Département fédéral de l'intérieur DFI

Office fédéral de la santé publique OFSP

Unité de direction Assurance maladie et accidents

# Formules de calcul de la compensation des risques intégrant les PCG à partir de 2020

| D-4   | 20 avril 2020 |
|-------|---------------|
| Date: | 20 aviii 2020 |

Le présent document, conçu comme un aide-mémoire, présente certaines parties de l'ordonnance sur la compensation des risques dans l'assurance-maladie (OCoR) sous la forme de formules mathématiques. Ces dernières se basent sur la section 3 (art. 9 à 18a) de l'OCoR dans sa version révisée du 19 octobre 2016 (état au 1er janvier 2020) et font référence à l'indicateur groupes de coûts pharmaceutiques « PCG » (« OCoR PCG »).

Seule la version du 1<sup>er</sup> janvier 2020 (date de l'entrée en vigueur) de l'OCoR publiée dans le recueil systématique (RS) est juridiquement contraignante dans le calcul de la compensation des risques incluant les PCG.

Office fédéral de la santé publique OFSP Reto Bürgin Schwarzenburgstrasse 157, 3003 Berne Tél. :+41 58 46 49041, Fax : +41 58 463 00 60 reto.buergin@bag.admin.ch www.ofsp.admin.ch

# Table des matières

| A.              | Remarques préliminaires   | 3   |
|-----------------|---|-----|
| <b>A.</b> 1     | Nomenclature  |     |
| A.1.1           | Index de temps et de données  |     |
| A.1.2<br>A.1.3  | Indexations   |     |
| A. 1.3<br>A.1.4 | Notation de variables   |     |
| B.              | Renchérissement non-structurel (par canton)   |     |
| Б.<br>В.1       | Dérivation  |     |
|                 |   |     |
| C.              | Calcul des suppléments pour PCG   | 8   |
| C.1             | Modèle  |     |
| C.2             | Méthodes employées pour calculer les paramètres de régression   |     |
| C.2.1           | La méthode des moindres carrés pondérés   |     |
| C.2.2           | Le théorème de Frisch–Waugh–Lovell  |     |
| C.3             | Suppléments pour PCG  | 9   |
| D.              | Taux de redevances de risque et taux de contributions de  |     |
|                 | compensation par groupe de risque   | .10 |
| D.1.1           | Calcul de la moyenne de groupe (par groupe de risque)   |     |
| D.1.2           | Calcul de la moyenne de groupe attendue (par groupe de risque)  |     |
| D.1.3           | Total des prestations nettes attendues (par groupe de risque)   |     |
| D.1.4           | Prestations nettes attendues par mois (par canton)  | 10  |
| D.1.5           | Taux de redevances de risque et taux de contributions de compensation (par groupe de risque) SANS prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les   | 4.4 |
| D.1.6           | jeunes adultes  |     |
| D.1.0<br>D.1.7  | Taux de redevances de risque et taux de contributions de compensation (par groupe de risque) COMPTE TENU de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes     | 12  |
|                 | adultes   | 13  |
| E.              | Bibliographie   | .14 |
| F.              | Protocole de modification   | .14 |
| F.1             | Modifications par rapport à la version du 16 mai 2019   | 14  |
| G.              | Annexe  | .16 |
| G.1             | Différences par rapport à l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et commentaire bâlois concernant la loi fédérale sur l'assurance-maladie et la loi sur l | а   |
|                 | surveillance de l'assurance-maladie   |     |
| G.1.1           | Différence au niveau des formules   |     |
| G 1 2           | Différence empirique  | 17  |

# A. Remarques préliminaires

- 1. Les données des années T-2, T-1 et T sont déterminantes pour le calcul de la compensation des risques de l'année T. Ce calcul est effectué au cours de l'année T+1 (soit l'année suivant l'année de compensation) par l'Institution commune LAMal.
- 2. Au cours de l'année de compensation *T*, les données mentionnées ci-dessous doivent être fournies avant fin avril :
  - i. Les données sur les assurés pendant l'année T-1 (avec une date limite pour l'extraction des données fin février au cours de l'année T, c'est-à-dire que les prestations effectuées au cours de l'année T-1 sont décomptées entre le 1er janvier de l'année T-1 et le 28 ou le 29 février de l'année T, soit une période de décompte de 14 mois).
  - ii. Les données sur les assurés pendant l'année T-2 (avec une date limite pour l'extraction des données fin février au cours de l'année T, c'est-à-dire que les prestations effectuées au cours de l'année T-2 sont décomptées entre le 1<sup>er</sup> janvier de l'année T-2 et le 28 ou le 29 février de l'année T, soit une période de décompte de 26 mois).
- 3. Au cours de l'année T+1, les données mentionnées ci-dessous doivent être fournies avant fin avril :
  - i. Les données sur les assurés pendant l'année T (avec une date limite pour l'extraction des données fin février au cours de l'année T+1, c'est-à-dire que les prestations effectuées au cours de l'année T sont décomptées entre le 1<sup>er</sup> janvier de l'année T et le 28 ou le 29 février de l'année T+1, soit une période de décompte de 14 mois).
  - ii. Les données sur les assurés pendant l'année T-1 (avec une date limite pour l'extraction des données fin février au cours de l'année T+1, c'est-à-dire que les prestations effectuées au cours de l'année T-1 sont décomptées entre le 1<sup>er</sup> janvier de l'année T-1 et le 28 ou le 29 février de l'année T+1, soit une période de décompte de 26 mois).
- 4. Les versements finaux pour la compensation des risques de l'année de compensation T peuvent donc avoir lieu au cours de l'année T+1. Les versements d'acomptes se font au cours de l'année T (cf. art. 21 OCoR PCG).
- 5. On fait une distinction entre la répartition des assurés en groupes de risque (cf. art. 11 OCoR PCG) et la classification des assurés en PCG (cf. art. 12 OCoR PCG).
- 6. Chaque assuré peut, à un moment donné, être attribué à un groupe de risque précis, en fonction de son âge (cf. art. 2 OCoR PCG), de son sexe et de l'existence d'un séjour dans un hôpital ou un établissement médico-social (séjour hospitalier, cf. art. 3, OCoR, PCG) au cours de l'année précédente. Il peut arriver qu'un assuré soit attribué à plusieurs groupes de risque durant une même année de traitement, par exemple s'il a déménagé d'un canton à un autre. Chaque groupe de risque est pris en compte séparément pour chaque canton. On compte  $15 \times 2 \times 2 = 60$  groupes de risque par canton, soit un total de  $60 \times 26 = 1560$  groupes.
- 7. Pour chaque groupe de risque, un taux de redevances de risque et un taux de contributions de compensation sont calculés *au niveau cantonal* par mois d'assurance au cours de l'année T+1.
- 8. Chaque assuré peut être attribué à un, à plusieurs ou à aucun PCG (cf. art. 12 OCoR PCG). La classification des PCG pour l'année T (resp. T-1) est établie en fonction du montant des médicaments délivrés au cours de l'année de traitement T-1 (resp. T-2) et de la liste des PCG en vigueur au cours de l'année du calcul (soit T+1). Voir Polynomics AG et Institution commune LAMal (2019) pour davantage de détails relatifs à la classification.
- 9. Pour chaque PCG, un supplément est calculé *de manière uniforme au niveau national* par mois d'assurance au cours de l'année T+1 (cf. art. 16 OCoR PCG). L'uniformisation à l'échelle nationale constitue une définition normative et n'est pas fixée par l'OCoR; si les suppléments sont uniformisés au niveau suisse, c'est parce qu'ils sont statistiquement plus stables que s'ils étaient calculés au niveau cantonal.

