
74	65 651	2,6378%	70%
75	63 919	2,8817%	70%
76	62 077	3,1544%	70%
77	60 119	3,4568%	70%
78	58 041	3,7979%	70%
79	55 836	4,1949%	70%
80	53 494	4,6617%	70%
81	51 000	5,2032%	70%
82	48 347	5,8125%	70%
83	45 536	6,4769%	70%
84	42 587	7,1845%	70%
85	39 527	7,9467%	70%
86	36 386	8,7732%	70%
87	33 194	9,6613%	70%
88	29 987	10,6088%	70%
89	26 806	11,6034%	70%
90	23 695	12,6410%	70%
91	20 700	14,9153%	76%
92	17 613	17,4571%	82%
93	14 538	20,2923%	88%
94	11 588	23,4308%	94%
95	8 873	26,8991%	100%
96	6 486	28,9640%	100%
97	4 607	31,1249%	100%
98	3 173	33,3764%	100%
99	2 114	35,7558%	100%
100	1 358	38,1599%	100%
101	840	40,4878%	100%
102	500	43,0328%	100%
103	285	46,0432%	100%
104	154	48,0000%	100%
105	80	51,2821%	100%
106	39	52,6316%	100%
107	18	55,5556%	100%
108	8	50,0000%	100%
109	4	50,0000%	100%
110	2	100,0000%	100%

Population féminine, secteur particulier :

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
0	100 000	0,3840%	100%
1	99 616	0,0331%	100%
2	99 583	0,0211%	100%
3	99 562	0,0171%	100%
4	99 545	0,0141%	100%
5	99 531	0,0121%	100%
6	99 519	0,0111%	100%
7	99 508	0,0100%	100%
8	99 498	0,0101%	100%
9	99 488	0,0101%	100%
10	99 478	0,0111%	100%
11	99 467	0,0111%	100%
12	99 456	0,0121%	100%
13	99 444	0,0131%	100%
14	99 431	0,0161%	100%
15	99 415	0,0201%	100%
16	99 395	0,0241%	100%
17	99 371	0,0292%	100%
18	99 342	0,0332%	100%
19	99 309	0,0352%	100%
20	99 274	0,0353%	100%
21	99 239	0,0343%	100%
22	99 205	0,0343%	100%
23	99 171	0,0343%	100%
24	99 137	0,0343%	100%
25	99 103	0,0353%	100%
26	99 068	0,0459%	130%
27	99 023	0,0473%	130%
28	98 976	0,0486%	130%
29	98 928	0,0512%	130%
30	98 877	0,0552%	130%
31	98 822	0,0605%	130%
32	98 763	0,0671%	130%
33	98 696	0,0750%	130%
34	98 622	0,0830%	130%
35	98 540	0,0909%	130%
36	98 451	0,0989%	130%
37	98 354	0,1095%	130%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
38	98 246	0,1215%	130%
39	98 126	0,1335%	130%
40	97 995	0,1482%	130%
41	97 850	0,1629%	130%
42	97 691	0,1791%	130%
43	97 516	0,1966%	130%
44	97 324	0,2142%	130%
45	97 116	0,2345%	130%
46	96 888	0,2536%	130%
47	96 642	0,2728%	130%
48	96 379	0,2908%	130%
49	96 098	0,3090%	130%
50	95 801	0,3259%	130%
51	95 489	0,3442%	130%
52	95 160	0,3668%	130%
53	94 811	0,3923%	130%
54	94 439	0,4207%	130%
55	94 042	0,4494%	130%
56	93 620	0,4797%	130%
57	93 171	0,5090%	130%
58	92 696	0,5386%	130%
59	92 197	0,5714%	130%
60	91 670	0,6087%	130%
61	91 112	0,6234%	124%
62	90 544	0,6409%	118%
63	89 964	0,6592%	112%
64	89 371	0,6786%	106%
65	88 764	0,6972%	100%
66	88 146	0,7173%	94%
67	87 513	0,7376%	88%
68	86 868	0,7569%	82%
69	86 210	0,7755%	76%
70	85 542	0,7932%	70%
71	84 863	0,8813%	70%
72	84 115	0,9807%	70%
73	83 290	1,0941%	70%
74	82 379	1,2261%	70%
75	81 369	1,3793%	70%
76	80 247	1,5595%	70%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
77	78 995	1,7691%	70%
78	77 598	2,0120%	70%
79	76 037	2,2935%	70%
80	74 293	2,6242%	70%
81	72 343	3,0129%	70%
82	70 164	3,4691%	70%
83	67 729	3,9964%	70%
84	65 023	4,5951%	70%
85	62 035	5,2626%	70%
86	58 770	5,9969%	70%
87	55 246	6,7853%	70%
88	51 497	7,6056%	70%
89	47 581	8,4370%	70%
90	43 566	9,2819%	70%
91	39 522	11,0547%	76%
92	35 153	13,0914%	82%
93	30 551	15,4271%	88%
94	25 838	18,0752%	94%
95	21 168	21,0604%	100%
96	16 710	23,0047%	100%
97	12 866	25,0453%	100%
98	9 643	27,2083%	100%
99	7 020	29,4730%	100%
100	4 951	31,8367%	100%
101	3 375	34,3160%	100%
102	2 217	36,8864%	100%
103	1 399	39,5556%	100%
104	846	42,2794%	100%
105	488	45,2229%	100%
106	267	48,2558%	100%
107	138	50,5618%	100%
108	68	54,5455%	100%
109	31	55,0000%	100%
110	14	55,5556%	100%
111	6	75,0000%	100%
112	2	100,0000%	100%

