



Berechnungsformeln für den Risikoausgleich mit PCG ab 2020

Datum:

20. April 2020

Dieses Dokument formuliert Teile der VORA in mathematischen Formeln und ist als Arbeitshilfe gedacht. Das hier präsentierte Formelwerk basiert auf dem 3. Abschnitt (Art. 9 bis 18a) der VORA vom 19. Oktober 2016 (Stand 1. Januar 2020) revidierten Fassung, auf die mit «VORA PCG» verwiesen wird.

Für die Berechnung des Risikoausgleichs mit PCG ist nur die ab 1. Januar 2020 in der Systematischen Sammlung (SR) publizierte VORA rechtlich bindend (Datum der Inkraftsetzung).

Inhaltsverzeichnis

A.	Vorbemerkungen	3
A.1	Nomenklatur	4
A.1.1	Zeit- resp. Datenindex.....	4
A.1.2	Indexierungen für Zeilen und Gruppen	4
A.1.3	Variablennotation	5
A.1.4	Untermengen von Indexierungen	5
B.	Niveauteuerung (pro Kanton)	6
B.1	Herleitung	6
C.	Berechnung der Zuschläge für PCG	8
C.1	Modell.....	8
C.2	Lösungsverfahren zur Berechnung der Regressionsparameter	8
C.2.1	Methode der gewichteten kleinsten Quadrate	8
C.2.2	Berechnung unter Verwendung des Frisch–Waugh–Lovell Theorems	8
C.3	Zuschläge für PCG.....	9
D.	Abgabe- bzw. Beitragssatz für Risikogruppen.....	9
D.1.1	Berechnung der Gruppendurchschnitte (pro Risikogruppe)	9
D.1.2	Berechnung der erwarteten Gruppendurchschnitte (pro Risikogruppe)	10
D.1.3	Erwartete Gesamtnettoleistungen (pro Risikogruppe).....	10
D.1.4	Erwartete Nettoleistungen pro Monat (pro Kanton)	10
D.1.5	Abgabe- und Beitragssatz (pro Risikogruppe) OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsene	10
D.1.6	Entlastung junge Erwachsene	12
D.1.7	Abgabe- und Beitragssatz (pro Risikogruppe) UNTER Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsene	12
E.	Literaturverzeichnis.....	13
F.	Änderungsprotokoll	13
F.1	Änderungen gegenüber der Version vom 16. Mai 2019.....	13
G.	Anhang	14
G.1	Unterschied zum technischen Anhang zum KVG-Solvenztest und zum Basler Kommentar zum Krankenversicherungsgesetz und Krankenversicherungsaufsichtsgesetz	14
G.1.1	Unterschied in Formeln.....	14
G.1.2	Empirischer Unterschied.....	15

A. Vorbemerkungen

1. Für die Berechnung des Risikoausgleichs des Jahrs T sind die Daten der Jahre $T - 2$, $T - 1$ und T massgebend. Die Berechnung wird im Jahr $T + 1$ (d.h. ein Jahr nach dem Ausgleichsjahr) von der Gemeinsamen Einrichtung KVG durchgeführt.
2. Im Ausgleichsjahr T sind bis Ende April folgende Daten zu liefern:
 - i. Die Daten der Versicherten des Jahrs $T - 1$ (mit Stichtag für den Datenabzug per Ende Februar im Jahr T , d. h. zwischen dem 1. Januar des Jahrs $T - 1$ und dem 28. bzw. 29. Februar des Jahrs T abgerechnete Leistungen des Jahrs $T - 1$, was einem Abrechnungszeithorizont von 14 Monaten entspricht).
 - ii. Die Daten der Versicherten des Jahrs $T - 2$ (mit Stichtag für den Datenabzug per Ende Februar im Jahr T , d. h. zwischen dem 1. Januar des Jahrs $T - 2$ und dem 28. bzw. 29. Februar des Jahrs T abgerechnete Leistungen des Jahrs $T - 2$, was einem Abrechnungszeithorizont von 26 Monaten entspricht).
3. Im Jahr $T + 1$ sind bis Ende April folgende Daten zu liefern:
 - i. Die Daten der Versicherten des Jahrs T (mit Stichtag für den Datenabzug per Ende Februar im Jahr $T + 1$, d. h. zwischen dem 1. Januar des Jahrs T und dem 28. bzw. 29. Februar des Jahrs $T + 1$ abgerechnete Leistungen des Jahrs T , was einem Abrechnungszeithorizont von 14 Monaten entspricht).
 - ii. Die Daten der Versicherten des Jahrs $T - 1$ (mit Stichtag für den Datenabzug per Ende Februar im Jahr $T + 1$, d. h. zwischen dem 1. Januar des Jahrs $T - 1$ und dem 28. bzw. 29. Februar des Jahrs $T + 1$ abgerechnete Leistungen des Jahrs $T - 1$, was einem Abrechnungszeithorizont von 26 Monaten entspricht).
4. Die definitiven Auszahlungen für den Risikoausgleich des Ausgleichsjahrs T können damit im Jahr $T + 1$ erfolgen. Im Jahr T erfolgen Akontozahlungen (vgl. Art. 21 VORA PCG).
5. Es wird zwischen der Einteilung der Versicherten in Risikogruppen (vgl. Art. 11 VORA PCG) und der Eingruppierung der Versicherten in PCG (vgl. Art. 12 VORA PCG) unterschieden.
6. Jeder Versicherte kann zu einem gegebenen Zeitpunkt genau einer Risikogruppe zugeordnet werden, basierend auf seinem Alter (vgl. Art. 2 VORA PCG), Geschlecht und dem Vorhandensein eines Spital- oder Pflegeheimaufenthalts im Vorjahr (kurz Spitalaufenthalt, vgl. Art. 3 VORA PCG). Es ist möglich, dass ein Versicherter innerhalb eines Behandlungsjahrs unterschiedlichen Risikogruppen zugeordnet werden kann, beispielsweise aufgrund eines kantonsübergreifenden Umzugs. Jede Risikogruppe wird separat für jeden Kanton betrachtet. Es gibt $15 \times 2 \times 2 = 60$ Risikogruppen pro Kanton, also insgesamt $60 \times 26 = 1560$ Gruppen.
7. Für jede Risikogruppe wird im Jahr $T + 1$ ein *kantonal*er Abgabe- bzw. Beitragssatz pro Versicherungsmonat berechnet.
8. Jeder Versicherte kann keiner, einer oder mehreren PCG zugeordnet werden (vgl. Art. 12 VORA PCG). Die PCG Eingruppierung für das Jahr T (bzw. $T - 1$) basiert auf den im Behandlungsjahr $T - 1$ (bzw. $T - 2$) abgegebenen Arzneimitteln und der im Jahr der Berechnung (d.h. $T + 1$) aktuellen PCG Liste. Für Details zur Eingruppierung, siehe Polynomics AG und Gemeinsame Einrichtung KVG (2019).
9. Für jede PCG wird im Jahr $T + 1$ ein *national einheitlicher* Zuschlag pro Versicherungsmonat berechnet (vgl. Art. 16 VORA PCG). Die nationale Einheitlichkeit ist eine normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung, welche sich dadurch begründet, dass die Zuschläge gegenüber einer kantonalen Berechnung statistisch stabiler sind.
10. Jahresübergreifende Verknüpfungen für die Kodierung der Indikatoren Spitalaufenthalt und PCG basieren auf der Kombination der AHV-Nummer und des Geburtsjahrs. Diese normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung wurde aufgrund von Analysen zur Datenqualität bestimmt. Diese Analysen zeigten, dass einzelne AHV-Nummern mehreren natürlichen Personen zuordenbar sind und folglich die ursprünglich vorgesehene und alleine auf der AHV-Nummer gründende Verknüpfung zu Verzerrungen bei der Berechnung und der Vergütung führen kann. Durch das Kombinieren der AHV-Nummer und des Geburtsjahrs soll die Zuordenbarkeit verbessert werden.