- 10. La prise en compte des données sur plusieurs années pour la codification des indicateurs concernant les séjours hospitaliers et les PCG repose sur une combinaison entre le numéro AVS et l'année de naissance. Cette définition normative, qui n'est pas fixée par l'OCoR, se base sur des analyses relatives à la qualité des données. Ces analyses ont montré que certains numéros AVS pouvaient être attribués à plusieurs personnes physiques et que, par conséquent, une combinaison qui ne reposait, comme initialement prévu, que sur le numéro AVS pouvait mener à des distorsions lors du calcul et du versement. En combinant le numéro AVS et l'année de naissance, il s'agit de permettre une meilleure attribution des assurés.
- 11. Si, lors de la codification des indicateurs concernant les séjours hospitaliers et les PCG, la combinaison entre le numéro AVS et l'année de naissance n'est pas réalisée pour les données de l'année précédente, le codage pour le séjour hospitalier sera « Non » et pour le PCG « 0 ». Cette définition normative, qui n'est pas fixée par l'OCoR, repose sur le principe selon lequel la situation de la majorité des assurés est prise en compte (soit pas de séjour hospitalier ni de PCG au cours de l'année précédente) et que ces indicateurs doivent être prouvés.
- 12. Les indicateurs concernant les séjours hospitaliers et les PCG se réfèrent toujours aux données de l'année précédente avec une période de décompte de 26 mois. Cette définition normative, qui n'est pas fixée par l'OCoR, repose sur le principe selon lequel les données avec une période de décompte de 26 mois sont plus récentes, exhaustives et correctes que les données également disponibles avec une période de décompte de 14 mois.
- 13. Lors du codage des indicateurs concernant les séjours hospitaliers et les PCG au cours de l'année précédente, les enfants, c'est-à-dire les assurés de moins de 19 ans, doivent également être pris en compte. Ceci garantit un codage correct pour les assurés âgés de 19 ans.
- 14. Les enregistrements n'indiquant aucun mois d'assurance (c.-à-d. l'assureur a indiqué la valeur 0 dans la colonne « Mois ») ne sont pas pris en compte. Cette définition normative, qui n'est pas fixée par l'OCoR, concerne en particulier le calcul de la compensation des risques, mais également la détermination des indicateurs relatifs aux séjours hospitaliers et les PCG. Elle s'explique par le fait que des incohérences apparaîtraient dans les calculs si aucun mois d'assurance n'était indiqué. Concrètement, ces enregistrements auraient certes un effet sur le calcul du renchérissement (si au moins dans un enregistrement avec aucun mois d'assurance, les prestations nettes ne sont pas égales à zéro), mais pas sur le calcul de la régression (celui-ci se base sur une pondération selon les mois d'assurance et, par conséquent, les enregistrements avec aucun mois d'assurance n'ont aucune incidence sur le résultat).
- 15. Les enregistrements des assurés avec couvertures chevauchantes, c'est-à-dire lorsque la somme des mois d'une année de traitement est supérieure à 12 mois, sont totalement pris en compte dans les calculs. Cette définition normative, qui n'est pas fixée par l'OCoR, s'explique par le fait qu'en corrigeant ou en excluant des données, on compliquerait la reproduction des calculs.

#### A.1 Nomenclature

## A.1.1 Index de temps et de données

L'index *t* désigne l'année de traitement et la période de décompte correspondante.

| t         | Explications  |
|-----------|---|
| (T-2;26)  | Données de l'avant dernière année avec une période de décompte de 26 mois.  |
| (T-1; 14) | Données de l'année précédente avec une période de décompte de 14 mois.      |
| (T-1; 26) | Données de l'année précédente avec une période de décompte de 26 mois.      |
| (T; 14)   | Données de l'année de compensation avec une période de décompte de 14 mois. |

Par exemple,  $X^{(T;14)}$  signifie que pour la variable X, les données pour l'année de compensation T seront utilisées avec une période de décompte de 14 mois.

# A.1.2 Indexations

| Index                         | Explications  |
|-------------------------------|---|
| $i \in \{1, \dots, N^{(t)}\}$ | Index lié aux données concernant les assurés. Il est défini pour le calcul comme une combinaison entre l'année de naissance et le numéro AVS. Remarque : il n'est pas pertinent dans les calculs mentionnés, une indexation des couvertures d'assurance j suffit (définition à suivre).   |
| $j \in \{1, \dots, n^{(t)}\}$ | Index lié aux données concernant les couvertures. Une couverture correspond à une combinaison unique des caractéristiques suivantes dans les données brutes : assureur (numéro OFSP), année, période de décompte, numéro AVS de l'assuré (sous forme de données pseudonymisées), canton, date de naissance, sexe, mois, coûts bruts et participation aux coûts. Les couvertures représentent l'unité de base des calculs. |
| $p \in \{1, \dots, P\}$       | Index pour les PCG au cours de l'année précédente, $(ABH \rightarrow p = 1;)$ , cf. art. 4 et 5 OCoR PCG. Le nombre et le type de PCG sont définis dans la liste des PCG actualisée pendant l'année de calcul $T + 1$ .   |
| $k \in \{1,, 26\}$            | Index pour les cantons (numérotation selon l'Office fédéral de la statistique) : $ZH \rightarrow k = 1 ; ; JU \rightarrow k = 26$   |
| <i>α</i> ∈ {1,,15}            | Index pour les classes d'âge, cf. art. 2 OCoR PCG : $19-25 \rightarrow a=1$ ; ; > $90 \rightarrow a=15$ .   |
| <i>g</i> ∈ {1, 2}             | Index pour le sexe : $F \rightarrow g = 1$ ; $M \rightarrow g = 2$ .  |
| s ∈ {1,2}                     | Index pour les séjours dans un hôpital au cours de l'année précédente, cf. art. 3 OCoR PCG : $J \rightarrow s = 1$ (avec séjour) ; $N \rightarrow s = 2$ (sans séjour).   |
| <i>r</i> ∈ {1,,60}            | Index pour les groupes de risque : $\{19-25,F,J\} \rightarrow r=1;; \{>90,M,N\} \rightarrow r=60$   |

## A.1.3 Notation de variables

| Notation  | Explications   |
|---|--|
| $m_j^{(t)} \in (0, 12]$   | Nombre de mois de la $j$ -tième couverture (des données $t$ ).   |
| $Y_i^{(t)} \in \mathbb{R}_0^+$  | (Total des) prestations nettes de la $\it j$ -tième couverture.  |
| $y_j^{(t)} = Y_j^{(t)} / m_j^{(t)} \in \mathbb{R}_0^+$ $x_{j,k}^{(t)} \in \{0,1\}$  | Prestations nettes par mois de la $j$ -tième couverture.   |
| $x_{j,k}^{(t)} \in \{0,1\}$   | Indicateur permettant de déterminer si la $j$ -tième couverture est attribuée au canton $k$ .  |
| $x_{j,a}^{(t)} \in \{0,1\}$   | Indicateur permettant de déterminer si la $j$ -tième couverture est attribuée à la classe d'âge $a$ .  |
| $x_{j,g}^{(t)} \in \{0,1\}$   | Indicateur permettant de déterminer si la $j$ -tième couverture est attribuée au sexe $g$ .  |
| $x_{j,s}^{(t)} \in \{0,1\}$   | Indicateur permettant de déterminer si un séjour dans un hôpital $s$ est attribué à l'assuré (= combinaison du numéro AVS et de l'année de naissance) bénéficiant de la $j$ -tième couverture sur la base des données de l'année précédente $t-1$ (26 mois). |
| $x_{j,r}^{(t)} = x_{j,a}^{(t)} \cdot x_{j,g}^{(t)} \cdot x_{j,s}^{(t)} \in \{0,1\}$ | Indicateur permettant de déterminer si la $j$ -tième couverture est attribuée au groupe de risque $r$ (= combinaison de la classe d'âge, du sexe et de l'existence d'un séjour dans un hôpital au cours de l'année précédente).                              |
| $x_{j,kr}^{(t)} = x_{j,k}^{(t)} \cdot x_{j,r}^{(t)} \in \{0,1\}$                    | Indicateur permettant de déterminer si la $j$ -tième couverture est attribuée à la combinaison du groupe de risque $r$ et du canton $k$ .  |

| r                           |   |
|-----------------------------|---|
| $z_{i,n}^{(t)} \in \{0,1\}$ | Indicateur permettant de déterminer si l'assuré bénéficiant de la $j$ - |
| ) ie                        | tième couverture (= combinaison du numéro AVS et de l'année de          |
|                             | naissance) est attribué au PCG $p$ sur la base des données de l'an-     |
|                             | née précédente $t-1$ (26 mois).   |