Population masculine, secteur collectif :

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TH
0	100 000	0,4890%	100%
1	99 511	0,0382%	100%
2	99 473	0,0271%	100%
3	99 446	0,0221%	100%
4	99 424	0,0181%	100%
5	99 406	0,0161%	100%
6	99 390	0,0141%	100%
7	99 376	0,0131%	100%
8	99 363	0,0131%	100%
9	99 350	0,0121%	100%
10	99 338	0,0131%	100%
11	99 325	0,0131%	100%
12	99 312	0,0161%	100%
13	99 296	0,0201%	100%
14	99 276	0,0262%	100%
15	99 250	0,0373%	100%
16	99 213	0,0504%	100%
17	99 163	0,0666%	100%
18	99 097	0,0827%	100%
19	99 015	0,0949%	100%
20	98 921	0,1021%	100%
21	98 820	0,1052%	100%
22	98 716	0,1054%	100%
23	98 612	0,1044%	100%
24	98 509	0,1046%	100%
25	98 406	0,1047%	100%
26	98 303	0,0961%	90%
27	98 209	0,0872%	80%
28	98 123	0,0889%	80%
29	98 036	0,0914%	80%
30	97 946	0,0932%	80%
31	97 855	0,0957%	80%
32	97 761	0,1000%	80%
33	97 663	0,1058%	80%
34	97 560	0,1142%	80%
35	97 449	0,1226%	80%
36	97 329	0,1326%	80%

Age	Effectif	qx retenus	Taux appliqués sur la TF
37	97 200	0,1436%	80%
38	97 060	0,1563%	80%
39	96 909	0,1715%	80%
40	96 743	0,1893%	80%
41	96 560	0,2114%	80%
42	96 355	0,2344%	80%
43	96 130	0,2602%	80%
44	95 879	0,2879%	80%
45	95 603	0,3176%	80%
46	95 300	0,3477%	80%
47	94 968	0,3772%	80%
48	94 610	0,4063%	80%
49	94 226	0,4358%	80%
50	93 815	0,4658%	80%
51	93 378	0,4989%	80%
52	92 912	0,5344%	80%
53	92 416	0,5723%	80%
54	91 887	0,6136%	80%
55	91 323	0,6567%	80%
56	90 723	0,6999%	80%
57	90 088	0,7460%	80%
58	89 416	0,7961%	80%
59	88 704	0,8531%	80%
60	87 948	0,9166%	80%
61	87 142	0,9754%	79%
62	86 292	1,0414%	78%
63	85 393	1,1148%	77%
64	84 441	1,1979%	76%
65	83 429	1,2893%	75%
66	82 354	1,3886%	74%
67	81 210	1,4936%	73%
68	79 997	1,6069%	72%
69	78 712	1,7284%	71%
70	77 351	1,8603%	70%
71	75 912	2,0320%	70%
72	74 370	2,2171%	70%
73	72 721	2,4182%	70%
74	70 962	2,6378%	70%
75	69 091	2,8817%	70%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
76	67 100	3,1544%	70%
77	64 983	3,4568%	70%
78	62 737	3,7979%	70%
79	60 354	4,1949%	70%
80	57 822	4,6617%	70%
81	55 127	5,2032%	70%
82	52 258	5,8125%	70%
83	49 221	6,4769%	70%
84	46 033	7,1845%	70%
85	42 726	7,9467%	70%
86	39 330	8,7732%	70%
87	35 880	9,6613%	70%
88	32 413	10,6088%	70%
89	28 975	11,6034%	70%
90	25 613	12,6410%	70%
91	22 375	14,9153%	76%
92	19 038	17,4571%	82%
93	15 714	20,2923%	88%
94	12 525	23,4308%	94%
95	9 591	26,8991%	100%
96	7 011	28,9640%	100%
97	4 980	31,1249%	100%
98	3 430	33,3764%	100%
99	2 285	35,7558%	100%
100	1 468	38,1599%	100%
101	908	40,4878%	100%
102	540	43,0328%	100%
103	308	46,0432%	100%
104	166	48,0000%	100%
105	86	51,2821%	100%
106	42	52,6316%	100%
107	20	55,5556%	100%
108	9	50,0000%	100%
109	4	50,0000%	100%
110	2	100,0000%	100%