11. Falls bei der Kodierung der Indikatoren Spitalaufenthalt und PCG eine Kombination von AHV-Nummer und Geburtsjahr in den Daten des Vorjahrs nicht vorhanden ist, wird der Spitalaufenthalt als «Nein» und die PCG als «0» kodiert. Diese normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung fundiert auf dem Prinzip, dass die Ausprägung der Mehrheit der Versicherten (d.h. kein Spitalaufenthalt und PCG im Vorjahr) übernommen wird, bzw. dass diese Indikatoren einen Nachweis erfordern.
12. Die Indikatoren Spitalaufenthalt und PCG beziehen sich immer auf die Vorjahresdaten mit 26 Monaten Abrechnungshorizont. Diese normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung begründet sich dadurch, dass die Daten mit 26 Monate Abrechnungshorizont aktueller, vollständiger und korrekter als die ebenfalls zur Auswahl stehenden Daten mit 14 Monate Abrechnungshorizont sind.
13. Beim Kodieren der Indikatoren Spitalaufenthalt und PCG im Vorjahr sollten auch Kinder, d.h. Versicherte <19 Jahre, berücksichtigt werden. Dies garantiert die korrekte Kodierung für 19-jährige Versicherte.
14. Datensätze mit der Angabe von null Versicherungsmonaten (d.h. dass der Versicherer in der Spalte «Monate» den Wert 0 angegeben hat) werden nicht berücksichtigt. Diese normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung betrifft insbesondere die Berechnung des Risikoausgleichs, aber auch das Ermitteln der Indikatoren Spitalaufenthalt und PCG. Sie begründet sich dadurch, dass Angaben von null Versicherungsmonaten zu Inkonsistenzen bei den Berechnungen führen würden. Konkret hätten diese Datensätze zwar Einfluss auf die Berechnung der Teuerung (falls bei mindestens einem Datensatz mit null Versicherungsmonaten die Nettoleistungen ungleich null sind), jedoch nicht bei der Regressionsrechnung (diese basiert auf einer Gewichtung nach den Versicherungsmonaten, und folglich haben Datensätze mit null Versicherungsmonaten keinen Einfluss auf das Resultat).
15. Datensätze von Versicherten mit überlappenden Deckungen, d.h. dass die Summe der Monate in einem Behandlungsjahr mehr als 12 Monate beträgt, werden bei den Berechnungen vollständig berücksichtigt. Diese normative und nicht in der VORA geregelte Festlegung begründet sich dadurch, dass eine Datenkorrektur oder ein Datenausschluss die Reproduzierbarkeit der Berechnungen erschweren würde.

A.1 Nomenklatur

A.1.1 Zeit- resp. Datenindex

Der Index t kennzeichnet das Behandlungsjahr und den dazugehörigen Abrechnungshorizont.

t	Beschreib
$(T - 2; 26)$	Daten des Vorvorjahrs mit 26 Monaten Abrechnungshorizont.
$(T - 1; 14)$	Daten des Vorjahrs mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.
$(T - 1; 26)$	Daten des Vorjahrs mit 26 Monaten Abrechnungshorizont.
$(T; 14)$	Daten des Ausgleichsjahrs mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.

Beispielsweise kennzeichnet $X^{(T;14)}$, dass für die Variable X die Daten für das Ausgleichsjahr T mit einem Abrechnungshorizont von 14 Monaten eingesetzt werden.

