



School of
Management and Law

Winterthurer Institut für
Gesundheitsökonomie



School of
Engineering

IDP Institut für Datenanalyse
und Prozessdesign

UNIVERSITÄT
LUZERN

FAKULTÄT FÜR GESUNDHEITS-
WISSENSCHAFTEN UND MEDIZIN

Wirkungsanalyse zum Risikoausgleich mit pharmazeutischen Kostengruppen (PCG)

Im Auftrag des Bundesamtes für Gesundheit
(BAG)
Schlussbericht

4. Januar 2024

Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie,
ZHAW

Institut für Datenanalyse und Prozessdesign,
ZHAW

Universität Luzern

Reto Bürgin, Michael Stucki, Christina Vetsch-Tzogiou,
Lukas Kauer, Andreas Kohler, Anna Drewek, Christoph
Thommen, Marcel Dettling, Simon Wieser

Externe Experten:

Dr. Lennart Pirktl, EF Pirktl Number Crunching

Prof. Dr. Richard C. van Kleef, Erasmus Universität Rotterdam

IMPRESSUM

Vertragsnummer: 142005907

Laufzeit der Evaluation: Mai 2023 bis Januar 2024

Leitung Evaluationsprojekt im BAG: Markus Weber, Fachstelle Evaluation und Forschung
Fabrice Perler, Direktionsbereich Kranken- und Unfallversicherung

Der vorliegende Bericht wurde vom BAG extern in Auftrag gegeben, um eine unabhängige und wissenschaftlich fundierte Antwort auf zentrale Fragen zu erhalten. Die Interpretation der Ergebnisse, die Schlussfolgerungen und allfällige Empfehlungen an das BAG und andere Akteure können somit von der Meinung respektive dem Standpunkt des BAG abweichen.

Der Entwurf des Berichts war Gegenstand einer Meta-Evaluation durch die Fachstelle Evaluation und Forschung des BAG. Die Meta-Evaluation (wissenschaftliche und ethische Qualitätskontrolle einer Evaluation) stützt sich auf die Qualitätsstandards der Schweizerischen Evaluationsgesellschaft (SEVAL-Standards). Das Ergebnis der Meta-Evaluation wurde dem Evaluationsteam mitgeteilt und fand Berücksichtigung im vorliegenden Bericht.

Bezug: Bundesamt für Gesundheit, 3003 Bern
Fachstelle Evaluation und Forschung (E+F),
www.bag.admin.ch/evaluationsberichte

Zitiervorschlag: Bürgin, Reto, Stucki, Michael, Vetsch-Tzogiou, Christina, Kauer, Lukas, Kohler, Andreas, Drewek, Anna, Thommen, Christoph, Dettling, Marcel, und Wieser, Simon. 2024. Wirkungsanalyse zum Risikoausgleich mit pharmazeutischen Kostengruppen (PCG). Schlussbericht im Auftrag des Bundesamts für Gesundheit (BAG).

Projektleitung, Kontakt: Dr. Reto Bürgin
Institut für Datenanalyse und Prozessdesign
Zürcher Hochschule für Angewandte Wissenschaften

Michael Stucki
Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie
Zürcher Hochschule für Angewandte Wissenschaften

Januar 2024

Abkürzungsverzeichnis

AIC	Akaike-Informationskriterium (engl. Akaike information criterion)
BAG	Bundesamt für Gesundheit
BIC	Bayes'sches Informationskriterium (engl. Bayesian information criterion)
CHF	Schweizer Franken
CPM	Cummings Prediction Measure
EDI	Eidgenössisches Departement des Innern
EFIND	Erhebungsformular Individualdaten
GE KVG	Gemeinsame Einrichtung Krankenversicherungsgesetz
GTIN	Global Trade Item Number
IQR	Interquartilsabstand («Interquartile range»)
KVG	Krankenversicherungsgesetz
KVSTAT	Statistik der obligatorischen Krankenversicherung
MAD	Mittlere absolute Abweichung bzw. Fehler («Median absolute deviation»)
MAE	Mittlere absolute Abweichung bzw. Fehler («Mean absolute error»)
MAPE	Mittlere absolute prozentuale Abweichung bzw. Fehler («Mean Absolute Percentage Error»)
Mia.	Milliarde
Mio.	Million
OKP	Obligatorische Krankenpflegeversicherung
PCG	Pharmazeutische Kostengruppen (Pharmaceutical Cost Groups)
RA	Risikoausgleich
UV	Umverteilungsvolumen
SD	Standardabweichung
VORA	Verordnung über den Risikoausgleich in der Krankenversicherung
ZHAW	Zürcher Hochschule für Angewandte Wissenschaften

Abstract

In der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) dürfen die Versicherer keine Gewinne erzielen und können nur eine einheitliche Kopfprämie verlangen, die sich lediglich nach Krankenversicherungsmodell, Region und Altersgruppe unterscheidet. Dem Anreiz zur Risikoselektion, also dem Versuch, gezielt gesunde Versicherte anzuwerben oder sehr kranke Versicherte abzustossen, wird mit dem Risikoausgleich entgegengewirkt. Dieser legt Zahlungen von Versicherern mit einer günstigen Risikostruktur zu Versicherern mit einer ungünstigen Risikostruktur fest. Die Berechnung des Risikoausgleichs wurde seit seiner Einführung kontinuierlich verfeinert. Im Jahr 2020 wurde der Risikoausgleich mit pharmazeutischen Kostengruppen (PCG) eingeführt.

Die vorliegende Wirkungsanalyse untersucht: 1) inwiefern mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG der finanzielle Ausgleich zwischen Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur verbessert werden konnte und 2) wie sich die Einführung der PCG auf die Erreichung von Ziel und Zweck des Risikoausgleichs ausgewirkt hat. Diese Fragestellungen werden mit Analysen der anonymisierten Individualdaten zum Risikoausgleich und zur Krankenpflegeversicherung, der öffentlich verfügbaren Daten zu den Prämien in der OKP und der Statistik der obligatorischen Krankenversicherung, wie auch wissenschaftlicher Literatur und einer Umfrage unter Versicherern beantwortet.

Der Risikoausgleich mit PCG führt zu einer besseren Abbildung der Risikostruktur, insbesondere für die (sehr) ungünstigen Risiken. Die Risikoselektionsanreize haben sich tendenziell reduziert und der finanzielle Ausgleich zwischen Versicherern konnte verbessert werden. Im Vergleich zum Risikoausgleich ohne PCG gestaltet sich die Ansteuerung von attraktiven bzw. unattraktiven Risiken mit dem aktuellen Risikoausgleich schwieriger. Die PCG können jedoch neue Möglichkeiten zur Risikoselektion eröffnen: 1) Wenn die Zuschläge zu hoch sind, 2) die Kosten innerhalb einer PCG stark variieren oder, 3) die PCG eine hohe Prävalenz aufweisen. Die Wirkungsanalyse empfiehlt unter anderem eine Verfeinerung der PCG zur besseren Identifikation von Versicherten mit hohen und tiefen Kosten innerhalb einer PCG, eine Verbesserung des Indikators zum stationären Aufenthalt, einen regelmässigen Austausch zwischen den Stakeholdern und ein fortlaufendes Monitoring der Unsicherheit im Risikoausgleich.

Inhaltsverzeichnis

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS	3
ABSTRACT.....	4
INHALTSVERZEICHNIS.....	5
1 EINLEITUNG.....	9
1.1 Der Risikoausgleich in der obligatorischen Krankenpflegeversicherung.....	9
1.2 Ziele der Evaluation und Aufbau des Berichts.....	10
2 ÜBERSICHT ÜBER DIE METHODIK	12
3 AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES RISIKOAUSGLEICHS MIT PCG AUF DEN FINANZIELLEN AUSGLEICH ZWISCHEN VERSICHERERN MIT UNTERSCHIEDLICHER RISIKOSTRUKTUR.....	15
3.1 Modelgüte und Einfluss der einzelnen Anpassungen.....	15
3.1.1 Ergebnisse.....	18
3.1.2 Fazit.....	20
3.2 Erfassung der vorgesehenen Zielgruppe.....	21
3.2.1 Vorhersagekraft der PCG für wiederkehrende Kosten.....	21
3.2.2 Kostenhomogenität der PCG.....	24
3.2.3 Fazit.....	27
3.3 Beurteilung der Planbarkeit der neuen Abgabe-/Beitragssätze.....	27
3.3.1 Empirische Variabilität der PCG-Zuschläge.....	28
3.3.2 Einschätzung der Planbarkeit der Ausgleichsbeträge für die Versicherer.....	30
3.3.3 Fazit.....	31
3.4 Umverteilungsvolumen.....	32
3.4.1 Identifikation der Risikoausgleichgruppen mit hohen Zuschlägen bzw. Abgaben	33
3.4.2 Angleichung der Leistungen.....	35
3.4.3 Stärkung des Risikoausgleichs	41
3.4.4 Fazit.....	43
3.5 Identifikation von Unter- und Überkompensation	44
3.5.1 Ergebnisse.....	45
3.5.2 Fazit.....	49
3.6 Muster in Bezug auf Medikamentenbezüge bei Gruppen mit Unter- oder Überkompensation.....	50
3.6.1 Ergebnisse.....	51

3.6.2	Fazit.....	54
4	AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES ZUSÄTZLICHEN INDIKATORS (PCGS) AUF DIE ANREIZE FÜR RISIKOSELEKTION.....	55
4.1	Anreize zur Risikoselektion	55
4.1.1	Inhomogene PCG.....	55
4.1.2	Inhomogene Verteilung von Über- und Unterkompensation auf die Versicherer.....	58
4.1.3	Bekannte Risikoselektionsgruppen.....	62
4.1.4	Abhalten bzw. Abstossen von Hochkostenfällen.....	64
4.1.5	Fazit.....	66
4.2	Entwicklungen seit der Einführung der PCG.....	67
4.2.1	Anteile der potenziellen Risikoselektionsgruppen nach Versicherer.....	67
4.2.2	Entwicklung der PCG Prävalenzen.....	69
4.2.3	Fazit.....	70
5	AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES ZUSÄTZLICHEN INDIKATORS (PCGS) AUF DIE PRÄMIEN.....	71
5.1	Analyse der effektiv bezahlten Prämien (EFIND Daten)	71
5.1.1	Ergebnisse.....	72
5.1.2	Fazit.....	76
5.2	Analyse der genehmigten Prämien (PrimInfo-Daten).....	76
5.2.1	Ergebnisse.....	77
5.2.2	Fazit.....	79
6	AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES ZUSÄTZLICHEN INDIKATORS (PCGS) AUF WEITERE ASPEKTE.....	80
6.1	Analyse der Verschiebungen der Versichertenbestände zwischen den Versicherern und der Risikostruktur dieser Bestände	80
6.1.1	Ergebnisse.....	80
6.2	Analyse der finanziellen Auswirkungen bei den Versicherern	86
6.2.1	Ergebnisse.....	86
6.3	Analyse der Auswirkungen auf die Anzahl Versicherer, Versicherergruppen und Fusionen	87
6.3.1	Ergebnisse.....	87
6.4	Weitere Auswirkungen	90
6.4.1	Ergebnisse.....	90
6.5	Fazit.....	91
7	ANPASSUNGSBEDARF UND EMPFEHLUNGEN.....	93
7.1	Empfehlung 1: Verbesserung der PCG	94
7.1.1	Empfehlung 1a: Verfeinerung der PCG.....	94
7.1.2	Empfehlung 1b: Validierung der PCG.....	94

7.1.3	Empfehlung 1c: Ergänzung der PCG.....	95
7.2	Empfehlung 2: Verbesserung des Indikators stationärer Aufenthalt.....	96
7.3	Empfehlung 3: Überwachung des Manipulationsanreizes.....	96
7.4	Empfehlung 4: Verbesserungen bei der Durchführung des Risikoausgleichs.....	97
7.5	Empfehlung 5: Regelmässiger Austausch und Monitoring.....	97
7.6	Empfehlung 6: Monitoring der Unsicherheit der Abgaben/Beiträge.....	98
7.7	Empfehlung 7: Definition des Ziels des Risikoausgleichs.....	98
7.8	Empfehlung 8: Überprüfung des Regressionsmodells.....	99
7.9	Empfehlung 9: Überprüfung des Teuerungsfaktors.....	99
8	BEANTWORTUNG DER ÜBERGEORDNETEN FRAGEN.....	100
	Limitationen und Ausblick:.....	101
	LITERATURVERZEICHNIS.....	102
9	ANHANG.....	105
9.1	Anhang zu Kapitel 3.1: Modellgüte und Einfluss der einzelnen Anpassungen.....	105
9.1.1	Details zu den analysierten Risikoausgleichsmodellen.....	105
9.1.2	Risikoausgleich mit dem Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr.....	107
9.1.3	Schätzfehler.....	110
9.1.4	Modellgütemasse.....	113
9.1.5	Vergleich der Ausgleichssätze der einzelnen Modelle.....	116
9.2	Anhang zu Kapitel 3.2: Erfassung der vorgesehenen Zielgruppe.....	118
9.2.1	Vorhersagekraft der einzelnen PCG für wiederkehrende Kosten.....	118
9.2.2	Kostenhomogenität der PCG.....	119
9.3	Anhang zu Kapitel 3.3: Beurteilung der Planbarkeit der neuen Abgabe-/Beitragssätze	121
9.3.1	Methodik zur Berechnung der Verteilung der PCG-Koeffizienten via Bootstrap.....	121
9.3.2	Zusammenhang zwischen den PCG-Zuschlägen und der zugehörigen geschätzten Standardabweichungen.....	121
9.3.3	Grafiken zur zeitlichen Veränderung der PCG-Zuschläge und -Prävalenzen.....	121
9.4	Anhang zu Kapitel 3.4: Umverteilungsvolumen.....	123
9.4.1	Top 10 Gruppen bezüglich dem Beitrags- bzw. Abgabevolumen.....	123
9.4.2	Top 10 Gruppen bezüglich den Beitrags- bzw. Abgabesätzen.....	124
9.4.3	Variation der Risikoausgleichsbeiträge bzw. -abgaben zwischen den Kantonen.....	125
9.4.4	Details zu den Gruppierungsvariablen von Kapitel 3.4.2: Angleichung der Leistungen.....	126
9.4.5	Regressionsmodelle zu Kapitel 3.4.2: Angleichung der Leistungen.....	126
9.4.6	Boxplots zur Angleichung der Leistungen.....	127
9.4.7	Nebenanalyse zur Niveauteuerung nach Altersklasse.....	133
9.4.8	Boxplots zur Stärkung des Risikoausgleichs.....	134

9.5	Anhang zu Kapitel 3.5: Identifikation von Unter- und Überkompensation.....	138
9.5.1	Boxplots.....	138
9.6	Anhang zu Kapitel 3.6: Muster in Bezug auf Medikamentenbezüge bei Gruppen mit Unter- oder Überkompensation	145
9.6.1	Prävalenzen nach den sechs ausgewählten Gruppierungsvariablen.....	145
	Anhang zu Kapitel 4.1: Anreize zur Risikoselektion	150
9.6.2	Zusammenhang zwischen Unter- bzw. Überkompensation und den Nettobeiträgen bzw. -abgaben.....	150
9.6.3	Details zu den Risikoselektionsgruppen.....	150
9.7	Anhang zu Kapitel 4.2: Entwicklungen seit der Einführung der PCG.....	153
9.7.1	Details zur zeitlichen Entwicklung der Risikoselektionsgruppenanteile.....	153
9.8	Anhang zu Kapitel 5: Auswirkungen der Einführung des zusätzlichen Indikators (PCGs) auf die Prämien.....	156
9.9	Anhang zu Kapitel 6: Auswirkungen der Einführung des zusätzlichen Indikators (PCGs) auf weitere Aspekte.....	173
9.10	Anhang zu Kapitel 7: Anpassungsbedarf und Empfehlungen.....	173
9.11	Anhang zur Umfrage bei den Versicherern.....	174
9.12	Unbefangenheit und Unabhängigkeit.....	179

1 Einleitung

1.1 DER RISIKOAUSGLEICH IN DER OBLIGATORISCHEN KRANKENPFLEGEVERSICHERUNG

Das Schweizer Krankenversicherungssystem ist nach den Prinzipien des regulierten Wettbewerbs organisiert (Enthoven, 1978). Die Versicherer tragen das finanzielle Risiko, dürfen aber mit der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) keine Gewinne erzielen und müssen jede in der Schweiz wohnhafte Person auf deren Antrag ohne Vorbehalt aufnehmen. Die Versicherten können jeweils auf Beginn des Jahres den Versicherer wechseln. Das Bundesgesetz über die Krankenversicherung (KVG) sieht Solidarität für die Kostenfolgen unterschiedlicher Krankheitsrisiken der Versicherten vor. Diese wird durch eine einheitliche Kopfprämie gewährleistet, die sich nur nach Krankenversicherungsmodell, Region und Altersgruppe unterscheidet. Risikogerechte Prämien sind nicht erlaubt. Ein Versicherer kann daher die Kopfprämie nur dann tiefer als die Konkurrenz ansetzen, wenn seine Verwaltungskosten tiefer sind als diejenigen der Konkurrenz oder sein Versichertenkollektiv gesünder ist und tiefere Kosten aufweist als die Gesamtpopulation. Der zweite Umstand führt zum Anreiz zur Risikoselektion der Versicherten. Risikoselektion ist der Versuch, Personen mit hohen erwarteten Kosten abzuhalten bzw. abzustossen oder Personen mit tiefen erwarteten Kosten zu versichern. In diesem Zusammenhang spricht man auch von der «Jagd nach guten Risiken», welche dem Ziel der Solidarität zwischen Versicherten mit unterschiedlichem Krankheitsrisiko widerspricht. Ohne Korrektur ist diese Situation ineffizient, da die Versicherer ihre Prämien über eine möglichst vorteilhafte Risikostruktur tiefzuhalten versuchen und aufgrund des Obligatoriums auch Personen mit hohen erwarteten Kosten irgendwo versichert werden müssen. Die Risikoselektionsanreize überlagern ausserdem Anreize zu Kostensenkungen über eine effizientere Leistungserbringung oder effiziente Abläufe in der Verwaltung. Versicherer können jedoch nur dann in den politisch gewollten Preiswettbewerb zueinander treten, wenn sie durch die nicht beeinflussbaren Krankheitsrisiken ihrer Versicherten keinen Nachteil mehr haben.

Der Risikoausgleich zwischen den Krankenversicherern in der OKP soll die Risikoselektionsanreize senken und das durch die unterschiedlichen Krankheitsrisiken der Versicherungspopulationen verursachte finanzielle Risiko mindern. Er sieht eine Umverteilung der finanziellen Mittel zwischen Versicherern vor. Versicherer mit einem überdurchschnittlich hohen finanziellen Risiko, d. h. vielen «schlechten Risiken» im Bestand, werden durch Versicherer mit einem überdurchschnittlich niedrigen finanziellen Risiko, d. h. vielen «guten Risiken» im Bestand, kompensiert. Dadurch werden die Wettbewerbsnachteile der Versicherer mit einer schlechten Risikostruktur gemindert.

Die Berechnung des Risikoausgleichs wurde kontinuierlich verfeinert. Zwischen 1996 und 2012 wurden die beiden Faktoren Alter und Geschlecht berücksichtigt. Ab 2012 wurde mit dem Indikator Aufenthalt im Spital oder Pflegeheim im Vorjahr erstmals ein morbiditätsbezogenes Merkmal im Mechanismus berücksichtigt. Ab 2014 wurde der Risikoausgleich erstmals nicht mehr retrospektiv, sondern prospektiv basierend auf den Leistungen des Vorjahrs berechnet. Bei den Risikoausgleichsmodellen ab 2012 und 2014 konnten mit dem Indikator Aufenthalt im Spital oder Pflegeheim im Vorjahr nur die stationär behandelte Morbidität ein-

bezogen werden, und vorwiegend ambulant behandelte chronisch Erkrankte wurden weiterhin nicht berücksichtigt. Deshalb wurden 2017 und 2020 Indikatoren basierend auf dem Bezug von Medikamenten eingeführt. Zwischen 2017 und 2019 war der Indikator Arzneimittelkosten >5 000 Franken (CHF) im Vorjahr zusätzlich im Ausgleichsmodell. 2020 wurde diese Übergangslösung durch die «Pharmazeutische Kostengruppen» [Pharmaceutical Cost Groups (PCG)] ersetzt. Im Gegensatz zum ausschliesslich auf aggregierten Kosten beruhenden Arzneimittel-Indikator („Medi-Flag“) werden mit den PCG spezifische Krankheiten berücksichtigt. Im Jahr 2022 umfasste die Indikatoren-Liste 34 PCG¹.

Es gibt eine Vielzahl von Studien zum Risikoausgleich in der Schweiz. Dazu gehören u.a. die Vergleiche diverser Risikoausgleichsmodelle durch Holly et al. (2004) und Beck et al. (2006). Letztere zeigte, dass der Einbezug des Indikators «Aufenthalt in einem Spital oder Pflegeheim im Vorjahr» die Risikoselektionsanreize gegenüber einem Modell mit ausschliesslich demografischen Variablen deutlich senken kann. Die Studie von Kauer et al. (2020) untersuchte deutlich unter- oder überkompensierte Versicherte in einem Modell mit PCG. Es zeigte sich, dass ein solches Modell die Kompensation von sehr teuren Versicherten deutlich verbessert, aber gleichzeitig zu vielen deutlich unter- und überkompensierten Versicherten führt. Trottmann et al. (2016) und Bill et al. (2019) haben die in den Niederlanden verwendeten PCG auf den Schweizer Kontext übertragen. Die Reform von 2020 basiert auf diesen Arbeiten. Eine Evaluation der effektiven Auswirkungen liegt jedoch bislang nicht vor.

Der letzte Reformschritt von 2012 (Einführung des Indikators stationärer Aufenthalt) wurde ein Jahr nach dessen Durchführung evaluiert (Trottmann & Telser, 2014). Der Bericht hielt fest, dass das Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherern aufgrund der Reform um 6% zugenommen hat, während die Umverteilung zwischen den Versicherten gar um 17% anstieg. Trotz des verbesserten Risikoausgleichs hatten Krankenversicherer mit einer schlechten Risikostruktur (gemessen anhand des Anteils Versicherter in tiefen Franchisestufen) auch nach der Reform einen Wettbewerbsnachteil gegenüber Versicherern mit einer guten Risikostruktur. Die Studie empfahl denn auch, weitere Indikatoren zur Abbildung von chronischen Erkrankungen, die vorwiegend ambulant behandelt werden, in das Modell mit einzubeziehen. Obwohl die analysierte Periode nach Einführung des Indikators «Aufenthalt» relativ kurz war, konnte der Bericht eine Angleichung der Prämien zwischen Versicherern mit einer guten und solchen mit einer schlechten Risikostruktur feststellen. Da die in der vorliegenden Evaluation verwendeten detaillierten Individualdaten der Krankenversicherer zum Zeitpunkt der Evaluation noch nicht zur Verfügung standen, stützte sich diese auf gruppierte Daten.

Dank der nun verfügbaren Daten der Gemeinsamen Einrichtung KVG (GE KVG) und des Bundesamts für Gesundheit (BAG; Erhebungsformular Individualdaten EFIND) kann der Risikoausgleich erstmals auf Basis von Individualdaten systematisch über mehrere Jahre evaluiert werden. Diese lassen auch Analysen von nicht im Risikoausgleich berücksichtigten Merkmalen (z. B. Franchisenstufe und Prämienverbilligung) zu.

1.2 ZIELE DER EVALUATION UND AUFBAU DES BERICHTS

Der vorliegende Bericht wurde vom BAG in Auftrag gegeben. Im Rahmen der Umsetzung des Artikels 17a des KVG zur Durchführung des Risikoausgleichs muss der Risikoausgleich

¹ Die aktuelle Liste ist hier unter «Dokumente» verfügbar: <https://www.bag.admin.ch/bag/de/home/versicherungen/krankenversicherung/krankenversicherung-versicherer-aufsicht/risikoausgleich.html>

mit PCG einer Wirkungsanalyse unterzogen werden. Die Wirkungsanalyse hat zum Ziel, die beiden folgenden übergeordneten Fragestellungen zu beantworten:

1. Inwiefern konnte mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG der finanzielle Ausgleich zwischen Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur verbessert werden?
2. Wie wirkt sich die Einführung des zusätzlichen Indikators auf die Erreichung von Ziel und Zweck des Risikoausgleichs zwischen den Versicherern aus?

Als primäres Ziel des Risikoausgleichs verstehen wir die Verminderung von Risikoselektionsanreizen durch eine Korrektur von Wettbewerbsnachteilen, die nur aufgrund einer unvorteilhaften Risikostruktur bestehen.

Die Evaluation untersucht die Auswirkungen der Reform des Risikoausgleichs in den ersten drei Jahren (2020-2022) nach deren Einführung (2020). Der Bericht beurteilt basierend auf diesen Ergebnissen, ob die Reform ihr Ziel, die Wettbewerbsvor- und -nachteile zwischen den Versicherern auszugleichen und die damit verbundenen Risikoselektionsanreize zu mindern, erreicht hat. Schliesslich sollen aus den Ergebnissen ein etwaiger Anpassungsbedarf identifiziert und Empfehlungen für die weitere Entwicklung und die nächsten Reformschritte abgeleitet werden.

Der Bericht ist wie folgt aufgebaut. Kapitel 2 gibt eine kurze Übersicht über die Methodik der Evaluation und die verwendeten Datenquellen. Das detaillierte Vorgehen für die zahlreichen Analysen wird in den entsprechenden Kapiteln beschrieben. In Kapitel 3 werden die Auswirkungen der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG auf den finanziellen Ausgleich zwischen den Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur untersucht. Unter anderem wird aufgezeigt, wie stark sich der Erklärungsgehalt des neuen Modells im Vergleich zum Risikoausgleichsmodell ab 2012 und weiteren kleineren Modell-Verfeinerungen zwischen 2012 und 2017 verändert hat und wie sich Umverteilungsvolumen und Über- bzw. Unterkompensation entwickelt haben. In Kapitel 4 werden die Auswirkungen des Risikoausgleichsmodells auf die Anreize zur Risikoselektion untersucht. Kapitel 5 betrachtet eine mögliche Prämienkonvergenz zwischen Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur, die Ergebnis einer Verringerung der Risikoselektionsmöglichkeiten sein könnte. In Kapitel 6 werden weitere Aspekte untersucht, die mit dem neuen Risikoausgleich mit PCG zusammenhängen können. Dazu gehören die Entwicklung der Marktstruktur und der Versichertenbestände oder die finanziellen Auswirkungen bei den Versicherern. Schliesslich werden in Kapitel 7 basierend auf den Erkenntnissen in den vorangehenden Kapiteln der Anpassungsbedarf beschrieben sowie Empfehlungen für die weitere Entwicklung des Risikoausgleichs formuliert. In Kapitel 8 werden die übergeordneten Fragen beantwortet.

2 Übersicht über die Methodik

Die Wirkungsanalyse erfolgt in drei Schritten.

Erstens wird der Risikoausgleich mit PCG anhand diverser Kriterien bezüglich seiner Wirkung auf sein eigentliches Ziel, die Minderung von Risikoselektionsanreizen, beurteilt. Diese Ergebnisse erlauben eine Beurteilung, ob der Risikoausgleich mit PCG gegenüber dem Risikoausgleich ohne PCG besser ist, also die Risikostruktur besser abbilden kann.

Im Rahmen der Wirkungsanalysen haben wir mehrere Kriterien definiert, anhand derer wir die Wirksamkeit bzw. Effektivität des Risikoausgleichs mit PCG beurteilen. Diese Liste hat keinen Anspruch auf Vollständigkeit und deckt nicht alle notwendigen Bedingungen für einen effektiven Risikoausgleich ab (z. B. Erhalt der Kostensparanreize, siehe Beck (2013, Kapitel 10)). Die folgenden Kriterien wurden herangezogen:

- Vorhersagegenauigkeit der Nettoleistungen
- Validität der Morbiditätsfaktoren
- Risikoselektionsanreize
- Zeitliche Stabilität
- Manipulationsresistenz

Zweitens werden Auswirkungen des Risikoausgleichs auf eine Vielzahl von Aspekten betrachtet. Diese Auswirkungen können sowohl Kennzahlen im Risikoausgleich selbst, als auch weitere Aspekte betreffen. Im Gegensatz zu den im vorherigen Abschnitt genannten Kriterien lässt sich die Zielerreichung anhand dieser Ergebnisse nicht beurteilen.

Die folgenden Auswirkungen werden untersucht:

- Entwicklung des Umverteilungsvolumens (zwischen Versicherern und Versicherten)
- Prämienentwicklung
- Entwicklung der Marktstruktur und der Versichertenbestände
- Entwicklung der Merkmale der Versicherer-Wechsler
- Entwicklung der finanziellen Ergebnisse der Versicherer mit unterschiedlicher Risikostruktur
- Weitere Aspekte

Drittens wird basierend auf den Erkenntnissen aus den vorangegangenen Analysen ein etwaiger Anpassungsbedarf im Risikoausgleich mit PCG identifiziert und mögliche Weiterentwicklungen des Risikoausgleichsmechanismus empfohlen. Der Anpassungsbedarf kann sich sowohl auf technische/statistische als auch auf prozessuale Aspekte beziehen.

Zur Beantwortung der Fragestellungen nutzen wir diverse methodische Ansätze. Im Zentrum steht die quantitative Analyse diverser Datenquellen. Wir nutzen die folgenden Daten:

1. Anonymisierte Individualdaten zum Risikoausgleich 2018-2022 [Daten der Gemeinsamen Einrichtung Krankenversicherungsgesetz (GE KVG)]
2. Anonymisierte Individualdaten zur Krankenpflegeversicherung 2017-2021 [Erhebungsformular Individualdaten (EFIND)]
3. Krankenversicherungsprämien 2011-2023 (opendata.swiss, 2023)

4. Statistik der obligatorischen Krankenversicherung (KVSTAT) (Bundesamt für Gesundheit BAG, 2022)

Die Individualdaten zum Risikoausgleich und die EFIND-Daten wurden auf Individualebene jeweils über die Jahre mittels eines pseudonymisierten Verbindungscode verknüpft. Die Analysen wurden basierend auf den folgenden allgemeinen Grundsätzen durchgeführt:

- **Einschlusskriterien:** Die Analyse berücksichtigt ausschliesslich Versicherte, die dem Risikoausgleich unterstellt sind. Einzige Ausnahme bildet die Bestimmung der Variablen für den Spitalaufenthalt und alle PCG, da diese aus dem Vorjahr bekannt sein müssen. Daher müssen für die 19-jährigen Versicherten auch Daten aus Jahren berücksichtigt werden, in denen diese erst 18 Jahre alt und damit noch nicht dem Risikoausgleich unterstellt waren.
- **Untersuchungseinheiten:** Die Daten der GE KVG und die EFIND-Daten werden nicht auf Ebene von Versicherten, sondern auf Ebene einzelner Deckungen der Versicherten analysiert. Mehrere Deckungen pro Versicherten ergeben sich dadurch, dass sich unterjährig die Risikoklasse oder Prämiencharakteristiken ändern können, z. B. durch einen Umzug in einen anderen Kanton. Für Berechnungen ist wesentlich, dass Deckungen mit den dazugehörigen Versicherungsmonaten gewichtet werden².
- **Pseudonymisierung:** Alle Ergebnisse, die auf der Analyse der Daten der GE KVG und der EFIND-Daten basieren, werden anonymisiert und sind ohne weitere Informationen nicht identifizierbar. Konkret werden die Namen bzw. die BAG-Nummern der Versicherer in den Grafiken bzw. Tabellen mittels Laufnummern (1, 2, ...) pseudonymisiert, und Zusatzinformationen wie die Bestandesgrössen werden teilweise vergrößert. Die Zuweisung der Laufnummern erfolgt für jede Grafik bzw. Tabelle neu. Bei Auswertungen der öffentlichen KVSTAT wird auf eine durchgehende Pseudonymisierung verzichtet, weil es sich um allgemein zugängliche Informationen zu den einzelnen Versicherern handelt. Wo sinnvoll werden Versicherer zu Gruppen (z. B. Netto-Zahler) aggregiert.

Nebst der quantitativen Datenanalyse analysieren wir die publizierte Literatur zum Thema. Schliesslich nutzen wir die Ergebnisse einer Umfrage, die wir im Rahmen der Evaluation unter allen Versicherern durchgeführt haben. Basierend auf drei qualitativen Interviews mit Vertreterinnen und Vertretern der Versicherer CSS Kranken-Versicherung AG, SWICA Krankenversicherung AG und Assura-Basis SA haben wir eine Online-Umfrage bestehend aus zehn Fragen an alle 44 Versicherer (d. h. ohne reine Taggeldversicherer), die im Jahr 2023 zugelassen sind, verschickt. Ziel der Umfrage war es, die statistischen Datenanalysen um die Erfahrungen der Versicherer bezüglich Prognosefähigkeit, technische Umsetzung und Auswirkungen des Risikoausgleichs mit PCG zu ergänzen. Die Umfrage wurde über die Versicherungsverbände santésuisse und curafutura an ihre Mitglieder verschickt und sollte für jeden Versicherer einmal ausgefüllt werden. Die Teilnehmenden wurden daher gebeten, die Meinungen für ihren Versicherer vor dem Ausfüllen zu konsolidieren. Konglomerate konnten angeben, dass sie die Umfrage für mehrere Versicherer ausfüllen. Die Anzahl Antworten entspricht daher nicht der Anzahl Versicherer, für die die Umfrage ausgefüllt wurde. Es nahmen insgesamt 25 Antwortende für 37 Versicherer an der Umfrage teil. Die Rücklaufquote belief

² Es gibt eine vernachlässigbare Anzahl doppelt versicherter Personen (Personen mit einer Versicherungsdeckung von über 12 Monaten). Dieser Umstand wird bei den Analysen nicht berücksichtigt, da es sich unseren Kenntnissen nach um eine vernachlässigbare Minderheit handelt.

sich damit auf 84%. Die antwortenden Versicherer hatten 2022 einen Marktanteil von 92% der versicherungspflichtigen Personen.

Die Ergebnisse der Umfrage fliessen in mehreren Kapiteln in die Beurteilung ein. Der vollständige Fragekatalog sowie die dazugehörigen Ergebnisse finden sich in Anhang 9.12. Den Versicherern wurde die Anonymität ihrer Antworten zugesichert. Die Antworten auf drei offene Fragen werden deswegen nicht im Wortlaut wiedergegeben, sondern fliessen sinngemäss in die Analyse ein.

Aufgrund der notwendigen Vorkenntnisse zum Risikoausgleichsmodell und zu den verwendeten Daten ergaben sich für einige der Angehörigen des Projektteams potenzielle Risiken bezüglich der unbefangenen und unabhängigen Durchführung des Projekts. Zur Sicherstellung der unbefangenen und unabhängigen Arbeit wurden diverse Massnahmen auf organisatorischer und prozeduraler Ebene getroffen. Details sind im Anhang 9.13 einsehbar.

3 Auswirkungen der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG auf den finanziellen Ausgleich zwischen Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur

3.1 MODELLGÜTE UND EINFLUSS DER EINZELNEN ANPASSUNGEN

Ziel dieses Kapitels ist einerseits die Beurteilung der Modellgüte des Risikoausgleichsmodells ab 2020, und andererseits die Beurteilung des Einflusses der einzelnen umgesetzten Anpassungen am Risikoausgleich auf die Modellgüte. Grundlage dafür ist ein umfangreicher Vergleich unterschiedlicher Risikoausgleichsmodelle für das aktuelle Ausgleichsjahr 2022. Dabei wird der Risikoausgleich ab 2014 (mit den Risikoausgleichsgruppen "Altersklasse", "Geschlecht", "Spitalaufenthalt im Vorjahr" nach Kanton, inkl. prospektiver Berechnungsart³) als Ausgangsmodell betrachtet, zu welchem die einzelnen neuen Komponenten hinzugefügt werden, bis hin zum Risikoausgleich ab 2020.

Es werden folgende acht Modelle betrachtet:

Modell	Beschrieb
M1	Risikoausgleich ab 2014 = Ausgangsmodell
M2	Ausgangsmodell plus Arzneimittelbezug im Vorjahr (Risikoausgleich ab 2017)
M3	Ausgangsmodell plus Vorversicherer-Information
M4	Ausgangsmodell plus 26 Monate Abrechnungshorizont inkl. Niveauteuerung
M5	Ausgangsmodell plus Entlastung der jungen Erwachsenen
M6	Ausgangsmodell plus PCG (ohne prospektive Berechnung und ohne Entlastung der jungen Erwachsenen)
M7	Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen
M8	Risikoausgleich ab 2020

Weitere Details zu den acht Modellen finden sich im Anhang, Kapitel 9.1.1. Die Gegenüberstellung dieser Modelle erlaubt es, das abgelöste mit dem neuen Risikoausgleichmodell unter Verwendung derselben Datenbasis zu vergleichen (Modell M1 vs. M8) und die Effekte der neuen Komponenten des Risikoausgleichs mit PCG zu beurteilen, d. h. der Berücksichtigung von Vorversicherer-Information (M3), des 26-Monate Abrechnungshorizonts inklusive Niveauteuerung (M4), der Entlastung der jungen Erwachsenen (M5) und der PCG (M6). Der Vergleich der Modelle M2 und M6 erlaubt es, die Performanz des Modells mit PCG mit der zwischen 2017 und 2019 eingesetzten Übergangslösung mit dem Indikator Arzneimittelbezug im Vorjahr zu beurteilen. Das Modell M7 ist insofern hilfreich, als dass die Entlastung der jungen Erwachsenen grundsätzlich politisch motiviert ist und nicht dazu dient, die Modellgüte des Risikoausgleichs zu verbessern.

³ Bei der prospektiven Berechnungsart sind die Leistungen des Vorjahrs massgeblich. Dies im Unterschied zu dem vor 2014 eingesetzten Risikoausgleichsmodell, bei welchem die Leistungen des Ausgleichsjahrs massgeblich waren (vgl. <https://www.kvg.org/versicherer/risikoausgleich/>).

Für die Berechnung des Risikoausgleichs ab 2017 (M2) wurde der Indikator Arzneimittelbezug im Vorjahr basierend auf dem Publikumspreis für Medikamente aus den Spezialitätenlisten⁴ aus mehreren Jahren rekonstruiert. Dieser Vergleich hat insofern Limitationen, als dass die Rekonstruktion lediglich approximativ ist. Beispielsweise lag die Prävalenz im Ausgleichsjahr 2019 für den rekonstruierten Indikator schweizweit bei 2.1%, bei den von der Gemeinsamen Einrichtung publizierten Zahlen⁵ bei 2.8%. Die resultierenden Ausgleichssätze waren jedoch dennoch vergleichbar mit jenen der Gemeinsamen Einrichtung. Details zur Rekonstruktion des Indikators Arzneimittelbezug im Vorjahr und dessen Evaluation sind im Anhang, Kapitel 9.1.2 niedergeschrieben.

Um einen Einblick in die Stabilität der Gütemasse über die Zeit zu gewährleisten, werden die Modelle M1 und M8 zusätzlich für die zwei Ausgleichsjahre 2020 und 2021 berechnet. Bei der Interpretation muss berücksichtigt werden, dass die Corona-Pandemie alle drei Ausgleichsjahre 2020 bis 2022 beeinflusst haben könnte.

Für die Berechnungen der Modelle für das Ausgleichsjahr 2022 werden folgende Daten verwendet:

- GE KVG 2022 mit 26 Monaten Abrechnungshorizont
- GE KVG 2022 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont
- GE KVG 2021 mit 26 Monaten Abrechnungshorizont
- GE KVG 2021 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont
- GE KVG 2020 mit 26 Monaten Abrechnungshorizont
- Spezialitätenliste für das Jahr 2022

Bei den für die Modelle der Ausgleichsjahre 2020 und 2021 verwendeten Daten verschieben sich die Jahreszahlen gegenüber der obigen Auflistung um minus 2 bzw. minus 1 Jahr(e).

Modellgütemasse zur Vorhersagegenauigkeit Für alle Risikoausgleichsmodelle M1 bis M8 werden folgende sechs Modellgütemasse berechnet:

1. Adjustiertes Bestimmtheitsmass R^2
2. Cummings Prediction Measure (CPM)
3. Mean Absolute Error (MAE)
4. Median Absolute Deviation (MAD)
5. Akaike-Informationskriterium (AIC)
6. Bayes'sches Informationskriterium (BIC)

Es werden mehrere Modellgütemasse betrachtet, da es unseren Kenntnissen nach keinen Konsens für ein bestimmtes Modellgütemass gibt. Auch soll der Eindruck verhindert werden, dass ein bestimmtes Modellgütemass resultatbasierend gewählt wurde. Die Auswahl bezieht sich auf in der Vergangenheit für den Risikoausgleich verwendete Modellgütemasse (R^2 ,

⁴ Siehe <https://www.spezialitaetenliste.ch/>

⁵ Siehe <https://www.kvg.org/versicherer/risikoausgleich/rundschreiben-statistiken/>

CPM, MAE, MAD) und gängige Masse der Statistik für die Modellselektion (AIC, BIC). Details zur Berechnung der verwendeten Modellgütemasse sind im Anhang, Kapitel 9.1.4 notiert.

Das adjustierte Bestimmtheitsmass R^2 ist ein skalenunabhängiges Modellgütemass, welches den vom Modell erklärten Anteil an der Gesamtstreuung der Nettoleistungen pro Monat auf einer Skala zwischen 0 und 1 misst. Eine Erhöhung des R^2 ist als eine Verbesserung des Modells zu Interpretieren. Das R^2 kann als ein Standardgütemass für Risikoausgleichsüberprüfungen betrachtet werden, siehe bspw. Schmid et al. (2018, Tabelle 16.2).

Das CPM ist ein mit dem R^2 eng verwandtes, jedoch bezüglich Ausreisser robusteres Modellgütemass. Auch beim CPM weist ein höherer Wert in Richtung Maximalwert 1 auf eine Modellverbesserung hin.

Der MAE und die MAD sind zwei verwandte, skalenabhängige Modellgütemasse, welche die durchschnittliche Abweichung der Modellvorhersage von den effektiven Kosten in CHF messen. Entsprechend weist eine Reduzierung des MAE bzw. MADs auf eine Modellverbesserung hin. Der MAD ist im Vergleich zum MAE wesentlich robuster bezüglich Ausreissern.

Die beiden Informationskriterien AIC und BIC sind zwei in der Statistik häufig verwendete Kriterien zur Modellwahl. Sie messen die Modellgüte unter Berücksichtigung der Modellkomplexität, so dass auch Modelle mit weniger Indikatoren besser abschneiden können. Die beiden Masse gilt es zu minimieren, wobei die numerischen Werte an sich schwer interpretierbar sind. Der BIC bestraft die Modellkomplexität stärker bzw. favorisiert Modelle mit weniger Indikatoren stärker als der AIC.

Bei all diesen Modellgütemassen sind die Abweichungen der Modellvorhersagen von den im Ausgleichsjahr beobachteten Nettoleistungen pro Monat massgebend. Diese Abweichungen werden in diesem Bericht als «Schätzfehler» bezeichnet. Details zur Berechnung der Schätzfehler finden sich in Anhang, Kapitel 9.1.3.

Modellgütemass zu den Selektionsanreizen Die sechs Modellgütemasse messen, wie präzise das Risikoausgleichmodell die Nettoleistungen pro Monat im Ausgleichsjahr schätzen kann. Bei der Entwicklung des Risikoausgleichs gilt es jedoch gleichermassen, Selektionsanreize tief zu halten, die Stabilität der Ausgleichssätze zu garantieren und valide Morbiditätsfaktoren zu verwenden. Zur Beurteilung der Modellgüte bezüglich Selektionsanreizen untersuchen wir in diesem Kapitel zusätzlich, in welchem Ausmass Versicherte gemäss deren Kosten im Vorjahr unter- bzw. überkompensiert werden⁶. Unter Überkompensation wird hier verstanden, dass die Nettoleistungen minus Risikoausgleichsbeiträge (bzw. plus Risikoausgleichsabgaben) tiefer sind als der kantonale Durchschnitt der Nettoleistungen.⁷ Je schwächer die Unter- bzw. Überkompensationseffekte entlang den Kosten im Vorjahr, desto besser die Modellgüte bezüglich Selektionsanreizen. Weitere Analysen zur Überkompensation finden sich in Kapitel 3.4 bis Kapitel 3.6. Die Validität der Morbiditätsfaktoren und die Stabilität der Ausgleichssätze werden in dieser Studie insofern berücksichtigt, als dass das Kapitel 3.2 explizit darauf eingeht, inwiefern die PCG Versicherte mit wiederkehrenden Kosten vorhersagen kann und inwiefern die PCG-Zuschläge stabil sind.

⁶ Dieses Gütemass bzw. das dazugehörige Prinzip wird teilweise dem niederländischen Gesundheitsökonom und Experte im Bereich des Risikoausgleichs Prof. Dr. Richard van Kleef zugeschrieben.

⁷ Entsprechend wird unter Unterkompensation verstanden, dass die Nettoleistungen minus Risikoausgleichsbeiträge (bzw. plus Risikoausgleichsabgaben) höher sind als der kantonale Durchschnitt der Nettoleistungen

3.1.1 ERGEBNISSE

Modellgütemasse zur Vorhersagegenauigkeit Mit Tabelle 1 kann die Güte der betrachteten Risikoausgleichmodelle für das Ausgleichsjahr 2022 miteinander verglichen werden. Die Güte der Modelle M6 bis M8 mit PCG ist durchgehend besser als bei den Modellen M1 bis M5 ohne PCG. Gegenüber dem Risikoausgleichmodell M1 erhöht das Modell M8 mit PCG das R^2 um den Faktor 2 (von 0,15 auf 0,31) und das CPM um den Faktor 1,7 (von 0,17 auf 0,29), und reduziert den MAD um rund 20% (von 193 auf 153) und den MAE um rund 12% (von 370 auf 328). Das Modell M2 mit dem Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr liegt ungefähr in der Mitte zwischen dem Risikoausgleich ab 2012 und dem Risikoausgleichmodell ab 2020. Die letzte Zeile in Tabelle 1, «N (Mio.)», entspricht der Anzahl Personen, welche dem Modell zugrunde liegen.

Die Güte der Modelle mit 26 Monaten Abrechnungshorizont inkl. Niveauteuerung ist sehr ähnlich wie die Güte der entsprechenden Modelle mit 14 Monaten Abrechnungshorizont und ohne Niveauteuerung (M1 vs. M4 bzw. M6 vs. M7). Ebenfalls zu einer nur marginal tieferen Modellgüte führt die Entlastung junger Erwachsener (M1 vs. M5 bzw. M7 vs. M8). Die Vorversicherer-Information hat erwartungsgemäss ebenfalls keinen erheblichen Einfluss auf die Modellgüte (M1 vs. M3), gemäss Tabelle 1 führt sie zu einer marginal besseren Modellgüte.

Tabelle 1: Vergleich aller betrachteten Risikoausgleichmodelle für das Ausgleichsjahr 2022 bezüglich verschiedenen Modellgütemassen

Gütemass	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
Adj. R^2	0,15	0,24	0,16	0,15	0,15	0,29	0,31	0,31
CPM	0,17	0,23	0,18	0,17	0,17	0,28	0,30	0,29
MAD	189	166	188	199	189	151	145	153
MAE	365	338	365	382	367	317	326	328
AIC/10 ⁶	94,0	93,1	93,9	94,5	94,0	92,6	93,0	93,0
BIC/10 ⁶	94,0	93,1	93,9	94,5	94,0	92,6	93,0	93,0
N (Mio.)	6.99	6.99	6.99	6.99	6.99	6.99	6.99	6.99

Mit Tabelle 2 kann das Risikoausgleichmodell ab 2014 mit dem Modell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene für die drei Jahre 2020, 2021 und 2022 Jahre miteinander verglichen werden.⁸ Das Risikoausgleichmodell mit PCG (M7) schneidet bei allen drei Jahren besser ab als das Modell ab 2014 (M1). Die Schwankungen der Modellgütemasse über die Jahre hinweg sind im Vergleich zu den Modelldifferenzen gering.

Eine zeitliche Tendenz über die drei Jahre ist bezüglich den Modellgütemassen nicht ersichtlich. Das bezüglich der Modellgüte beste Jahr ist je nach Modell (M1, M7) und Modellgütemass (R^2 , CPM, etc.) ein anderes. Entsprechend konnten wir aus den Resultaten keine eindeutigen Vermutungen ableiten, ob und wie die Corona-Pandemie den Risikoausgleich beeinflusste.

⁸ Wir betrachten das Risikoausgleichmodell ab 2020 M7 ohne Entlastung für junge Erwachsene, und nicht das Modell M8 mit Entlastung, da die Entlastung für junge Erwachsene politisch motiviert ist und die Schätzgenauigkeit zumindest theoretisch verschlechtert.

Tabelle 2: Vergleich der Risikoausgleichmodelle M1 (Risikoausgleich ab 2014) und M7 (Risikoausgleich ab 2020, ohne Entlastung für junge Erwachsene) für die Ausgleichsjahre 2020 bis 2022 bezüglich verschiedenen Modellgütemassen

Gütemass	M1			M7		
	2020	2021	2022	2020	2021	2022
Adj. R^2	0,16	0,15	0,15	0,30	0,29	0,31
CPM	0,17	0,17	0,17	0,29	0,29	0,30
MAD	175	176	189	137	142	145
MAE	341	351	365	307	321	326
AIC/10 ⁶	91,0	92,6	94,0	90,4	91,9	93,0
BIC/10 ⁶	91,0	92,6	94,0	90,4	91,9	93,0
N (Mio.)	6,88	6,93	6,99	6,88	6,93	6,99

Modellgütemass zu den Selektionsanreizen Tabelle 3 zeigt die mittleren Schätzfehler entlang den Nettoleistungen pro Monat im Vorjahr zwecks Analyse der Modellgüte bezüglich Selektionsanreizen. Aus Tabelle 3 ist beispielsweise ablesbar, dass Versicherte mit Nettoleistungen im Vorjahr von mindestens 1 000 CHF pro Monat bei Modell M1 durchschnittlich um 975,20 CHF pro Monat unterkompensiert werden.

In Tabelle 3 wird zunächst ersichtlich, dass alle Modelle Versicherte mit tiefen Nettoleistungen im Vorjahr überkompensieren, bzw. Versicherte mit hohen Nettoleistungen im Vorjahr unterkompensieren. Die Über- bzw. Unterkompensation ist jedoch bei den Risikoausgleichsmodellen mit PCG (M6, M7 und M8) wesentlich tiefer als beim Risikoausgleich ab 2014 (M1) und auch tiefer als beim Risikoausgleich ab 2017 mit dem Indikator Arzneimittelkosten (M2). Dies kann als Hinweis gedeutet werden, dass der Risikoausgleich ab 2020 die Selektionsanreize verringert.

Tabelle 3: Vergleich aller betrachteten Risikoausgleichmodelle für das Ausgleichsjahr 2022 bezüglich dem mittleren Schätzfehler bzw. der mittleren Überkompensation nach den Nettoleistungen pro Monat (Mon.) im Vorjahr (VJ)

Nettoleistungen im VJ	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
unbekannt	68,1	49,9	67,2	71,0	79,5	32,4	26,2	38,4
< 1 CHF/ Mon.	137,0	112,1	135,9	142,5	139,5	88,8	81,8	84,4
1 - 99 CHF/ Mon.	112,7	79,4	111,5	117,1	117,3	63,0	56,1	61,0
100 - 249 CHF/Mon.	40,8	0,8	40,3	42,5	38,8	16,9	18,4	16,2
250 - 499 CHF/Mon.	-56,0	-100,7	-52,6	-57,9	-60,7	-45,9	-30,3	-35,3
500 - 999 CHF/Mon.	-125,0	-129,1	-109,4	-130,1	-131,2	-87,0	-51,0	-57,6
≥ 1 000 CHF/ Mon.	-975,2	-649,8	-930,5	-1 014,8	-983,1	-628,2	-491,1	-499,5

Durchschnittliche Ausgleichssätze Im Folgenden werden die acht berechneten Risikoausgleichmodelle bezüglich den durchschnittlichen Ausgleichssätzen verglichen. Dieser Vergleich bezieht sich nicht direkt auf die Modellgüte, soll jedoch helfen, den Modellvergleich verständlicher zu machen.

Abbildung 1 stellt die durchschnittlichen Ausgleichssätze nach dem Indikator Altersklasse für die betrachteten Risikoausgleichmodelle grafisch dar, gestützt auf die Daten für das Aus-

gleichsjahr 2022. Die Durchschnittswerte beruhen auf einer nach Versicherungsmonaten gewichteten Aggregation über die Kantone, Geschlechter und Aufenthaltsklassen und inkludieren je nach Modell die Beiträge für PCG und die Entlastung für junge Erwachsene. Als Zusatzinformation werden in Abbildung 1 die Versicherungsjahre in Form von Balken dargestellt. Mit dieser Zusatzinformation wird ersichtlich, dass, gemittelt über die Kantone, das Geschlecht und den Spitalaufenthalt im Vorjahr, Versicherte der unteren Altersklassen mit moderaten Abgaben die teilweise sehr hohen Beiträge der weniger zahlreichen Versicherten der oberen Altersklassen finanzieren.

Im Wesentlichen zeigt Abbildung 1, dass sich in bivariater Hinsicht die durchschnittlichen Ausgleichssätze kaum zwischen den betrachteten Modellen unterscheiden. Die einzige erkennbare Diskrepanz sind die tieferen Abgaben bei den Risikoausgleichsmodellen M5 und M8 mit Berücksichtigung der Entlastung der jungen Erwachsenen für 19-25-Jährige. Dadurch sind die Ausgleichssätze dieser Modelle für über 25-Jährige geringfügig tiefer, was aber von Auge in Abbildung 1 kaum ersichtlich ist.

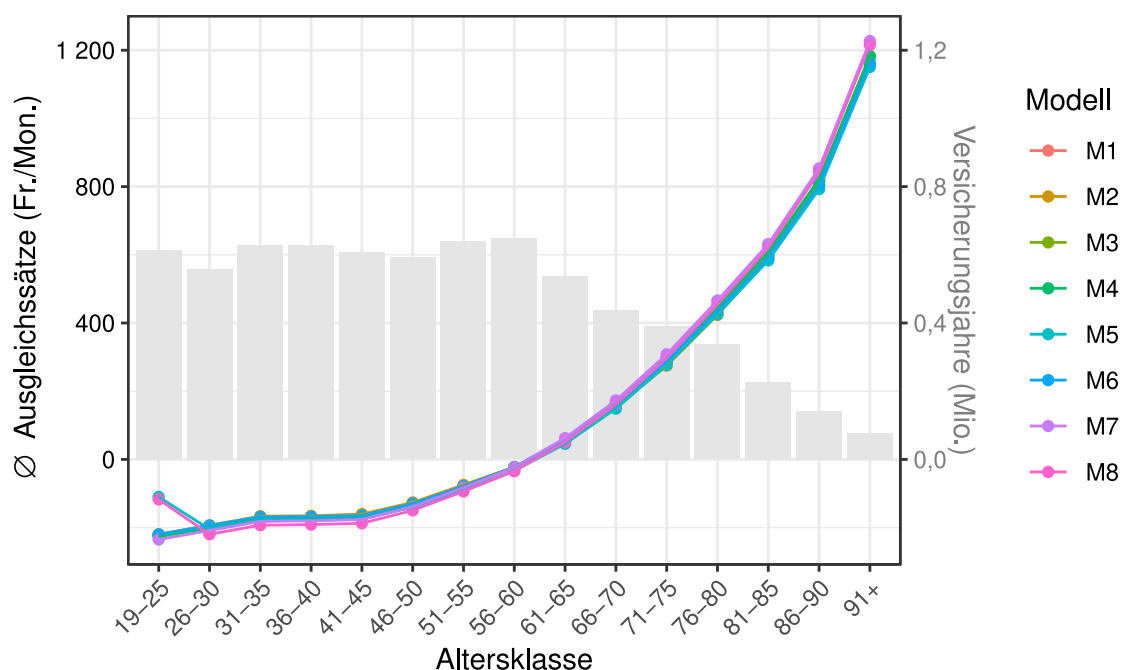


Abbildung 1: Durchschnittliche Ausgleichsbeiträge in CHF pro Monat nach Altersklasse. Die Balken wiedergeben die Anzahl Versicherungsjahre in Mio. Die Resultate basieren auf den Daten für das Ausgleichsjahr 2022.

Entsprechend den Altersklassen identifizierten wir auch für das Geschlecht und den Aufenthalt im Vorjahr keine wesentlichen Modellunterschiede bezüglich den durchschnittlichen Ausgleichssätzen. Ein wesentlicher Unterschied zwischen den Modellen ergibt sich, wenn die durchschnittlichen Ausgleichssätze ohne Berücksichtigung der Risikoausgleichsbeiträge für PCG berechnet werden. Dann sind bei den Modellen mit PCG (Modelle M6, M7 und M8) die Ausgleichssätze durchschnittlich wesentlich tiefer als bei den Modellen ohne PCG. Details zu diesen Analysen finden sich im Anhang, Kapitel 9.1.5.

3.1.2 FAZIT

Gestützt auf sechs unterschiedliche Masszahlen zur Modellgüte lässt sich sagen, dass der Risikoausgleich mit PCG die Nettoleistungen pro Monat wesentlich genauer vorhersagt als der ursprüngliche Risikoausgleich ab 2014. Beispielsweise vergrössert sich das CPM beim Ausgleichsjahr 2022 durch das Hinzufügen der PCG (Modell M1 vs. M6) von rund 17% auf

28%, also um rund das 1,6-Fache. Dieses Resultat ist stabil über die drei Jahre 2020 bis 2022. Ebenfalls schneidet der Risikoausgleich mit PCG bezüglich Selektionsanreizen besser ab als der Risikoausgleich ab 2014: Die mittlere Überkompensation variiert bei den Modellen mit PCG deutlich schwächer als bei den Modellen ohne PCG.

Auch weist der Risikoausgleich mit PCG bei den Modellgütemassen bessere Werte aus als der Risikoausgleich ab 2017 mit dem Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr. Durch das Ersetzen des Indikators Arzneimittelkosten durch die PCG (Modell M2 vs. M6) verbessert sich der CPM von rund 23% auf 28%, also um rund das 1,2-Fache. Allerdings kann die Gegebenheit, dass der Indikator Arzneimittelkosten die Modellgüte bereits enorm verbessert, als Hinweis dafür gewertet werden, dass es zu den PCG womöglich günstigere und vergleichbar effiziente Alternativen gegeben hätte. Der Indikator Arzneimittelkosten hat jedoch den Nachteil, dass er keinen direkten Indikator der Morbidität darstellt und für die Versicherer vermutlich einfacher manipulierbar ist. Letztlich ist der gezeigte Vergleich beschränkt aussagekräftig, da der Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr approximativ rekonstruiert wurde.

Bezüglich der weiteren neuen Komponenten des Risikoausgleichs wurde folgendes festgestellt: Die prospektive Berechnungsart und die Entlastung der jungen Erwachsenen führt zu einer marginal geringeren Modellgüte, während die Berücksichtigung von Vorversicherer-Information zu einer marginal höheren Modellgüte führt. Die Resultate entsprechen in der Tendenz den Erwartungen des Evaluationsteams.

Eine zeitliche Tendenz, welche sich aufgrund der Corona-Pandemie hätte abzeichnen können, wurde keine festgestellt. Allerdings sind alle derzeit berechenbaren Risikoausgleichsjahre mit PCG (2020 bis 2022) jeweils auf unterschiedliche Arten durch die Corona-Pandemie beeinflusst. Um den Effekt der Corona-Pandemie aussagekräftiger zu beurteilen, könnten die Analysen in zwei bis drei Jahren repliziert werden.

3.2 ERFASSUNG DER VORGESEHENEN ZIELGRUPPE

Dieses Kapitel hat zum Ziel, die Erfassung der vorgesehenen Zielgruppe - d. h. Versicherte mit spezifischen chronischen Erkrankungen und wiederkehrenden hohen Kosten - zu beurteilen.

Inwiefern der neue Indikator PCG aus klinischer Sicht Versicherte mit spezifischen chronischen Erkrankungen erfasst, konnte mit den verwendeten Daten nicht überprüft werden, da keine Angaben zu Diagnosen o.ä. vorlagen. Darum beziehen sich die zwei nachfolgenden Analysen auf folgende zwei Fragen:

1. Inwiefern können die PCG die Versicherten mit wiederkehrenden hohen Kosten vorhersagen?
2. Inwieweit sind die PCG kostenhomogen?

3.2.1 VORHERSAGEKRAFT DER PCG FÜR WIEDERKEHRENDE KOSTEN

Diese Analyse stützt sich auf Daten der GE KVG zum Risikoausgleich der Jahre 2018 bis 2021 mit 26 Monaten Abrechnungshorizont. Dabei wird ermittelt, wie gut die PCG des Jahres 2018 Versicherte mit wiederholt hohen Kosten in den Jahren 2019 bis 2021 vorhersagen können.

Ausgangspunkt bilden neun konstruierte Variablen, welche die Versicherten in Versicherte mit und ohne wiederkehrende Kosten einteilen. Die neun Variablen unterscheiden sich bezüglich der Kostenschwelle: Als Versicherte mit wiederkehrenden Kosten wurden diejenigen

markiert, deren Bruttoleistungen in jedem der Jahre 2019, 2020 und 2021 die Kostenschwelle von X CHF überschreiten. Die verwendeten neun Kostenschwellen X sind:

1	1 000 CHF	4	10 000 CHF	7	100 000 CHF
2	2 500 CHF	5	25 000 CHF	8	250 000 CHF
3	5 000 CHF	6	50 000 CHF	9	500 000 CHF

Mithilfe dieser konstruierten Variablen wird analysiert, wie genau die PCG des Jahres 2018 Versicherte mit wiederholt hohen Kosten in den Jahren 2019 bis 2021 vorhersagen können. Als Prädiktoren wird einerseits der Indikator, dass der Versicherte im Jahr irgendeiner PCG zugewiesen wurde, verwendet, und andererseits die einzelnen PCG. Berechnet und analysiert werden die sogenannten Falsch-Positiv- und Richtig-Positiv-Raten. Falsch-Positiv-Raten geben an, welcher Anteil der Versicherten ohne wiederkehrende Kosten von den PCG fälschlicherweise als solche mit wiederkehrenden Kosten eingeteilt wurden. Richtig-Positiv-Raten geben an, welcher Anteil der Versicherten mit wiederkehrenden Kosten von den PCG als solche eingeteilt wurden. Die Richtig-Positiv-Rate ist insofern gegen oben begrenzt, als dass sie maximal das Zahlenverhältnis zwischen der Anzahl Versicherten der jeweiligen PCG, und der Anzahl Hochkostenfälle der jeweiligen Kostenschwelle, annehmen kann.

3.2.1.1 Ergebnisse

Abbildung 2 stellt die Falsch-Positiv-Raten gegen die Richtig-Positiv-Raten für die Vorhersage von wiederkehrenden Kosten basierend auf dem Indikator, dass im Jahr 2018 irgendeine PCG zugeteilt wurde. Die Richtig-Positiv-Rate nimmt zwischen den Kostenschwellen von 1 000 CHF (1) und 50 000 CHF (6) fortlaufend zu und erreicht ein Maximum von fast 80%. Die Falsch-Positiv-Rate nimmt zwischen den Kostenschwellen von 1 000 CHF und 50 000 CHF ebenfalls zu, allerdings auf tieferem Niveau und etwas weniger schnell. Jenseits der Kostenschwelle von 100 000 CHF nimmt die Richtig-Positiv-Rate wieder stark ab, bei konstant bleibender Falsch-Positiv-Rate. Dies bedeutet, dass die PCG ca. 80% der Versicherten mit wiederkehrenden Bruttoleistungen im Bereich von 50 000 CHF oder mehr korrekt identifiziert werden, dabei aber gleichzeitig 20% der Versicherten ohne wiederkehrenden Bruttoleistungen fälschlicherweise als solche mit wiederkehrenden Kosten über 50 000 CHF eingestuft werden. Der Umstand, dass ca. 20% der Versicherten mit hohen Kosten nicht durch eine PCG erkannt werden, begründet sich vermutlich damit, dass die PCG nicht alle Arten von Erkrankungen berücksichtigen und es auch sehr teure medizinische Behandlungen gibt, die keine langfristige, medikamentöse Behandlung mit sich ziehen.

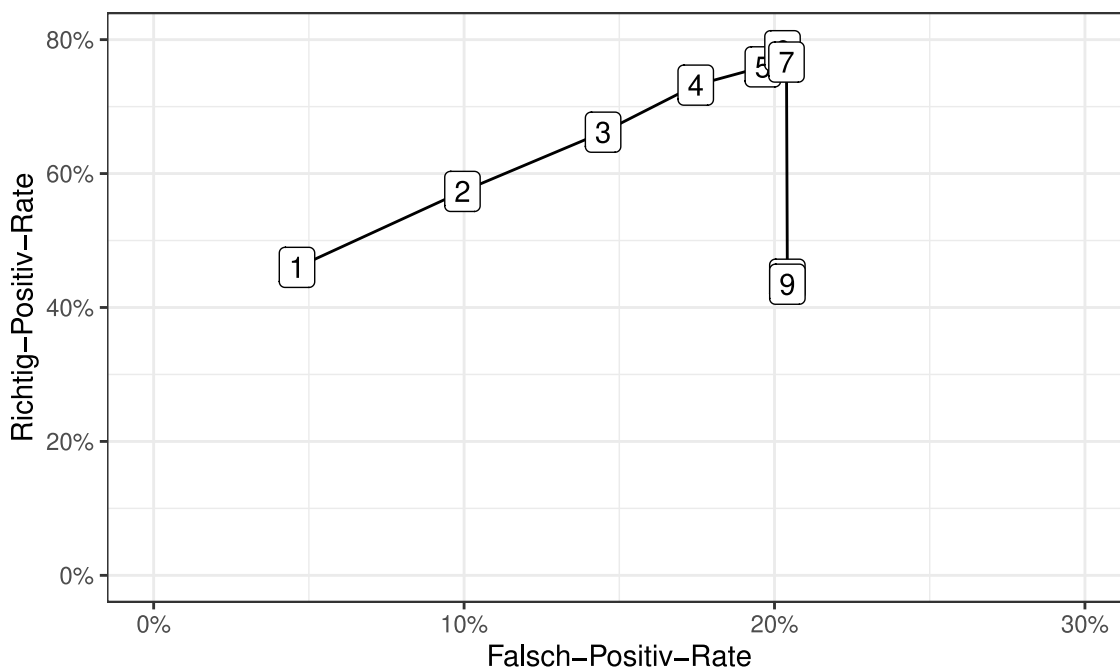


Abbildung 2: Falsch-Positiv-Rate vs. Richtig-Positiv-Rate entlang den Kostenschwellenwerten (1: 1 000 CHF, 2: 2 500 CHF, 3: 5 000 CHF, 4: 10 000 CHF, 5: 25 000 CHF, 6: 50 000 CHF, 7: 100 000 CHF, 8: 250 000 CHF und 9: 500 000 CHF) für alle PCG zusammen.

Abbildung 3 stellt die Falsch-Positiv-Raten gegen die Richtig-Positiv-Raten der vier PCG mit den höchsten Richtig-Positiv-Raten dar. Die PCG Depression (DEP) erreicht mit ca. 25% bei Kostenschwelle 25 000 CHF (5) die höchste Richtig-Positiv-Rate, gefolgt von Nierenerkrankung (NIE, ca. 20% bei Kostenschwelle 7: 100 000 CHF), Krebs komplex (KRK, ca. 22,5% bei den Kostenschwellen 6 und 7: 100 000 CHF und 250 000 CHF) und Hohes Cholesterin (HCH, ca. 15% bei den Kostenschwellen 2 bis 7: 2 500 CHF bis 250 000 CHF). Dabei sind die Falsch-Positiv-Raten bei den PCG KRK und NIE tief (<0,5%), während sie bei DEP und HCH ca. 5% betragen.

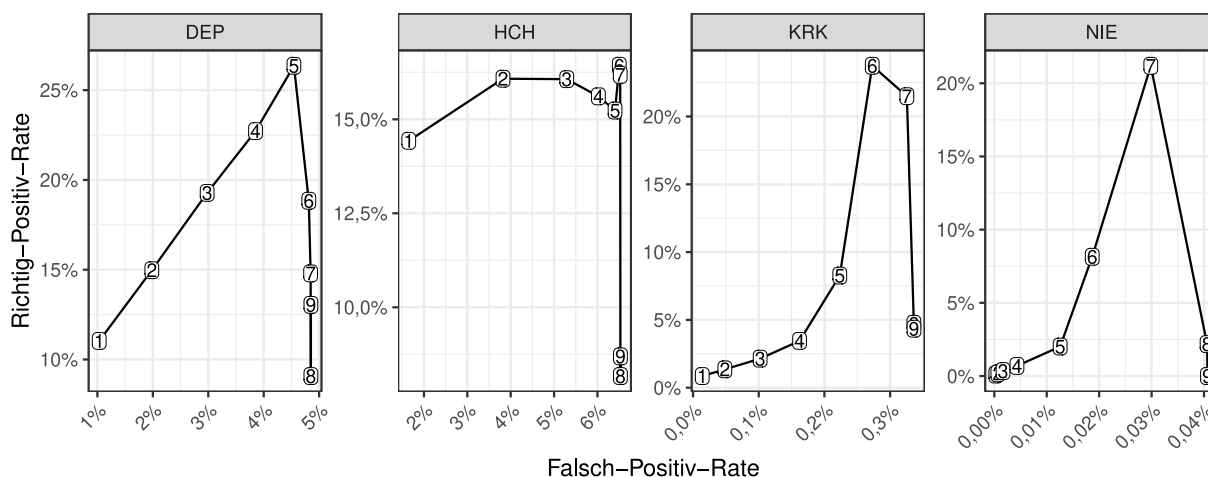


Abbildung 3: Falsch-Positiv-Rate vs. Richtig-Positiv-Rate entlang den Kostenschwellenwerten (1: 1 000 CHF, 2: 2 500 CHF, 3: 5 000 CHF, 4: 10 000 CHF, 5: 25 000 CHF, 6: 50 000 CHF, 7: 100 000 CHF, 8: 250 000 CHF und 9: 500 000 CHF) für die einzelnen PCG.

Im Anhang, Kapitel 9.2.1, werden die analogen Grafiken für alle PCG dargestellt. Dabei fällt auf, dass die Kostenschwellen mit der höchsten Richtig-Positiv-Rate stark zwischen den

PCG variieren. Bis auf die tiefste Kostenschwelle von 1 000 CHF optimiert jede Kostenschwelle (2 500 CHF, 5 000 CHF, ..., 500 000 CHF) bei mindestens einer PCG die Richtig-Positiv-Rate. Ausserdem sind folgende PCG aufgefallen:

- PCG mit sehr guter Performanz insofern, als dass die höchste Richtig-Positiv-Rate im Verhältnis sehr viel grösser ist als die dazugehörige Falsch-Positiv-Rate, d. h. sie identifizieren Versicherte mit wiederkehrenden Kosten mit einer tiefen Fehlerquote: PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie, Richtig-Positiv-Rate: 8,7%, Falsch-Positiv-Rate: 0,01%), NIE (Nierenerkrankung, Richtig-Positiv-Rate: 21,2%, Falsch-Positiv-Rate: 0,02%) und HIV (HIV / AIDS, Richtig-Positiv-Rate: 3,3 %, Falsch-Positiv-Rate: 0,02%)
- PCG mit geringer Performanz insofern, als dass die höchste Richtig-Positiv-Rate im Verhältnis zur dazugehörigen Falsch-Positiv-Rate klein ist, d. h. sie identifizieren Versicherte mit wiederkehrenden Kosten mit einer hohen Fehlerquote: HCH (Hohes Cholesterin, Richtig-Positiv-Rate: 16,4%, Falsch-Positiv-Rate: 6,5%), THY (Schilddrüsenerkrankungen, Richtig-Positiv-Rate: 5,1%, Falsch-Positiv-Rate: 1,9%) und GLA (Glaukom, Richtig-Positiv-Rate: 5,5 %, Falsch-Positiv-Rate: 1,6%).
- PCG die bedingt durch eine tiefe Prävalenz eine tiefe höchste Richtig-Positiv-Rate aufweisen: WAS (Wachstumsstörung, Falsch-Positiv-Rate: 0,002%), KRE (Krebs komplex, Falsch-Positiv-Rate: 0,012%), PSO (Psoriasis, Falsch-Positiv-Rate: 0,49%)

3.2.2 KOSTENHOMOGENITÄT DER PCG

Dieser Abschnitt befasst sich damit, inwieweit Kosten bzw. die Schätzfehler innerhalb der PCG schwanken. Aus statistischer Sicht ist grundsätzlich eine tiefe Variabilität wünschenswert, da diese einhergeht mit einer präziseren Vorhersage der Nettoleistungen pro Monat. Ausserdem trifft das verwendete Regressionsmodell die Annahme, dass die Varianz der Schätzfehler homogen ist, und folglich kommen PCG mit unterschiedlicher Streuung bei den Schätzfehlern einer Verletzung der Modellannahmen gleich. Andererseits ist aus Sicht der Weiterentwicklung des Risikoausgleichmodells eine Heterogenität der Kosten erst dann ein Problem, wenn diese mit einem nicht berücksichtigten Indikator für die Versicherer kalkulierbar ist und durch Selektion der kostengünstigen Fälle ein finanzieller Gewinn erwirtschaftet werden könnte. Solche Indikatoren sind jedoch derzeit nicht bekannt und in den vorhandenen Daten vermutlich nicht vorhanden. Die folgende Analyse beschränkt sich deshalb darauf, PCG zu identifizieren, die aufgrund der hohen Streuung potenziell für eine Selektion der kostengünstigen Fälle attraktiv sind.

Zur Beurteilung der Kostenhomogenität der PCG werden die Schätzfehler (vgl. Anhang, Kapitel 9.1.3) des Risikoausgleichmodells M7 (Risikoausgleich ab 2020, ohne Entlastung für junge Erwachsene) für das Ausgleichsjahr 2022 betrachtet. Wir betrachten den Schätzfehler und nicht die zugrundeliegenden Nettoleistungen pro Monat, weil der Schätzfehler um die Effekte der anderen Risikoausgleichsgruppen bereinigt ist. Im Idealfall ist die Verteilung des Schätzfehlers unimodal und symmetrisch um den Wert Null verteilt. Der Abschnitt soll Auskunft darüber geben, inwieweit die empirischen Schätzfehler von diesem Ideal abweichen.

Zur Analyse werden Kennzahlen wie Mittelwert, Standardabweichung, Variationskoeffizient (=Betrag der Standardabweichung geteilt durch den Mittelwert) und Interquartilsabstand tabellarisch aufgeführt und zwischen den PCG verglichen. Alle Kennzahlen wurden gewichtet nach Versicherungsmonat berechnet. Zudem werden die Verteilungen anhand von Histogrammen grafisch dargestellt, um allfällige Multimodalitäten zu identifizieren.

3.2.2.1 Ergebnisse

Tabelle 4 zeigt Kennzahlen zur Verteilung des Schätzfehlers der PCG im Ausgleichsjahr 2022. Am auffälligsten ist die PCG NIE (Nierenerkrankung). Im Mittel ergibt sie die höchste Überkompensation mit ca. 359 CHF pro Monat, wobei der Median von -252 CHF darauf hinweist, dass die Mehrheit der Versicherten mit PCG NIE unterkompensiert wird. Mit 4 894 CHF weist die PCG NIE die dritthöchste Standardabweichung und mit 6 901 CHF den höchsten Interquartilsabstand auf, d. h. sie ist im Vergleich die inhomogenste PCG. Weitere inhomogene PCG sind ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) mit der höchsten Standardabweichung von 5 387 CHF, PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) mit der zweithöchsten Standardabweichung von 5 112 CHF und KRK (Krebs komplex) mit dem zweithöchsten Interquartilsabstand von 4 819 CHF

Tabelle 4: Kennzahlen zur Verteilung des Schätzfehlers der PCG, basierend auf dem Risikoausgleichsmodell mit PCG und ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) und den Daten für das Ausgleichsjahr 2022. Q25 und Q75 stehen für das erste und dritte Quartil, Interquartilsabstand (IQR) für deren Differenz, SD für Standardabweichung und Var. Koef für Variationskoeffizient

PCG	Versicherte	Mittelwert	SD	Var. Koef.	Q25	Median	Q75	IQR
ABH	5 279	4,1	1 435	347	-384	332	726	1 110
ADH	19 634	20,7	1 059	51	-102	220	369	471
AIK	38 770	39,1	1 355	35	-328	253	698	1 026
ALZ	12 092	-69,0	1 391	20	-723	190	834	1 557
AST	74 732	-14,9	1 364	91	-118	232	407	525
BSR	8 113	7,3	1 282	177	-219	282	625	844
CAR	44 563	-16,1	1 769	110	-363	355	751	1 114
COP	59 034	-10,8	1 927	178	-349	477	832	1 181
DEP	363 111	7,9	1 285	162	-220	289	536	756
DM1	64 322	-4,3	1 760	414	-218	373	705	923
DM2	67 875	5,6	1 176	211	-104	221	420	524
EPI	50 173	-12,4	1 556	125	-249	365	645	894
GLA	120 672	-16,1	1 203	75	-184	203	447	631
HCH	509 670	-10,1	1 196	118	-133	189	403	536
HIV	14 227	55,7	1 495	27	-132	262	598	730
KHO	30 615	7,0	1 272	182	-150	318	569	719
KRE	647	201,9	1 690	8	-28	715	975	1 004
KRK	36 800	36,6	3 951	108	-1 822	825	2 997	4 819
MCR	11 228	7,9	1 250	158	-94	280	466	560
MSK	12 522	100,0	1 241	12	-307	252	739	1 046
NIE	4 641	358,5	4 894	14	-2 524	-252	4 377	6 901
PAH	960	-75,5	5 112	68	-1 122	914	2 640	3 762
PAR	16 141	-32,6	1 722	53	-682	424	980	1 662
PSO	7 465	-37,4	1 271	34	-185	260	426	611
PSY	46 560	42,6	1 350	32	-331	368	753	1 084
RHE	19 119	-9,8	1 289	132	-279	247	513	792
SMC	93 982	6,6	1 316	198	-262	261	568	830
SMN	21 264	4,0	2 062	516	-419	488	965	1 384
THY	146 926	-5,1	1 176	229	-122	185	370	492
TRA	7 389	50,3	3 048	61	-374	561	1 163	1 537
WAS	153	-74,3	1 859	25	-225	272	709	935
ZFP	4 536	-226,8	5 387	24	161	1 495	2 094	1 933

ZNS	8 581	-35,8	2 526	71	-643	706	1 324	1 967
DM2+hyp	134 656	0,5	1 315	2 864	-151	253	504	655

Der Umstand, dass in Tabelle 4 der mittlere Schätzfehler der PCG teilweise stark von Null abweicht, hängt mit der prospektiven Berechnungsart des Risikoausgleichs zusammen und ist ein Hinweis, dass einige PCG unter- bzw. überkompensiert werden. Die grossen Unterschiede bei der Streuung (Standardabweichung, Interquartilsabstand) lassen erkennen, dass die PCG untereinander stark heterogen sind. Des Weiteren bedeuten die grossen Unterschiede bei der Streuung, dass die Annahmen des zugrundeliegenden linearen Regressionsmodell teilweise stark verletzt werden.

Abbildung 4 zeigt die Verteilungen der Schätzfehler der auffälligen vier PCGs KRK, NIE, PAH und ZFP. Bei allen vier PCG ist die Verteilung tendenziell linksschief, bedingt durch einige wenige Versicherte mit sehr hohen Nettoleistungen pro Monat. Bezüglich Form der Verteilung fällt insbesondere die PCG NIE auf, welche eine bimodale Verteilungsform aufweist. Aus empirischer Sicht würde es sich anbieten, diese PCG auf Basis eines noch zu bestimmenden Indikators (z. B. Dialyse) in zwei Gruppen aufzuteilen. Ebenfalls eine Tendenz zu einer bimodalen Verteilung hat die PCG KRK. Die beiden PCG PAH und ZFP sind zwar inhomogen, deren Verteilung ist aber unimodal und vergleichbar mit der Verteilung vieler in Abbildung 4 nicht gezeigter weiterer PCG.