#### A.1.4 Sous-ensembles d'indexation

Les définitions ci-dessous concernant les sous-ensembles relatifs aux couvertures j s'avèrant utiles en vue d'une simplification des formules :

| Index  | Explications  |
|--|---|
| $\omega_k^{(t)} = \{j   x_{j,k}^{(t)} = 1\}$     | Ensemble des index $j$ appartenant (pour les données $t$ ) au canton $k$ .      |
| $\omega_r^{(t)} = \{j   x_{j,r}^{(t)} = 1\}$     | Ensemble des index $j$ appartenant au groupe de risque $r$ .                    |
| $\omega_{kr}^{(t)} = \{j   x_{j,kr}^{(t)} = 1\}$ | Ensemble des index $j$ appartenant au groupe de risque $r$ dans un canton $k$ . |
| $\omega_p^{(t)} = \{j   x_{j,p}^{(t)} = 1\}$     | Ensemble des index $j$ attribués à un PCG $p$ .                                 |

Remarque : pour une meilleure lisibilité, l'index de données t (cf. paragraphe A.1.1 ci-dessus) sera partiellement supprimé dans les sous-ensembles d'indexation.

Par exemple : pour ce qui est de la somme des prestations nettes des couvertures j attribuées au groupe de risque r et au canton k des années précédentes avec une période de décompte de 26 mois, soit  $\sum_{j\in\omega_{kr}^{(T-1;\,26)}} Y_j^{(T-1;\,26)}$ , l'index de données  $\omega_{kr}^{(T-1;26)}$  équivaut à  $\omega_{kr}$ , c'est-à-dire que la somme est exprimée par  $\sum_{j\in\omega_{kr}} Y_j^{(T-1;\,26)}$ , étant donné que l'index de données (T-1;26) apparaît de toute façon dans la variable  $Y_j^{(T-1;26)}$ .

# B. Renchérissement non-structurel (par canton)

Base légale : art. 13, al. 2, OCoR PCG

Pour chaque canton, un renchérissement corrigé des modifications structurelles  $\pi_k^{(N)}$  sera déterminé entre les années T-1 et T sur la base des données (T-1;14) et (T;14).

Nombre de mois et prestations nettes par mois, par canton et par groupe de risque au cours de l'année précédente :

$$m_{kr}^{(T-1;\,14)} = \sum_{j\in\omega_{kr}} m_j^{(T-1;\,14)}; \qquad \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)} = \frac{\sum_{j\in\omega_{kr}} Y_j^{(T-1;\,14)}}{\sum_{j\in\omega_{kr}} m_j^{(T-1;\,14)}}$$

Idem pour l'année de compensation :

$$m_{kr}^{(T;\,14)} = \sum\nolimits_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T;\,14)}; \qquad \qquad \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)} = \frac{\sum_{j \in \omega_{kr}} Y_j^{(T;\,14)}}{\sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T;\,14)}}$$

Facteur de renchérissement non-structurel par canton :

$$\pi_k^{(N)} = \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}{\left(\frac{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)} = \frac{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^R m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}$$

#### **B.1 Dérivation**

Le renchérissement global  $\pi_k$  pour un canton particulier k est défini par le quotient des prestations nettes moyennes par mois de l'année de compensation T et de l'année précédente T-1. À cet égard, on utilise, pour les deux années, les données avec une période de décompte de 14 mois.

$$\pi_k = \frac{\bar{y}_k^{(T; 14)}}{\bar{y}_k^{(T-1; 14)}}$$

Le renchérissement global  $\pi_k$  a deux composantes :

- D'une part, les prestations nettes moyennes varient en raison de l'évolution de la structure des assurés (p. ex. augmentation de l'espérance de vie). Ce type de changement est considéré comme un **renchérissement structurel**  $\pi_k^{(S)}$ .
- D'autre part, les prestations nettes moyennes varient du fait de modifications non-structurelles, résultant, par exemple, d'une modification des points tarifaires. Ce type de changement est considéré comme un **renchérissement non-structurel**  $\pi_k^{(N)}$ .

Le renchérissement structurel repose sur les groupes de risque liés à la compensation des risques. À cet égard, on admet que seul le renchérissement non-structurel détermine la modification des prestations nettes moyennes par mois d'un groupe de risque, c'est-à-dire :

$$\bar{y}_{kr}^{(T;\,14)} = \pi_k^{(N)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}$$

En décomposant  $\bar{y}_k^{(T;\,14)}$  en une valeur moyenne pondérée des prestations nettes moyennes par mois des groupes de risque et sur la base de l'hypothèse émise ci-dessus, on obtient :

$$\begin{split} \pi_k &= \frac{\bar{y}_k^{(T;\,14)}}{\bar{y}_k^{(T-1;\,14)}} = \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}{\bar{y}_k^{(T-1;\,14)}} = \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \left(\pi_k^{(N)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}\right)\right)}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}{\bar{y}_k^{(T-1;\,14)}} \\ &= \pi_k^{(N)} \cdot \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}{\bar{y}_k^{(T-1;\,14)}} \end{split}$$

La seconde partie de l'équation équivaut au renchérissement structurel, c'est-à-dire :

$$\pi_k^{(S)} = \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;14)}}\right)}{\bar{y}_k^{(T-1;14)}}$$

Ainsi,

$$\pi_k = \pi_k^{(N)} \cdot \pi_k^{(S)}$$

Dès lors, le renchérissement non-structurel se calcule de la manière suivante :

$$\begin{split} \pi_k^{(N)} &= \frac{\pi_k}{\pi_k^{(S)}} = \frac{\left(\frac{\bar{y}_k^{(T;\,14)}}{\bar{y}_k^{(T-1;\,14)}}\right)}{\sqrt{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}} = \frac{\bar{y}_k^{(T;\,14)}}{\left(\frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}}\right)}{\left(\frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}\right)} \\ &= \frac{\left(\frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}\right)}{\left(\frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}\right)} \\ &= \frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}\right) \\ &= \frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T,\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}\right)} \\ &= \frac{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T,\,14)}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}\right)}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,14)}}$$

# C. Calcul des suppléments pour PCG

Base légale : art. 15 OCoR PCG

## C.1 Modèle

Le calcul se fonde sur la régression linéaire suivante :

$$y^* = X\alpha + Z\beta + \varepsilon$$

#### Ainsi:

| Noms                        | Dimensions      | Explications  |
|-----------------------------|-----------------|---|
| $y^* = (y_j^*)$             | $n \times 1$    | Vecteur des prestations nettes par mois de couverture au cours de   |
|                             |                 | l'année précédente multipliées par le renchérissement non-structu-  |
|                             |                 | rel du canton concerné, soit  |
|                             |                 | $y_j^* = \pi_{\{k j \in \omega_k\}}^{(N)} \cdot y_j^{(T-1; 26)}$  |
| $X = (x_{j,kr}^{(T-1;26)})$ | n × 1560        | Matrice de plan d'expérience des $26 \times 60 = 1560$ groupes de risque (avec un 1 par ligne, sinon 0) sur la base des données $(T - 2; 26)$ . |
| α                           | $1560 \times 1$ | Vecteur des paramètres pour <i>X</i> .  |
| $Z = (z_{j,p}^{(T-1; 26)})$ | $n \times P$    | Matrice de plan d'expérience des PCG $P$ (comprenant aucun, un ou plusieurs 1 par ligne) sur la base des données $(T-2; 26)$ .                  |
| β                           | <i>P</i> × 1    | Vecteur des paramètres pour Z.  |
| ε                           | $n \times 1$    | Vecteur d'erreur aléatoire.   |

Dans ce calcul, les couvertures d'assurance sont pondérées en fonction de leur durée en mois. Le facteur de pondération  $n \times 1$  avec les mois de couverture est désigné par  $m = (m_i^{(T-1; 26)})$ .