A.1.2 Indexierungen für Zeilen und Gruppen

Index	Beschreib
$i \in \{1, \dots, N^{(t)}\}$	Datenspezifischer Laufindex der Versicherten. Dieser wird für die Berechnung definiert als Kombination des Geburtsjahrs und der AHV-Nummer. <i>Bemerkung: In den aufgeführten Berechnungen ist dieser Laufindex nicht relevant, es reicht eine Indexierung der (Versicherungs-) Deckungen j (Definition folgt).</i>
$j \in \{1, \dots, n^{(t)}\}$	Datenspezifischer Laufindex der Deckungen. Eine Deckung entspricht einer einmaligen Kombination der folgenden Merkmale in den Rohdaten: Versicherer

	(BAG-Nummer), Jahr, Abrechnungshorizont, AHV-Nummer (resp. dessen Pseudonym), Kanton, Geburtsjahr, Geschlecht, Monate, Bruttokosten und Kostenbeteiligung. <i>Deckungen repräsentieren die Basiseinheit für die Berechnungen.</i>
$p \in \{1, \dots, P\}$	Laufindex für PCG im Vorjahr, ($ABH \rightarrow p = 1; \dots$), vgl. Art. 4 und 5 VORA PCG. Anzahl und Art der PCG werden durch die im Berechnungsjahr $T + 1$ aktuelle PCG-Liste definiert.
$k \in \{1, \dots, 26\}$	Laufindex für die Kantone (Nummerierung nach Bundesamt für Statistik): $ZH \rightarrow k = 1; \dots; JU \rightarrow k = 26$
$a \in \{1, \dots, 15\}$	Laufindex für die Altersklassen, vgl. Art. 2 VORA PCG: $19 - 25 \rightarrow a = 1; \dots; > 90 \rightarrow a = 15.$
$g \in \{1, 2\}$	Laufindex für die Geschlechter: $F \rightarrow g = 1; M \rightarrow g = 2.$
$s \in \{1, 2\}$	Laufindex für den Spitalaufenthalt im Vorjahr, vgl. Art. 3 VORA PCG: $J \rightarrow s = 1; N \rightarrow s = 2.$
$r \in \{1, \dots, 60\}$	Laufindex für die die Risikogruppen: $\{19 - 25, F, J\} \rightarrow r = 1; \dots; \{> 90, M, N\} \rightarrow r = 60$

A.1.3 Variablennotation

Notation	Beschreib
$m_j^{(t)} \in (0, 12]$	Monate der j -ten Deckung (der Daten t).
$Y_j^{(t)} \in \mathbb{R}_0^+$	(Total der) Nettoleistungen der j -ten Deckung.
$y_j^{(t)} = Y_j^{(t)} / m_j^{(t)} \in \mathbb{R}_0^+$	Nettoleistungen pro Monat der j -ten Deckung.
$x_{j,k}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob Deckung j dem Kanton k zugeordnet ist.
$x_{j,a}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob Deckung j der Altersklasse a zugeordnet ist.
$x_{j,g}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob Deckung j Geschlecht g zugeordnet ist.
$x_{j,s}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob der zur Deckung j zugehörige Versicherte (= Kombination der AHV-Nummer und Geburtsjahr) bei den <i>Vorjahresdaten</i> $t - 1$ (26 Monate) einem Spitalaufenthalt s zugeordnet ist.
$x_{j,r}^{(t)} = x_{j,a}^{(t)} \cdot x_{j,g}^{(t)} \cdot x_{j,s}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob Deckung j der Risikogruppe r (= Kombination der Altersklasse, Geschlecht und Spitalaufenthalt im Vorjahr) zugeordnet ist.
$x_{j,kr}^{(t)} = x_{j,k}^{(t)} \cdot x_{j,r}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob Deckung j der Kombination von Risikogruppe r und Kanton k zugeordnet ist.
$z_{j,p}^{(t)} \in \{0, 1\}$	Indikator dafür, ob der zur Deckung j zugehörige Versicherte (= Kombination der AHV-Nummer und Geburtsjahr) bei den <i>Vorjahresdaten</i> $t - 1$ (26 Monate) der PCG p zugeordnet ist.

A.1.4 Untermengen von Indexierungen

Folgende Definitionen für Untermengen der Deckungen j erweisen für die Vereinfachung von Formeln als nützlich:

Index	Beschreib
$\omega_k^{(t)} = \{j x_{j,k}^{(t)} = 1\}$	Menge aller Indizes j , welche (bei den Daten t) zu Kanton k gehören.
$\omega_r^{(t)} = \{j x_{j,r}^{(t)} = 1\}$	Menge aller Indizes j , welche zur Risikogruppe r gehören.
$\omega_{kr}^{(t)} = \{j x_{j,kr}^{(t)} = 1\}$	Menge aller Indizes j , welche zur Risikogruppe r in Kanton k gehören.
$\omega_p^{(t)} = \{j x_{j,p}^{(t)} = 1\}$	Menge aller Indizes j , die in PCG p eingruppiert sind.

Bem.: Zwecks Lesbarkeit wird der Datenindex t (vgl. A.1.1) bei Untermengen von Indexierungen teilweise weggelassen.

Bsp.: Bei der Summe der Nettoleistungen von Deckungen j zu Risikogruppe r und Kanton k der Vorjahresdaten mit Abrechnungshorizont 26 Monate, also $\sum_{j \in \omega_{kr}^{(T-1; 26)}} Y_j^{(T-1; 26)}$ wird der Datenindex $\omega_{kr}^{(T-1; 26)}$ zu ω_{kr} , d.h. die Summe wird als $\sum_{j \in \omega_{kr}} Y_j^{(T-1; 26)}$ geschrieben da der Datenindex $(T-1; 26)$ ohnehin aus $Y_j^{(T-1; 26)}$ ersichtlich ist.

B. Niveauteuerung (pro Kanton)

Rechtliche Grundlage: Art. 13 Abs. 2 VORA PCG

Basierend auf den Daten $(T-1; 14)$ und $(T; 14)$ wird für jeden Kanton eine um die Strukturveränderungen bereinigte Teuerung $\pi_k^{(N)}$ zwischen den Jahren $T-1$ und T ermittelt:

Monate und Nettoleistungen pro Monat pro Kanton und Risikogruppe im Vorjahr:

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

Analog für das Ausgleichsjahr:

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

Niveauteuerungsfaktor pro Kanton:

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

B.1 Herleitung

Die Gesamtteuerung π_k für einen bestimmten Kanton k wird als Quotient der mittleren Nettoleistungen pro Monat des Ausgleichsjahrs T und des Vorjahrs $T-1$ definiert. Dabei werden für beide Jahre die Daten mit 14 Monaten Abrechnungshorizont eingesetzt.