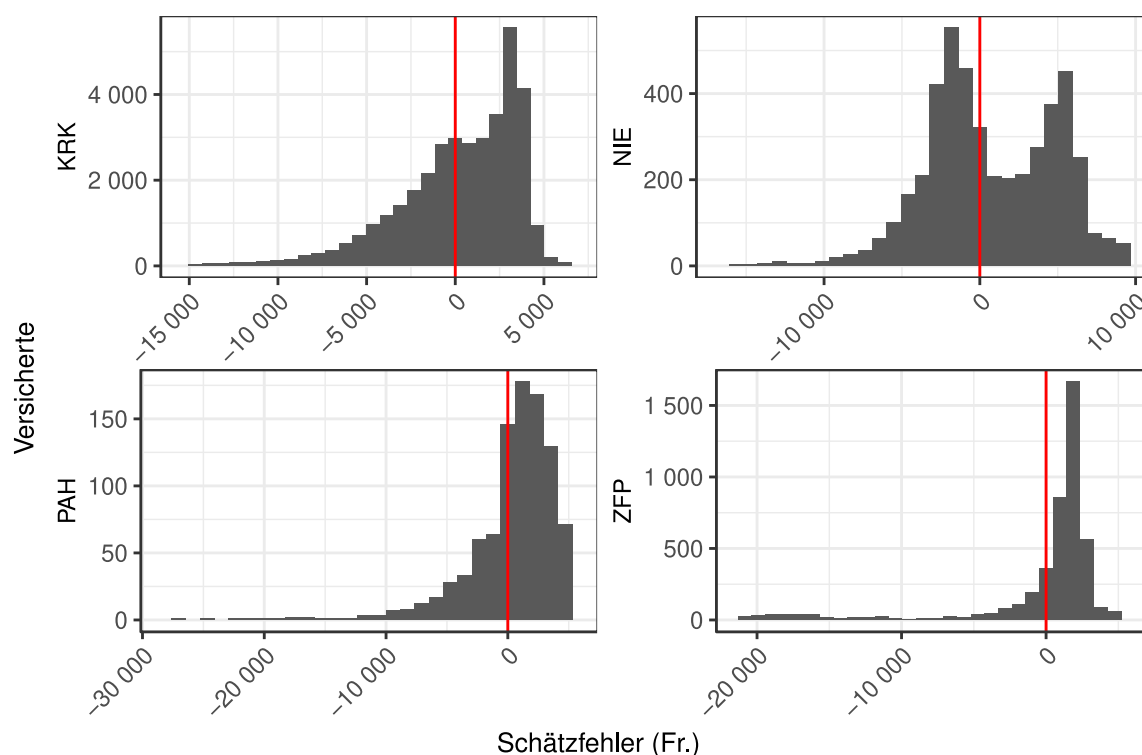


Abbildung 4: Verteilung des Schätzfehlers des Modells M7 (Risikoausgleich ab 2020, ohne Entlastung der jungen Erwachsenen) bei den PCG KRK (Krebs komplex), NIE (Nierenerkrankung), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) und ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme).

In Abbildung 43 im Anhang findet sich die Erweiterung der Abbildung 4 mit allen PCG. Zusätzlich zeigt Abbildung 42 die Verteilung der dem Schätzfehler zugrundeliegenden Nettoleistungen pro Monat, je PCG.

3.2.3 FAZIT

In der Analyse zur Beurteilung der Erfassung der vorgesehenen Zielgruppe konnte aufgezeigt werden, dass die PCG mit ca. 80% den Grossteil der Versicherten mit Kosten über 50 000 CHF in den Folgejahren identifizieren können. Allerdings werden dabei von den PCG auch 20% der Versicherten ohne Kosten in den Folgejahren fälschlicherweise als solche mit Kosten identifiziert, was einer hohen Fehlerrate entspricht. Zudem sinkt die Marke von 80% auf etwas über 40%, wenn man die Kostenschwelle von 50 000 CHF auf 250 000 CHF erhöht.

Die Güte bezüglich der Vorhersage von Versicherten mit wiederkehrenden Kosten variiert sehr stark zwischen den PCG. Insbesondere die PCG PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie), NIE (Nierenerkrankung) und HIV (HIV / AIDS) haben im Vergleich zur Anzahl korrekt identifizierten Versicherten mit wiederkehrenden Kosten eine tiefe Falsch-Positiv-Rate. Als unzuverlässige Klassifikatoren erwiesen sich insbesondere die PCG HCH (Hohes Cholesterin), THY (Schilddrüsenerkrankungen) und GLA (Glaukom). Ausserdem liegen die Richtig-Positiv-Raten der PCG WAS (Wachstumsstörung), KRE (Krebs regulär), PSO (Psoriasis) teilweise weit unter 1%, so dass deren Berücksichtigung in der Optik der Vorhersagekraft von wiederkehrenden Kosten in Frage gestellt werden kann. Auch betrifft, unseren Kenntnissen nach, die PCG WAS (Wachstumsstörung) hauptsächlich die nicht im Risikoausgleich berücksichtigten Minderjährigen, und die schlechte Performanz der PCG KRE (Krebs regulär) ist vermutlich eine Folge davon, dass diese PCG nicht geradlinig aus dem niederländischen Risikoausgleich übertragen werden konnte.

Die Analyse zur Kostenhomogenität der PCG zeigt auf, dass die aktuellen PCG sehr unterschiedlich homogen sind. Einige PCG wie KRK (Krebs komplex), NIE (Nierenerkrankung), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) und ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) weisen vergleichsweise eine sehr hohe Kostenstreuung auf. Dabei konnte festgestellt werden, dass die PCG NIE (Nierenerkrankung) bimodal verteilt ist, und folglich eine Zerlegung der PCG in zwei Gruppen diskutiert werden müsste.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die PCG einen Grossteil der vorgesehenen Zielgruppe erfassen und dass jedoch Optimierungspotenzial vorhanden ist. Eine Optimierung könnte beispielsweise das Hinzufügen neuer PCG oder einer Hochkostengruppe (vgl. Bill et al. (2019, Kap. 5.5.1)) einbeziehen. Darüber hinaus könnten einzelne PCG angepasst (z. B. Nierenerkrankungen) oder weggelassen (z. B. Wachstumsstörung) werden.

3.3 BEURTEILUNG DER PLANBARKEIT DER NEUEN ABGABE-/BEITRAGSSÄTZE

Ziel dieses Kapitels ist die Beurteilung der Planbarkeit der neuen Abgabe-/Beitragssätze, mit Fokus auf die Zuschläge des neuen Indikators PCG. Dazu werden folgende zwei Analysen durchgeführt:

1. Analyse der empirischen Variabilität der PCG-Zuschläge über die Ausgleichsjahre 2020, 2021 und 2022 hinweg. Darüber hinaus wird die Variabilität der PCG-Zuschläge via dem Bootstrap-Verfahren geschätzt (vgl. Bill et al. (2019, Kap. 7.7)).
2. Befragung zur Einschätzung der Planbarkeit der Ausgleichsbeträge für die Versicherer im Rahmen von drei Interviews mit Versicherern sowie der Online-Umfrage unter allen Versicherern.

3.3.1 EMPIRISCHE VARIABILITÄT DER PCG-ZUSCHLÄGE

Die PCG betreffen oft nur eine Minderheit der Versicherten. Zudem wird die PCG-Liste jährlich angepasst, so dass sich die Zusammensetzung der Medikamente einer PCG fortlaufend wandelt. Dadurch ist aus statistischer Sicht zu erwarten, dass die PCG-Zuschläge von Jahr zu Jahr teilweise stark schwanken können. Dies wiederum erschwert es den Versicherern, den Betrag, den sie in den Risikoausgleich einzahlen bzw. erhalten, zu schätzen. Mitte Jahr müssen die Versicherer die Prämien für das Folgejahr bestimmen, und dafür brauchen sie eine Schätzung für den Risikoausgleich des Folgejahrs. Zu diesem Zeitpunkt sind jedoch lediglich die Resultate zum Risikoausgleich vom Vorjahr bekannt, d. h. die verfügbaren PCG-Zuschläge sind zwei Jahre älter als die eigentlich benötigten.

Betrachtet wird die Variabilität der tatsächlichen PCG-Zuschläge seit der Einführung der PCG im Jahr 2020 und eine Schätzung der Variabilität, die sich auf die aktuellen Daten stützt. Die drei PCG-Zuschläge seit 2020 bis und mit dem aktuellen Datenjahr 2022 wurden bereits für Kapitel 3.1 berechnet (Modell M8, Risikoausgleichsmodell ab 2020 mit PCG). Da drei Zuschläge je PCG nur bedingt aussagekräftig für deren Variabilität sind, wurde mittels der Daten des Ausgleichsjahrs 2022 die Verteilung der PCG-Zuschläge mit dem Bootstrap-Verfahren geschätzt. Eine Begründung für die Verwendung von Bootstrap und Details zur technischen Umsetzung finden sich im Anhang, Kapitel 9.3.1. Aus diesen Bootstrap-Berechnungen werden schliesslich 95%-Vertrauensintervalle abgeleitet, welche die Variabilität der PCG-Zuschläge über die Jahre hinweg schätzen sollen.

3.3.1.1 Ergebnisse

Tabelle 5 zeigt die PCG-Zuschläge der Ausgleichsjahre 2020, 2021, und 2022, deren relativen Unterschied zum Jahr 2020 sowie die via dem Bootstrap-Verfahren geschätzten Standardabweichungen und Grenzen der 95%-Vertrauensintervalle.

Die grösste Variabilität bezüglich der geschätzten Standardabweichung der PCG-Zuschläge weisen die PCG WAS (Wachstumsstörung, 171,3), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie, 164,2) und KRE (Krebs, 109,8) auf. Die hohe Variabilität dieser drei PCG hängt vermutlich mit deren tiefen Prävalenzen zusammen. Im Allgemeinen hängt eine hohe Variabilität bei den PCG-Zuschlägen nicht nur mit einer tiefen Prävalenz, sondern auch mit der Höhe des PCG-Zuschlags zusammen (siehe Abbildung 44 im Anhang). Beispielsweise weisen die PCG KRK (Krebs komplex) und PSY (Psychose) die fast gleiche Prävalenz von rund 0.5% aus, KRK hat aber mit rund 3 445 CHF einen viel höheren Zuschlag als PSY mit rund 621 CHF, und die Standardabweichung von KRK ist mit rund 21 CHF wesentlich höher als bei PSY mit rund 7 CHF.

Tabelle 5: PCG-Zuschläge der Ausgleichsjahre 2020, 2021, und 2022, deren relativen Unterschied Δ_{2020} zum Ausgleichsjahr 2020, die Prävalenzen im Ausgleichsjahr 2022 sowie mittels Bootstrap geschätzte Standardabweichungen (SD) und Grenzen der 95%-Vertrauensintervalle für die PCG-Zuschläge.

PCG	2020		2021		2022		Bootstrap			
	Zuschlag		Zuschlag	Δ_{2020}	Zuschlag	Δ_{2020}	Prävalenz	SD	$Q_{2.5\%}$	$Q_{97.5\%}$
ABH	528		571	8.2%	555	5.2%	0.075%	21	495	627
ADH	306		307	0.2%	293	-4.2%	0.278%	8	268	318
AIK	1 615		1 655	2.5%	1 581	-2.1%	0.549%	8	1 555	1 606
ALZ	495		573	15.8%	580	17.2%	0.171%	13	543	620
AST	239		242	1.0%	236	-1.3%	1.058%	5	220	249
BSR	171		197	15.5%	221	29.5%	0.115%	14	182	264
CAR	405		434	7.1%	442	9.2%	0.631%	8	417	467
COP	576		575	-0.2%	602	4.5%	0.836%	8	579	627
DEP	354		372	5.2%	370	4.5%	5.141%	2	363	376
DM1	689		722	4.8%	714	3.6%	0.911%	7	692	733
DM2	205		239	16.8%	237	16.0%	0.961%	5	223	254
EPI	455		496	9.0%	488	7.3%	0.710%	7	466	509
GLA	93		92	-0.7%	100	8.2%	1.708%	3	90	111
HCH	99		104	4.6%	105	5.1%	7.215%	2	99	110
HIV	1 588		1 607	1.2%	1 416	-10.8%	0.201%	13	1 378	1 459
KHO	389		402	3.2%	388	-0.4%	0.433%	8	363	415
KRE	820		969	18.2%	853	4.0%	0.009%	104	562	1 231
KRK	3 134		3 485	11.2%	3 445	9.9%	0.521%	21	3 381	3 521
MCR	332		353	6.4%	346	4.2%	0.159%	12	309	382
MSK	1 927		1 975	2.5%	1 836	-4.7%	0.177%	11	1 800	1 876
NIE	5 415		5 964	10.1%	5 663	4.6%	0.066%	68	5 442	5 877
PAH	4 795		4 683	-2.3%	4 330	-9.7%	0.014%	160	3 787	4 872
PAR	828		890	7.6%	893	7.9%	0.229%	13	851	943
PSO	209		250	19.9%	246	17.8%	0.106%	13	211	295
PSY	604		658	9.0%	621	2.9%	0.659%	7	595	641
RHE	338		327	-3.1%	340	0.8%	0.271%	10	306	376
SMC	247		258	4.5%	270	9.0%	1.331%	5	255	285
SMN	693		701	1.2%	699	0.9%	0.301%	14	656	753
THY	109		113	4.0%	116	6.7%	2.080%	3	108	125
TRA	1 549		1 638	5.7%	1 570	1.4%	0.105%	37	1 472	1 694
WAS	1 166		1 179	1.1%	1 088	-6.7%	0.002%	170	709	1 772
ZFP	1 141		1 246	9.1%	1 877	64.5%	0.064%	77	1 641	2 086
ZNS	1 041		1 183	13.6%	1 215	16.6%	0.121%	26	1 136	1 301
DM2+ hyp	263		289	10.0%	282	7.0%	1.906%	4	270	296

Bezüglich der zeitlichen Variabilität der PCG-Zuschläge von 2020 auf 2022 wurden folgende Tendenzen und Auffälligkeiten festgestellt:

- In vielen Fällen liegen die PCG-Zuschläge der Jahre 2020 und 2021 in oder nahe den entsprechenden Bootstrap 95%-Vertrauensintervallen, d. h. die zeitliche Variabilität der PCG-Zuschläge ist nur selten wesentlich grösser als die durch die Schwankungen der Nettoleistungen erwartbaren Schwankungen.

- Die PCG-Zuschläge sind von 2020 auf 2021 tendenziell angestiegen. Bei 23 der 34 PCG sind die Zuschläge sowohl im Jahr 2021 als auch im Jahr 2022 höher als im Jahr 2020. Nur bei der PCG PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) sind die Zuschläge in den Jahren 2021 und 2022 tiefer als im Jahr 2020. Andererseits gibt es keine Anhaltspunkte dafür, dass der zeitliche Anstieg der PCG-Zuschläge fortgesetzt wird, da die Änderung von 2020 auf 2022 nicht sichtbar stärker ist als die von 2020 auf 2021.
- Besonders augenfällig ist der Anstieg des Zuschlags der PCG ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) vom Jahr 2021 (1 246 CHF) auf 2022 (1 877 CHF) um 64.5%. Eine mögliche Erklärung ist, dass dieser PCG seit dem 1.1.2021 das Medikament Trikafta angehört, welches mit 17 516,15 CHF (Publikumspreis gemäss Spezialitätenliste per 1.7.2023) verhältnismässig teuer ist.

Details zur zeitlichen Tendenz der PCG-Zuschläge, inklusive grafischer Darstellungen, finden sich im Anhang, Kapitel 9.3.3. Neben dem beobachteten Preisaufschlag der PCG-Zuschläge wird im Anhang, Kapitel 9.3.3, eine mögliche Zunahme der Anzahl Versicherten mit PCG festgestellt. Bei 24 der 34 PCG sind die Prävalenzen zwischen 2020 und 2022 monoton angestiegen. Ob es sich dabei um eine tatsächliche Mengenausweitung handelt oder ob die Tendenz mit Änderungen bei der Datenqualität zusammenhängt, kann gestützt auf den vorliegenden Daten nicht abschliessend beurteilt werden.

3.3.2 EINSCHÄTZUNG DER PLANBARKEIT DER AUSGLEICHBETRÄGE FÜR DIE VERSICHERER

Für die Versicherer hat sich die Planbarkeit der Zahlungen in den bzw. aus dem Risikoausgleich mit Einführung des Risikoausgleichs mit PCG verschlechtert. So gaben 72% der 25 Antwortenden an, dass sich die Prognosefähigkeit der gesamten Transfersumme im Risikoausgleich im Vergleich zum Modell ohne PCG klar verschlechtert (40%) oder leicht verschlechtert (32%) habe. 12% der Versicherer beobachteten keine Veränderung, während je 4% eine leichte oder eine klare Verbesserung konstatierten. Das Bild war noch deutlicher bei der Frage nach der Prognosefähigkeit der Ausgleichssätze (für einzelne Risikogruppen und die PCG-Zuschläge) im Risikoausgleich mit PCG. 76% antworteten, dass sich diese klar (48%) oder leicht (28%) verschlechtert habe. 16% stellten keine Veränderung fest. Bei beiden Fragen gab es keine nennenswerten Unterschiede zwischen kleinen Versicherern (unter 10 000 Versicherte) und grossen Versicherern (500 000 Versicherte).

Wir wollten von den Versicherern wissen, ob sich die Prognosefähigkeit im zweiten (2021) und dritten Jahr (2022) der Durchführung des Risikoausgleichs mit PCG gegenüber der ersten Durchführung (2020) verbessert hat. Weniger als ein Drittel (2021: 32%; 2022: 28%) stellten keine Veränderung fest. In der zweiten Durchführung (2021) gab es für 36% der Antwortenden eine leichte Verbesserung, während 8% eine klare Verschlechterung und 16% eine leichte Verschlechterung feststellten. Im dritten Jahr (2022) stiegen diese Anteile auf 12% bzw. 24% an, während nur noch 28% eine Verbesserung gegenüber dem ersten Jahr der Durchführung konstatierten. Bei beiden Fragen wurde die Möglichkeit «klar verbessert» nie ausgewählt.

Die Teilnehmenden der Umfrage wurden nach den Gründen für die Prognoseunsicherheit gefragt. Acht Faktoren wurden auf einer Skala von 1 (überhaupt nicht wichtig) bis 5 (sehr wichtig) beurteilt. Die Ergebnisse sind in Abbildung 5 dargestellt.

Insbesondere die Unsicherheit bei der Höhe der Risikogruppen-Ansätze und der PCG-Zuschläge wurden als wichtig oder sehr wichtig beurteilt. Ein dritter wichtiger Faktor ist die Unsicherheit über die Zusammensetzung der Versicherer-Wechsler.

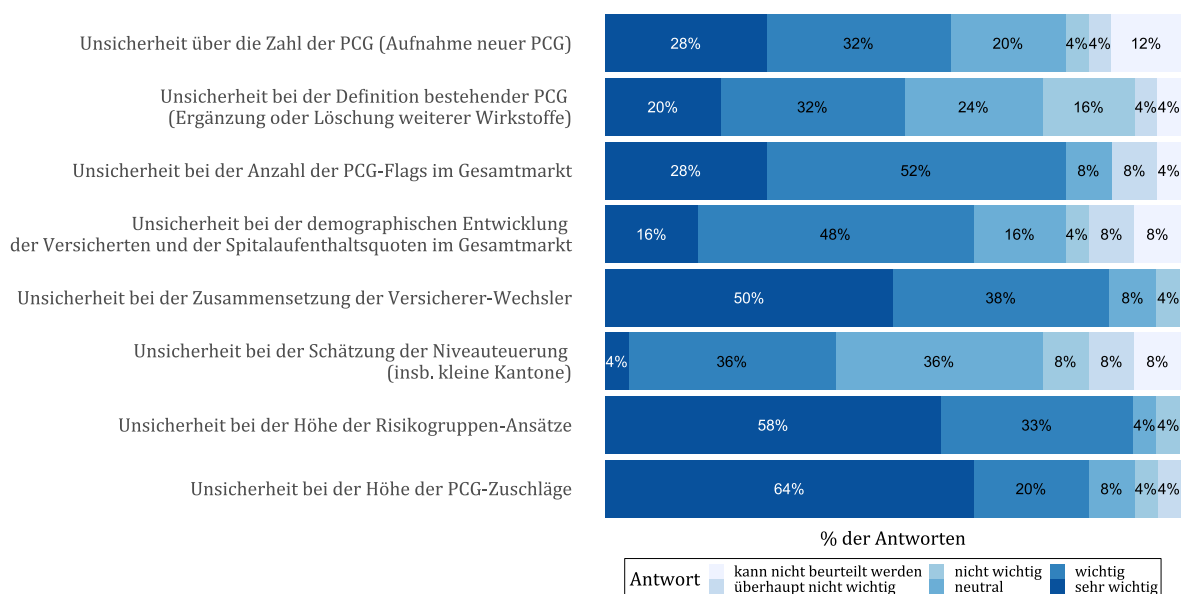


Abbildung 5: Einschätzung der Versicherer zur Wichtigkeit von Faktoren für die Prognosefähigkeit der gesamten Zahlungen im Risikoausgleich mit PCG

36% der Antwortenden stimmten der Aussage zu, wonach die PCG-Zuschläge im neuen Risikoausgleichsmodell nachvollziehbar seien. Keine Antwort fiel auf die Option «starke Zustimmung». 20% beantworteten die Frage mit «weder-noch», während weniger als ein Drittel der Aussage nicht (12%) oder überhaupt nicht (16%) zustimmen konnten. Der Aussage stimmten Versicherer mit unter 10 000 Versicherten (50%; n=8; gemäss KVSTAT für das Jahr 2022) häufiger zu als Versicherer mit mehr als 500 000 Versicherten (29%; n=7). Dies dürfte auf den ersten Blick überraschen, wissen doch kleine Versicherer aufgrund ihrer tiefen Bestände nur wenig über die Kosten im Gesamtmarkt.

Alle Ergebnisse der Umfrage sind in Anhang 9.12 einsehbar.

3.3.3 FAZIT

Bei der Analyse der empirischen Variabilität der PCG-Zuschläge zeigte sich, dass die PCG-Zuschläge insgesamt einigermaßen stabil sind. Insbesondere wurde festgestellt, dass die PCG-Zuschläge der Jahre 2020 und 2021 in oder nahe den entsprechenden Bootstrap 95%-Vertrauensintervallen liegen, die auf Basis der Daten des Jahres 2022 berechnet wurden und Variabilität der PCG-Zuschläge über die Jahre hinweg schätzen sollen. Es konnten jedoch Tendenzen herausgelesen werden, die bei der Planung berücksichtigt werden sollten:

Einerseits sind PCG-Zuschläge von 2020 auf 2021 tendenziell angestiegen. Von 2021 auf 2022 gibt es keine eindeutige Tendenz. Zudem sind auch die Prävalenzen über die drei Jahre von 2020 bis 2022 tendenziell angestiegen, was mit einer Mengenausweitung oder einer Verbesserung der Datenqualität der Versicherer erklärt werden könnte. Entsprechend sind die PCG nur bedingt zeitlich stabil.

Des Weiteren konnte am Beispiel der PCG ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) illustriert werden, dass die Zuschläge einzelner PCG sehr instabil sein können. Eine wichtige Erklärung dafür sind Änderungen an der PCG-Liste, bspw. das Hinzufügen neuer und teurer Medikamente.

Zuletzt hängt die Variabilität der PCG-Zuschläge stark mit den Prävalenzen und der Höhe der PCG-Zuschläge zusammen. In der Tendenz nimmt die Variabilität der PCG-Zuschläge mit einer höheren Prävalenz und einem tieferen Zuschlag ab. Dadurch ist die Berücksichtigung von PCG mit sehr tiefen Prävalenzen, wie z. B. WAS (Wachstumsstörung), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) und KRE (Krebs) fraglich.

Basierend auf der Rückmeldung der Versicherer lässt sich feststellen, dass die Prognostizierbarkeit sowohl der gesamten Transfersumme als auch der individuellen Ansätze im Risikoausgleich mit PCG deutlich schlechter wurde im Vergleich zum Risikoausgleich ohne PCG. Dies scheint nicht nur mit der noch fehlenden Erfahrung mit dem neuen Modell zu tun zu haben. Ein hoher Anteil der Antwortenden in der Umfrage unter den Versicherern gaben an, dass sich die Prognosefähigkeit auch in der zweiten und dritten Durchführung des neuen Risikoausgleichs nicht verbessert habe. Es ist zu erwarten, dass sich mit der Zeit dank der Erfahrung der Versicherer mit dem Risikoausgleich mit PCG die Prognosen verbessern werden. Die wichtigsten Faktoren für die Prognostizierbarkeit für die Transfersummen sind nach Auskunft der Versicherer die Unsicherheit über die Höhe der PCG-Zuschläge und der Risikogruppen-Ansätze, die Zusammensetzung der Versicherer-Wechsler und die Anzahl der PCG-Flags im Gesamtmarkt. Insgesamt dürfte dies auf eine erschwerte Möglichkeit zu Risiko-selektion hindeuten, da Transfers schwierig zu prognostizieren sind.

3.4 UMVERTEILUNGSVOLUMEN

Das Umverteilungsvolumen entspricht dem Betrag, der beim Risikoausgleich von Gruppen mit unterdurchschnittlichen Nettoleistungen an Gruppen mit überdurchschnittlichen Nettoleistungen transferiert wird. Das Umverteilungsvolumen hängt im Wesentlichen von der Höhe der Ausgleichssätze und der Gruppengrösse ab.

Ein Hauptziel des Schweizer Risikoausgleichs ist es, die wesentlichen Morbiditätsfaktoren zu berücksichtigen, so dass Versicherer möglichst fair für das Decken hoher Risiken entschädigt werden. Tendenziell steigt das Umverteilungsvolumen mit jedem zusätzlichen Morbiditätsfaktor an. Tabelle 6 zeigt das Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherern, den Risikoausgleichsgruppen und den Versicherten für die drei Risikoausgleichsmodelle M1 (Risikoausgleich ab 2014), M2 (Risikoausgleich ab 2017 mit Arzneimittelbezug im Vorjahr) und M8 (Risikoausgleich ab 2020) aus Kapitel 3.1 für das Ausgleichsjahr 2022. Es zeigt sich, dass sich mit der Einführung der PCG das Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherern von ca. 1,31 Milliarden (Mia.) (Modell M1) auf ca. 1,76 Mia. CHF (M8) pro Jahr erhöht. Weiter zeigt Tabelle 6, dass sich das Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherten von 9,8 Mia. auf 13,5 Mia. CHF pro Jahr erhöht, während das Umverteilungsvolumen zwischen den Risikoausgleichsgruppen bei 9,8 Mia. CHF pro Jahr gleich bleibt. Zuletzt ist in Tabelle 6 ersichtlich, dass die drei betrachteten Umverteilungsvolumen des als Übergangslösung eingesetzten Risikoausgleichs ab 2017 (M2) mit den entsprechenden Umverteilungsvolumen des Risikoausgleichs mit PCG (M8) vergleichbar sind.

Tabelle 6: Vergleich der Risikoausgleichsmodelle M1, M2 und M8 für das Ausgleichsjahr 2022 bezüglich dem Umverteilungsvolumen (UV) in Mia. CHF pro Jahr

	M1	M2	M8
UV Versicherer	1,31	1,69	1,76
UV RA-Gruppen	9,8	11,2	10,4
UV Versicherte	9,8	11,2	13,5

Das übergeordnete Ziel dieses Kapitels ist eine detaillierte Beurteilung des Umverteilungsvolumens. Dabei werden die folgenden drei Aspekte betrachtet: Zuerst wird analysiert, welche der aktuellen Risikoausgleichsgruppen extreme Ausgleichssätze bzw. ein hohes Umverteilungsvolumen aufweist. Als zweites wird beurteilt, inwiefern sich die Schätzfehler des Risikoausgleichs mit der Einführung der PCG bezüglich Gruppierungsvariablen, die nicht im Risikoausgleich berücksichtigt werden, angeglichen haben. Abschliessend wird beurteilt, inwiefern die Einführung der PCG zu einer Stärkung des Risikoausgleichs geführt hat.

3.4.1 IDENTIFIKATION DER RISIKOAUSGLEICHGRUPPEN MIT HOHEN ZUSCHLÄGEN BZW. ABGABEN

Basierend auf den Ausgleichssätzen des Risikoausgleichs mit PCG (Modell M8) wird für jede Risikoausgleichsgruppe (Kreuzung der Risikoausgleichsgruppen Altersklasse, Geschlecht, Aufenthalt im Vorjahr, aggregiert über die Kantone) das Beitrags- bzw. Abgabevolumen (mit und ohne Beiträge für PCG) berechnet (Total und pro Versicherungsmonat) und grafisch dargestellt. Darauf beruhend werden die Top 10 Risikoausgleichsgruppen mit extremen Umverteilungssätzen und -volumen identifiziert und tabellarisch aufgelistet.

Für die Berechnungen werden die Daten der GE KVG der drei Ausgleichsjahr 2020, 2021 und 2022 verwendet. Für die Bestimmung der Top 10 Risikoausgleichsdaten werden aus Platzgründen nur die Daten des Ausgleichsjahrs 2022 verwendet. Die Risikoausgleichssätze basieren auf dem aktuellen Risikoausgleich mit PCG und mit Entlastung für junge Erwachsene (Modell M8).

3.4.1.1 Ergebnisse

Abbildung 6 zeigt das Beitragsvolumen für jede der 60 Kombinationen der Indikatoren Altersklasse, Geschlecht und Aufenthalt im Vorjahr, aggregiert über die Kantone. Ein negatives Beitragsvolumen bedeutet, dass die entsprechende Gruppe in den Risikoausgleich einzahlt. Links werden die Beitragsvolumen ohne PCG gezeigt, rechts mit. Das Nullsummenspiel gilt nur für die rechte Grafik.

Aus Abbildung 6 ist erkennbar, dass männliche, junge Erwachsene ohne Aufenthalt im Vorjahr die höchsten Abgabevolumen (bzw. die negativsten Beitragsvolumen) aufweisen. Das Abgabevolumen der jungen Erwachsenen zwischen 19 und 25 Jahren wird vom Entlastungsmechanismus stark eingeschränkt. Zwischen 19 und ca. 55 Jahren ist das Abgabevolumen der Frauen wesentlich kleiner als jenes der Männer. Der lokale Peak der Frauen zwischen 31-35 Jahren ohne Aufenthalt im Vorjahr steht vermutlich mit Schwangerschafts- bzw. Geburtskosten im Zusammenhang. Zwischen 61 und 80 Jahren ist das Abgabevolumen der Frauen leicht höher als jenes der Männer. Im hohen Alter ab ca. 81 Jahren ist das Beitragsvolumen der Frauen höher als dasjenige der Männer, unabhängig davon, ob ein Aufenthalt im Vorjahr vorliegt. Wie mit der nachfolgenden Abbildung 7 eruierbar, muss es sich dabei um einen Mengeneffekt handeln, der mit der tieferen Mortalitätsrate von Frauen zusammenhängt.

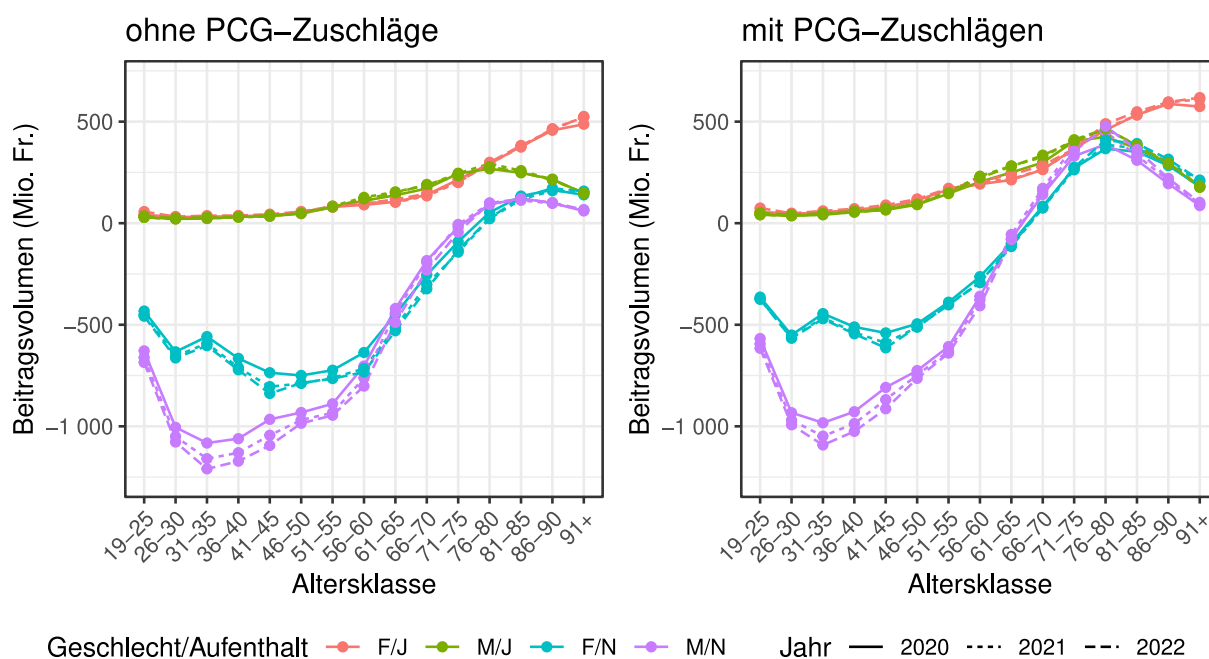


Abbildung 6: Beitragsvolumen nach Risikoausgleichsgruppe, aggregiert über die Kantone, ohne (links) und mit (rechts) PCG-Zuschläge. F/J: weiblich, mit Spitalaufenthalt im Vorjahr; M/N männlich ohne Spitalaufenthalt im Vorjahr; etc.

Wie der Vergleich der beiden Grafiken in Abbildung 6 aufzeigt, korrigieren die PCG-Zuschläge die Abgabe- bzw. Beitragsvolumen nach oben, insbesondere mit steigendem Alter. Mit PCG sind bereits die Gruppen ab 70 Jahren Empfänger. Die Unterschiede zwischen den drei Jahren 2020 bis 2022 sind verhältnismässig klein. Tendenziell akzentuieren sich die Beitragsunterschiede über die Ausgleichsjahre, bspw. erhöhen sich die Abgaben für junge Männer ohne Aufenthalt fortlaufend.

Die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Beitrags- bzw. Abgabevolumen (ohne Berücksichtigung der PCG-Zuschläge) werden im Anhang, Kapitel 9.4.1 aufgeführt. Die wesentlichen Erkenntnisse dieser Auflistungen sind:

- Bei den Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Beitragsvolumen handelt sich durchgängig um Versicherte mit Aufenthalt und in den oberen Alterskategorien. Frauen im Alter von über 90 Jahren mit einem Aufenthalt im Vorjahr erhalten das höchste Beitragsvolumen von ca. 525 Mio. CHF (ohne Berücksichtigung der PCG).
- Bei den Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Abgabevolumen handelt es sich um Männer ohne Aufenthalt im Vorjahr im typischen Erwerbsalter zwischen 26 und 60 Jahren, und Frauen zwischen 41 und 55 Jahren.

Wie eingangs erwähnt hängt das Beitrags- bzw. Abgabevolumen im Wesentlichen von der Höhe der Ausgleichssätze und der Gruppengrösse ab. Im Folgenden werden deshalb die Ausgleichssätze betrachtet.

Abbildung 7 zeigt die durchschnittlichen Ausgleichssätze pro Monat für die 60 Kombinationen der Indikatoren Altersklasse, Geschlecht und Aufenthalt im Vorjahr, gemittelt über die Kantone. Entlang des Alters verlaufen die Ausgleichssätze der vier Kombinationen von Geschlecht und Aufenthalt im Vorjahr ungefähr parallel, jeweils mit einem Minimum bei ca. 26 bis 40 Jahre und ein Maximum bei der höchsten Altersklasse. Wiederum ersichtlich ist ein lokaler Peak bei den Frauen bei Altersklasse 31-35. Ebenfalls ist ersichtlich, dass die Ausgleichssätze von Gruppen mit Aufenthalt eine höhere Variabilität aufweisen. Diese höhere

Variabilität liegt vermutlich an der kleineren Anzahl Versicherten der Gruppen mit Aufenthalt, die zu einer höheren Variabilität bei den Ausgleichssätzen führt.

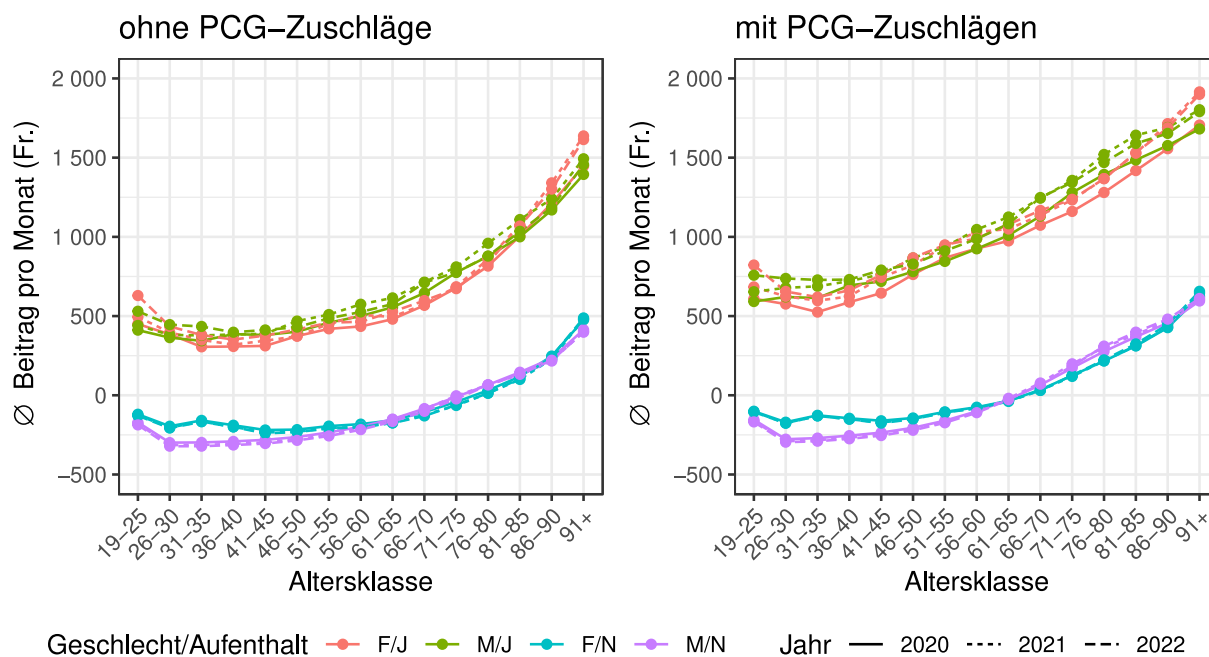


Abbildung 7: Risikoausgleichsbeitrag nach Risikoausgleichsgruppe, gemittelt über die Kantone, ohne (links) und mit (rechts) PCG-Zuschläge. F/J: weiblich, mit Spitalaufenthalt im Vorjahr; M/N männlich ohne Spitalaufenthalt im Vorjahr; etc.

Die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Beitrags- bzw. Abgabesätzen (ohne Berücksichtigung der PCG-Zuschläge) werden im Anhang, Kapitel 9.4.2, aufgeführt. Die wesentlichen Erkenntnisse dieser Auflistungen sind:

- Die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich der Beitragssätze umfassen einen Aufenthalt im Vorjahr und sind entlang dem Alter angeordnet (je älter, desto höher im Ranking). Über 91-jährige Frauen mit einem Aufenthalt im Vorjahr weisen mit 1 614 CHF pro Monat den höchsten durchschnittlichen Risikoausgleichsbeitrag auf.
- Die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich der Abgabesätze umfassen, ähnlich dem Abgabevolumen, zuerst Männer im Erwerbsalter ohne Aufenthalt im Vorjahr, und dann Frauen ab 41 bis 55 Jahre.

Die Variation der Risikoausgleichsbeiträge bzw. Abgaben zwischen den Kantonen, als auch mögliche Ausreisser, können im Anhang, Kapitel 9.4.3, beurteilt werden. Wir vermuten, dass insbesondere das unterschiedliche Kostenniveau und die Grösse der Risikogruppen massgeblich für die Variation zwischen den Kantonen sind. Es gibt auch einzelne Ausreisser, die den populationsniedrigeren Kantonen wie Kanton Uri, Nidwalden oder Obwalden angehören, und deshalb vermutlich dem Zufall geschuldet sind.

3.4.2 ANGLEICHUNG DER LEISTUNGEN

Bei der Angleichung der Leistungen wird betrachtet, inwiefern beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 mit PCG die Leistungen plus/minus Risikoausgleich homogener verteilt sind als beim Risikoausgleichsmodell ab 2014. Dafür werden Inhomogenitäten der Schätzfehler (= Modellvorhersage minus beobachtete Nettoleistungen im Ausgleichsjahr, vgl. Anhang, Kapi-

tel 9.1.3) bezüglich Gruppierungsvariablen zwischen den beiden Modellen M1 (Risikoausgleich ab 2014) und M7 (Risikoausgleich ab 2020, ohne Entlastung junger Erwachsenen) miteinander verglichen.

Wir betrachten den Schätzfehler und nicht die Leistungen plus/minus Risikoausgleich, da die Leistungen plus/minus Risikoausgleich kantonal unterschiedlich sind, während der Schätzfehler aller Beobachtungen im Mittel null betragen sollte. Ein positiver Schätzfehler bedeutet, dass die Deckung vom Risikoausgleich überschätzt und damit überkompensiert wurde, ein negativer das Gegenteil. Weiter wird in der nachfolgenden Analyse beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 die Entlastung für junge Erwachsene ignoriert, da diese politisch begründet ist und die Schätzgenauigkeit zumindest theoretisch verschlechtert⁹. Entsprechend werden die Schätzfehler des Modells M7 von Kapitel 3.1 verwendet, und nicht die Schätzfehler des Modells M8.

Um die Angleichung der Leistungen plus/minus Risikoausgleich zwischen verschiedenen Gruppen und Untergruppen (z. B. Multimorbide, Hochkostenfälle, etc.) zu untersuchen, wurden zunächst geeignete Gruppierungsvariablen bestimmt, die in den Daten der GE KVG oder den EFIND-Daten für das Jahr 2021 vorhanden sind. Die Ausrichtung auf das Jahr 2021 und nicht auf das aktuelle Ausgleichsjahr 2022 hängt damit zusammen, dass zur Zeit der Abfassung keine EFIND-Daten für das Jahr 2022 vorlagen.

Wir haben uns für die nachfolgenden zwölf Gruppierungsvariablen entschieden:

1. Kanton
2. Altersklasse
3. Geschlecht
4. Aufenthalt im Vorjahr
5. Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr
6. Keine Bruttoleistungen im Vorjahr
7. Mehrere PCGs im Vorjahr
8. Franchisestufe im Vorjahr
9. Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen
10. Modelltyp im Vorjahr
11. Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen
12. Prämienregion

Für Details zu diesen Variablen, siehe Anhang, Tabelle 25. Die ersten vier Gruppierungsvariablen, Kanton, Altersklasse, Geschlecht und Aufenthalt, werden vom Risikoausgleichsmodell explizit berücksichtigt und entsprechend wird davon ausgegangen, dass der Schätzfehler der einzelnen Gruppen dieser vier Variablen im Mittel in etwa null beträgt. Die Variablen 5 und 6 sind Indikatoren dafür, dass Versicherte im Vorjahr eine schwere Erkrankung hatten bzw. vollständig gesund waren. Die Variablen 8 bis 12 beziehen sich auf Variablen zum Versicherungsmodell, die sich in den EFIND-Daten finden. Wir gehen davon aus, dass eine tiefe

⁹ Die Entlastung der jungen Erwachsenen setzt für die Schätzung der Kosten der jungen Erwachsenen bewusst einen zu hohen Wert ein. Dadurch wird die Schätzgenauigkeit verringert.

Franchise bzw. ein Modelltyp ohne Einschränkung bei den Leistungserbringern eine Art Selbsteinschätzung für eingeschränkte Gesundheit sind. Weiter gehen wir (spekulativ) davon aus, dass eine Unfaldeckung im typischen Erwerbssalter und eine Prämienverbilligung nach der Ausbildung Indikatoren für eine Erkrankung sind, da bei Erwerbstätigkeit eine Unfaldeckung üblicherweise nicht nötig ist und eine Prämienverbilligung grundsätzlich nur dann nötig sein sollte, wenn keine regulären Erwerbseinkünfte vorliegen. Die Prämienregionen sind zwar kein direkter Morbiditätsfaktor, wohl aber interessant da der Risikoausgleich kantonal berechnet wird, die Prämien aber nach Prämienregion abgestuft werden können. Dabei ist zu beachten, dass diese Gruppierungsvariable nur für die Kantone mit mehr als einer Prämienregion relevant ist.

Bei der Analyse werden für jede Gruppierungsvariable die Schätzfehler der Modelle M1 (Risikoausgleich ab 2014) und M7 (Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen) zwischen den Gruppen verglichen. Wir schliessen auf eine Angleichung der Leistungen, falls die Gruppenunterschiede bezüglich dem Schätzfehler beim Modell M7 kleiner sind als beim Modell M1, bzw. wenn das Überkompensationsvolumen, d. h. dem Betrag, den überkompensierte Gruppen insgesamt von den unterkompensierten Gruppen erhalten, gegen 0 geht. Für die Analyse werden Boxplots zur grafischen Darstellung verwendet, und die Überkompensationsvolumen der Gruppierungsvariablen werden tabellarisch aufgeführt. Zudem werden an die Schätzfehler multiple Regressionsmodelle angepasst, bei welchen der Schätzfehler als Zielvariable und alle Gruppierungsvariablen als erklärende Variablen eingesetzt werden. Dies erlaubt es insbesondere, Gruppenunterschiede unter Berücksichtigung anderer Gruppierungsvariablen zu beurteilen. Details zur Berechnung dieser Regressionsmodelle finden sich im Anhang, Kapitel 9.4.5.

3.4.2.1 Ergebnisse

Abbildung 8 zeigt exemplarisch die Boxplots für die Gruppierungsvariable Franchisenstufe im Vorjahr (tiefste Franchise 300 vs. höhere Franchisen). Links werden die Schätzfehler des Risikoausgleichsmodells ab 2014 (M1) gezeigt, rechts des Risikoausgleichsmodells ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7).

Die Box entspricht dem Bereich, in dem die mittleren 50% Schätzfehler liegen (Interquartilsabstand). Die Quartile sind gewichtet nach Versicherungsmonat berechnet. Die Whisker (Antennen) entsprechen hier dem Bereich, in dem 90% der Schätzfehler liegen. In den Plots ist neben dem gewichteten Median (durchgehender Strich in der Box) auch der gewichtete Mittelwert eingezeichnet (roter Punkt).

Die Grafiken werden wie folgt gelesen: Vorrangig werden die Gruppenunterschiede zwischen den beiden Boxplots miteinander verglichen, anhand der Mittelwerte bzw. Mediane. Falls die Gruppenunterschiede beim Risikoausgleichsmodell ab 2014 grösser sind als beim Risikoausgleichsmodell ab 2020, kann auf eine Annäherung der Leistungen plus/minus Risikoausgleich geschlossen werden. In Abbildung 8 verkleinert sich der Unterschied der Franchisen bezüglich dem mittleren Schätzfehler von ca. $153+72=225$ CHF auf $79+51=130$ CHF, also um rund 42%. Ähnliches gilt für den Median. Ferner könnte auch überprüft werden, ob sich der Interquartilsabstand bzw. der 90%-Bereich mit dem neuen Risikoausgleichsmodell ab 2020 verkleinerte.

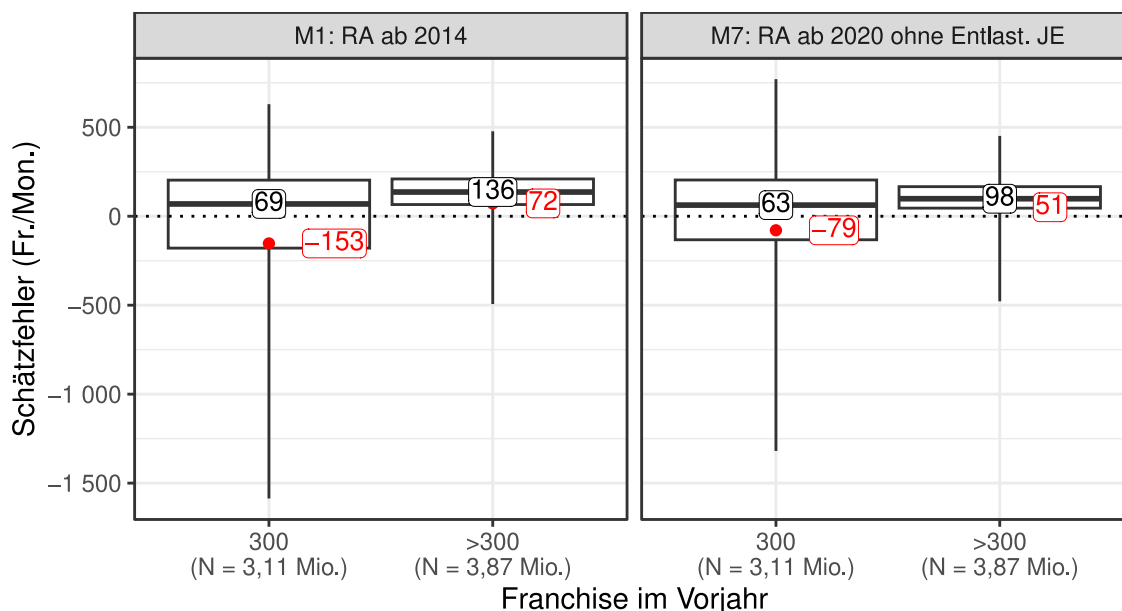


Abbildung 8: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Franchise-stufe im Vorjahr. Links die Schätzfehler des Risikoausgleichsmodells M1 ab 2014, rechts die Schätzfehler des Risikoausgleichsmodells M7 ab 2020 mit PCG ohne Entlastung für junge Erwachsene. Ein positiver Schätzfehler weist darauf hin, dass das Modell die Nettoleistungen pro Monat überschätzt und folglich zu einer Überkompensation führt. Datenquelle: E-FIND-Daten zum Jahr 2021.

Die Mediane liegen in der Regel, so auch in Abbildung 8, über der Nulllinie. Dies hängt damit zusammen, dass die Nettoleistungen rechtsschief und damit die Schätzfehler linksschiefverteilt sind. Entsprechend wird die Mehrheit der Versicherten überkompensiert, wobei sich das Nullsummenspiel des Risikoausgleichs dadurch ergibt, dass eine Minderheit mit sehr hohen Kosten stark unterkompensiert wird.

Die zu Abbildung 8 analogen Boxplots für die weiteren Gruppierungsvariablen (Kanton, Altersklasse, etc.) finden sich im Anhang, Kapitel 9.4.6. Im Folgenden werden die wichtigsten Ergebnisse der Analyse dieser Boxplots zusammengefasst:

- Beim Risikoausgleich ab 2014 (M1) liegt der Mittelwert des Schätzfehlers über alle Versicherten deutlich unter null, d.h. das Modell unterschätzt die effektiven Nettoleistungen im Ausgleichsjahr systematisch. Dies ist beispielsweise bei den Boxplots nach den Kantonen deutlich ersichtlich, siehe Anhang, Abbildung 49. Dieser Umstand ist unserer Auffassung nach Folge davon, dass das Modell M1 keine Niveauteuerung berücksichtigt. Beim Risikoausgleich ab 2020 (M7) ist keine solche systematische Unterschätzung der Nettoleistungen ersichtlich. Erwähnenswert ist, dass das Nullsummenspiel bei beiden Modellen gewährleistet ist, obwohl die mittleren Schätzfehler nach Kanton nicht exakt Null betragen.
- Bei den im Risikoausgleich berücksichtigten Variablen Kanton, Altersklasse, Geschlecht und Aufenthalt im Vorjahr sind die Schwankungen der mittleren Schätzfehler zwischen den Gruppen deutlich weniger stark als bei den übrigen Variablen. Dieses Resultat gilt sowohl für den Risikoausgleich ab 2014 (M1) als auch für den Risikoausgleich ab 2020 (M7). Allerdings sind diese Schwankungen teilweise systematisch. Beispielsweise stellten wir fest (vgl. Anhang, Abbildung 50), dass beim Risikoausgleich ab 2014 (M1) die Nettoleistungen der älteren Versicherten stärker unterschätzt werden als bei den jüngeren und, konträr dazu, dass beim Risikoausgleich ab 2020

(M7) die Nettoleistungen der älteren Versicherten stärker überschätzt bzw. überkompensiert werden. Vermutungen dazu, warum beim Risikoausgleich ab 2020 (M7) ältere Versicherte tendenziell überkompensiert werden, werden im nachfolgenden Fazit thematisiert.

- Bei den weiteren Gruppierungsvariablen, die nicht vom Risikoausgleich berücksichtigt werden (Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, etc.), zeichnet sich ab, dass mit der Einführung des Risikoausgleichs ab 2020 (M7) die Gruppenmittelwerte und die Gruppenmediane näher gegen Null rücken, und dass die Streuung der Schätzfehler kleiner wird. Besonders eindrücklich ist dies für die Gruppierungsvariable Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr (vgl. Anhang, Abbildung 53). Der mittlere Schätzfehler der Gruppe mit hohen Kosten halbiert sich von 761 CHF pro Monat auf 345 CHF und auch die Mediane rücken näher gegen Null. Es gibt aber auch andere Variablen wie bspw. die Prämienregionen, bei welchen die Unterschiede zwischen den beiden Risikoausgleichsmodellen weniger deutlich sind.
- Der Risikoausgleich ab 2020 dämpft Überkompensation, aber eliminiert sie nicht. Bezüglich den nicht bereits vom Risikoausgleich berücksichtigten Gruppierungsvariablen stellten wir folgendes fest: Versicherte mit (hohen) Bruttoleistungen im Vorjahr, einer tiefen Franchise, Unfaldeckung, Basismodell, Prämienverbilligung und einer teuren Prämienregion werden auch beim Risikoausgleich ab 2020 tendenziell unterkompensiert, siehe Anhang, Kapitel 9.4.6. Weitergehende Untersuchungen zur Überkompensation vom Risikoausgleich 2020 finden sich in Kapitel 3.5.

Tabelle 7 zeigt die maximalen Unterschiede zwischen den mittleren Schätzfehlern der Gruppen (rote Punkte in Boxplots) nach Risikoausgleichsmodell. Zum Beispiel beträgt beim Modell M7 der Unterschied zwischen der Altersklasse mit dem höchsten mittleren Schätzfehler (91+ Jahre, 25 CHF pro Monat, siehe Anhang, *Abbildung 50*) und dem tiefsten mittleren Schätzfehler (19-25 Jahre, -6 CHF pro Monat) bivariat 31,70 CHF pro Versicherungsmonat. Bei Gruppierungsvariablen wie bspw. dem Geschlecht, die aus lediglich zwei Gruppen bestehen, entspricht der maximale Gruppenunterschied gerade dem Unterschied zwischen den beiden Gruppen. Neben den Gruppenunterschieden aus der bivariaten Betrachtung, welche auch von den Boxplots wiedergegeben wird, gibt

Tabelle 7 zusätzlich die Gruppenunterschiede einer multivariaten Betrachtung an. Diese multivariaten Gruppenunterschiede wurden mithilfe von Regressionsmodellen berechnet und erlauben es, im Gegensatz zur bivariaten Betrachtung, die Gruppenunterschiede unter Berücksichtigung anderer Gruppierungsvariablen zu beurteilen.

Auf eine Angleichung der Leistungen kann geschlossen werden, wenn die maximalen Unterschiede zwischen den mittleren Schätzfehlern der Gruppen mit Einführung des Risikoausgleichs ab 2020 kleiner werden, bzw. wenn der maximale Unterschied bei Modell M1 minus dem maximalen Unterschied bei M7 (Spalte "Diff.") einen positiven Wert aufweist. Wie in

Tabelle 7 ersichtlich ist dies für alle Gruppierungsvariablen der Fall. Die erheblichsten Angleichungen (Top 3) ergeben sich für die Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Mehrere PCG im Vorjahr und Franchisenstufe im Vorjahr. Die Angleichung bei der Gruppierungsvariablen Mehrere PCG im Vorjahr erstaunt kaum, zumal diese Variable vom Risikoausgleichs ab 2020 indirekt berücksichtigt wird.

Die multivariate Berechnung der Gruppenunterschiede führt generell zu tieferen Gruppenunterschieden als die bivariaten Berechnung. Die Resultate der bivariaten und multivariaten Be-

rechnungen sind aber insofern konsistent, als dass ungefähr die gleichen Gruppierungsvariablen auffallen. Ausnahme davon ist die Gruppierungsvariable keine Bruttoleistungen im Vorjahr. Bei dieser Gruppierungsvariable zeigt die bivariate Berechnung eine starke Angleichung der Leistungen an, bei der multivariaten Berechnung nicht.

Tabelle 7: Maximale Gruppendifferenzen der mittleren Schätzfehler bei den Risikoausgleichsmodellen M1 (Risikoausgleich ab 2014) und M7 (Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen). Die Gruppendifferenzen wurden bivariat und multivariat (mittels Regressionsmodellen) ermittelt. Datenquellen: GE KVG Daten und EFIND-Daten zum Jahr 2021

Gruppierungsvariable	Bivariat			Multivariat (Regression)		
	M1 (CHF/M.)	M7 (CHF/M.)	Diff. (CHF/M.)	M1 (CHF/M.)	M7 (CHF/M.)	Diff. (CHF/M.)
Kanton	22,7	11,6	11,1	21,5	11,8	9,7
Altersklasse	63,5	31,7	31,8	41,3	19,4	21,9
Geschlecht	10,6	6,3	4,3	8,7	7,0	1,8
Aufenthalt im VJ	58,3	33,6	24,7	45,6	30,9	14,7
Bruttol. >= 10k im VJ	823,6	385,4	438,2	701,4	429,9	271,6
Keine Bruttol. im VJ	186,9	93,6	93,3	63,3	53,3	10,0
Mehrere PCG im VJ	767,6	41,3	726,3	449,0	239,9	209,1
Franchise im VJ	225,0	129,5	95,4	204,3	118,9	85,4
Unfalldeckung im VJ	83,9	48,6	35,3	53,7	31,9	21,8
Modelltyp im VJ	112,7	58,5	54,2	68,1	32,5	35,6
Prämienverbill. im VJ	143,5	80,6	62,9	88,2	48,8	39,4
Prämienregion	63,5	54,2	9,3	83,0	60,3	22,7

Hohe Gruppenunterschiede sind für den Risikoausgleich nur dann bedeutsam, wenn dadurch ein grosser Geldbetrag zwischen den Gruppen fliesst. Tabelle 8 tabelliert das geschätzte Überkompensationsvolumen der beiden Risikoausgleichsmodelle, d. h. den Betrag, welchen Gruppen mit einem durchschnittlich negativen Schätzfehler von den Gruppen mit einem durchschnittlich positiven Schätzfehler indirekt erhalten. Auf einen Rückgang des Überkompensationsvolumens kann geschlossen werden, wenn das Überkompensationsvolumen bei Modell M1 minus dem Überkompensationsvolumen bei M7 (Spalte «Diff.») einen positiven Wert aufweist.

Tabelle 8: Geschätztes Überkompensationsvolumen in Mia. CHF pro Jahr nach Gruppierungsvariable bei den Risikoausgleichsmodellen M1 (Risikoausgleich ab 2014) und M7 (Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen). Die für die Berechnungen benötigten Gruppenunterschiede wurden bivariat und multivariat (mittels Regressionsmodellen) berechnet. Datenquellen: GE KVG Daten und EFIND-Daten zum Jahr 2021

Gruppierungsvariable	Bivariat			Multivariat (Regression)		
	M1 (Mia. CHF/J.)	M7 (Mia. CHF/J.)	Diff. (Mia. CHF/J.)	M1 (Mia. CHF/J.)	M7 (Mia. CHF/J.)	Diff. (Mia. CHF/J.)
Kanton	0,00	0,06	-0,06	0,11	0,05	0,06
Altersklasse	0,00	0,17	-0,17	0,71	0,06	0,65
Geschlecht	0,00	0,15	-0,15	0,18	0,14	0,04
Aufenthalt im VJ	0,00	0,18	-0,18	1,79	0,09	1,71
Bruttol. >= 10k im VJ	4,71	3,05	1,67	26,37	16,16	10,21
Keine Bruttol. im VJ	2,22	1,33	0,89	0,57	0,48	0,09
Mehrere PCG im VJ	1,48	0,18	1,30	17,82	0,54	17,27
Franchise im VJ	3,34	2,34	1,00	4,74	2,76	1,98
Unfalldeckung im VJ	0,00	0,09	-0,09	1,86	1,10	0,75
Modelltyp im VJ	0,09	0,50	-0,42	2,10	1,00	1,10
Prämienverbill. im VJ	0,00	0,48	-0,48	3,04	1,68	1,36
Prämienregion	0,01	0,16	-0,15	0,40	0,28	0,12

Tabelle 8 zeigt, dass die multivariaten Berechnungen durchgehend auf eine Reduktion des Überkompensationsvolumens hindeuten (da positiver Wert in der Spalte «Diff.»), während gemäss den bivariaten Berechnungen das Überkompensationsvolumen nur bei 4 von 12 Variablen zurückgeht.

Bei den Berechnungen zum Modell M1 muss jedoch beachtet werden, dass die fehlende Teuerung bzw. der damit verbundene negative Mittelwert der Schätzfehler über alle Versicherten das Überkompensationsvolumen systematisch vermindert, d.h. M7 im gezeigten Vergleich benachteiligt ist. Falls es nämlich beim Modell M1 keine Gruppenunterschiede gibt, sind folglich alle Gruppenmittelwerte der Schätzfehler negativ und damit das Überkompensationsvolumen gerade null (es werden ja alle Gruppen unterkompensiert). Dieser durch die fehlende Teuerung hervorgerufene Bias wirkt sich insbesondere auf die bivariate Berechnungsart auf, was daran erkennbar ist, dass dort das Überkompensationsvolumen zum Modell M1 bei 6 von 12 Variablen auf exakt 0 geschätzt wird. Für die Folgerungen aus Tabelle 8 stützen wir uns von daher auf die multivariate Berechnungsart. Diese deutet klar darauf hin, dass mit der Einführung des Risikoausgleichs ab 2020 das Überkompensationsvolumen bezüglich den betrachteten Gruppierungsvariablen zurückging.

Den grössten Rückgang (Top 3) weisen wie bei den maximalen Gruppenunterschieden wiederum die Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr und Mehrere PCG im Vorjahr auf. In dieser Hinsicht bestätigt Tabelle 8 die Resultate von Tabelle 7.

3.4.3 STÄRKUNG DES RISIKOAUSGLEICHS

Wir verstehen unter einer Stärkung des Risikoausgleichs den Umstand, dass die Finanztransfers zwischen unterschiedlichen Gruppen mit dem Risikoausgleich mit PCG kostengerecht angestiegen sind, z. B. dass für tiefe Risiken höhere Risikoausgleichsabgaben bezahlt

bzw. für hohe Risiken höhere Risikoausgleichsbeiträge erhalten werden. Um dies zu beurteilen, untersuchen wir mithilfe der vorgehenden Analyse zur Angleichung der Leistungen diejenigen Gruppierungsvariablen, die beim Risikoausgleich ab 2014 (M1) ein sehr ausgeprägtes Überkompensationsvolumen aufweisen. Für diese ausgewählten Gruppierungsvariablen wird mittels Boxplots ausgewiesen, wie sich die Ausgleichssätze zwischen den Modellen ab 2014 und ab 2020 verändert haben.

3.4.3.1 Ergebnisse

In den Analysen von Kapitel 3.4.2 haben folgende vier Variablen beim Risikoausgleichsmodell ab 2014 (M1) ein ausgeprägtes Überkompensationsvolumen aufgewiesen (Überkompensation von mehr als 2 Mia. CHF in Tabelle 8 bei der bivariaten oder der multivariaten Berechnungsart):

1. Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr
2. Keine Bruttoleistungen im Vorjahr
3. Mehrere PCGs im Vorjahr
4. Franchisestufe im Vorjahr
5. Modelltyp im Vorjahr
6. Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen

Abbildung 9 zeigt exemplarisch die Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge (bzw. Abgaben, falls das Vorzeichen negativ ist) für Versicherte mit einer tiefen Franchise von 300 CHF im Vorjahr vs. Versicherte mit einer höheren Franchise im Vorjahr. Die Boxplots für die fünf weiteren Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Mehrere PCGs im Vorjahr, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen finden sich im Anhang, Kapitel 9.4.8.

Aus Abbildung 8 ist bereits bekannt, dass Versicherte mit einer tiefen Franchise im Vorjahr durchschnittlich einen negativen Schätzfehler aufweisen und dadurch unterkompensiert werden. In Abbildung 9 ist ersichtlich, dass sowohl beim Risikoausgleich ab 2014 (M1) als auch beim Risikoausgleich ab 2020 (M7) Versicherte mit tiefer Franchise durchschnittlich Beiträge erhalten. Die Höhe der Beiträge ist mit dem Risikoausgleich ab 2020 deutlich angestiegen (Anstieg des Durchschnitts von ca. 91 CHF pro Monat auf ca. 144 CHF), so dass auf eine Stärkung des Risikoausgleichs geschlossen werden kann. Es gilt zu beachten, dass Versicherte mit einer tiefen Franchise im Vorjahr gemäss Abbildung 8 auch beim Risikoausgleich ab 2020 unterkompensiert werden. Weiter ist in Abbildung 9 erkennbar, dass die Streuung der Risikoausgleichsbeiträge für Versicherte mit tiefer Franchise angestiegen ist. Dieser Anstieg hängt mit der Einführung der PCG-Zuschläge zusammen, die zu sehr individuellen Vergütungsbeträgen pro Versicherten führen.

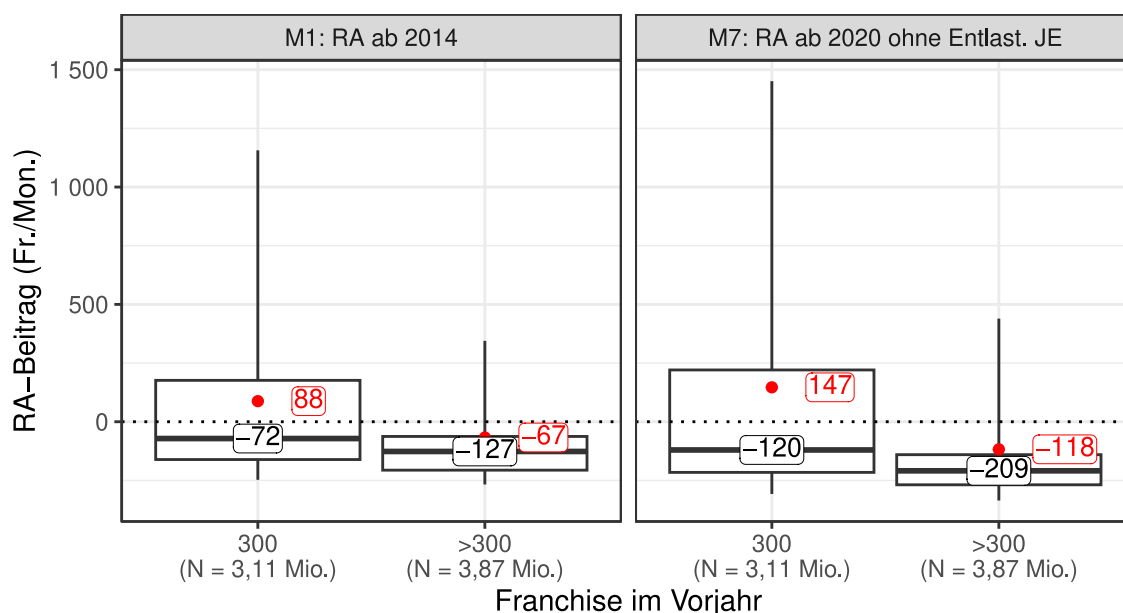


Abbildung 9: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Franchisestufe im Vorjahr. Datenquelle: EFIND-Daten zum Jahr 2021.

In den Analysen der Boxplots zu den fünf weiteren Gruppierungsvariablen (siehe Anhang, Kapitel 9.4.6) zeigte sich, dass alle beim Risikoausgleich unterkompensierten Gruppen beim Risikoausgleich ab 2020 (M7) höhere Beiträge erhalten als beim Risikoausgleich ab 2014 (M1), d. h. weniger stark unterkompensiert werden. Konkret gilt dies für Versicherte mit Bruttoleistungen von über 10 000 CHF im Vorjahr (Erhöhung der durchschnittlichen Beiträge von ca. 587 CHF pro Monat auf ca. 1 019 CHF pro Monat), Versicherte mit Bruttoleistungen (grösser Null) im Vorjahr (Erhöhung von 41 CHF auf 63 CHF), Versicherte mit mehreren PCG im Vorjahr (Erhöhung von 388 CHF auf 1 187 CHF), Versicherte mit einer tiefen Franchise im Vorjahr (Erhöhung von 88 CHF auf 147 CHF), Versicherte mit dem Basismodell im Vorjahr (Erhöhung 105 CHF auf 151 CHF) und Versicherte mit Prämienverbilligung im Vorjahr (Erhöhung von 87 CHF auf 144 CHF). Daher schliessen wir auf eine allgemeine Stärkung des Risikoausgleichs mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG.

Eine Ausnahme ergibt sich für die Gruppe von Versicherten mit PCG. Während die anderen genannten Gruppen, wie Versicherte von über 10 000 CHF Bruttoleistungen im Vorjahr, auch beim Risikoausgleich ab 2020 weiterhin unterkompensiert werden, werden Versicherte mit mehreren PCG beim Risikoausgleich ab 2020 durch die zusätzlichen Zuschläge durchschnittlich überkompensiert (vgl. Anhang, Abbildung 55). Dieses Resultat könnte als ein Indiz dafür gewertet werden, dass bei Vorhandensein von PCG eine neue PCG die Gesamtkosten des Versicherten nicht einfach um die durchschnittlichen Kosten dieser neuen PCG erhöht, sondern etwas weniger. Natürlich ist diese Gruppierungsvariable nur schon deshalb ein Spezialfall, als dass der bisherige Risikoausgleich die PCG ignorierte, während der neue Risikoausgleich die PCG explizit berücksichtigt.

3.4.4 FAZIT

Nicht überraschend zeigte sich in Abschnitt 3.4.1, dass insbesondere ältere Versicherte und Versicherte mit Aufenthalt im Vorjahr die höchsten Zuschläge pro Monat erhalten und dass auch das Beitragsvolumen an diese Versichertengruppen am höchsten ist. Demgegenüber weisen junge, männliche Versicherte ohne Aufenthalt im Vorjahr die höchsten Abgaben pro Monat und das höchste Abgabevolumen aus. Komplex verhalten sich die Unterschiede zwischen den Geschlechtern.

Aus dem Abschnitt 3.4.2 zur Angleichung der Leistungen resultieren vier Hauptkenntnisse. Einerseits konnte aufgezeigt werden, dass sich durch die Einführung des Risikoausgleichmodells mit PCG die Schätzfehler bezüglich Gruppierungsvariablen angleichen. In den Analysen traf diese Angleichung auf alle berücksichtigten Gruppierungsvariablen zu. Die markanteste Angleichung ergab sich für die Gruppierungsvariablen hohe Kosten im Vorjahr und Franchisestufe im Vorjahr. Versicherte mit hohen Kosten bzw. einer tiefen Franchise werden beim Risikoausgleich ab 2014 stark unterkompensiert, und durch die Einführung des Risikoausgleichs ab 2020 mit PCG konnten die Gruppendifferenzen zwischen Versicherten mit hohen vs. tiefen Kosten bzw. mit tiefer vs. hoher Franchise um fast die Hälfte verringert werden.

Zweitens wurde ersichtlich, dass beim Risikoausgleich ab 2014 die Leistungen des Ausgleichsjahrs generell unterschätzt wurden. Beim Risikoausgleich ab 2020 wird diese Unterschätzung durch die Berücksichtigung der Niveauteuerung praktisch beseitigt.

Drittens verdeutlichte die Analyse, dass die prospektive Berechnungsart des Risikoausgleichs eine Umverteilung zwischen den vom Risikoausgleich erfassten Gruppen (Kanton, Altersklasse, etc.) hervorrufen kann. In den Analysen für das Ausgleichsjahr 2021 zeigte sich, dass beim Risikoausgleich mit PCG ältere Versicherte und Versicherte mit Aufenthalt im Durchschnitt einen positiven Schätzfehler aufweisen und folglich überkompensiert werden. Das Volumen dieser Umverteilungen ist allerdings im Vergleich zu anderen Gruppierungsvariablen wie der Franchisestufe im Vorjahr verhältnismässig klein. Dennoch würde es sich für zukünftige Untersuchungen zum Risikoausgleich anbieten, diese Art von Umverteilung genauer zu untersuchen. Eine Vermutung ist, dass diese Art von Umverteilung Resultat der nach Kanton konstant berechneten Niveauteuerung (vgl. Bürgin (2020, Kap. B)) ist, mit welcher bei der Berechnung des Risikoausgleichs ab 2020 die Nettoleistungen des Vorjahrs auf das Niveau des Ausgleichsjahrs angehoben werden. Eine Nebenanalyse, welche diese Vermutung stützt, findet sich im Anhang, Kapitel 9.4.7. Wenn sich nämlich bspw. die Niveauteuerung zwischen den Altersklassen empirisch unterscheidet, kann dies zu einer solchen Umverteilung führen. Weiter könnte auch eine Strukturänderung zwischen dem Vorjahr und dem Ausgleichsjahr zu einer solchen Umverteilung führen. Beim betrachteten Ausgleichsjahr 2021 war aufgrund der Corona-Pandemie eine solche Strukturänderung möglicherweise Tatsache. Dies mit den vorhandenen Daten nachzuweisen ist allerdings schwierig, da alle berechenbaren Ausgleichsjahre von der Corona-Pandemie tangiert sind.

Letztlich gilt es zu beachten, dass sich durch die Einführung des Risikoausgleichs mit PCG die Leistungen angleichen, die Unterschiede aber nicht eliminiert werden. Versicherte mit (hohen) Bruttoleistungen im Vorjahr, einer tiefen Franchise, Unfaldeckung, Basismodell, Prämienverbilligung und einer teuren Prämienregion werden auch beim Risikoausgleich ab 2020 tendenziell unterkompensiert.

Aus der Analyse in Abschnitt 3.4.3 resultierte zusätzlich, dass alle beim Risikoausgleich unterkompensierten Gruppen beim Risikoausgleich ab 2020 (M7) höhere Beiträge erhalten als beim Risikoausgleich ab 2014 (M1). Von daher schliessen wir auf eine allgemeine Stärkung des Risikoausgleichs mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG. Ein interessantes Nebenresultat dieser Analysen ist, dass Versicherte mit mehreren PCG im Vorjahr beim Risikoausgleich ab 2020 überkompensiert werden.

3.5 IDENTIFIKATION VON UNTER- UND ÜBERKOMPENSATION

Dieses Kapitel befasst sich mit der Identifikation von Unter- und Überkompensation beim Risikoausgleich mit PCG. Die Analyse knüpft an Kapitel 3.4.2 an. Wir suchen nach denjenigen

Gruppierungsvariablen, bei welchen die Schätzfehler des Risikoausgleichs mit PCG (weiterhin) sehr stark zwischen den Gruppen schwanken, und bestimmen so weiterhin unter- und überkompensierte Gruppen. Als Gruppierungsvariablen werden die im Kapitel 3.4.2 bestimmten verwendet.

Neben dem Schätzfehler wird zwecks Gewährleistung der Robustheit der Resultate der sogenannte Deckungsbeitrag betrachtet. Dieser Deckungsbeitrag wird definiert als

$$\text{Deckungsbeitrag} = \text{Prämien} - (\text{Nettoleistungen} - \text{Risikoausgleichsbeiträge} + \text{Verwaltungsaufwände})$$

pro Versicherungsmonat. Bei einer exakt kostendeckenden Prämie beträgt der Deckungsbeitrag gerade Null¹⁰. Ein positiver Deckungsbeitrag entspricht einem Gewinn¹¹ für den Versicherer, ein negativer einem Verlust. Der Deckungsbeitrag wird exklusiv aus den EFIND-Daten berechnet, da nur diese Daten Informationen zur Prämie auf Individualebene aufweisen. Der Verwaltungsaufwand pro Versicherten wird näherungsweise mithilfe der Zahlen der Tabelle T 5.01 der KVSTAT¹² berechnet.

Bei der Analyse werden für jede der Gruppierungsvariablen mittels Boxplots die Schätzfehler bzw. die mittleren Deckungsbeiträge zwischen den einzelnen Gruppen verglichen. Zudem werden die maximalen Gruppenunterschiede bezüglich dem mittleren Schätzfehler bzw. dem mittleren Deckungsbeitrag tabellarisch dargestellt, zusammen mit dem durch die Gruppenunterschieden entstehende Überkompensationsvolumen (Summe der Risikoausgleichsbeiträge, die von überkompensierten Gruppen an unterkompensierte transferiert werden) bzw. Überdeckungsvolumen (Summe an Prämienbeiträgen, die von Gruppen mit gewinnbringenden Prämien an unprofitable Gruppen transferiert wird). Analog zu Kapitel 3.4.2 werden die maximalen Gruppenunterschiede und die Volumina der Geldüberträge sowohl ohne als auch mit Berücksichtigung anderer Gruppierungsvariablen berechnet (bivariat vs. multivariat). Das Vorgehen für die Berechnung der multivariaten Gruppenunterschiede mittels Regressionsmodellen ist analog zu Kapitel 3.4.2.

Die Analysen in diesem Kapitel sind im Grundsatz der Analyse von Kapitel 3.4.2 ähnlich. Im Unterschied zu Kapitel 3.4.2 fokussiert dieses Kapitel auf das Risikoausgleichsmodell ab 2020 mit PCG, und bietet mit dem Deckungsbeitrag eine alternative Zielgrösse. Die Resultate basieren wie in Kapitel 3.4.2 auf den Daten der GE KVG und den EFIND-Daten für das Ausgleichsjahr 2021.

3.5.1 ERGEBNISSE

Abbildung 10 zeigt exemplarisch die Boxplots zur Beurteilung der Unter- und Überkompensation des Risikoausgleichsmodells ab 2020 bezüglich der Gruppierungsvariablen Franchisestufe im Vorjahr. Die linke Grafik zeigt die Verteilung des Schätzfehlers, d. h. der Modellvorhersage minus den beobachteten Kosten im Ausgleichsjahr. Ein positiver Schätzfehler

¹⁰ In der Versicherungsmathematik wird oft alternativ die sogenannte Schadensquote bzw. der Combined Ratio betrachtet. Dieser wird allgemein als $\frac{\text{Versicherungsaufwand}}{\text{Versicherungsertrag}}$ definiert. Wir ziehen den Deckungsbeitrag der Schadensquote vor, da dieser für Berechnungen (Aggregation, Mittelwert über Versicherte hinweg) wesentlich einfach handhabbar und einfacher interpretierbar ist (kann in CHF angegeben werden).

¹¹ Solche Gewinne fallen in die Reserven der Versicherer.

¹² Siehe <https://www.bag.admin.ch/>

bedeutet, dass das Risikoausgleichsmodell den Versicherten überkompensiert. Die linke Grafik von Abbildung 10 ist identisch mit der rechten Grafik von Abbildung 8.

Aus der linken Grafik von Abbildung 10 ist ersichtlich, dass beim Risikoausgleich mit PCG für das Ausgleichsjahr 2021 Versicherte mit hohen Franchisen im Mittel (rote) überkompensiert werden, während Versicherten mit Franchise 300 unterkompensiert werden. Aufgrund der linksschiefen Verteilung der Schätzfehler sind die Mediane positiv, d. h. die Mehrheit der Versicherten wird überkompensiert, während eine Minderheit der Versicherten mit sehr hohen Nettoleistungen unterkompensiert wird.