## C.2 Méthodes employées pour calculer les paramètres de régression

## C.2.1 La méthode des moindres carrés pondérés

La méthode des moindres carrés pondérés permet d'estimer, respectivement de calculer les deux vecteurs de paramètres inconnus  $\alpha$  et  $\beta$  simultanément, voir Froidevaux & Pirktl (2015).

Soit

$$W = I_{n \times n} m$$

la matrice de pondération  $n \times n$ , avec le nombre de mois d'assurance  $m_i^{(T-1;\,26)}$  dans la diagonale et

$$\tilde{X} = (X, Z)$$

la matrice de plan d'expérience  $n \times (1560 + P)$  de la régression. La méthode des moindres carrés pondérés est utilisée pour calculer le vecteur  $(1560 + P) \times 1$  des paramètres globaux  $\theta = \binom{\alpha}{\beta}$  comme

$$\theta = (\tilde{X}^T W \tilde{X})^{-1} \tilde{X}^T W y^*$$

## C.2.2 Le théorème de Frisch-Waugh-Lovell

L'utilisation de la méthode des moindres carrés pondérés telle que décrite au paragraphe C.2.1 requiert une grande capacité de stockage pour créer les matrices de plan d'expérience. On peut également appliquer le théorème de Frisch–Waugh–Lovell, ce qui réduit fortement la dimension des matrices. Pour plus d'informations, voir Froidevaux & Pirktl (2015). Le calcul des vecteurs de paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  se déroule en trois étapes :

1. Calcul de la régression de  $y^*$  sur X

$$\dot{\alpha} = (X^T W X)^{-1} X^T W \gamma^*$$

Remarque :  $\dot{\alpha} = (\dot{\alpha}_{kr})$  correspond aux moyennes pondérées des 1560 groupes de risque, soit

$$\dot{\alpha}_{kr} = \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum\nolimits_{j \in \omega_{kr}} m_{j}^{(T-1;26)} \cdot y_{j}^{*}.$$

voir Beck (2013), annexe 1.

2. Soit la matrice dite de prévalence  $\Lambda$  (proportion des mois de couverture avec PCG pour chaque groupe de risque) de taille  $1560 \times P$ ,

 $\Lambda = (X^T W X)^{-1} X^T W Z$ 

resp.

$$\Lambda_{kr,p} = \frac{\sum_{j \in (\omega_{kr} \cap \omega_p)} m_j^{(T-1;26)}}{m_{kr}^{(T-1;26)}}$$

Calcul du vecteur des paramètres  $\beta$  pour les PCG avec

$$\beta = (Z^T W Z - \Lambda^T X^T W X \Lambda)^{-1} Z^T W (\gamma^* - X \dot{\alpha})$$

3. Calcul du vecteur des paramètres  $\alpha$  avec

$$\alpha = \dot{\alpha} - \Lambda \beta$$

Remarque : l'Office fédéral de la santé publique (2020) propose une variante dans la notation matricielle aboutissant à des résultats identiques pour les vecteurs de paramètres  $\alpha$  et  $\beta$ .

## C.3 Suppléments pour PCG

Base légale : art. 16 OCoR PCG

Les suppléments pour PCG p sont fixés grâce au calcul de régression présenté au paragraphe C.2.2:

$$b_n = \beta_n$$

Remarques (voir art. 16, al. 3, OCoR PCG):

1. Les suppléments ne sont pas pris en compte si leurs valeurs sont négatives, ainsi

$$b_p = \max(0, \beta_p)$$

Si les valeurs des suppléments sont négatives, les PCG correspondants ne doivent pas être pris en compte et il convient de procéder à un nouveau calcul de la régression.

2. S'il n'est pas possible de calculer  $\beta_p$ , par exemple en l'absence de couverture de PCG p au cours de l'année précédente, alors  $b_p = 0$ .

# D. Taux de redevances de risque et taux de contributions de compensation par groupe de risque

## D.1.1 Calcul de la moyenne de groupe (par groupe de risque)

Base légale : art. 13, al. 1, OCoR PCG

Au cours de l'année T+1, les prestations nettes seront calculées par mois pour l'année précédente (T-1) sur la base des données (T-1); 26) pour chacun des 1560 groupes au total.

Prestations nettes par mois, par canton et par groupe de risque au cours de l'année précédente :

$$\bar{y}_{kr}^{(T-1;\,26)} = \frac{\sum_{j \in \omega_{kr}} Y_j^{(T-1;26)}}{\sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T-1;26)}} = \frac{\sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T-1;\,26)} \cdot y_j^{(T-1;\,26)}}{\sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T-1;\,26)}}$$

## D.1.2 Calcul de la moyenne de groupe attendue (par groupe de risque)

Base légale : art. 13, OCoR PCG

Les prestations nettes par mois au cours de l'année de compensation seront relevées grâce au renchérissement non-structurel cantonal (cf. paragraphe B) afin d'atteindre le niveau des coûts de l'année de compensation.

Prestations nettes attendues par mois, par canton et par groupe de risque :

$$\bar{y}_{kr}^* = \pi_k^{(N)} \cdot \bar{y}_{kr}^{(T-1;\,26)}$$

## D.1.3 Total des prestations nettes attendues (par groupe de risque)

Base légale : art. 14, al. 1, OCoR PCG

Sur la base du nombre de mois d'assurance au cours de l'année de compensation T, le total des prestations nettes attendues dans les différents groupes de risque est calculé en multipliant les prestations nettes attendues par mois par le nombre de mois au cours de l'année de compensation.

Prestations nettes attendues par canton et par groupe de risque :

$$Y_{kr}^* = \bar{y}_{kr}^* \cdot m_{kr}^{(T;\,14)}$$

## D.1.4 Prestations nettes attendues par mois (par canton)

Base légale : art. 14, al. 2, OCoR PCG

On calcule ensuite la moyenne générale par canton, c'est-à-dire que l'on additionne les prestations nettes attendues dans tous les groupes de risque, puis on divise le résultat par le nombre de mois.

Prestations nettes attendues par mois et par canton :

$$\bar{y}_k^* = \frac{\sum_{r=1}^{60} Y_{kr}^*}{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)}}$$

## D.1.5 Taux de redevances de risque et taux de contributions de compensation (par groupe de risque) SANS prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes

Base légale : art. 18, al. 1, OCoR PCG

Un taux de redevances de risque ou un taux de contributions de compensation est calculé pour chaque groupe de risque (et donc pour chaque assuré). Avant l'introduction des PCG, le taux de redevances de risque résultait de la différence entre la moyenne des prestations nettes par mois des divers groupes de risque (D.1.2) et la moyenne des prestations nettes des cantons concernés (D.1.4). Désormais, le montant moyen du supplément pour PCG fait l'objet d'une déduction mensuelle supplémentaire.