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

Die Gesamtteuerung π_k soll sich aus zwei Komponenten zusammensetzen:

- Einerseits variieren die mittleren Nettoleistungen, weil sich die Versichertenstruktur verändert, bspw. durch die steigende Lebenserwartung. Diese Art von Veränderung wird als **Strukturteuerung** $\pi_k^{(S)}$ bezeichnet.
- Andererseits variieren die mittleren Nettoleistungen aufgrund von strukturunabhängigen Veränderungen, bspw. durch eine Anpassung der Taxpunkte. Diese Art von Veränderung wird als

Niveauteuerung $\pi_k^{(N)}$ bezeichnet.

Die Strukturteuerung soll auf den Risikogruppen des Risikoausgleichs beruhen. Dabei wird angenommen, dass die Veränderung der mittleren Nettoleistungen pro Monat einer Risikogruppe ausschliesslich durch die Niveauteuerung bestimmt ist, d.h.:

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

Durch Zerlegung von $\bar{y}_k^{(T; 14)}$ in einen gewichteten Mittelwert der mittleren Nettoleistungen pro Monat der Risikogruppen und Einsetzen der obigen Annahme resultiert:

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

Der zweite Term des Resultats entspricht gerade der Strukturteuerung, d.h.

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

Damit:

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

Somit wird die Niveauteuerung berechenbar als:

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

C. Berechnung der Zuschläge für PCG

Rechtliche Grundlage: Vgl. Art. 15 VORA PCG

C.1 Modell

Die Berechnung basiert auf der folgenden linearen Regression:

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

Dabei bezeichnet:

Name	Dimension	Beschrieb
$y^* = (y_j^*)$	$n \times 1$	Vektor der um die Niveauteuerung des entsprechenden Kantons multiplizierten Nettoleistungen pro Monat von Deckungen im Vorjahr, d.h. $y_j^* = \pi_{\{k j \in \omega_k\}}^{(N)} \cdot y_j^{(T-1; 26)}$
$X = (x_{j,kr}^{(T-1; 26)})$	$n \times 1560$	Designmatrix der $26 \times 60 = 1560$ Risikogruppen (mit genau einer Eins pro Zeile und ansonsten Nullen) basierend auf den Daten ($T - 2; 26$).
α	1560×1	Parametervektor für X .
$Z = (z_{j,p}^{(T-1; 26)})$	$n \times P$	Designmatrix der P PCG (mit keiner, einer oder mehrerer Einsen pro Zeile) basierend auf den Daten ($T - 2; 26$).
β	$P \times 1$	Parametervektor für Z .
ε	$n \times 1$	Zufallsfehlervektor.

Bei der Berechnung werden Versicherungsdeckungen nach ihrer Dauer in Monaten gewichtet. Der dazugehörige $n \times 1$ Gewichtungsfaktor mit den Monaten der Deckungen wird als $m = (m_j^{(T-1; 26)})$ bezeichnet.

C.2 Lösungsverfahren zur Berechnung der Regressionsparameter

C.2.1 Methode der gewichteten kleinsten Quadrate

Mit der Methode der gewichteten kleinsten Quadrate können die beiden unbekannt Parametervektoren α und β gleichzeitig geschätzt bzw. berechnet werden, vergleiche Froidevaux & Pirktl (2015). Sei

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

die $n \times n$ Gewichtungsmatrix mit den Versicherungsmonaten $m_j^{(T-1; 26)}$ in der Diagonale und

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

die $n \times (1560 + P)$ Designmatrix der Regression. Mit der Methode der gewichteten kleinsten Quadrate berechnet sich der $(1560 + P) \times 1$ Gesamtparametervektor $\theta = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix}$ als

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

C.2.2 Berechnung unter Verwendung des Frisch–Waugh–Lovell Theorems

Die Verwendung der Methode der gewichteten kleinsten Quadrate nach Abschnitt C.2.1 erfordert viel Speicherkapazität für die Erstellung der Modellmatrizen. Alternativ kann mithilfe des Theorems von Frisch–Waugh–Lovell vorgegangen werden, was die Dimensionen der Matrizen stark verkleinert. Für

Details, siehe Froidevaux & Pirktl (2015). Die Berechnung der Parametervektoren α und β erfolgt in drei Schritten:

1. Berechne die Regression von y^* auf X

$$\hat{\alpha} = (X'WX)^{-1}X'W y^*$$

Bem.: $\hat{\alpha} = (\hat{\alpha}_{kr})$ entspricht den gewichteten Mittelwerten der 1560 Risikogruppen, d.h.

$$\hat{\alpha}_{kr} = \frac{1}{m_{kr}^{(T-1;26)}} \sum_{j \in \omega_{kr}} m_j^{(T-1;26)} \cdot y_j^*$$

vgl. Beck (2013), Anhang 1.

2. Sei Λ die sogenannte Prävalenzmatrix (Anteile an Deckungsmonaten mit PCG je Risikogruppe) mit Dimension, $1560 \times P$, also

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

resp.

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

Berechne den Parametervektor β für die PCG mittels

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

3. Berechne den Parametervektor α mittels

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

Bem.: Bundesamt für Gesundheit (2020) schlägt eine alternative Berechnungsvariante in Matrixnotation vor, welche zu identischen Resultaten für die Parametervektoren α und β führt.

C.3 Zuschläge für PCG

Rechtliche Grundlage: Art. 16 VORA PCG

Der Zuschlag für PCG p resultiert aus der Regression von Abschnitt C.2.2:

$$b_p = \beta_p$$

Bem. (vgl. Art. 16 Abs. 3 VORA PCG):

1. Negative Zuschläge werden nicht berücksichtigt d.h.

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

Bei Eintreten von negativen Zuschlägen müssen die entsprechenden PCG ausgeschlossen und die Regression neu berechnet werden.