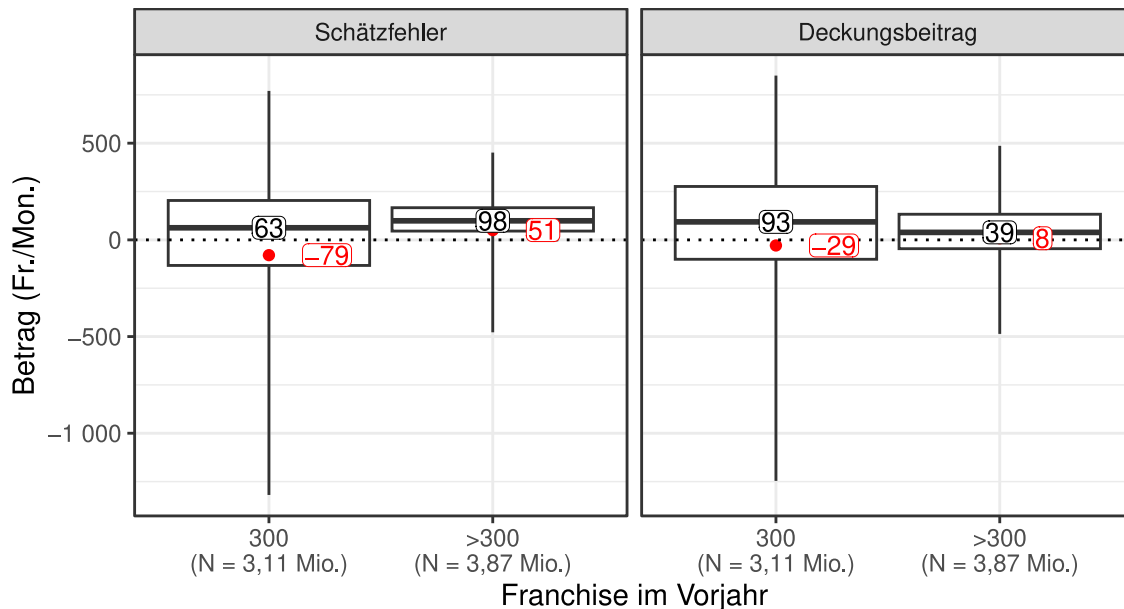


Abbildung 10: Boxplots zur Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Franchisestufe im Vorjahr. Die roten Punkte beziehen sich auf den nach Versicherungsmonaten gewichteten Mittelwert der Schätzfehler. Ein positiver Schätzfehler verweist auf Überkompensation, und ein positiver Deckungsbeitrag auf eine gewinnbringende Prämie. Datenquelle: EFIND-Daten zum Jahr 2021.

Die rechte Grafik von Abbildung 10 zeigt die Verteilung des Deckungsbeitrags, d. h. den Prämienprofit des Versicherers nach Abzug der Nettoleistungen, den Risikoausgleichsabgaben (bzw. nach Addieren der Risikoausgleichsbeiträge) und dem Verwaltungsaufwand. Ein positiver Deckungsbeitrag bedeutet, dass die Prämie die Ausgaben des Versicherers übersteigen.

Wie die Schätzfehler sind auch die Deckungsbeiträge linksschief verteilt, d. h. die Mehrheit der Versicherten ist für die Versicherer gewinnbringend, während eine Minderheit der Versicherten mit hohen Nettoleistungen ein Verlustgeschäft verursachen. Entsprechend sind auch die Mediane bei den Deckungsbeiträgen positiv. Die Mittelwerte (rot) zeigen, dass im Schnitt Versicherte mit einer hohen Franchise für die Versicherer gewinnbringend sind, während Versicherte mit einer tiefen Franchise zu Verlusten führen.

Die Analyse von Abbildung 10 zeigt, dass es beim Risikoausgleich ab 2020 bezüglich der Franchisestufe im Vorjahr (weiterhin) Überkompensation gibt. Dabei ist anzumerken, dass die Franchisestufe grundsätzlich ein Prämienmerkmal und nur indirekt ein Morbiditätsfaktor ist, und sich folglich als Risikoausgleichs-Indikator nur sehr bedingt eignet. Andererseits kann die Franchisestufe im Vorjahr von den Versicherern als Selektionsmerkmal verwendet werden, und folglich besagt das Resultat, dass es beim Risikoausgleich ab 2020 durchaus Potenzial zu Risikoselektion gibt.

Die zu Abbildung 10 analogen Boxplots für die weiteren Gruppierungsvariablen Kanton, Altersklasse, ..., Prämienregionen finden sich im Anhang, Kapitel 9.5.1. Im Folgenden werden die auffälligsten Tendenzen der Analyse dieser Boxplots zusammengefasst:

- Ältere Versicherte werden im Mittel überkompensiert und weisen einen positiven Deckungsbeitrag aus. Die Tatsache, dass es bezüglich den vom Risikoausgleich erfassten Altersklassen überhaupt zu Überkompensationseffekten kommen kann, ist der prospektiven Berechnungsart zuzuschreiben. Eine Vermutung ist, dass der Überkompensationseffekt der konstant nach Kanton berechneten Niveauteuerung zugeschrieben werden kann, vgl. Fazit von Kapitel 3.4. Im Vergleich sind die Effekte bei den Deckungsbeiträgen grösser als bei den Schätzfehlern. Eine Erklärung dafür wäre, dass ältere Versicherte tendenziell zum teuersten Basismodell mit einer tiefen Franchise neigen, selbst wenn diese gesund sind.
- Ebenfalls werden Versicherte mit Aufenthalt im Vorjahr, ohne Bruttoleistungen im Vorjahr und mit mehreren PCG im Vorjahr im Mittel überkompensiert und weisen einen positiven Deckungsbeitrag aus. Die Überkompensation bezüglich der Variablen Aufenthalt im Vorjahr könnte analog zur Überkompensation bei den Altersklassen erklärt werden. Die Überkompensation von Versicherten mit mehreren PCG könnte damit zusammenhängen, dass das Risikoausgleichsmodell keine Interaktionseffekte zwischen den PCG berücksichtigt. Die Überkompensation bei Versicherten ohne Bruttoleistungen ist grundsätzlich nicht überraschend, da gesunde Versicherte für die Versicherer meist gewinnbringend sind.
- Im Mittel unterkompensiert und mit negativen Deckungsbeiträge sind Versicherte mit Bruttoleistungen von über 10 000 CHF im Vorjahr, Versicherte mit einer tiefen Franchisestufe im Vorjahr (vgl. Abbildung 10), Versicherte mit Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen und Versicherte mit einer Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen.
- Eine Besonderheit zeigt sich beim Modelltyp im Vorjahr und den Prämienregionen. Versicherte mit Basismodell im Vorjahr und Versicherte in der teuersten Prämienregion 1 werden im Mittel unterkompensiert, weisen aber einen im Vergleich mit deren Komplementärgruppen einen für die Versicherer gewinnbringenderen Deckungsbeitrag auf. Eine Erklärung für diese Gegebenheit wäre, dass die Prämien des Basismodells bzw. die Prämien in Prämienregion 1 tendenziell zu hoch angesetzt sind.

Tabelle 9 zeigt die maximalen Unterschiede zwischen den mittleren Schätzfehlern der Gruppen (rote Punkte in Boxplots) und das Überkompensationsvolumen (Summe der Risikoausgleichsbeiträge, die von überkompensierten Gruppen an unterkompensierte transferiert werden). Bei Gruppierungsvariablen wie bspw. der Franchise, die aus lediglich zwei Gruppen bestehen, entspricht der maximale Gruppenunterschied gerade dem Unterschied zwischen den beiden Gruppen. Neben den bivariaten Gruppenunterschieden, die auch aus den Boxplots ablesbar sind, werden in Tabelle 9 auch multivariate Gruppenunterschiede angegeben, die mithilfe eines Regressionsmodells berechnet wurden und es erlauben, Gruppenunterschiede bzw. das Überkompensationsvolumen unter Berücksichtigung anderer Gruppierungsvariablen zu beurteilen.

Tabelle 9: Maximale Gruppendifferenzen der mittleren Schätzfehler beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7). Die für die Berechnungen benötigten Gruppenunterschiede wurden bivariat und multivariat (mittels Regressionsmodellen) berechnet. Datenquellen: GE KVG Daten und EFIND-Daten zum Jahr 2021

Gruppierungsvariable	Max. Diff. zw. mittl. Schätzfehler		Überkompensationsvolumen	
	Bivariat (CHF/M.)	Multivariat (CHF/M.)	Bivariat (Mia. CHF/J.)	Multivariat (Mia. CHF/J.)
Kanton	11,6	11,8	0,06	0,05
Altersklasse	31,7	19,4	0,17	0,06
Geschlecht	6,3	7,0	0,15	0,14
Aufenthalt im VJ	33,6	30,9	0,18	0,09
Bruttol. >= 10k im VJ	385,4	429,9	3,05	16,16
Keine Bruttol. im VJ	93,6	53,3	1,33	0,48
Mehrere PCG im VJ	41,3	239,9	0,18	0,54
Franchise im VJ	129,6	118,9	2,34	2,76
Unfalldeckung im VJ	48,6	31,9	0,09	1,10
Modelltyp im VJ	58,5	32,5	0,50	1,00
Prämienverbill. im VJ	80,6	48,8	0,48	1,68
Prämienregion	54,2	60,3	0,16	0,28

Gemäss Tabelle 9 sind die Gruppenunterschiede bei den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Franchisenstufe im Vorjahr und Mehrere PCGs im Vorjahr (nur bei multivariater Berechnung) am ausgeprägtesten. Am tiefsten sind die Gruppenunterschiede beim Geschlecht. Das grösste Überkompensationsvolumen ergibt sich bei den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr und Franchisenstufe im Vorjahr und Keine Bruttoleistungen im Vorjahr.

Tabelle 10 zeigt analog zu Tabelle 9 die maximalen Unterschiede zwischen den mittleren Deckungsbeiträgen der Gruppen (rote Punkte in Boxplots) und das Überdeckungsvolumen (Summe an Prämienbeiträgen, die von Gruppen mit gewinnbringenden Prämien an unprofitable Gruppen transferiert wird).

Bei den Gruppierungsvariablen Geschlecht und Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen beträgt das Überdeckungsvolumen exakt Null. dies liegt daran, dass bei diesen beiden Variablen der mittlere Deckungsbeitrag bei jeweils beiden Gruppen negativ ist, und entsprechend keine Umverteilung stattfindet.

Tabelle 10: Maximale Gruppendifferenzen der mittleren Deckungsbeiträge beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7). Die für die Berechnungen benötigten Gruppenunterschiede wurden bivariat und multivariat (mittels Regressionsmodellen) berechnet. Datenquellen: GE KVG Daten und EFIND-Daten zum Jahr 2021

Gruppierungsvariable	Max. Diff. zw. mittl. Schätzfehlern		Überdeckungsvolumen	
	Bivariat (CHF/M.)	Multivariat (CHF/M.)	Bivariat (Mia. CHF/J.)	Multivariat (Mia. CHF/J.)
Kanton	36,5	40,4	0,06	0,36
Altersklasse	183,9	167,1	1,26	0,98
Geschlecht	12,7	8,7	0,00	0,19
Aufenthalt im VJ	75,0	37,0	0,34	0,10
Bruttol. >= 10k im VJ	345,9	411,9	2,05	15,47
Keine Bruttol. im VJ	33,2	1,7	0,32	0,06
Mehrere PCG im VJ	96,8	274,1	0,38	0,62
Franchise im VJ	37,4	39,0	0,39	0,91
Unfalldeckung im VJ	24,4	20,6	0,00	0,71
Modelltyp im VJ	26,4	35,4	0,25	0,39
Prämienverbill. im VJ	35,7	28,1	0,00	0,97
Prämienregion	42,9	44,3	0,13	0,36

Gemäss Tabelle 10 sind die Gruppenunterschiede und das Überdeckungsvolumen bei den Variablen Altersklasse und Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr besonders gross. Bei der Gruppierungsvariable mehrere PCG im Vorjahr sind zwar die Gruppenunterschiede gross, doch durch die kleine Zahl an betroffenen Versicherten ist das Überdeckungsvolumen moderat.

Die Gruppenunterschiede bei der Franchisenstufe im Vorjahr, die bezüglich der Überkompensation aufgefallen ist, sind bezüglich dem Deckungsbeitrag im Vergleich zu anderen Gruppierungsvariablen tief. Das Überdeckungsvolumen der Franchise ist jedoch nicht vernachlässigbar, dieses liegt bei ca. 1 Mia. CHF pro Jahr und ist vergleichbar mit jenem der Gruppierungsvariablen Altersklasse und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen.

3.5.2 FAZIT

Die Analysen dieses Kapitels zeigten, dass auch der Risikoausgleich ab 2020 Unter- bzw. Überkompensationseffekte aufweist. Insbesondere werden Versicherte mit hohen Kosten im Vorjahr im Mittel stark unterkompensiert, was mit einer nicht vernachlässigbaren und nicht kostengerechten Überkompensation für gesunde Versicherte einhergeht. Wenngleich Kapitel 3.2.1 aufzeigte, dass die eingeführten PCG die Mehrheit der Versicherten mit wiederkehrenden Kosten erfassen, und Kapitel 3.4.2, dass die Einführung der PCG Unter- bzw. Überkompensationseffekte bezüglich hohen Kosten im Vorjahr reduziert, bedeuten die Resultate dieses Kapitels, dass der aktuelle Risikoausgleich ab 2020 noch weiter verbessert werden könnte. Dies könnte womöglich ohne grundlegende Änderung der Verordnung über den Risikoausgleich (VORA) erreicht werden, in dem weitere PCG hinzugefügt werden.

Unter- bzw. Überkompensationseffekte wurden nicht nur bezüglich der Kosten im Vorjahr identifiziert. Ebenfalls unterkompensiert werden im Mittel Versicherte mit einer tiefen Franchise im Vorjahr, mit Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26-bis 60-Jährigen und mit einer Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Überkompensiert werden Ältere Versicherte, Versicherte mit Aufenthalt im Vorjahr, Versicherte ohne Bruttoleistungen im Vorjahr und Versicherte mit mehreren PCG. Bei diesen Gruppierungsvariablen verhält es sich so, dass eine Unterkompensation mit nicht-kostendeckenden Prämien einhergeht, bzw. Überkompensation mit gewinnbringenden Prämien.

Anders verhält es sich beim Modelltyp im Vorjahr und den Prämienregionen. Während Versicherte mit dem Basismodell im Vorjahr und Versicherte der teuersten Prämienregion im Mittel unterkompensiert werden, sind deren Prämien im Schnitt gewinnbringend. Eine Erklärung für diese Gegebenheit wäre, dass die Prämien des Basismodells bzw. die Prämien in der teuersten Prämienregion tendenziell zu hoch angesetzt sind, bzw. die entsprechenden Versicherten höhere Prämien akzeptieren.

Zum Schluss sollte auf die Eventualität von Unter- und Überkompensationseffekten durch die prospektive Berechnungsart hingewiesen werden. So wurde auch in diesem Kapitel festgestellt, dass beim Risikoausgleich ab 2020 bspw. ältere Versicherte tendenziell überkompensiert werden. Details und Vermutungen dazu finden sich in Abschnitt 3.4.4.

3.6 MUSTER IN BEZUG AUF MEDIKAMENTENBEZÜGE BEI GRUPPEN MIT UNTER- ODER ÜBERKOMPENSATION

Ziel dieses Kapitels ist die Identifikation von Mustern in Bezug auf Medikamentenbezüge bei Gruppen mit Unter- oder Überkompensation.

Für die in Kapitel 3.5 identifizierten Gruppierungsvariablen mit Überkompensationseffekten beim Risikoausgleich ab 2020 wird untersucht, in welchem Ausmass (i) die Anzahl PCG zwischen den Gruppen variiert (Multimorbidität), und (ii) ob die Prävalenzen bei den einzelnen PCG zwischen den Gruppen variiert. Falls bei einer Gruppierungsvariablen Unterschiede bezüglich der Anzahl PCG bzw. den Prävalenzen vorliegen, wird dies als ein Indiz gewertet, dass die aktuellen PCG die Überkompensation teilweise aufheben können.

Zum Beispiel wurde in Kapitel 3.5 beobachtet, dass Versicherte mit einer tiefen Franchise im Durchschnitt unterkompensiert werden. Falls es zutrifft, dass Versicherte mit einer tiefen Franchise durchschnittlich eine höhere Anzahl PCG aufweisen als diejenigen mit einer hohen Franchise, dann gleichen die PCG-Zuschläge indirekt die Unterschiede bezüglich der Franchise (teilweise) aus. d. h. die Unterkompensation wäre ohne PCG noch ausgeprägter ausgefallen.

Wir betrachten die sechs folgenden Gruppierungsvariablen:

1. Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr
2. Keine Bruttoleistungen im Vorjahr
3. Franchisestufe im Vorjahr
4. Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen
5. Modelltyp im Vorjahr
6. Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen

Diese sechs Gruppierungsvariablen weisen in Tabelle 9 Überkompensationsvolumen von 1 Mia. CHF oder mehr aus (bivariate oder multivariate Berechnung). Weiter stellten wir in Kapitel 3.5 fest, dass beim Risikoausgleich ab 2020 Versicherte mit Bruttoleistungen (über 10 000 CHF oder über 0 CHF), tiefer Franchise, Unfaldeckung, Basismodell und Prämienverbilligung im Vorjahr tendenziell unterkompensiert werden.

Bei der nachfolgenden Analyse wird für jede der sechs ausgewählten Variablen die Verteilung der Anzahl PCG und die Prävalenzen für die einzelnen PCG nach Gruppe dargestellt. Die Analysen beruhen auf den Daten der GE KVG und den EFIND-Daten für das Ausgleichsjahr 2021.

3.6.1 ERGEBNISSE

Abbildung 11 stellt die Anzahl PCG den sechs ausgewählten Gruppierungsvariablen gegenüber. Die Anzahl PCG beträgt in der Mehrheit Null und variiert zwischen Null und Neun. Mehr als vier PCGs sind sehr selten. Beim Vergleich über alle Gruppen hinweg weisen Versicherte mit Bruttoleistungen von über 10 000 CHF im Vorjahr am häufigsten eine oder mehrere PCG auf. Versicherte ohne Kosten im Vorjahr weisen (praktisch) keine PCG aus. Dies ist plausibel, da sich die PCG ebenfalls auf das Vorjahr beziehen, und sich der mit den PCG zusammenhängende Medikamentenbezug in den Bruttoleistungen widerspiegeln sollte.

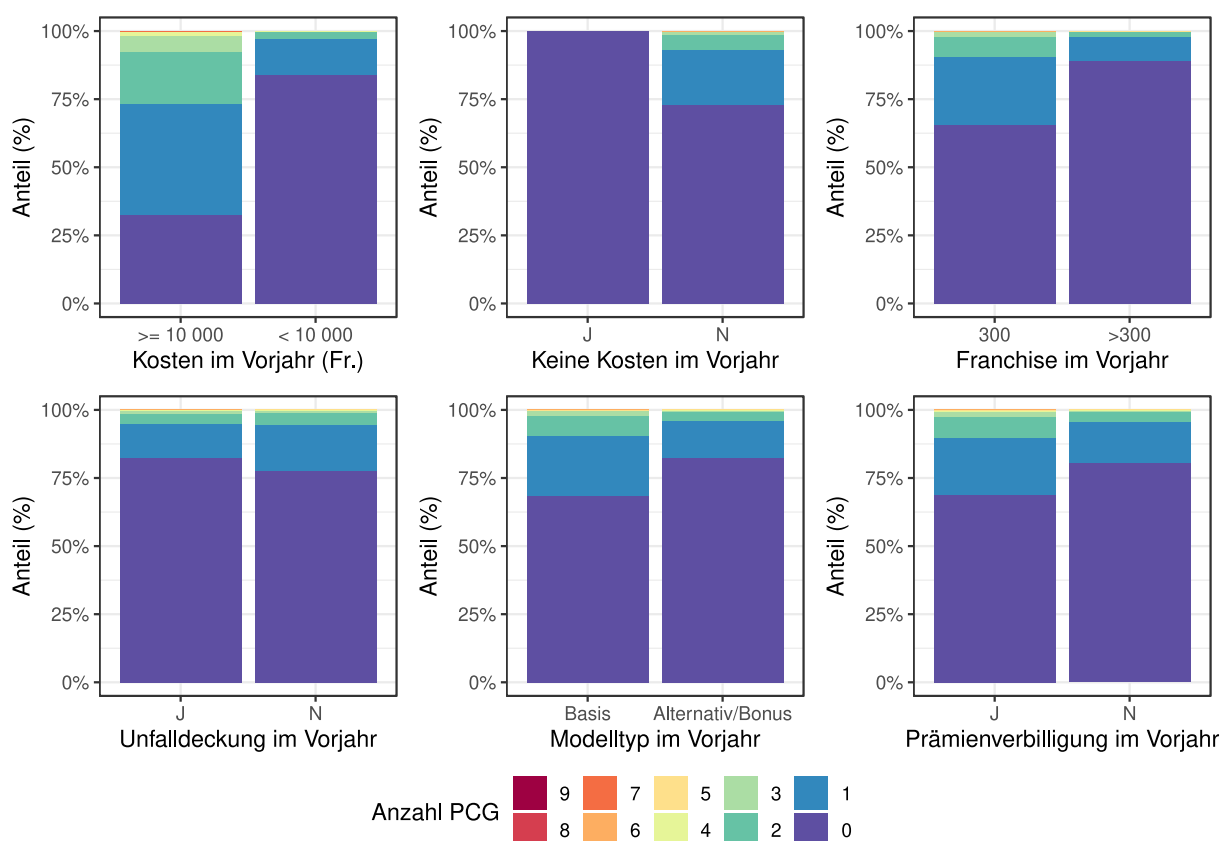


Abbildung 11: Anteil Versicherte der Anzahl PCG nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr, Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND-Daten zum Jahr 2021.

Unter der Hypothese, dass die PCG Über- bzw. Unterkompensationseffekte teilweise aufheben, müssten Versicherte mit Bruttoleistungen (über 10 000 CHF oder über 0 CHF), tiefer

Franchise, Unfaldeckung, Basismodell und Prämienverbilligung im Vorjahr höhere Anteile für eine oder mehrere PCG aufweisen als die jeweilige Komplementär-Gruppe. Abbildung 11 bestätigt diese Hypothese, mit Ausnahme der Gruppierungsvariablen Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen.

Die Resultate in Abbildung 11 bezüglich der Gruppierungsvariablen Unfaldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen widersprechen der Hypothese, dass die PCG unterkompensierte Gruppen teilweise ausgleichen. Die unterkompensierte Gruppe von Versicherten mit Unfaldeckung weist nämlich einen kleineren Anteil an Versicherten mit einer oder mehreren PCG aus als die komplementäre Gruppe ohne Unfaldeckung auf. Unserer Vermutung nach liegt dies an der Alterseinschränkung auf 26- bis 60-jährige. Weiterführende Analysen ergaben, dass 26- bis 60-Jährige im Allgemeinen mit ca. 12,5% viel weniger oft eine oder mehrere PCG aufweisen als über 60-Jährige mit 44,5%.

Abbildung 12 zeigt für die drei häufigsten PCG (HCH: Hohes Cholesterin, DEP: Depression, und THY: Schilddrüsenerkrankungen) und die drei teuersten PCG (NIE: Nierenerkrankung, PAH: Pulmonale (arterielle) Hypertonie und KRK: Krebs komplex) die Prävalenzen der einzelnen Gruppen. Abbildung 82 bis Abbildung 86 im Anhang, Kapitel 9.6.1 geben eine vollständige Übersicht zur Verteilung der Prävalenzen entlang der sechs betrachteten Gruppierungsvariablen.

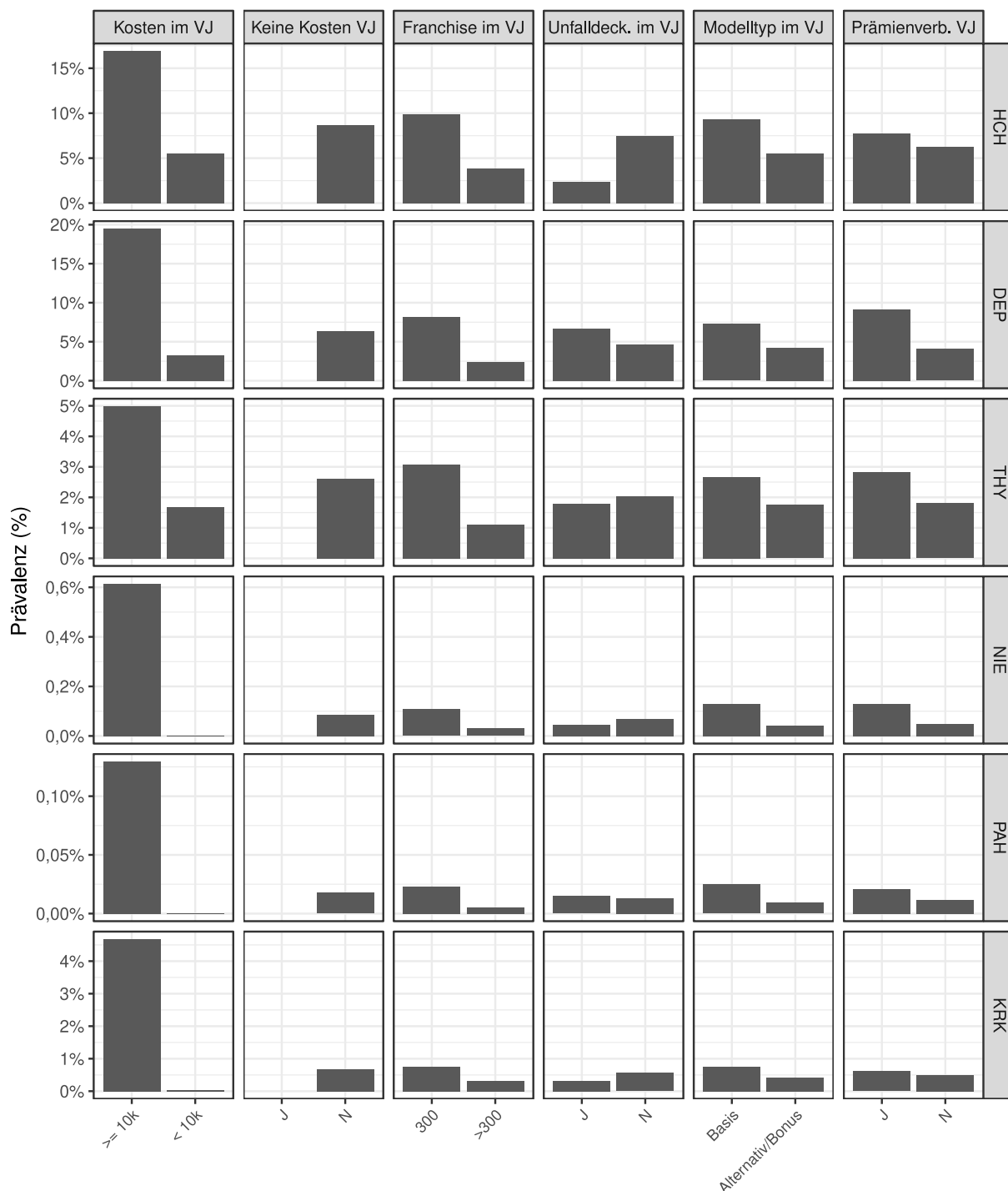


Abbildung 12: Prävalenzen der drei häufigsten PCG Hohes Cholesterin (HCH), Depression (DEP) und Schilddrüsenerkrankungen (THY) und drei PCG mit den höchsten Zuschlägen Nierenerkrankung (NIE), Pulmonale (arterielle) Hypertonie (PAH) und Krebs komplex (KRK) nach der Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr, Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND-Daten zum Jahr 2021.

Abbildung 12 ist mit Abbildung 11 stimmig, als dass die tendenziell unterkompensierten Versicherten mit Bruttoleistungen, tiefer Franchise, Basismodell und Prämienverbilligung im Vorjahr bei allen betrachteten PCG eine höhere Prävalenz aufweisen als bei den jeweiligen Komplementärgruppen. Bezüglich der Gruppierungsvariablen Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen zeigt sich, dass bei der Mehrheit der gezeigten PCG (vier von sechs,

PCG HCH, THY, NIE und KRK) die Prävalenzen der unterkompensierten 26- bis 60-Jährigen mit Unfaldeckung im Vorjahr tiefer sind als bei der Komplementärgruppe, d. h. dass die PCG Mitverursacher dieser Unterkompensation sind. Nur bei den PCG DEP und PAH sind die Prävalenzen der 26- bis 60-Jährigen mit Unfaldeckung im Vorjahr höher als bei der Komplementärgruppe. Die Unterschiede zwischen den PCG hängen vermutlich unter anderem mit dem Alter zusammen, z. B. hohes Cholesterin ist vermutlich bei den über 60-Jährigen vermutlich mehr verbreitet als bei den 26- bis 60-Jährigen, während Depression vermutlich in allen Altersklassen vorkommt.

3.6.2 FAZIT

Die Analyse zu Mustern in Bezug auf Medikamentenbezüge bei Gruppen mit Unter- oder Überkompensation ergab, dass mit Ausnahme einer Gruppierungsvariable die unterkompensierten Gruppen höhere Prävalenzen bei den PCG aufweisen. Dies bedeutet, dass durch die PCG-Zuschläge des Risikoausgleichsmodells ab 2020 Unterkompensation bezüglich Gruppierungsvariablen gedämpft wird. Dieses Resultat kann auch indirekt aus Kapitel 3.4.2 abgeleitet werden, welches das Risikoausgleichsmodell ab 2014 (M1) mit dem Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (M7) bezüglich den mittleren Schätzfehlern vergleicht. Darin zeigte es sich, dass sich die Schätzfehler durch die Einführung der PCG (und den weiteren Komponenten des Risikoausgleichsmodells ab 2020) bezüglich den betrachteten Gruppierungsvariablen angleichen und folglich Unter- bzw. Überkompensation dämpfen.

4 Auswirkungen der Einführung des zusätzlichen Indikators (PCGs) auf die Anreize für Risikoselektion

4.1 ANREIZE ZUR RISIKOSELEKTION

Das Ziel dieses Kapitel ist die Untersuchung von Anreizen zur Risikoselektion beim Risikoausgleich ab 2020, und insbesondere das Potenzial der PCG zur Risikoselektion. Dazu ist anzumerken, dass die Analyse von Risikoselektion insofern komplex ist, als dass aufgrund des begrenzten Umfangs der verfügbaren Daten weder ein umfassender Beschrieb der Risikoselektionspotenziale noch ein Nachweis tatsächlicher Risikoselektion möglich ist.

Wir fokussieren auf folgende vier Aspekte: In Kapitel 4.1.1 wird aufgezeigt, wie und ob Inhomogenitäten bei den PCG zur Risikoselektion ausgenutzt werden könnten, um aus den PCG-Zuschlägen Kapital zu schlagen. Kapitel 4.1.2 zeigt auf, inwiefern unter Berücksichtigung des Risikoausgleichs die Risiken ungleich auf die Versicherer verteilt sind, und insbesondere, ob Versicherte systematisch überkompensierte Neuzugänge bzw. unterkompensierte Abgänge verzeichnen. Kapitel 4.1.3 fokussiert auf ausgewählte Selektions- und Deselektionsgruppen wie bspw. junge Versicherte mit hoher Franchise und zeigt auf, in welchem Ausmass diese Gruppen weiterhin in das Selektions- bzw. Abstossschema der Versicherer passen. Abschliessend wird in Kapitel 4.1.4 untersucht, ob es Muster gibt, die darauf hinweisen, dass gewisse Versicherer Hochkostenkostenfälle abstossen bzw. sehr bedingt aufnehmen.

4.1.1 INHOMOGENE PCG

Währenddem die Versicherer beim Risikoausgleich ab 2014 kaum für chronisch Kranke entschädigt wurden, erhalten sie beim Risikoausgleich ab 2020 teilweise hohe Kompensationsbeiträge für chronisch Kranke mit medikamentöser Behandlung. Entsprechend sollten sich durch die PCG die Anreize für das Ablehnen oder Abstossen chronisch kranker Personen reduzieren. Gleichzeitig eröffnet sich allerdings die Möglichkeit, innerhalb der PCG Risikoselektion zu betreiben, indem gezielt kostengünstige Versicherte mit PCG akquiriert werden.

Die nachfolgende Untersuchung fokussiert auf die in 3.2.2 als inhomogen beurteilte PCG NIE (Nierenerkrankungen) und besteht aus drei Schritten: Erstens wird diskutiert, wie potenziell Risikoselektion mithilfe der PCG betrieben werden könnte. Zweitens wird illustriert, wie mittels einer Risikoselektionsvariable überkompensierte Versicherte identifiziert werden können. Zuletzt wird betrachtet, inwieweit sich die überkompensierten Versicherten der PCG NIE ungleichmässig auf die Versicherer verteilen.

Als Basis unserer Untersuchungen dienen die Schätzfehler (vgl. Anhang, Kapitel 9.1.3) des Risikoausgleichmodells ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (Modell M7). Als Datenquellen dienen die Daten der GE KVG und die EFIND-Daten für das Jahr 2021.

4.1.1.1 Ergebnisse

Wie in Abbildung 13 ersichtlich zeichnet sich die PCG NIE (Nierenerkrankungen) durch eine bimodale Verteilung und eine grosse Streuung der Schätzfehler aus. Die linke «Buckel» repräsentiert Versicherte, deren Schätzfehler negativ ist und entsprechend unterkompensiert werden, die rechte die überkompensierten Versicherten. Falls es (einem Versicherer) gelingt, Versicherte aus dem rechten Buckelanzulocken, und solche aus dem linken zu vermeiden, so profitiert er finanziell.

Um die überkompensierten Versicherten des rechten Buckels zu identifizieren, wird eine sogenannte Risikoselektionsvariable benötigt. Es lässt sich mutmassen, dass die Dialyse eine solche Risikoselektionsvariable darstellt. Die Dialyse generiert bekanntlich sehr hohe Kosten, welche in der Regel eine Unterkompensation zur Folge haben. Ist diese Behandlung nicht nötig (oder möglich), so resultiert meistens eine Überkompensation. Sofern also dem Versicherer die Informationen zur Dialyse vorliegen, könnte er erfolgreich Risikoselektion betreiben.

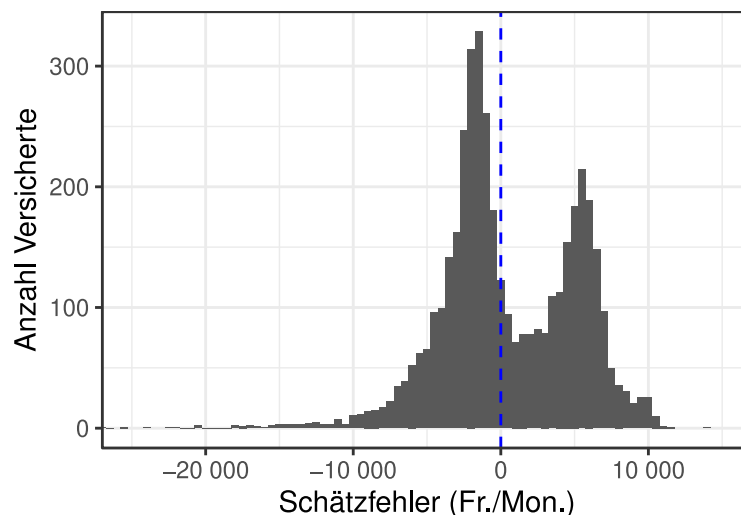


Abbildung 13: Verteilung der Schätzfehler der Versicherten mit PCG NIE beim Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (M7). Positive Schätzfehler entsprechen einer Überkompensation. Datenquelle: Daten der GE KVG für das Ausgleichsjahr 2021.

Eine bi- oder multimodale Verteilung ist ein deutlicher Hinweis auf die Möglichkeit zur Risikoselektion. Jedoch weist nur die PCG NIE eine klar bimodale Verteilung der Schätzfehler des Risikoausgleichmodells M7 auf. In Ansätzen ist diese auch bei KRK sichtbar (vgl. Abbildung 4). Bei den restlichen PCG ist die Verteilung als unimodal zu beurteilen (vgl. Anhang, Abbildung 43). Ob es allerdings gelingt, die relevante Gruppierungsvariable für die beiden Modalwerte zu identifizieren und zur Risikoselektion zu operationalisieren, ist fraglich.

Weiter ist auch denkbar, dass bei einer unimodalen Verteilung der Schätzfehler Potenzial zur Risikoselektion besteht. Auch dann kann es abgrenzbare Untergruppen mit unter- bzw. überdurchschnittlichen Schätzfehlern geben. Unseren Vermutungen nach weisen folgende Verteilungscharakteristiken der Schätzfehler auf hohes Potenzial für Risikoselektion hin:

1. Bi- oder multimodale Verteilung
2. Hohe Varianz oder hoher Variationskoeffizient

In beiden Fällen gibt es bedeutende Unterschiede zwischen über- und unterkompensierten Versicherten. Bi- oder multimodale Verteilungen werden zudem von der Vermutung begleitet, dass es eine Risikoselektionsvariable gibt, welche die Modalitäten separieren kann.

Neben der Verteilungsform der Schätzfehler ist auch die Höhe des PCG-Zuschlags und die Prävalenz der PCG entscheidend. Je höher der PCG-Zuschlag, und je höher die Prävalenz, desto attraktiver die PCG zur Risikoselektion.

Im Folgenden wird exemplarisch an der PCG NIE (Nierenerkrankung) aufgezeigt, wie mit den vorhandenen Daten Risikoselektion betrieben werden könnte. Neben der PCG NIE weisen auch die PCG KRK (Krebs komplex), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) und ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) eine vergleichsweise sehr hohe Kostenstreuung auf, und die PCG HCH (hohes Cholesterin) und DEP (Depression) durch ihre hohe Prävalenz (vgl. Tabelle 4).

Als Risikoselektionsvariablen für überkompensierte Versicherer der PCG NIE fokussieren wir exemplarisch auf die Variable Altersklasse. Abbildung 14 zeigt die Verteilung der Schätzfehler entlang der Altersklassen. Lesebeispiel: Der oberste Boxplot zeigt die Verteilung der Schätzfehler der über 90-Jährigen mit PCG NIE. Im Mittel (roter Punkt) und Median (Balken in der Mitte der Box) ist der Schätzfehler dieser Versicherten positiv, d. h. 90-Jährige mit PCG NIE werden im Schnitt überkompensiert.

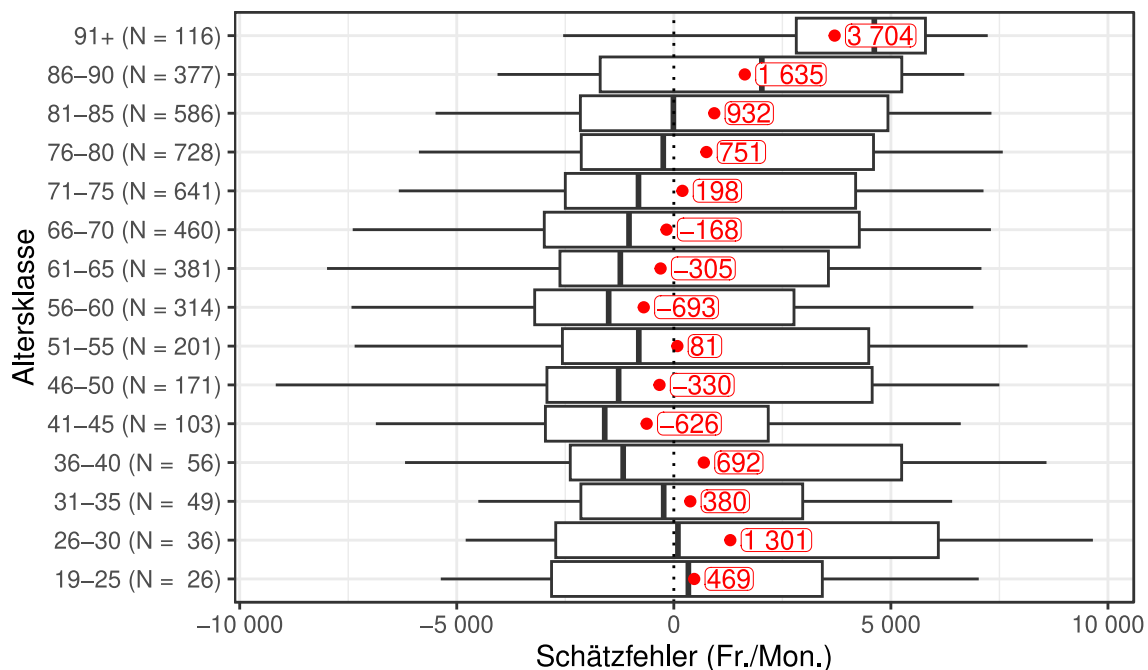


Abbildung 14: Boxplots für die Verteilung des Schätzfehlers in der PCG NIE für das Risikoausgleichsmodell M7, gruppiert nach Altersklasse. Positive Schätzfehler entsprechen einer Überkompensation. Die roten Punkte kennzeichnen den mittleren Schätzfehler.

In Abbildung 14 fällt auf, dass die Mittelwerte der Schätzfehler in den Altersklassen teilweise systematisch vom Wert Null abweichen. Aus Sicht der Versicherer sind vor allem Versicherte ab 76 Jahren in der PCG NIE attraktiv, da sie im Mittel überkompensiert werden. Das Gleiche kann für die unter 41-Jährigen, wobei diese in der PCG NIE nicht zahlreich vertreten sind. Entsprechend könnten Versicherer versuchen, nur Nierenerkrankte ab 76 Jahren anzuwerben. Allerdings können die Altersklassen die Überkompensierten nicht scharf von den Unterkompensierten trennen, wodurch diese Selektionsmethode nur bedingt geeignet ist.

Mit Abbildung 15 kann beurteilt werden, ob bestimmte Versicherer überdurchschnittlich viele überkompensierte Versicherte der PCG NIE aufweisen. Die Grafik zeigt, je Versicherer, den Anteil an Versicherten mit PCG NIE, die einen Schätzfehler von mehr als 2 000 CHF und damit im rechten Buckel der Verteilung liegen, siehe Abbildung 13.

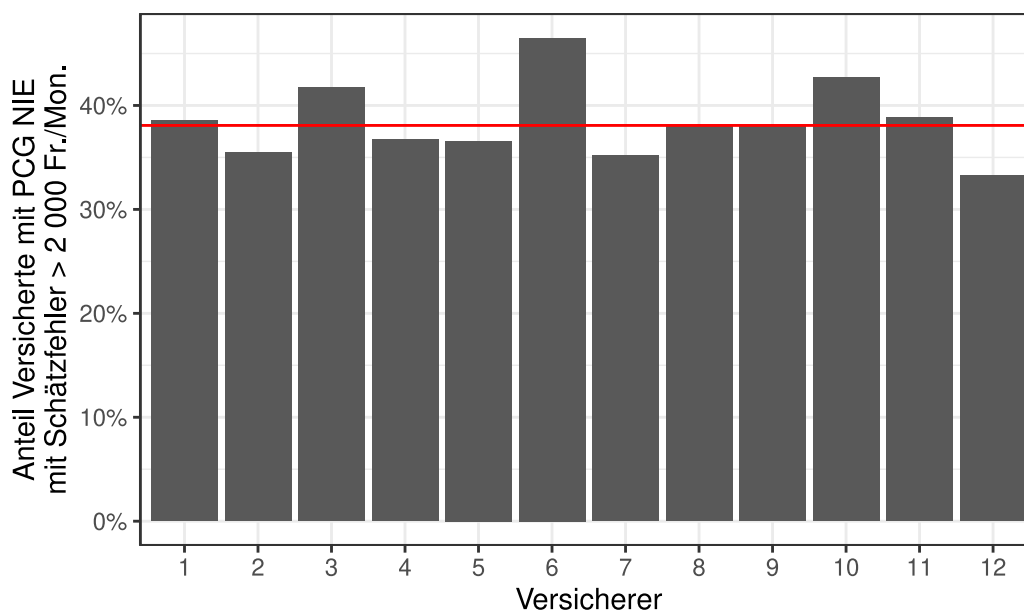


Abbildung 15: Anteil an Versicherten mit einem Schätzfehler von über 2 000 CHF pro Monat bei der PCG NIE, je Versicherer. Es werden nur Versicherer mit mindestens 100 Versicherten bei der PCG NIE berücksichtigt.

In Abbildung 15 fällt insbesondere der Versicherer 6 auf, welcher mit 46,5% deutlich überdurchschnittlich viele überkompensierte Versicherte der PCG NIE aufweist. Ob dies ein Resultat von Risikoselektion ist, kann mit den vorliegenden Daten nicht beurteilt werden. Zudem weisen bei Versicherer 6 nur ca. 128 Versicherte die PCG NIE auf, so dass die 46,5% unter Umständen dem Zufall geschuldet überdurchschnittlich ausgefallen sind.

Allgemein gibt es unserer Einschätzung nach in Abbildung 15 keine starken Hinweise darauf, dass die Versicherer aktuell Risikoselektion bezüglich überkompensierten Versicherten der PCG NIE betreiben.

4.1.2 INHOMOGENE VERTEILUNG VON ÜBER- UND UNTERKOMPENSATION AUF DIE VERSICHERER

Dieses Kapitel soll aufzeigen, inwieweit unter Berücksichtigung des Risikoausgleichs die Risiken ungleich auf die Versicherer verteilt sind, und insbesondere, ob Versicherte systematisch überkompensierte Neuzugänge bzw. unterkompensierte Abgänge verzeichnen.

Dafür wird aufgeschlüsselt nach Versicherer untersucht, ob für deren Versicherten die Schätzfehler pro Versicherungsmonat (vgl. Anhang, Kapitel 9.1.3) des Risikoausgleichmodells mit PCG systematisch von Null abweichen, bzw. es wird untersucht, ob bei einzelnen Versicherern systematische Unter- oder Überkompensation vorliegt. Neben den Analysen für alle Versicherten werden auch Analysen erstellt, in welchen ausschliesslich die Neuzugänge von 2020 auf 2021, und ausschliesslich die Abgänge von 2021 auf 2022 dargestellt werden.

Bei den Analysen werden die Bezeichnungen der Versicherer pseudonymisiert. Die Analysen stützen sich auf die Schätzfehler des Risikoausgleichmodells ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (Modell M7) für das Ausgleichsjahr 2021 und die Daten der GE KVG sowie die EFIND-Daten für das Jahr 2021.

4.1.2.1 Ergebnisse

Abbildung 16 zeigt die mittleren Schätzfehler (Punkte) und das Über- bzw. Unterkompensationsvolumen der einzelnen Versicherer. Die Farben der Punkte wiedergeben eine grobe Angabe zur Anzahl Versicherten (grosse vs. kleine Versicherer). Die Versicherer sind entlang der Höhe des mittleren Schätzfehlers angeordnet.

Aus Abbildung 16 kann beispielsweise abgelesen werden, dass der Versicherer 1 (ganz links) den höchsten mittleren Schätzfehler von 98,3 CHF pro Monat aufweist, bzw. vom Risikoausgleich pro Deckungsmonat um durchschnittlich 98,3 CHF überkompensiert wird. Da es sich jedoch um einen kleinen Versicherer mit nur ca. 500 Versicherten handelt, ist das jährliche Überkompensationsvolumen mit ca. 578 Tsd. CHF pro Jahr sehr gering (der dazugehörige Balken ist kaum sichtbar). Die Spannweite der Werte des Unter- bzw. Überkompensationsvolumens ist beachtlich gross und reicht von -112 Mio. CHF bis 358 Mio. CHF, bezogen auf das ganze Ausgleichsjahr. Die extremen Unter- bzw. Überkompensationsvolumen beziehen sich auf sehr wenige Versicherer (Versicherer 1, 42, 47 und 48) mit je vielen Versicherten (≥ 100 Tsd.).

Von den 50 berücksichtigten Versicherern weisen 23 einen negativen mittleren Schätzfehler (Unterkompensation), und 27 einen positiven Schätzfehler (Überkompensation) aus. Die mittleren Schätzfehler variieren zwischen -24,2 CHF und 98,3 CHF pro Versicherungsmonat.

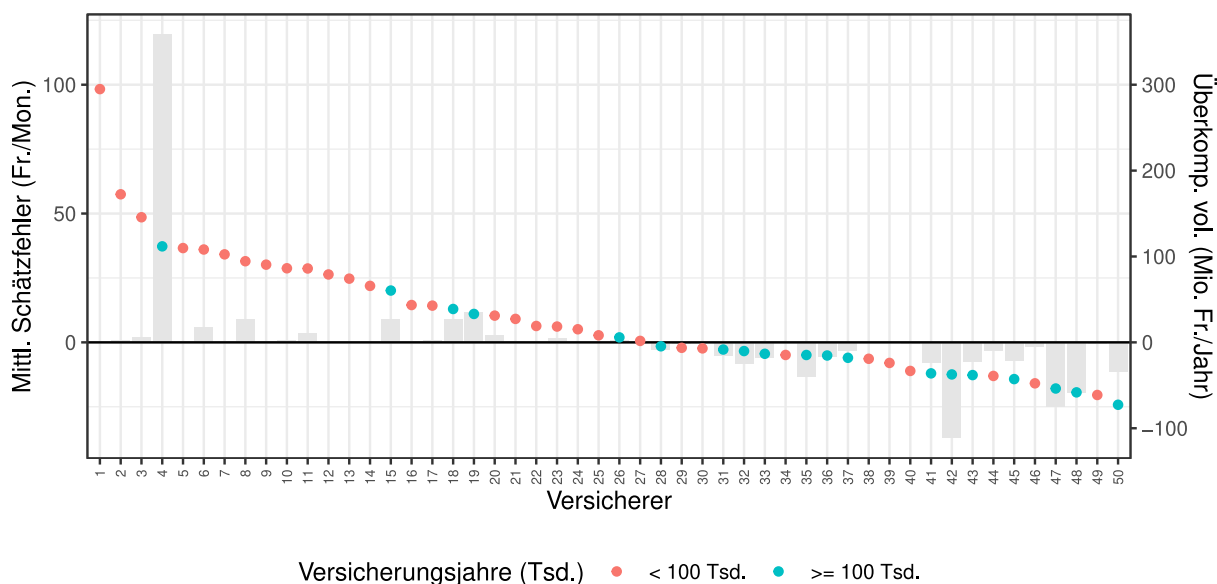


Abbildung 16: Mittlerer Schätzfehler (rote Punkte) und Anzahl Versicherte (graue Balken) nach Versicherer beim Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (M7). Datenquelle: Daten der GE KVG für das Ausgleichsjahr 2021.

Wenngleich die Punkte in Abbildung 16 aufzeigen, dass der mittlere Schätzfehler vieler Versicherer in der Nähe von Null liegt (ca. Versicherer 16 bis 39), gibt es durchaus Versicherer, die stark unter- bzw. überkompensiert werden. Tendenziell handelt es sich bei den überkompensierten Versicherern um solche mit einem kleineren Bestand, bzw. bei den unterkompensierten Versicherern um solche mit einem grösseren Bestand. Auffällig ist Versicherer 4, der mit grösser gleich 100 000 Versicherten einen mittleren Schätzfehler von 37,3 CHF pro Versicherungsmonat aufweist. Bei diesem Versicherer ergibt das höchste jährliche Überkompensationsvolumen von ca. 358 Mio. CHF, siehe Abbildung 16. Der Versicherer 42 weist mit -11,5 CHF pro Versicherungsmonat einen negativen mittleren Schätzfehler auf, und wird mit jährlich 112 Mio CHF am stärksten unterkompensiert.

Unterkompensation kann sich beispielsweise einstellen, wenn ein Versicherer ausschliesslich in der teuersten Prämienregion eines Kantons aktiv ist und einen repräsentativen Versichertenbestand für diese Prämienregion aufweist. In diesem Fall sind die mittleren Nettoleistungen der Versicherten höher als das Kantonsmittel, und damit die Schätzfehler im Mittel negativ. Diese Art von Unterkompensation ist unserer Einschätzung nach aus Sicht des aktuellen KVG-Systems nicht störend, da die Prämienregionen als Merkmal für die Festlegung der Prämien angedacht sind und eine solche Unterkompensation durch höhere Prämien ausgeglichen wird. Eine andere Art von Unterkompensation stellt sich bspw. ein, wenn ein Versicherer überdurchschnittlich viele Versicherte umfasst, die ein kostenspieliges und (von den PCG) nicht berücksichtigtes Krankheitsbild aufweisen. Diese zweite Art von Unterkompensation ist aus Sicht des Risikoausgleichs unerwünscht. Wie stark diese beiden Arten von Unter- bzw. Überkompensation bei den einzelnen Versicherern vertreten sind, kann mit den vorliegenden Analysen nicht identifiziert werden, und ist vermutlich auch generell schwer ermittelbar.

Als Ergänzung zu Abbildung 16 wird im Anhang, Kapitel 9.7.1 der Zusammenhang zwischen dem Unter- bzw. Überkompensationsvolumen und den Nettobeiträgen bzw. abgaben. Dieser Zusammenhang ist tendenziell negativ, d.h. unterkompensierte Versicherer sind tendenziell Empfänger, und überkompensierte Versicherer Bezahler.

Als nächster Schritt wird die Situation bei den Abgängen untersucht. Es handelt sich dabei um jene von 2021 auf 2022. Diese sind nach drei verschiedenen Typen charakterisiert. Es gibt einerseits eine grosse Mehrheit von verbleibenden Kunden, Kunden die den Versicherer wechseln und Kunden, die aus anderen Gründen (Tod, Wegzug ins Ausland, etc.) im Jahr 2022 nicht mehr im Portfolio eines Versicherers sind. Mit Abbildung 17 untersuchen wir, ob die Versicherer womöglich gezielt unterkompensierte Versicherte aus ihrem Kundenstamm entfernen. Dargestellt wird die Differenz der mittleren Schätzfehler zwischen den Bleibenden und den Abgängern. Der Versicherer konnte sein Portfolio verbessern, falls diese Differenz zwischen Bleibenden und Abgängern negativ ausfällt (in Abbildung 17 in grün dargestellt).

Als konkretes Lesebeispiel sei der Versicherer mit Bezeichnung 27 erwähnt (ganz unten in Abbildung 17). Die verbleibenden Versicherten haben einen Schätzfehler-Durchschnitt von 7,80 CHF, die 24 070 Wechsler jedoch nur von 2,32 CHF. Dargestellt wird die hier positiv (d. h. zugunsten des Versicherers) ausfallende Differenz von 5,52 CHF.

In Abbildung 17 werden zwecks Aussagekraft nur Versicherer mit mindestens 1 000 Abgängen dargestellt. Ausserdem wurden diejenigen fünf Versicherer, die im Jahr 2022 aufgrund einer Fusion nicht mehr existierten, nicht berücksichtigt.

Eine sehr klare Systematik lässt sich aus Abbildung 17 kaum erkennen. Unter den dargestellten 27 Versicherern mit mindestens 1 000 Abgängen konnten nur gerade sieben ihr Portfolio dank den Wechslern verbessern. Zuletzt sei an dieser Stelle erwähnt, dass die in Abbildung 17 nicht berücksichtigten Versicherten, welche aus anderen Gründen (Tod, Wegzug ins Ausland, etc.) nicht mehr im Portfolio sind, bei allen Anbietern sehr stark unterkompensiert werden.

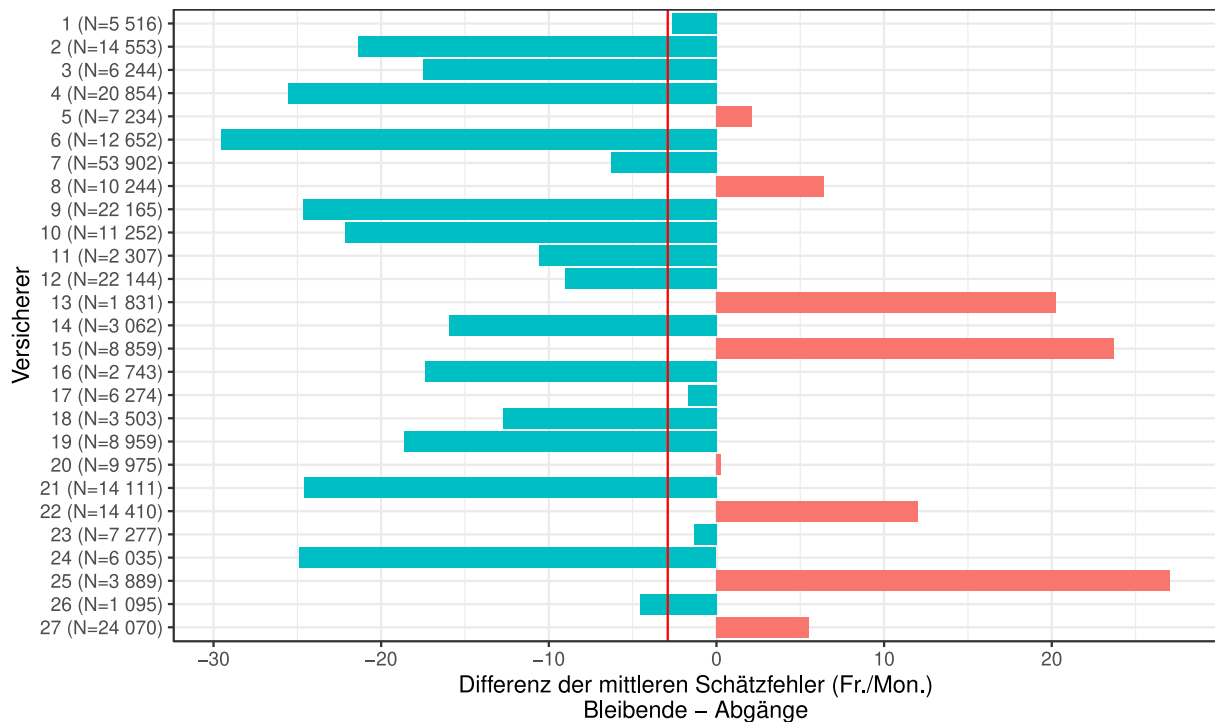


Abbildung 17: Balkendiagramm, welches die Differenz der Mittelwerte der Schätzfehler von Modell M7 zwischen Wechslern und Verbleibenden, gruppiert nach Versicherer, zeigt. Die Angabe N links bezieht Anzahl Abgänger zu einem anderen Versicherer, wobei nur Versicherer mit mindestens 1 000 Abgängern berücksichtigt wurden. Die rote vertikale Linie repräsentiert die schweizweite mittlere Differenz.

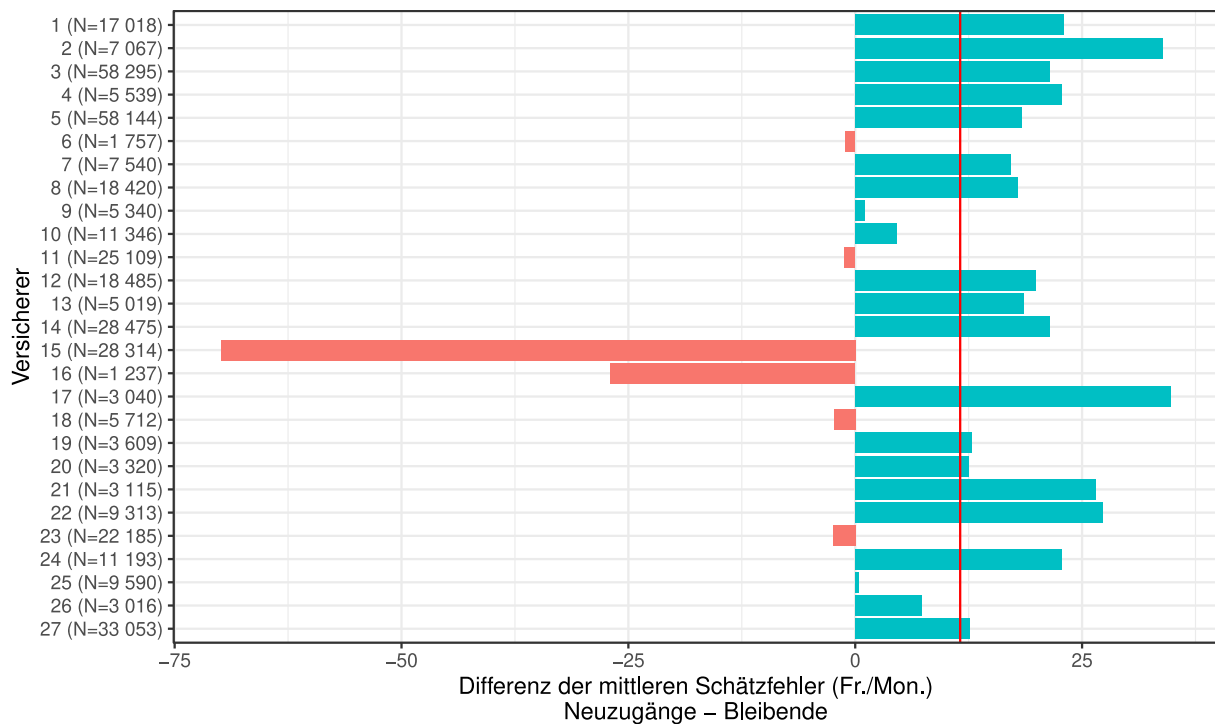


Abbildung 18: Balkendiagramm, welches die Differenz der Mittelwerte der Schätzfehler von Modell M7 zwischen den Bleibenden und den Neuzugängen, gruppiert nach Versicherer, zeigt. Die Breite der Säulen ist nach der Anzahl Neuzugänge gestaltet. Die Angabe N links bezieht Anzahl Neuzugänge, wobei nur Versicherer mit mindestens 1 000 Neuzugängen berücksichtigt wurden. Die rote vertikale Linie repräsentiert die schweizweite mittlere Differenz.

In Abbildung 18 werden die Kompensationseigenschaften der Neuzugänge (von einem anderen Versicherer) gegen die bestehenden Kunden verglichen. Hier fällt auf, dass sich von den 27 berücksichtigten Versicherern nur bei sechs Versicherern durch die Neuzugänge das Portfolio (im Sinne der Risikoausgleich-Kompensationseigenschaften) verschlechtert. Die höchste Anzahl Neuzugänge beträgt 58 295 Versicherte. Zu erwähnen ist, dass wir nur von einem anderen Versicherer Übertretende betrachten. Es gibt auch Neuzugänge aus anderen Gründen (z. B. Zuzug). Deren Anzahl ist jedoch generell kleiner, so dass auf eine Darstellung verzichtet wird.

4.1.3 BEKANNTE RISIKOSELEKTIONSGRUPPEN

In diesem Unterkapitel untersuchen wir, in welchem Ausmass bekannte Risikoselektionsgruppen ein Muster im Schätzfehler bzw. in den Deckungsbeiträgen aufweisen. Als bekannte Risikoselektionsgruppen wurden die folgenden gewählt

1. Risikoselektionsgruppe 1: 19-25-Jährige mit hoher Franchise
2. Risikoselektionsgruppe 2: 41-60-Jährige mit Prämienverbilligung
3. Risikoselektionsgruppe 3: 61-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr

Die Gruppe der 19-25-Jährigen mit hoher Franchise wird als potenzielle Selektionsgruppe angesehen, da junge Versicherte typischerweise tiefere Kosten aufweisen und eine hohe Franchise ein Indikator dafür ist, dass Versicherte keine Leistungen erwarten. Die 61-70-Jährigen ohne Nettoleistungen im Vorjahr sind ebenfalls eine potenzielle Selektionsgruppe, da auch für diese tiefe Nettoleistungen und damit ein Risikoausgleichsbeitrag erwartet werden können. Die 41-60-Jährigen mit Prämienverbilligung sind im Erwerbsalter und finanziell eingeschränkt. Dies könnte darauf hindeuten, dass sie weniger gesund sind als Versicherte gleichen Alters ohne Prämienverbilligung.

Weitere Risikoselektionsgruppen konnten mittels Literaturrecherche und qualitativen Interviews mit entsprechenden Ombudsstellen und ähnlichen Anlaufstellen nicht ermittelt werden.

4.1.3.1 Ergebnisse

Abbildung 19 zeigt die Schätzfehler und die Deckungsbeiträge für das Jahr 2021 der oben definierten drei Risikoselektionsgruppen, welche basierend auf den EFIND-Daten 2021 gebildet wurden.

Bei Risikoselektionsgruppe 3 (61-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr) sind sowohl die Schätzfehler als auch die Deckungsbeiträge wesentlich grösser als 0. Diese Gruppe ist damit am lukrativsten. Bei Risikoselektionsgruppe 1 (19-25-Jährige mit hoher Franchise) ist der Schätzfehler grösser als 0, jedoch sind die Deckungsbeiträge negativ. Bei Risikoselektionsgruppe 2 (41-60-Jährige mit Prämienverbilligung) ist der Median zwar grösser als 0. Die Gruppe weist aber eine grosse Spannweite und eine unvorteilhafte schiefe Verteilung auf.

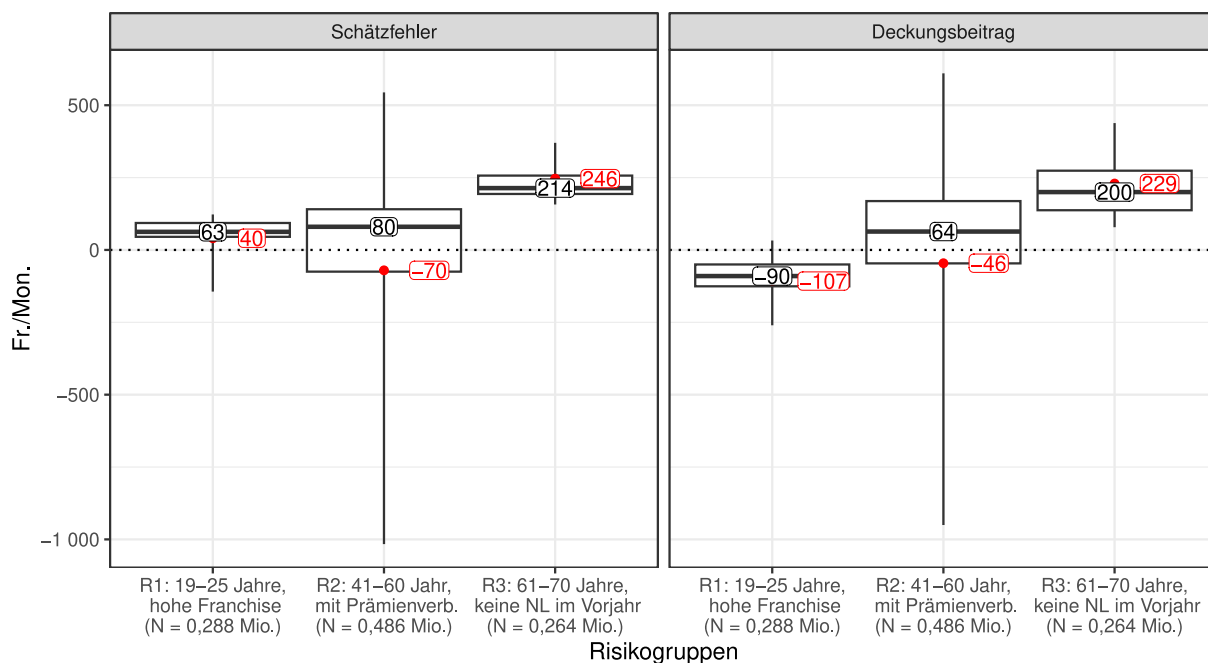


Abbildung 19: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrages beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung der jungen Erwachsenen (Modell M7), nach den drei ausgewählten Risikoselektionsgruppen 1: 19-25-Jährige mit hoher Franchise, 2: 41-60-Jährige mit Prämienverbilligung, und 3: 61-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr. Die roten Punkte entsprechen den mittleren Schätzfehlern, und das N unterhalb der Grafik gibt die Anzahl Versicherte an.

Abbildung 20 zeigt, wie sich die Wechsler der lukrativen Risikoselektionsgruppe 3 auf die Versicherer verteilen und welchen Anteil diese Gruppen bei den einzelnen Versicherern ausmacht. Die entsprechenden Grafiken für die anderen beiden Risikoselektionsgruppen finden sich im Anhang, Kapitel 9.7.1. Auch beschränken wir uns hier auf diejenigen Versicherer, bei welchen mindestens einer der beiden Anteile grösser als 5% ist. Die entsprechenden Grafiken für alle Versicherer finden sich ebenfalls im Anhang (siehe Abbildung 88).

Aus den beiden Grafiken ist ersichtlich, dass sich bei den Versicherern mit den grössten Anteilen der Risikoselektionsgruppe 3 so gut wie keine Wechsler finden. Versicherer 15 hat mit Abstand die höchste Quote von Risikogruppen-Wechsler. Der Anteil Versicherte der Risikogruppe 3 am Bestand bei Versicherer 15 liegt jedoch unter 4%, d.h. dass diese Gruppe, trotz den vielen Zugängen, innerhalb des Versicherers kein wesentliches Gewicht hat.

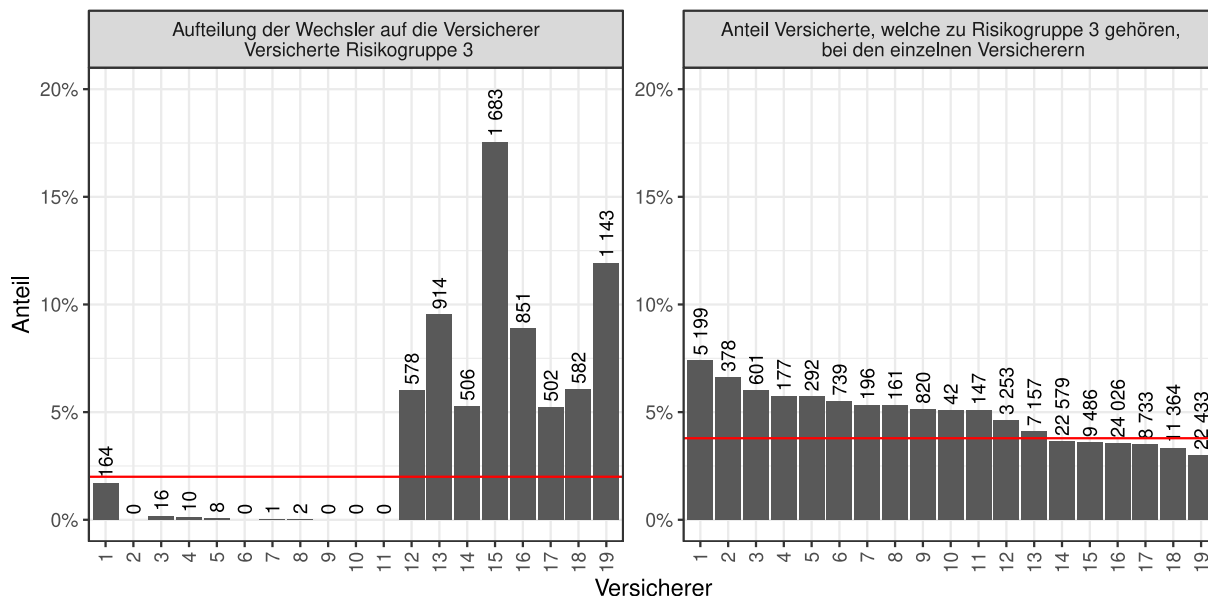


Abbildung 20: Verteilung der Risikoselektionsgruppe 3: 61-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr, insbesondere der Wechsler (links), auf die Versicherer. Es werden nur diejenigen Versicherer gezeigt, bei welchen mindestens einer der beiden Anteile grösser als 5% ist. Die roten Linien repräsentieren Mittelwerte.

4.1.4 ABHALTEN BZW. ABSTOSSEN VON HOCHKOSTENFÄLLEN

In diesem Abschnitt analysieren wir, ob Versicherer womöglich die Aufnahme neuer Hochkostenfälle vermeiden, bzw. den Abgang von solchen forcieren. Dazu vergleichen wir den Anteil aufgenommenener Hochkostenfälle (Bruttoleistungen von über 10 000 CHF im Jahr 2020) über die Versicherer hinweg. Analog wird danach der Abgang von Versicherten mit hohen Kosten analysiert: nämlich, indem man den Anteil weggehender Hochkostenfälle (Kosten über 10 000 CHF im Jahr 2021) zwischen den Versicherern vergleicht. Wir liefern generelle Kennzahlen zu diesen Phänomenen und zeigen Balkendiagramme, welche die Prozentpunkte-Differenz bei den Hochkostenfällen zwischen Bestehenden vs. Neuzugängen, bzw. zwischen Wechslern vs. Verbleibenden aufzeigt.

4.1.4.1 Ergebnisse

Global, d. h. über alle Versicherer gesehen, liegt der Anteil der Hochkostenfälle bei bestehenden Individuen bei 10,8%. Bei den Neuzugängen, welche von einem anderen Versicherer hinzukamen, sind nur 5,3% Hochkostenfälle, bei den anderen Zuzüglern gibt es keine Hochkostenfälle. Wir analysieren diese Zahlen nun über die Versicherer hinweg, wo sie stark schwanken. So liegt der Anteil der Hochkostenfälle bei Bestehenden zwischen minimal 4,2% und maximal 30%, während er bei den Neuzugängen von einem anderen Versicherer zwischen minimal 0% und maximal 15% pendelt. In Abbildung 21 zeigen wir die Differenz beim Anteil der Hochkostenfälle zwischen Bestehenden und Neuzugängen, nach Versicherer aufgelöst. Dabei wurden zwecks Aussagekraft nur Versicherer mit mindestens 1 000 Wechslern berücksichtigt. Ein negativer Wert bedeutet, dass der Anteil der Hochkostenfälle bei den Neuzugängen tiefer liegt. Dies ist für die Versicherer vorteilhaft. Wie man sehen kann, haben nur gerade zwei der 27 berücksichtigten Versicherer anteilmässig mehr Hochkostenfälle akquiriert, als sie bei ihren bestehenden Kunden haben. Die Schwankungsbreite bei der Differenz in Prozentpunkten geht von -11,6% bis zu 1,7%.

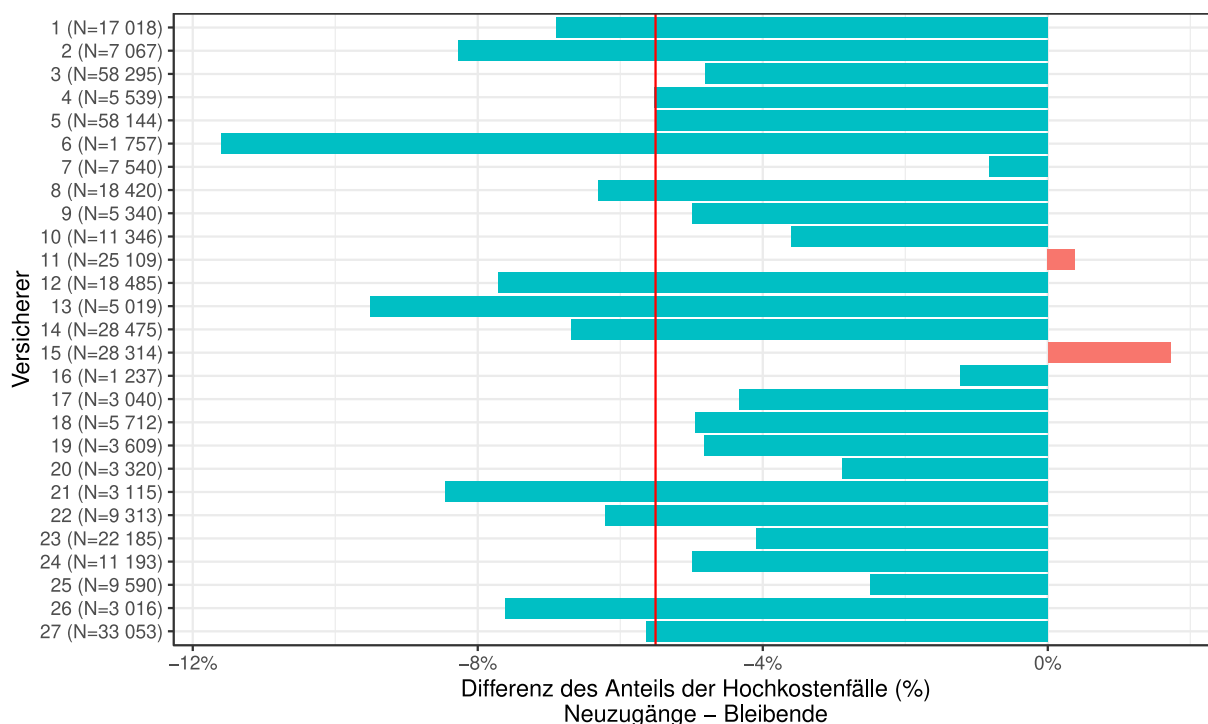


Abbildung 21: Differenz in Prozentpunkten beim Anteil der Hochkostenfälle zwischen bestehenden Versicherten und Neuzugängen von einem anderen Versicherer. Bei den Bezeichnungen der Versicherer handelt es sich um Pseudonyme. Die Angabe N links beziffert Anzahl Neuzugänge, wobei nur Versicherer mit mindestens 1 000 Neuzugängen berücksichtigt wurden. Die rote vertikale Linie repräsentiert die schweizweite mittlere Differenz.

Eine identische Analyse haben wir auch für die Abgänger durchgeführt. Aus dieser Optik liegen die globalen Werte für die Hochkostenfälle bei 11,6% bei Versicherten, die verblieben. Bei den Wechslern liegt der Anteil bei 6% und damit global tiefer. Aus dieser Optik kann kaum von einem gezielten Abstossen von Hochkostenfällen gesprochen werden. Bei den Abgängen aus anderen Gründen (Tod, Wegzug, etc.) liegt der Anteil der Hochkostenfälle dagegen bei 38,8% und damit sehr viel höher.

Wertet man nach einzelnen Versicherern aus, so schwankt der Anteil an Hochkostenfällen bei den Verbleibenden zwischen 7,6% und 34,5%, bei den Wechslern zwischen 2,5% und 26,5%. Wobei es zu beachten gilt, dass die Anzahl der Wechsler teilweise sehr klein ist (Minimalwert 30, Maximalwert 53 902). Aus Abbildung 22 kann die Differenz beim Anteil der Hochkostenfälle zwischen Wechslern und Verbleibenden abgelesen werden, wobei nur Versicherer mit mindestens 1 000 Abgängen berücksichtigt wurden. Ebenfalls nicht berücksichtigt wurden Versicherer, die im Jahr 2022 aufgrund einer Fusion nicht mehr existierten.

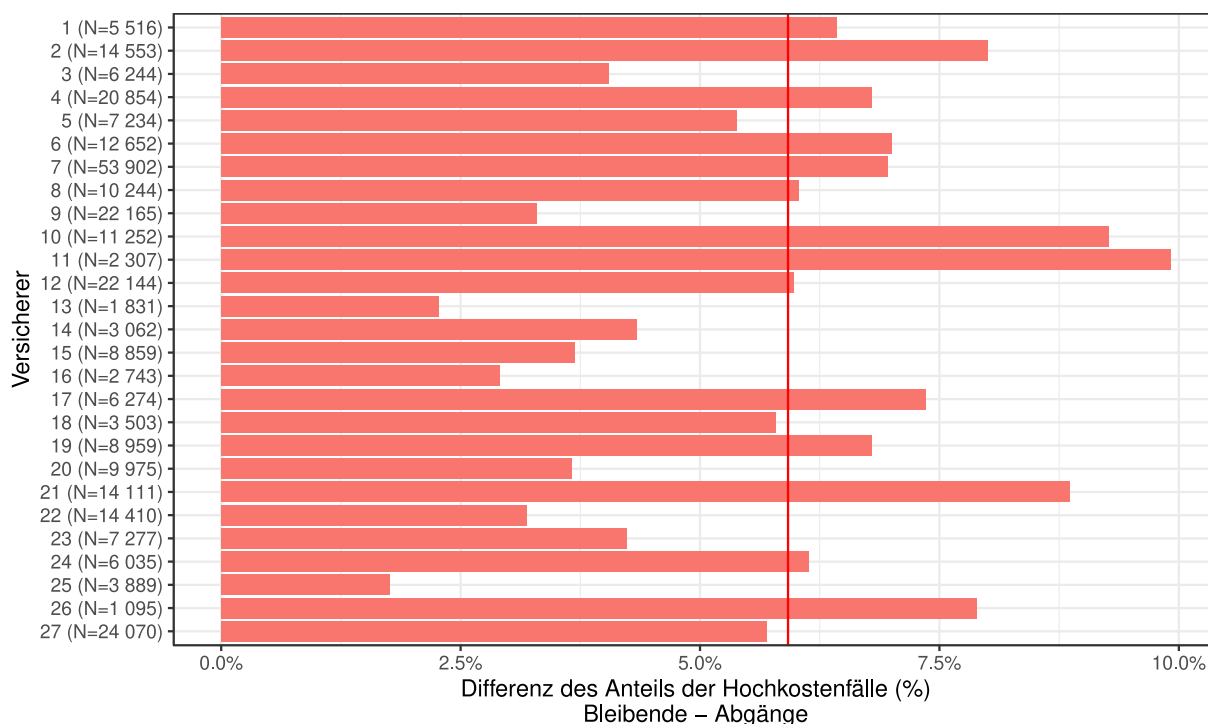


Abbildung 22: Differenz in Prozentpunkten beim Anteil der Hochkostenfälle zwischen verbleibenden Versicherten und Wechslern zu einem anderen Versicherer. Die Angabe N links bezieht sich auf die Anzahl Abgänge zu einem anderen Versicherer, wobei nur Versicherer mit mindestens 1 000 Abgängen berücksichtigt wurden. Die rote vertikale Linie repräsentiert die schweizweite mittlere Differenz.