Nombre de mois par canton, groupe de risque et PCG au cours de l'année de compensation :

$$m_{krp}^{(T; 14)} = \sum_{j \in (\omega_{kr} \cap \omega_p)} m_j^{(T; 14)}$$

Contributions de compensation des risques par canton et par groupe de risque SANS prise en compte de l'allègement pour les jeunes adultes :

$$\tilde{a}_{kr} = \bar{y}_{kr}^* - \bar{y}_k^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T,14)}} \sum_{n=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_p$$

Remarques:

1. Groupes de risque vides :

Si un groupe de risque est vide pour l'année T-1 (p. ex. jeunes hommes domiciliés dans le canton d'Appenzell Rhodes-Intérieures ayant séjourné dans un hôpital l'année précédente), on ne peut chiffrer le montant des prestations nettes attendues par mois,  $\bar{y}_{kr}^*$ , nécessaire pour calculer la contribution de compensation des risques correspondante. Ces valeurs manquantes,  $\bar{y}_{kr}^*$ , sont remplacées par la moyenne du groupe de risque correspondant  $\bar{y}_r^*$  pour la Suisse.

$$\bar{y}_r^* = \frac{1}{\sum_{k \in \{k \mid m_{kr}^{(T-1;\,26)} > 0\}} m_{kr}^{(T-1;\,26)}} {\sum}_{k \in \{k \mid m_{kr}^{(T-1,26)} > 0\}} \ m_{kr}^{(T-1,26)} \bar{y}_{kr}^*$$

Ce qui correspond à :

$$\tilde{a}_{kr} = \bar{y}_r^* - \bar{y}_k^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T;\,14)}} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p$$
, si  $\sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T-1;\,26)} = 0$ 

2. Jeu à somme nulle :

On peut démontrer que le jeu à somme nulle est appliqué pour chaque canton en additionnant les contributions de compensation de tous les groupes de risque d'un canton (la somme suivante est limitée aux groupes de risque d'un canton) :

$$\begin{split} \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \cdot \tilde{a}_{kr} &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \left( \bar{y}_{kr}^* - \bar{y}_k^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T;\,14)}} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \right) \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} \frac{m_{kr}^{(T;\,14)}}{\sum_{r'=1}^R m_{kr'}^{(T;\,14)}} \sum_{r'=1}^{60} m_{kr'}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ &= \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1}^{60} m_{krp}^{(T;\,14)} \bar{y}_{kr}^* - \sum_{r=1$$

La somme des contributions de compensation dans un canton est négative et correspond parfaitement au montant des suppléments pour PCG qui sera versé aux assurés de ce canton.

 À l'art. 18, al. 1, OCoR PCG, on entend par « moyenne de groupe modifiée » la différence entre la moyenne de groupe attendue et le montant destiné au financement des suppléments pour PCG.

$$\bar{y}_{kr}^{mod} = \bar{y}_{kr}^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T,14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_p$$

Ce qui correspond à :

$$\tilde{a}_{kr} = \bar{y}_{kr}^{mod} - \bar{y}_k^*$$

S'agissant des « moyennes de groupe modifiées », il existe des disparités entre les formules utilisées pour calculer la compensation des risques intégrant les PCG. Des informations complémentaires à cet égard figurent au paragraphe G.1.

4. Lien avec le coefficient de régression :

$$\bar{y}_{kr}^* = \alpha_{kr} + \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_p$$

resp.

$$\alpha_{kr} = \bar{y}_{kr}^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T-1; 26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1; 26)} \cdot b_p$$

### D.1.6 Allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes

Base légale : art. 18a, OCoR PCG

L'allègement pour les jeunes adultes atteint 50 % de la différence entre la somme des redevances de risque versées par l'ensemble des assureurs pour les jeunes assurés et la somme des contributions de compensation et des suppléments pour PCG reçues par l'ensemble des assureurs pour les jeunes assurés.

Allègement mensuel pour les jeunes adultes (≤ 25 ans) par canton :

$$\mathbf{D}_{k}^{(JE)} = \max \left(0; -\frac{\sum_{r \in \omega_{JE}} \left(\tilde{a}_{kr} m_{kr}^{(T; \, 14)} + \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T; \, 14)} b_{p}\right)}{2} \cdot \frac{1}{\sum_{r \in \omega_{JE}} m_{kr}^{(T; \, 14)}}\right)$$

avec  $\omega_{IE}$  l'ensemble d'index avec tous les groupes de risque r de la classe d'âge « 19-25 ».

Charge mensuelle pour les adultes (> 25 ans) par canton :

$$\mathbf{D}_{k}^{(E)} - \mathbf{D}_{k}^{(JE)} \cdot \frac{\sum_{r \in \omega_{JE}} m_{kr}^{(T; 14)}}{\sum_{r \notin \omega_{JE}} m_{kr}^{(T; 14)}}$$

## D.1.7 Taux de redevances de risque et taux de contributions de compensation (par groupe de risque) COMPTE TENU de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes

Contributions de compensation des risques par canton et par groupe de risque pour les jeunes adultes ( $\leq$  25 ans) :

$$a_{kr} = \tilde{a}_{kr} + D_k^{(JE)}, \qquad r \in \omega_{JE}$$

Contributions de compensation des risques par canton et par groupe de risque pour les adultes (> 25 ans) :

$$a_{kr} = \tilde{a}_{kr} + D_k^{(E)}, \qquad r \neq \omega_{JE}$$

## E. Bibliographie

- Beck, K. (2013). Risiko Krankenversicherung. Haupt Verlag. (en allemand uniquement)
- Blechta, G. P., Colatrella, P., Rüedi, H., & Staffelbach, D. (2019). *Basler Kommentar Krankenversicherungsgesetz Krankenversicherungsaufsichtsgesetz.* Helbing Lichtenhahn Verlag (commentaire bâlois concernant la loi fédérale sur l'assurance-maladie et la loi sur la surveillance de l'assurance-maladie, en allemand uniquement).
- Office fédéral de la santé publique. (2020). Annexe technique relative au test de solvabilité LAMal : le risque d'assurance.
- Froidevaux, A., & Pirktl, L. (2015). Introducing PCG to Swiss Risk Equalization. *Risk Adjustment Network Conference*. Solothurn
- Polynomics AG et Institution commune LAMal. (2019). *Beschreibung PCG Einteilung.* Olten. (en allemand uniquement)

## F. Protocole de modification

## F.1 Modifications par rapport à la version du 16 mai 2019

De nombreuses modifications ont été effectuées suite à diverses remarques formulées par Monsieur le Prof. Dr. Konstantin Beck. Les changements rédactionnels ne sont pas mentionnés.

- Paragraphe 0, remarques préliminaires :
  - o Inversion des points 2 et 3.
  - o Précision concernant la livraison des données au cours de l'année T (point 2).
  - Renvoi à l'OCoR pour les indicateurs concernant l'âge et les séjours hospitaliers (point 6).
  - Renvoi au document Beschreibung der PCG Einteilung de Polynomics et de l'Institution commune LAMal (point 8).
  - Au point 9, la remarque relative aux suppléments pour PCG négatifs a été supprimée car ce point est abordé au paragraphe C.3.
  - o Les points 10 et 11 résultent d'une scission du point 10 de l'ancienne version.
  - o Le point 13 a été avancé de 2 positions.
  - Points 9, 10, 11 et 15 : explication relative aux définitions normatives.
- Paragraphe A.1.1 et suivants : en ce qui concerne l'index de données, l'année et la période de décompte sont désormais séparées par un point-virgule, soit (*T*; 26) au lieu de (*T*, 26).
- Inversion des paragraphes A.1.3 et A.1.4.
- Paragraphe A.1.4: modification de l'exemple.
- Paragraphe B et suivants : le renchérissement non-structurel est désormais désigné par  $\pi_k^{(N)}$  au lieu de  $\pi_k$ .
- Nouveau paragraphe B.1 relatif à la dérivation du renchérissement non-structurel.
- Paragraphe C.1, tableau : la formule pour la définition de  $y^*$  a été simplifiée.
- Paragraphe C.2.2: référence à Beck (2013).
- Paragraphe C.3, remarques : le renvoi à l'art. 16, al. 3, OCoR PCG concerne désormais les deux points mentionnés.
- Paragraphe D.1.3 : la formule relative aux mois par canton et par groupe de risque au cours de l'année de compensation a été supprimée car redondante.
- Paragraphe D.1.4: la deuxième partie de la formule a été supprimée car elle n'apportait rien.
- Paragraphe D.1.5, remarque : nouveau point 3 avec définition des « moyennes de groupe modifiées » conformément à l'OCoR PCG. Le point 3 de l'ancienne version passe en quatrième position.
- Paragraphe D.1.6: simplification de la formule pour la charge mensuelle pour les adultes.