2. Falls β_p nicht berechenbar, bspw. da PCG im Vorjahr nicht vorkam, gilt ebenfalls $b_p = 0$.

D. Abgabe- bzw. Beitragssatz für Risikogruppen

D.1.1 Berechnung der Gruppendurchschnitte (pro Risikogruppe)

Rechtliche Grundlage: Art. 13 Abs. 1 VORA PCG

Im Jahr $T + 1$ werden, basierend auf den $(T - 1; 26)$ Daten, für jede der insgesamt 1560 Gruppen die Nettoleistungen pro Monat des Vorjahrs (d. h. von $T - 1$) berechnet .

Nettoleistungen pro Monat pro Kanton und Risikogruppe im Vorjahr:

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

D.1.2 Berechnung der erwarteten Gruppendurchschnitte (pro Risikogruppe)

Rechtliche Grundlage: Art. 13 VORA PCG

Die erwarteten Nettoleistungen pro Monat im Ausgleichsjahr werden unter Berücksichtigung der kantonalen Niveauteuerung (vgl. Abschnitt B) auf das Kostenniveau des Ausgleichsjahrs gehoben.

Erwartete Nettoleistungen pro Monat pro Kanton und Risikogruppe:

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

D.1.3 Erwartete Gesamtnettoleistungen (pro Risikogruppe)

Rechtliche Grundlage: Art. 14 Abs. 1 VORA PCG

Basierend auf den Versicherungsmonaten des Ausgleichsjahrs T werden für jede Risikogruppe die erwarteten Gesamtnettoleistungen durch Multiplikation der erwarteten Nettoleistungen pro Monat mit den Monaten des Ausgleichsjahrs berechnet.

Erwartete Gesamtnettoleistungen pro Kanton und Risikogruppe:

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

D.1.4 Erwartete Nettoleistungen pro Monat (pro Kanton)

Rechtliche Grundlage: Art. 14 Abs. 2 VORA PCG

Danach wird für jeden Kanton der Gesamtdurchschnitt berechnet, d.h. die erwarteten Gesamtnettoleistungen der Risikogruppen werden summiert und durch die Anzahl Monate dividiert.

Erwartete Nettoleistungen pro Monat pro Kanton:

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

D.1.5 Abgabe- und Beitragssatz (pro Risikogruppe) OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsenen

Rechtliche Grundlage: Art. 18 Abs. 1 VORA PCG

Für jede Risikogruppe (und damit für jeden Versicherten) wird ein Abgabe- bzw. ein Beitragssatz berechnet. Vor der Einführung der PCG ergaben sich die Abgabesätze durch die Differenz der mittleren Nettoleistungen pro Monat der Risikogruppen (D.1.2) und der mittleren Nettoleistungen des dazugehörigen Kantons (D.1.4). Neu wird zusätzlich der mittlere PCG Zuschlag pro Monat subtrahiert .

Monate pro Kanton, Risikogruppe und PCG im Ausgleichsjahr:

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

Risikoausgleichsbeiträge pro Kanton und Risikogruppe OHNE Entlastung der JE:

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

Bemerkungen:

1. Leere Risikogruppen:

Falls im Jahr $T - 1$ eine Risikogruppe leer ist (z.B. junge Männer im Kanton AI mit Spitalaufenthalt im Vorjahr) sind die für den entsprechenden Risikoausgleichbeitrag benötigten erwarteten Nettoleistungen pro Monat \bar{y}_{kr}^* nicht berechenbar. Diese fehlenden Werte \bar{y}_{kr}^* werden durch den entsprechenden gesamtschweizerischen Mittelwert der entsprechenden Risikogruppe \bar{y}_r^* ersetzt.

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

Entsprechend:

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

2. Nullsummenspiel:

Das Einhalten des kantonsweisen Nullsummenspiels kann via Summation der Ausgleichsbeiträge aller Risikogruppe eines Kantons gezeigt werden (die nachfolgende Summe ist auf die Risikogruppen eines Kantons beschränkt):

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

Die Summe der Ausgleichsbeiträge in einem Kanton ist negativ und entspricht betragsmässig genau dem, was an Zuschlägen für PCG an die Versicherten dieses Kantons bezahlt wird.

3. In Art. 18 Abs. 1 VORA PCG wird die Differenz zwischen dem erwarteten Gruppendurchschnitt und dem Betrag zur Finanzierung der Zuschläge für die PCG als «modifizierter Gruppendurchschnitt» bezeichnet.

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

Entsprechend:

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

Bei der Auffassung der «modifizierten Gruppendurchschnitte» gibt es Diskrepanzen zwischen den bestehenden Formelsammlungen zum Risikoausgleich mit PCG. Details dazu werden in Abschnitt G.1 diskutiert.

4. Zusammenhang mit Regressionskoeffizienten:

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

bzw.

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

D.1.6 Entlastung junge Erwachsene

Rechtliche Grundlage: Art. 18a VORA PCG

Die Entlastung der jungen Erwachsenen beträgt 50% der Differenz zwischen der Summe der Risikoabgaben aller Versicherer für die jungen Erwachsenen und der Summe der Ausgleichsbeiträge und Zuschläge für PCG aller Versicherer für die jungen Erwachsenen.

Entlastung pro Monat für junge Erwachsene (≤ 25 Jahre) pro Kanton:

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

mit ω_{JE} einer Indexmenge mit allen Risikogruppen r der Altersklasse «19-25».