Ein positiver Wert in Abbildung 22 bedeutet, dass der Anteil Hochkostenfälle bei den Verbleibenden grösser ist als bei den Wechslern. In diesen Fällen verschlechtert sich das Portfolio eines Versicherers durch die Wechsel. Dies ist für die Versicherer mit mindestens 1 000 Abgängen durchgehend der Fall. Die Schwankungsbreite in Prozentpunkten reicht von 1,7% bis zu 10%.

4.1.5 FAZIT

In Kapitel 4.1.1 zur Inhomogenität haben wir zunächst festgestellt, dass der Anreiz zur Risikoselektion von der Natur der Verteilung der Schätzfehler abhängt. Unsere Analysen zeigen am Beispiel der PCG NIE (Nierenerkrankung) auf, dass sowohl das Alter einer versicherten Person sowie auch die Anzahl PCG potenziell Risikoselektion erlauben. Für die Weiterentwicklung des Risikoausgleichs sollten aus Sicht der Inhomogenitäten der PCG insbesondere die PCG KRK (Krebs komplex), NIE (Nierenerkrankung), PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) und ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) auf mögliche Risikoselektionsvariablen untersucht werden, da diese eine vergleichsweise hohe Streuung aufweisen (vgl. Tabelle 4).

Im Kapitel 4.1.2 finden wir Hinweise darauf, dass einzelne Versicherer systematisch von einer Überkompensation ihrer Versicherten profitieren. Einerseits gibt es mehrere, teilweise grosse Versicherer, deren mittlerer Schätzfehler signifikant grösser als 0 ist. Aggregiert auf das ganze Portfolio liegt der grösste errechnete Kompensationsgewinn durch den Risikoausgleich für einen Versicherer bei 358 Mio. CHF. Jedoch halten sich Gewinne und Verluste insgesamt natürlich die Waage.

Weiter ist bei den Neuzugängen eine Systematik zu erkennen, dass die Versicherer gezielt gute Risiken akquirieren. Diese ist vermutlich nicht zwingend auf die gezielte Selektion seitens der Versicherer zurückzuführen, sondern vielmehr darauf, dass die wechselwilligen Versicherten meist tiefere Risiken aufweisen. Eine Tendenz zum Abstossen schlechter Risiken wurde nicht identifiziert.

Bei der Analyse von bekannten Risikoselektionsgruppen in Kapitel 4.1.3 konnte bei den 61-70-Jährigen ohne Nettoleistungen im Vorjahr eine Überkompensation festgestellt werden. In der Detailanalyse der einzelnen Versicherer in Bezug auf die Wechsler zeigte sich, dass dieses Potential von den Versicherern nicht ausgeschöpft wird.

Kapitel 4.1.4 zeigte auf, dass die Aussage, dass sich einzelne Versicherer womöglich systematisch von Hochkostenfällen trennen, mit den vorliegenden Daten nicht erhärten lässt. Tendenziell gehören die Wechsler zu den guten Risiken der Versicherer. Bei den Neueintritten sieht das Bild für die Versicherer besser aus. Hierbei können die meisten Anbieter ihr Portfolio durch die neu hinzukommenden Individuen verbessern.

4.2 ENTWICKLUNGEN SEIT DER EINFÜHRUNG DER PCG

Um die Entwicklung der Risikoselektionsanreize zu untersuchen, werden in diesem Kapitel einerseits die zeitlichen Verläufe potenzieller Risikoselektionsgruppen bei den einzelnen Versicherern untersucht, und andererseits werden die Änderungen der PCG-Prävalenzen global und bei den einzelnen Versicherern betrachtet.

4.2.1 ANTEILE DER POTENZIELLEN RISIKOSELEKTIONSGRUPPEN NACH VERSICHERER

Als potenzielle Risikoselektionsgruppen werden die bereits in Kapitel 4.1.3 definierten betrachtet, nämlich 19-25-Jährige mit hoher Franchise, 40–60-Jährige mit Prämienverbilligung und 60-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr. Um die Entwicklung dieser Gruppen bei den einzelnen Versicherern zu untersuchen, werden deren Anteile relativ zum Gesamtkollektiv entlang der Zeitachse aufgezeichnet. Die Analysen stützen sich auf den EFIND-Daten der Jahre 2018 bis 2021. Bei der Risikoselektionsgruppe 2 ist zu beachten, dass die Information zur Prämienverbilligung erst seit dem Jahr 2021 vorliegt.

4.2.1.1 Ergebnisse

Zuerst betrachten wir die Risikoselektionsgruppe 1, d. h. 19-25-Jährige mit hoher Franchise. Abbildung 23 zeigt für die grössten vier Versicherer, wie viele Versicherte von 2018 bis 2021 in die Risikoselektionsgruppe 1 fallen. Zum Vergleich ist in Rot der globale Anteil der Risikoselektionsgruppe 1 über alle Versicherer eingezeichnet. Der Anteil der Risikoselektionsgruppe 1 ist leicht abnehmend über die vier Jahre, wobei sich der Trend ab 2020 zu stabilisieren scheint. Diesem Trend folgen alle vier grossen Versicherer. Das Selektionsverhalten der grössten Versicherer scheint sich daher mit der Einführung der PCG bezüglich der Risikoselektionsgruppe 1 nicht verändert zu haben.

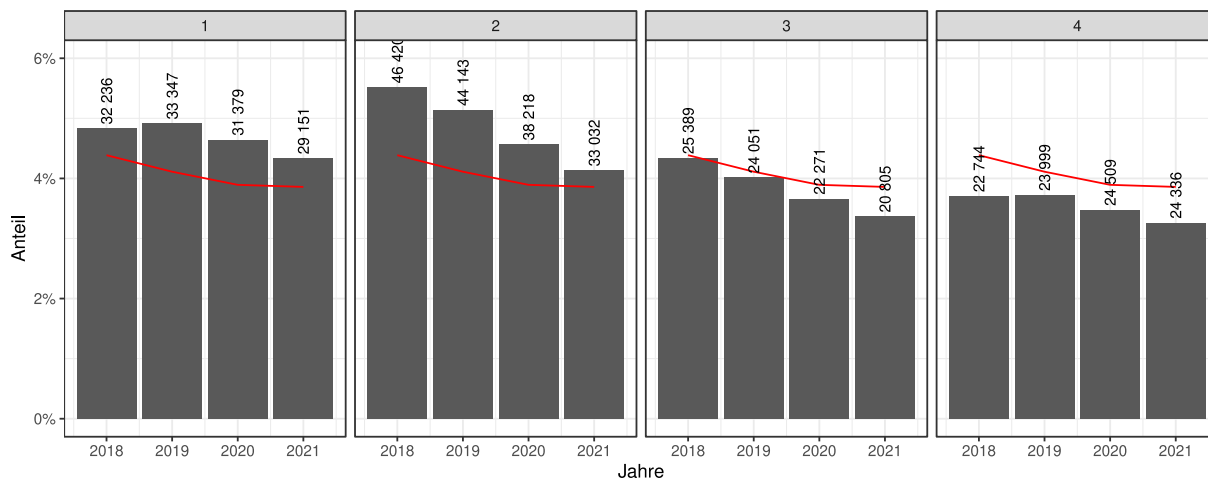


Abbildung 23: Risikoselektionsgruppe 1 (19-25-Jährige mit hoher Franchise): Anteil über die Jahre 2018 bis 2021 bei den vier grössten Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

Der zeitliche Verlauf der anderen Versicherer kann im Anhang, Abbildung 91 betrachtet werden. Viele Zeitreihen folgen sehr gut dem globalen Anteil. Besonders fällt ein Versicherer (a9b) mit einem überdurchschnittlichen Anteil auf. Es gibt auch gegenläufige Trends. Zum Beispiel starten zwei Versicherer (bc6 und e93) im Jahr 2018 mit einem überdurchschnittlichen Anteil, welcher sich dann bis 2021 auf einen unterdurchschnittlichen Anteil reduziert. Allerdings haben diese nur wenige Versicherte.

Für Risikoselektionsgruppe 2 (40–60-Jährige mit Prämienverbilligung) können aufgrund der veränderten Datengrundlage zur Prämienverbilligung nur die Daten ab 2020 betrachtet werden. Auch hier betrachten wir zunächst die vier grössten Versicherer (siehe Abbildung 24). Auffallend ist hier Versicherer 3d8, welcher im Vergleich zum globalen Mittel einen unterdurchschnittlichen Anteil aufweist.

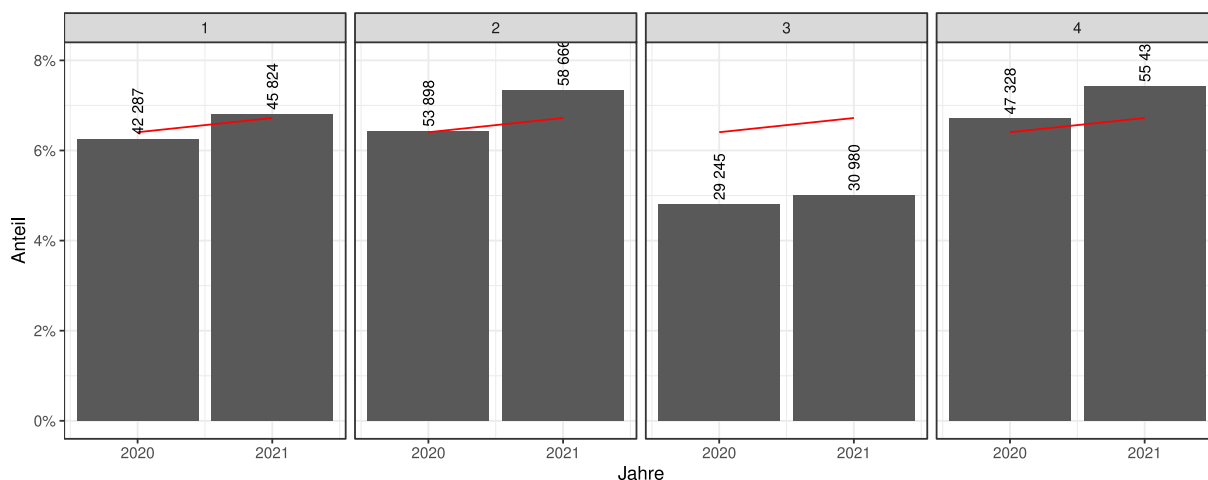


Abbildung 24: Risikoselektionsgruppe 2 (40–60-Jährige mit Prämienverbilligung): Anteil über die Jahre 2020 bis 2021 bei den 4 grössten Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

Der zeitliche Verlauf der anderen Versicherer zeigt ein sehr diverses Bild (siehe Anhang, Abbildung 92). Auffallend ist, dass im Vergleich zu den anderen Risikoselektionsgruppen mehr Versicherer identifiziert werden können, die eine deutlich überdurchschnittliche Anzahl an

Versicherten in Risikoselektionsgruppe 2 aufweisen (Versicherer e42, 881, 09a, aec). Zudem gibt weist ein Versicherer (e89) auffällig viele Abgänge aus.

Für Risikoselektionsgruppe 3 (60–70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr) fällt unter den vier grössten Versicherern der Versicherer e58 auf, welcher dem global leicht ansteigenden Trend nicht folgt (siehe Abbildung 25).

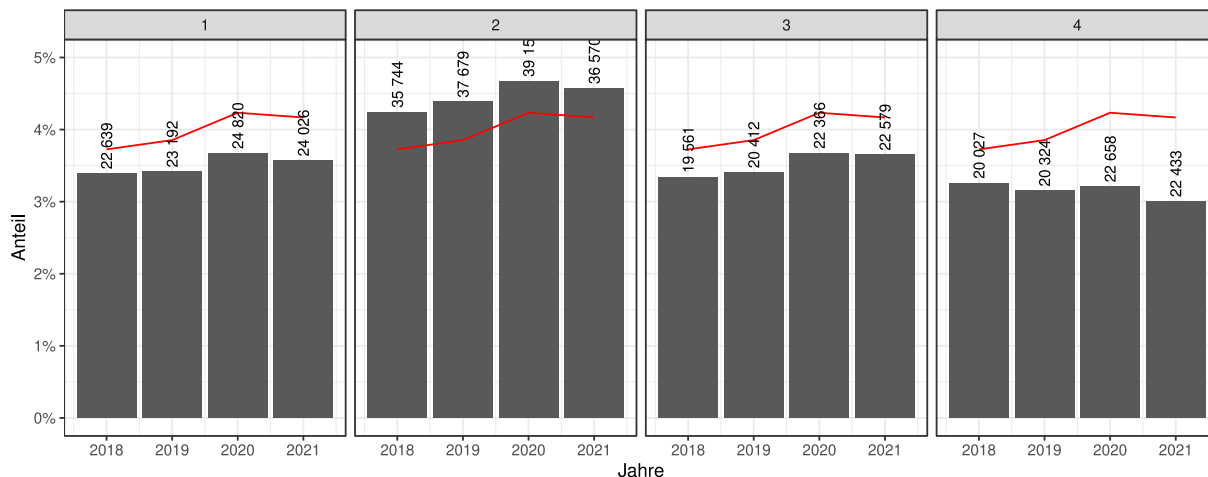


Abbildung 25: Risikoselektionsgruppe 3 (60-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr): Anteil über die Jahre 2018 bis 2021 bei den 4 grössten Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

Der zeitliche Verlauf der anderen Versicherer kann wieder im Anhang, Abbildung 93 betrachtet werden. Im Vergleich zu den beiden anderen Risikoselektionsgruppen folgen hier deutlich mehr dem globalen Trend. Nur ein paar wenige Versicherer (d38, b44, e93, f96 und 2a1) zeigen einen deutlichen über- oder unterdurchschnittlichen Anteil.

4.2.2 ENTWICKLUNG DER PCG PRÄVALENZEN

Ziel dieses Abschnitts ist das Auffinden von Versicherern mit einer überdurchschnittlichen Zunahme bei den PCG-Prävalenzen, und damit Hinweise auf Risikoselektion. Dafür werden die zeitlichen Verläufe der Prävalenzen der einzelnen Versicherer mit der globalen Tendenz verglichen. Die Analysen stützen sich auf den Daten der GE KVG für die beiden Ausgleichsjahre 2020 und 2022.

4.2.2.1 Ergebnisse

Abbildung 26 zeigt mittels der grauen Balken die Entwicklung der schweizweiten PCG-Prävalenzen. Während bei mehreren PCG eine kontinuierliche Zunahme der Prävalenz ersichtlich ist (z. B. ADH, AIK, DM2, HCH, MSK, NIE, ZFP, ZNS, DM2 + hyp), und bei einigen wenigen eine Abnahme (BSR, KRE, PSO) lässt sich festhalten, dass die Veränderungen in Prozentpunkten sehr tief sind.

Neben der schweizweiten Entwicklung werden in Abbildung 26 die Verläufe derjenigen Versicherer dargestellt, bei welchen bei mindestens einem Jahresübergang die Zunahme der PCG-Prävalenz grösser als 0,5% im Vergleich zur schweizweiten Tendenz ist. Dabei werden 5 Versicherer identifiziert. Am auffälligsten ist der Versicherer 3bb, der als einziger bei mehreren PCG eine auffällige Zunahme der PCG-Prävalenzen aufweist. Dieser Versicherer hat einen sehr kleinen und relativ alten Bestand, weshalb die überdurchschnittlichen Zunahmen vermutlich statistischen Schwankungen und kaum einer Risikoselektion zugeschrieben werden kann. Weiter weisen 3 Versicherer eine überdurchschnittliche Erhöhung bei der PCG

HCH, und einer bei der PCG DEP auf. Die Zunahmen sind jedoch derart moderat, als dass kaum auf Risikoselektion geschlossen werden kann.

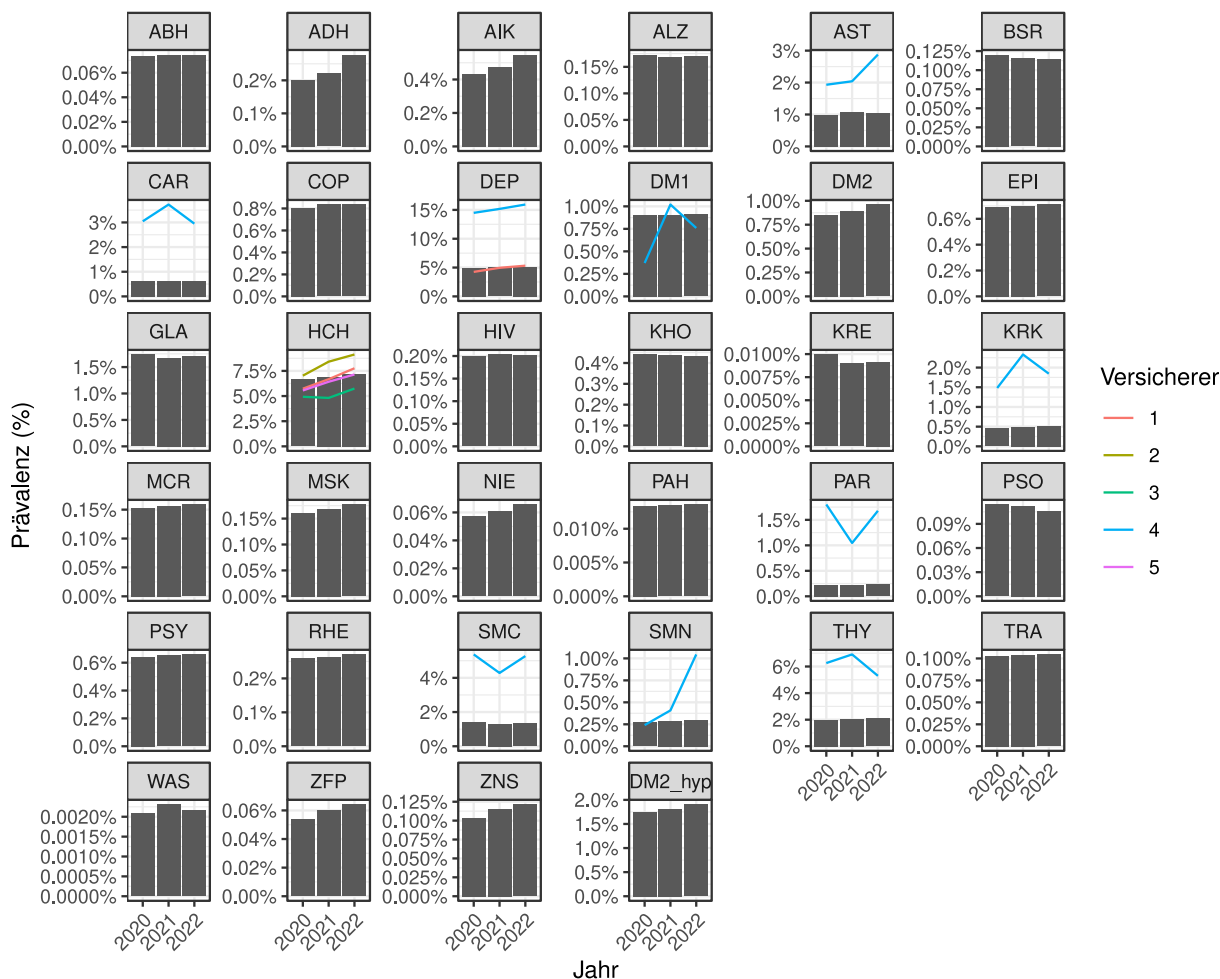


Abbildung 26: Schweizweiter Verlauf der PCG-Prävalenzen (graue Balken) und Verläufe der PCG-Prävalenzen von Versicherern, bei welchen bei mindestens einem Jahresübergang die Zunahme um 0,5% höher war als die schweizweite Tendenz.

4.2.3 FAZIT

Bei der zeitlichen Analyse der Risikoselektionsgruppenanteile konnten Versicherer mit einem auffälligen Muster identifiziert werden. Jedoch sind die Muster bis auf ein paar Einzelfälle langfristige Trends, die sich mit der Einführung der PCG im Jahr 2020 kaum oder nur bivariat änderten. Das Selektionsverhalten der Versicherer hat sich bis jetzt noch nicht signifikant bezüglich der betrachteten Gruppierungen geändert.

Für die betrachteten zwei Jahre haben sich die PCG-Prävalenzen bei den einzelnen Versicherern nur bivariat verändert. Aussagekräftigere Aussagen wird man möglicherweise erzielen können, wenn der Risikoausgleich mit PCG 5-mal oder mehr durchgeführt worden ist.

Insgesamt wurden demnach keine eingängigen Muster entdeckt, die darauf hinweisen könnten, dass die Versicherer mit der Einführung des Risikoausgleichs 2020 die Risikoselektionsstrategie anpasst haben.

5 Auswirkungen der Einführung des zusätzlichen Indikators (PCGs) auf die Prämien

5.1 ANALYSE DER EFFEKTIV BEZAHLTEN PRÄMIEN (EFIND DATEN)

Ziel dieses Kapitels ist die Beurteilung der Veränderung der effektiv bezahlten Prämien nach Versicherer bzw. nach Kategorien von Versicherern. Eine Verfeinerung des Risikoausgleichs sollte die Versicherer für ihre unterschiedlichen Risikostrukturen kompensieren und so zu einer Angleichung der Prämien zwischen den Versicherern führen. Diese erwartete Angleichung kann anhand der zeitlichen Entwicklung der mittleren Prämien nach Versicherer und deren Streuung untersucht werden.

Für diese Analyse nutzen wir die EFIND-Daten für die Jahre 2017-2021. Sie enthalten für alle Versicherten die effektiv bezahlten Prämien¹³.

Bei der Einteilung der Versicherer in die drei Kategorien Netto-Empfänger, Netto-Zahler und Neutrale stützen wir uns auf die durchschnittlichen Abgaben bzw. Beiträge pro Versicherungsmonat für die im Risikoausgleich eingeschlossenen Versicherten zwischen 2017 und 2021 (siehe Tabelle 26 im Anhang 9.9):

- Versicherer, die in jedem Jahr entweder Netto-Zahler oder Netto-Empfänger waren und deren durchschnittlichen Abgaben bzw. Beiträge pro Versicherungsmonat in den / aus dem Risikoausgleich in mindestens drei Jahren über 20 CHF betragen, wurden in die jeweilige Kategorie eingeteilt.
- Versicherer, deren durchschnittlichen Abgaben bzw. Beiträge pro Versicherungsmonat in jedem Jahr betragsmässig unter 20 CHF betragen wurden als Neutrale klassifiziert.
- Versicherer, die je nach Jahr in unterschiedliche Kategorien fielen, wurden der häufigsten Kategorie zugeteilt (Beispiel: ein Versicherer, der in zwei Jahren Neutral war und in drei Jahren Netto-Zahler war wurde der Kategorie der Netto-Zahler zugewiesen). Versicherer, die in den fünf Jahren mindestens einmal jeder Kategorie zugeteilt wurden, wurden als Neutrale gekennzeichnet.

Für die Analysen in diesem Kapitel betrachten wir in der Regel die Unterschiede in den mittleren effektiv pro Monat bezahlten Prämien pro Versicherer in einer Prämienregion bzw. schweizweit. Wir definieren diese mittlere Prämie als die Summe aller Prämien aller Versicherten bei einem Versicherer in der entsprechenden Region, geteilt durch die Summe der Dauer aller Versicherungsdeckungen in Monaten¹⁴. Dabei werden alle Versicherten, unabhängig von Franchisestufen und Versicherungsmodelle, berücksichtigt. Die durch weitere Faktoren (Versicherungsmodell, Franchisestufe) verursachte Streuung der effektiv gezahlten Prämien pro Versicherer wird nicht weiter analysiert.

¹³ Die Prämie beinhaltet staatliche Beiträge im Falle von Prämienverbilligungen.

¹⁴ Diese Berechnung wird angewendet, weil nicht alle Versicherten während des ganzen Jahres bei einem Versicherer versichert sind.

Wir beschränken uns bei der Analyse auf die Prämien der Erwachsenen mit Unfallabschluss. Diese machten über den Zeitraum 2017-2021 34,5% des gesamten Bestands aus. Die Prämien der jungen Erwachsenen werden nicht betrachtet, weil die Versicherer Prämienrabatte in unterschiedlichem Ausmass an diese Gruppe weitergeben.

Der verfeinerte Risikoausgleich führt zu einer höheren Entschädigung für Versicherer mit einer schlechteren Risikostruktur. Durch die verbesserte Kompensation sollten sich die mittleren Prämien pro Versicherer angleichen, weil Versicherer mit einer guten Risikostruktur nicht länger tiefere Prämien anbieten können als Versicherer mit einer schlechten Risikostruktur. Wir erwarten daher über die Zeit eine Reduktion der Streuung der mittleren Prämien zwischen den Versicherern, insbesondere in Jahren, in denen der Risikoausgleich verfeinert wurde (bspw. nach Einführung des Risikoausgleichs mit PCG im Jahr 2020). Wir analysieren die mittleren Prämien pro Monat und Versicherer sowie deren Streuung (anhand der Standardabweichung und des Interquartilsabstands). Um die Streuung zwischen den Jahren vergleichbar zu machen, drücken wir sie relativ zum Mittelwert aller Prämien aus. Die relative Standardabweichung (Variationskoeffizient) entspricht dem Quotienten von Standardabweichung und Mittelwert. Der relative Interquartilsabstand dem Quotienten von Interquartilsabstand und Mittelwert. Diese beiden Masse berücksichtigen die Grösse des Versicherers nicht. Aus diesem Grund berechnen wir zusätzlich die Abweichung der mittleren Prämie eines Versicherers in Prozent vom Mittelwert in jeder Prämienregion. Durch eine Gewichtung dieser Abweichung mit dem Versichertenbestand kann eine gewichtete mittlere Abweichung vom Mittelwert berechnet werden, sowohl für die Prämienregion als auch für die Schweiz. Diese Abweichung kann für Netto-Zahler, Netto-Empfänger und Neutrale separat analysiert werden.

Die Prämienkonvergenz muss für jede Prämienregion einzeln betrachtet werden, da die Prämien auf dieser Ebene festgesetzt werden und der Risikoausgleich auf Ebene der Kantone geschieht. Um das Ausmass der Konvergenz in einer einfachen Kennzahl erfassen zu können, gewichten wir die drei zuvor eingeführten Masse (1. Relative Standardabweichung, 2. Relativer Interquartilsabstand, 3. Gewichtete mittlere prozentuale Abweichung vom Mittelwert) in jeder Prämienregion mit der Summe der Versicherungsmonate.

Die Veränderung der Prämien über die Zeit kann durch diverse Einflussfaktoren begründet sein. Um abzuschätzen, wie hoch der Beitrag der Verfeinerung des Risikoausgleichs zu den beobachteten Prämienveränderungen ist, untersuchen wir die Prämienentwicklung der fünf grössten Netto-Empfänger und Netto-Zahler aus dem Risikoausgleich (Einteilung basierend auf den mittleren Zahlungen pro Monat und erwachsenen Versicherten im letzten verfügbaren Jahr 2021). Wir berücksichtigen für diese Analyse nur Versicherer mit einem Ausgleichsvolumen aus dem Risikoausgleich von mindestens 10 Mio. CHF.

5.1.1 ERGEBNISSE

Die mittlere monatliche Prämie pro Versicherer über die ganze Schweiz blieb zwischen 2019 und 2021 fast konstant bei rund 400 CHF (Abbildung 27). Die Streuung hat ab 2020 (dem ersten Jahr des Risikoausgleichs mit PCG) abgenommen. Die schweizweite Standardabweichung lag 2017 bei 49,3 CHF und sank bis 2021 auf 42,7 CHF. Die grösste Veränderung konnte für 2020 gegenüber 2019 beobachtet werden, als die Standardabweichung von 49,6 CHF auf 43,8 CHF abnahm.

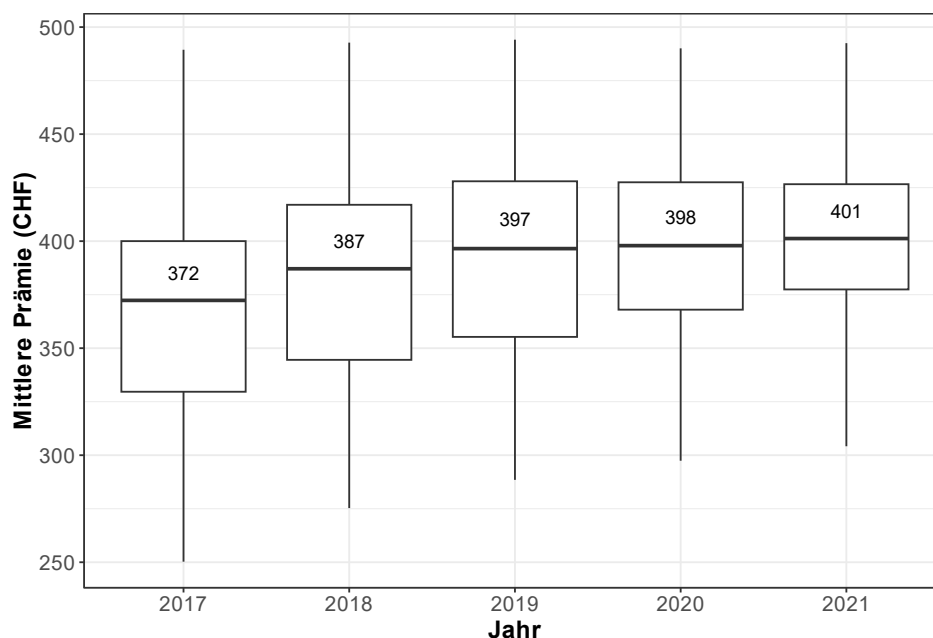


Abbildung 27: Boxplot der mittleren Prämie pro Versicherer, ganze Schweiz (2017-2021); Wert in Grafik entspricht dem Median

Der Mittelwert der Prämie eines Versicherers über alle Versicherten in der Schweiz hängt stark von den Leistungen und den Unterschieden in den Leistungen nach Prämienregion ab. Abbildung 94 im Anhang 9.9 zeigt die Verteilung der mittleren monatlichen Prämien pro Versicherer nach Status des Versicherers im Risikoausgleich (Netto-Empfänger, Netto-Zahler, Neutrale) in jeder der 42 Prämienregionen. Über die Zeit ist in vielen Prämienregionen eine Angleichung der Mediane der drei Gruppen sowie eine tiefere Streuung innerhalb der Gruppen zu beobachten.

Zwischen 2017 und 2021 sind die effektiv gezahlten mittleren monatlichen Prämien aller erwachsenen Versicherten mit Unfalleinschluss um 6,7% angestiegen. Wie Tabelle 11 zeigt, war das Wachstum am höchsten bei Versicherern, die in den Risikoausgleich einzahlten (Netto-Zahler; kumuliert 2017-2021 +9,8%). Das Prämienwachstum war deutlich tiefer bei den Netto-Empfängern (+4,8%). Im Jahr der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG (2020) stiegen die mittleren monatlichen Prämien im Vergleich zum Vorjahr (2019) einzig bei den Netto-Zahlern an (+1,7%), während sie bei den Netto-Empfängern (-0,1%) und bei den Neutralen (-0,6%) sanken.

Tabelle 11: Veränderung der durchschnittlichen Prämie pro Monat, ganze Schweiz, nach Status des Versicherers im Risikoausgleich (RA) und Jahr

RA-Status	Veränderung 2017-2018	Veränderung 2018-2019	Veränderung 2019-2020	Veränderung 2020-2021	Veränderung 2017-2021
Alle	3,5%	2,4%	0,3%	0,4%	6,7%
Netto-Empfänger	2,7%	2,0%	-0,1%	0,2%	4,8%
Neutrale	5,8%	2,8%	-0,6%	0,4%	8,6%
Netto-Zahler	4,2%	3,2%	1,7%	0,5%	9,8%

Der Anhang 9.9 (Tabelle 27) zeigt die Ergebnisse für alle Prämienregionen. In 33 von 42 Prämienregionen (79%) wiesen die Netto-Zahler 2020 ein höheres Prämienwachstum auf als

die Netto-Empfänger. In 39 von 42 Prämienregionen (93%; alle ausser Schaffhausen 1 (SH1), Appenzell Innerrhoden (AI) und Wallis 2 (VS2)) stiegen die Prämien der Netto-Zahler stärker als diejenigen der Netto-Empfänger. Die Ergebnisse nach Netto-Empfängern, Netto-Zahlern und Neutralen müssen mit Vorsicht interpretiert werden. Die Einteilung basiert auf den *schweizweit* berechneten aggregierten Netto-Transfers in den bzw. aus dem Risikoausgleich. Ein Versicherer kann jedoch in einem Kanton zu den Netto-Empfängern und in einem anderen zu den Netto-Zahlern gehören. Die Gruppierung ist daher möglicherweise auf Ebene der einzelnen Prämienregionen in Einzelfällen nicht korrekt.

Die Streuung der mittleren Prämien pro Monat und Versicherer hat sich in den meisten Prämienregionen reduziert. Tabelle 12 zeigt die Entwicklung der relativen Standardabweichung und des relativen Interquartilsabstands in den einzelnen Prämienregionen über die Zeit. Diese Angaben beziehen sich nicht auf die Streuung der Prämien aller Versicherten in einer Prämienregion, sondern auf die Streuung der mittleren Prämien pro Versicherer in einer Prämienregion. Die relative Standardabweichung ging zwischen 2019 und 2020 in 35 von 42 Prämienregionen (83%) zurück. Der relative Interquartilsabstand ging in 27 von 42 Prämienregionen zurück (64%). Der mit den insgesamt versicherten Monaten in jeder Prämienregion gewichtete Durchschnitt der relativen Standardabweichung und des relativen Interquartilsabstands ging ebenfalls zurück. Die gewichtete relative Standardabweichung lag 2017 bei 13,8%, 2019 bei 12,5% und 2021 bei 11,1%. Der gewichtete relative Interquartilsabstand ging von 15,4% im Jahr 2017 auf 13,1% im Jahr 2019 und 12,3% im Jahr 2021 zurück.

Tabelle 12: Relative Standardabweichung und relativer Interquartilsabstand der mittleren Prämien pro Monat und Versicherer, nach Prämienregion und Jahr

Prämienregion	Relative Standardabweichung (%)					Relativer Interquartilsabstand (%)				
	2017	2018	2019	2020	2021	2017	2018	2019	2020	2021
ZH1	12,4	11,2	10,9	10,8	11,0	14,6	12,1	11,2	13,8	13,3
ZH2	13,9	12,7	12,1	10,9	10,7	15,5	15,6	13,9	11,5	11,0
ZH3	14,7	13,4	12,6	12,0	12,2	15,4	14,4	11,0	9,1	8,6
BE1	12,8	11,4	12,0	11,8	10,2	12,5	10,3	11,8	11,2	10,3
BE2	13,2	12,9	12,4	11,8	10,0	15,3	11,8	10,4	13,2	13,2
BE3	13,2	13,3	12,4	11,8	10,5	16,8	15,2	12,1	12,7	11,0
LU1	13,5	13,0	11,3	11,0	11,1	14,1	13,6	11,7	13,3	11,7
LU2	13,2	12,0	12,1	10,8	9,7	22,2	16,4	13,2	11,5	8,8
LU3	13,1	11,9	12,0	12,0	11,9	22,3	17,9	14,4	10,5	10,8
UR	12,2	13,1	12,8	13,4	14,5	18,1	17,7	19,5	17,5	18,9
SZ	14,1	14,0	13,1	11,4	10,1	14,9	12,5	13,9	11,6	11,1
OW	14,2	14,7	12,9	10,4	11,5	19,7	20,4	19,6	12,5	13,3
NW	15,2	13,3	12,2	11,6	10,9	18,9	18,4	12,6	12,6	13,8
GL	13,5	13,1	12,5	11,8	11,4	14,9	15,7	15,4	14,6	15,4
ZG	16,0	15,1	15,5	13,7	14,4	17,2	14,8	16,1	13,4	11,7
FR1	16,4	15,3	15,2	14,6	11,3	14,1	14,4	15,8	14,1	14,2
FR2	16,3	14,5	15,9	14,2	11,1	11,8	11,5	12,6	11,8	10,6
SO	11,8	10,7	10,0	9,1	8,8	16,2	12,6	12,2	12,1	10,8
BS	12,9	11,9	12,1	11,6	10,1	11,8	12,5	12,1	11,1	13,2
BL1	12,3	11,5	9,9	9,7	9,6	17,3	13,6	12,2	10,7	10,4
BL2	11,8	10,1	9,2	9,8	9,8	14,4	9,6	10,9	12,1	8,0
SH1	11,4	10,9	11,4	11,7	11,4	12,9	10,0	15,4	14,3	12,8

SH2	11,3	11,9	12,7	12,2	12,5	12,9	17,3	18,6	18,8	17,5
AR	13,0	12,6	12,6	11,6	11,2	13,4	15,8	15,5	12,5	11,6
AI	15,7	15,5	15,8	16,8	15,8	18,8	20,6	24,5	26,5	20,7
SG1	12,9	12,3	12,1	11,9	10,0	13,6	10,9	10,5	14,7	15,1
SG2	12,9	12,5	12,4	11,9	10,6	14,8	12,2	10,2	8,8	12,2
SG3	13,2	13,3	13,5	13,3	11,9	15,3	13,1	12,7	11,4	11,3
GR1	15,6	14,3	12,5	11,5	11,2	23,5	22,0	16,0	18,4	17,1
GR2	15,1	14,8	13,7	12,5	12,4	18,5	15,4	15,8	13,4	14,2
GR3	15,4	14,5	13,3	12,3	11,4	20,5	19,1	20,1	17,8	15,9
AG	11,5	10,5	10,0	9,3	8,6	11,3	9,6	9,8	11,4	10,7
TG	15,2	15,2	14,7	13,2	12,5	14,8	11,4	14,2	13,8	11,2
TI1	17,3	15,9	14,8	14,5	11,1	17,2	19,1	14,5	13,6	14,3
TI2	16,4	14,9	15,1	13,8	10,6	15,3	16,0	14,9	10,0	11,6
VD1	15,8	14,7	14,8	13,3	12,7	18,1	14,0	15,7	16,2	15,5
VD2	14,5	13,7	13,0	12,2	11,9	19,0	14,9	13,1	15,9	15,8
VS1	12,6	11,1	10,5	9,5	9,4	17,7	14,9	17,5	12,6	12,2
VS2	14,1	13,8	14,7	13,1	12,9	15,6	17,5	18,8	18,3	22,0
NE	12,9	12,6	12,7	11,5	11,3	12,1	15,5	18,2	16,5	12,7
GE	14,5	13,8	13,0	13,7	14,4	14,2	13,9	12,2	14,3	13,0
JU	15,1	15,4	16,4	17,0	15,7	15,5	16,0	14,3	15,1	12,5
Schweiz (gew.)	13,8	12,9	12,5	11,8	11,1	15,4	13,7	13,1	12,9	12,1

Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass Versicherer unterschiedlich hohe Marktanteile haben, berechnen wir ausserdem für jeden Versicherer die mittlere prozentuale Abweichung von der mittleren effektiv gezahlten Prämie in jeder Prämienregion und gewichten sie mit dem Bestand. In 38 von 42 Prämienregionen (90%) hat dieses Mass zwischen 2017 und 2021 abgenommen. Zwischen 2019 und 2020 (dem ersten Jahr des Risikoausgleichs mit PCG) gab es in 32 von 42 Regionen (76%) einen Rückgang. Gewichtet mit dem Bestand in den Prämienregionen nahm die mittlere prozentuale Abweichung vom Mittelwert der Prämie über alle Versicherten von 7,1% im Jahr 2017 auf 6,1% im Jahr 2019 und 5,2% im Jahr 2021 ab. Den grössten Rückgang gab es zwischen 2019 und 2020 (von 6,1% auf 5,4%). Der Anhang 9.9 (Tabelle 28) enthält die detaillierten Ergebnisse für jede Prämienregion.

Bei der Analyse der mittleren prozentualen Abweichungen vom Mittelwert der Prämien nach Versicherer fällt auf, dass sich die Abweichung bei den als Netto-Empfänger gekennzeichneten Versicherern von durchschnittlich 6,5% im Jahr 2017 auf 5,6% im Jahr 2021 reduziert hat, während die Abweichung bei den Netto-Zahlern gar von 11,3% auf 6,1% zurückging. Zwischen 2019 und 2020 blieben die durchschnittlichen Abweichungen bei den Netto-Empfängern konstant bei 6,1%, während sie bei den Netto-Zahlern von 8,1% auf 6,7% zurückgingen. Diese sinkenden Abweichungen bedeuten, dass sich die Prämienunterschiede reduziert haben.

Die durchschnittliche prozentuale Abweichung vom Mittelwert der gezahlten Prämien betrug bei den fünf grössten Netto-Zahlern im Risikoausgleich 2021 15,7% im Jahr 2017 und 9,8% im Jahr 2021. Bei den fünf grössten Netto-Empfängern ging der Wert von 5,8% auf 4,5% zurück. Die Reduktion der Unterschiede in den Jahren rund um die Einführung des Risikoausgleichs mit PCG wurde wohl durch diese Reform begünstigt, aber ihr tatsächlicher Beitrag

zur Reduktion kann nicht quantifiziert werden. Es gibt weitere Einflussfaktoren, die die Prämienunterschiede zwischen Versicherern erklären können, darunter die Höhe der Verwaltungskosten und der Reserven sowie Unterschiede bei den Leistungen in den angebotenen alternativen Versicherungsmodellen.

5.1.2 FAZIT

Insgesamt lässt sich auf Basis der EFIND Daten die erwartete Prämienkonvergenz bestätigen. In vielen Prämienregionen sind die entsprechenden Kennzahlen gesunken. Das Wachstum der Prämien war bei Versicherern, die in den Risikoausgleich einzahlten (d. h. eine gute Risikostruktur hatten) über die letzten Jahre grösser als bei den Versicherern, die Zahlungen aus dem Risikoausgleich erhielten (d. h. eine schlechte Risikostruktur hatten). In den meisten Prämienregionen ist die Streuung der mittleren Prämien pro Versicherer sowie die mittlere prozentuale Abweichung vom Mittelwert der gezahlten Prämie gesunken.

Bei der Interpretation muss ausserdem beachtet werden, dass hier kein kausaler Effekt der Verfeinerungen des Risikoausgleichs auf die Prämienkonvergenz untersucht wurde. Es sind weitere Faktoren denkbar, die zu einer Angleichung der Prämien führen können, und für die wir nicht kontrollieren (können). Ausserdem zeigt sich, dass die Prämienkonvergenz eher graduell erfolgte und 2020 (Jahr der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG) keine sprunghaften Veränderungen beobachtet werden konnten. Das könnte zum einen an der Antizipation der Wirkung des Risikoausgleichs auf die Zahlungen liegen, zum anderen können anhand der EFIND Daten keine Aussagen zum langfristigen Trend der Prämienkonvergenz gemacht werden, weil die Daten nur bis 2017 zurückreichen.

Zu den weiteren Faktoren, die die Streuung der Prämien beeinflussen können, gehören auch Veränderungen der Versichertenbestände in den Modellen. In den vergangenen zehn bis fünfzehn Jahren konnte ein starker Anstieg der Versicherten in alternativen Versicherungsmodellen und in höheren Franchisestufen beobachtet werden. Dieser Effekt dürfte tendenziell die Streuung der Prämien über alle Versicherten erhöhen, weil alternative Versicherungsmodelle günstiger sind als das Standardmodell. Da wir vorwiegend den Mittelwert der Prämien pro Versicherer anschauen, sollte der Einfluss dieses Effekts jedoch bescheiden sein.

5.2 ANALYSE DER GENEHMIGTEN PRÄMIEN (PRIMINFO-DATEN)

Die EFIND Daten mit den effektiv gezahlten Prämien aller Versicherten sind nur für die Jahre 2017-2021 verfügbar. Der Risikoausgleich wurde in den Jahren 2012 und 2017 durch die Berücksichtigung jeweils eines zusätzlichen Indikators verfeinert. Um etwaige längerfristige Trends der Prämienentwicklung abbilden zu können, analysieren wir daher zusätzlich die publizierten genehmigten Prämien für die Jahre 2011 bis 2023. Da diese Datenquelle keine Angaben zur Anzahl Versicherten in den jeweiligen Modellen enthält, untersuchen wir die Entwicklung der Prämien nur für ein Modell, das zwischen den Versicherern vergleichbar ist. Das ist der Fall für das Standardmodell mit Unfallddeckung mit einer Franchise von 300 CHF, da es von allen Versicherern angeboten wird. Die mittlere Prämie für das Standardmodell mit einer Franchise von 300 CHF bezeichnen wir als durchschnittliche Prämie. Auf den Einbezug weiterer Modelle (z. B. Hausarztmodell) wurde verzichtet, da diese nicht zwingend angeboten werden müssen und die gewährten Rabatte in hohem Masse von der Prämie im Standardmodell ohne Wahlfranchise abhängen. Eine ähnliche Analyse der öffentlich verfügbaren Prämien-Daten wurde kürzlich publiziert (Banning et al., 2023).

Wir beschreiben die Entwicklung der durchschnittlichen Prämien pro Versicherer sowie deren Streuung über alle Versicherer hinweg für jedes Jahr und für alle Prämienregionen. Dazu

berechnen wir erneut die relative Standardabweichung und den relativen Interquartilsabstand der Prämien über alle Versicherer in einer Prämienregion. Ausserdem berechnen wir für jeden Versicherer in jeder Prämienregion die Abweichung vom Mittelwert über alle Versicherer und gewichten diese mit den Marktanteilen im entsprechenden Kanton, um eine gewichtete mittlere Abweichung vom Mittelwert ausweisen zu können.

Wie bereits bei der Analyse der effektiv gezahlten Prämien untersuchen wir die Prämienentwicklung der fünf grössten Netto-Empfänger und Netto-Zahler aus dem Risikoausgleich (basierend auf letzten verfügbaren Daten für 2021).

5.2.1 ERGEBNISSE

Die relative Standardabweichung und der relative Interquartilsabstand der durchschnittlichen Prämie sowie die durchschnittliche prozentuale Abweichung der Prämie vom Durchschnitt (Standardmodell mit Franchise 300 CHF) über alle Versicherer hat in einer Mehrheit der Prämienregionen über die Zeit abgenommen. Die relative Standardabweichung (der relative Interquartilsabstand) war 2023 in 76% (45%) aller Prämienregionen tiefer als 2011. Die Werte sanken in 86% (71%) aller Prämienregionen zwischen 2019 und 2021, d. h. in der Anfangsphase des Risikoausgleichs mit PCG. Auch die mit den Marktanteilen jedes Versicherers gewichtete mittlere prozentuale Abweichung vom Mittelwert in jeder Prämienregion nahm über den Beobachtungszeitraum ab. Sie sank zwischen 2011 und 2022 in 36 von 42 Prämienregionen (86%) und zwischen 2019 und 2021 in 26 von 42 Prämienregionen (62%).

Abbildung 28 zeigt die mit dem Versichertenbestand gewichteten Mittelwerte der relativen Standardabweichung, des relativen Interquartilsabstands und der prozentualen Abweichung vom Durchschnitt der Prämie über alle Prämienregionen für die Jahre 2011 bis 2022. Die Kennzahlen verlaufen parallel. 2015 und 2016 war ein Anstieg der Streuung zu beobachten, gefolgt von einer deutlichen Abnahme zwischen 2017 und 2021, also ab dem Jahr der Einführung des Arzneimittel-Indikators und bis ein Jahr nach der Einführung der PCG. Die prozentuale Abweichung der Prämie vom Durchschnitt nahm über die Zeit ab, wobei der grösste Rückgang zwischen 2015 und 2017 zu beobachten war.

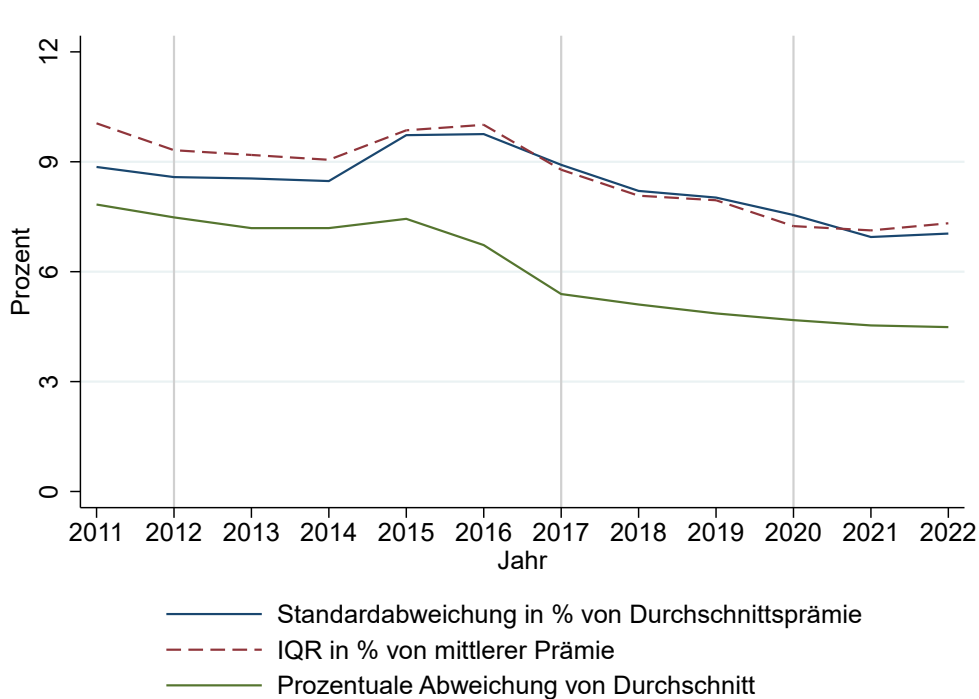


Abbildung 28: Gewichteter Mittelwert der relativen Standardabweichung und des relativen Interquartilsabstands (IQR) sowie gewichteter Durchschnitt der prozentualen Abweichung vom Durchschnitt über alle Prämienregionen (Standardmodell, Franchise 300 CHF, 2011-2022)

Die Analyse der langfristigen Prämienveränderungen bei den fünf grössten Netto-Empfängern bzw. den fünf grössten Netto-Zahlern im Risikoausgleich zeigt für die meisten Versicherer ebenfalls eine Abnahme der durchschnittlichen Abweichung vom Mittelwert (siehe Abbildung 29). Die Abweichung in jeder Prämienregion wurde mit den Beständen des Versicherers in den Kantonen gewichtet¹⁵ (KVSTAT), um einen Wert pro Versicherer und Jahr ausweisen zu können. Allerdings blieben die Abweichungen bei den meisten Versicherern nach 2017 konstant. Insbesondere die fünf grössten Netto-Empfänger wiesen zwischen 2011 und 2017 eine Abnahme der durchschnittlichen Abweichung auf, danach gab es eine Stabilisierung. Die grösste relative Abnahme der Abweichung wurde von 2016 auf 2017 (also zur Einführung des Arzneimittel-Indikators) beobachtet (von durchschnittlich 9,6% auf 7,6%). Bei den Netto-Zahlern waren die Verläufe hingegen sehr heterogen; bei drei Versicherern blieben die Abweichungen praktisch konstant, während sie bei zwei Versicherern nach 2015 bzw. 2016 stark sanken. Über alle fünf Netto-Zahler hinweg gesehen war der Rückgang der Abweichung am grössten zwischen 2016 und 2017 (von 9,6% auf 7,6%) und zwischen 2019 und 2020 (von 6,9% auf 5,4%), d. h. in zwei Jahren mit einer Anpassung des Risikoausgleichsmodells.

¹⁵ Da die Versichertenbestände für jeden Versicherer nur auf Ebene Kanton verfügbar sind, wurde für Kantone mit mehreren Prämienregionen der Bestand auf Kantonsebene durch die Zahl der Prämienregionen im Kanton geteilt, um das Gewicht für die Prämienregion zu berechnen.

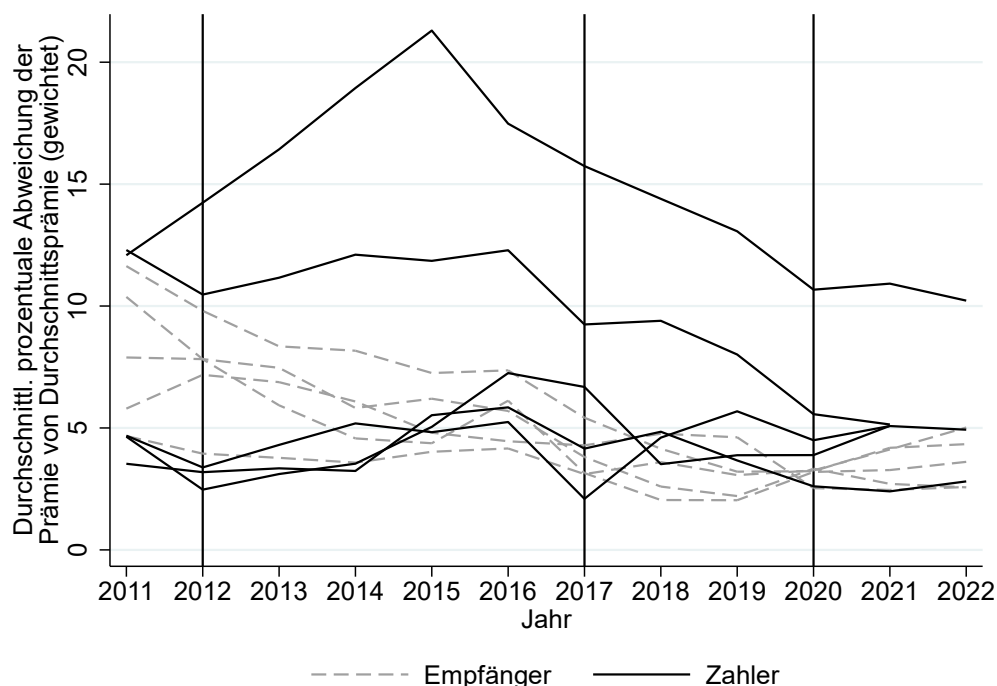


Abbildung 29: Entwicklung der durchschnittlichen prozentualen Abweichung von der Durchschnittsprämie in jeder Prämienregion, nach Versicherer (fünf grösste Zahler und Empfänger aus Risikoausgleich 2021, gewichtet mit Beständen nach Prämienregionen)

In vielen Prämienregionen gab es sowohl unter den grössten Netto-Zahlern als auch den grössten Netto-Empfängern Versicherer, die ihre Prämien seit 2011 stark oder nur leicht erhöht haben. Insgesamt scheinen die grössten Netto-Empfänger, d. h. Versicherer mit einer teuren Risikostruktur, ein etwas tieferes Prämienwachstum aufzuweisen als Netto-Zahler, d. h. Versicherer mit einer günstigen Risikostruktur. Abbildung 95 im Anhang 9.9 enthält für alle 42 Prämienregionen die Entwicklung der Durchschnittsprämien der fünf grössten Netto-Zahler und Netto-Empfänger grafisch.

5.2.2 FAZIT

Auf Basis der öffentlich verfügbaren Daten zu den genehmigten Prämien zwischen 2011 und 2023 lassen sich Hinweise auf eine längerfristige Prämienkonvergenz finden. Der Nutzen der Daten ist allerdings beschränkt, da sie für alle verfügbaren Versicherungsmodelle und Franchisestufen nur die Prämien enthalten, nicht jedoch das entsprechende Mengengerüst, d. h. die Anzahl Versicherter. Ein Vorteil der Daten ist aber, dass sie Hinweise auf eine mögliche Prämienkonvergenz vor 2017 liefern können (d. h. vor dem letzten verfügbaren Jahr in den EFIND Daten). Wir finden einige Hinweise, die darauf hindeuten könnten, dass die Einführung des Arzneimittel-Indikators und die Antizipation der Einführung der PCG bereits vor 2017 zu einer Angleichung der durchschnittlichen Prämien geführt hat. Die wichtigste Limitation dieser Analyse betrifft die Beschränkung auf nur ein Modell (Standardmodell mit Unfallschluss und Franchise 300 CHF). Die Anzahl in diesem Modell eingeschriebener Versicherter ist stark abnehmend. Es stellt sich daher die Frage, inwiefern die hier präsentierten Ergebnisse auf andere Versicherungsmodelle übertragbar sind. Zu beachten ist in diesem Zusammenhang allerdings, dass die erlaubten Prämienrabatte für alternative Versicherungsmodelle und höhere Franchisestufen an die Prämien im Standardmodell mit einer Franchise von 300 CHF gebunden sind und daher die Prämien aller von einem Versicherer angebotenen Modelle von diesem abhängen.

6 Auswirkungen der Einführung des zusätzlichen Indikators (PCGs) auf weitere Aspekte

6.1 ANALYSE DER VERSCHIEBUNGEN DER VERSICHERTENBESTÄNDE ZWISCHEN DEN VERSICHERERN UND DER RISIKOSTRUKTUR DIESER BESTÄNDE

Ziel dieses Kapitels ist einerseits die Verschiebung der Versichertenbestände zwischen den Versicherern über die Zeit hinweg zu analysieren, und andererseits die Angleichung dieser Bestände zu beurteilen. Dabei werden nur die erwachsenen Versicherten betrachtet und die Versicherer basierend auf der Höhe ihrer Einzahlungen oder Bezüge aus dem Risikoausgleich in Netto-Zahler, Neutrale oder Netto-Empfänger eingeteilt (siehe Kriterien in Kapitel 5.1).

Die Beurteilung der Angleichung der Risikostruktur der Versichertenbestände erfolgt in vier Schritten. In einem ersten Schritt verwenden wir die EFIND Daten, um die Anzahl Versicherten, die Versicherer gewechselt haben, in den neun verschiedenen Wechsler-Konstellationen aufzuzeigen. Die Klassifikation der Versicherer vor dem Wechsel bezieht sich dabei auf das chronologisch erste Jahr (z. B. 2017 für die Veränderung 2017 auf 2018) und die Klassifikation der Versicherer nach dem Wechsel auf das chronologisch letzte Jahr (z. B. 2018 für die Veränderung 2017 auf 2018).

In einem zweiten Schritt werden anhand der EFIND Daten bestimmte Merkmale der Versicherten in jeder Gruppe (Netto-Zahler, Netto-Empfänger, Neutrale) beschrieben, um die Veränderung in der Risikostruktur der Versichertenbestände zu analysieren. Dabei wird eine durchgehende Klassifikation der Versicherer in Netto-Zahler, Netto-Empfänger oder Neutral verwendet (siehe Kriterien in Kapitel 5.1). Die Merkmale der Wechsler entsprechen dem Jahr nach dem Wechsel.

In einem dritten Schritt untersuchen wir mit einem vereinfachten Ansatz anhand der Daten der KVSTAT, ob sich die durchschnittlichen Bruttoleistungen pro Versicherten über die Versicherer hinweg über die Zeit angeglichen haben. Dabei nehmen wir an, dass sich die Risikostruktur der Versicherer in ihren Bruttoleistungen pro Versicherten widerspiegelt und daher eine Angleichung anhand einer Konvergenz der Bruttoleistungen pro Versicherten identifiziert werden könnte.

Um die Unterschiede in den im Risikoausgleich berücksichtigten Faktoren und deren Veränderung über die Zeit zu quantifizieren, wird, in einem vierten Schritt, auch die Veränderung des Brutto-Umverteilungsvolumens pro Versicherten über die Zeit hinweg untersucht.

6.1.1 ERGEBNISSE

Abbildung 30 zeigt den Zusammenhang zwischen der prozentualen Veränderung der Versichertenbestände und der Ausgleichszahlung pro erwachsenen Versicherten pro Monat für jede Versicherer-Gruppe. Die Ausgleichszahlungen der Versicherer beziehen sich dabei auf das Vorjahr (z. B. 2017 für die Veränderung 2017 auf 2018). Die schwarzen Symbole zeigen die Veränderung der Versichertenbestände mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG (2020). Zwischen 2019 und 2020 hat der Bestand der Netto-Zahler nur um 1,4% abgenommen, während die durchschnittliche Ausgleichszahlung pro erwachsenen Versicherten pro Monat bei den Netto-Zahlern in 2019 -62 CHF betrug. Dabei ist eine Verschiebung des

Bestands von den Neutralen zu den Netto-Empfängern zu beobachten. Es gibt daher einen Hinweis, dass Netto-Empfänger von einem überdurchschnittlichen Zuwachs profitiert haben. Die Tatsache, dass die Netto-Zahler nicht systematisch mehr Versicherte anziehen, könnte als Hinweis darauf interpretiert werden, dass keine Risikoselektion stattfindet.

Obwohl der gesamte Versichertenbestand der Netto-Zahler mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG sich nicht markant verändert hat, stammt die Erhöhung des Bestandes der Netto-Empfänger hauptsächlich aus den Netto-Zahlern. Tabelle 13 zeigt die Verschiebung der Versicherten, die den Versicherer gewechselt haben («Wechsler»), über die neun möglichen Konstellationen hinweg. Sie zeigt z. B., dass mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG (2019 → 2020) 22.97% (dritte Zeile zweite Spalte) der Wechsler von einem Netto-Zahler zu einem Netto-Empfänger gewechselt haben. Seit 2017 haben 29%-41% der Wechsler von einem Netto-Empfänger zu einem Netto-Zahler oder umgekehrt gewechselt, während die Zahl derjenigen, die von einem Netto-Zahler zu einem Netto-Empfänger wechselten, höher war. Der Anteil Wechsler, die von einem Netto-Zahler zu einem Netto-Empfänger wechselten, hat mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG (2019 → 2020) um 5,8-%-Punkte zugenommen, was doppelt so hoch ist wie im Vorjahr. Dies könnte auf die Zunahme der mittleren monatlichen Prämien bei den Zahlern durch die Einführung des Risikoausgleichs mit PCG zurückzuführen sein (Tabelle 11). Dagegen ist zwischen 2020 und 2021 der Anteil Wechsler, die von einem Netto-Empfänger zu einem Netto-Zahler wechselten, um 7-%-Punkte gestiegen. Dies hat zu einer Angleichung der Anzahl Wechsler geführt, die von einem Netto-Zahler zu einem Netto-Empfänger und umgekehrt wechselten. Dieses Ergebnis könnte wiederum den Angleich der Prämien widerspiegeln. Ein kausaler Zusammenhang wurde jedoch nicht untersucht. Darüber hinaus, haben 38%-46% der Wechsler zu einem Versicherer derselben Gruppe gewechselt.

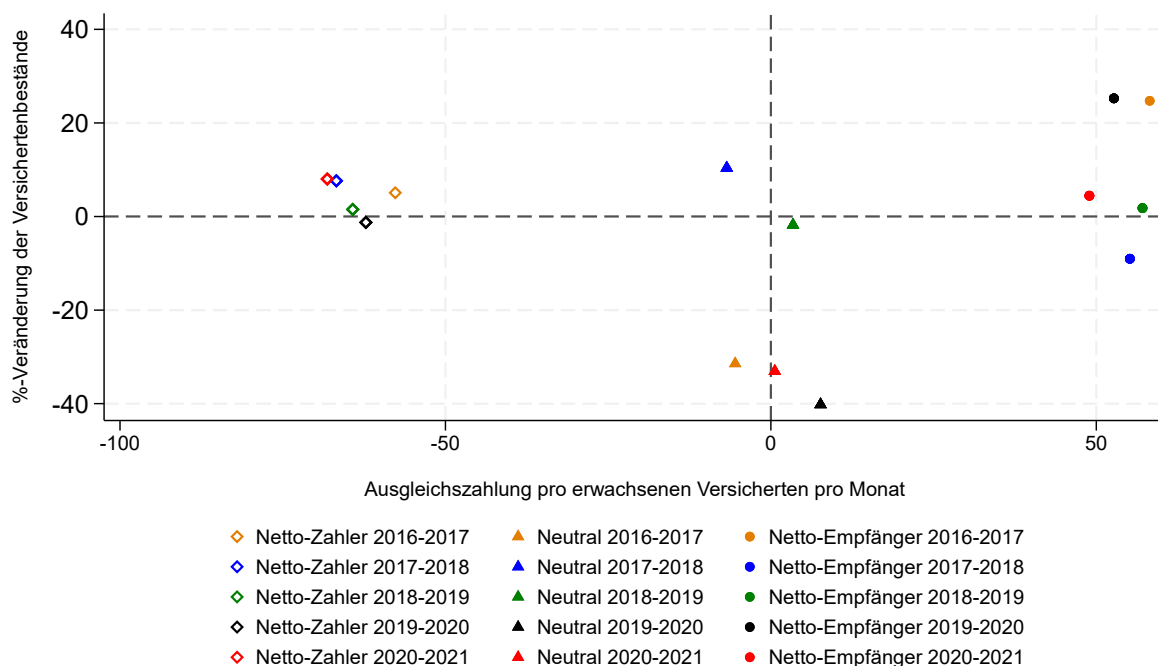


Abbildung 30: Verschiebung der Versichertenbestände auf Basis der KVSTAT (2016-2021)

Tabelle 13: Anzahl Wechsler pro Gruppe, Netto-Zahler (Z), Netto-Empfänger (E), Neutral (N)

Jahr	E → Z	Z → E	E → N	Z → N	N → E	N → Z	Z → Z	E → E	N → N	Total Wechsler
2017 →	64 245	63 677	24 150	38 846	32 398	54 653	115 678	33 726	20 775	448 148
2018	(14,34%)	(14,21%)	(5,39%)	(8,67%)	(7,23%)	(12,2%)	(25,81%)	(7,53%)	(4,64%)	
2018 →	51 793	62 254	19 445	24 425	39 402	47 141	65 575	38 243	15 036	363 314
2019	(14,26%)	(17,14%)	(5,35%)	(6,72%)	(10,85%)	(12,98%)	(18,05%)	(10,53%)	(4,14%)	
2019 →	50 646	86 926	16 764	24 944	43 551	34 466	60 504	48 476	12 202	378 479
2020	(13,38%)	(22,97%)	(4,43%)	(6,59%)	(11,51%)	(9,11%)	(15,99%)	(12,81%)	(3,22%)	
2020 →	80 863	79 520	14 944	16 244	26 734	31 402	80 534	56 441	4 242	390 924
2021	(20,69%)	(20,34%)	(3,82%)	(4,16%)	(6,84%)	(8,03%)	(20,6%)	(14,44%)	(1,09%)	

Die folgenden Tabellen zeigen die Merkmale der Wechsler im Vergleich zu allen erwachsenen Versicherten (nachfolgend Gesamtbevölkerung) über die Jahre hinweg nach Versicherer-Gruppe (Tabelle 14-Tabelle 16). Sie zeigen, dass die Netto-Empfänger in der Gesamtbevölkerung eine schlechtere Risikostruktur haben im Vergleich zu den Netto-Zahlern. Ein höherer Anteil der erwachsenen Versicherten sind Frauen (um 3-4-%-Punkte), haben die tiefste Franchise (um 14-17-%-Punkte), haben das Standard-Versicherungsmodell (um 7-8-%-Punkte), hatten einen Spitalaufenthalt im Vorjahr (um 3-4-%-Punkte), sind in mindestens eine PCG eingeteilt (um 9-%-Punkte) und sie sind älter (um ca. 4 bis 5 Jahren).

Insgesamt haben die Versicherten, die Versicherer wechselten, tiefere Risiken im Vergleich zur Gesamtbevölkerung, was mit den Erkenntnissen in Kapitel 4.1.4 übereinstimmt. Im Jahr 2020 hatten die Wechsler ein Durchschnittsalter von 41 Jahren. Rund 30% hatten die tiefste Franchise, 7% das Standard-Versicherungsmodell, 3% hatten einen Spitalaufenthalt im Vorjahr und 9% waren in mindestens eine PCG eingeteilt. Diese Anteile sind deutlich höher in der Gesamtbevölkerung. Chronisch Kranke, die für ihre Behandlung mit einem Arzt verbunden sind ist ein Wechsel vielleicht nicht so einfach wie für gesunde Versicherte.

Die Risikostruktur der Versichertenbestände unterscheidet sich auch nach der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG zwischen den Versicherer-Gruppen. Diese Unterschiede bleiben mehrheitlich unverändert. Dabei finden wir Hinweise über eine leichte Abnahme in den Anteil Versicherten mit dem Standard-Versicherungsmodell (um 1%-Punkt) in allen drei Versicherer-Gruppen und eine leichte Zunahme der Anteil Versicherten mit der tiefsten Franchise bei den Netto-Zahlern (um 1%-Punkt).

Tabelle 14: Merkmale der Versicherten bei den Netto-Zahlern, Durchschnitt (Standardabweichung in Klammern)

Merkmale	Wechsler				Gesamtbevölkerung			
	2018	2019	2020	2021	2018	2019	2020	2021
Anteil Männer	51%	51%	52%	51%	51%	51%	51%	51%
Alter	42 (15)	41 (14)	41 (14)	41 (14)	47 (17)	47 (17)	48 (17)	48 (17)
Franchise = 300 (vs. >300)	28%	27%	28%	29%	34%	34%	35%	36%
Ind. Prämienverbilligung ¹⁶	–	22%	23%	21%	–	20%	21%	20%
Modelltyp Basis (vs. Alternativ/ Bonus)	9%	8%	7%	4%	23%	22%	21%	19%
Spitalaufenthalt im Vorjahr	0%	0%	3%	3%	5%	5%	5%	5%
PCG (mindestens ein PCG vs. kein)	–	–	9%	9%	–	–	15%	16%

¹⁶ Die Informationen zur Berechnung der Prämienverbilligung sind erst ab dem Jahr 2018 verfügbar.

Tabelle 15: Merkmale der Versicherten bei den Neutralen Versicherer, Durchschnitt (Standardabweichung in Klammern)

Merkmale	Wechsler				Gesamtbevölkerung			
	2018	2019	2020	2021	2018	2019	2020	2021
Anteil Männer	52%	52%	52%	52%	51%	51%	51%	51%
Alter	42 (16)	42 (15)	42 (15)	43 (16)	50 (18)	50 (18)	51 (18)	51 (18)
Franchise = 300 (vs. >300)	32%	31%	31%	33%	44%	45%	45%	46%
Ind. Prämienverbilligung	–	24%	25%	24%	–	23%	25%	24%
Modelltyp Basis (vs. Alternativ/ Bonus)	8%	8%	8%	6%	33%	32%	30%	29%
Spitalaufenthalt im Vorjahr	0%	0%	3%	4%	7%	7%	7%	7%
PCG (mindestens ein PCG vs. Kein)	–	–	10%	11%	–	–	22%	22%

Tabelle 16: Merkmale der Versicherten bei den Netto-Empfängern, Durchschnitt (Standardabweichung in Klammern)

Merkmale	Wechsler				Gesamtbevölkerung			
	2018	2019	2020	2021	2018	2019	2020	2021
Anteil Männer	50%	50%	51%	51%	47%	47%	47%	48%
Alter	40 (15)	37 (15)	40 (15)	40 (15)	52 (20)	52 (20)	52 (20)	52 (20)
Franchise = 300 (vs. >300)	34%	32%	31%	32%	51%	50%	50%	50%
Ind. Prämienverbilligung	–	28%	26%	25%	–	23%	24%	23%
Modelltyp Basis (vs. Alternativ/ Bonus)	6%	7%	6%	7%	32%	30%	28%	27%
Spitalaufenthalt im Vorjahr	0%	0%	3%	3%	9%	9%	9%	8%
PCG (mindestens ein PCG vs. Kein)	–	–	9%	9%	–	–	25%	25%

Die durchschnittlichen Bruttoleistungen pro Versicherten über die Versicherer hinweg blieben zwischen 2019 und 2021 bei fast 4 000 CHF konstant (Abbildung 31). Da die entsprechenden Boxplots kein klares Bild über die Veränderung in der Streuung, sowie eine rechts-schiefe Verteilung aufzeigen, analysieren wir in Abbildung 32 die Streuung anhand des Interquartilsabstands. Diese zeigt eine Abnahme der Streuung mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG, was als Angleichung der Risikostruktur interpretiert werden könnte.

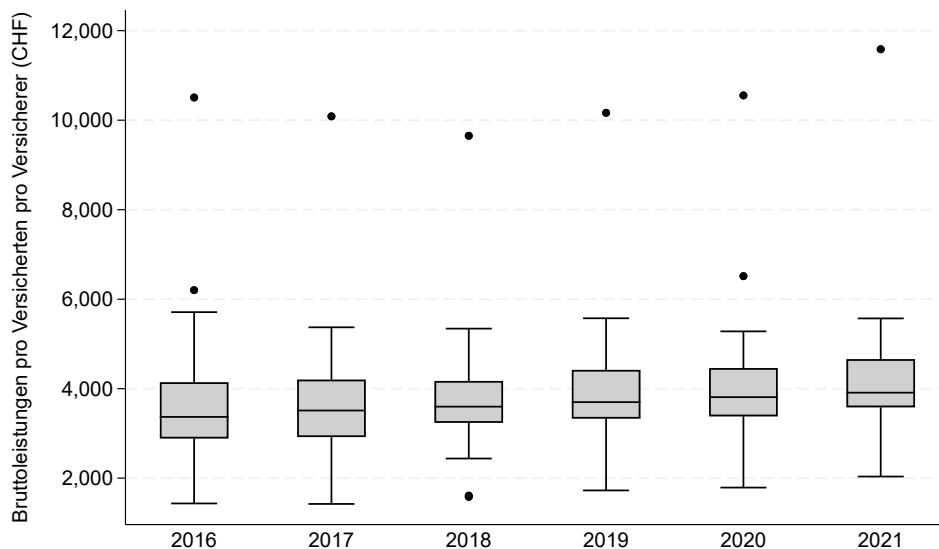


Abbildung 31: Streuung der Bruttoleistungen pro Versicherten über die Versicherer hinweg pro Jahr auf Basis der KVSTAT (2016-2021)

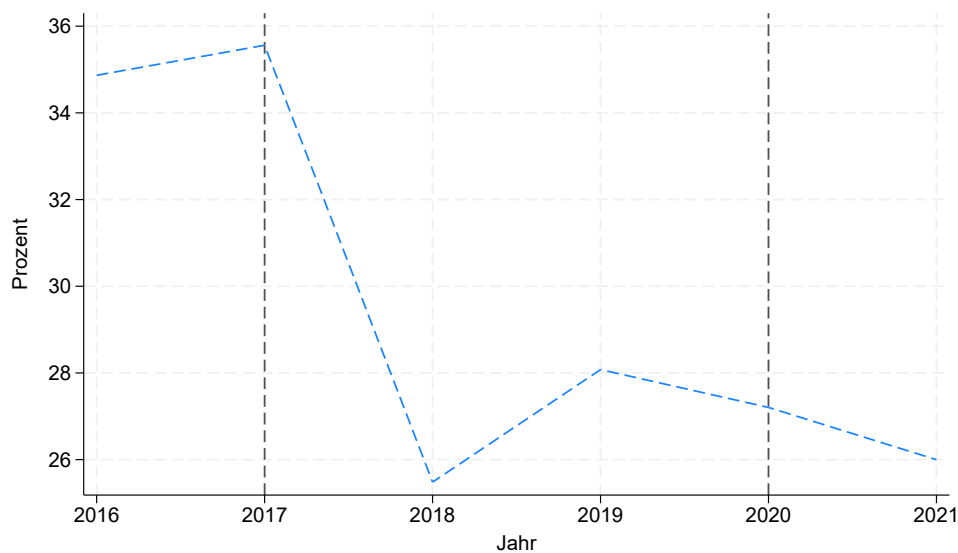


Abbildung 32: Interquartilsabstand der durchschnittlichen Bruttoleistungen pro Versicherten über alle Versicherer hinweg (2016-2021) auf Basis der KVSTAT (2016-2021)

Das durchschnittliche Brutto-Umverteilungsvolumen (Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherten) pro Versicherten nimmt mit jeder Verfeinerung des Risikoausgleichs (2012, 2017 und 2020) stark zu (Abbildung 33). Mit dem Einbezug der PCGs hat das Brutto-Umverteilungsvolumen pro Versicherten um 17% und das Netto-Umverteilungsvolumen (Umverteilungsvolumen zwischen den Versicherern) pro Versicherten um 7% zugenommen. Die meisten Transferzahlungen werden also innerhalb der Versicherer abgewickelt.

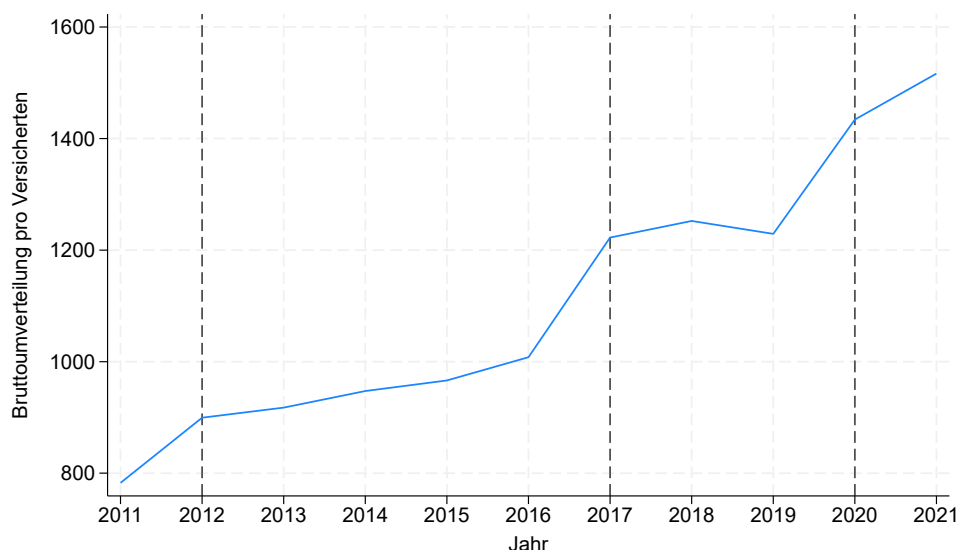


Abbildung 33: Durchschnittliches Brutto-Umverteilungsvolumen (in CHF) pro Versicherten (2011-2021) auf Basis der KVSTAT (2011-2021)

6.2 ANALYSE DER FINANZIELLEN AUSWIRKUNGEN BEI DEN VERSICHERERN

Ziel dieses Kapitels ist es, die finanziellen Auswirkungen des Risikoausgleichs mit PCG bei den einzelnen Versicherern zu beurteilen. Dabei werden die Auswirkungen auf das Gesamtergebnis oder die Reserven (nur für OKP) pro Versicherten analysiert. Diese werden in den Aufsichtsdaten der OKP jährlich erfasst. Es ist zu beachten, dass neben dem Risikoausgleich auch andere Faktoren das finanzielle Ergebnis (Gesamtergebnis und Reserven) der Versicherer beeinflussen können. Daher wird die Veränderung der Ausgleichszahlung pro Versicherten bei den verschiedenen Versicherern gemessen und mit der Veränderung des Gesamtergebnisses und der Reserven verglichen. Dabei werden die Versicherer basierend auf der Höhe ihrer Einzahlungen oder Bezüge aus dem Risikoausgleich in Netto-Zahler, Neutrale oder Netto-Empfänger eingeteilt. Die Veränderung des finanziellen Ergebnisses und der Ausgleichszahlung pro Versicherten bezieht sich auf alle Versicherte und nicht nur die erwachsenen Versicherten, da diese Information in den Daten der OKP nicht verfügbar ist für das Gesamtergebnis.