Population féminine, secteur collectif :

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
0	100 000	0,3840%	100%
1	99 616	0,0331%	100%
2	99 583	0,0211%	100%
3	99 562	0,0171%	100%
4	99 545	0,0141%	100%
5	99 531	0,0121%	100%
6	99 519	0,0111%	100%
7	99 508	0,0100%	100%
8	99 498	0,0101%	100%
9	99 488	0,0101%	100%
10	99 478	0,0111%	100%
11	99 467	0,0111%	100%
12	99 456	0,0121%	100%
13	99 444	0,0131%	100%
14	99 431	0,0161%	100%
15	99 415	0,0201%	100%
16	99 395	0,0241%	100%
17	99 371	0,0292%	100%
18	99 342	0,0332%	100%
19	99 309	0,0352%	100%
20	99 274	0,0353%	100%
21	99 239	0,0343%	100%
22	99 205	0,0343%	100%
23	99 171	0,0343%	100%
24	99 137	0,0343%	100%
25	99 103	0,0353%	100%
26	99 068	0,0318%	90%
27	99 037	0,0327%	90%
28	99 004	0,0336%	90%
29	98 971	0,0355%	90%
30	98 936	0,0382%	90%
31	98 898	0,0419%	90%
32	98 856	0,0464%	90%
33	98 811	0,0519%	90%
34	98 759	0,0574%	90%
35	98 703	0,0629%	90%
36	98 640	0,0685%	90%
37	98 573	0,0758%	90%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
38	98 498	0,0841%	90%
39	98 415	0,0924%	90%
40	98 324	0,1026%	90%
41	98 223	0,1128%	90%
42	98 113	0,1240%	90%
43	97 991	0,1361%	90%
44	97 858	0,1483%	90%
45	97 713	0,1624%	90%
46	97 554	0,1756%	90%
47	97 383	0,1889%	90%
48	97 199	0,2014%	90%
49	97 003	0,2139%	90%
50	96 795	0,2256%	90%
51	96 577	0,2383%	90%
52	96 347	0,2539%	90%
53	96 102	0,2716%	90%
54	95 841	0,2912%	90%
55	95 562	0,3111%	90%
56	95 265	0,3321%	90%
57	94 949	0,3524%	90%
58	94 614	0,3729%	90%
59	94 261	0,3956%	90%
60	93 888	0,4214%	90%
61	93 493	0,4424%	88%
62	93 079	0,4671%	86%
63	92 644	0,4944%	84%
64	92 186	0,5249%	82%
65	91 702	0,5577%	80%
66	91 191	0,5952%	78%
67	90 648	0,6370%	76%
68	90 071	0,6831%	74%
69	89 455	0,7347%	72%
70	88 798	0,7932%	70%
71	88 094	0,8813%	70%
72	87 317	0,9807%	70%
73	86 461	1,0941%	70%
74	85 515	1,2261%	70%
75	84 467	1,3793%	70%
76	83 302	1,5595%	70%

Age	Effectif	q_x retenus	Taux appliqués sur la TF
77	82 003	1,7691%	70%
78	80 552	2,0120%	70%
79	78 931	2,2935%	70%
80	77 121	2,6242%	70%
81	75 097	3,0129%	70%
82	72 834	3,4691%	70%
83	70 308	3,9964%	70%
84	67 498	4,5951%	70%
85	64 396	5,2626%	70%
86	61 007	5,9969%	70%
87	57 349	6,7853%	70%
88	53 458	7,6056%	70%
89	49 392	8,4370%	70%
90	45 225	9,2819%	70%
91	41 027	11,0547%	76%
92	36 492	13,0914%	82%
93	31 714	15,4271%	88%
94	26 822	18,0752%	94%
95	21 974	21,0604%	100%
96	17 346	23,0047%	100%
97	13 356	25,0453%	100%
98	10 011	27,2083%	100%
99	7 287	29,4730%	100%
100	5 139	31,8367%	100%
101	3 503	34,3160%	100%
102	2 301	36,8864%	100%
103	1 452	39,5556%	100%
104	878	42,2794%	100%
105	507	45,2229%	100%
106	278	48,2558%	100%
107	144	50,5618%	100%
108	71	54,5455%	100%
109	32	55,0000%	100%
110	15	55,5556%	100%
111	6	75,0000%	100%
112	2	100,0000%	100%