Belastung pro Monat für Erwachsene (> 25 Jahre) pro Kanton:

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

D.1.7 Abgabe- und Beitragssatz (pro Risikogruppe) UNTER Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsene

Risikoausgleichsbeiträge pro Kanton und Risikogruppe für junge Erwachsene (≤ 25 Jahre):

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

Risikoausgleichsbeiträge pro Kanton und Risikogruppe für Erwachsene (> 25 Jahre):

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

E. Literaturverzeichnis

- Beck, K. (2013). *Risiko Krankenversicherung*. Haupt Verlag.
- Blechta, G. P., Colatrella, P., Rüedi, H., & Staffelbach, D. (2019). *Basler Kommentar Krankenversicherungsgesetz Krankenversicherungsaufsichtsgesetz*. Helbing Lichtenhahn Verlag.
- Bundesamt für Gesundheit. (2020). *Technischer Anhang zum KVG Solvenztest: Versicherungsrisiko*.
- Froidevaux, A., & Pirktl, L. (2015). Introducing PCG to Swiss Risk Equalization. *Risk Adjustment Network Conference*. Solothurn.
- Polynomics AG und Gemeinsame Einrichtung KVG. (2019). *Beschreibung PCG Einteilung*. Olten.

F. Änderungsprotokoll

F.1 Änderungen gegenüber der Version vom 16. Mai 2019

Viele der Anpassungen sind Prof. Dr. Konstantin Beck zu verdanken. Redaktionelle Änderungen werden nicht dokumentiert.

- Abschnitt 0, Vorbemerkungen:
 - Änderung der Reihenfolge der Punkte 2 und 3.
 - Präzisierung der Datenlieferung im Jahr T (Punkt 2).
 - Verweis auf VORA für die Indikatoren Alter und Spitalaufenthalt (Punkt 6).
 - Verweis auf Dokument *Beschreibung der PCG Einteilung* der Polynomics und der Gemeinsamen Einrichtung KVG (Punkt 8).
 - Bei Punkt 9 wurde der Hinweis zu negativen PCG-Zuschlägen entfernt, da in Abschnitt C.3 behandelt.
 - Die Punkte 10 und 11 entsprechen einer Aufteilung des ehemaligen Punktes 10.
 - Punkt 13 wurde um 2 Positionen vorverschoben.
 - Punkte 9, 10, 11 und 15: Begründung der normativen Festlegungen.
- Abschnitt A.1.1 und fortl.: Beim Datenindex wird das Jahr und der Abrechnungshorizont neu mit einem Semikolon getrennt, d.h. hat neu die Form $(T; 26)$ anstatt $(T, 26)$.
- Änderung der Reihenfolge der Abschnitte A.1.3 und A.1.4.
- Abschnitt A.1.4: Anpassung des Beispiels.
- Abschnitt B und fortl. Die Niveauteuerung wird neu als $\pi_k^{(N)}$ anstatt π_k bezeichnet.
- Neuer Abschnitt B.1 zur Herleitung der Niveauteuerung.
- Abschnitt C.1, Tabelle: Formel zur Definition von y^* wurde vereinfacht.
- Abschnitt C.2.2: Referenz auf Beck (2013).
- Abschnitt C.3, Bemerkungen: Verweis auf Art. 16 Abs. 3 VORA PCG bezieht sich neu auf beide Aufzählungspunkte.
- Abschnitt D.1.3: Formel für Monate pro Kanton und Risikogruppe im Ausgleichsjahr entfernt, da redundant.
- Abschnitt D.1.4: Zweiter Teil der Formel entfernt, da nicht informativ.
- Abschnitt D.1.5, Bemerkungen: Neuer Aufzählungspunkt 3 mit Definition der «modifizierten Gruppendurchschnitte» gemäss VORA PCG. Früherer Aufzählungspunkt 3 verschiebt sich auf vierte Position.
- Abschnitt D.1.6: Formel für Belastung pro Monat für Erwachsene vereinfacht.
- Abschnitt E (Bemerkungen) wurde nach Abschnitt G verschoben und zu «Anhang» umbenannt.
- Abschnitt G: Komplette Überarbeitung, Verweis auf Basler Kommentar, empirische Analyse

G. Anhang

G.1 Unterschied zum technischen Anhang zum KVG-Solvenztest und zum Basler Kommentar zum Krankenversicherungsgesetz und Krankenversicherungsaufsichtsgesetz

G.1.1 Unterschied in Formeln

Parallel zu diesem Dokument wird der Risikoausgleich mit PCG auch im technischen Anhang zum KVG-Solvenztest: Versicherungsrisiko (Bundesamt für Gesundheit, 2020, S. 4-8) und im Basler Kommentar zum Krankenversicherungsgesetz und Krankenversicherungsaufsichtsgesetz (Blechta, Colatrella, Rüedi, & Staffelbach, 2019, S. 234, 246-248) mit mathematischen Formeln beschrieben. Dabei ergibt sich die nachfolgend mathematisch beschriebene Diskrepanz.

Beim technischen Anhang zum KVG-ST (S. 5, Abschnitt 2.2.1) und Basler Kommentar (S. 234, Abschnitt N49) wird davon ausgegangen, dass der «modifizierte Gruppendurchschnitt» gemäss Art. 18 Abs. 1 VORA PCG mit den Regressionskoeffizienten α_{kr} gleichzusetzen ist, das heisst:

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

Daraus leitet sich für die Abgabe- bzw. Beitragssätze OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsener folgende Formel ab:

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

Im Unterschied dazu folgt aus Abschnitt D.1.5 der modifizierte Gruppendurchschnitt:

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

Und Abgabe- bzw. Beitragssätze OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsene:

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

Die unterschiedlichen Berechnungsarten führen zur folgenden Differenz bei den Abgabe- bzw. Beitragssätzen OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsener (Ansatz technischer Anhang KVG-ST bzw. Basler Kommentar minus Ansatz von Abschnitt D.1.5):

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

Diese Differenz kann als Strukturteuerung der PCG Bestände von den $(T - 1; 26)$ auf die $(T; 14)$ Daten interpretiert werden. Bei gleichbleibenden Beständen ist die obige Differenz gleich null. Weil der Ansatz vom technischen Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar diese Strukturteuerung der PCG berücksichtigt und der Ansatz von Abschnitt D.1.5 nicht, kann man den ersten Ansatz als mathematisch intuitiver betrachten. Andererseits ist die Berechnungsart von Abschnitt D.1.5 konsistenter mit Art. 18 VORA PCG.