6.2.1 ERGEBNISSE

Abbildung 34 zeigt den Zusammenhang zwischen der Veränderung des finanziellen Ergebnisses und der Ausgleichszahlung für jeden Versicherer zwischen den Jahren 2019-2020 und 2020-2021¹⁷. Die x-Achse zeigt die prozentuale Veränderung in der Ausgleichszahlung pro Versicherten. Die y-Achse in der linken Grafik zeigt die absolute Veränderung im Gesamtergebnis pro Versicherten in CHF. Die y-Achse in der rechten Abbildung zeigt die %-

¹⁷ Diese Abbildung beinhaltet die Krankenkasse Institut Ingenbohl nicht, da sie mit einer absoluten Veränderung des Gesamtergebnisses um mehr als 1 000 CHF, einer absoluten Veränderung der Ausgleichszahlung zwischen 2020 und 2021 von 960 CHF pro Versicherten und nur 490 Versicherten im Jahr 2021 einen Ausreiser darstellt. Abbildung 96 im Anhang 9.10 zeigt die entsprechende Abbildung einschliesslich der Krankenkasse Institut Ingenbohl. Der verbleibende Ausreiser mit einer absoluten Veränderung der Ausgleichszahlung zwischen 2020 und 2021 von 1 584 CHF ist Galenos Kranken- Unfallversicherung mit einem Versichertenbestand von 14 407 im Jahr 2021.

Punkt-Veränderung der Solvenzquote. Bei der Mehrheit der Versicherer zeigt sich kein Zusammenhang zwischen der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG (ab 2020) und dem finanziellen Ergebnis der Versicherer. Dieses Ergebnis deckt sich mit denjenigen in den Vorjahren.

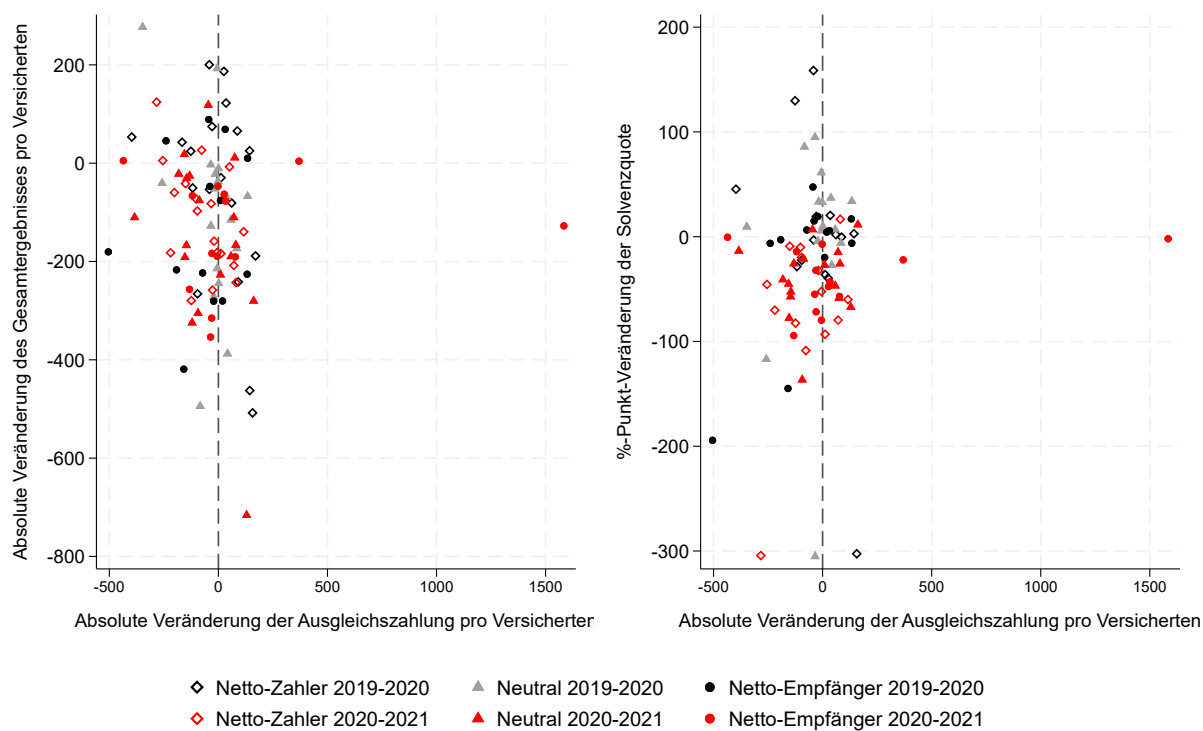


Abbildung 34: Zusammenhang zwischen der Veränderung im finanziellen Ergebnis und in der Ausgleichszahlung pro Versicherten auf Basis der KVSTAT (2019-2021)

6.3 ANALYSE DER AUSWIRKUNGEN AUF DIE ANZAHL VERSICHERER, VERSICHERERGRUPPEN UND FUSIONEN

Ziel dieses Kapitels ist es, die Veränderung der Anzahl Anbieter auf dem Markt nach Einführung des Indikators PCG aufzuzeigen. Die Daten der KVSTAT erlauben eine Analyse der Anzahl Versicherer über die Zeit. Mutationen (Fusionen) können ebenfalls anhand der Aufsichtsdaten verfolgt werden. Somit können wir auch die Auswirkung des verfeinerten Risikoausgleichs auf die Mehrkassenstrategie der Versicherer untersuchen.

Auf Grundlage der Marktanteile berechnen wir zusätzlich für einzelne Kantone die Marktkonzentration. Zum einen berechnen wir den Herfindahl-Hirschman-Index und zum anderen die kumulierten Marktanteile der fünf grössten Versicherer. Der Herfindahl-Hirschman-Index ist ein etabliertes Mass zur Beschreibung der Marktkonzentration bzw. des Wettbewerbs. Wir berechnen diesen Index mit den Marktanteilen über die Zeit und untersuchen, ob die Einführung des Indikators PCG einen Zusammenhang mit der Marktkonzentration hat.

6.3.1 ERGEBNISSE

Abbildung 35 zeigt die Anzahl Versicherer und Fusionen in der Schweiz über die Zeit hinweg. Mit der Einführung des Indikators PCG sind sechs Versicherer vom Markt verschwunden. Fünf davon waren Netto-Zahler (1362: Krankenkasse Simplon (Fusion 2021), 558: KVF Krankenversicherung AG (2022), 994: Progrés Versicherungen AG (2022), 1575: Compact Grundversicherungen AG (2022), 1577: Sanagate AG (2022)) und einer war Netto-Empfänger

ger (1529: Intras Kranken-Versicherung AG (2022)). Simplon ging in der sodalis Gesundheitsgruppe, KVF Krankenversicherung AG in die ÖKK Kranken- und Unfallversicherungen AG, Progrés Versicherungen AG in der Helsana Versicherung AG und Compact Grundversicherungen AG in der Sanitas Grundversicherungen AG auf. Sanagate und Intras Kranken-Versicherung gingen 2022 in Arcosana auf, die 2023 mit der CSS Kranken-Versicherung AG fusionierte. Per 2024 wurden weitere Fusionen angekündigt. Die Konglomerate haben ebenfalls abgenommen, mit aktuell nur vier im Krankenversicherungsmarkt verbleibenden (Groupe Mutuel, Sympany, Swica/Provita und Visana) (Bundesamt für Gesundheit BAG, 2023) Es ist daher ersichtlich, dass die Mehrkassenstrategie mit der Einführung des Indikators PCG nicht mehr attraktiv ist.

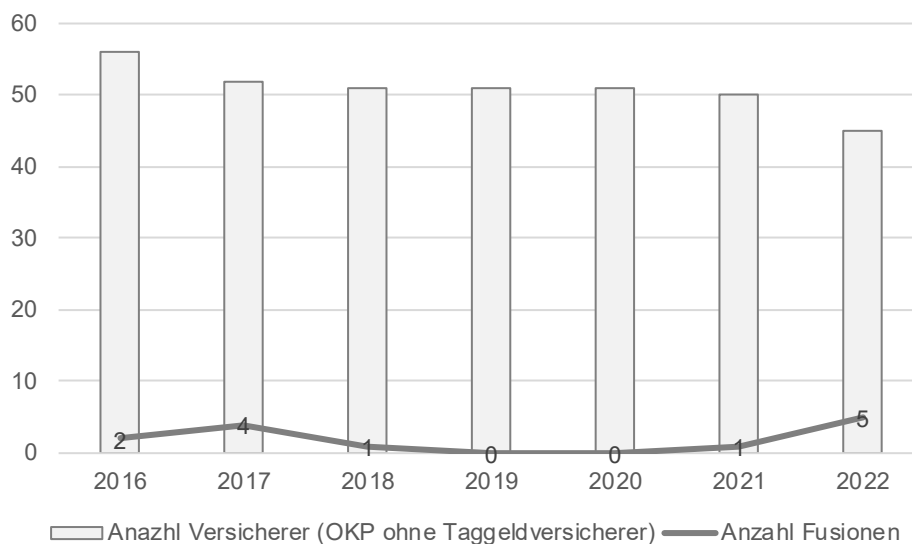


Abbildung 35: Anzahl Versicherer und Fusionen auf Basis der KVSTAT (2015-2022)

Tabelle 18 zeigen die zeitliche Veränderung der Konzentration des Krankenversicherungsmarkts in der Schweiz. Je grösser die Zahlen sind desto höher ist die Marktkonzentration. Der Krankenversicherungsmarkt in der Schweiz als Ganzes betrachtet ist nicht konzentriert. In mehr als der Hälfte der Kantone ist jedoch die Marktkonzentration moderat, mit einem Herfindahl-Hirschman-Index zwischen 0,1 und 0,18. Ein Herfindahl-Hirschman-Index grösser 0,18 zeigt eine hohe Marktkonzentration. Dies ist in Neuenburg (2016-2022) und Graubünden (2022) zu beobachten (Tabelle 17). In Neuenburg ist z. B. 76% bis 81% des Markts auf nur fünf Versicherer konzentriert (Tabelle 18). Der zeitliche Verlauf der zwei Marktkonzentrationsindikatoren zeigen, dass in den meisten Kantonen die Marktkonzentration mit der Einführung des Indikators PCG zugenommen hat, was im Einklang mit den oben genannten Ergebnissen steht.

Tabelle 17: Herfindahl-Hirschman-Index (HHI), $HHI < 0.1$: grau; $0.1 \leq HHI \leq 0.18$: blau; $HHI > 0.18$: rot. Je dunkler die Farbskala desto höher ist die Marktkonzentration

Kanton	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
AG	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,11
AI	0,14	0,14	0,15	0,15	0,16	0,16	0,17
AR	0,12	0,13	0,14	0,14	0,15	0,15	0,16
BE	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,12
BL	0,06	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08
BS	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
FR	0,12	0,12	0,12	0,13	0,12	0,13	0,13
GE	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15
GL	0,09	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,10
GR	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,19
JU	0,10	0,09	0,10	0,10	0,10	0,12	0,15
LU	0,12	0,13	0,14	0,14	0,14	0,15	0,17
NE	0,25	0,26	0,25	0,26	0,24	0,23	0,23
NW	0,15	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,17
OW	0,12	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13	0,15
SG	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,11
SH	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,10
SO	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,09	0,10
SZ	0,12	0,13	0,13	0,13	0,14	0,15	0,16
TG	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09
TI	0,08	0,11	0,11	0,12	0,12	0,11	0,13
UR	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15
VD	0,12	0,13	0,14	0,14	0,13	0,13	0,13
VS	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08
ZG	0,10	0,11	0,11	0,12	0,12	0,12	0,13
ZH	0,06	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09	0,10
Schweiz	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,08

Tabelle 18: Kumulierte Marktanteile der fünf grössten Versicherer, Je dunkler die Farbskala desto höher ist die Marktkonzentration

Kanton	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
AG	48%	52%	53%	55%	56%	57%	63%
AI	69%	70%	70%	72%	73%	73%	78%
AR	57%	60%	62%	64%	65%	65%	72%
BE	57%	58%	61%	61%	61%	60%	66%
BL	42%	44%	46%	47%	48%	48%	52%
BS	63%	62%	61%	60%	60%	61%	64%
FR	66%	67%	68%	68%	67%	66%	68%
GE	77%	76%	75%	75%	75%	76%	77%
GL	52%	53%	53%	53%	52%	51%	61%
GR	59%	63%	63%	64%	65%	66%	73%
JU	60%	59%	61%	57%	57%	63%	71%
LU	62%	63%	65%	66%	67%	69%	73%
NE	76%	77%	78%	79%	78%	79%	81%
NW	68%	74%	76%	77%	78%	78%	80%
OW	61%	64%	66%	67%	67%	70%	76%
SG	54%	57%	57%	58%	58%	59%	65%
SH	48%	53%	51%	51%	51%	50%	59%
SO	47%	50%	50%	51%	53%	55%	61%
SZ	62%	62%	62%	62%	64%	65%	71%
TG	51%	52%	50%	50%	51%	51%	58%
TI	53%	63%	65%	66%	65%	61%	66%
UR	74%	75%	74%	75%	75%	75%	80%
VD	67%	66%	66%	66%	67%	68%	68%
VS	51%	52%	51%	50%	50%	50%	53%
ZG	58%	62%	64%	66%	67%	68%	73%
ZH	45%	55%	56%	57%	58%	57%	61%
Schweiz	41%	44%	46%	47%	47%	47%	52%

6.4 WEITERE AUSWIRKUNGEN

Dieses Kapitel befasst sich mit der Auswirkung des Risikoausgleichs auf weitere Aspekte. Bei den qualitativen Interviews mit Vertreterinnen und Vertretern der Versicherer CSS Kranken-Versicherung AG, SWICA Krankenversicherung AG und Assura-Basis SA wurden potentielle weitere Auswirkungen identifiziert, die wir in der Umfrage an die Versicherer aufgenommen haben.

6.4.1 ERGEBNISSE

Die Einführung des Risikoausgleichs mit PCG hat einen massiven zusätzlichen Aufwand für die technische Umsetzung mit sich gebracht. Gemäss der Umfrage beträgt der Arbeitsaufwand für die Aufbereitung und Lieferung der Daten sowie für möglichen Revisionen im Median 30 Tage im Jahr (Interquartilsabstand 45). Versicherer mit weniger als 10 000 Versicherten (n=8; gemäss KVSTAT im Jahr 2022) gaben einen deutlich tieferen Zusatzaufwand

an als Versicherer mit über 500 000 Versicherten (n=7). Der Median lag bei kleinen Versicherern bei fünf Tagen (Minimum: 1, Maximum: 12), bei grossen bei 60 Tagen (Minimum: 10, Maximum: 250).

Der wiederkehrende Arbeitsaufwand hat sich dabei gemäss 88% der Befragten vergrössert und bei 52% der Befragten sogar um mehr als 50%. Dies könnte wiederum erklären warum gemäss 76% der Befragten der Risikoausgleich mit PCG zu höheren Verwaltungskosten bei den Versicherern (im Gesamtmarkt) führt.

Darüber hinaus gaben 92% der Befragten an, dass der Risikoausgleich mit PCG aufgrund möglicher Schätzfehler zu einem erhöhten finanziellen Risiko bei einzelnen Versicherern führe. Ein wichtiger Grund könnte die schwierige Vorhersehbarkeit des Risikokollektivs sein. 84% der Befragten gaben nämlich an, dass der Risikoausgleich mit PCG dazu führt, dass die Beurteilung der Kosten (Leistungen +/- Risikoausgleich) von Neukunden/Wechsler*innen schwieriger wird. Darüber hinaus variieren die Antworten, ob der Risikoausgleich mit PCG zu einem Anstieg der zwischenkantonalen Umverteilung aufgrund der schweizweiten Berechnung der PCG-Zuschläge führt. Fast 32% stimmen dem zu, 32% stimmen weder-noch und 37% stimmen nicht zu.

Nur 26% der Befragten gaben an, dass der Risikoausgleich mit PCG zu einer Vergrösserung der Anreize führt, die Behandlungskosten von chronisch Kranken zu senken (siehe Diskussion unten zum Angebot von entsprechenden alternativen Versicherungsmodellen und Disease-Management-Programmen).

Gemäss der Umfrage sind 14% der Befragten nicht der Meinung, dass der Risikoausgleich mit PCG zu einer verstärkten Konsolidierung des Marktes (Fusionen) geführt hat, trotz unserer gegenteiligen Feststellungen (siehe Kapitel 6.3.1).

Schliesslich ergaben die Interviews und die Umfrage, dass sich die Versicherer Verbesserungen bei der Operationalisierung des Risikoausgleichs wünschen, bspw. bezüglich des Zeitpunkts der Lieferung von Daten der GE KVG, die für die Prämienberechnung relevant sind.

Alle detaillierten Resultate der Umfrage finden sich in Anhang 9.12.

6.5 FAZIT

Die Ergebnisse in diesem Kapitel deuten darauf hin, dass die Einführung des Risikoausgleichs mit PCG zu einer Verschiebung der Versichertenbestände geführt hat, was zu Gunsten der Netto-Empfänger gewirkt hat. Diese Verschiebung hat auch zu einer leichten Verbesserung der Risikostruktur der Netto-Empfänger geführt, was auf die bessere Risikostruktur der Wechsler zurückzuführen sein könnte. In diesem Zusammenhang haben wir, basierend auf der Streuung der durchschnittlichen Bruttoleistungen pro Versicherten über die Versicherer hinweg, Hinweise auf eine Angleichung der Risikostrukturen gefunden.

Die Ergebnisse stellen bei den meisten Versicherern keine finanzielle Auswirkung des Risikoausgleichs mit PCG fest. Trotzdem gaben 92% der Befragten unserer Umfrage an, dass die Verfeinerung des Risikoausgleichs mit PCG zu einem erhöhten finanziellen Risiko führt. Ein wichtiger Grund ist die schwierige Prognostizierung der Kosten von Neukunden/Wechsler*innen.

Auf Basis der KVSTAT finden wir Hinweise, dass die Mehrkassenstrategie mit der Einführung des Indikators PCG nicht mehr attraktiv ist. Die Mehrkassenstrategie war in der Vergan-

genheit ein Weg Versicherten mit unterschiedlichen Risiken unterschiedliche Prämien anzubieten (Baumgartner & Busato, 2012; Beck, 2013; von Wyl & Beck, 2016). Sie war Ausdruck der Risikoselektion und hat teilweise das Solidaritätsprinzip in der OKP unterlaufen. Die Ergebnisse deuten somit darauf hin, dass mit der Verfeinerung des Risikoausgleichs mit PCG, die Versicherer keine Anreize mehr haben, Risikoselektion zu betreiben. Es ist allerdings bemerkenswert, dass gemäss der Umfrage 14% der Befragten nicht der Meinung sind, dass der Risikoausgleich mit PCG zu einer verstärkten Konsolidierung des Marktes (Fusionen) führt. Vielleicht liegt es daran, dass sie Tochtergesellschaften nicht als Einzelkassen wahrnehmen.

Eine wichtige weitere Auswirkung des Risikoausgleichs mit PCG ist der zusätzliche Verwaltungsaufwand für die Versicherer, während es keine Hinweise darauf gibt, dass der Risikoausgleich mit PCG die Anreize beeinflusst die Behandlungskosten zu senken. Dies ist grundsätzlich nachvollziehbar, da der Risikoausgleich ein Umverteilungsinstrument und kein Kostensenkungsinstrument ist. Der Risikoausgleich kann jedoch zu Produktinnovationen führen, wie zu Disease-Management-Programme, Ärztenetzwerke oder Versicherungsmodelle, die eine bessere Versorgung chronisch kranker Versicherten ermöglichen und dadurch die Behandlungskosten senken können. Höglinger et al. (2023) zeigen bspw., dass ein Diabetes-Disease-Management-Programm einer Schweizer Health Maintenance Organisation-Kette, die ärztliche Grundversorgung an diversen Standorten anbietet, sich positiv auf die Qualität der Diabetesversorgung und die Verringerung des Krankenhausaufenthaltsrisikos ausgewirkt hat, während es gleichzeitig Hinweise gibt, dass es die Folgekosten der Gesundheitsversorgung senken konnte.

7 Anpassungsbedarf und Empfehlungen

Die Wirkungsanalyse hat deutlich gezeigt, dass durch die Aufnahme der PCG in den Risikoausgleich zahlreiche Verbesserungen erzielt wurden. Trotzdem konnten auch einige Aspekte identifiziert werden, bei denen Anpassungsbedarf besteht. Ziel dieses Kapitels ist die Zusammenstellung und Diskussion dieser kritischen Aspekte sowie eine Auflistung einiger Empfehlungen an den Regulator, wie der Risikoausgleich noch effizienter durchgeführt werden könnte und welche zusätzlichen Bereiche genauer analysiert werden sollten.

Grundsätzlich gilt, dass jede Reform des Risikoausgleichs einen Zielkonflikt beinhaltet. Wenn die Anreize zur Risikoselektion mit der Aufnahme von zusätzlichen oder verfeinerten Morbiditätsindikatoren verringert werden, sinken damit oft gleichzeitig die Anreize zur Kosteneffizienz des Versicherers (in der Literatur unter dem Begriff «Power» bekannt (Geruso & McGuire, 2016)) und/oder erhöhen sich die Anreize zur Manipulation des Indikators. Teilweise lässt sich dieser Zielkonflikt quantifizieren, wie das Beispiel der Einführung der Prospektivität (Modell 4) zeigt. Im Gegensatz zu Modellen ohne prospektive Berechnung sinken zwar die Gütemasse und damit steigen wohl die Anreize zur Risikoselektion – in diesem Fall jedoch nur in geringem Masse – gleichzeitig nimmt jedoch die Power zu, d. h. der Versicherer hat einen höheren Anreiz seine Kosten tief zu halten. Dabei bleibt unklar, wo die optimale Balance zwischen den verschiedenen Anreizen liegt. Das liegt auch daran, dass Risikoselektion sehr schwierig zu messen oder zu quantifizieren ist. Die Gütemasse können lediglich erkennen, welche Kostenunterschiede das Modell prognostizieren kann; nicht aber, ob und vor allem wie stark sich die Anreize zur Risikoselektion für den Versicherer tatsächlich ändern. Zudem ist es äusserst schwierig abzuschätzen, ob der Versicherer überhaupt Massnahmen ergreifen bzw. finden kann, die es ihm erlauben Risikoselektion zu betreiben. Die Frage, ob mit der Einführung der PCG die Risikoselektion genügend eingeschränkt wurde und ob es weitere Indikatoren braucht, bleibt also weitgehend unbeantwortet.

Weiterhin ist die Implementierung eines zusätzlichen Indikators in den Risikoausgleichs mit hohem Initialaufwand verbunden, aufgrund der in der Schweiz sehr eingeschränkten Verfügbarkeit von Morbiditätsdaten. Die Einführung der PCG war im Vergleich zur Medikamentenkostenschwelle (Modell M2) deutlich aufwendiger. Es wird teils moniert, dass dieser Zusatzaufwand dem Zusatznutzen nicht entspricht und das einfachere Risikoausgleichsmodell genügend Verbesserung bringt. Dem ist jedoch entgegenzuhalten, dass die Medikamentenschwelle viel einfacher manipulierbar ist und dass die Initialkosten irgendwann abgeschrieben werden, da die variablen Kosten beider Systeme ähnlich sind. Dies gilt auch für den Indikator «Spitalaufenthalt im Vorjahr», der mit einem gewissen Initialaufwand mit den DRGs verbessert werden könnte.

Tabelle 19 ordnet die einzelnen Empfehlungen grob nach Priorität in Bezug auf die geschätzte Verbesserung des Risikoausgleichs im Vergleich zum geschätzten Ressourcenaufwand für deren Umsetzung. Zudem wird jeweils der Adressat der Empfehlung angegeben.

Tabelle 19: Überblick über die Empfehlungen und Einschätzung zu Priorität und Ressourcenaufwand

Empfehlung	Priorität	Ressourcenaufwand	Adressat
1: Verbesserung der PCG			
1a: Verfeinerung	mittel	mittel	BAG
1b: Validierung	hoch	hoch	Bundesamt für Statistik, BAG
1c: Ergänzung	hoch	hoch	BAG, ev. EDI, Bundesrat
2: Verbesserung des Indikators stationärer Aufenthalt	hoch	hoch	Bundesrat, EDI, BAG
3: Überwachung des Manipulationsanreizes	mittel	mittel	BAG
4: Verbesserungen bei der Durchführung des Risikoausgleichs	mittel	mittel	BAG, GE KVG
5: Regelmässiger Austausch und Monitoring	mittel	mittel	BAG, GE KVG, Versicherer(verbände)
6: Monitoring der Unsicherheit der Abgaben/Beiträge	hoch	tief	BAG
7: Definition des Ziels des Risikoausgleichs	mittel	tief	EDI
8: Überprüfung des Regressionsmodells	mittel	mittel	BAG
9: Überprüfung des Teuerungsfaktors	mittel	tief	EDI, BAG

7.1 EMPFEHLUNG 1: VERBESSERUNG DER PCG

7.1.1 EMPFEHLUNG 1A: VERFEINERUNG DER PCG

Adressat: BAG

In Kapitel 3.2.2 wurde auf die bimodale Verteilung der Schätzfehler in der PCG Nierenerkrankung hingewiesen. Hier sollte vom BAG überprüft werden, ob den Versicherern allenfalls Informationen vorliegen, die es ihnen ermöglicht zu prognostizieren, ob bzw. welche ihre Versicherten in die linke Hälfte der Verteilung fallen, wo ein positiver Deckungsbeitrag für diese Versicherten möglich ist. Es liegt die Vermutung nahe, dass es sich bei diesen Versicherten um Personen handeln könnte, die nicht regelmässig mit einer Dialyse behandelt werden. Dadurch könnte es zur positiven Risikoselektion von Versicherten mit Nierenerkrankung kommen, ohne dass eine Verbesserung deren Versorgung zu erwarten ist. Die Empfehlung ans BAG ist deshalb bei den Versicherern zusätzliche Daten zur Dialyse zu erheben. Damit liesse sich überprüfen, ob die bimodale Verteilung mit der Dialyse zu erklären ist. Da die Gefahr zur Risikoselektion besteht, allerdings womöglich nur für eine vergleichbar kleine Gruppe, wird die Priorität dieser Empfehlung als mittel eingestuft. Der Ressourcenaufwand für das BAG und die Versicherer wird aufgrund der Datenerhebung und im Vergleich zu anderen Empfehlungen ebenfalls als durchschnittlich eingeschätzt.

7.1.2 EMPFEHLUNG 1B: VALIDIERUNG DER PCG

Adressat: Bundesamt für Statistik, BAG

Als Limitation dieser Wirkungsanalyse gilt, wie in Kapitel 3.2.1 beschrieben, die mit den vorhandenen Daten nur teilweise durchzuführende Analyse, ob die PCG tatsächlich Personen mit konstant hohen Kosten bzw. Risiken erkennen. Die PCG decken zwar Versicherte ab, die aufgrund ihres eindeutigen Medikamentenkonsums als Chroniker erkannt werden. Dennoch ist die Wahrscheinlichkeit hoch, dass es weitere Gruppen von Versicherten gibt, deren hohe Kosten systematisch unterkompensiert werden, da sie weder einer PCG zugeordnet noch vom Indikator zum stationären Aufenthalt erkannt werden. Diese Hypothese müsste in einer separaten Evaluation mit anderen Daten überprüft werden. Eine Herausforderung dabei sind einerseits die in der Schweiz fehlenden repräsentativen Prävalenzdaten von Morbiditäten bzw. Diagnosen. Andererseits hat der Versicherer mehr Informationen über Risikoindikatoren als der Regulator und kann potentiell die Unter- und Überkompensationen von gewissen Gruppen berechnen. Für die Lösung der Datenproblematik gilt es u.a. die Erfahrung aus den Niederlanden zu berücksichtigen. Dort wurden bei einem repräsentativen Sample von Versicherten mittels einer Gesundheits-Umfrage (van Kleef et al., 2020) bzw. mittels klinischen Daten über die Hausärzte (Oskam et al., 2023) Morbiditätsindikatoren erhoben. Eventuell liesse sich die Schweizerische Gesundheitsbefragung dafür verwenden und mit Versichertendaten verknüpfen. Somit könnten wie in den Niederlanden neue Gruppen bestimmt werden, für welche überprüft werden könnte, ob bei diesen systematische Unter- bzw. Überkompensation vorliegt und Reformbedarf im Risikoausgleich besteht. Die Kompetenz zur Datenerhebung liegt gemäss Art. 23 KVG beim Bundesamt für Statistik, an das sich somit diese Empfehlung richtet. Diese Empfehlung umzusetzen ist relativ aufwendig, geniesst aber sehr hohe Priorität, da mit verknüpften Daten neben der Frage zur Wirksamkeit des Risikoausgleichs zahlreiche andere Forschungsfragen im Gesundheitswesen beantwortet werden könnten.

7.1.3 EMPFEHLUNG 1C: ERGÄNZUNG DER PCG

Adressat: BAG, ev. Eidgenössisches Departement des Innern (EDI), Bundesrat

Im Zusammenhang mit der Validierung der PCG wurde in der Umfrage unter den Versicherern wie auch im Bericht von Bill et al. (2019) zur Aktualisierung der PCG-Liste für den Schweizer Risikoausgleich eine PCG gefordert, in welche Versicherte mit «extrem hohen Kosten» eingeteilt werden. Analog zum Beispiel aus den Niederlanden würden damit Versicherte, die über mehrere Jahre überdurchschnittlich hohe Kosten aufweisen, mit einem separaten Indikator erfasst. Das wäre allerdings der erste Indikator, der auf Kosten und nicht auf Mengen basiert (mit Ausnahme des temporär eingeführten Arzneimittel-Indikators). Das hätte gewisse negative Folgen für den Anreiz zur Kosteneffizienz der Versicherer (van Kleef & van Vliet, 2022). Als Alternative, allerdings mit ähnlichen Folgen auf diesen Anreiz, gilt ein Hochrisikopool, wie er gerade in Deutschland eingeführt wurde. Bei dieser Diskussion sollte auch nicht vergessen werden, dass die Schweiz vor einer grundlegenden Reform der Finanzierung des Gesundheitswesens steht. Die einheitliche Finanzierung von ambulanten und stationären Leistungen (EFAS) hätte einen grossen Einfluss auf den Risikoausgleich und die Anreize zur Risikoselektion. Im heutigen System werden v.a. ältere Versicherte über den Kantonsanteil von mindestens 55% bei stationären Aufenthalten relativ stark subventioniert (sogenanntes risk sharing für den Versicherer, da der Kanton einen grossen Anteil der Kosten übernimmt). Je nachdem wie dieser Kantonsbeitrag im neuen System verteilt wird, hat das grosse Auswirkungen auf die Risikoselektionsanreize von gewissen Versicherten-Gruppen (Beck et al., 2020). Der Aufwand dieser Empfehlung ist schwierig abzuschätzen, da er von der Umsetzung abhängt (Hochkosten-PCG vs. Hochrisikopool vs. Änderungen aufgrund EFAS). Dieser wird aber grundsätzlich eher hoch sein. Der Adressat ist vorerst das BAG. Da

aber vermutlich eine Verordnung angepasst werden müsste, wären auch das EDI und der Bundesrat involviert. Die Priorität wird als hoch eingestuft, da die Anreize zur Risikoselektion dadurch wohl deutlich verringert werden könnten.

7.2 EMPFEHLUNG 2: VERBESSERUNG DES INDIKATORS STATIONÄRER AUFENTHALT

Adressat: Bundesrat, EDI, BAG

Die Umfrage unter den Versicherern hat gezeigt, dass sich einige Versicherer eine Verbesserung des Indikators zum stationären Aufenthalt wünschen. Dieser Punkt wurde mehrmals bei der offenen Frage nach Verbesserungsvorschlägen erwähnt. Da wir den Versicherern Anonymität garantiert haben, werden diese Aussagen nicht im originalen Wortlaut veröffentlicht. Insbesondere wurden die Effizienz und Fehleranfälligkeit bei der Erhebung dieses Indikators kritisiert. Aufgrund der Jahresübergänge und Regressfälle mit anderen Versicherungen (Unfall, Haftpflicht) entstehen den Versicherern Kosten für die Korrektur, die in keinem Verhältnis zum Nutzen stehen, da das Risiko im Folgejahr nicht davon abhängt, welche Versicherung den stationären Aufenthalt finanziert. Zudem wurde darauf hingewiesen, dass seit der DRG-Reform bessere Daten verfügbar wären, um diesen Indikator differenzierter zu berechnen. Das würde auch ermöglichen, Spitalaufenthalte mit ihren teilweise tiefen Kosten von den oft sehr teuren Pflegeheimaufenthalten abzugrenzen. Im Ausland (z. B. Deutschland, Niederlande, USA) sind Diagnosen-basierte Risikoindikatoren im Risikoausgleich etabliert und zumindest gewissermassen komplementär zu den PCG. Als Adressat dieser Empfehlung gilt der Bundesrat, der nach Art. 16 Abs. 4 KVG die Kompetenz zur Festlegung der Indikatoren im Risikoausgleich hat. Wiederum muss bei der Prioritätseinstufung dieser Empfehlung die sich abzeichnende EFAS-Reform berücksichtigt werden, welche für diesen Indikator voraussichtlich substantielle Folgen haben wird. Mit der einheitlichen Finanzierung wird der Kostenunterschied zwischen Aufenthalten mit mehr bzw. weniger als drei aufeinander folgenden Nächten noch beträchtlicher sein, was für eine deutliche Verfeinerung des Indikators spricht. Der Aufwand für deren Umsetzung für das EDI und BAG und allenfalls für die Versicherer ist jedoch ebenfalls eher als hoch einzustufen.

7.3 EMPFEHLUNG 3: ÜBERWACHUNG DES MANIPULATIONSANREIZES

Adressat: BAG

Als dritte Empfehlung postulieren wir die Überwachung des Manipulationsanreizes. Dieser Anreiz ist im Vergleich zum Ausland in der Schweiz noch nicht systematisch analysiert worden. Zwar führt das BAG regelmässig Audits bei den Versicherern durch. Zudem wurde der Indikator Arzneimittelbezug im Vorjahr (Modell M2) wegen seiner einfachen Manipulierbarkeit nur vorübergehend eingesetzt und durch die PCG ersetzt, die weniger leicht manipulierbar sind. Dennoch sollte vom BAG überprüft werden, ob die Versicherer strategisch versuchen Versicherte in PCG einzuteilen (bzw. einteilen zu lassen) um die Kompensation aus dem Risikoausgleich zu erhöhen. In Deutschland bspw. wird zurzeit ein im Jahr 2020 eingeführter Mechanismus ("Manipulationsbremse") evaluiert, mit welchem überwacht wird, ob die Prävalenzen in gewissen Diagnose-Gruppen innerhalb eines Jahres statistisch auffällig steigen. Der Indikator dieser Gruppen wird dann ggf. im Risikoausgleich nicht berücksichtigt. Eine Überwachung der Prävalenzen in den PCG ist deutlich weniger aufwendig als eine allgemeinere Überwachung des Anreizes bspw. via Verteilung der Versicherten unter- und oberhalb der DDD-Schwellenwerten (Defined Daily Dose) (Politzer, 2023). Die Priorität der Empfehlung ist schwierig einzuschätzen, da a priori unklar ist, wie gross das Problem tatsächlich ist.

Die Evidenz aus dem Ausland deutet zumindest darauf hin, dass sich der Anreiz auch in der Schweiz tatsächlich manifestiert hat oder manifestieren wird.

7.4 EMPFEHLUNG 4: VERBESSERUNGEN BEI DER DURCHFÜHRUNG DES RISIKO-AUSGLEICHS

Adressat: BAG und GE KVG

Die Umfrage unter den Versicherern offenbarte auch gewisse Ineffizienzen in der Durchführung des Risikoausgleichs. Ein gewisser Mehraufwand für die Versicherer ist zwar durchaus zu erwarten und wurde von den Versicherern auch bestätigt (Kapitel 6.4). Dennoch gibt es einige Vorschläge wie der Prozess der Abwicklung des Risikoausgleichs verbessert werden könnte. Insbesondere bemängeln einige Versicherer die regelmässigen Fehler bei den Datenlieferungen, die zu Neuberechnungen führen, deren Nutzen jedoch von anderen Versicherern in einem schlechten Verhältnis zum Aufwand gesehen wird. Von beiden Seiten wird jedoch gewünscht, dass der Prozess der Datenlieferung verbessert wird. In diesem Zusammenhang steht auch der von vielen Versicherern geäusserte Wunsch nach einer schnelleren Verfügbarkeit der Daten, die sie für die Prämienberechnung benötigen. Interessant ist, dass die Versicherer im Vergleich zu den Niederlanden bei der Prämieeingabe (also im Vorjahr des Ausgleichsjahrs) nicht wissen, wie hoch die PCG-Zuschläge bzw. die anderen Abgabe-/Beitragssätze sein werden. Dasselbe gilt für die Wechsler, für welche die Indikatoren nur wenige Wochen vor der Prämieeingabe verfügbar sind. Das erschwert die Prämienberechnung beträchtlich. Die Forderung diese Informationen früher zur Verfügung zu stellen, scheint damit berechtigt. Ebenfalls oft genannt wurde die fehlende Einheit, Konstanz, Historisierung bzw. Transparenz bei der Spezialitätenliste und der Mehraufwand, weil die Global Trade Item Number (GTIN) nicht konsequent mitgeliefert wird. Ein weiterer Punkt ist die Forderung nach Zugang zu Gesamtmarktdaten um die PCG-Zuschläge besser schätzen zu können. Dieser Punkt wurde allerdings in der Zwischenzeit vom BAG bereits adressiert. Bei aller Kritik und Forderungen nach Anpassungen äusserten gewisse Versicherer auch den Wunsch in den nächsten Jahren nichts zu ändern, damit sich das System einpendeln kann. Die Priorität dieser Empfehlung wird somit nicht auf der höchsten Stufe angesiedelt, während der zusätzliche Aufwand für das BAG bzw. die GE KVG als mittel bis tief eingeschätzt wird.

7.5 EMPFEHLUNG 5: REGELMÄSSIGER AUSTAUSCH UND MONITORING

Adressat: BAG, GE KVG und Versicherer(verbände)

Viele der bisher genannten Probleme, gerade bei der Durchführung in Kapitel 7.4, liessen sich durch einen regelmässigen und institutionalisierten Austausch zwischen den Stakeholdern schneller identifizieren und beheben. In den Niederlanden, wo politisch gewollt für die Überwachung des Risikoausgleichs mehr Daten und Ressourcen zur Verfügung stehen, findet mehrmals jährlich ein Austausch zwischen den Stakeholdern des Risikoausgleichs statt. In dieser institutionalisierten Arbeitsgruppe sind die Versicherer, die Regierung (Ministerium für Gesundheit), die ausführende Behörde und Forschungsinstitute vertreten. Dabei wird jeweils die Wirkungsanalyse des letztjährigen Risikoausgleichs besprochen und nach möglichen Verbesserungen gesucht, etwa ob ein Indikator angepasst oder ergänzt werden sollte. Auch in Deutschland wird mit (Sonder)gutachten durch einen wissenschaftlichen Beirat die Wirkung des Risikoausgleichs mindestens alle vier Jahre begutachtet. Im Vergleich zum Ausland stellt die Schweiz ein Spezialfall dar, weil die Wirkung des Risikoausgleichs nicht regelmässig überprüft wird, sondern nur, wenn ein neuer Indikator

eingeführt wird. Wenn die PCG-Liste jährlich angepasst würde, wäre es sinnvoll die Auswirkungen dieser Veränderungen zu beobachten und transparent auszuweisen. Wie in Kapitel 3.1.2 erwähnt, würde es sich auch deshalb lohnen, die Wirkungsanalyse in den kommenden Jahren zu wiederholen um festzustellen, ob die Corona-Pandemie möglicherweise die Resultate der vorliegenden Analyse verzerrt hat. Die Programmierungcodes um die vorliegende Evaluation zu replizieren, wurden dem BAG übergeben, so dass die Anwendung auf weitere Jahre wenig Aufwand benötigt. Als weitere Empfehlung sollte die Gemeinsame Einrichtung (GE KVG) als durchführende Stelle gewisse Gütemasse, wie in diesem Bericht ausgewiesen, jährlich publizieren. Zudem wäre ein regelmässiger Austausch unter den Stakeholdern hilfreich um Ineffizienzen zu identifizieren und Anpassungen zu diskutieren. So könnten die Versicherer auch Aspekte einbringen, die dem Regulator nicht unbedingt auffallen, wie z. B. falls der Risikoausgleich mit PCG gewisse Innovationen oder Präventionsanstrengungen verhindern würde. Dafür bietet sich an, die für die vorliegende Evaluation gebildete Begleitgruppe bestehend aus BAG, GE KVG und Versichererverbände weiterzuführen.

7.6 EMPFEHLUNG 6: MONITORING DER UNSICHERHEIT DER ABGABEN/BEITRÄGE

Adressat: BAG

Die Umfrage unter den Versicherern zeigt deutlich, dass die Unsicherheit bzw. das finanzielle Risiko für die Versicherer zugenommen haben. Grundsätzlich ist es wenig überraschend, wenn mit der Implementierung eines neuen Indikators die Unsicherheit steigt. Problematisch wird es erst, wenn diese Unsicherheit über Jahre nicht abnimmt. Kapitel 3.3.2 zeigt, dass dies in den ersten beiden Jahren nach der Implementierung noch nicht passiert ist. Daraus lässt sich die Empfehlung ans BAG ableiten, diese Unsicherheit über die nächsten Jahre zu überwachen und gegebenenfalls einzugreifen. Der Return on Investment dieser Empfehlung dürfte gross sein, da der Aufwand relativ gering ist und der Nutzen für die Stabilität des Marktes bzw. der Prämienentwicklung entscheidend ist.

7.7 EMPFEHLUNG 7: DEFINITION DES ZIELS DES RISIKOAUSGLEICHS

Adressat: EDI

Mit der Aufnahme der PCG in den Risikoausgleich steigt der Anreiz die Versorgung von Versicherten, die in eine PCG fallen, zu verbessern. Gelingt es einem Versicherer diese Personen kostengünstiger als der Durchschnitt zu versorgen (z. B. über Disease Management Programme), kann der Deckungsbeitrag für diese Personen positiv sein. Die Mehrheit der Versicherer bestreitet jedoch in der Umfrage einen solchen Effekt. So sind fast zwei Drittel der Versicherer der Meinung, dass sich die Anreize chronisch Kranke besser bzw. günstiger zu versorgen nicht verbessert haben (Kapitel 6.4). Es bleibt jedoch unklar, ob die Versicherer diese Möglichkeit noch nicht erkannt oder ob sich die Anreize noch nicht manifestiert haben. Da dies zurzeit kein explizites Ziel des Schweizer Risikoausgleichs ist, aber eigentlich erwünscht, sollte sich die Politik (Parlament und EDI) überlegen, dies als Ziel im Gesetz oder einer Verordnung expliziter zu verankern (vgl. van de Ven et al. (2023) zur internationalen Diskussion über den Mangel an expliziten Zielen des Risikoausgleichs).

7.8 EMPFEHLUNG 8: ÜBERPRÜFUNG DES REGRESSIONSMODELLS

Adressat: BAG

Aus statistischer Sicht stellt sich die Frage nach einer Anpassung des dem Risikoausgleich zugrundeliegenden linearen Regressionsmodells. Wie in Anhang 9.11 näher erläutert, führt das verwendete Modell zu Verzerrungen und möglichen Falschaussagen. Mit einem anderen Modell liessen sich diese Probleme vermutlich beheben, jedoch müsste dafür die Verordnung angepasst werden. Um Kosten und Nutzen dieser Änderung abzuwägen, empfiehlt sich vorab eine systematische Analyse der beiden Modelle durch das BAG oder eines von ihm beauftragten Instituts.

7.9 EMPFEHLUNG 9: ÜBERPRÜFUNG DES TEUERUNGSFAKTORS

Adressat: EDI, BAG

Wie in Kapitel 3.4.4 beschrieben, liegt die Vermutung nahe, dass der Teuerungsfaktor differenzierter berechnet werden sollte, um die Überkompensation gewisser Gruppen zu reduzieren. Diese mögliche Anpassung des Teuerungsfaktors wäre relativ einfach möglich, da diese gemäss Art. 13 Abs. 2 Verordnung über den Risikoausgleich in der Krankenversicherung (VORA) in der Kompetenz des EDI liegt.

8 Beantwortung der übergeordneten Fragen

Basierend auf den Analysen der Kapitel 3 bis 7 können die eingangs definierten übergeordneten Fragen beantwortet werden:

1. Inwiefern konnte mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG der finanzielle Ausgleich zwischen Versicherern mit unterschiedlicher Risikostruktur verbessert werden?

Der finanzielle Ausgleich zwischen Versicherern mit einer guten Risikostruktur und Versicherern mit einer schlechten Risikostruktur konnte mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG verbessert werden. Dieses Fazit stützt sich auf die folgenden Ergebnisse:

- Die Vorhersagegenauigkeit des Risikoausgleichsmodells hat sich deutlich verbessert. Alle betrachteten Gütemasse haben sich im Vergleich zum Risikoausgleichsmodell ab 2014, aber auch im Vergleich zur Übergangslösung mit Arzneimittel-Indikator ab 2017 verbessert.
- Die neuen Morbiditäts-Indikatoren der PCG sind mehrheitlich valide. Sie können grösstenteils die Zielgruppe der chronisch kranken Versicherten mit wiederkehrenden hohen Kosten in Folgejahren identifizieren.
- Die Risiken werden mit den PCG besser identifiziert und können dadurch besser kompensiert werden. Bei allen betrachteten Gruppen von Versicherten, die im Risikoausgleich ab 2014 unterkompensiert waren (z. B. Versicherte mit tiefer Franchise), konnte eine Verbesserung der Risikokompensation erzielt werden.

Allerdings muss berücksichtigt werden, dass das Risikoausgleichsmodell mit PCG zu mehr Unsicherheit bei der Planung der Ausgleichszahlungen bei einzelnen Versicherern führt. Dies ist durch die teilweise hohe Variabilität der PCG-Zuschläge begründet und ist im Einklang mit Rückmeldungen der Versicherer. Ausserdem kann die prospektive Berechnungsart zu systematischen Überkompensationseffekten bezüglich den bereits im Modell berücksichtigter Indikatoren führen (z. B. Überkompensation der obersten Altersklassen, siehe Kap. 3.4.2.1).

2. Wie wirkt sich die Einführung des zusätzlichen Indikators auf die Erreichung von Ziel und Zweck des Risikoausgleichs zwischen den Versicherern aus?

Ziel und Zweck des Risikoausgleichs sind im KVG nicht explizit definiert. In der vorliegenden Analyse wird unter Ziel und Zweck des Risikoausgleichs die Reduktion von Risikoselektionsanreizen verstanden.

Die Risikoselektionsanreize haben sich mit der Einführung des Risikoausgleichs mit PCG tendenziell reduziert. Im Vergleich zum Risikoausgleich ab 2014 gestaltet sich die Identifikation von attraktiven bzw. unattraktiven Risiken mit dem Risikoausgleich mit PCG als schwieriger. Durch die PCG eröffnen sich jedoch neue Möglichkeiten zur Risikoselektion, wenn der entsprechende Zuschlag hoch ist, die Variation der Kosten innerhalb der PCG hoch ist oder die PCG eine hohe Prävalenz aufweist. Inwieweit diese Anreize jedoch in der Praxis zu Risikoselektion führen, d. h. ob Versicherer tatsächlich Risikoselektion betreiben können, kann nicht gezeigt werden.

LIMITATIONEN UND AUSBLICK:

Die vorliegende Wirkungsanalyse fokussierte primär auf gesundheitsökonomische Aspekte des Risikoausgleichs. Im Fokus standen die Evaluation des Risikoausgleichmodells bezüglich der Modellgüte, die Auswirkungen auf Über- und Unterkompensation und die damit verbundenen Konsequenzen für die Risikoselektionsanreize.

Die Analyse kann jedoch keine entschiedenen Aussagen zur medizinischen Validität der im Risikoausgleich verwendeten Indikatoren treffen. Beispielsweise wurde die Validität der PCG zur Abbildung von chronisch Erkrankten mit hohen Kosten ausschliesslich anhand der Kosten beurteilt. In welchem Umfang die PCG chronische Erkrankte in medizinischer Hinsicht identifizieren, konnte mit den vorhandenen Daten nicht gezeigt werden. Dazu wären Informationen zu Diagnosen notwendig, die bis dato nicht zur Verfügung stehen. Es könnte jedoch mit den vorhandenen Daten zukünftig überprüft werden, inwieweit die PCG-Zuteilungen pro Versicherten zeitlich stabil sind.

Zudem wurde in der vorliegenden Studie die Homogenität der Arzneimittel der einzelnen PCG nicht überprüft. Es ist möglich, dass bestimmte PCG aus medizinischer Sicht aufgeteilt werden müssten. Ebenso fehlt eine Prüfung auf ähnliche PCG, die womöglich zusammengeführt werden müssten (bspw. KRE und KRK). Letztlich wurde nicht überprüft, ob die verwendeten DDD-Schwellenwerte (Defined Daily Dose) zweckmässig sind, oder ob Anpassungen zu einer verbesserten Modellgüte führen würden.

Die Jahre 2020 bis 2022 waren stark geprägt von der Covid-19-Pandemie. Die Gesundheitsversorgung war aufgrund diverser nachfrage- und angebotsseitiger Effekte stark betroffen. Alle für die Analyse zur Verfügung stehenden Individualdaten waren von der Pandemie beeinflusst. Mögliche Verzerrungen betreffen die Kosten oder die Verschreibungen von Medikamenten, die zu unterschiedlichen PCG-Prävalenzen führen können. Die vorliegende Analyse kann somit nicht abschliessend beurteilen, ob die Ergebnisse auf Jahre ohne Pandemie übertragbar sind. Wenngleich wir davon ausgehen, dass die Kernaussagen dieser Wirkungsanalyse nicht massgeblich von Covid-19 Effekten abhängig sind, wäre eine Replikation der vorliegenden Analysen für zukünftige Ausgleichsjahre aufschlussreich.

Bestimmte Auswirkungen der Reformen des Risikoausgleichs zeigen sich vermutlich erst nach mehreren Jahren. Dies dürfte unter anderem auf die Marktstruktur, die Risikostruktur der Versichertenbestände oder die Prämienkonvergenz zutreffen. Diese Aspekte sollten daher in den kommenden Jahren weiter untersucht werden. Dabei ist es wichtig zu beachten, dass der Risikoausgleich mit PCG nicht allein für die im Markt beobachteten Änderungen ausschlaggebend ist.

Literaturverzeichnis

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Banning, S., Kästner, A., Köhler, C., & Greß, S. (2023). Die Auswirkungen der Reformen des schweizerischen Risikoausgleichs. *Gesundheits- und Sozialpolitik (G&S)*, 77(1). <https://doi.org/10.5771/1611-5821-2023-1>
- Baumgartner, C., & Busato, A. (2012). Risikoselektion in der Grundversicherung. *Schweizerische Ärztezeitung*, 93(13), 510–513. <https://doi.org/10.4414/saez.2012.00365>
- Beck, K. (2013). *Risiko Krankenversicherung: Risikomanagement in einem regulierten Krankenversicherungsmarkt*. Haupt Verlag.
- Beck, K., Kauer, L., McGuire, T. G., & Schmid, C. P. R. (2020). Improving risk-equalization in Switzerland: Effects of alternative reform proposals on reallocating public subsidies for hospitals. *Health Policy*, 124(12), 1363–1367. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2020.08.011>
- Beck, K., Trottmann, M., Käser, U., Keller, B., von Rotz, S., & Zweifel, P. (2006). *Nachhaltige Gestaltung des Risikoausgleichs in der Schweizer Krankenversicherung*. Ott Verlag.
- Bill, M., Meyer, D., Telser, H., Stämpfli, D., Hersberger, K., & Schwenkglens, M. (2019). *Aktualisierung der PCG-Liste für den Schweizer Risikoausgleich*. Polynomics AG & Universität Basel. <https://www.bag.admin.ch/bag/de/home/versicherungen/krankenversicherung/krankenversicherung-versicherer-aufsicht/risikoausgleich.html>
- Bundesamt für Gesundheit BAG. (2022). *Statistik der obligatorischen Krankenversicherung*. <https://www.bag.admin.ch/bag/de/home/zahlen-und-statistiken/statistiken-zur-krankenversicherung/statistik-der-obligatorischen-krankenversicherung.html>
- Bundesamt für Gesundheit BAG. (2023). *Verzeichnisse der zugelassenen Kranken- und Rückversicherer*. <https://www.bag.admin.ch/bag/de/home/versicherungen/krankenversicherung/krankenversicherung-versicherer-aufsicht/verzeichnisse-krankenundrueckversicherer.html>
- Bürgin, R. (2020). *Berechnungsformeln für den Risikoausgleich mit PCG ab 2020*. Bundesamt für Gesundheit BAG. https://www.bag.admin.ch/dam/bag/de/dokumente/kuv-aufsicht/pus/risikoausgleich/calculdr-pcginclus-2020.pdf.download.pdf/200420_KUV%20VA_Berechnungsformeln%20f%C3%BCr%20den%20Risikoausgleich%20mit%20PCG%20ab%202020_V6_DE.pdf
- Cragg, J. G. (1971). Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods. *Econometrica*, 39(5), 829–844. <https://doi.org/10.2307/1909582>
- Enthoven, A. (1978). Consumer-Choice Health Plan—A National-Health-Insurance Proposal Based on Regulated Competition in the Private Sector. *N Engl J Med*, 298, 709–720. <https://doi.org/10.1056/NEJM197803302981304>

- Geruso, M., & McGuire, T. G. (2016). Tradeoffs in the design of health plan payment systems: Fit, power and balance. *Journal of Health Economics*, 47, 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2016.01.007>
- Höglinger, M., Wirth, B., Carlander, M., Caviglia, C., Frei, C., Rhomberg, B., Rohrbasser, A., Trottmann, M., & Eichler, K. (2023). Impact of a diabetes disease management program on guideline-adherent care, hospitalization risk and health care costs: A propensity score matching study using real-world data. *The European Journal of Health Economics*, 24(3), 469–478. <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01486-2>
- Holly, A., Gardiol, L., Egli, Y., Yalcin, T., & Ribiero, T. (2004). *Health-Based Risk Adjustment: An Exploration Using Medical Information from Prior Hospitalisation*. Institut d'économie et management de la santé (IEMS), University of Lausanne.
- Kauer, L., McGuire, T. G., & Beck, K. (2020). Extreme under and overcompensation in morbidity-based health plan payments: The case of Switzerland. *Health Policy*, 124(1), 61–68. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2019.11.008>
- opendata.swiss. (2023). *Krankenversicherungsprämien—Opendata.swiss*. <https://opendata.swiss/de/dataset/health-insurance-premiums>
- Oskam, M., van Kleef, R. C., & van Vliet, R. C. J. A. (2023). Improving diagnosis-based cost groups in the Dutch risk equalization model: The effects of a new clustering method and allowing for multimorbidity. *International Journal of Health Economics and Management*, 23(2), 303–324. <https://doi.org/10.1007/s10754-023-09345-0>
- Politzer, E. (2023). Utilization Thresholds in Risk Adjustment Systems. *Journal of Health Economics*, forthcoming.
- Schmid, C. P. R., Beck, K., & Kauer, L. (2018). Chapter 16—Health Plan Payment in Switzerland. In T. G. McGuire & R. C. van Kleef (Hrsg.), *Risk Adjustment, Risk Sharing and Premium Regulation in Health Insurance Markets* (S. 453–489). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-811325-7.00016-6>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464.
- Shafrin, J. (2012, Juni 25). *Risk Adjustment: Measuring Model Fit*. Healthcare Economist. <https://www.healthcare-economist.com/2012/06/25/risk-adjustment-measuring-model-fit/>
- Trottmann, M., & Telser, H. (2014). *Evaluation zu den Auswirkungen des verfeinerten Risikoausgleichs auf den Krankenversicherungswettbewerb*. Polynomics AG. <https://www.bag.admin.ch/dam/bag/de/dokumente/e-f/evalber-kuv/2013-evaluation-auswirkungen-risikoausgleich-zusammenfassung.pdf.download.pdf/2013-risikoausgleich-zusammenfassung-d.pdf>
- Trottmann, M., Telser, H., Stämpfli, D., Hersberger, K., Matter, K., & Schwenkglenks, M. (2016). *Übertragung der niederländischen PCG auf Schweizer Verhältnisse*. Polynomics AG & Universität Basel. <https://www.bag.admin.ch/bag/de/home/versicherungen/krankenversicherung/krankenversicherung-versicherer-aufsicht/risikoausgleich.html>

- van de Ven, W., Hamstra, G., van Kleef, R., Reuser, M., & Stam, P. (2023). The goal of risk equalization in regulated competitive health insurance markets. *The European Journal of Health Economics*, 24(1), 111–123. <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01457-7>
- van Kleef, R. C., Eijkenaar, F., & van Vliet, R. C. J. A. (2020). Selection Incentives for Health Insurers in the Presence of Sophisticated Risk Adjustment. *Medical Care Research and Review*, 77(6), 584–595. <https://doi.org/10.1177/10775587198259>
- van Kleef, R. C., & van Vliet, R. C. J. A. (2022). How to deal with persistently low/high spenders in health plan payment systems? *Health Economics*, 31(5), 784–805. <https://doi.org/10.1002/hec.4477>
- von Wyl, V., & Beck, K. (2016). Do insurers respond to risk adjustment? A long-term, nationwide analysis from Switzerland. *The European Journal of Health Economics*, 17(2), 171–183. <https://doi.org/10.1007/s10198-015-0669-x>

9 Anhang

9.1 ANHANG ZU KAPITEL 3.1: MODELLGÜTE UND EINFLUSS DER EINZELNEN ANPASSUNGEN

9.1.1 DETAILS ZU DEN ANALYSIERTEN RISIKOAUSGLEICHSMODELLEN

Modell	Beschrieb	Daten
M1	<p>Risikoausgleich ab 2014 = Ausgangsmodell:</p> <p>Risikoausgleichmodell mit den Indikatoren Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt im Vorjahr (nur für Versicherte ohne Wechsel), nach Kanton. Details zur Berechnung finden sich bspw. in Beck (2013, Kap. 10). Im Gegensatz zum ursprünglichen Risikoausgleich ab 2012 sind beim Risikoausgleich ab 2014 nicht die Nettoleistungen vom Ausgleichsjahr, sondern die Nettoleistungen vom Vorjahr massgeblich (sogenannte prospektiver Berechnung).</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p>	<p>(T; 14)¹⁸ Monate, Kanton, Alter, Geschlecht</p> <p>(T-1; 14) Nettoleistungen</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt (Bem.: inkl. 18-jährige). Spitalaufenthalt von Wechslern wird auf 0 gesetzt</p>
M2	<p>Optional: Risikoausgleich ab 2017:</p> <p>Gleich wie M1, zuzüglich Arzneimittelbezug im Vorjahr.</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 + 2 = 62$</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht</p> <p>(T-1; 14) Nettoleistungen</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt, GTIN oder Pharmacode zur Berechnung des Arzneimittelbezugs. Spitalaufenthalt und Arzneimittelbezug von Wechslern wird auf 0 gesetzt.</p>
M3	<p>Ausgangsmodell plus Vorversicherer-Information</p> <p>Im Unterschied zu M1 wird der Spitalaufenthalt auch für diejenigen Versicherten gesetzt, die den Versicherer gewechselt haben.</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht</p> <p>(T-1; 14) Nettoleistungen</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt.</p>
M4	<p>Ausgangsmodell plus 26 Monate Abrechnungshorizont inklusive Niveauteuerung.</p> <p>Im Unterschied zum Modell M1 werden die Ausgleichssätze basierend auf den (T; 26)-Daten berechnet, und anschliessend mit der Niveauteuerung multipliziert.</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen.</p> <p>(T-1; 26) Monate, Nettoleistungen, Kanton, Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt. Spitalaufenthalt von</p>

¹⁸ T steht für Ausgleichsjahr, 14 steht für 14 Monate Abrechnungshorizont. Entsprechend stehen T-1 für ein Jahr vor dem Ausgleichsjahr und 26 für 26 Monate Abrechnungshorizont.

		<p>Wechsler wird auf 0 gesetzt.</p> <p>(T-1; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen zur Berechnung der Niveauteuerung</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt. Spitalaufenthalt von Wechsler wird auf 0 gesetzt.</p>
M5	<p>Ausgangsmodell plus Entlastung der jungen Erwachsenen (19-25-Jährige)</p> <p>Basiert auf M1. Anpassung der Risikoausgleichssätze entsprechend Art. 18a VORA PCG.</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht</p> <p>(T-1; 14) Nettoleistungen</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt. Spitalaufenthalt von Wechsler wird auf 0 gesetzt.</p>
M6	<p>Ausgangsmodell plus PCG</p> <p>M1 wird um die PCG-Flags erweitert. Im Gegensatz zum Risikoausgleich ab 2020 ohne Niveauteuerung und ohne Entlastung junger Erwachsenen.</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p> <p>Anz. PCG: 34</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht</p> <p>(T-1; 14) Nettoleistungen</p> <p>(T-1; 26) Spitalaufenthalt, PCG. Spitalaufenthalt und PCG von Wechsler wird auf 0 gesetzt.</p>
M7	<p>Risikoausgleich ab 2020 ohne Entlastung für die jungen Erwachsenen.</p> <p>Aktueller Risikoausgleich ab 2020 mit PCG, ohne Entlastung für junge Erwachsene. Details zur Berechnung finden sich in Bürgin (2020, bis und mit Abschnitt D.1.5)</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p> <p>Anz. PCG: 34</p>	<p>(T; 14) Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen zur Berechnung der Niveauteuerung</p> <p>(T-1; 26) Nettoleistungen, Kanton, Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt. PCG</p> <p>(T-1; 14) Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen zur Berechnung der Niveauteuerung</p> <p>(T-2; 26) Spitalaufenthalt, PCG</p>
M8	<p>Risikoausgleich ab 2020</p> <p>Aktueller Risikoausgleich ab 2020 mit PCG. Details zur Berechnung finden sich in Bürgin (2020)</p> <p>Anz. RA-Gruppen pro Kanton: $15 \times 2 \times 2 = 60$</p> <p>Anz. PCG: 34</p>	<p>(T; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen.</p> <p>(T-1; 26) Monate, Nettoleistungen, Kanton, Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt, PCG</p>

		(T-1; 14) Monate, Kanton, Alter, Geschlecht, Nettoleistungen zur Berechnung der Niveauteuerung (T-2; 26) Spitalaufenthalt, PCG
--	--	---

9.1.2 RISIKOAUSGLEICH MIT DEM INDIKATOR ARZNEIMITTELKOSTEN IM VORJAHR

Als Übergangslösung bis zur Umsetzung des Risikoausgleichsmodells ab 2020 mit PCG umfasste der Risikoausgleich in den Jahren 2017 bis 2019 den Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr. Gemäss VORA vom 12. April 1995 (Stand am 1. Januar 2017) Art. 2b waren für die Festlegung dieses Indikators die *Bruttoleistungen (Nettoleistungen plus Kostenbeteiligungen) im Vorjahr für Arzneimittel, deren Kosten von der obligatorischen Krankenpflegeversicherung übernommen werden, sofern die Bruttoleistungen über 5000 CHF liegen und die Arzneimittel nicht in einer Pauschale nach Artikel 49 Absatz 1 KVG enthalten sind*, massgeblich. Im Gegensatz zu den PCG wurde dieser Indikator von den Versicherern selbst kodiert.

Wenngleich der Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr eine Übergangslösung darstellte, interessiert im Rahmen dieser Evaluationsstudie dennoch dessen Performanz im Vergleich zum aktuellen Risikoausgleich ab 2020 mit PCG. Das Risikoausgleichsmodell mit dem Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr, in Kapitel 3.1 als M2 bezeichnet, ist einfacher berechenbar und wesentlich günstiger bei der Umsetzung. Die Schwierigkeit dieses Vergleichs liegt darin, dass die zur Verfügung gestellten Daten den Indikator nicht erfassen und dadurch kein nahtloser Vergleich möglich war. Aus diesem Grund wurde der Indikator Arzneimittelkosten im Vorjahr mithilfe der Spezialitätenliste von uns selbst rekonstruiert, mit folgendem Verfahren:

1. Herunterladen und Bereinigen der Spezialitätenliste der Jahre 2018 bis 2022, mit Stichtag 31. Dezember des jeweiligen Jahrs. Die resultierenden Listen umfassen für jedes zugelassene Medikament einen GTIN oder einen Pharmacode, und einen Publikumspreis. Medikamente ohne Publikumspreis wurden weggelassen.
2. Verknüpfen der Medikamente der Vorjahresdaten mit 26 Monaten Abrechnungshorizont mit dem Publikumspreis aus der Liste aus 1. des entsprechenden Jahrs. Bei der Verknüpfung wurde der GTIN als Schlüssel priorisiert, d. h., es wurde nur über den Pharmacode verknüpft, sofern bei den Vorjahresdaten kein GTIN vorlag oder falls in der Liste von 1. kein GTIN vorlag.
3. Verknüpfen der Medikamente der Vorjahresdaten **ohne** Verknüpfung in 2. mit dem teuersten Publikumspreis aus allen Listen aus 1. Nach diesem Schritt haben noch ca. 10% der Medikamente der Vorjahresdaten kein zugewiesener Publikumspreis. Diese Medikamente wurden nachfolgend ignoriert.
4. Berechnen der Medikamentenkosten pro Versicherten durch Aufsummieren der Publikumspreise mal Anzahl Packungen.
5. Setzen des Indikators je Versicherten, sofern die in 4. berechneten Medikamentenkosten 5 000 CHF überschreiten.
6. Verknüpfung der Daten des Ausgleichsjahrs mit den in 5. berechneten Indikatoren.

Die ermittelten Kodierungen stimmen keineswegs perfekt mit denjenigen, die die Versicherer kodiert hätten, überein. Eine Überprüfung auf Individualebene ist wegen fehlender Daten nicht möglich. Im Folgenden werden darum auf aggregierter Ebene einige Vergleiche zwischen den publizierten Statistiken der Gemeinsamen Einrichtung KVG für das Jahr 2019 (Stand: 13.12.2022) mit den eigenen Berechnungen für die Daten des Jahres 2019 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.

Die verwendeten Daten sind hingegen praktisch identisch. Beispielsweise unterscheidet sich die Anzahl Versicherter zwischen den publizierten Statistiken der Gemeinsamen Einrichtung KVG und unseren Daten nur sehr geringfügig um 27 Versicherte bzw. 0,0004%.

Die nachfolgenden Unterschiede ergeben sich vermutlich durch die unterschiedliche Kodierung des Indikators Arzneimittelkosten im Vorjahr. Abbildung 36 zeigt die Anteile an Versicherten mit Arzneimittelkosten im Vorjahr nach Kanton beider Datenquellen. Es ist deutlich erkennbar, dass die eigene Kodierung eine tiefere Prävalenz bezüglich des Indikators resultiert. Schweizweit liegt der Unterschied bei ca. 0,6% und ist bei allen Kantonen ähnlich ausgeprägt.

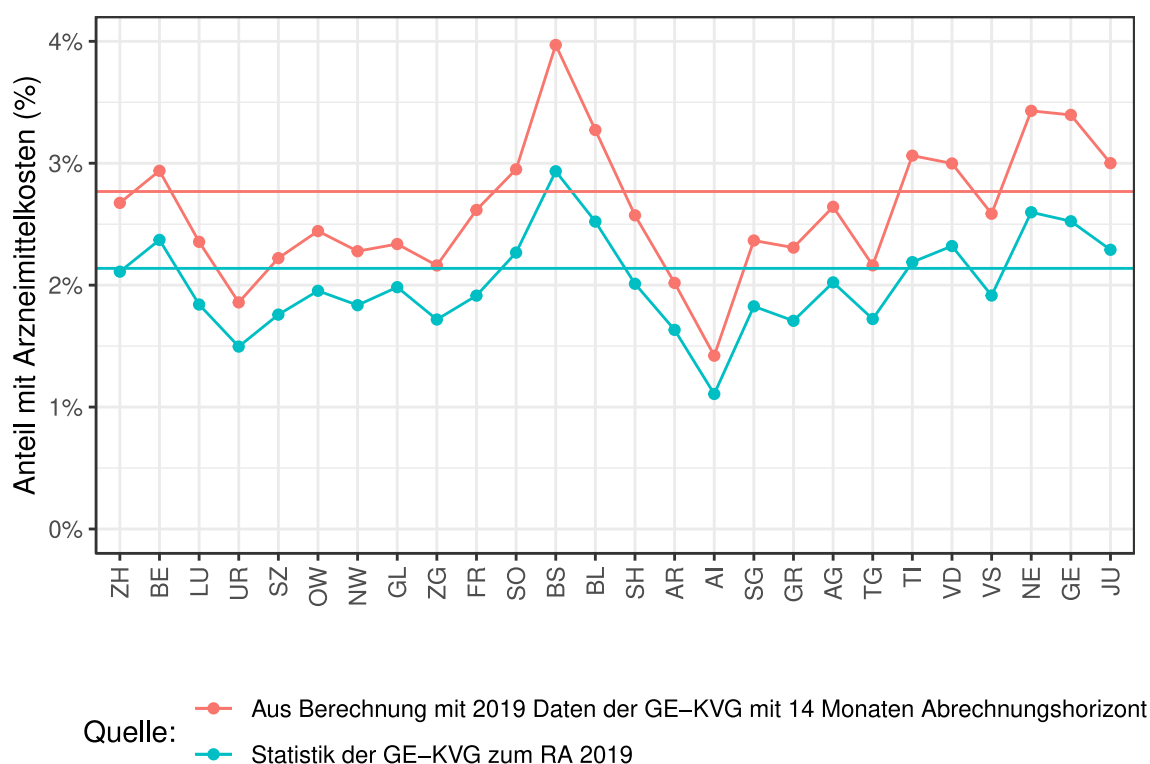


Abbildung 36: Vergleich des Anteils an Versicherten mit Arzneimittelkosten zwischen der Statistik der GE KVG zum RA 2019 und der eigenen Berechnung auf Basis der Daten der GE KVG mit 14 Monaten Abrechnungshorizont. Die horizontalen Linien zeigen den schweizweiten Mittelwert.

Den eigenen Überlegungen nach gibt es drei Gründe für die Unterschiede:

1. Die Versicherer konnten alle Medikamente mit einem Preis versehen
2. Die Publikumspreise stimmen nicht mit den effektiven Preisen überein
3. Die Versicherer haben nicht alle Medikamente geliefert (sondern bspw. nur die PCG-relevanten)

Um dem Punkt 1 entgegenzuwirken, wurde in einer Nebenanalyse allen Medikamenten ohne zugewiesenen Publikumspreis den Wert 5 CHF und 20 CHF zugewiesen. Die Prävalenzen

änderten sich damit sehr geringfügig. Eine Vermutung zu Punkt 1 ist, dass gerade diejenigen Medikamente ohne zugewiesenen Publikumspreis sehr teuer sein könnten. In weiteren Untersuchungen könnte darum bei Versicherten mit Medikamenten ohne Publikumspreis automatisch den Indikator gesetzt werden. Dieser Idee wurde aber aus Zeitgründen nicht nachgegangen, und auch weil sie sich sehr stark auf einer eigenen Vermutung stützt.

Üblicherweise sind die Publikumspreise der Spezialitätenliste höher als die effektiven Preise, da Leistungserbringer teilweise Verträge für tiefere Medikamentenpreise aushandeln. Darum wurde erwartet, dass auf Grund von Punkt 2 die eigene Kodierung zu einer höheren Prävalenz führt.

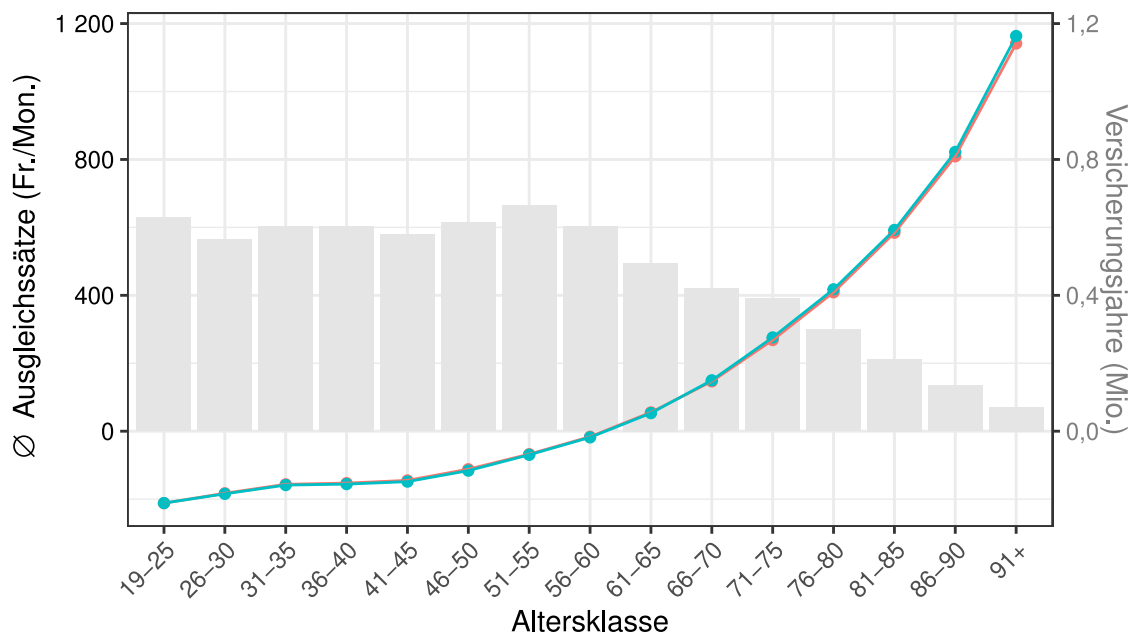
Punkt 3 ist basierend auf den vorliegenden Daten nicht nachweisbar.

Des Weiteren umfasst der Indikator Arzneimittelkosten nicht nur reinen Medikamentenkosten, sondern auch pharmazeutischen Leistungen nach Artikel 4a Krankenpflege-Leistungsverordnung (z.B. Medikamenten-Check, Bezugs-Check, Notfalldienst, Methadon-Pauschale usw.). Hinzu kommen die Kosten für Medikamente gemäss Art. 71 Verordnung über die Krankenversicherung. Schliesslich wurden auch Medikamente aus der OKP vergütet und berücksichtigt, die nicht auf der Spezialitätenliste drauf waren (z.B. nach der Arzneimittelliste mit Tarif / im Ausland zulasten OKP bezogene Medikamente, wofür kein Pharma- oder GTIN-Code vorlag / Grand-Frère-Packungen). Es liegt, Nahe, dass dies die wesentlichen Gründe für die Unterschiede in Abbildung 36 sind.

Zuletzt, aus einem gegenüber den Versicherern kritischen Gesichtspunkt, könnten die tieferen Prävalenzen als Hinweis dafür gedeutet werden, dass die Versicherer den Indikator tendenziell freizügiger kodiert haben, insbesondere bei Versicherten Nahe an der Grenze von 5 000 CHF. Der finanzielle Anreiz dafür ist offensichtlich. Allerdings kann diese Vermutung auf Basis der gegebenen Datenlage nicht überprüft werden.

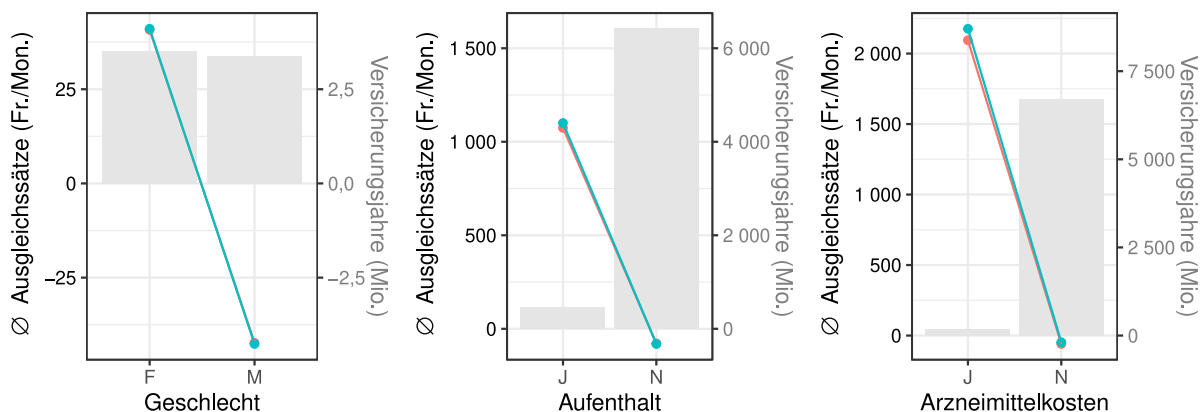
Abbildung 37 und Abbildung 38 vergleichen die durchschnittlichen Ausgleichssätze des Risikoausgleichmodells M2 mit Arzneimittelkosten für das Ausgleichsjahr 2019 zwischen den publizierten Werten der GE KVG und den eigenen Berechnungen. Zu den eigenen Berechnungen ist anzumerken, dass anstelle der prospektiven Berechnungsart (Risikoausgleich ab 2014, mit den Nettoleistungen vom Vorjahr als massgebliche Kosten) die vormalige, retrospektive Berechnungsart (Risikoausgleich ab 2012, mit den Nettoleistungen vom Ausgleichsjahr als massgebliche Kosten) verwendet wurde. Grund dafür ist das Fehlen der für die prospektive Berechnung notwendigen Informationen zum Spitalaufenthalt und den Medikamentenkosten vom Jahr 2017. Weiter wurde die Entlastung für junge Erwachsene nicht berücksichtigt.

Die Grafiken lassen vermuten, dass die Resultate sehr vergleichbar sind. Es gibt eine geringfügige Tendenz, dass die Ausgleichssätze der eigenen Berechnungen etwas weniger ausgeprägt sind.



Quelle: — Aus Berechnung mit 2019 Daten der GE-KVG mit 14 Monaten Abrechnungshorizont
 — Statistik der GE-KVG zum RA 2019

Abbildung 37: Vergleich der durchschnittliche Ausgleichsbeiträge in CHF pro Monat nach Altersklasse. Die Balken wiedergeben die Anzahl Versicherungsjahre in Mio. Die Resultate basieren auf den Daten für das Ausgleichsjahr 2019 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.



Quelle: — Aus Berechnung mit 2019 Daten der GE-KVG mit 14 Monaten Abrechnungshorizont — Statistik der GE-KVG zum RA 2019

Abbildung 38: Vergleich der durchschnittliche Ausgleichsbeiträge in CHF pro Monat nach Geschlecht (F: weiblich, M: männlich), Spitalaufenthalt im Vorjahr (J: ja, N: nein) und Arzneimittelkosten im Vorjahr (J: ja, N: nein). Die Balken wiedergeben die Anzahl Versicherungsjahre in Mio. Die Resultate basieren auf den Daten für das Ausgleichsjahr 2019 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.

9.1.3 SCHÄTZFEHLER

Der sogenannte Schätzfehler $\hat{\epsilon}_j$ für Deckung j ist grundlegend für die Berechnung der Modelgütemasse und auch für spätere Analysen. Er definiert sich als **geschätzte Nettoleistungen minus beobachtete Nettoleistungen**, bzw. Kantonsmittelwert der Nettoleistungen plus Risikoausgleichszuschläge – beobachtete Nettoleistungen, in CHF pro Versicherungsmonat.

Ein **positiver Schätzfehler** verweist auf eine **Überkompensation**, ein negativer Schätzfehler auf eine **Unterkompensation**.