- Le paragraphe E (remarques) a été déplacé après le paragraphe G et renommé « Annexe ».
- Paragraphe G : remaniement complet, renvoi au commentaire bâlois, analyse empirique.

## G. Annexe

## G.1 Différences par rapport à l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et au commentaire bâlois concernant la loi fédérale sur l'assurance-maladie et la loi sur la surveillance de l'assurance-maladie

#### G.1.1 Différence au niveau des formules

Parallèlement au présent document, la compensation des risques intégrant les PCG est décrite à l'aide de formules mathématiques dans l'« Annexe technique relative au test de solvabilité LAMal : le risque d'assurance » (Office fédéral de la santé publique, 2020, pp. 4-8) et dans le commentaire bâlois (Basler Kommentar) concernant la loi fédérale sur l'assurance-maladie et la loi sur la surveillance de l'assurance-maladie (Blechta, Colatrella, Rüedi, & Staffelbach, 2019, S. 234, 246-248). Dans ce contexte, on observe un décalage entre les formules mathématiques proposées, comme expliqué cidessous.

Dans l'annexe technique relative au test de solvabilité (p. 5, paragraphe 2.2.1) ainsi que dans le commentaire bâlois (p. 234, paragraphe N49), on considère que la « moyenne de groupe modifiée » au sens de l'art. 18, al. 1, OCoR PCG équivaut aux coefficients de régression, c'est-à-dire que :

$$\bar{y}_{kr}^{mod;A} = \alpha_{kr}$$

D'où la formule suivante pour le taux de redevances de risque et le taux de contributions de compensation SANS prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes :

$$\tilde{\alpha}_{kr}^{A} = \alpha_{kr} - \bar{y}_{k}^{A} = \alpha_{kr} - \frac{1}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;\,14)}} \sum_{r=1}^{60} \left( m_{kr}^{(T;\,14)} \alpha_{kr} + \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_{p} \right)$$

En revanche, d'après le paragraphe D.1.5 du présent document, la « moyenne de groupe modifiée » se calcule comme suit :

$$\begin{split} \overline{y}_{kr}^{mod} &= \overline{y}_{kr}^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T;\,14)}} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \\ \left( &= \alpha_{kr} + \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;\,26)}} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T-1;\,26)} \cdot b_p - \frac{1}{m_{kr}^{(T,\,14)}} \sum_{p=1}^P m_{krp}^{(T;\,14)} \cdot b_p \right) \end{split}$$

De plus, pour le taux de redevances de risque et le taux de contributions de compensation SANS prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes, la formule est la suivante :

$$\tilde{a}_{kr} = \bar{y}_{kr}^* - \bar{y}_k^* - \frac{1}{m_{kr}^{(T,14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_p$$

Ces deux méthodes de calcul engendrent la différence suivante pour ce qui est du taux de redevances de risque et du taux de contributions de compensation sans prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes (approche décrite dans l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et dans le commentaire bâlois, moins l'approche présentée au paragraphe D.1.5):

$$\begin{split} \tilde{a}_{kr}^{A} - \tilde{a}_{kr} &= (\alpha_{kr} - \bar{y}_{k}^{A}) - \left(\bar{y}_{kr}^{*} - \bar{y}_{k}^{*} - \frac{1}{m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p}\right) \\ &= \left(\alpha_{kr} - \frac{1}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{r=1}^{60} \left(m_{kr}^{(T;14)} \alpha_{kr} + \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p}\right)\right) \\ &- \left(\alpha_{kr} + \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p} - \frac{1}{m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p} - \frac{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)} \cdot \bar{y}_{kr}^{*}}{\sum_{r=1}^{R} m_{kr}^{(T;14)}}\right) \\ &= -\frac{1}{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)} \cdot \alpha_{kr} - \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p} + \frac{1}{m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p} \\ &+ \frac{1}{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{r=1}^{60} \left(m_{kr}^{(T;14)} \cdot \left(\alpha_{kr} + \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p}\right) - \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p}\right) \\ &= \frac{1}{m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{p=1}^{60} m_{krp}^{(T;14)} \cdot b_{p} - \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p} \\ &- \frac{1}{\sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{r=1}^{60} m_{kr}^{(T;14)} \cdot \left(\frac{1}{m_{kr}^{(T;14)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p} - \frac{1}{m_{krp}^{(T-1;26)}} \sum_{p=1}^{P} m_{krp}^{(T-1;26)} \cdot b_{p}\right) \end{split}$$

Cette différence peut être interprétée comme un renchérissement structurel induit par la modification des effectifs des PCG de  $(T-1;\ 26)$  à  $(T;\ 14)$ . Si les effectifs ne changent pas, la soustraction figurant ci-dessus est égale à 0. Comme l'approche décrite dans l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et dans le commentaire bâlois prend en compte ce renchérissement structurel des PCG, à la différence de l'approche décrite au paragraphe D.1.5, on peut considérer qu'elle est plus intuitive sur le plan mathématique. Par ailleurs, la méthode de calcul décrite au paragraphe D.1.5 est davantage conforme à l'art. 18 OCoR PCG.

#### G.1.2 Différence empirique

Le Tableau 1 donne une vue d'ensemble des différences au niveau du taux de redevances de risque et du taux de contributions de compensation SANS prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$  selon le canton, sur la base des données du deuxième test pour la compensation des risques intégrant les PCG. Il apparaît que la différence entre les taux de redevances et de contributions  $\tilde{a}_{kr}^A$  calculés selon l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et selon le commentaire bâlois et entre les taux de redevances et de contributions  $\tilde{a}_{kr}$  calculés selon le paragraphe D.1.5 varie entre – 289,54 francs pour le canton UR et + 387,89 francs pour le canton Al. Pour env. 50 % des assurés, la différence  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$  est inférieure à 5 francs.

Tableau 1 : chiffres-clés concernant les différences  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ , sur la base des données du deuxième test (compensation des risques intégrant les PCG pour l'année 2018). Il existe 60 groupes de risque par canton et donc 60 différences  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ ; le tableau ci-dessous indique le minimum (Min.), le 1<sup>er</sup> quartile (Q25), la médiane, la moyenne, le 3<sup>e</sup> quartile (Q75) et le maximum (Max.). Le calcul se fonde sur une pondération par mois d'assurance des groupes de risque.