G.1.2 Empirischer Unterschied

Tabelle 1 gibt eine Übersicht über die Verteilung der Differenzen der Abgabe- bzw. Beitragssätzen OHNE Berücksichtigung der Entlastung junger Erwachsener $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ nach Kanton, basierend auf den Daten des 2. Probelaufs für den Risikoausgleich mit PCG. Es wird ersichtlich dass die Abgabe- resp. Beitragssätze \tilde{a}_{kr}^A nach dem technischen Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar bis zu 289.54 Fr. kleiner (Kanton UR) bzw. 387.89 Fr. grösser (Kanton AI) sind als die Abgabe- resp. Beitragssätze \tilde{a}_{kr} nach Abschnitt D.1.5. Für ca. 50% der Versicherten liegt die Differenz $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ betragsmässig unter 5 Fr.

Tabelle 1: Kennzahlen zu den Differenzen $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$ basierend auf den Daten des 2. Probelaufs (Risikoausgleich mit PCG für das Jahr 2018). Pro Kanton gibt es 60 Risikogruppen und entsprechend 60 Differenzen $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$, von denen das Minimum (Min), 1. Quartil (Q25), der Median, der Mittelwert, das 3. Quartil (Q75) und das Maximum aufgelistet werden. Für die Berechnung wurde eine Gewichtung nach den Versicherungsmonaten der Risikogruppen angewendet.

Kanton	Anzahl Versicherte	Differenzen $\tilde{a}_{kr}^A - \tilde{a}_{kr}$					
		Min	Q25	Median	Mittelwert	Q75	Max
ZH	1'209'671	-13.48 (56-60 Jahre, M, J)	-4.25	-2.78	0.00	2.00	66.07 (31-35 Jahre, M, J)
BE	840'551	-33.34 (19-25 Jahre, M, J)	-4.37	-1.26	0.00	1.38	59.16 (86-90 Jahre, M, J)
LU	328'019	-27.46 (51-55 Jahre, M, J)	-3.34	-1.96	0.00	0.01	108.01 (26-30 Jahre, M, J)
UR	29'158	-289.54 (61-65 Jahre, F, J)	-5.95	-2.29	0.00	4.54	210.02 (46-50 Jahre, M, J)
SZ	126'799	-79.71 (26-30 Jahre, F, J)	-4.43	-2.92	0.00	2.99	135.98 (31-35 Jahre, F, J)
OW	30'270	-149.29 (56-60 Jahre, F, J)	-7.73	-1.44	0.00	4.48	234.50 (46-50 Jahre, M, J)
NW	35'222	-127.22 (71-75 Jahre, F, J)	-6.96	-0.85	0.00	2.50	444.78 (41-45 Jahre, M, J)
GL	32'554	-169.55 (51-55 Jahre, M, J)	-9.12	-4.41	0.00	2.90	304.56 (31-35 Jahre, F, J)
ZG	101'416	-66.55 (81-85 Jahre, M, J)	-5.53	-3.23	0.00	-0.81	211.95 (61-65 Jahre, F, J)
FR	249'070	-42.02 (56-60 Jahre, M, J)	-2.64	-0.83	0.00	1.42	95.10 (46-50 Jahre, M, J)

SO	219'906	-44.70 (26-30 Jahre, M, J)	-4.32	-1.91	0.00	1.59	120.11 (46-50 Jahre, M, J)
BS	156'857	-74.24 (56-60 Jahre, F, J)	-4.28	-2.07	0.00	2.03	115.86 (51-55 Jahre, F, J)
BL	233'505	-78.97 (19-25 Jahre, M, J)	-4.01	-1.36	0.00	1.64	77.04 (51-55 Jahre, M, J)
SH	64'812	-165.11 (41-45 Jahre, M, J)	-7.01	-1.50	0.00	5.91	73.46 (51-55 Jahre, M, J)
AR	43'763	-167.42 (56-60 Jahre, F, J)	-5.92	-0.84	0.00	6.50	116.86 (61-65 Jahre, F, J)
AI	12'798	-202.86 (66-70 Jahre, M, J)	-8.53	-1.33	0.00	9.74	387.89 (26-30 Jahre, M, J)
SG	406'088	-62.25 (71-75 Jahre, F, J)	-3.98	-1.39	0.00	0.30	49.97 (66-70 Jahre, F, J)
GR	164'357	-39.21 (46-50 Jahre, M, J)	-4.73	-2.37	0.00	0.90	87.22 (31-35 Jahre, F, J)
AG	545'751	-24.72 (31-35 Jahre, F, J)	-3.45	-1.92	0.00	0.10	59.82 (61-65 Jahre, F, J)
TG	221'625	-61.17 (26-30 Jahre, M, J)	-3.51	-1.88	0.00	0.41	75.75 (51-55 Jahre, M, J)
TI	290'018	-80.52 (26-30 Jahre, M, J)	-4.54	-0.99	0.00	1.37	38.79 (76-80 Jahre, F, J)
VD	616'687	-32.71 (36-40 Jahre, M, J)	-5.13	-2.37	0.00	1.45	101.19 (36-40 Jahre, F, J)
VS	279'792	-86.93 (61-65 Jahre, M, J)	-6.93	-2.53	0.00	6.33	90.12 (19-25 Jahre, M, J)
NE	141'550	-83.79 (31-35 Jahre, M, J)	-7.94	-6.06	0.00	5.07	187.05 (51-55 Jahre, M, J)
GE	359'720	-66.84 (46-50 Jahre, M, J)	-4.33	-2.18	0.00	2.42	95.51 (19-25 Jahre, F, J)
JU	58'541	-274.08 (26-30 Jahre, M, J)	-5.02	-2.21	0.00	5.56	155.16 (46-50 Jahre, M, J)

Abbildung 1 stellt die Differenzen $\tilde{\alpha}_{kr}^A - \tilde{\alpha}_{kr}$ mit den zugehörigen Versicherungsmonaten im Ausgleichsjahr in den Zusammenhang. Es wird ersichtlich, dass die Schwankungen der Differenzen mit zunehmender Gruppengrösse (Versicherungsmonate) stark abnehmen. Dieses Resultat suggeriert, dass die Differenzen stark von den jahresübergreifenden Schwankungen bei den PCG-Beständen abhängen und insbesondere auf kleine Risikogruppen Auswirkungen haben.