Mit der Regressionsanalyse vertraute Leser wundern sich womöglich, warum die beobachteten Nettoleistungen von den geschätzten Nettoleistungen abgezogen werden und nicht, wie Modellresiduen üblicherweise definiert sind, die geschätzten Nettoleistungen von den beobachteten. Der Grund dafür ist, dass mit der verwendeten Definition positive Schätzfehler als Überkompensation interpretiert werden können.

Je nach Risikoausgleichsmodell unterscheidet sich die effektive Berechnung des Schätzfehlers \hat{e}_j . Für die Modelle M1, M2, M3 und M5, die sich auf den Nettoleistungen des Vorjahrs mit 14 Monaten Abrechnungshorizont stützen, wird der Schätzfehler wie folgt definiert:

$$\hat{e}_j := \hat{y}_j - y_j^{(T;14)} = \bar{y}_{k(j)}^{(T-1;14)} + a_{kr(j)} - y_j^{(T;14)}$$

Dabei sind:

- $\bar{y}_{k(j)}^{(T-1;14)}$ dem Kantonsmittelwert der Nettoleistungen pro Monat zu Deckung j , berechnet auf Basis der Nettoleistungen des Vorjahrs $T - 1$ mit 14 Monate Abrechnungshorizont,
- $a_{kr(j)}$ dem Risikoausgleichssatz pro Monat der Risikoausgleichsgruppe r in Kanton k zu Deckung j und
- $y_j^{(T;14)}$ den beobachteten Nettoleistungen pro Monat zu Deckung j im Ausgleichsjahr T mit 14 Monate Abrechnungshorizont.

Dadurch, dass die geschätzten Nettoleistungen \hat{y}_j basierend auf den Nettoleistungen des Vorjahrs berechnet wurden, und der Kantonsmittelwert $\bar{y}_{k(j)}^{(T-1;14)}$ und die Risikoausgleichssätze $a_{kr(j)}$ auf den Nettoleistungen des Vorjahrs, kann der Schätzfehler $\hat{e}_j = \hat{y}_j - y_j^{(T;14)}$ als «Out-of-Sample Fehler» verstanden werden. Eine Konsequenz davon ist, dass, im Unterschied zur klassischen Regression, die Summe der Schätzfehler \hat{e}_j nicht (zwingend) Null ergibt.

Bei Modell M6, dem Ausgangsmodell plus PCG, werden zusätzlich die PCG-Zuschläge eingerechnet. Der Schätzfehler für Deckung j beträgt in diesem Fall:

$$\hat{e}_j := \hat{y}_j - y_j^{(T;14)} = \bar{y}_{k(j)}^{(T-1;14)} + a_{kr(j)} + \sum_{p=1}^P z_{j,p}^{(T;14)} b_p - y_j^{(T;14)}$$

Mit

- $z_{j,p}^{(T;14)} \in \{0,1\}$ ein Indikator dafür, ob der Versicherte zur Deckung j im Vorjahr eine PCG p aufwies (basierend auf den Daten des Jahres $T - 1$ mit 26 Monaten Abrechnungshorizont) und
- b_p dem PCG-Zuschlag für PCG p .

Bei den Risikoausgleichsmodellen M4, M7 und M8 werden (implizit) die Nettoleistungen für das Ausgleichsjahr mit 26 Monate Abrechnungshorizont vorhergesagt. Der Schätzfehler wird dann definiert als:

$$\hat{e}_j := \hat{y}_j - y_j^{(T;26)} = \bar{y}_{k(j)}^* + a_{kr(j)} + \sum_{p=1}^P z_{j,p}^{(T;26)} b_p - y_j^{(T;26)}$$

Mit

- $y_j^{(T;26)}$ den beobachteten Nettoleistungen pro Monat zu Deckung j im Ausgleichsjahr T mit 26 Monate Abrechnungshorizont und
- $\bar{y}_{k(j)}^*$ dem Kantonsmittelwert der Nettoleistungen pro Monat zu Deckung j , berechnet auf Basis der Nettoleistungen des Vorjahrs $T - 1$ multipliziert mit der Niveauteuerung $\pi_k^{(N)}$.

Beim Modell M4 ohne PCG fällt die PCG-Komponente weg. Die Berechnung für M8 unterscheidet sich von jener für M7 nur insofern, als dass bei M8 der Risikoausgleichssatz $a_{kr(j)}$ die Entlastung für junge Erwachsene berücksichtigt wird.

Man könnte auch für die Modelle M1, M2, M3, M5 und M6 den Schätzfehler als $\hat{e}_j = \hat{y}_j - y_j^{(T;26)}$ anstatt als $\hat{e}_j = \hat{y}_j - y_j^{(T;14)}$ berechnen, da $y_j^{(T;26)}$ wegen dem längeren Abrechnungshorizont die finalen Nettoleistungen genauer schätzt als $y_j^{(T;14)}$. Andererseits wären dann die Modellvergleiche unserer Meinung nach nicht fair, da in die Berechnung der Modelle M1, M2, M3, M5 und M6 im Gegensatz zu den Modellen M4, M7 und M8 gar keine Informationen über den 26 Monate Abrechnungshorizont einfließen.

Für die Berechnung des Risikoausgleichs des Jahrs 2022 liegen die beobachteten Nettoleistungen mit 26 Monaten Abrechnungshorizont noch nicht vor. Um dennoch einen Schätzfehler berechnen zu können, wurden die Leistungen $y_j^{(2022;26)}$ approximiert auf Basis der Nettoleistungen mit 14 Monaten und einem für die Kantone spezifischer Faktor ζ_k , welcher die Daten von 14 Monate auf 26 Monate Abrechnungshorizont hochrechnen soll:

$$y_j^{(2022;26)} \approx y_j^{(2022;14)} \cdot \zeta_{k(j)}^{(2021)}, \quad \zeta_{k(j)}^{(2021)} = \frac{\bar{y}_k^{(2021;26)}}{\bar{y}_k^{(2021;14)}}$$

Der Faktor $\zeta_k^{(2021)}$ entspricht gerade dem Verhältnis zwischen den mittleren Nettoleistungen mit 26 Monaten und 14 Monaten Abrechnungshorizont bei den 2021 Daten. Die Motivation dahinter ist, dass, sofern die 2021 Daten mit 14 und 26 Monaten bis auf die Nettoleistungen exakt übereinstimmen, $\zeta_k^{(2021)}$ gerade dem Faktor entspricht, so dass:

$$\sum_{j \in \omega_k} m_j \left(y_j^{(2021;26)} - \zeta_k^{(2021)} \cdot y_j^{(2021;14)} \right) = 0.$$

Der Faktor $\zeta_k^{(2021)}$ liegt empirisch zwischen 2.1% (Kanton UR) und 6.1% (Kanton GE), im Mittel bei 3.6%.

Bei der Berechnung des Schätzfehlers bei den EFIND-Daten wird analog vorgegangen wie bei der Berechnung des Schätzfehlers bei den Daten der Gemeinsamen Einrichtung KVG für den Risikoausgleich 2022. Die Faktoren $\zeta_k^{(j)}$ werden mithilfe der Daten der Gemeinsamen Einrichtung KVG berechnet. Diese Berechnung umfasst die Annahme, dass die EFIND Daten einen Abrechnungshorizont von 14 Monaten aufweisen.

9.1.4 MODELLGÜTEMASSE

Im Folgenden werden die sieben Modellgütemasse von Kapitel 3.1 technisch beschrieben. Dabei ist zu beachten, dass sich viele davon direkt auf dem Schätzfehler von Kapitel 9.1.3 stützen. Auch zu beachten ist, dass die Modellgütemasse gewichtet nach Versicherungsmonat berechnet werden.

9.1.4.1 Bestimmtheitsmass R^2 und Adjustiertes R^2

Das Bestimmtheitsmass R^2 ist eines der populärsten Modellgütemassen, auch im Risikoausgleich. Das R^2 wiedergibt den Anteil der Streuung der Nettoleistungen pro Monat, der durch das Risikoausgleichsmodell erklärt wird. Gewichtet nach Versicherungsmonat wird das R^2 berechnet als:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_j m_j^{(T;14)} \hat{e}_j^2}{\sum_j m_j^{(T;14)} (y^{(T;*)} - \bar{y}^{(T;*)})^2}$$

Dabei steht $m_j^{(T;14)}$ für die Versicherungsmonate im Ausgleichsjahr T mit 14 Monaten Abrechnungshorizont, \hat{e}_j für den Schätzfehler, $y^{(T;*)}$ für die Nettoleistungen pro Monat im Ausgleichsjahr T und $\bar{y}^{(T;*)}$ dem dazugehörigen, nach Versicherungsmonaten gewichteten Mittelwert. In $y^{(T;*)}$ steht «*» als Platzhalter für den Abrechnungshorizont: Für diesen wird bei Modellen ohne prospektive Berechnung (M1, M2, M3, M5 und M6) 14 Monate eingesetzt, bei Modellen mit prospektiver Berechnung (M4, M7 und M8) 26 Monate.

Das R^2 steigt grundsätzlich mit jedem zusätzlich Risikoausgleichs-Indikator an, unabhängig davon, ob der hinzugefügte Risikoausgleich-Indikator tatsächlich die Vorhersagekraft des Modells verbessert. Aus diesem Grunde wird oft das sogenannten adjustierte R^2 verwendet, welches für zusätzliche Modellkomplexität bestraft. Das Adjustierte R^2 wird berechnet als:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_j m_j^{(T;14)} \hat{e}_j^2}{\sum_j m_j^{(T;14)} (y^{(T;*)} - \bar{y}^{(T;*)})^2} \frac{N - 1}{N - p}$$

Dabei steht N für die Anzahl Deckungen, und p für die Anzahl Modellparameter (z. B. 1560 bei Modell M1). Wir verzichten beim Korrekturterm auf eine rigorose Umsetzung der gewichteten Berechnung nach Versicherungsmonat, da eine solche Korrektur unserer Einschätzung vom Resultat kaum verändert. Auch ist zu beachten, dass das Verhältnis zwischen Anzahl Modellparameter und Anzahl Beobachtungen in der vorliegenden Anwendung sehr klein ist, und sich dadurch das Adjustierte R^2 kaum vom R^2 unterscheidet.

9.1.4.2 Cummings Prediction Measure (CPM)

Das Cummings Prediction Measure (CPM) ist ein mit dem R^2 eng verwandtes, jedoch bezüglich Ausreisser robusteres Modellgütemass. Es misst den durch das Modell erklärte Anteil der absoluten Modellabweichungen vom Mitte (siehe Shafrin, 2012). Mathematisch ist der CPM definiert als:

$$\text{CPM} = 1 - \frac{\sum_j m_j^{(T;14)} |\hat{e}_j|}{\sum_j m_j^{(T;14)} |y^{(T;*)} - \bar{y}^{(T;*)}|}$$

Im Vergleich zum R^2 wird der Schätzfehler $|\hat{\epsilon}_j|$ bzw. die Differenz $y^{(T;*)} - \bar{y}^{(T;*)}$ nicht quadriert, sondern es wird der Betragswert übernommen. Dadurch haben sehr hohe Werte bei den Nettoleistungen y beim CPM einen kleineren Einfluss auf das Ergebnis.

Der CPM umfasst grundsätzlich keine Korrektur für die Anzahl Risikoausgleichs-Indikatoren. Allerdings ist, wie bereits erwähnt, das Verhältnis zwischen der Risikoausgleichs-Indikatoren und der Anzahl Beobachtungen beim Schweizer Risikoausgleich derart klein, als dass eine Korrektur den Wert des Gütemasses kaum verändern würde.

9.1.4.3 Median Absolute Deviation (MAD)

Der MAD entspricht dem Median der Betragswerte der Differenzen zwischen den vom Modell geschätzten und den Beobachteten Werte. Der nach Versicherungsmonaten, gewichtete MAD kann definiert werden als:

$$\text{MAD} = \text{Median}\left(x = |\hat{\epsilon}_j|, w = m_j^{(T;14)}\right)$$

Dabei steht $m_j^{(T;14)}$ für die Versicherungsmonate im Ausgleichsjahr T und $\hat{\epsilon}_j$ der dazugehörige Schätzfehler des Modells. Je kleiner der MAD, desto besser passt das Modell zu den Daten.

9.1.4.4 Mean Absolute Error (MAE)

Der MAE entspricht dem Mittelwert der Betragswerte der Differenzen zwischen den vom Modell geschätzten und den Beobachteten Werte. Der nach Versicherungsmonaten, gewichtete MAE kann definiert werden als:

$$\text{MAE} = \frac{1}{\sum_j m_j^{(T;14)}} \sum_j m_j^{(T;14)} |\hat{\epsilon}_j|$$

Je kleiner der MAE, desto besser passt das Modell zu den Daten. Der MAE ist im Gegensatz zum MAD hinsichtlich Ausreißern ein nichtrobustes Modellgütemass.

9.1.4.5 Akaike-Informationskriterium (AIC)

Der AIC (Akaike, 1974) ist ein auf der Likelihood-Funktion basierendes Modellgütemass. Die Likelihood $L_M(\theta)$ misst, wie wahrscheinlich die beobachteten Daten eines gegebenen Modells M und dazugehörigen Modellparametern θ sind. Der AIC wird berechnet als

$$\text{AIC} = -2\log(L_M(\theta)) + 2 \cdot \text{Anz. Modellparameter.}$$

Der wesentliche Unterschied des AIC zur Likelihood besteht darin, dass dieser minimiert, und nicht maximiert werden soll (via dem negativen Vorzeichen) und dass ein "Strafterm" für die Anzahl Modellparameter hinzugefügt wird. Dieser Strafterm verhindert, dass bei einem Vergleich unterschiedlicher, geschachtelter Modelle dasjenige mit den meisten Parametern zwingend die beste Modellgüte aufweist.

9.1.4.6 Bayes'sches Informationskriterium (BIC)

Der BIC (Schwarz, 1978) ist ein mit dem AIC verwandtes Modellgütemass und basiert ebenfalls auf der Likelihood-Funktion. Der Unterschied zum AIC besteht darin, dass beim BIC die Anzahl Beobachtungen berücksichtigt wird. der BIC ist definiert als

$$\text{BIC} = -2\log(L_M(\theta)) + \text{Anz. Modellparameter} \cdot \log(\text{Anz. Beob.})$$

Für ein gegebenes Modell steigt der “Strafterm” des BIC mit zunehmender Anzahl Beobachtungen logarithmisch an. Das bezüglich dem BIC beste Modell umfasst praktisch immer eine kleinere Anzahl Modellparameter als das bezüglich dem AIC beste Modell.

9.1.4.7 Gütemass zu Selektionsanreizen

Die Idee dieses Gütemass ist es, den mittleren Schätzfehler (siehe Kapitel 9.1.3) zwischen identifizierbaren Untergruppen zu betrachten. Gruppen mit einem positiven mittleren Schätzfehler werden überkompensiert, Gruppen mit einem negativen mittleren Schätzfehler werden unterkompensiert. Je stärker die mittleren Schätzfehler zwischen den Untergruppen variieren, desto grösser die Selektionsanreize.

Als Untergruppen verwenden wir eine vordefinierte Gruppierung der Nettoleistungen pro Monat im Vorjahr. Die Nettoleistungen im Vorjahr sind ein Indikator für den Gesundheitszustand der Person, und entsprechend misst unsere Umsetzung für ein Risikoausgleichsmodell, inwieweit Versicherte je nach Gesundheitszustand über- oder unterkompensiert werden und folglich für Risikoselektion attraktiv oder unattraktiv sind. Für die Gruppierung werden die vordefinierten Kostenklassen < 1 CHF, 1 bis 99 CHF, 100 bis 249 CHF, 250 bis 499 CHF, 500 bis 999 CHF und $\geq 1\,000$ CHF verwendet.

Unsere Umsetzung ist insofern teilweise willkürlich, als dass man statt den Nettoleistungen pro Monat auch eine andere Variable zur Gruppierung hätte verwenden können, wie bspw. die Bruttoleistungen. Auch die Kostenklassen hätten unterschiedlich definiert werden können, bspw. mittels der Perzentile. Wir verwenden vordefinierte Kostenklassen, da diese einfacher lesbar sind und weil Perzentile schwer umsetzbar sind, da ein Grossteil der Versicherten Nettoleistungen pro Monat von exakt 0 CHF aufweisen. Tabelle 20 zeigt die Aufteilung der Versicherten auf die verwendeten Gruppen zu den Nettoleistungen pro Monat im Vorjahr für das Ausgleichsjahr 2022.

Tabelle 20: Anzahl und Anteil Versicherungsjahre der Gruppen zu den Nettoleistungen pro Monat im Vorjahr, basierend auf den Daten für das Ausgleichsjahr 2022

Nettoleistungen im VJ	Versicherungsjahre	Anteil Versicherungsjahre
unbekannt	77 673	1,1%
< 1 CHF/Mon.	3 079 177	43,6%
1 - 99 CHF/Mon.	1 080 573	15,3%
100 - 249 CHF/Mon.	941 952	13,3%
250 - 499 CHF/Mon.	752 570	10,7%
500 - 999 CHF/Mon.	559 124	7,9%
$\geq 1\,000$ CHF/Mon.	572 516	8,1%

9.1.4.8 Weitere Modellgütemasse

Zu den hier vorgestellten Modellgütemassen gibt es viele Möglichkeiten. Beispielsweise wurde vorgesehen, den sogenannten Mean Absolute Percentage Error (MAPE), d. h. den Mittelwert der Beträge der relativen Abweichungen der Modellvorhersage von den beobachteten Nettoleistungen pro Monat, zu berechnen. Dabei stellte sich das Problem, dass ein wesentlicher Anteil der Nettoleistungen pro Monat den Wert 0 aufweist, und damit der MAPE nicht definiert ist. Zudem ist der MAPE sehr sensibel auf sehr tiefe Werte bei den Nettoleistungen pro Monat. Im Rahmen der Arbeit wurden einige Modifikationen des MAPE betrachtet, sind aber zum Schluss gekommen, dass diese schwer interpretierbar sind. Zudem ist unserer Meinung nach die Anzahl gezeigter Modellgütemasse ausreichend.

9.1.5 VERGLEICH DER AUSGLEICHSSÄTZE DER EINZELNEN MODELLE

Ergänzend zu Abbildung 1 stellt Abbildung 39 die durchschnittlichen Ausgleichssätze nach den Indikatoren Geschlecht und Aufenthalt im Vorjahr dar. Im Durchschnitt resultieren für Frauen Beiträge von ca. 40 CHF pro Monat, und ca. 1 250 CHF pro Monat für Versicherte mit Spital- oder Pflegeheimaufenthalt im Vorjahr. Die Unterschiede zwischen den Modellen sind klein, zumindest im Vergleich mit den Unterschieden zwischen den betrachteten Gruppen.

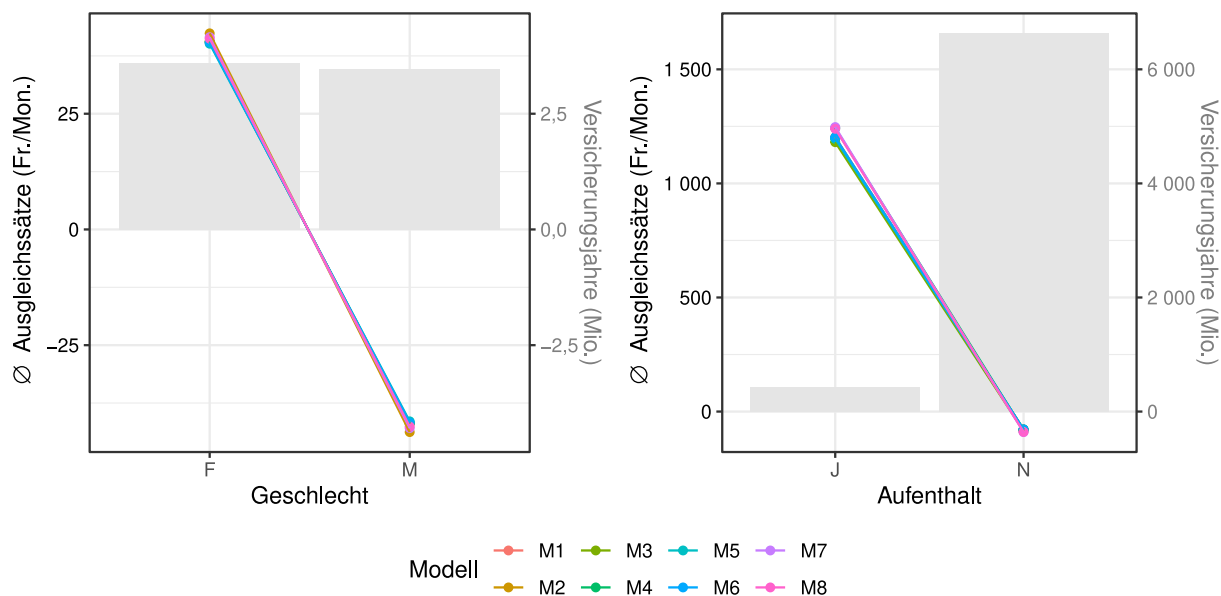


Abbildung 39: Durchschnittliche Ausgleichsbeiträge in CHF pro Monat nach Geschlecht (F = weiblich, M = männlich) und Aufenthalt im Vorjahr (J = ja, N = nein). Die Balken wiedergeben die Anzahl Versicherungsjahre in Mio. Die Resultate basieren auf den Daten für das Ausgleichsjahr 2022.

In Abbildung 1 werden, falls für das Modell zutreffend, die Beiträge für die PCG und die Entlastung für junge Erwachsene berücksichtigt. Demgegenüber zeigt Abbildung 40 die durchschnittlichen Ausgleichsbeiträge ohne PCG-Zuschläge und ohne Entlastung für junge Erwachsene. Es resultieren zwei wesentliche Unterschiede: Erstens weisen bei Abbildung 40 die 19-25-Jährigen nun auch bei den Modellen M5 und M8 die höchsten Abgaben aus, und zweitens sind bei den Modellen mit PCG (Modelle M6, M7 und M8) die Ausgleichssätze durchschnittlich wesentlich tiefer als bei den Modellen ohne PCG. Dies ist insofern plausibel, als dass die Ausgleichssätze für PCG gemäss Verordnung positiv sein müssen¹⁹ (i.e. Beiträge generieren), und als Resultat, bei Gewährleistung des Nullsummenspiels, die Ausgleichssätze für die Risikoausgleichsgruppen tiefer angesetzt sind.

¹⁹ Vgl. Art. 16 Abs. 3: Die Zuschläge für PCG werden in der Berechnung nur berücksichtigt, wenn ihre Werte positiv sind.

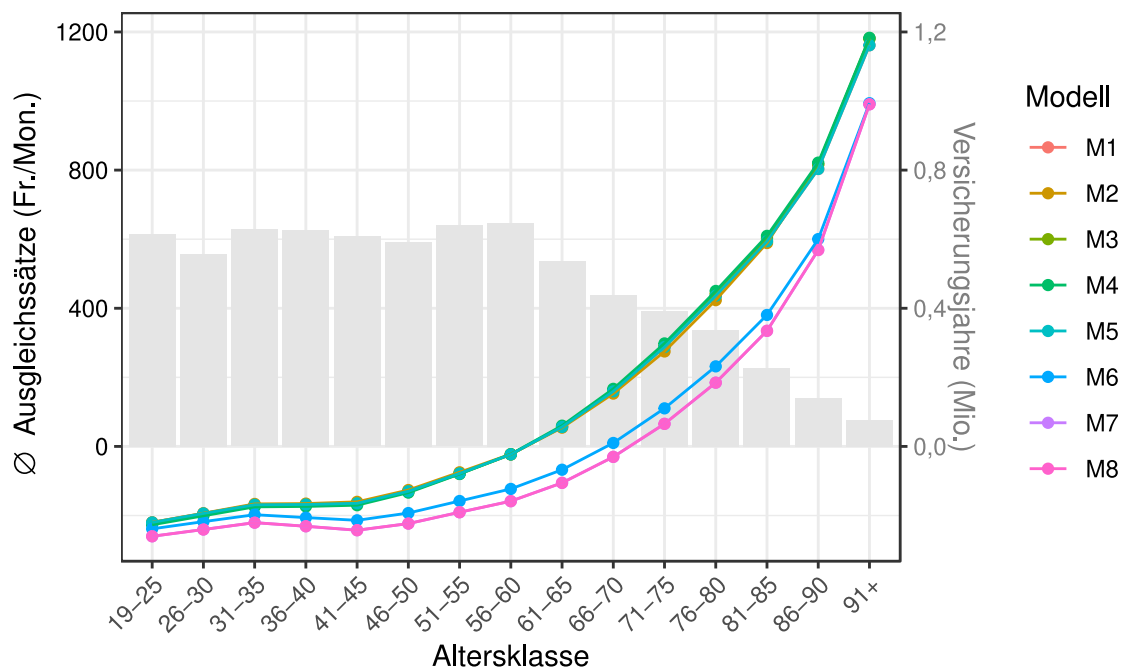


Abbildung 40: Durchschnittliche Ausgleichsbeiträge in CHF pro Monat nach Altersklasse, OHNE Berücksichtigung der Risikoausgleichsbeiträge für PCG und der Entlastung für junge Erwachsene. Die Balken wiedergeben die Anzahl Versicherungsjahre in Mio.

9.2 ANHANG ZU KAPITEL 3.2: ERFASSUNG DER VORGEGEHENEN ZIELGRUPPE

9.2.1 VORHERSAGEKRAFT DER EINZELNEN PCG FÜR WIEDERKEHRENDE KOSTEN

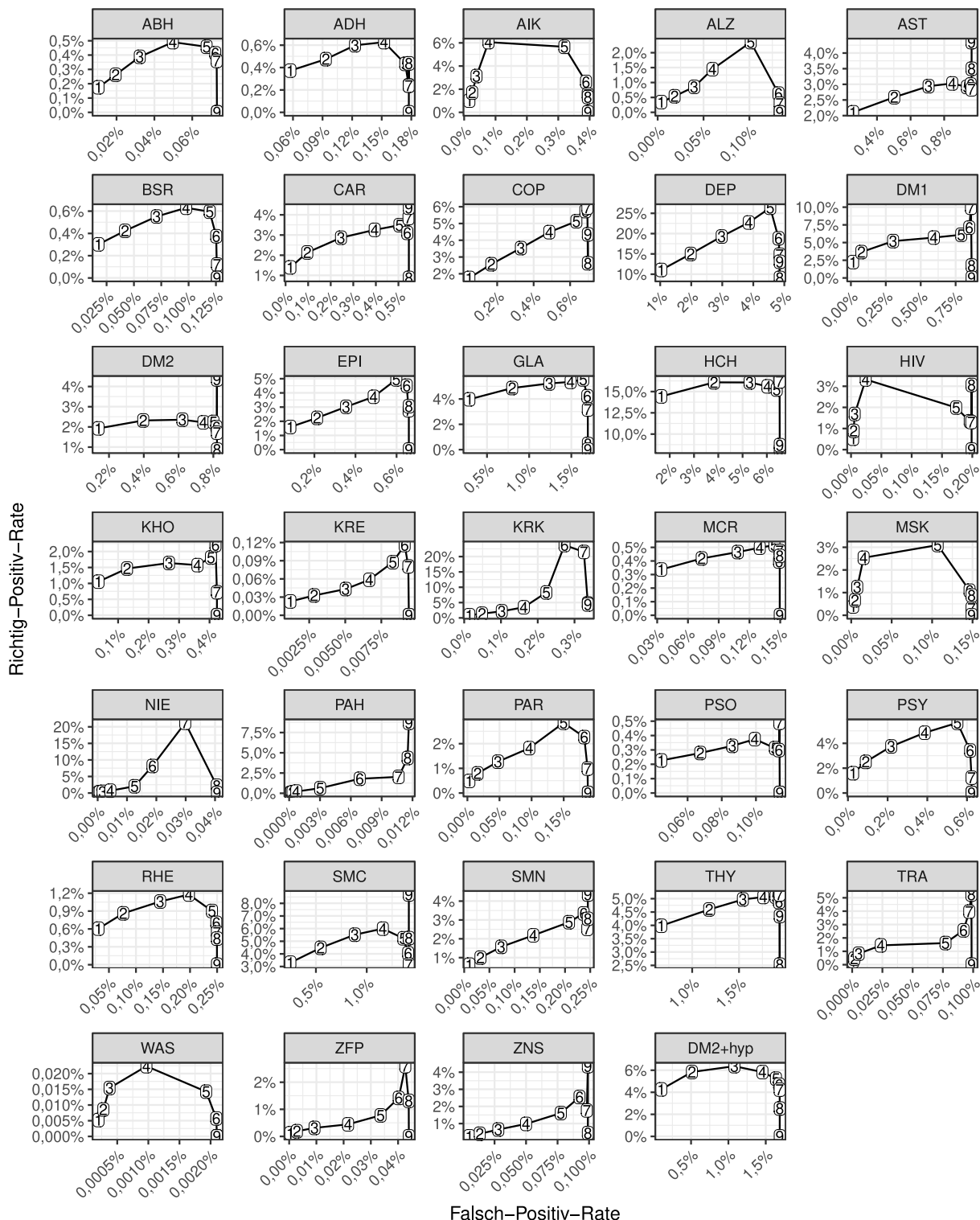


Abbildung 41: Falsch-Positiv-Rate vs. Richtig-Positiv-Rate entlang den Kostenschwellenwerten (1: 1 000 CHF, 2: 2 500 CHF, 3: 5 000 CHF, 4: 10 000 CHF, 5: 25 000 CHF, 6: 50 000 CHF, 7: 100 000 CHF, 8: 250 000 CHF, und 9: 500 000 CHF) für die einzelnen PCG.

9.2.2 KOSTENHOMOGENITÄT DER PCG

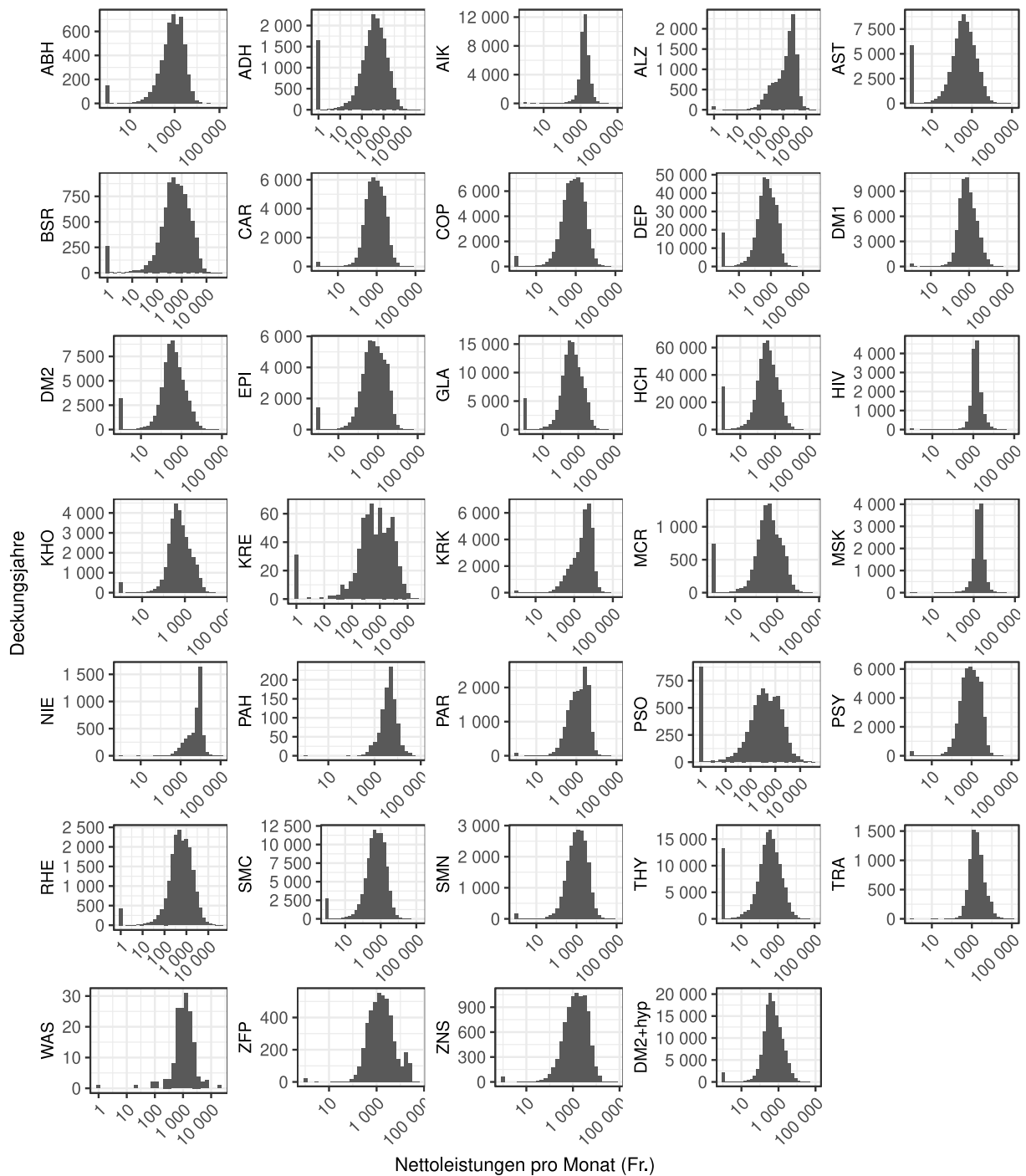


Abbildung 42: Verteilung der Nettleistungen pro Monat in CHF bei den einzelnen PCG. Die Nettleistungen pro Monat basieren auf den Daten für das Jahr 2022 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.

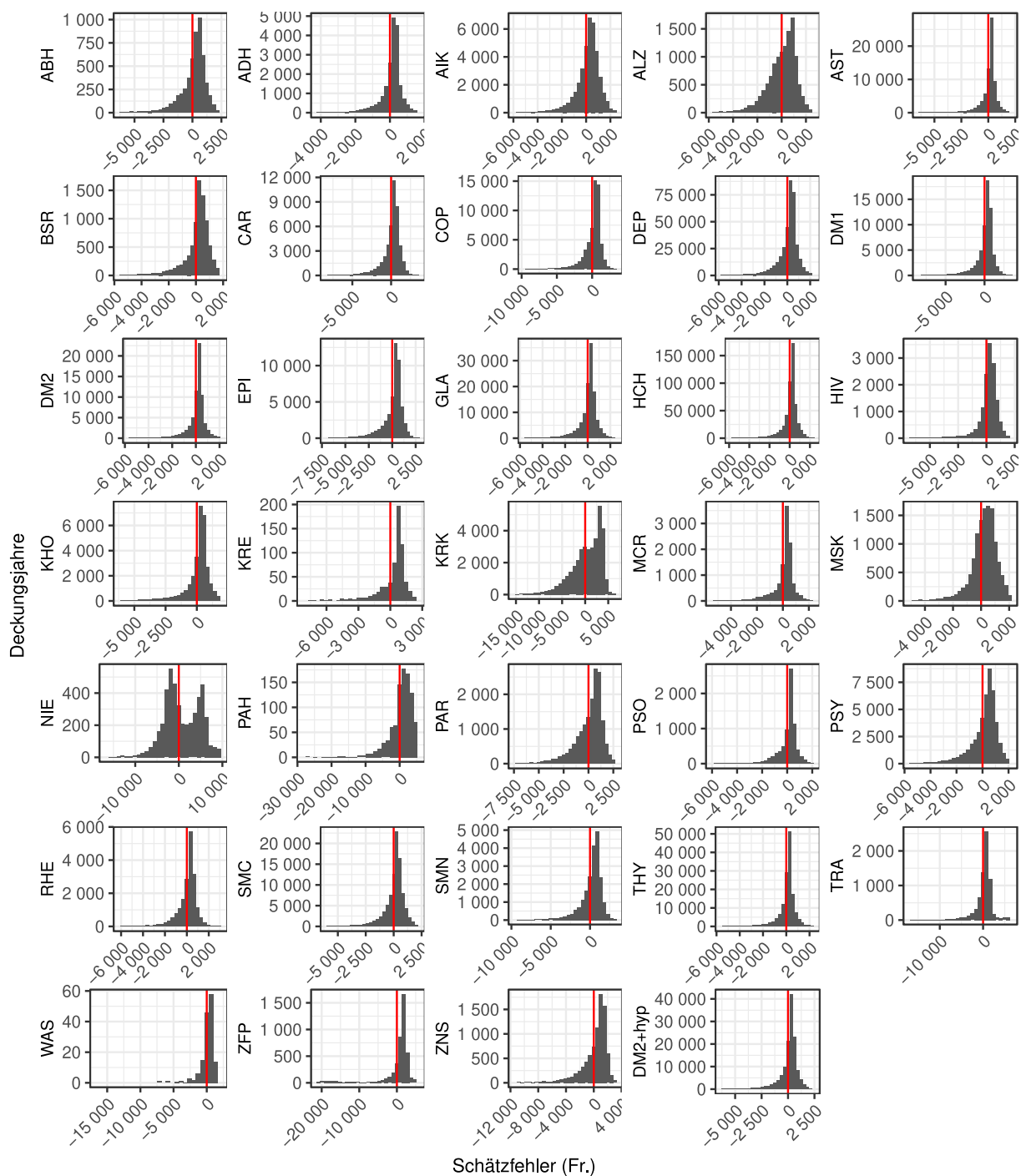


Abbildung 43: Verteilung der Schätzfehler pro Monat in CHF bei den einzelnen PCG. Die Schätzfehler basieren auf dem Risikoausgleichsmodell für das Jahr 2022 und den Nettoleistungen für das Jahr 2022 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont.

9.3 ANHANG ZU KAPITEL 3.3: BEURTEILUNG DER PLANBARKEIT DER NEUEN ABGABE-/BEITRAGSSÄTZE

9.3.1 METHODIK ZUR BERECHNUNG DER VERTEILUNG DER PCG-KOEFFIZIENTEN VIA BOOTSTRAP

Wiederhole folgende zwei Schritte 999-Mal:

1. Ziehen einer sogenannten Cluster-Zufallsstichprobe der Versicherten, mit Zurücklegen. D. h. Falls ein Versicherter, identifiziert durch die Kombination der anonymisierten AHV-Nummer und Geburtsjahr, gewählt wird, werden gerade alle dazugehörigen Deckungen berücksichtigt.
2. Berechne die PCG-Koeffizienten des Risikoausgleichsmodells auf Basis der in 1. gewählten Daten

Dieses Vorgehen resultiert 999 geschätzte Koeffizienten je PCG.

9.3.2 ZUSAMMENHANG ZWISCHEN DEN PCG-ZUSCHLÄGEN UND DER ZUGEHÖRIGEN GESCHÄTZTEN STANDARDABWEICHUNGEN

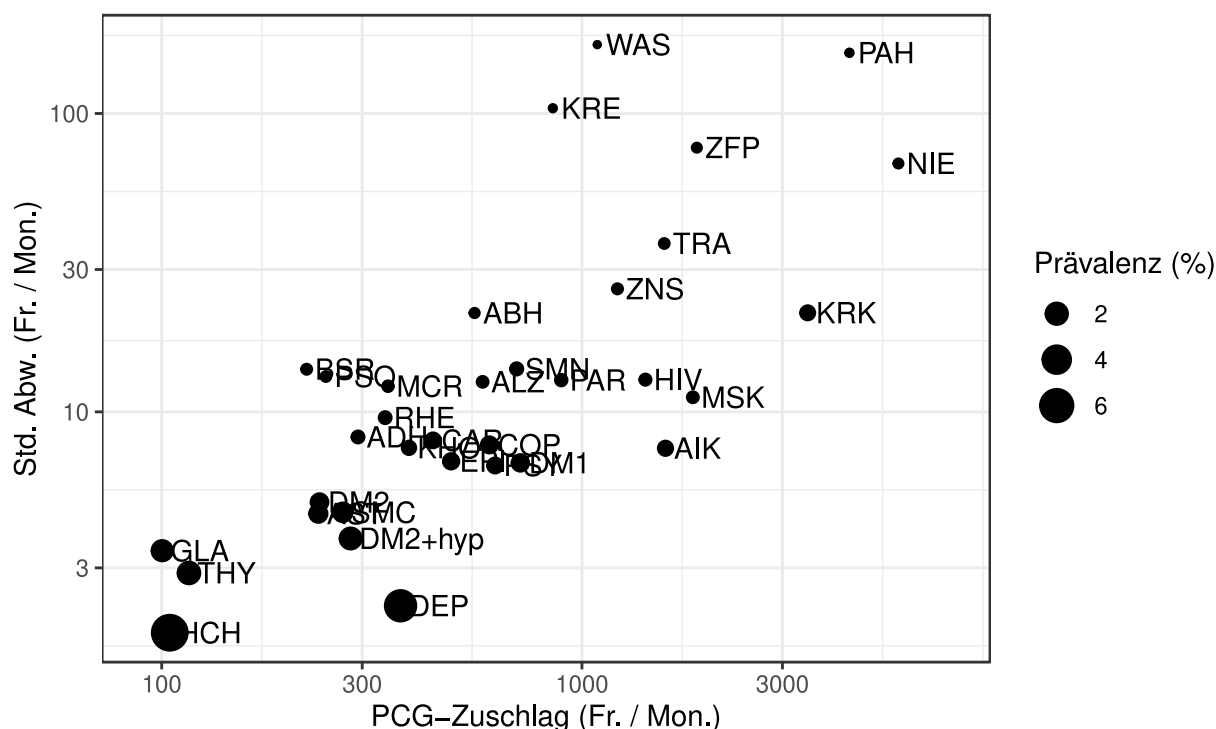


Abbildung 44: PCG-Zuschläge des Ausgleichsjahrs 2022 vs. geschätzte Standardabweichung. Die Prävalenz der PCG wird mit der Grösse der Punkte dargestellt.

9.3.3 GRAFIKEN ZUR ZEITLICHEN VERÄNDERUNG DER PCG-ZUSCHLÄGE UND -PRÄVALENZEN

Mit Abbildung 45 kann die Variabilität der PCG-Zuschläge über die drei Ausgleichsjahre 2020 bis 2022 sowie die mittels dem Bootstrap-Verfahren geschätzten 95%-Vertrauensintervalle beurteilt werden. Die y-Achse wurde logarithmiert, damit PCGs mit tiefen Zuschlägen besser lesbar sind. Ersichtlich ist insbesondere, dass die PCG-Zuschläge innerhalb der PCG weit weniger stark variieren als zwischen den PCG, und dass die PCG-Zuschläge der drei Jahre oft in oder in der Nähe des 95%-Vertrauensintervalls für das Jahr 2022 liegen. Die PCG-Zuschläge scheinen also über die Jahre hinweg verhältnismässig stabil zu sein, bzw. sie liegen innerhalb der erwartbaren Schwankungen.

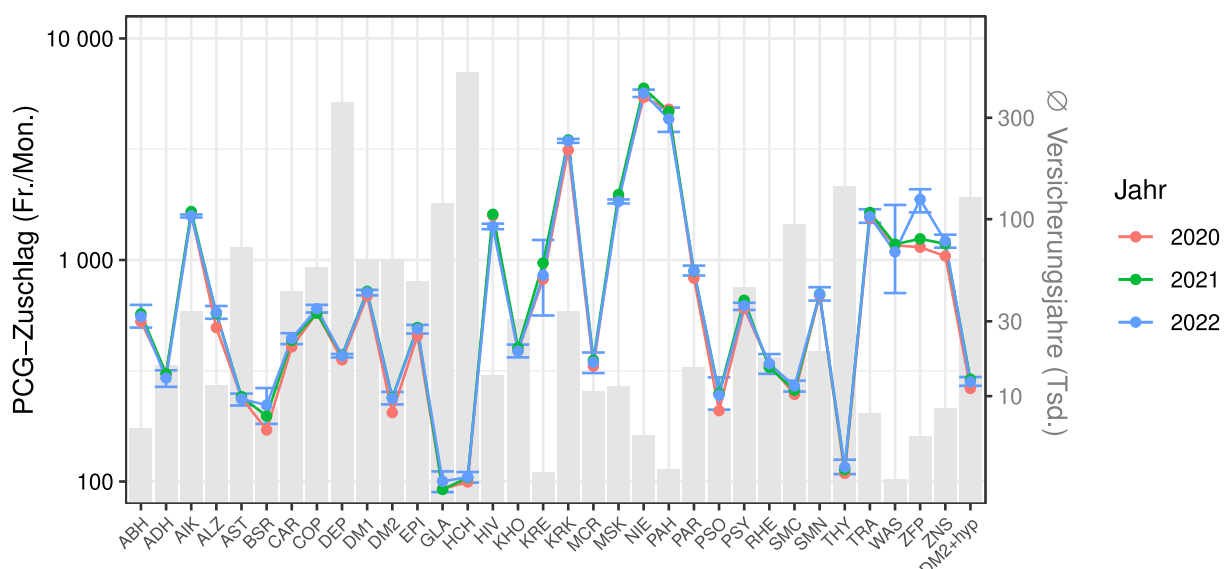


Abbildung 45: PCG-Zuschläge bei den drei Ausgleichsjahren 2020, 2021 und 2022 (Linien) und durchschnittliche Versicherungsjahre (Balken). Die blauen Fehlerbalken repräsentieren die 95%-Vertrauensintervalle der Zuschläge des Jahres 2022.

Abbildung 43 zeigt die relative Änderung der PCG-Zuschläge im Vergleich zum Ausgleichsjahr 2020, in Prozent. Wenngleich diese Änderungen stark zwischen den PCG variieren ist ersichtlich, dass gegenüber dem Ausgleichsjahr 2020 die PCG-Zuschläge im Durchschnitt angestiegen sind. Bei 23 der 34 PCG sind die Zuschläge sowohl im Jahr 2021 als auch im Jahr 2022 höher als im Jahr 2020. Nur bei der PCG PAH (Pulmonale (arterielle) Hypertonie) sind die Zuschläge in den Jahren 2021 und 2022 tiefer als im Jahr 2020. Andererseits gibt es keine Anhaltspunkte dafür, dass der zeitliche Anstieg der PCG-Zuschläge fortgesetzt wird, da die Änderung von 2020 auf 2022 nicht sichtbar stärker ist als die von 2020 auf 2021.

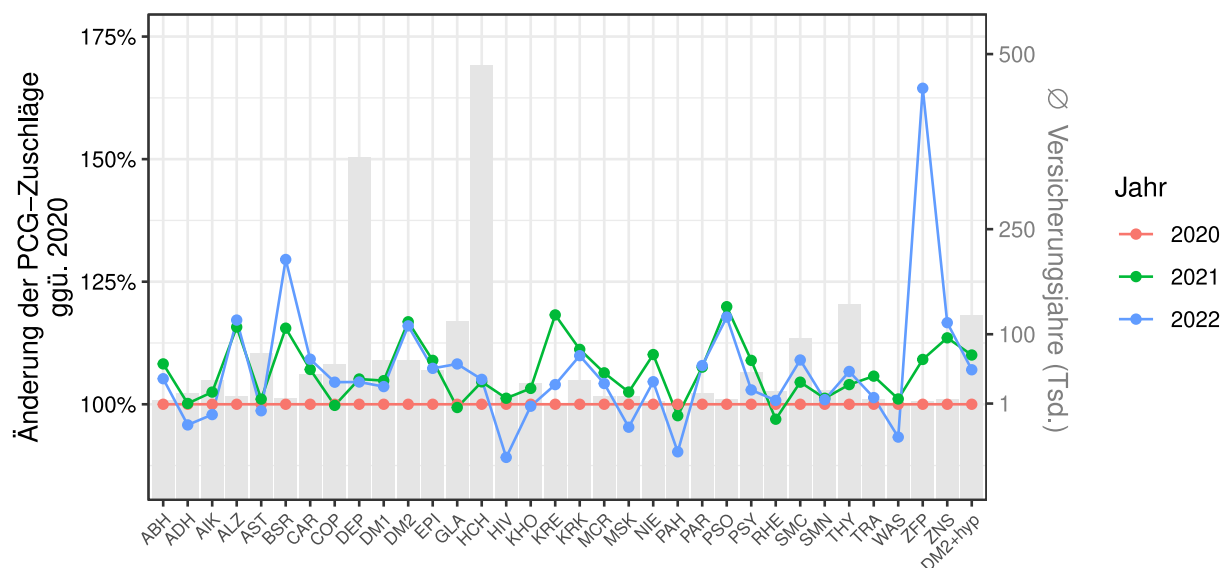


Abbildung 46: Änderung der PCG-Zuschläge der Ausgleichsjahre 2021 und 2022 ggü. 2020 in Prozent (Linien) und durchschnittliche Versicherungsjahre (Balken)

In Abbildung 43 fällt insbesondere die PCG ZFP (Zystische Fibrose / Pankreasenzyme) auf, bei welcher der Zuschlag für 2022 gegenüber 2020 und 2021 sehr stark angestiegen ist. Eine mögliche Erklärung ist, dass dieser PCG seit dem 1.1.2021 das Medikament Trikafta angehört, welches mit 17 516,15 CHF (Publikumspreis gemäss Spezialitätenliste per 1.7.2023) verhältnismässig teuer ist.

Neben dem beobachteten Preisaufschlag der PCG-Zuschläge ist eine mögliche Zunahme der Anzahl Versicherten mit PCG beobachtbar. Abbildung 47 zeigt die Änderung der Prävalenzen bei den einzelnen PCG gegenüber dem Jahr 2020. Bei 24 der 34 PCG sind die Versicherungsjahre zwischen 2020 und 2022 monoton angestiegen. Ob es sich dabei um eine tatsächliche Mengenausweitung handelt oder ob die Tendenz mit Änderungen bei der Datenqualität zusammenhängt, kann gestützt auf den vorliegenden Daten nicht abschliessend beurteilt werden.

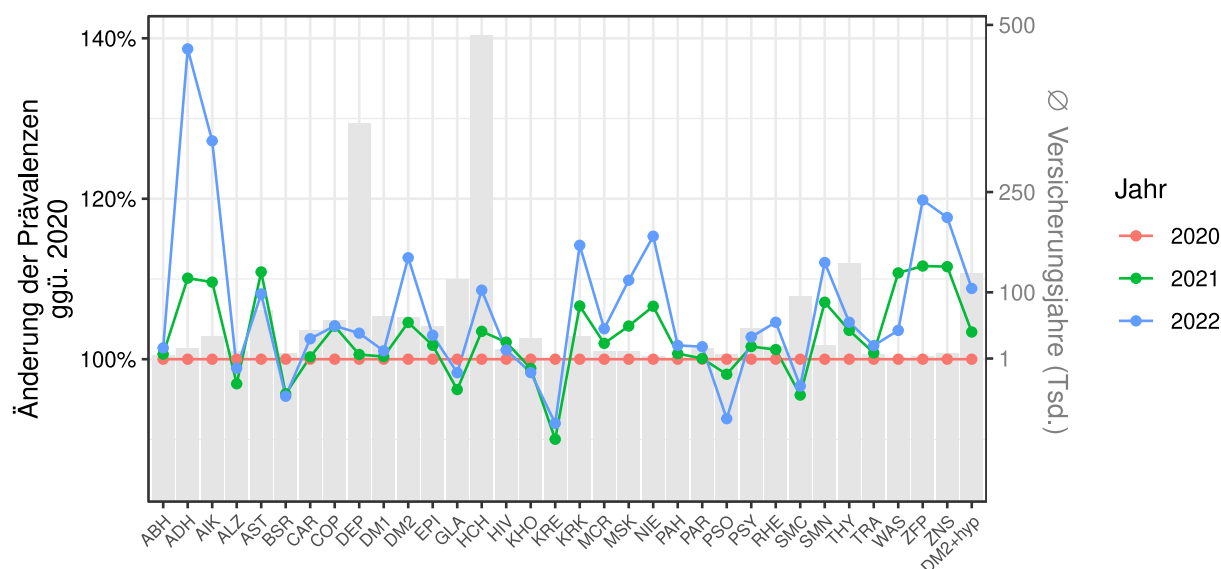


Abbildung 47: Änderung der Prävalenzen der Ausgleichsjahre 2021 und 2022 ggü. 2020 in Prozent (Linien) und durchschnittliche Versicherungsjahre (Balken).

9.4 ANHANG ZU KAPITEL 3.4: UMVERTEILUNGSVOLUMEN

9.4.1 TOP 10 GRUPPEN BEZÜGLICH DEM BEITRAGS- BZW. ABGABEVOLUMEN

Tabelle 21 zeigt die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Beitragsvolumen (ohne PCG-Zuschläge). Es handelt sich durchgängig um Versicherte mit Aufenthalt und in den oberen Alterskategorien. Frauen im Alter von über 90 Jahren mit Aufenthalt erhalten das höchste Volumen von ca. 525 Mio. CHF (ohne Berücksichtigung der PCG).

Tabelle 21: Top 10 Risikoausgleichsgruppen (Altersklasse/Geschlecht/Aufenthalt im Vorjahr) mit dem höchstem Beitragsvolumen im Ausgleichsjahr 2022, aggregiert über die Kantone. Zusätzlich wird angegeben, wie sich das Beitragsvolumen unter Berücksichtigung der PCG-Zuschläge erhöht

RA-Gruppe	Versicherte	Beitrag Gruppe (Mio. CHF /Jahr)	PCG-Zuschlag (Mio. CHF /Jahr)	Beitrag mit PCG-Zuschlag (Mio. CHF /Jahr)	
1	91+/F/J	27 117	525	93	618
2	86-90/F/J	29 453	460	137	597
3	81-85/F/J	29 841	382	166	548
4	76-80/F/J	29 827	299	190	489
5	76-80/M/J	26 330	278	187	464
6	81-85/M/J	20 167	250	134	385
7	71-75/M/J	24 993	233	170	403
8	86-90/M/J	14 964	213	84	297
9	71-75/F/J	24 695	199	167	366

10	66-70/M/J	22 335	190	144	335
----	-----------	--------	-----	-----	-----

Tabelle 22 zeigt die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich dem Abgabevolumen (ohne PCG-Zuschläge). Sie erfasst alle Männer ohne Aufenthalt im Vorjahr im typischen Erwerbsalter zwischen 26 und 60 Jahren, und Frauen zwischen 41 und 55 Jahren.

Tabelle 22: Top 10 Risikoausgleichsgruppen (Altersklasse/Geschlecht/Aufenthalt im Vorjahr) mit dem höchstem Abgabevolumen im Ausgleichsjahr 2022, aggregiert über die Kantone. Zusätzlich wird angegeben, wie sich das Abgabevolumen unter Berücksichtigung der PCG-Zuschläge erhöht

	RA-Gruppe	Versicherte	Abgabe Gruppe (Mio. CHF/Jahr)	PCG-Zuschlag (Mio. CHF /Jahr)	Abgabe mit PCG-Zuschlag (Mio. CHF /Jahr)
1	31-35/M/N	313 762	1 210	118	1 092
2	36-40/M/N	310 956	1 172	147	1 025
3	41-45/M/N	299 260	1 094	180	914
4	26-30/M/N	279 299	1 078	85	993
5	46-50/M/N	288 261	985	221	765
6	51-55/M/N	306 952	946	306	640
7	41-45/F/N	291 044	839	225	614
8	56-60/M/N	308 227	803	396	407
9	46-50/F/N	282 819	787	277	510
10	51-55/F/N	303 745	765	363	403

9.4.2 TOP 10 GRUPPEN BEZÜGLICH DEN BEITRAGS- BZW. ABGABESÄTZEN

Tabelle 23 zeigt die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich der Beitragssätze (ohne PCG-Zuschläge). Alle diese Gruppen umfassen einen Aufenthalt im Vorjahr, und sind entlang dem Alter angeordnet (je älter, desto höher im Ranking).

Der Vergleich von Tabelle 23 mit Abbildung 6 legt nahe, dass der Rückgang des Umverteilungsvolumens im höheren Alter ab ca. 80 Jahren in Abbildung 6 in erster Linie mit dem Rückgang der Populationsgrösse im höheren Alter zusammenhängen muss. Die Kosten pro Versicherten und Monat steigen nämlich gemäss Tabelle 23 fortlaufend an.

Tabelle 23: Top 10 Risikoausgleichsgruppen (Altersklasse/Geschlecht/Aufenthalt im Vorjahr) mit den höchsten Beiträgen pro Monat im Ausgleichsjahr 2022, aggregiert über die Kantone

	RA-Gruppe	Versicherte	Beitrag Gruppe (CHF/Mon.)	PCG-Zuschlag (CHF/Mon.)	Beitrag mit PCG-Zuschlag (CHF/Mon.)
1	91+/F/J	27 117	1 614	285	1 899
2	91+/M/J	8 538	1 456	335	1 790
3	86-90/F/J	29 453	1 301	387	1 688
4	86-90/M/J	14 964	1 185	467	1 653
5	81-85/F/J	29 841	1 068	462	1 530
6	81-85/M/J	20 167	1 035	555	1 589
7	76-80/M/J	26 330	878	591	1 469
8	76-80/F/J	29 827	836	531	1 367
9	71-75/M/J	24 993	777	567	1 344

10	66-70/M/J	22 335	711	537	1 248
----	-----------	--------	-----	-----	-------

Tabelle 24 zeigt die Top 10 Risikoausgleichsgruppen bezüglich den Abgabebesätzen (ohne PCG-Zuschläge). Ähnlich dem Abgabevolumen erfasst diese Liste zuerst Männer im Erwerbsalter ohne Aufenthalt, und dann Frauen ab 41 bis 55 Jahre.

Tabelle 24: Top 10 Risikoausgleichsgruppen (Altersklasse/Geschlecht/Aufenthalt im Vorjahr) mit den höchsten Abgaben pro Monat im Ausgleichsjahr 2022, aggregiert über die Kantone

	RA-Gruppe	Versicherte	Abgabe Gruppe (CHF/Mon.)	PCG-Zuschlag (CHF/Mon.)	Abgabe mit PCG-Zuschlag (CHF/Mon.)
1	26-30/M/N	279 299	322	25	296
2	31-35/M/N	313 762	321	31	290
3	36-40/M/N	310 956	314	39	275
4	41-45/M/N	299 260	305	50	255
5	46-50/M/N	288 261	285	64	221
6	51-55/M/N	306 952	257	83	174
7	41-45/F/N	291 044	240	64	176
8	46-50/F/N	282 819	232	82	150
9	56-60/M/N	308 227	217	107	110
10	51-55/F/N	303 745	210	100	110

9.4.3 VARIATION DER RISIKOAUSGLEICHSBEITRÄGE BZW. -ABGABEN ZWISCHEN DEN KANTONEN

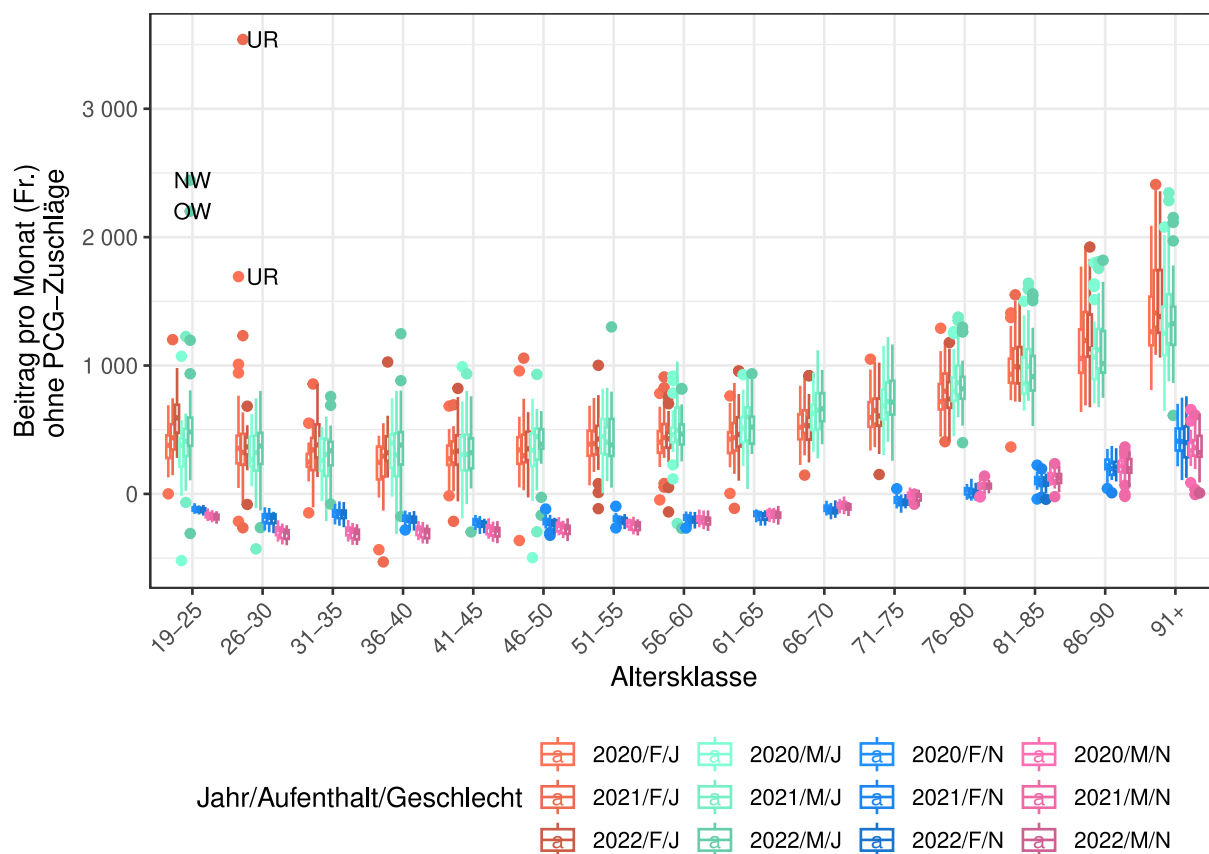


Abbildung 48: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge nach Risikoausgleichsgruppe. Jeder Boxplot erfasst 26 Ausgleichssätze, je einer pro Kanton.

9.4.4 DETAILS ZU DEN GRUPPIERUNGSVARIABLEN VON KAPITEL 3.4.2: ANGLEICHUNG DER LEISTUNGEN

Tabelle 25: Details zu den Gruppierungsvariablen

	Beschrieb	# Gruppen	Daten
1	Kanton	26	GE KVG
2	Altersklasse	15	GE KVG
3	Geschlecht	2 (F/M)	GE KVG
4	Spitalaufenthalt im Vorjahr	2 (J/N)	GE KVG
5	Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr "N" falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind.	2 (J/N)	GE KVG
6	Keine Bruttoleistungen im Vorjahr "J" falls keine Vorjahresdaten vorhanden.	2 (J/N)	GE KVG
7	Mehrere PCGs im Vorjahr "N" falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind. Wird bei Risikoausgleichsmodellen mit PCG (M4, M7 und M8) implizit berücksichtigt.	2 (J/N)	GE KVG
8	Franchisestufe im Vorjahr "=300" falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind.	2 (=300, >300)	EFIND
9	Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26 bis 60-Jährigen "J" falls Unfalldeckung vorliegt und das Alter zwischen mindestens 26 und höchstens 60 Betrag. Auch "J" falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind.	2 (J/N)	EFIND
10	Modelltyp im Vorjahr Gruppen: "Basis" (Basismodell, keine Einschränkungen bei der Wahl des Leistungserbringers) oder "Alternativ/Bonus" (alle alternativen Modelle). "Basis" falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind.	2	EFIND
11	Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen "J", falls die Prämieinnahmen grösser sind als die direkt bezahlten Prämien und das Alter mehr als 30 Jahre beträgt, sonst "N". "N" auch falls keine Vorjahresdaten vorhanden sind.	2 (J/N)	EFIND
12	Prämienregion exitPrämienregionen sind eine kantonale Einteilung der Gemeinden in drei (ZH, BE, LU, SG, GR), zwei (FR, BL, SH, TI, VD, VS) oder eine Gruppe. Die Krankenkassen können für die Prämienregionen unterschiedliche Prämien festlegen.	42	EFIND

9.4.5 REGRESSIONSMODELLE ZU KAPITEL 3.4.2: ANGLEICHUNG DER LEISTUNGEN

Zusätzlich zu den bivariaten Gruppenunterschiede werden Regressionsmodelle berechnet, um die Unterschiede zwischen den Gruppen einer Variablen unter Berücksichtigung anderer Gruppierungsvariablen zu beurteilen. Diese Regressionsmodelle werden separat nach Risikoausgleichsmodell (M1, M7) berechnet, wobei der Schätzfehler als Zielvariable und die Gruppierungsvariablen als erklärende Variablen eingesetzt werden. Mittels der geschätzten Koeffizienten werden anschliessend die maximalen Gruppenunterschiede je Gruppierungsvariablen berechnet, sowie das Überkompensationsvolumen.

Bei der Umsetzung wurden je Risikoausgleichsmodell (M1, M7) je drei Regressionsmodelle geschätzt. Das erste umfasst als erklärende Variablen ausschliesslich die im Risikoausgleich bereits berücksichtigten Variablen (Kanton etc., siehe Tabelle 25, Variablen 1-4), das zweite die weiteren Gruppierungsvariablen der GE KVG Daten (Variablen 5-7) und das dritte die Gruppierungsvariablen der EFIND Daten (Variablen 8-12). Dieser Aufteilung in drei Modelle

ist methodisch nicht elegant und hat zwei Gründe: Erstens müssen wegen den zwei unterschiedlichen Datenquellen notgedrungen mehrere Modelle geschätzt werden. Zweitens führte das Mischen der bereits im Risikoausgleich berücksichtigten Variablen mit den weiteren Gruppierungsvariablen wegen Kollinearitäten zu teils schwer verständlichen Effekten. Darum wurde der Verständlichkeit halber für die bereits im Risikoausgleich berücksichtigten Variablen ein separates Modell verwendet.

9.4.6 BOXPLOTS ZUR ANGLEICHUNG DER LEISTUNGEN

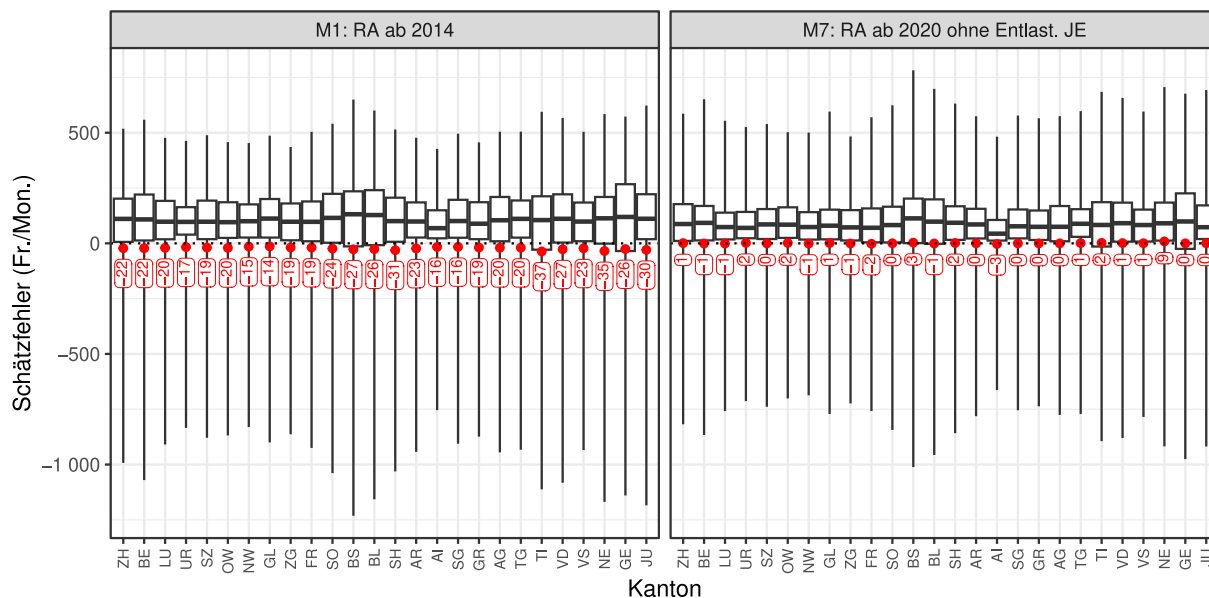


Abbildung 49: Verteilung des Schätzfehlers nach Kanton. Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

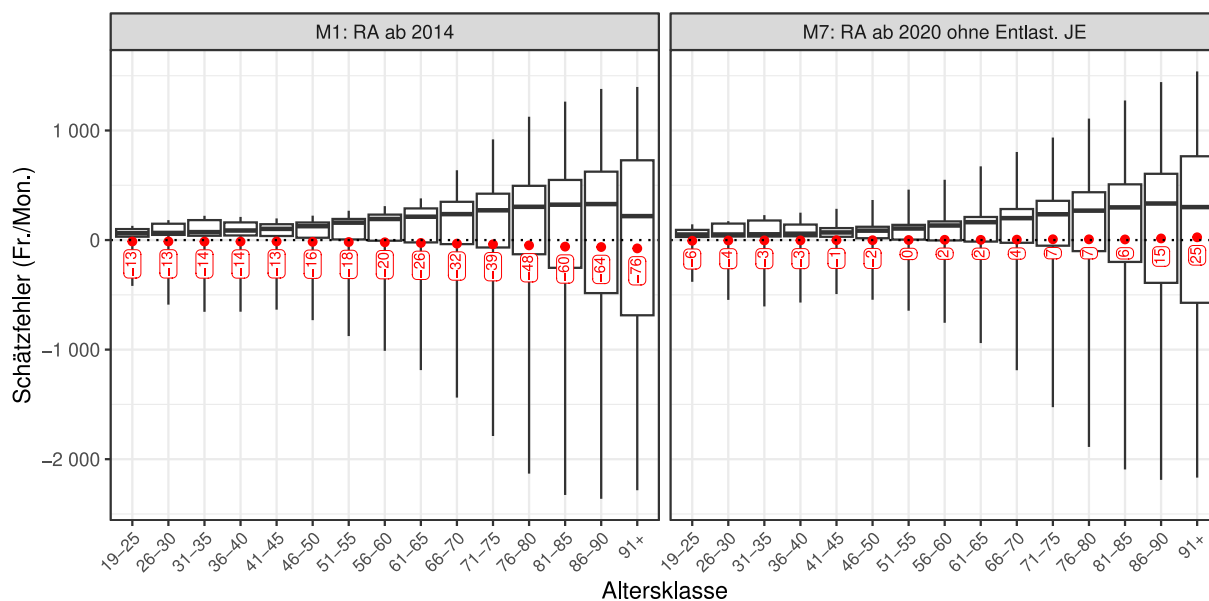


Abbildung 50: Verteilung des Schätzfehlers nach Altersklasse. Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

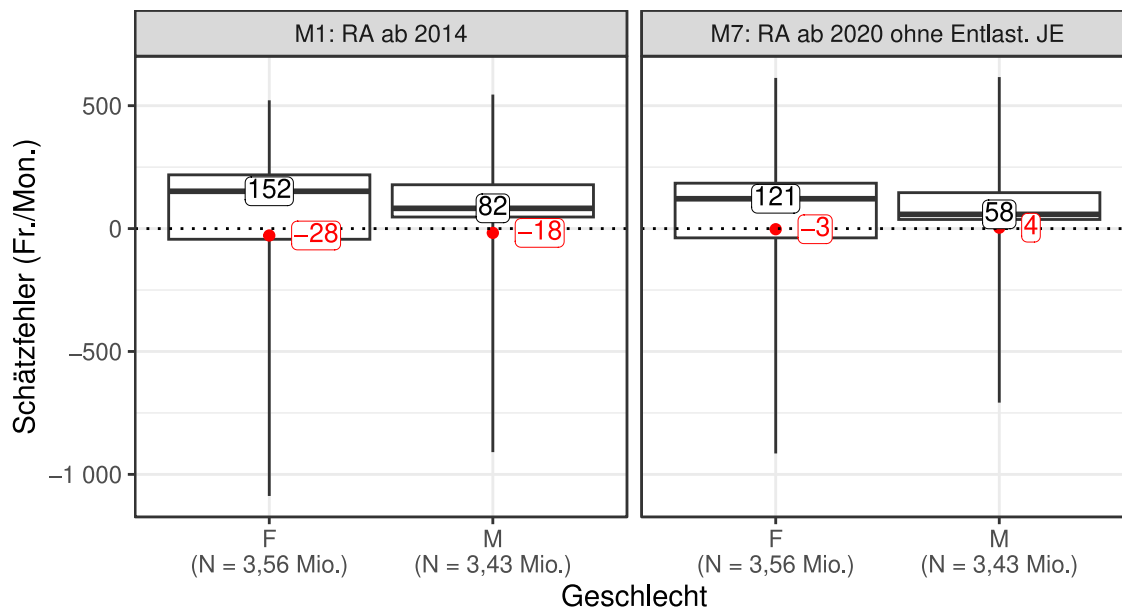


Abbildung 51: Verteilung des Schätzfehlers nach Geschlecht (F: weiblich, M: männlich). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

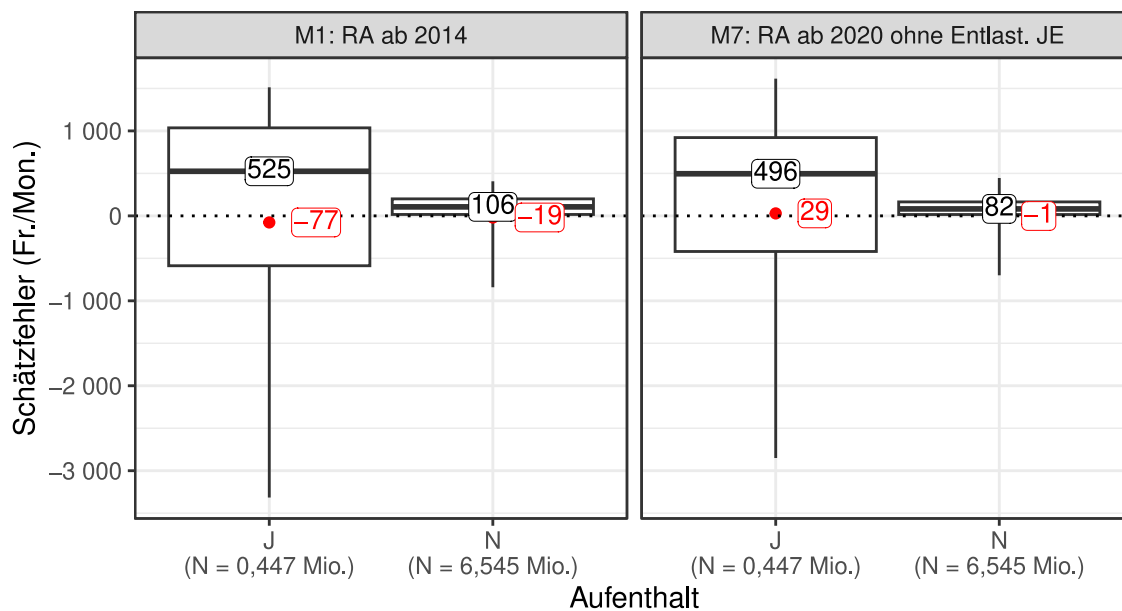


Abbildung 52: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Spitalaufenthalt im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

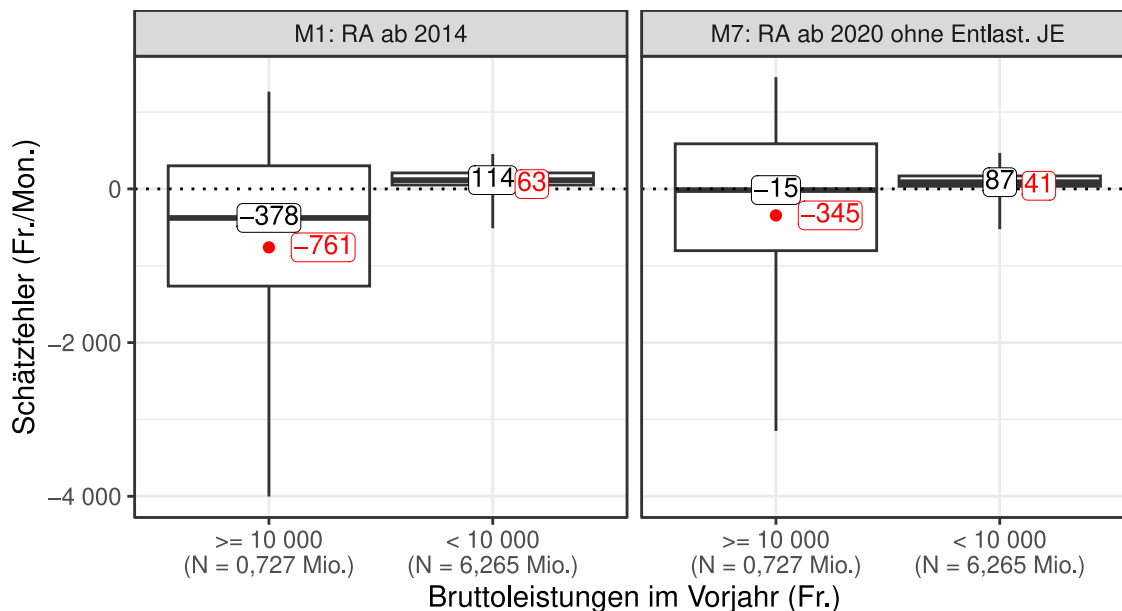


Abbildung 53: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr. Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

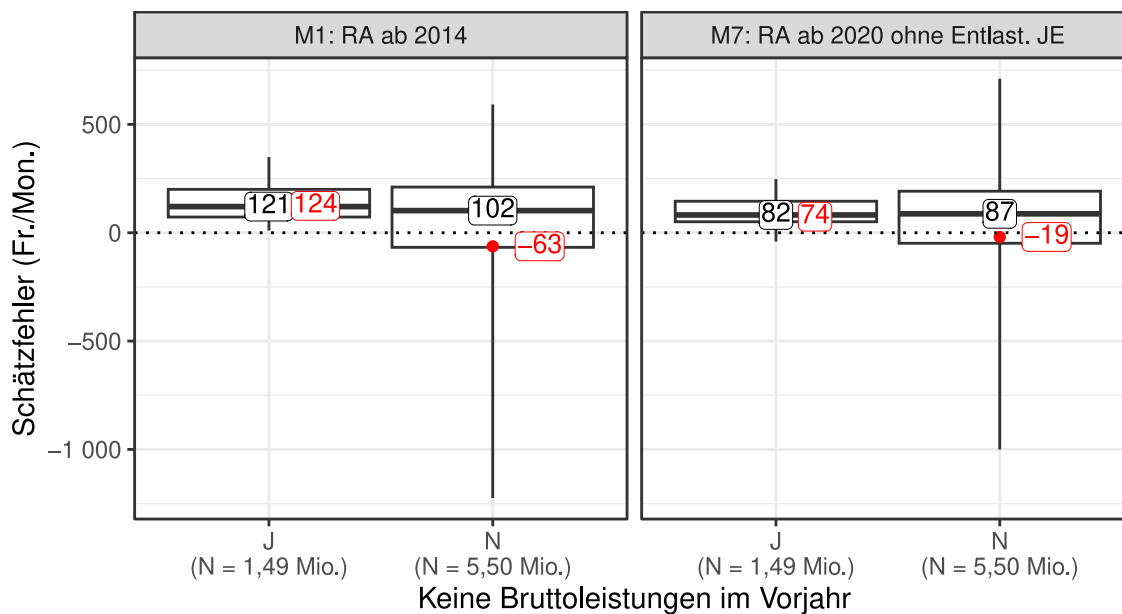


Abbildung 54: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen keine Bruttoleistungen im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