|        |                  | Différences $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ |       |         |         |      |                         |  |
|--------|------------------|---|-------|---------|---------|------|-------------------------|--|
| Canton | Nombre d'assurés | Min.  | Q25   | Médiane | Moyenne | Q75  | Max.                    |  |
| ZH     | 1 209 671        | -13,48 (56-60 ans, M, J)                        | -4,25 | -2,78   | 0,00    | 2,00 | 66,07 (31-35 ans, M, J) |  |
| BE     | 840 551          | -33,34 (19-25 ans, M, J)                        | -4,37 | -1,26   | 0,00    | 1,38 | 59,16 (86-90 ans, M, J) |  |

|         | 1  |  |   |  |  |  |   |  |
|---------|--|--|---|--|--|--|---|--|
| 328 019 | -27,46   | (51-55 ans, M, J)  | -3,34   | -1,96  | 0,00   | 0,01   | 108,01  | (26-30 ans, M, J)  |
| 29 158  | -289,54  | (61-65 ans, F, J)  | -5,95   | -2,29  | 0,00   | 4,54   | 210,02  | (46-50 ans, M, J)  |
| 126 799 | -79,71   | (26-30 ans, F, J)  | -4,43   | -2,92  | 0,00   | 2,99   | 135,98  | (31-35 ans, F, J)  |
| 30 270  | -149,29  | (56-60 ans, F, J)  | -7,73   | -1,44  | 0,00   | 4,48   | 234,50  | (46-50 ans, M, J)  |
| 35 222  | -127,22  | (71-75 ans, F, J)  | -6,96   | -0,85  | 0,00   | 2,50   | 444,78  | (41-45 ans, M, J)  |
| 32 554  | -169,55  | (51-55 ans, M, J)  | -9,12   | -4,41  | 0,00   | 2,90   | 304,56  | (31-35 ans, F, J)  |
| 101 416 | -66,55   | (81-85 ans, M, J)  | -5,53   | -3,23  | 0,00   | -0,81  | 211,95  | (61-65 ans, F, J)  |
| 249 070 | -42,02   | (56-60 ans, M, J)  | -2,64   | -0,83  | 0,00   | 1,42   | 95,10   | (46-50 ans, M, J)  |
| 219 906 | -44,70   | (26-30 ans, M, J)  | -4,32   | -1,91  | 0,00   | 1,59   | 120,11  | (46-50 ans, M, J)  |
| 156 857 | -74,24   | (56-60 ans, F, J)  | -4,28   | -2,07  | 0,00   | 2,03   | 115,86  | (51-55 ans, F, J)  |
| 233 505 | -78,97   | (19-25 ans, M, J)  | -4,01   | -1,36  | 0,00   | 1,64   | 77,04   | (51-55 ans, M, J)  |
| 64 812  | -165,11  | (41-45 ans, M, J)  | -7,01   | -1,50  | 0,00   | 5,91   | 73,46   | (51-55 ans, M, J)  |
| 43 763  | -167,42  | (56-60 ans, F, J)  | -5,92   | -0,84  | 0,00   | 6,50   | 116,86  | (61-65 ans, F, J)  |
| 12 798  | -202,86  | (66-70 ans, M, J)  | -8,53   | -1,33  | 0,00   | 9,74   | 387,89  | (26-30 ans, M, J)  |
| 406 088 | -62,25   | (71-75 ans, F, J)  | -3,98   | -1,39  | 0,00   | 0,30   | 49,97   | (66-70 ans, F, J)  |
| 164 357 | -39,21   | (46-50 ans, M, J)  | -4,73   | -2,37  | 0,00   | 0,90   | 87,22   | (31-35 ans, F, J)  |
| 545 751 | -24,72   | (31-35 ans, F, J)  | -3,45   | -1,92  | 0,00   | 0,10   | 59,82   | (61-65 ans, F, J)  |
| 221 625 | -61,17   | (26-30 ans, M, J)  | -3,51   | -1,88  | 0,00   | 0,41   | 75,75   | (51-55 ans, M, J)  |
| 290 018 | -80,52   | (26-30 ans, M, J)  | -4,54   | -0,99  | 0,00   | 1,37   | 38,79   | (76-80 ans, F, J)  |
| 616 687 | -32,71   | (36-40 ans, M, J)  | -5,13   | -2,37  | 0,00   | 1,45   | 101,19  | (36-40 ans, F, J)  |
| 279 792 | -86,93   | (61-65 ans, M, J)  | -6,93   | -2,53  | 0,00   | 6,33   | 90,12   | (19-25 ans, M, J)  |
| 141 550 | -83,79   | (31-35 ans, M, J)  | -7,94   | -6,06  | 0,00   | 5,07   | 187,05  | (51-55 ans, M, J)  |
| 359 720 | -66,84   | (46-50 ans, M, J)  | -4,33   | -2,18  | 0,00   | 2,42   | 95,51   | (19-25 ans, F, J)  |
| 58 541  | -274,08  | (26-30 ans, M, J)  | -5,02   | -2,21  | 0,00   | 5,56   | 155,16  | (46-50 ans, M, J)  |
|         | 29 158 126 799 30 270 35 222 32 554 101 416 249 070 219 906 156 857 233 505 64 812 43 763 12 798 406 088 164 357 545 751 221 625 290 018 616 687 279 792 141 550 359 720 | 29 158 -289,54  126 799 -79,71  30 270 -149,29  35 222 -127,22  32 554 -169,55  101 416 -66,55  249 070 -42,02  219 906 -44,70  156 857 -74,24  233 505 -78,97  64 812 -165,11  43 763 -167,42  12 798 -202,86  406 088 -62,25  164 357 -39,21  545 751 -24,72  221 625 -61,17  290 018 -80,52  616 687 -32,71  279 792 -86,93  141 550 -83,79  359 720 -66,84 | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) 126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) 30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) 35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) 32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) 101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) 249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) 219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) 156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) 233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) 43 763 -165,11 (41-45 ans, M, J) 43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) 12 798 -202,86 (66-70 ans, M, J) 406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) 164 357 -39,21 (46-50 ans, M, J) 249 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) 259 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) 279 792 -86,93 (61-65 ans, M, J) 141 550 -83,79 (31-35 ans, M, J) 359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) -5,95  126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) -4,43  30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) -7,73  35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) -6,96  32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) -9,12  101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) -5,53  249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) -2,64  219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) -4,32  156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) -4,28  233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) -7,01  43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) -5,92  12 798 -202,86 (66-70 ans, M, J) -8,53  406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98  164 357 -39,21 (46-50 ans, M, J) -4,73  545 751 -24,72 (31-35 ans, F, J) -3,45  221 625 -61,17 (26-30 ans, M, J) -3,51  290 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) -4,54  616 687 -32,71 (36-40 ans, M, J) -5,13  279 792 -86,93 (61-65 ans, M, J) -7,94  359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) -7,94 | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) -5,95 -2,29 126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) -4,43 -2,92 30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) -7,73 -1,44 35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) -6,96 -0,85 32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) -9,12 -4,41 101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) -5,53 -3,23 249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) -2,64 -0,83 219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) -4,32 -1,91 156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) -4,28 -2,07 233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) -4,01 -1,36 64 812 -165,11 (41-45 ans, M, J) -7,01 -1,50 43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) -5,92 -0,84 12 798 -202,86 (66-70 ans, M, J) -8,53 -1,33 406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98 -1,39 164 357 -39,21 (46-50 ans, M, J) -4,73 -2,37 545 751 -24,72 (31-35 ans, F, J) -3,45 -1,92 221 625 -61,17 (26-30 ans, M, J) -3,51 -1,88 290 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) -4,54 -0,99 616 687 -32,71 (36-40 ans, M, J) -6,93 -2,53 141 550 -83,79 (31-35 ans, M, J) -7,94 -6,06 359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) -4,33 -2,18 | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) -5,95 -2,29 0,00  126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) -4,43 -2,92 0,00  30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) -7,73 -1,44 0,00  35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) -6,96 -0,85 0,00  32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) -9,12 -4,41 0,00  101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) -5,53 -3,23 0,00  249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) -2,64 -0,83 0,00  219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) -4,32 -1,91 0,00  156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) -4,28 -2,07 0,00  233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) -7,01 -1,50 0,00  43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) -5,92 -0,84 0,00  12 798 -202,86 (66-70 ans, M, J) -8,53 -1,33 0,00  406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98 -1,39 0,00  406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98 -1,39 0,00  545 751 -24,72 (31-35 ans, F, J) -3,45 -1,92 0,00  221 625 -61,17 (26-30 ans, M, J) -4,54 -0,99 0,00  616 687 -32,71 (36-40 ans, M, J) -5,13 -2,37 0,00  279 792 -86,93 (61-65 ans, M, J) -6,93 -2,53 0,00  141 550 -83,79 (31-35 ans, M, J) -7,94 -6,06 0,00  359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) -4,33 -2,18 0,00 | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) -5,95 -2,29 0,00 4,54 126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) -4,43 -2,92 0,00 2,99 30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) -7,73 -1,44 0,00 4,48 35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) -6,96 -0,85 0,00 2,50 32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) -9,12 -4,41 0,00 2,90 101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) -5,53 -3,23 0,00 -0,81 249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) -2,64 -0,83 0,00 1,42 219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) -4,32 -1,91 0,00 1,59 156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) -4,28 -2,07 0,00 2,03 233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) -4,01 -1,36 0,00 1,64 64 812 -165,11 (41-45 ans, M, J) -7,01 -1,50 0,00 5,91 43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) -5,92 -0,84 0,00 6,50 12 798 -202,86 (66-70 ans, M, J) -8,53 -1,33 0,00 9,74 406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98 -1,39 0,00 0,30 164 357 -39,21 (46-50 ans, M, J) -4,73 -2,37 0,00 0,90 545 751 -24,72 (31-35 ans, F, J) -3,45 -1,92 0,00 0,10 221 625 -61,17 (26-30 ans, M, J) -4,54 -0,99 0,00 1,37 616 687 -32,71 (36-40 ans, M, J) -5,13 -2,37 0,00 1,45 279 792 -86,93 (61-65 ans, M, J) -6,93 -2,53 0,00 6,33 141 550 -83,79 (31-35 ans, M, J) -7,94 -6,06 0,00 5,07 359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) -4,33 -2,18 0,00 2,42 | 29 158 -289,54 (61-65 ans, F, J) -5,95 -2,29 0,00 4,54 210,02 126 799 -79,71 (26-30 ans, F, J) -4,43 -2,92 0,00 2,99 135,98 30 270 -149,29 (56-60 ans, F, J) -7,73 -1,44 0,00 4,48 234,50 35 222 -127,22 (71-75 ans, F, J) -6,96 -0,85 0,00 2,50 444,78 32 554 -169,55 (51-55 ans, M, J) -9,12 -4,41 0,00 2,90 304,56 101 416 -66,55 (81-85 ans, M, J) -5,53 -3,23 0,00 -0,81 211,95 249 070 -42,02 (56-60 ans, M, J) -2,64 -0,83 0,00 1,42 95,10 219 906 -44,70 (26-30 ans, M, J) -4,32 -1,91 0,00 1,59 120,11 156 857 -74,24 (56-60 ans, F, J) -4,28 -2,07 0,00 2,03 115,86 233 505 -78,97 (19-25 ans, M, J) -4,01 -1,36 0,00 1,64 77,04 64 812 -165,11 (41-45 ans, M, J) -7,01 -1,50 0,00 5,91 73,46 43 763 -167,42 (56-60 ans, F, J) -5,92 -0,84 0,00 6,50 116,86 12 798 -202,86 (66-70 ans, F, J) -3,98 -1,33 0,00 9,74 387,89 406 088 -62,25 (71-75 ans, F, J) -3,98 -1,39 0,00 0,30 49,97 164 357 -39,21 (46-50 ans, M, J) -4,73 -2,37 0,00 0,41 75,75 290 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) -3,51 -1,88 0,00 0,41 75,75 290 018 -80,52 (26-30 ans, M, J) -4,54 -0,99 0,00 1,37 38,79 616 687 -32,71 (36-40 ans, M, J) -5,13 -2,37 0,00 0,00 5,07 187,05 359 720 -66,84 (46-50 ans, M, J) -7,94 -6,06 0,00 5,07 187,05 |