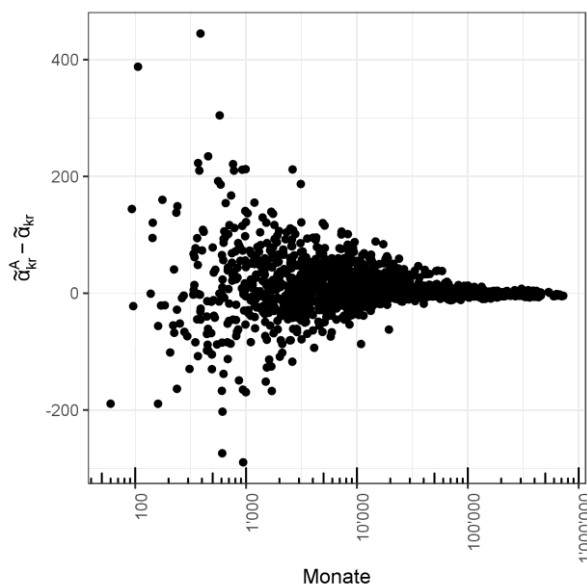


Abbildung 1: Differenz $\tilde{\alpha}_{kr}^A - \tilde{\alpha}_{kr}$ in Abhängigkeit der Versicherungsmonate im Ausgleichsjahr der entsprechenden Risikogruppe. Die x-Achse ist logarithmiert skaliert.

Je nach Bestand resultieren die Abgabe- resp. Beitragssätze $\tilde{\alpha}_{kr}^A$ nach dem technischen Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar und $\tilde{\alpha}_{kr}$ nach Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5 unterschiedliche Versicherersaldi. Tabelle 2 gibt eine Übersicht über die Differenzen der Versicherersaldi pro Versicherungsmonat, basierend auf den Daten des 2. Probelaufs. Die Kennzahlen wurden aus den Saldi von 48 der 50 teilnehmenden Versicherer berechnet, die zwei am extremsten nach oben und nach unten abweichenden Versicherer wurden bei der Berechnung der Kennzahlen jeweils entfernt, um das Gesamtergebnis nicht zu verzerren. Gemäss Tabelle 2 ist bei der Berechnungsart nach dem technischen

Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar das Versicherersaldo pro Versicherungsmonat maximal 1.91 Fr. kleiner bzw. 1.59 Fr. grösser als bei der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5.

Tabelle 2: Kennzahlen zur Verteilung der Differenzen bei den Versicherersaldi pro Versicherungsmonat, inklusive Entlastung der jungen Erwachsenen. Die Resultate basieren auf den Daten des 2. Probelaufs (Risikoausgleich mit PCG für das Jahr 2018) und berücksichtigen die Saldi von 48 der 50 teilnehmenden Versicherer.

Min	1.Quartil	Median	Mittelwert	3.Quartil	Max
-1.91	-0.38	0.27	0.03	0.73	1.59

Abbildung 2 zeigt die Differenzen der Versicherersaldi pro Versicherungsmonat in Abhängigkeit der Saldi pro Versicherungsmonat bei der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5. Es lässt sich eine positiv-korrelierte Abhängigkeit beobachten, die suggeriert, dass bei der Berechnungsart nach dem technischen Anhang des KVG-ST bzw. Basler Kommentar «Abgabekassen» mehr in den Risikoausgleich einzahlen müssten bzw. «Empfängerkassen» mehr aus dem Risikoausgleich beziehen könnten als bei der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5.

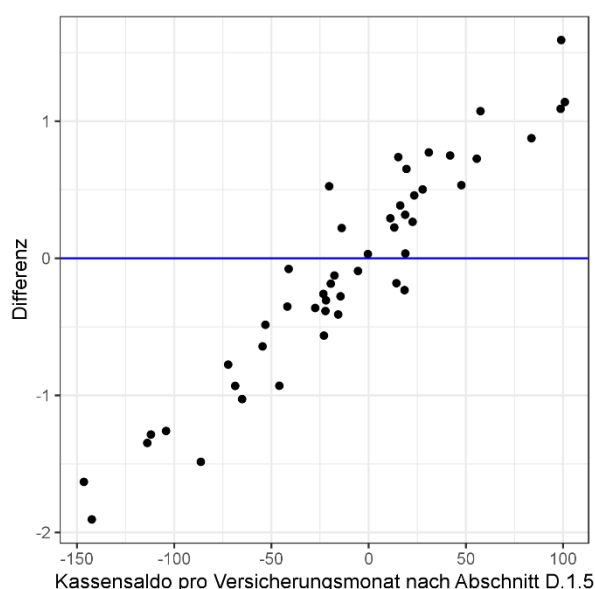


Abbildung 2: X-Achse, Saldi pro Versicherungsmonat bei der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5; y-Achse, Differenzen der Kassensaldi pro Versicherungsmonat zwischen der Berechnungsart nach dem technischen Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar und der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5. Die Resultate basieren auf den Daten des 2. Probelaufs (Risikoausgleich mit PCG für das Jahr 2018) und berücksichtigen die Saldi von 48 der 50 teilnehmenden Versicherer.

Zusammengefasst suggerieren die empirischen Analysen, dass die Unterschiede zwischen der Berechnungsart nach Abschnitt D.1.5 und der Berechnungsart nach dem technischen Anhang zum KVG-ST bzw. Basler Kommentar auch aus empirischer Sicht nicht vernachlässigbar sind, d.h. mit praktischen Konsequenzen einhergehen.