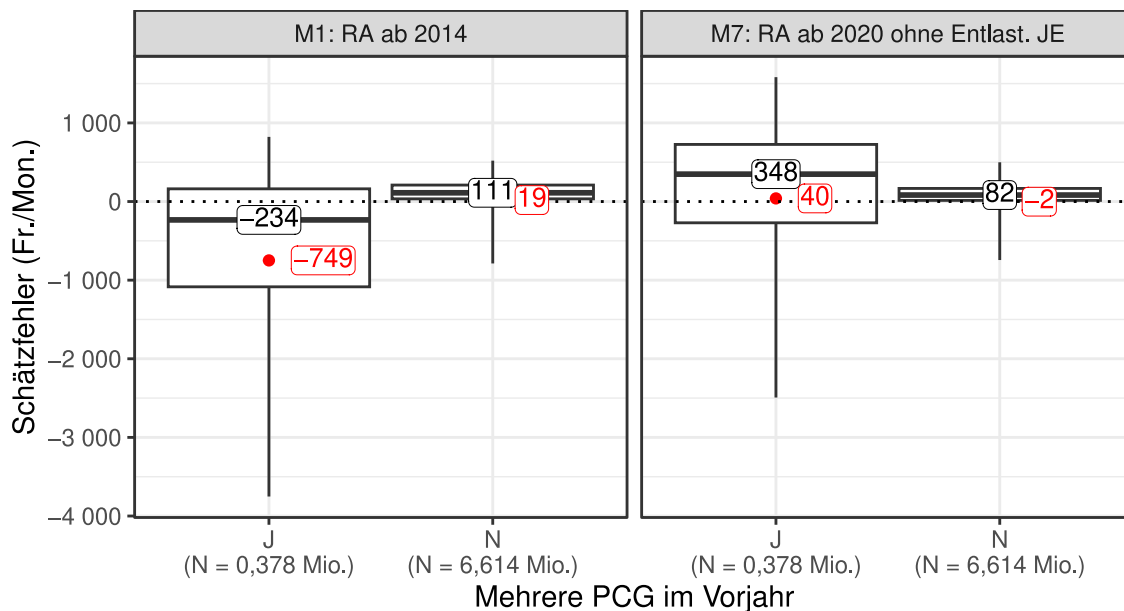


Abbildung 55: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen mehrere PCGs im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

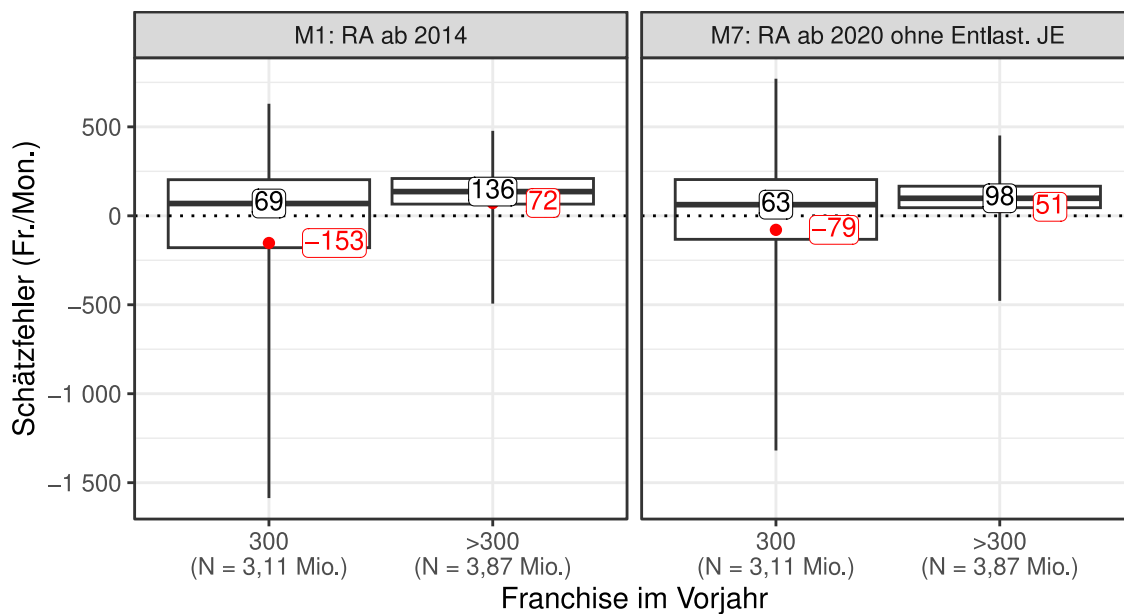


Abbildung 56: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Franchise-stufe im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

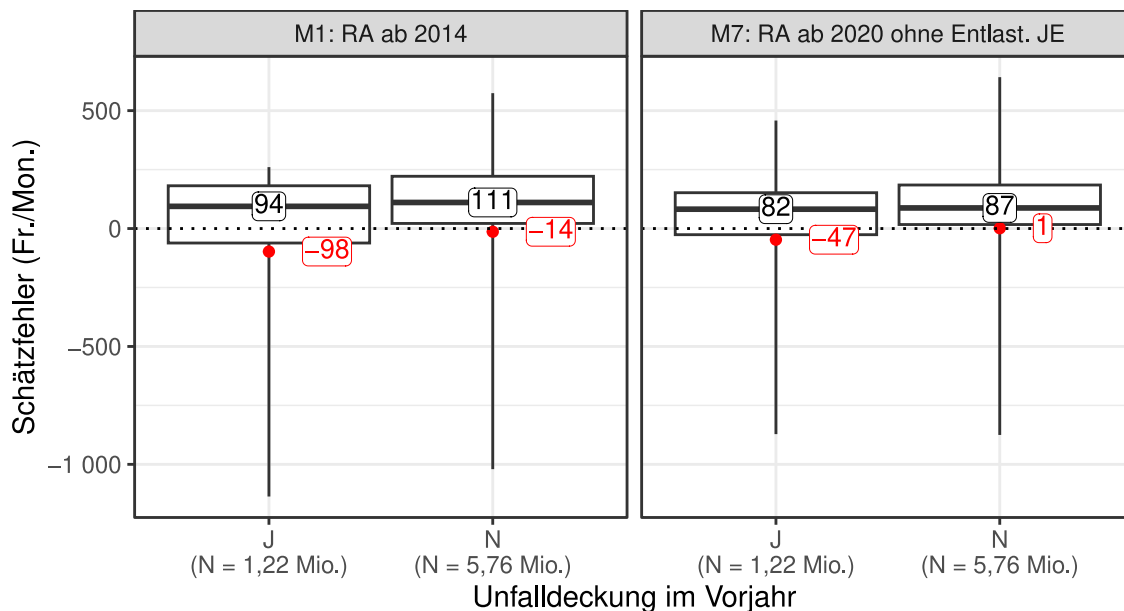


Abbildung 57: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

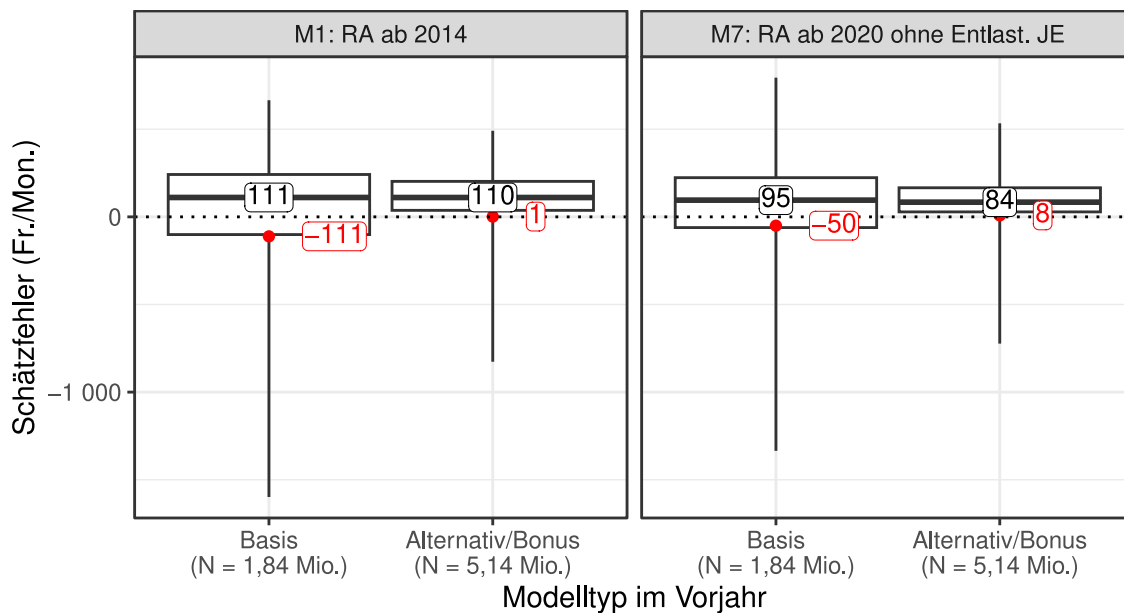


Abbildung 58: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Modelltyp im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

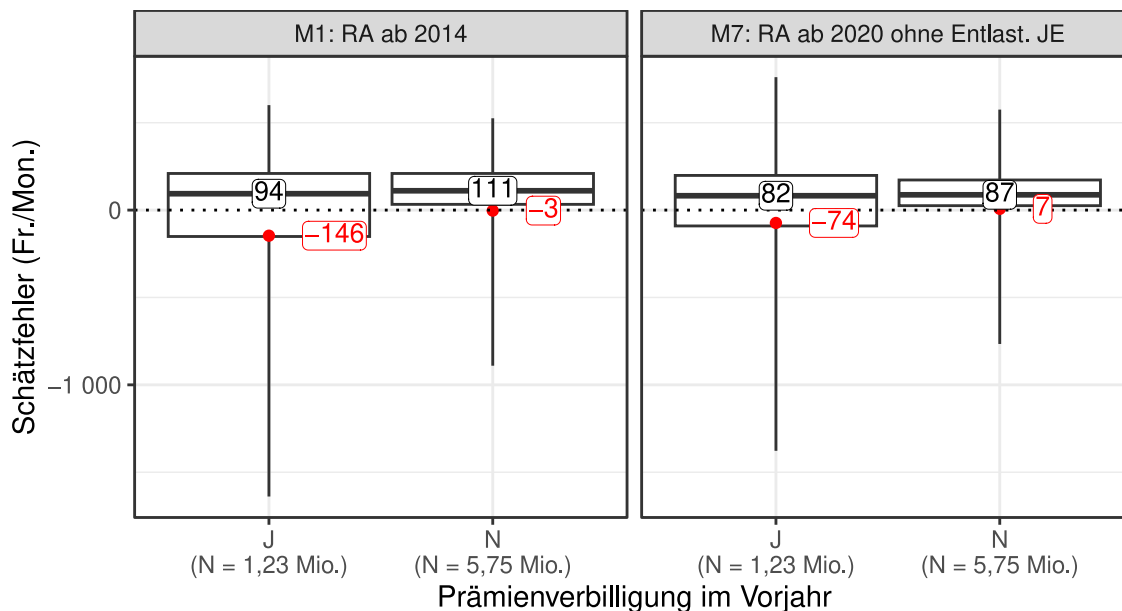


Abbildung 59: Verteilung des Schätzfehlers bezüglich der Gruppen der Variablen Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

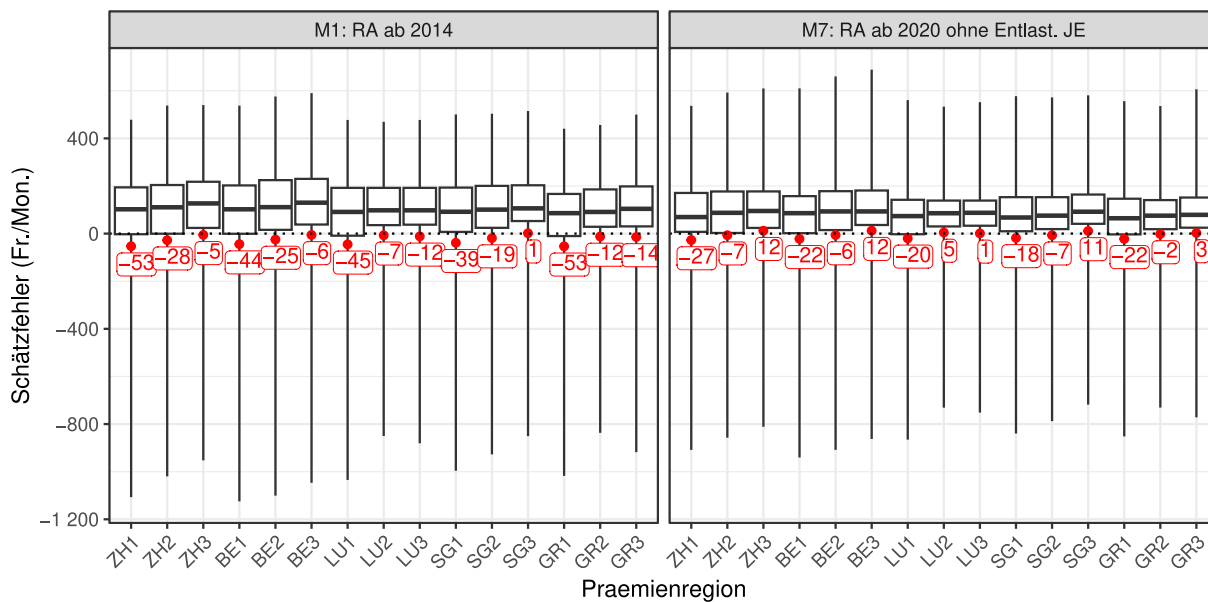


Abbildung 60: Verteilung des Schätzfehlers nach den Prämienregionen (nur Kantone mit drei Prämienregionen). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

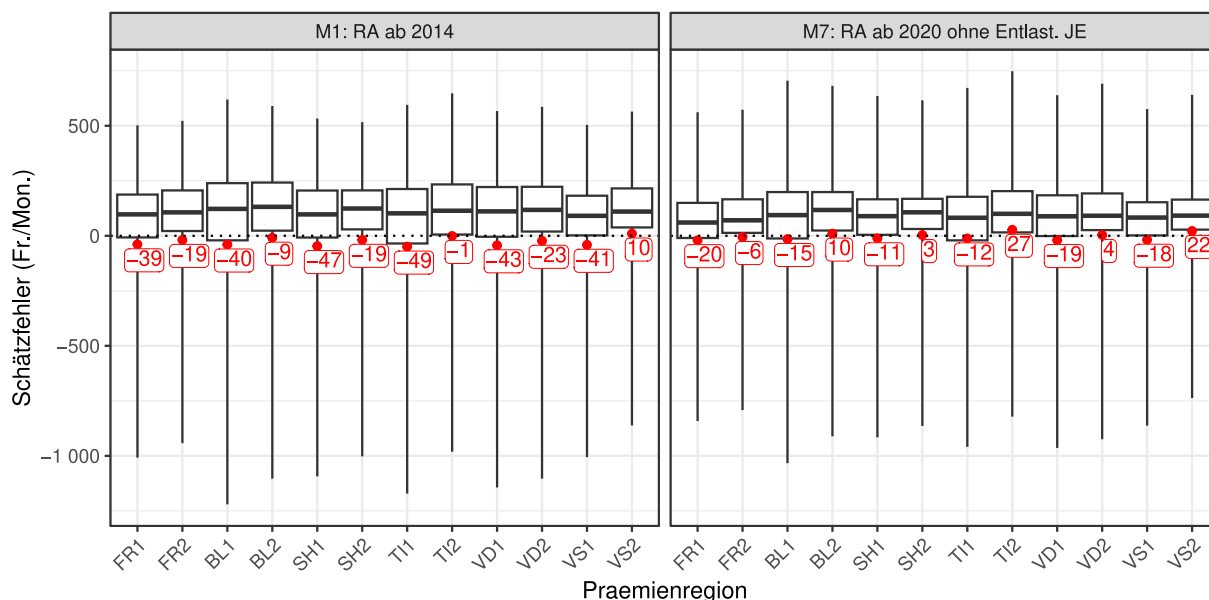


Abbildung 61: Verteilung des Schätzfehlers nach den Prämienregionen (nur Kantone mit zwei Prämienregionen). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

9.4.7 NEBENANALYSE ZUR NIVEAUTEUERUNG NACH ALTERSKLASSE

In Kapitel 3.4.2 stellten wir fest, dass beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ältere Versicherte tendenziell überkompensiert werden, bzw. dass der mittlere Schätzfehler älterer Versicherter systematisch höher als Null ist (vgl. Anhang,

Abbildung 50). Eine Vermutung ist, dass die damit verbundene Umverteilung ein Ergebnis der nach Kanton konstant berechneten Niveauteuerung ist.

Um dieser Vermutung nachzugehen, berechneten wir die Niveauteuerung von 2020 auf 2021 nach Kanton und Altersklasse. Somit kann untersucht werden, ob die Niveauteuerung innerhalb der Kantone tatsächlich konstant ist, oder ob die Niveauteuerung womöglich zwischen den Altersklassen variiert. Die Berechnungen folgten den Berechnungsformeln von (Bürgin, 2020, Kap. B), mit dem Unterschied, dass die Niveauteuerung nicht nach Kanton, sondern nach Kombinationen der Kantone und Altersklassen berechnet wurden. Für die Berechnungen wurden die Daten des Jahres 2020 und 2021 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont verwendet.

Abbildung 62 stellt die berechneten Niveauteuerungsfaktoren für die Teuerung von 2020 auf 2021 nach Kanton und Altersklasse dar. Die dünnen, farbigen Linien repräsentieren die Niveauteuerungsfaktoren bei den einzelnen Kantonen, die dicke blaue Linie die gesamtschweizerischen Niveauteuerungsfaktoren nach Altersklasse. Es ist ersichtlich, dass bei den jüngeren Versicherten die Niveauteuerung höher ausfällt als bei den älteren Versicherten. Dies würde die Überkompensation der älteren Versicherten erklären: Die nach Kanton konstant berechnete Niveauteuerung ist für ältere Versicherte zu hoch, und entsprechend überschätzt das Risikoausgleichsmodell ab 2020 die Leistungen der älteren Versicherten und es resultiert eine Überkompensation für diese Gruppe.

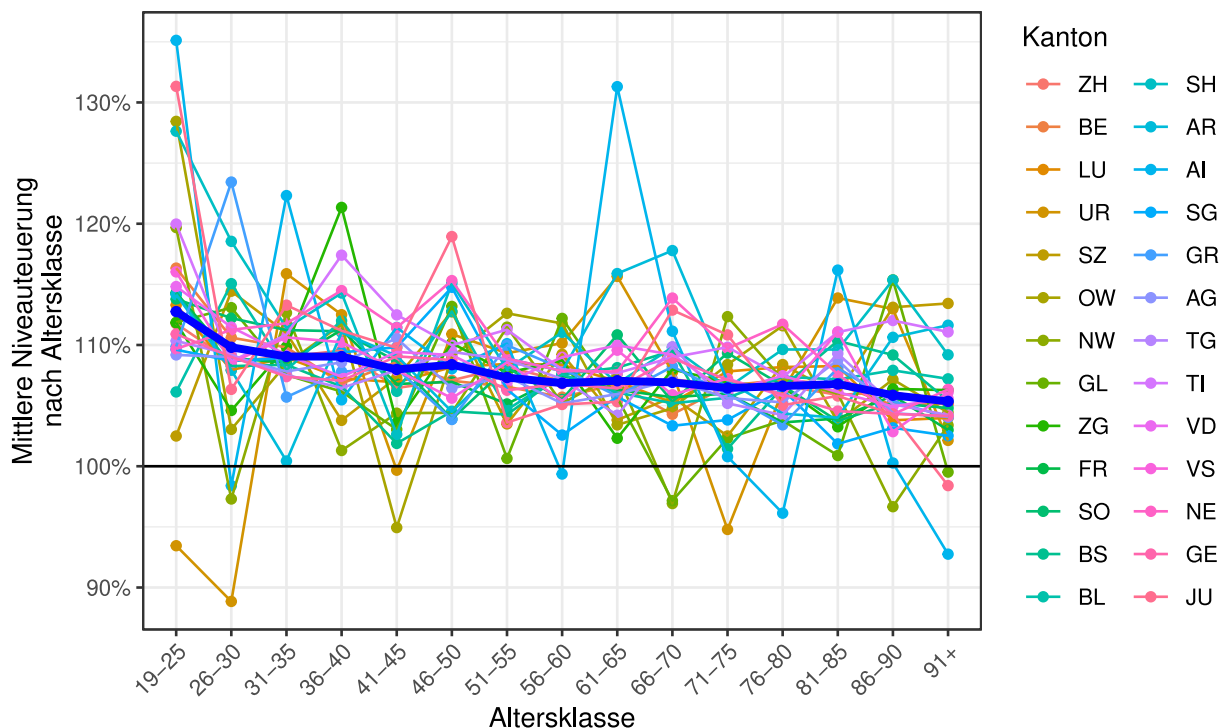


Abbildung 62: Berechnete Niveauteuerungsfaktoren von 2020 auf 2021 nach Kanton und Altersklasse, basierend auf den Daten der Jahre 2020 und 2021 mit 14 Monaten Abrechnungshorizont. Die dicke blaue Linie stellt die gesamtschweizerische Niveauteuerungsfaktoren nach Altersklasse dar.

Gemäss Abbildung 62 schwanken die nach Kanton und Altersklasse berechneten Niveauteuerungsfaktoren teilweise sehr stark. Für eine allfällige Berücksichtigung des Alters bei der Berechnung der Niveauteuerung sollten zwecks Stabilität des Risikoausgleichs womöglich grössere Altersklassen verwendet werden.

9.4.8 BOXPLOTS ZUR STÄRKUNG DES RISIKOAUSGLEICHS

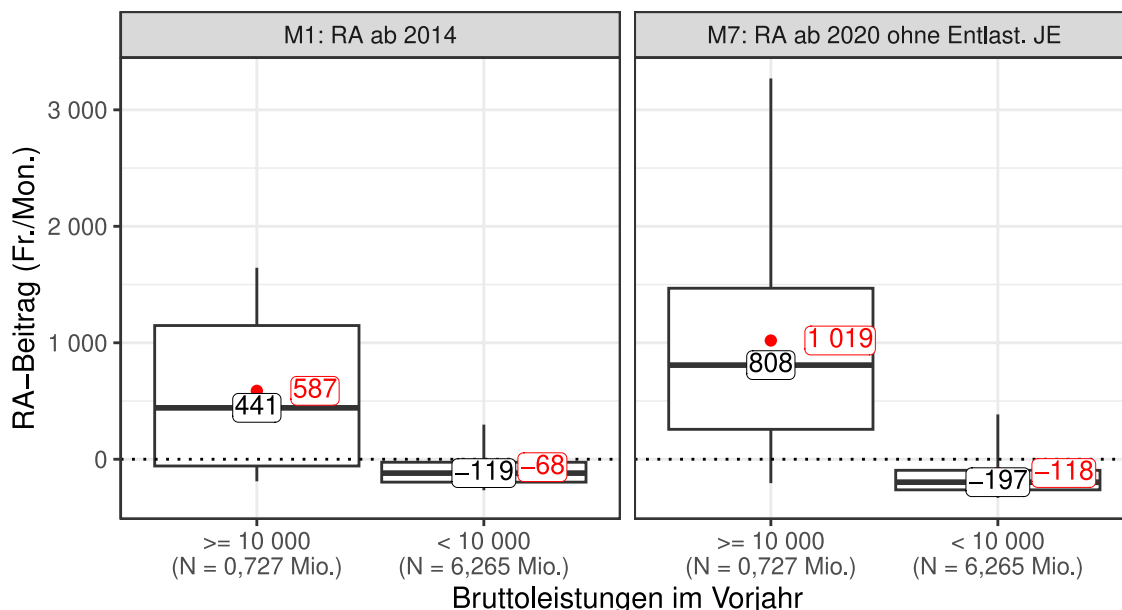


Abbildung 63: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Bruttoleistungen im Vorjahr. Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

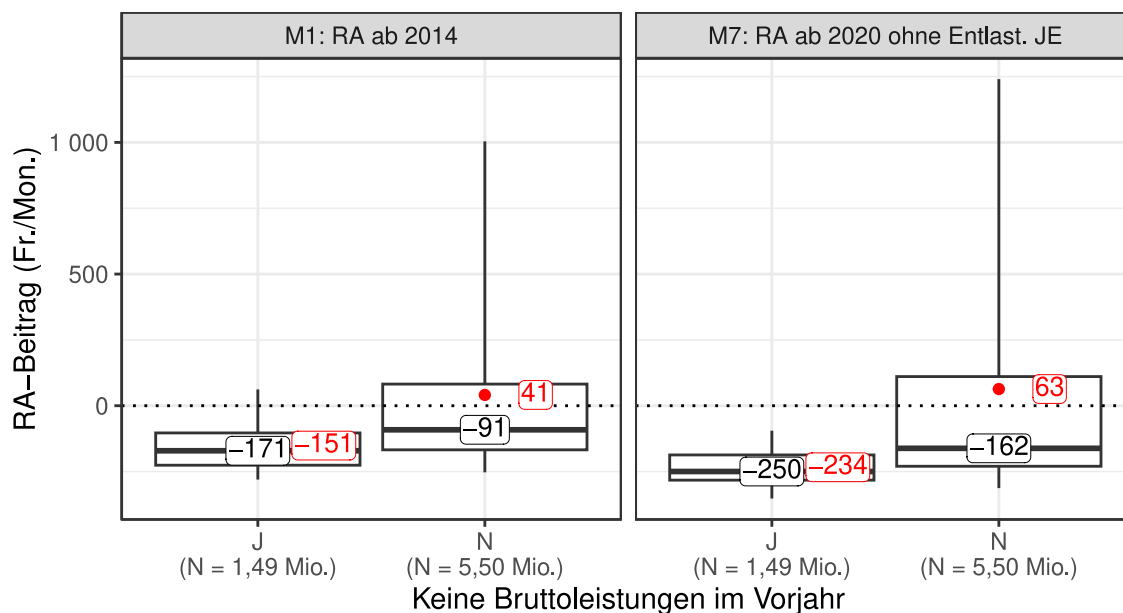


Abbildung 64: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen keine Bruttoleistungen im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

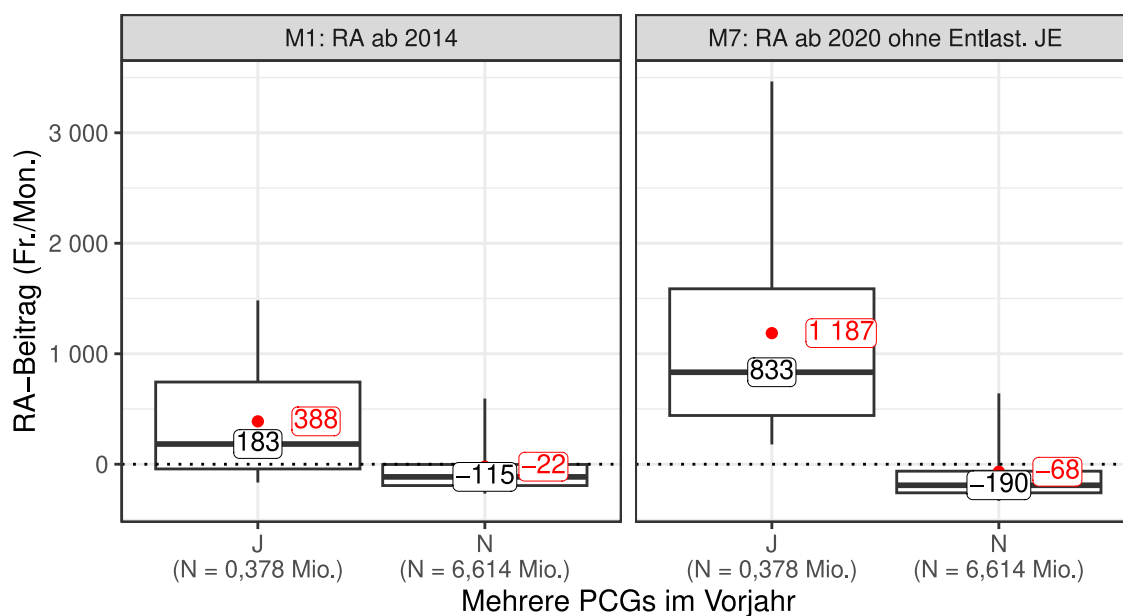


Abbildung 65: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Mehrere PCGs im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquelle: GE KVG Daten zum Jahr 2021.

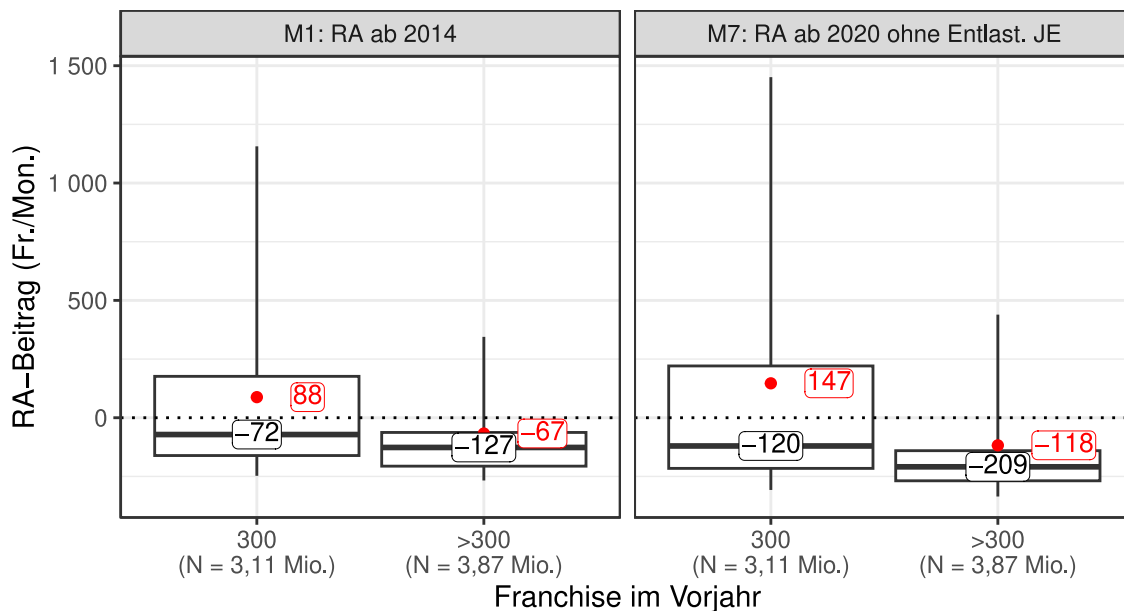


Abbildung 66: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Franchisestufe im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

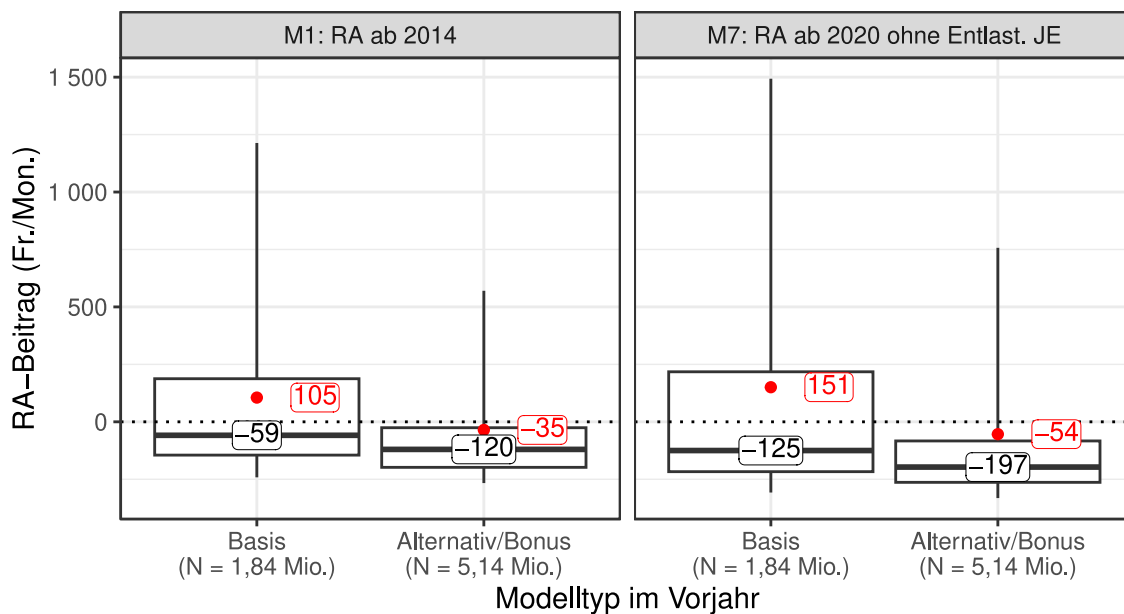


Abbildung 67: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Modelltyp im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

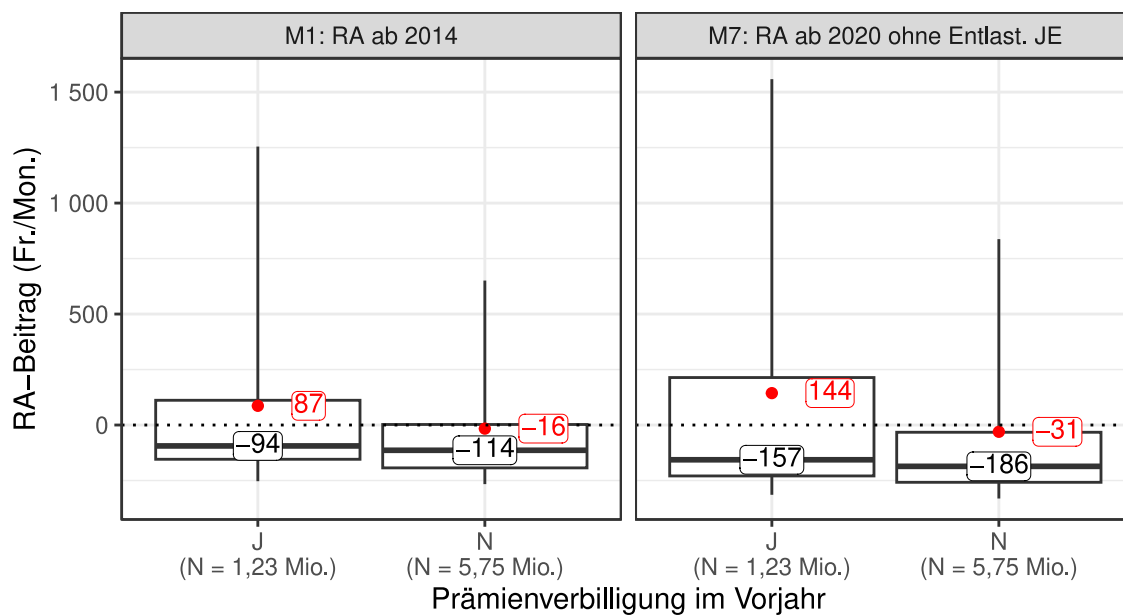


Abbildung 68: Verteilung der Risikoausgleichsbeiträge bezüglich der Gruppen der Variablen Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

9.5 ANHANG ZU KAPITEL 3.5: IDENTIFIKATION VON UNTER- UND ÜBERKOMPENSATION

9.5.1 BOXPLOTS

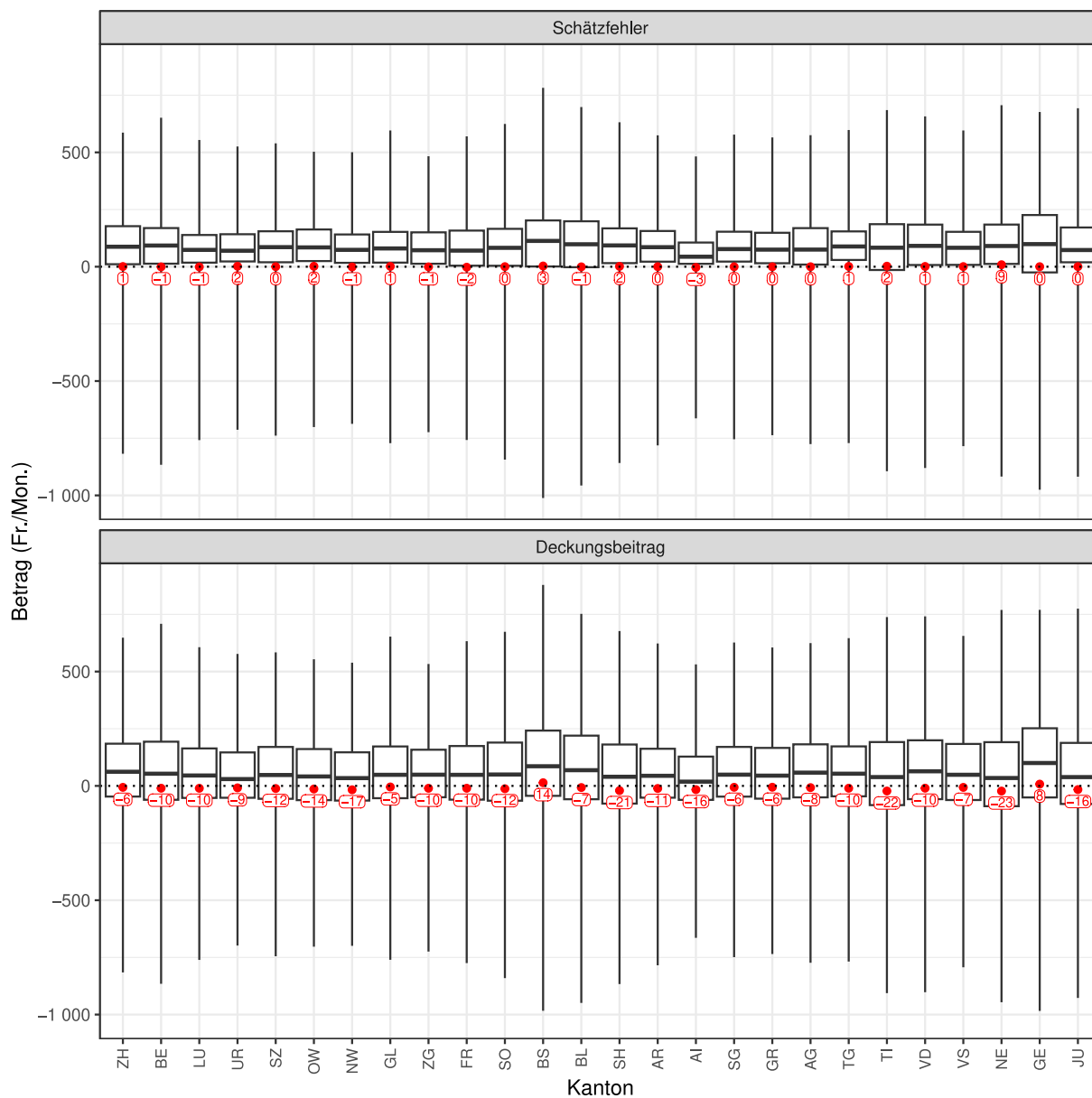


Abbildung 69: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) nach Kanton. Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

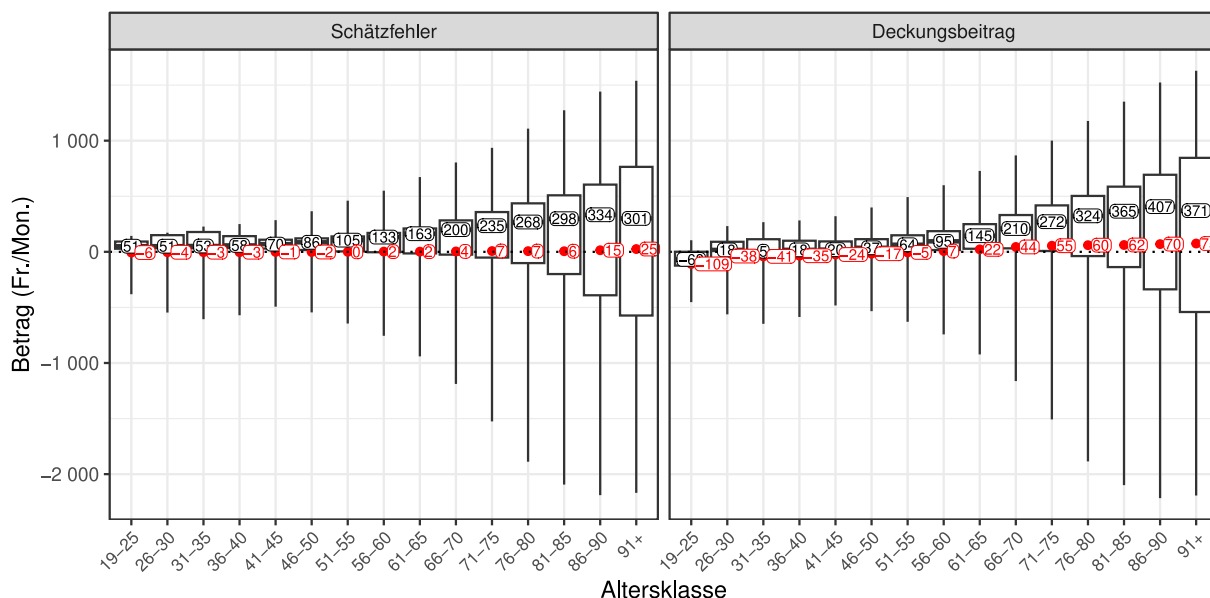


Abbildung 70: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) nach Altersklasse. Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

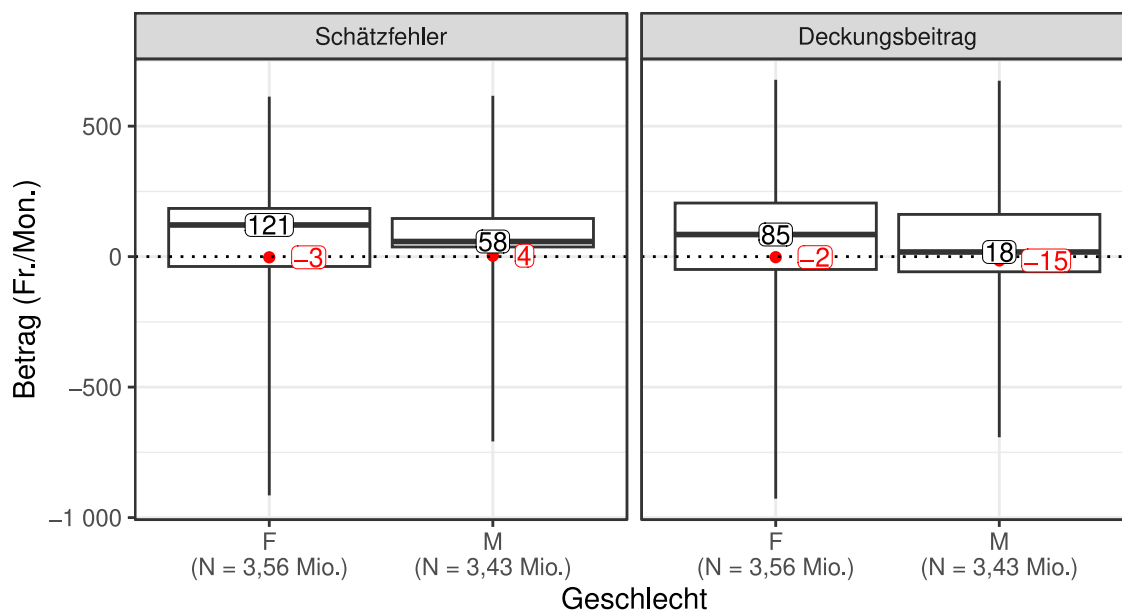


Abbildung 71: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) nach Geschlecht (W: weiblich, M: männlich). Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

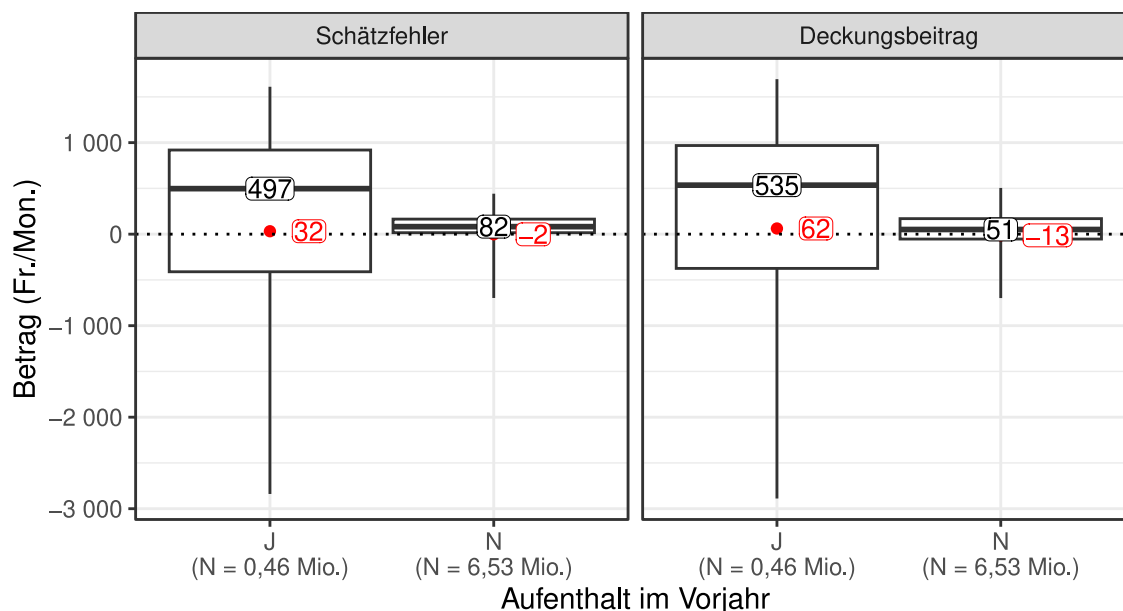


Abbildung 72: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Spitalaufenthalt im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

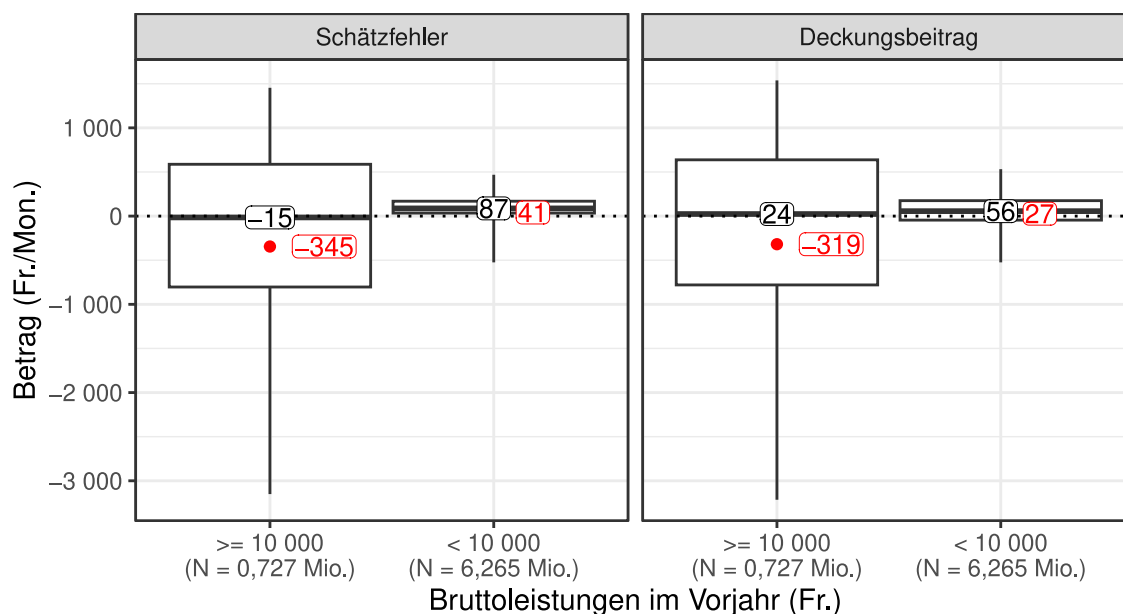


Abbildung 73: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr. Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

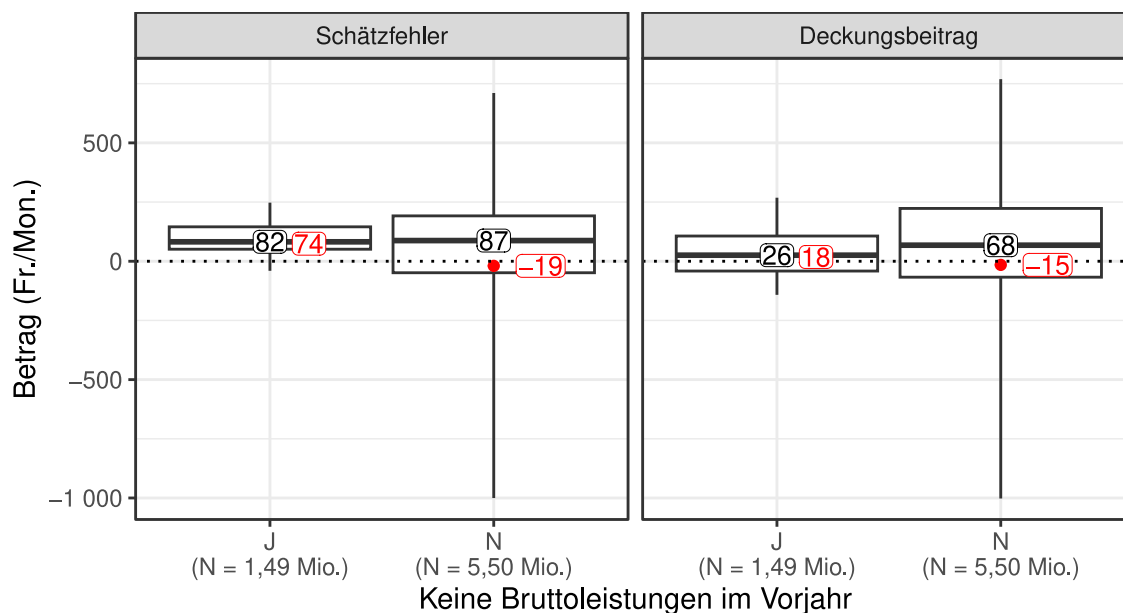


Abbildung 74: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen keine Bruttoleistungen im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

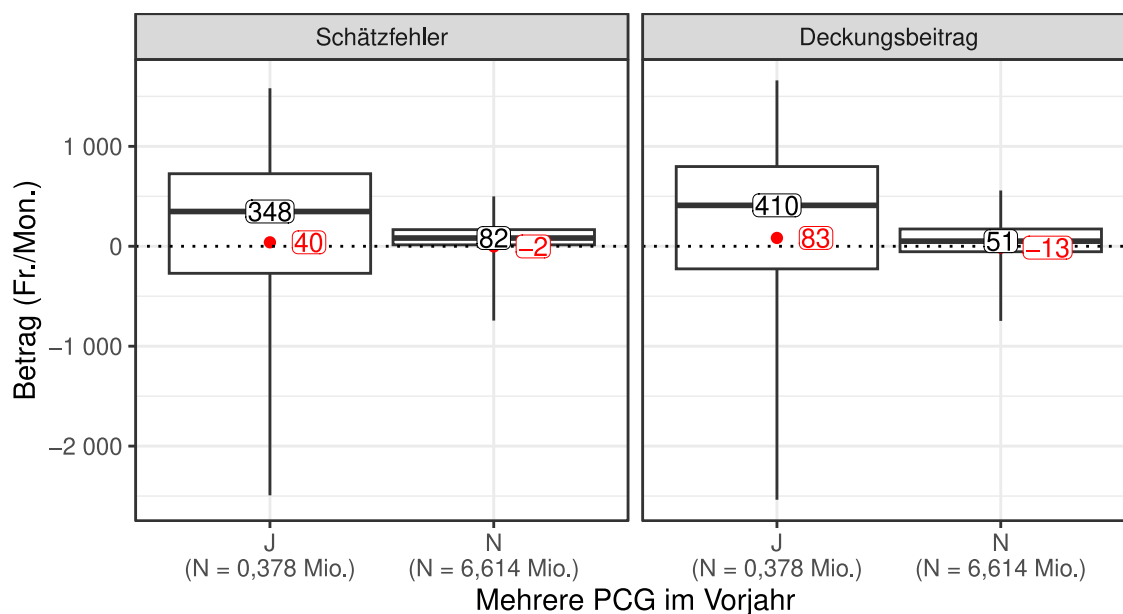


Abbildung 75: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen mehrere PCGs im Vorjahr (J: ja, N: nein). Datenquellen: GE KVG Daten (Schätzfehler) und EFIND Daten (Deckungsbeitrag) zum Jahr 2021.

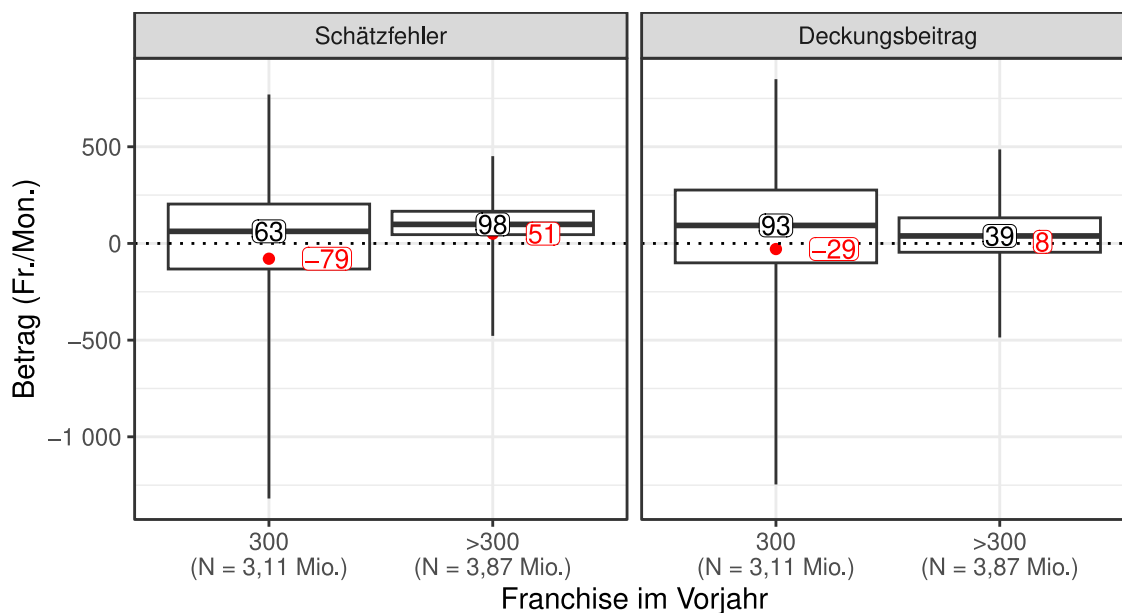


Abbildung 76: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Franchisestufe im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

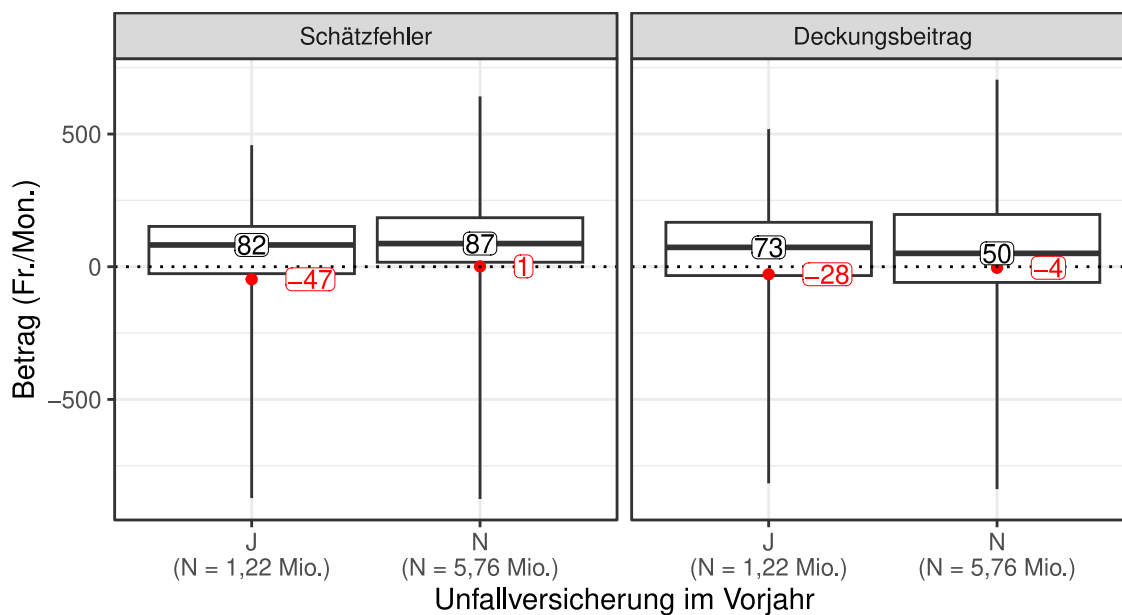


Abbildung 77: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

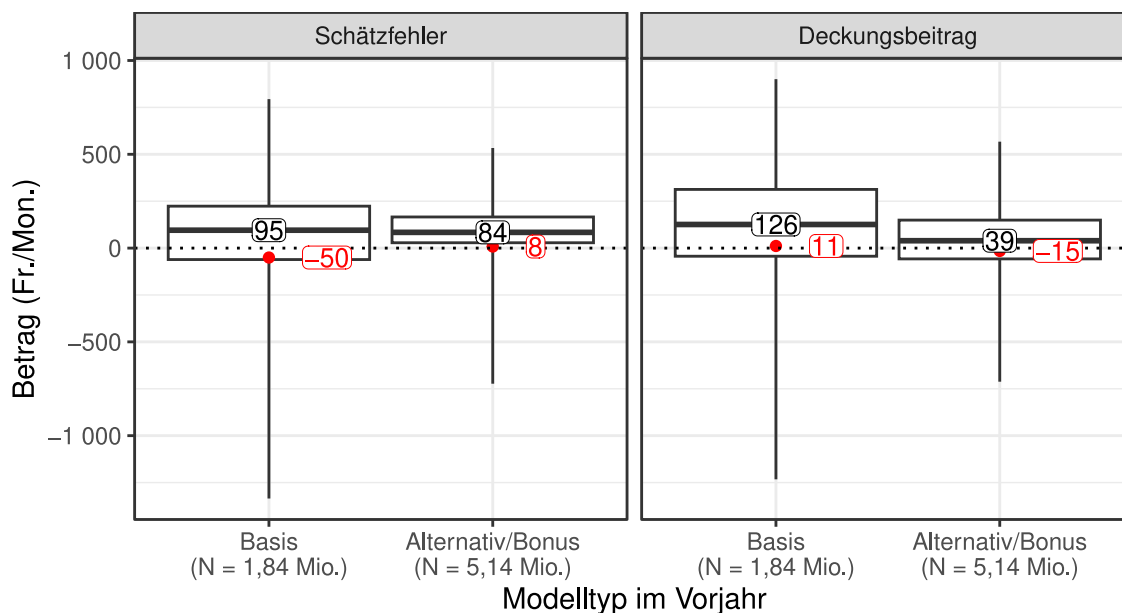


Abbildung 78: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich der Gruppen der Variablen Modelltyp im Vorjahr. Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

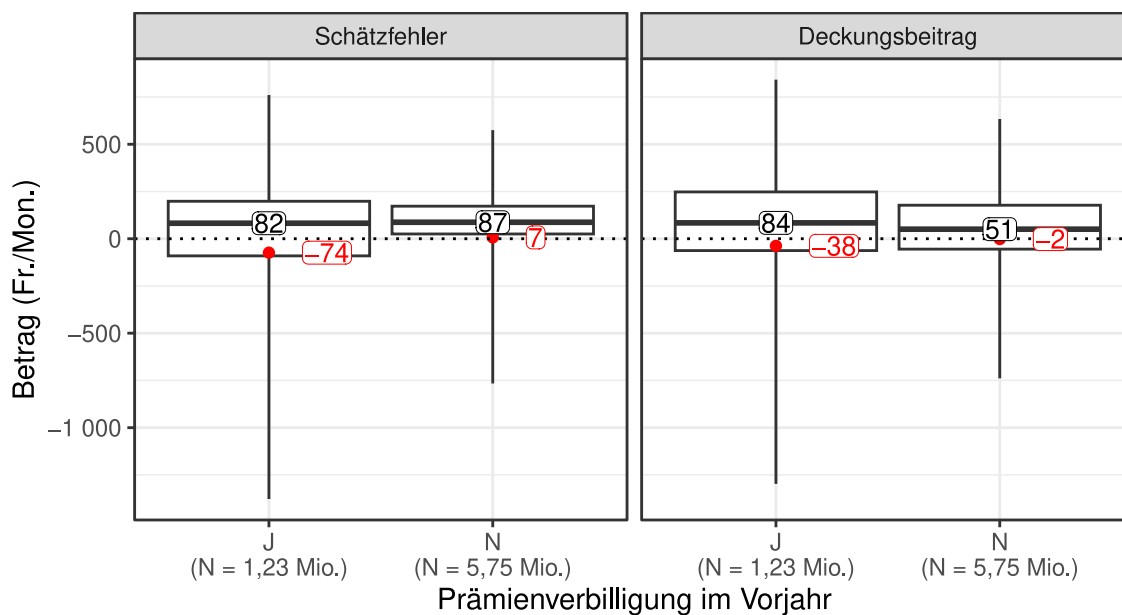


Abbildung 79: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) bezüglich den Gruppen der Variablen Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

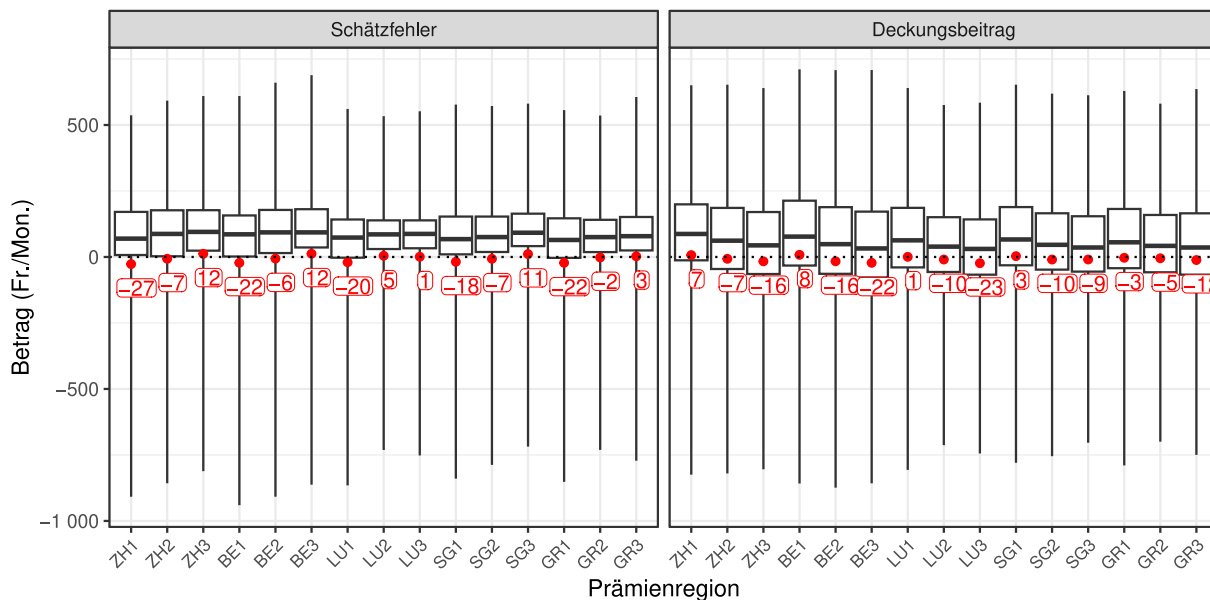


Abbildung 80: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) nach den Prämienregionen (nur Kantone mit 3 Prämienregionen). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

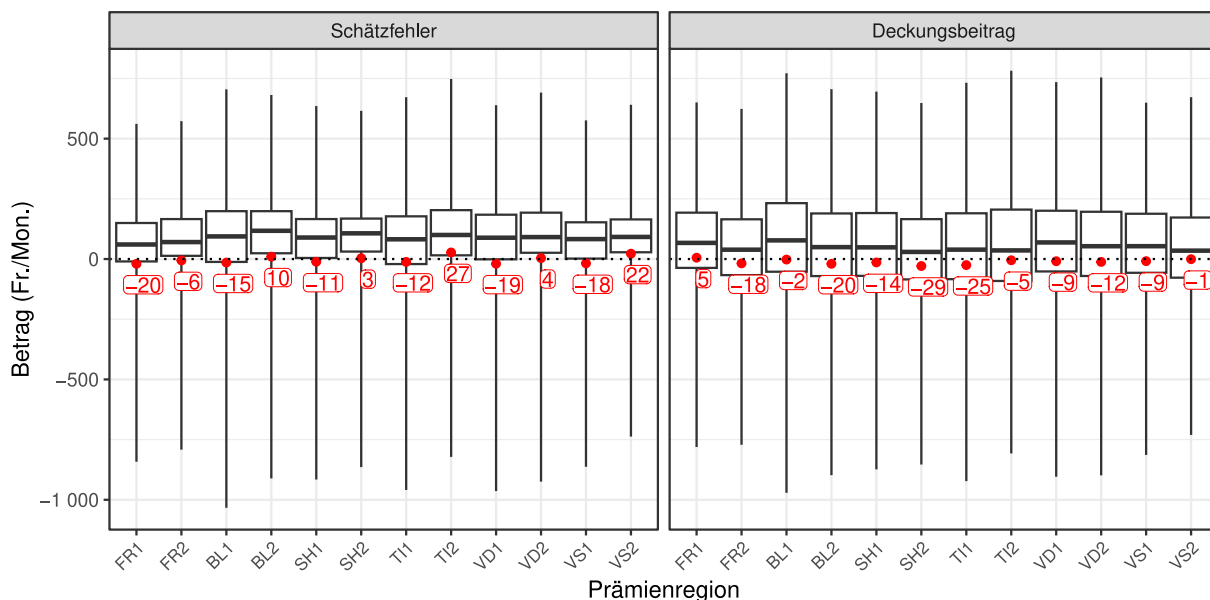


Abbildung 81: Verteilung des Schätzfehlers und des Deckungsbeitrags beim Risikoausgleichsmodell ab 2020 ohne Entlastung für junge Erwachsene (M7) nach den Prämienregionen (nur Kantone mit 2 Prämienregionen). Datenquelle: EFIND Daten zum Jahr 2021.

9.6 ANHANG ZU KAPITEL 3.6: MUSTER IN BEZUG AUF MEDIKAMENTENBEZÜGE BEI GRUPPEN MIT UNTER- ODER ÜBERKOMPENSATION

9.6.1 PRÄVALENZEN NACH DEN SECHS AUSGEWÄHLTEN GRUPPIERUNGSVARIABLEN

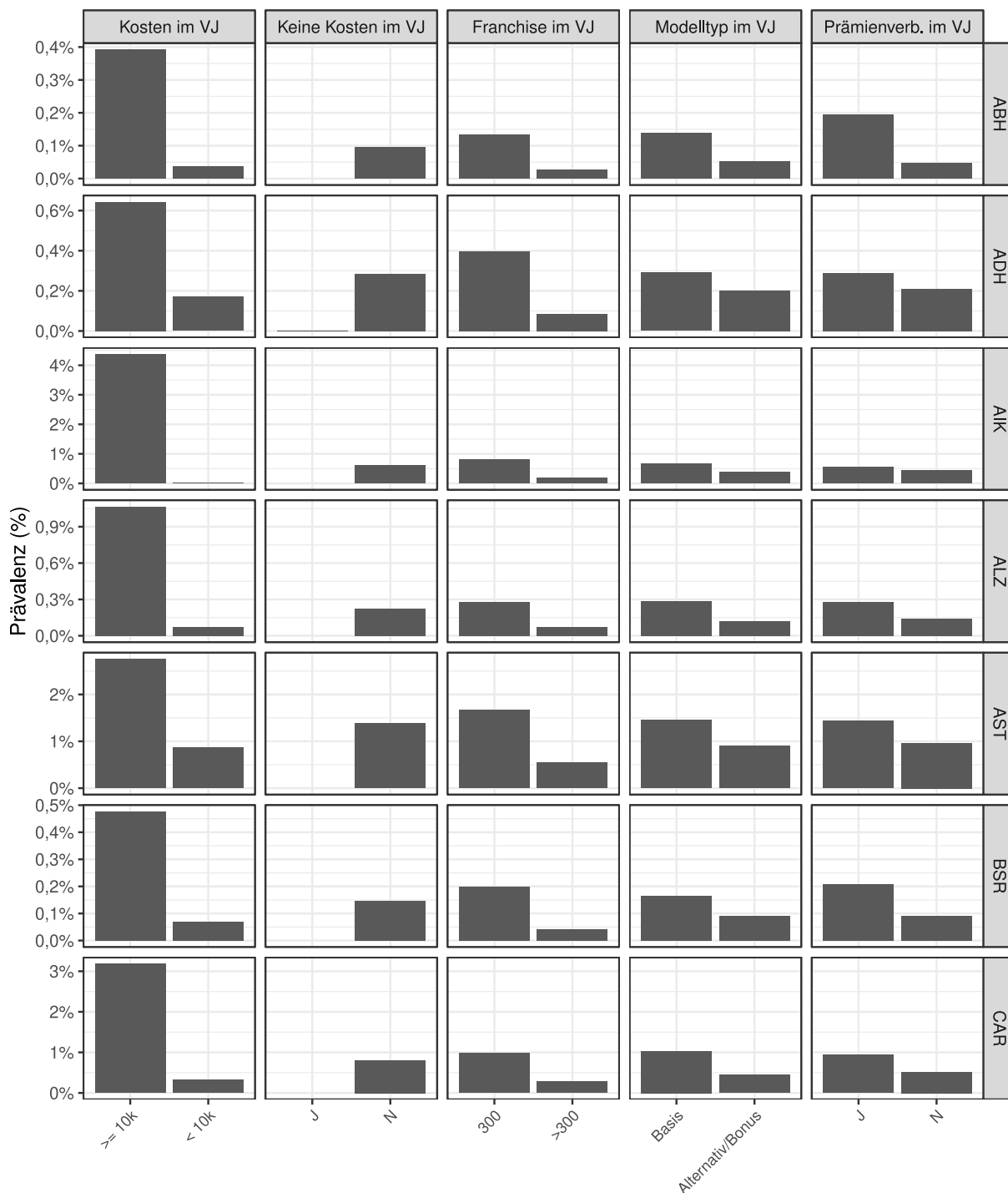


Abbildung 82: Prävalenzen der PCG ABH, ADH, AIK, ALZ, AST, BSR und CAR nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr, Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverrbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND Daten zum Jahr 2021.

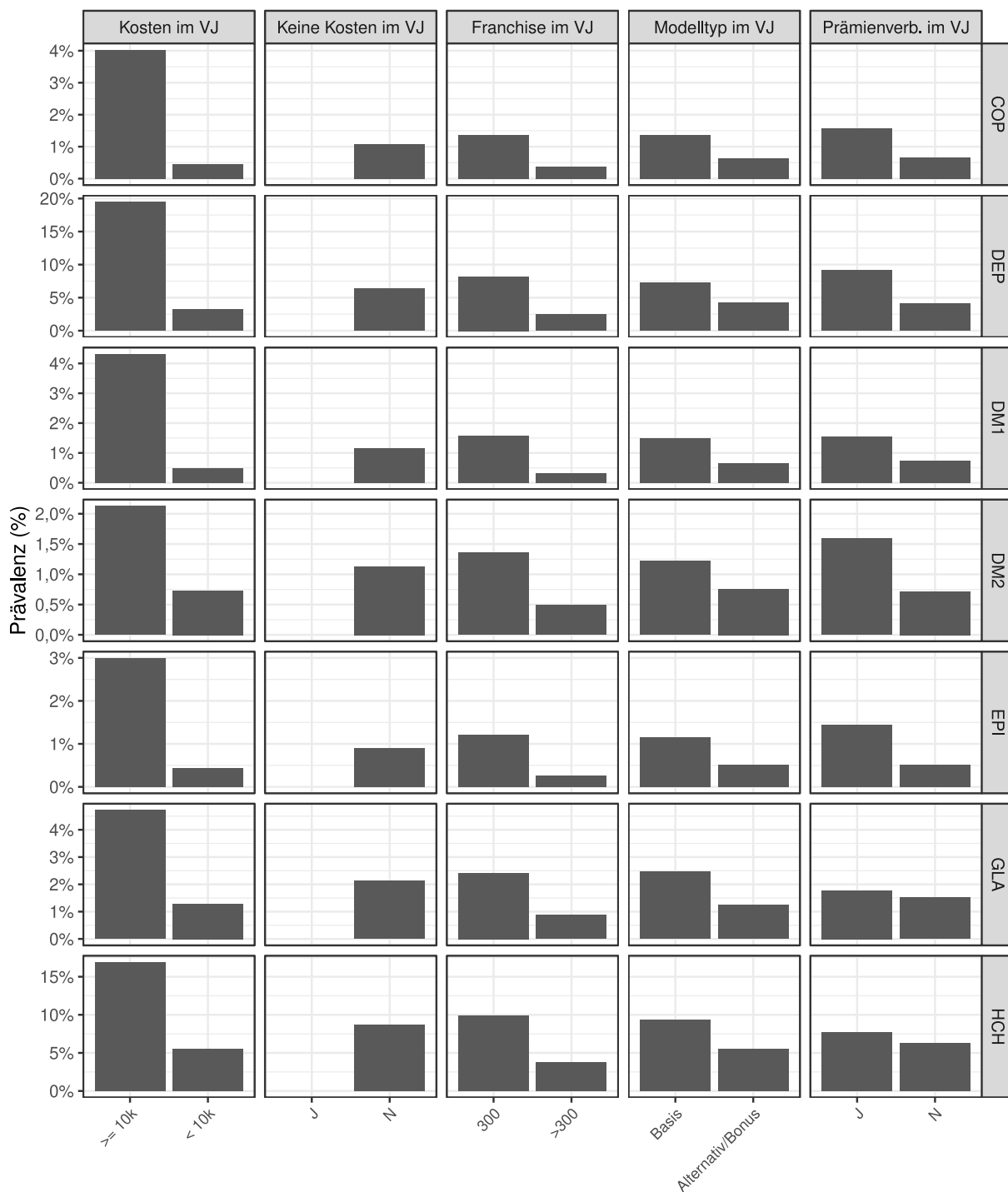


Abbildung 83: Prävalenzen der PCG COP, DEP, DM1, DM2, EPI, GLA und HCH nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr, Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND Daten zum Jahr 2021.

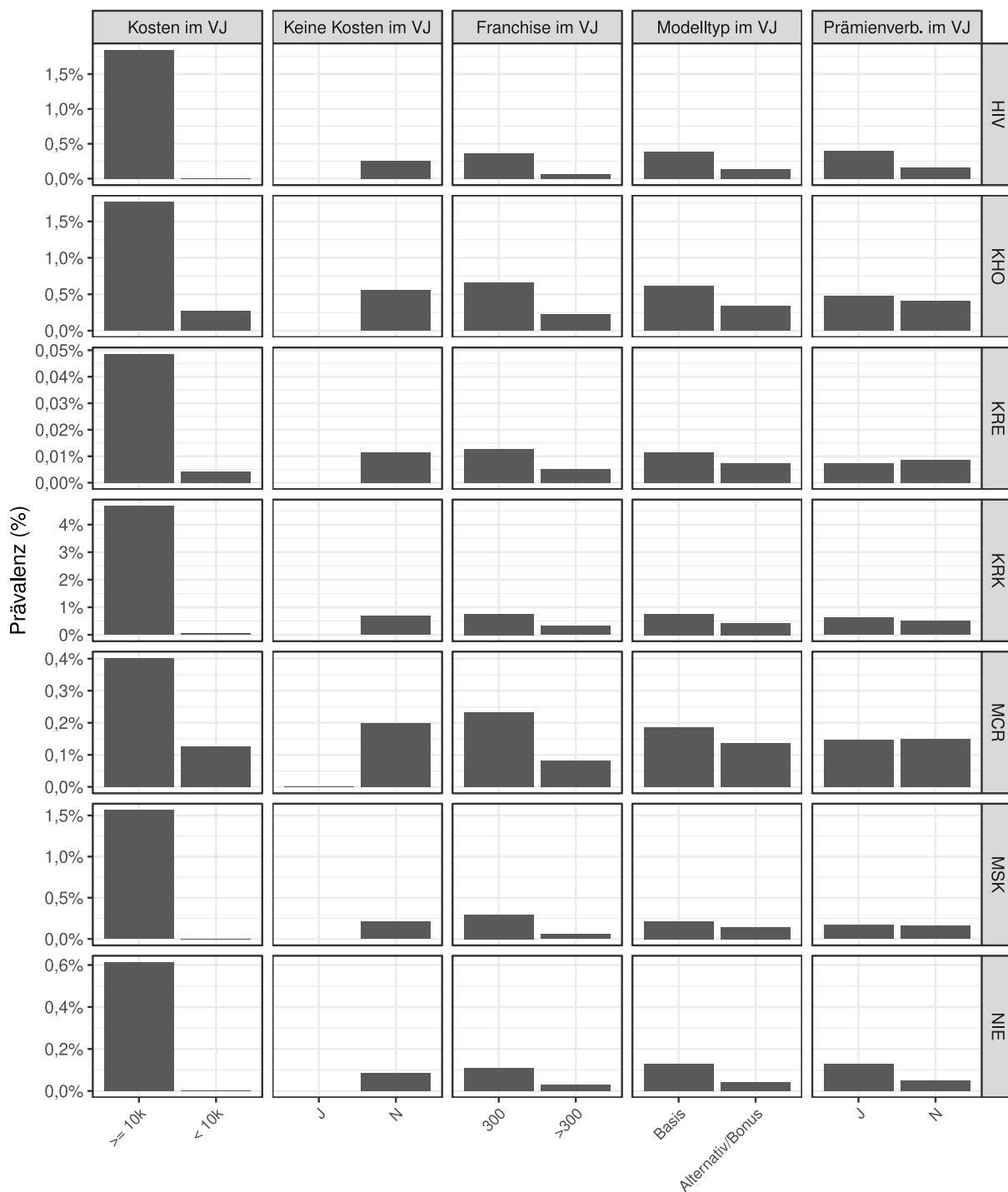


Abbildung 84: Prävalenzen der PCG HIV, KHO, KRE, KRK, MCR, MSK und NIE nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr, Franchisestufe im Vorjahr, Unfalldeckung im Vorjahr bei den 26- bis 60-Jährigen, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen. Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND Daten zum Jahr 2021.