L'Illustration 1 met en exergue les différences  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$  avec les mois d'assurance y relatifs au cours de l'année de compensation. Il apparaît que plus la taille du groupe est grande (mois d'assurance), moins les écarts sont importants. Ce résultat semble indiquer que les différences dépendent fortement des fluctuations sur plusieurs années au niveau des effectifs des PCG et qu'elles ont une incidence surtout sur les petits groupes de risque.

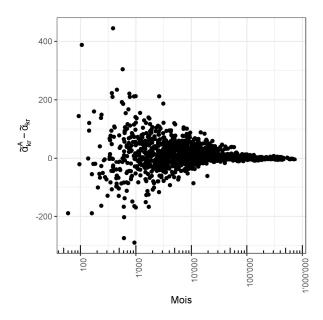


Illustration 1 : différence  $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$  en fonction des mois d'assurance au cours de l'année de compensation pour

le groupe de risque correspondant. L'axe x est gradué selon une échelle logarithmique.

En fonction de l'effectif, les soldes des assureurs diffèrent selon que les taux de redevance et de compensation sont déterminés d'après l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et le commentaire bâlois ( $\tilde{a}_{kr}^A$ ) ou d'après le mode de calcul décrit au paragraphe D.1.5 ( $\tilde{a}_{kr}$ ). Le Tableau 2 montre une vue d'ensemble des différences au niveau des soldes des assureurs par mois d'assurance, sur la base des données du deuxième test. Les chiffres-clés se fondent sur les soldes de 48 assureurs sur les 50 ayant participé au test ; les deux résultats s'écartant le plus (valeur la plus basse et valeur la plus élevée) n'ont pas été pris en considération dans le calcul afin de ne pas fausser le résultat global. Selon le Tableau 2, avec la méthode de calcul indiquée dans l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et dans le commentaire bâlois, le solde des assureurs par mois d'assurance varie entre – 1,91 franc et + 1,59 franc par rapport au mode de calcul décrit au paragraphe D.1.5.

Tableau 2 : chiffres-clés concernant les différences au niveau des soldes des assureurs par mois d'assurance, avec prise en compte de l'allègement de la compensation des risques pour les jeunes adultes. Les résultats se basent sur les données du deuxième test (compensation des risques intégrant les PCG pour l'année 2018) et tiennent compte des soldes de 48 assureurs sur les 50 ayant participé au test.

| Min.  | 1 <sup>er</sup> quartile | Médiane | Moyenne | 3 <sup>e</sup> quartile | Max. |
|-------|--------------------------|---------|---------|-------------------------|------|
| -1,91 | -0,38                    | 0,27    | 0,03    | 0,73                    | 1,59 |

L'Illustration 2 montre les différences au niveau des soldes des assureurs par mois d'assurance en fonction des soldes par mois d'assurance avec la méthode de calcul décrite au paragraphe D.1.5. On observe une corrélation positive, qui suggère qu'avec le mode de calcul selon l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et le commentaire bâlois, les caisses versant des redevances de risque devraient payer davantage au titre de la compensation des risques et que les caisses qui reçoivent des contributions de compensation pourraient obtenir davantage au titre la compensation des risques qu'avec le mode de calcul décrit au paragraphe D.1.5.

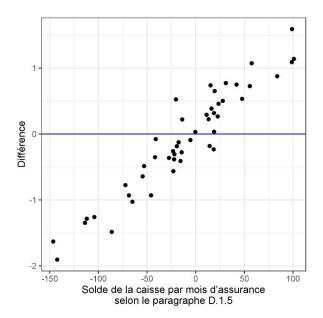


Illustration 2 : axe X, soldes par mois d'assurance avec la méthode de calcul décrite au paragraphe D.1.5 ; axe y, différences au niveau des soldes des caisses par mois d'assurance entre la méthode de calcul selon l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et le commentaire bâlois et la méthode de calcul décrite au paragraphe D.1.5. Les résultats se basent sur les données du deuxième test (compensation des risques intégrant les PCG pour l'année 2018) et tiennent compte des soldes de 48 assureurs sur les 50 ayant participé au test.

En résumé, les analyses empiriques semblent indiquer que les différences existant entre la méthode de calcul décrite au paragraphe D.1.5 et celle présentée dans l'annexe technique relative au test de solvabilité LAMal et dans le commentaire bâlois ne sont pas à négliger, c'est-à-dire qu'elles ont des conséquences pratiques.