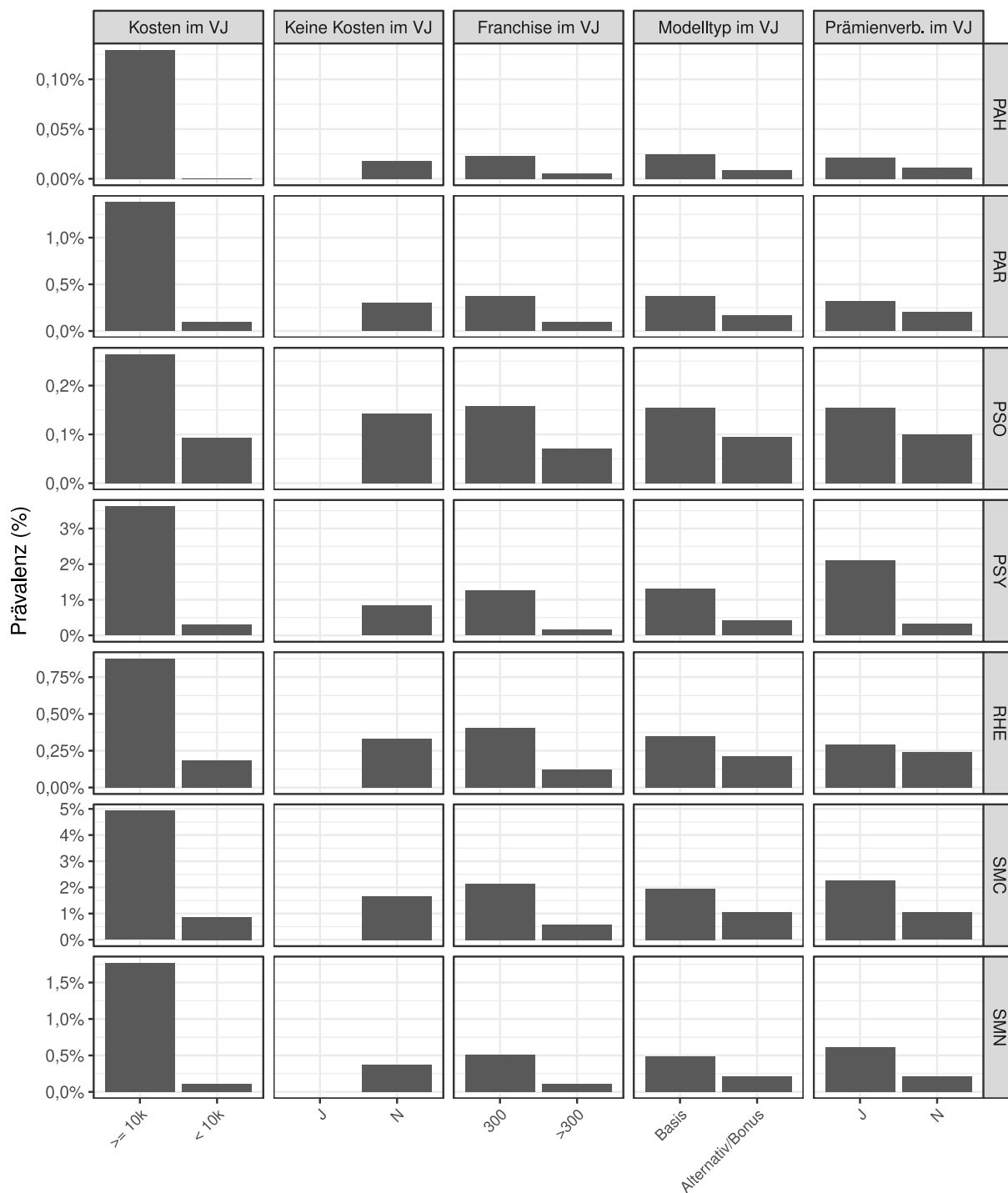


Abbildung 85: Prävalenzen der PCG PAH, PAR, PSO, PSY, RHE, SMC und SMN nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr (J: ja, N: nein), Franchisestufe im Vorjahr, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND Daten zum Jahr 2021.

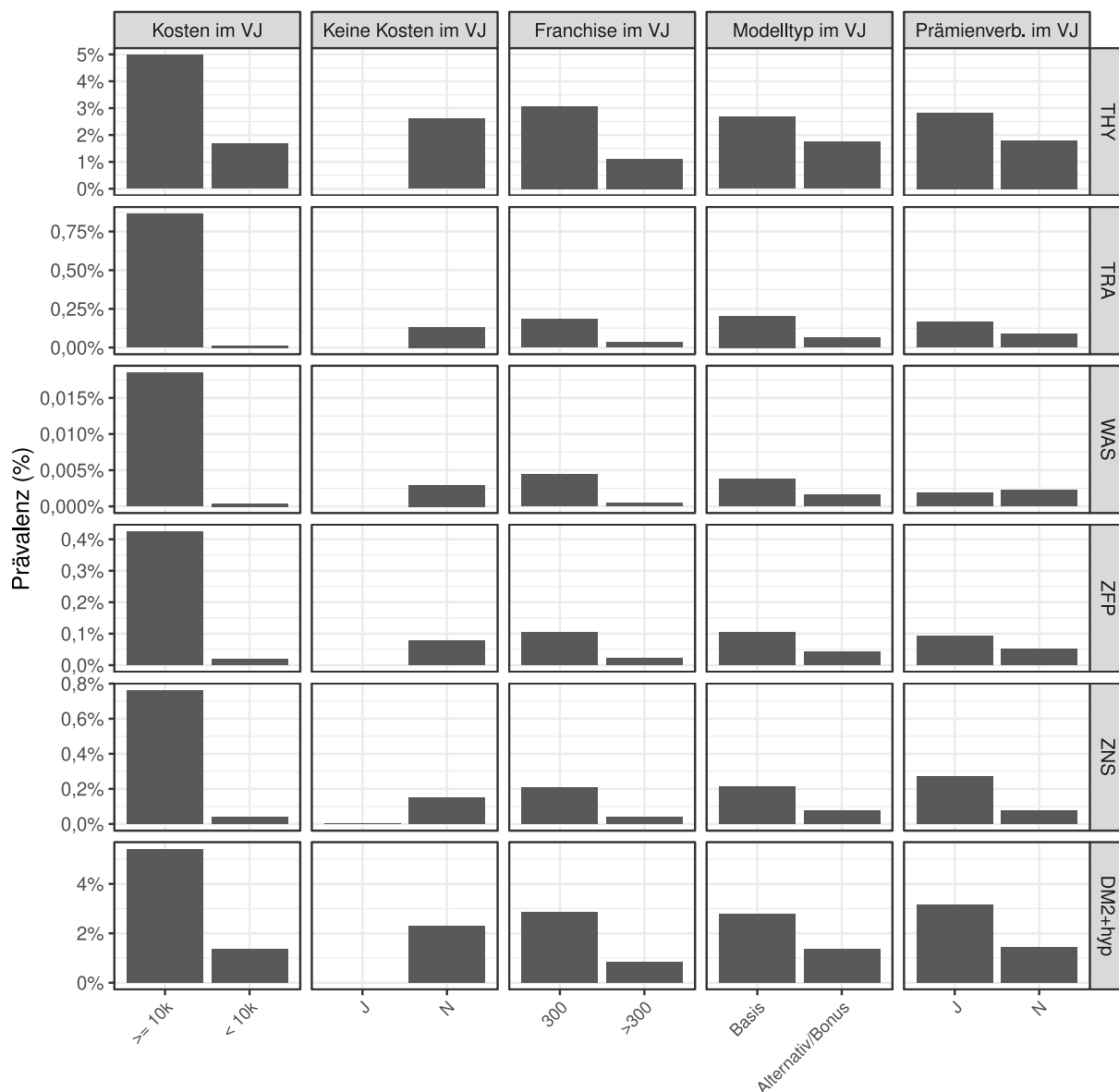


Abbildung 86: Prävalenzen der PCG THY, TRA, WAS, ZFP, ZNS, DM2 + hyp nach den Gruppierungsvariablen Bruttoleistungen über 10 000 CHF im Vorjahr, Keine Bruttoleistungen im Vorjahr (J: ja, N: nein), Franchisestufe im Vorjahr, Modelltyp im Vorjahr und Prämienverbilligung im Vorjahr bei den über 30-Jährigen (J: ja, N: nein). Datenquellen: Daten der GE KVG und EFIND Daten zum Jahr 2021.

ANHANG ZU KAPITEL 4.1: ANREIZE ZUR RISIKOSELEKTION

9.6.2 ZUSAMMENHANG ZWISCHEN UNTER- BZW. ÜBERKOMPENSATION UND DEN NETTOBEITRÄGEN BZW. -ABGABEN

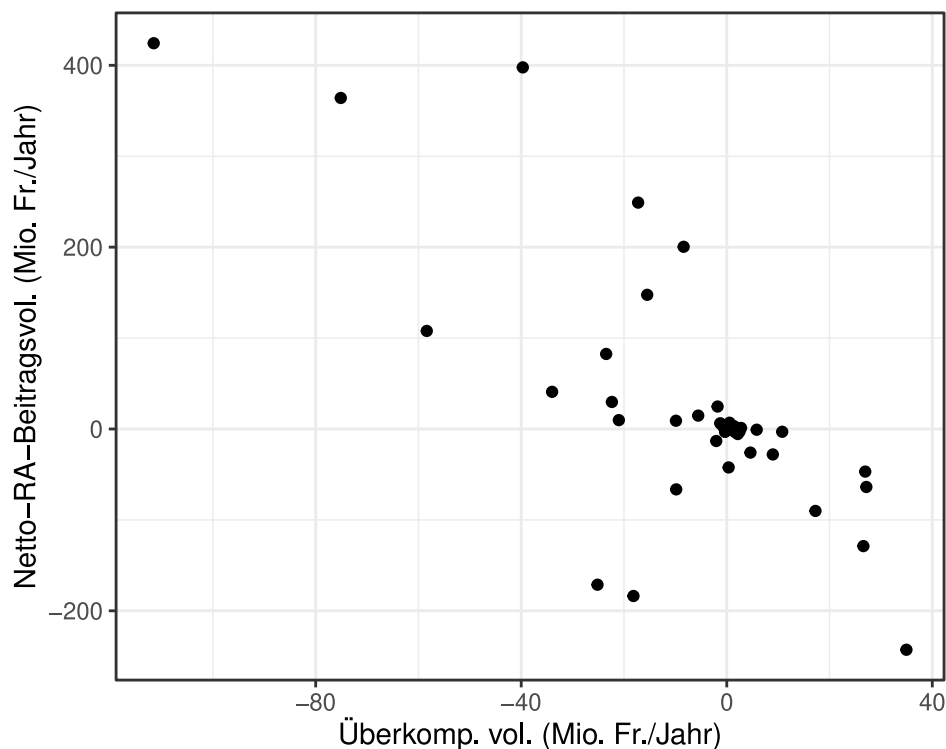


Abbildung 87: Zusammenhang zwischen dem Unter- bzw. Überkompensationsvolumen und den Nettobeiträgen bzw. Abgaben der Versicherer. Jeder Punkt stellt einen Versicherer dar. Ein Versicherer wurde weggelassen, da er extreme Werte aufwies. Datenquelle: Daten der GE KVG für das Ausgleichsjahr 2021.

9.6.3 DETAILS ZU DEN RISIKOSELEKTIONSGRUPPEN

In Abbildung 20 wurden nur Versicherer gezeigt, bei welchen entweder der Anteil an Versicherten der Risikoselektionsgruppe 3 oder an Wechslern grösser als 5% ist. Hier findet sich zur Vollständigkeit die entsprechende Grafik mit allen Versicherern.

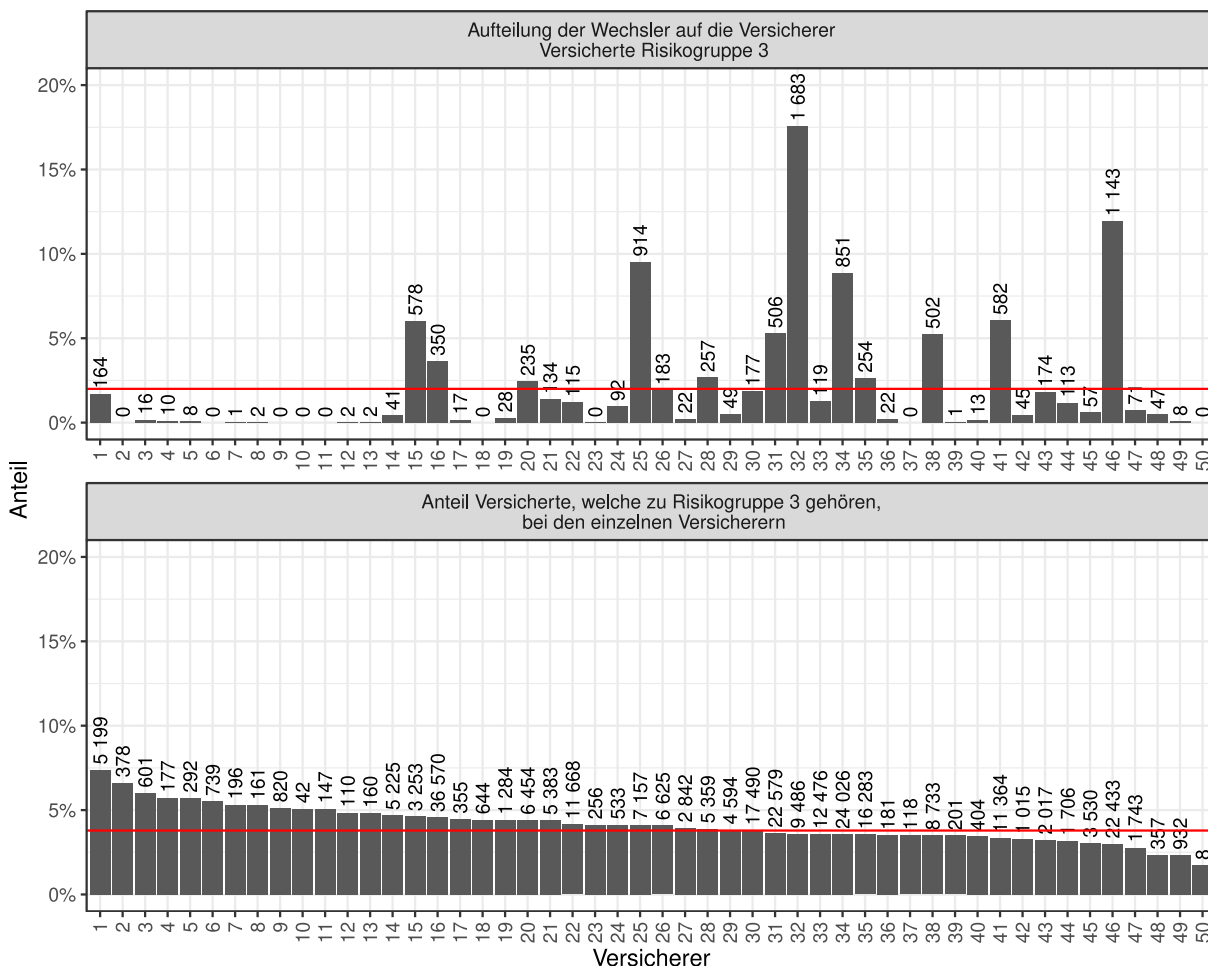


Abbildung 88: Verteilung der Risikoselektionsgruppe 3, insbesondere der Wechsler, auf alle Versicherer. Oberhalb der Balken steht jeweils die Anzahl Versicherer.

Abbildung 89 und Abbildung 90 zeigen für die Risikoselektionsgruppen 1 und 2, welche als nicht lukrativ eingestuft wurden, wie sich die Wechsler der Risikoselektionsgruppen auf die Versicherer verteilen und welchen Anteil diese Gruppen bei den einzelnen Versicherern ausmachen. Um die Grafik übersichtlich zu halten, werden nur diejenigen Versicherer gezeigt, bei welchen mindestens einer der beiden Anteile grösser als 5% für Risikogruppe 1 bzw. 7.5% für Risikogruppe 2 ist. Oberhalb der Balken steht jeweils die nach Monaten gewichtete Anzahl Versicherer.

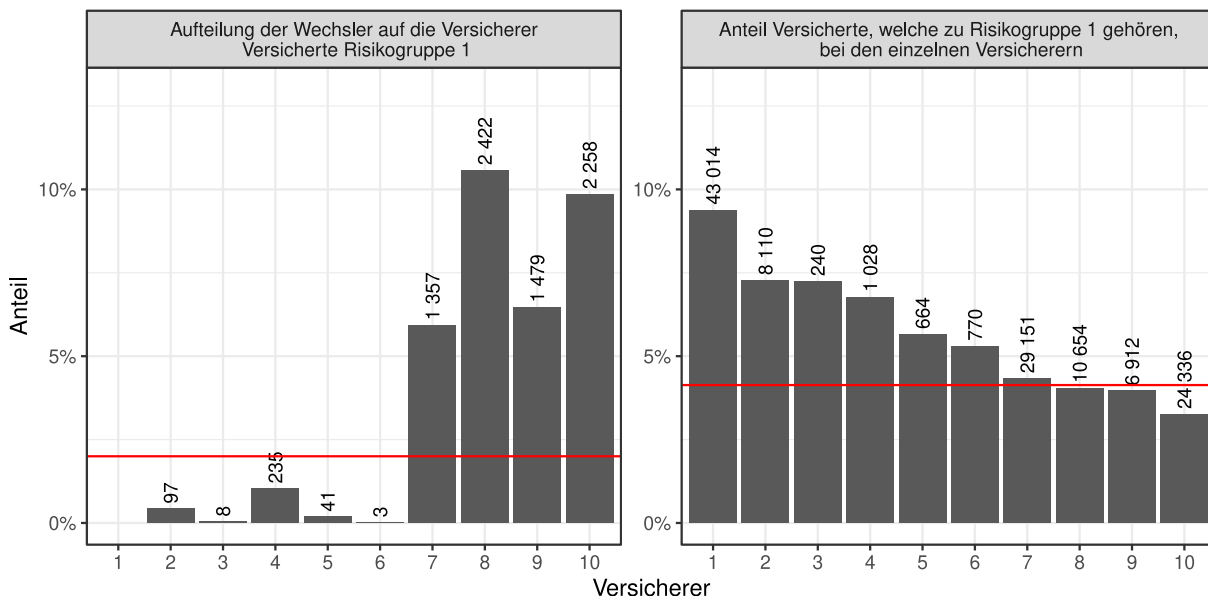


Abbildung 89: Verteilung der Risikoselektionsgruppe 1: 19-25 Jahre mit hoher Franchise, insbesondere der Wechsler (links), auf die Versicherer. Es werden nur diejenigen Versicherer gezeigt, bei welchen mindestens einer der beiden Anteile grösser als 5% ist.

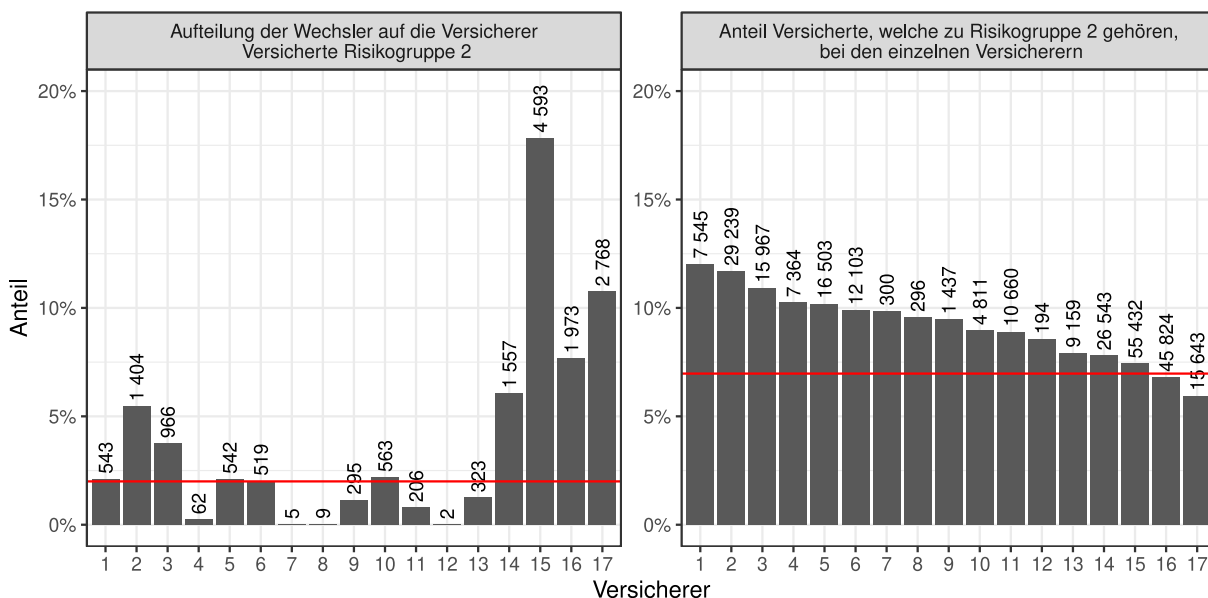


Abbildung 90: Verteilung der Risikoselektionsgruppe 2: 41-60 Jahr mit Prämienverbilligung, insbesondere der Wechsler, auf die Versicherer. Es werden nur diejenigen Versicherer gezeigt, bei welchen mindestens einer der beiden Anteile grösser als 5% ist.

9.7 ANHANG ZU KAPITEL 4.2: ENTWICKLUNGEN SEIT DER EINFÜHRUNG DER PCG

9.7.1 DETAILS ZUR ZEITLICHEN ENTWICKLUNG DER RISIKOSELEKTIONSGRUPPENANTEILE

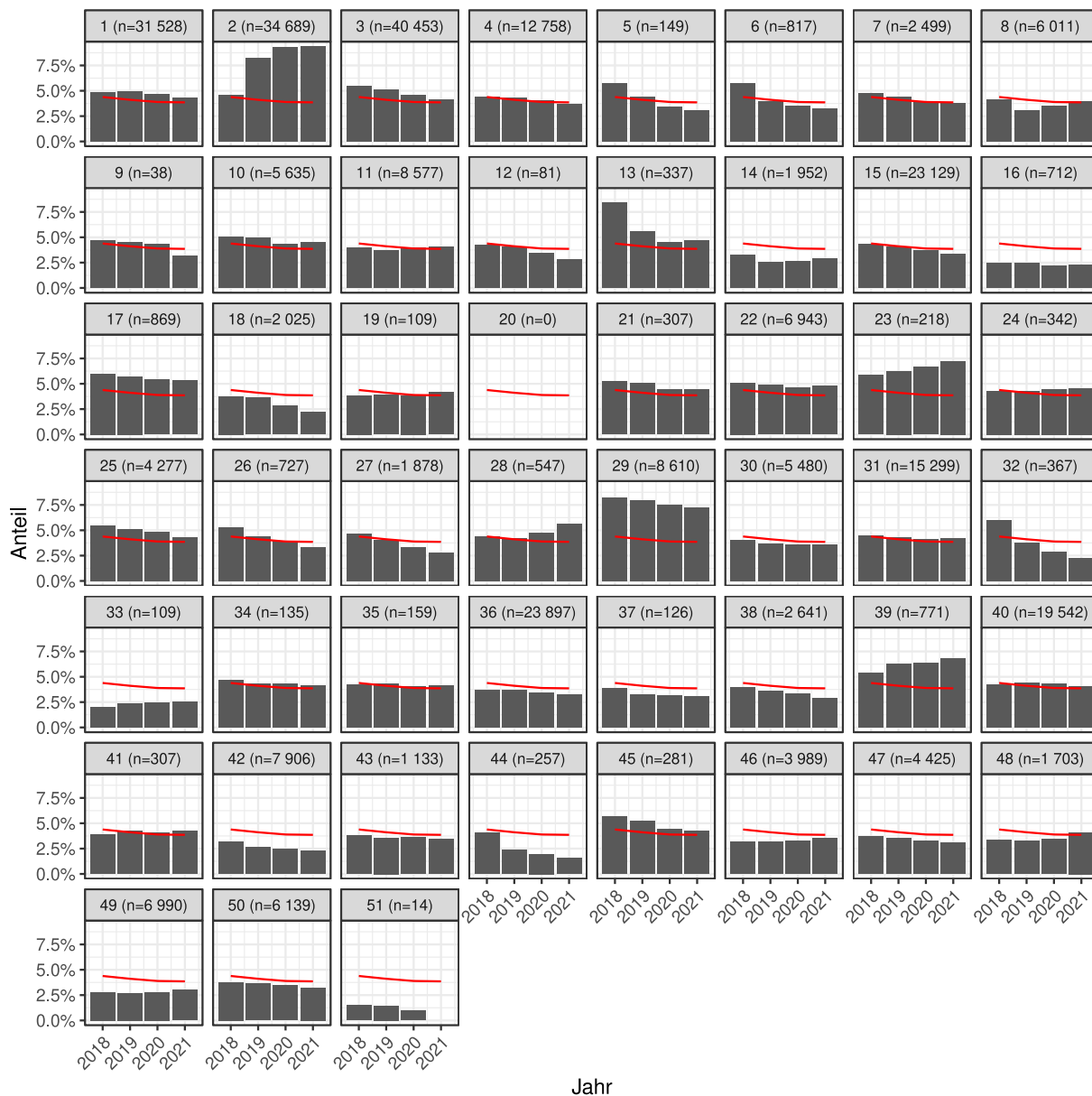


Abbildung 91: Risikoselektionsgruppe 1 (19-25-Jährige mit hoher Franchise): Anteil über die Jahre 2018 bis 2021 bei allen Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

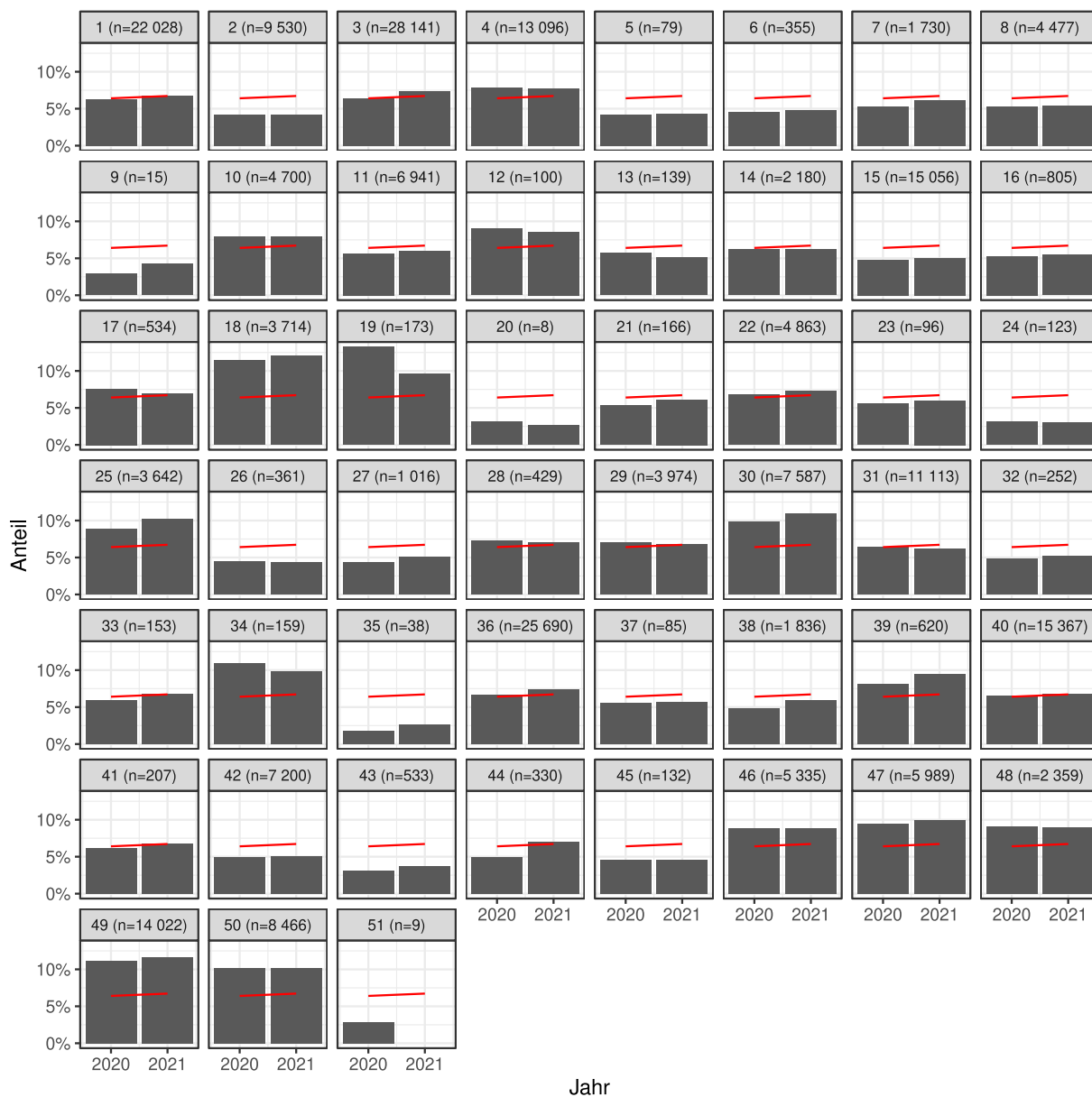


Abbildung 92: Risikoselektionsgruppe 2 (40–60-Jährige mit Prämienverbilligung): Anteil über die Jahre 2018 bis 2021 bei allen Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

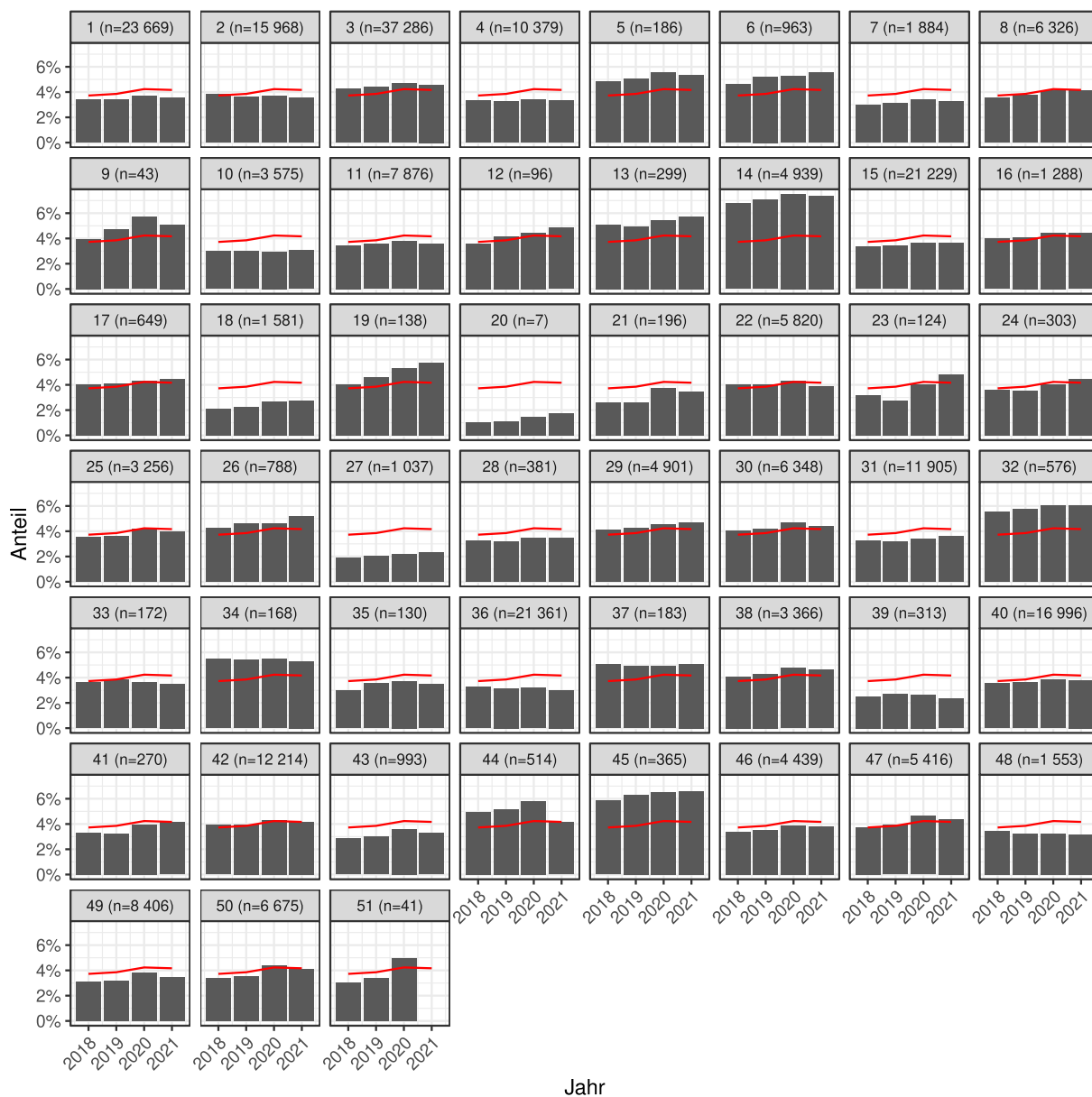


Abbildung 93: Risikoselektionsgruppe 3 (60-70-Jährige ohne Nettoleistungen im Vorjahr): Anteil über die Jahre 2018 bis 2021 bei allen Versicherern. Die rote Linie zeigt den durchschnittlichen Anteil über alle Versicherer.

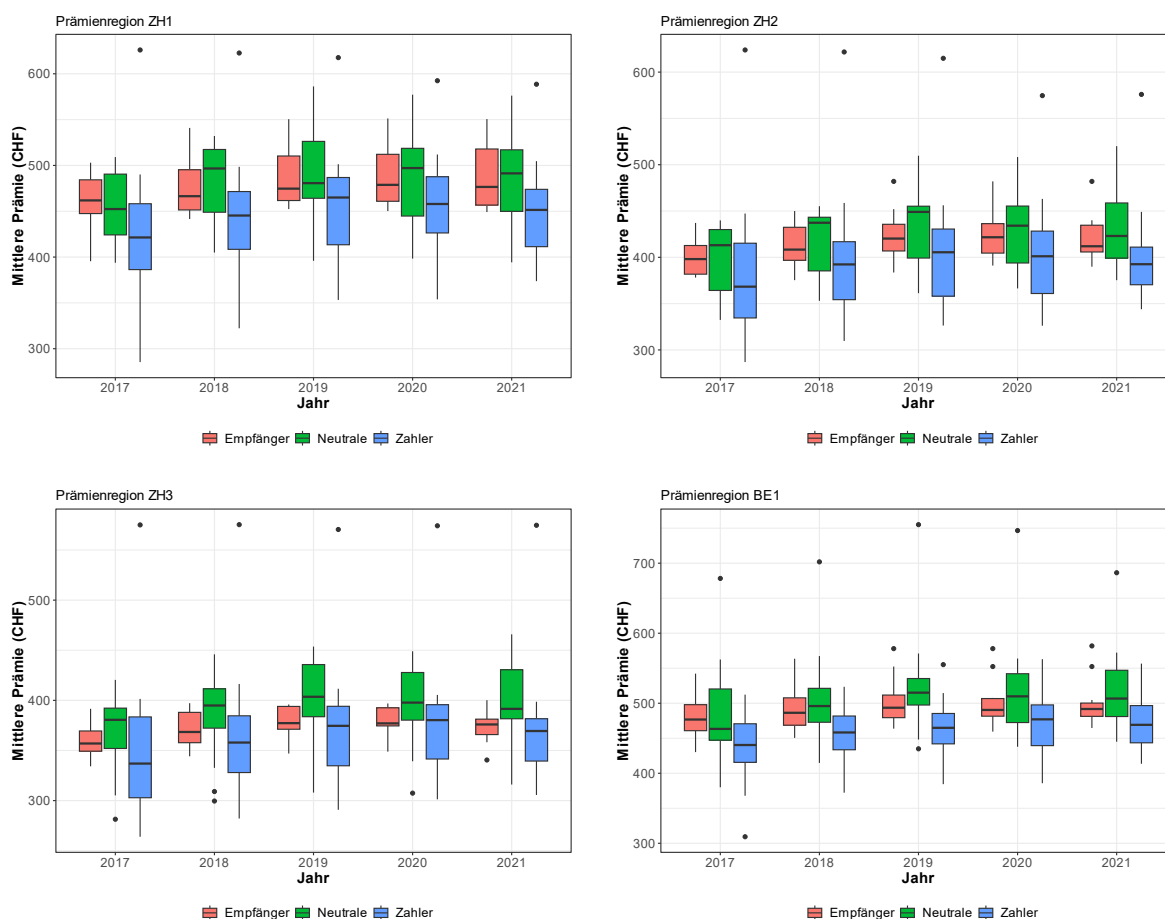
9.8 ANHANG ZU KAPITEL 5: AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES ZUSÄTZLICHEN INDIKATORS (PCGS) AUF DIE PRÄMIEN

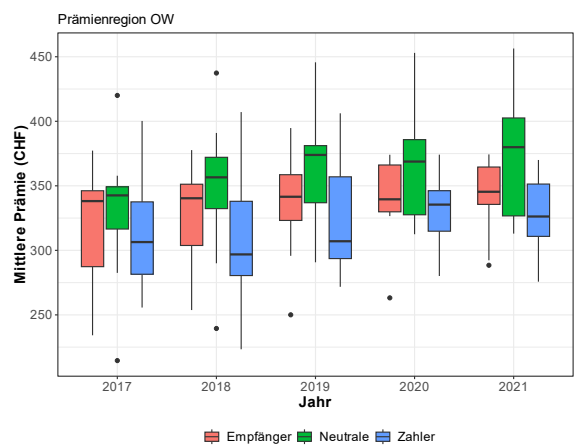
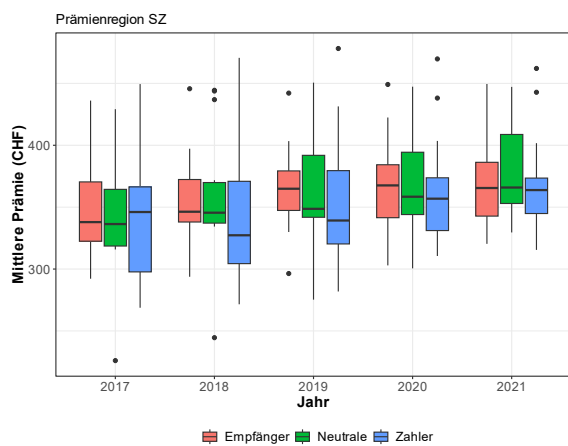
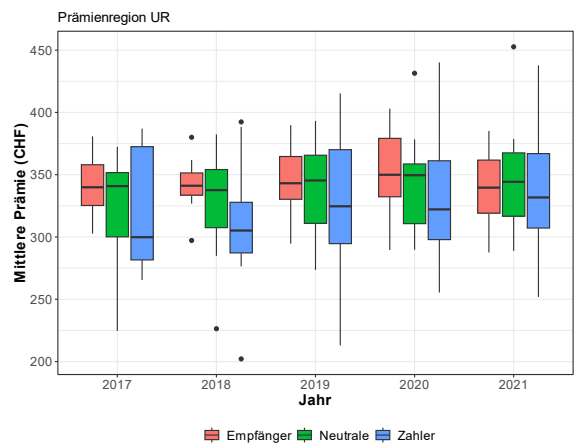
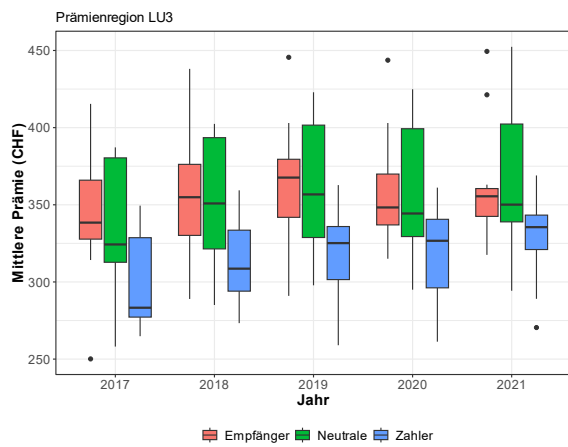
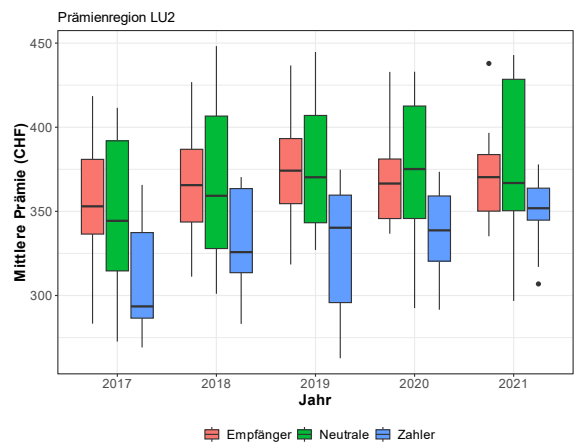
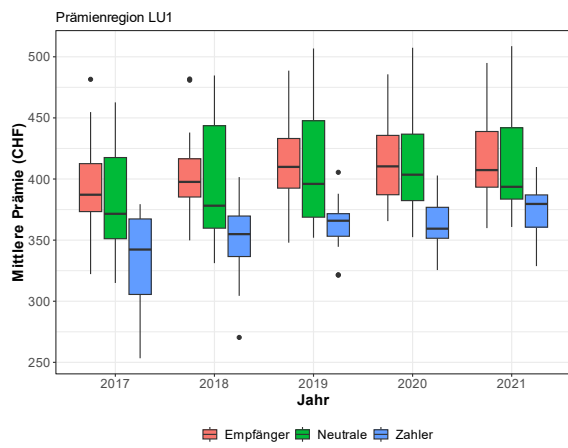
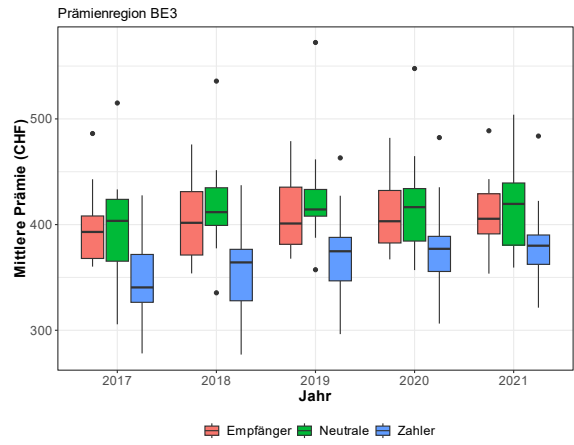
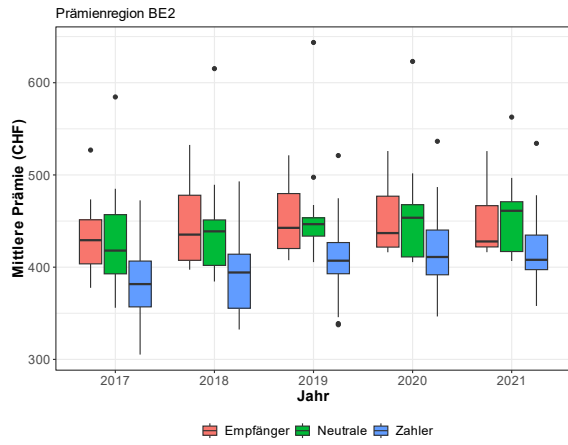
Tabelle 26: Durchgehende Klassifikation der Versicherer zwischen 2017 und 2021 in Netto-Zahler, Netto-Empfänger oder Neutral

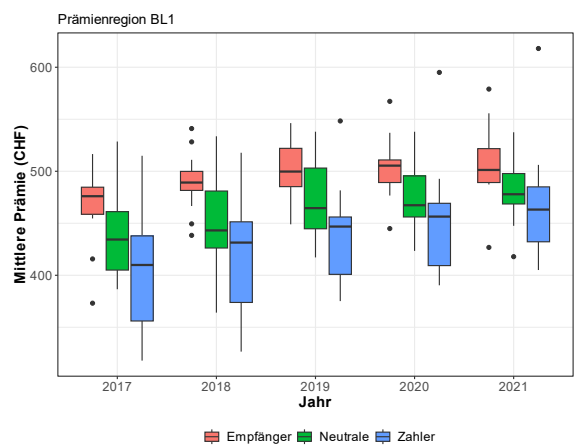
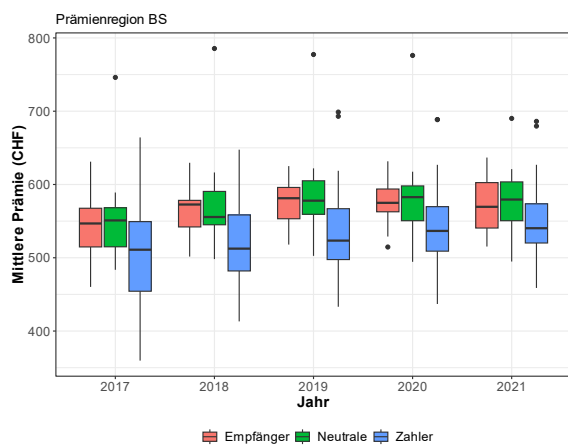
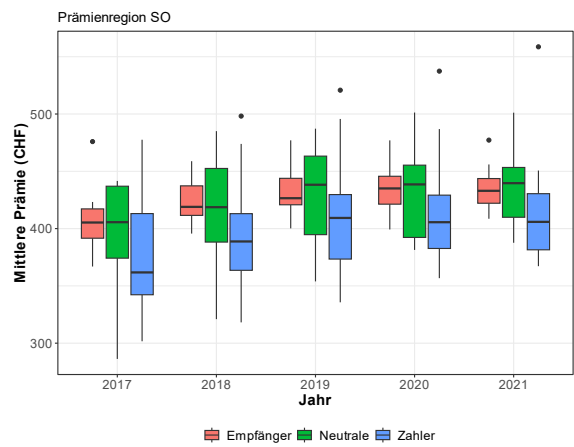
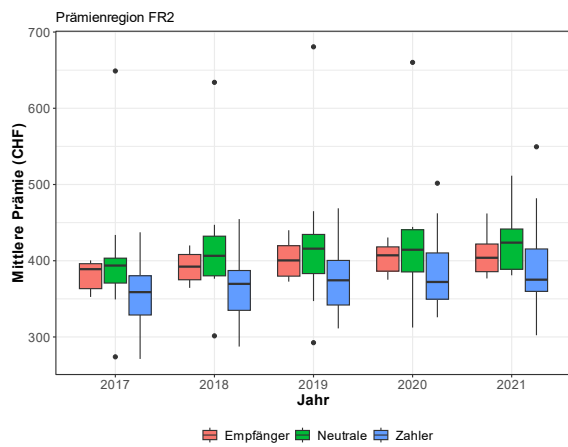
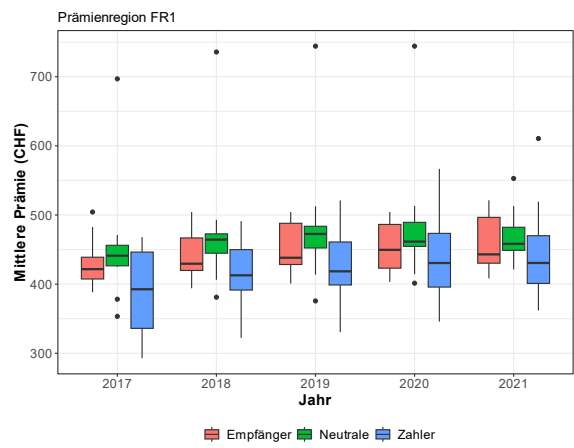
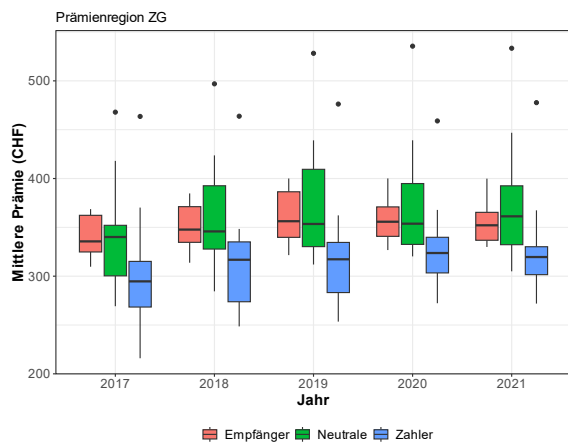
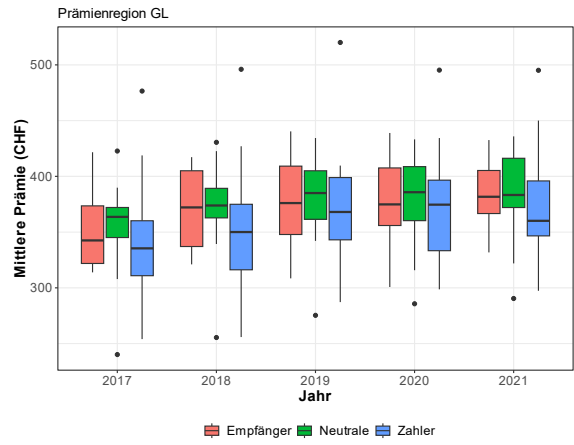
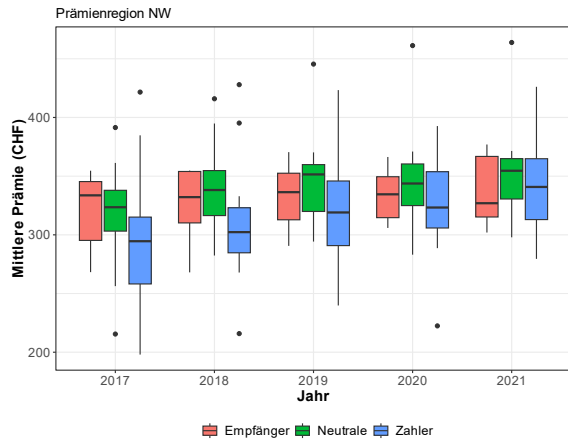
BAG-Nr.	Name des OKP-Versicherers	Durchgehende Klassifikation
8	CSS Kranken-Vers. AG	Netto-Empfänger
32	Aquilana Versicherungen	Netto-Empfänger
57	Moove Sympany AG	Netto-Zahler
62	SUPRA-1846 SA	Netto-Zahler
134	Kranken- und Unfallkasse Einsiedeln	Neutral
182	PROVITA Gesundheitsversicherung AG	Netto-Zahler
194	Sumiswalder Krankenkasse	Netto-Zahler
246	Krankenkasse Steffisburg	Netto-Zahler
290	CONCORDIA Schweiz. Kranken- und Unfallversicherung AG	Netto-Empfänger
312	Atupri Gesundheitsversicherung	Neutral
343	Avenir Assurance Maladie SA	Neutral
360	Krankenkasse Luzerner Hinterland	Neutral
376	KPT Krankenkasse AG	Netto-Empfänger
455	ÖKK Kranken- und Unfallversicherungen AG	Neutral
509	Vivao Sympany AG	Neutral
558	KVF Krankenversicherung AG	Netto-Zahler
762	Kolping Krankenkasse AG	Neutral
774	Easy Sana Assurance Maladie SA	Neutral
780	Glamer Krankenversicherung	Netto-Zahler
820	Cassa da malsauns Lumneziana	Netto-Empfänger
829	KLuG Krankenversicherung	Netto-Empfänger
881	EGK Grundversicherungen AG	Netto-Empfänger
901	Sanavals Gesundheitskasse	Netto-Zahler
923	Krankenkasse SLKK	Neutral
941	sodalis gesundheitsgruppe	Neutral
966	vita surselva	Neutral
994	Progrés Versicherungen AG	Netto-Zahler
1040	Krankenkasse Visperterminen	Netto-Zahler
1113	CM Vallée d'Entremont	Neutral
1142	Krankenkasse Institut Ingenbohl	Netto-Empfänger
1147	Krankenkasse Turbenthal	Netto-Empfänger
1318	Krankenkasse Wädenswil	Neutral
1322	Krankenkasse Birchmeier	Netto-Empfänger
1331	Krankenkasse Stoffel Mels	Neutral
1362	Krankenkasse Simplon	Neutral
1384	SWICA Krankenversicherung AG	Netto-Zahler
1386	Galenos Kranken- Unfallversicherung	Netto-Empfänger
1401	rhenusana	Neutral
1479	Mutuel Assurance Maladie SA	Netto-Empfänger
1507	Fondation AMB	Neutral
1509	Sanitas Grundversicherungen AG	Netto-Empfänger

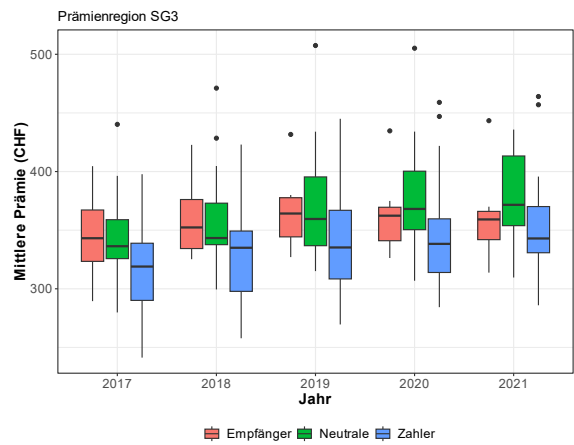
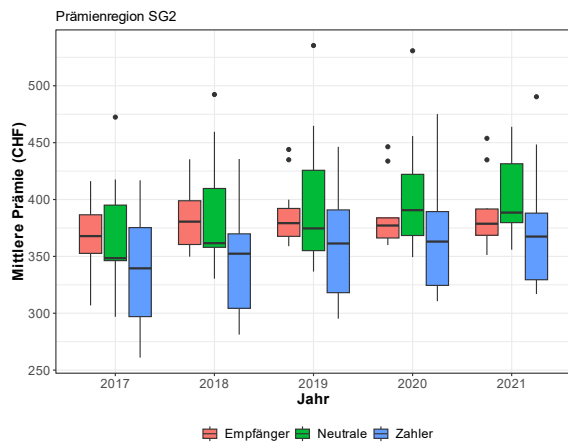
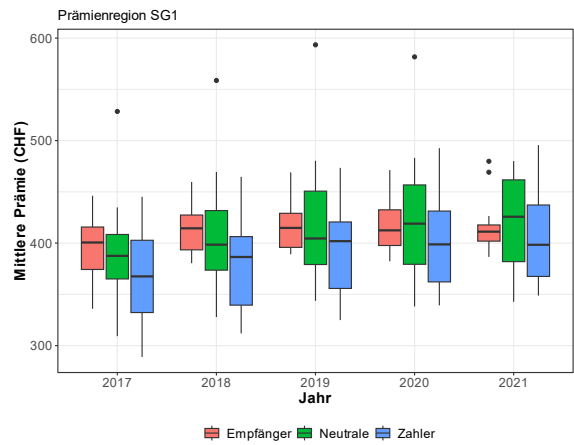
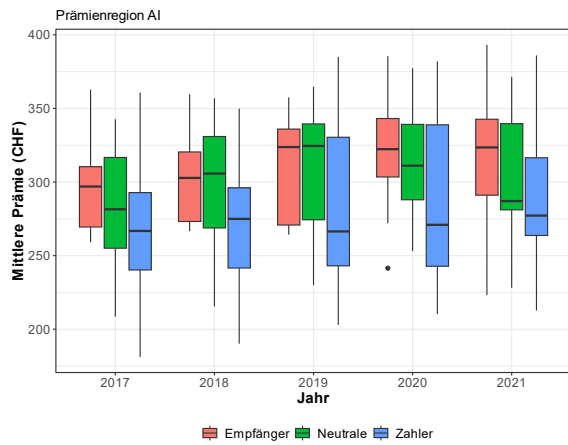
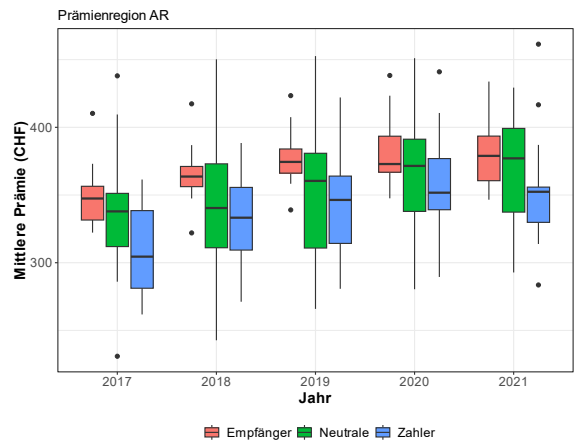
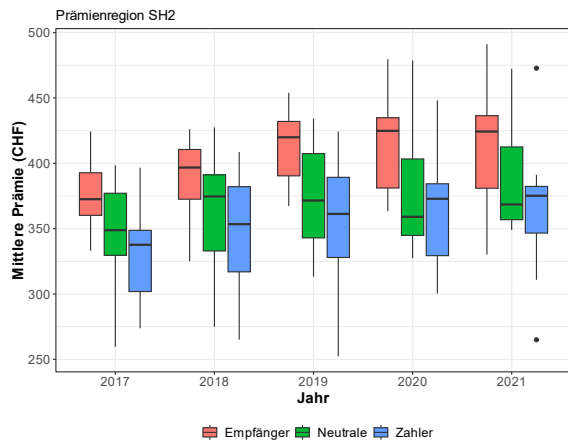
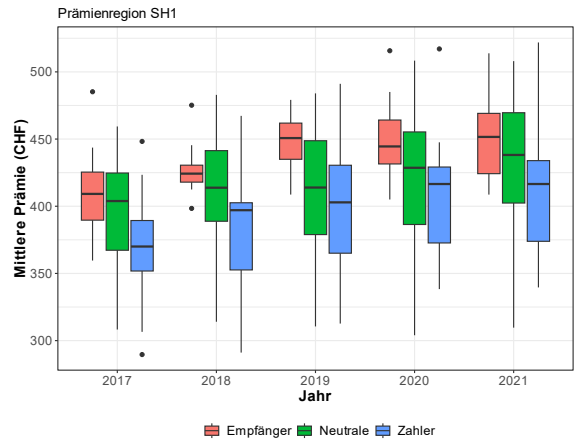
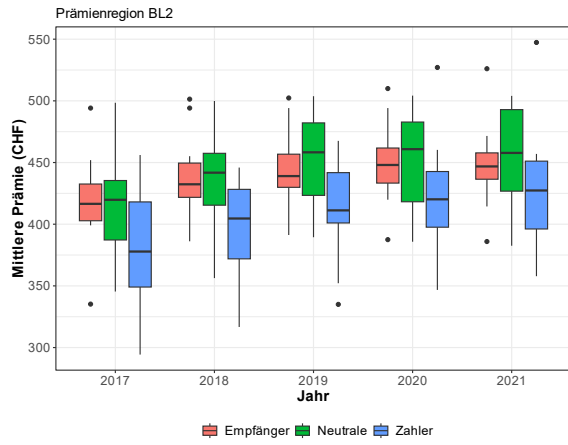
1529	Intras Kranken-Versicherung AG	Neutral
1535	Philos Assurance Maladie SA	Neutral
1542	Assura-Basis SA	Netto-Zahler
1555	Visana AG	Netto-Empfänger
1560	Agrisano Krankenkasse AG	Netto-Zahler
1562	Helsana Versicherungen AG	Netto-Empfänger
1568	sana24 AG	Netto-Zahler
1569	Arcosana AG	Netto-Zahler
1570	vivacare AG	Netto-Zahler
1575	Compact Grundversicherungen AG	Netto-Zahler
1577	Sanagate AG	Netto-Zahler

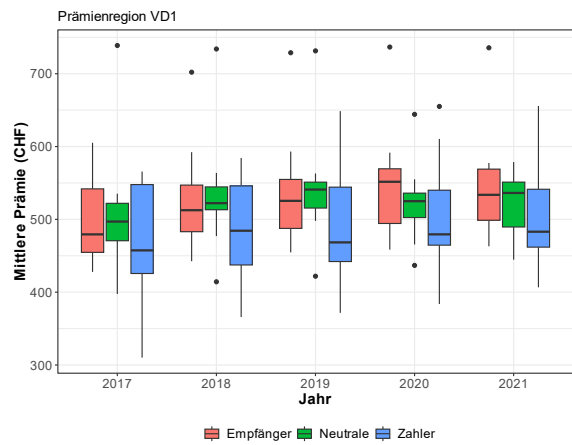
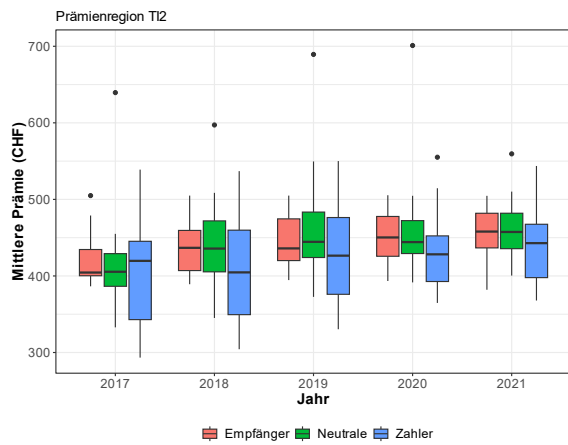
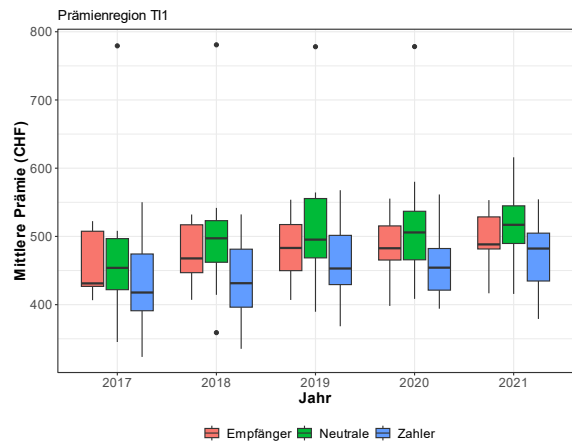
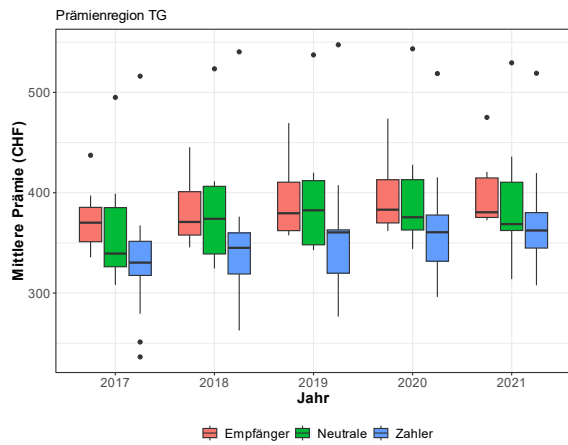
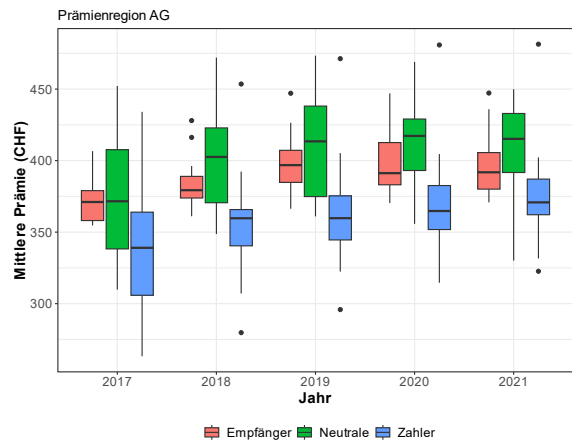
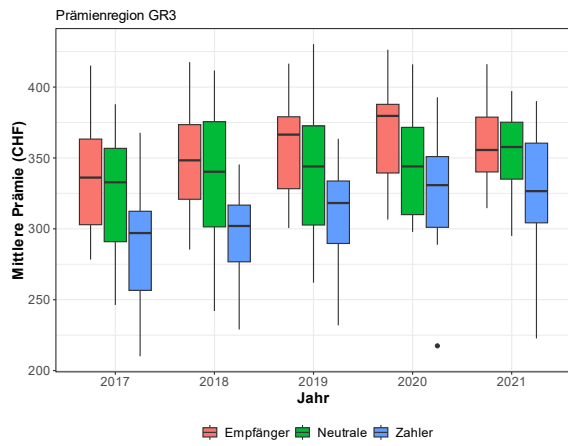
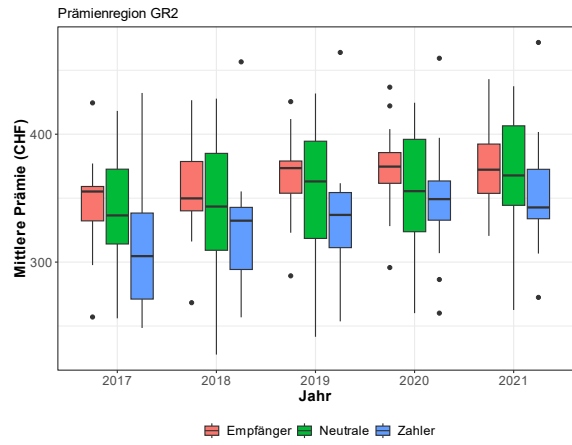
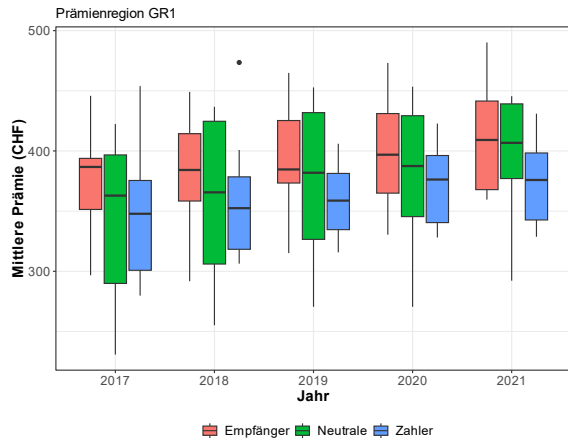
Abbildung 94: Boxplots der mittleren monatlichen Prämie pro Versicherer nach Risikoausgleich-Status und Jahr und Kanton (Erwachsene, Unfallabschluss, alle Franchisestufen und Versicherungsmodelle). Die Klassifikation der Versicherer in Netto-Empfänger, Netto-Zahler und Neutrale basiert auf den schweizweiten durchschnittlichen Zahlungen pro Versicherten











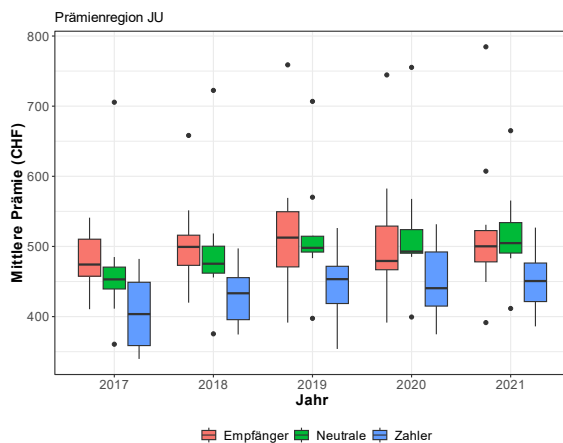
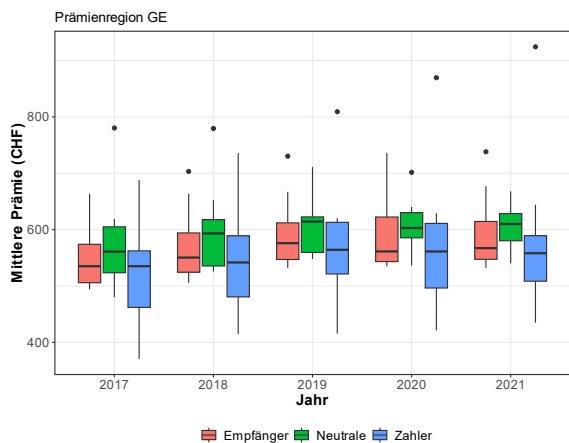
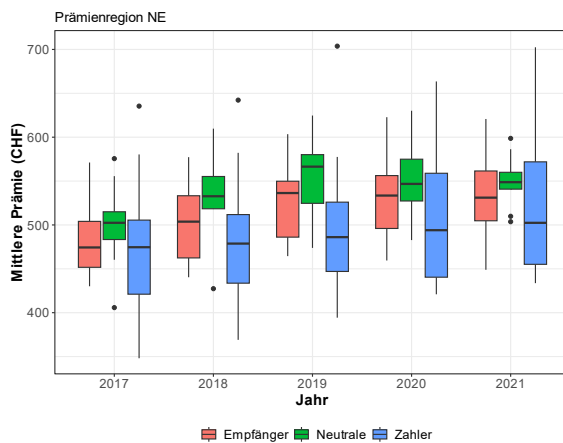
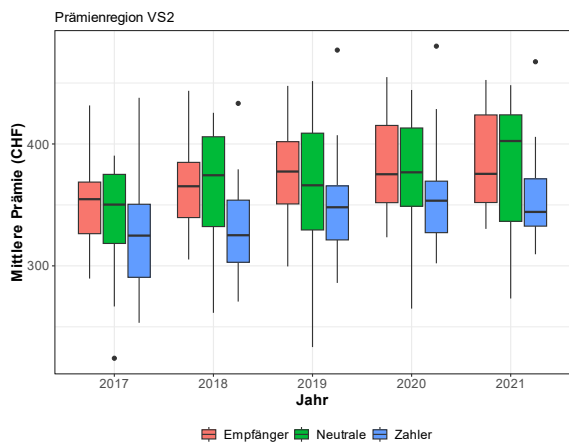
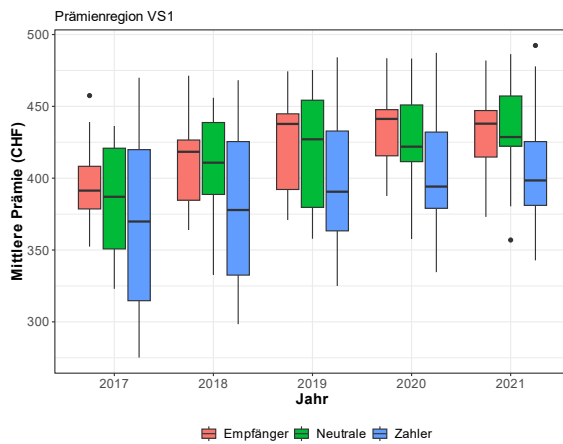
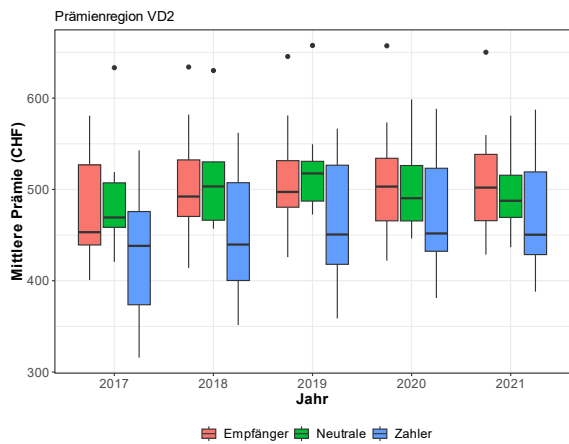


Tabelle 27: Veränderung der durchschnittlichen Prämie pro Monat (in Prozent), nach Prämieregion, nach Status des Versicherers im Risikoausgleich (RA) und Jahr

Prämienregion	RA-Status	Veränderung 2017-2018	Veränderung 2018-2019	Veränderung 2019-2020	Veränderung 2020-2021	Veränderung 2017-2021
ZH1	Empfänger	3,0	1,6	0,4	-1,2	3,8
ZH1	Neutrale	5,3	1,8	-1,2	0,0	5,9
ZH1	Zahler	3,1	3,0	1,0	0,2	7,5
ZH2	Empfänger	2,5	2,1	0,0	0,0	4,7
ZH2	Neutrale	5,9	2,8	-0,5	0,1	8,5
ZH2	Zahler	4,8	2,4	0,4	-0,7	7,1
ZH3	Empfänger	3,1	2,0	-0,1	-0,8	4,3
ZH3	Neutrale	6,0	3,4	-0,7	0,1	8,9
ZH3	Zahler	4,8	2,4	0,5	-0,9	6,9
BE1	Empfänger	1,8	1,1	0,7	0,9	4,5
BE1	Neutrale	6,6	2,3	-1,9	1,0	8,0
BE1	Zahler	3,3	3,0	1,1	-0,6	7,0
BE2	Empfänger	1,3	2,1	0,1	1,4	5,0
BE2	Neutrale	7,9	2,4	-3,4	1,5	8,3
BE2	Zahler	3,8	2,7	1,2	0,8	8,9
BE3	Empfänger	1,3	2,2	-0,2	1,6	5,0
BE3	Neutrale	8,3	3,5	-2,3	1,1	10,6
BE3	Zahler	3,4	2,1	0,7	0,7	7,0
LU1	Empfänger	1,5	2,6	-1,0	-0,3	2,8
LU1	Neutrale	5,0	1,7	1,0	2,3	10,4
LU1	Zahler	4,7	1,2	-3,5	2,7	5,0
LU2	Empfänger	2,0	3,0	-1,0	-0,5	3,4
LU2	Neutrale	5,7	2,7	0,8	1,6	11,2
LU2	Zahler	4,1	0,7	-2,9	5,5	7,4
LU3	Empfänger	2,1	2,7	-1,0	-0,5	3,3
LU3	Neutrale	4,8	2,5	1,2	0,3	9,0
LU3	Zahler	3,8	0,9	-2,2	5,8	8,3
UR	Empfänger	1,1	-0,1	-1,6	-1,5	-2,1
UR	Neutrale	2,9	3,4	0,4	1,8	8,7
UR	Zahler	2,3	0,5	2,4	2,1	7,5
SZ	Empfänger	1,0	2,5	-0,8	-0,6	2,1
SZ	Neutrale	3,6	1,7	1,5	3,0	10,2
SZ	Zahler	3,3	4,8	0,2	0,3	8,9
OW	Empfänger	2,2	1,8	0,5	-0,9	3,7
OW	Neutrale	1,9	6,8	0,1	0,7	9,7
OW	Zahler	3,1	2,8	-2,2	2,1	5,9
NW	Empfänger	0,9	3,2	1,1	1,0	6,2
NW	Neutrale	9,1	2,8	0,4	1,7	14,5
NW	Zahler	3,4	3,7	3,1	2,5	13,3
GL	Empfänger	0,3	3,4	-1,2	0,4	2,9
GL	Neutrale	4,5	2,6	0,4	-0,1	7,5
GL	Zahler	1,8	2,2	-0,3	-0,7	3,0
ZG	Empfänger	1,2	1,7	-0,2	0,5	3,2
ZG	Neutrale	5,8	3,2	0,9	-0,6	9,5
ZG	Zahler	2,2	0,7	-0,1	1,5	4,3
FR1	Empfänger	1,4	1,9	2,3	-1,1	4,6

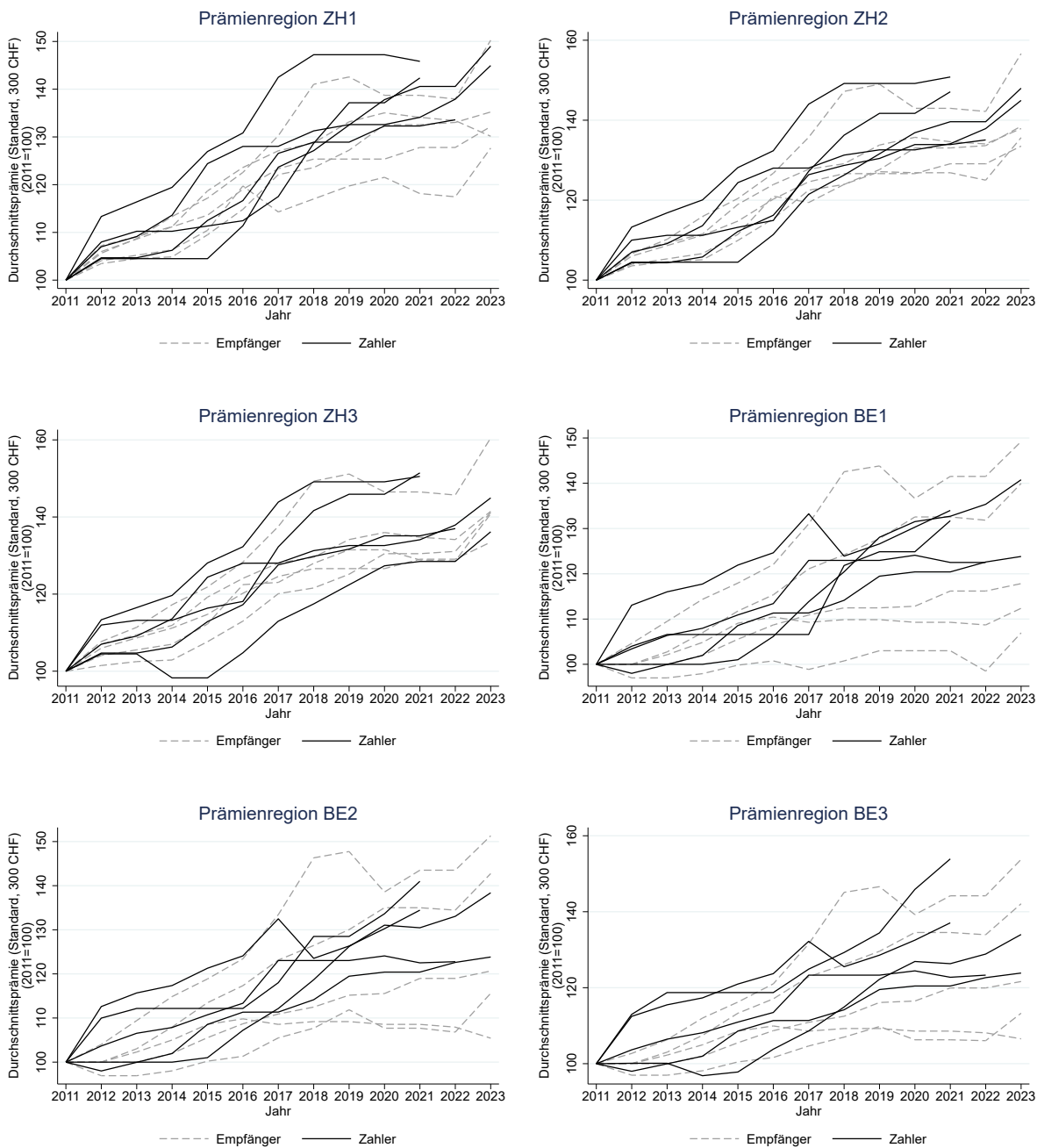
FR1	Neutrale	7,3	1,7	-0,8	1,3	9,6
FR1	Zahler	3,9	2,8	1,8	2,3	11,3
FR2	Empfänger	1,6	2,4	2,2	-0,9	5,4
FR2	Neutrale	7,6	1,4	-0,9	0,7	9,0
FR2	Zahler	4,0	3,2	1,4	2,2	11,2
SO	Empfänger	3,1	1,6	-0,4	0,7	5,0
SO	Neutrale	4,9	2,5	0,1	0,5	8,1
SO	Zahler	4,7	4,6	1,6	-0,7	10,5
BS	Empfänger	3,9	1,8	-0,5	-0,1	5,2
BS	Neutrale	3,1	0,8	-1,9	-0,3	1,6
BS	Zahler	6,6	2,7	2,7	1,3	14,0
BL1	Empfänger	3,9	1,1	1,4	0,5	7,0
BL1	Neutrale	6,3	1,4	-0,9	0,3	7,1
BL1	Zahler	4,3	4,2	2,6	2,0	13,8
BL2	Empfänger	4,8	0,9	0,2	1,3	7,3
BL2	Neutrale	6,8	1,9	-2,0	1,3	8,0
BL2	Zahler	4,7	4,4	1,9	2,3	14
SH1	Empfänger	2,1	4,6	-0,1	0,0	6,7
SH1	Neutrale	2,1	2,5	2,5	2,2	9,6
SH1	Zahler	6,2	2,1	-3,2	-0,8	4,1
SH2	Empfänger	3,2	5,3	-1,9	-2,3	4,2
SH2	Neutrale	3,1	3,1	1,8	2,4	10,8
SH2	Zahler	5,9	2,9	0,0	0,8	9,8
AR	Empfänger	2,3	1,5	0,9	-2,0	2,7
AR	Neutrale	3,7	4,5	2,7	2,3	13,8
AR	Zahler	5,1	0,5	2,9	0,4	9,0
AI	Empfänger	2,5	2,1	-0,7	-2,7	1,1
AI	Neutrale	4,0	3,2	3,5	-2,2	8,7
AI	Zahler	-0,4	-1,0	0,9	-2,3	-2,8
SG1	Empfänger	2,5	0,2	0,8	0,2	3,8
SG1	Neutrale	6,8	3,1	-0,2	0,0	9,8
SG1	Zahler	3,0	2,9	1,0	-0,3	6,7
SG2	Empfänger	2,4	0,5	0,6	0,3	3,9
SG2	Neutrale	6,7	2,9	1,3	0,7	12
SG2	Zahler	3,0	3,0	0,9	-0,3	6,7
SG3	Empfänger	2,2	0,9	0,5	-0,4	3,2
SG3	Neutrale	5,7	1,3	0,9	2,0	10,2
SG3	Zahler	3,3	2,6	1,4	0,0	7,5
GR1	Empfänger	-0,1	1,2	2,4	-1,5	2,0
GR1	Neutrale	4,6	4,2	1,0	-0,7	9,4
GR1	Zahler	4,6	2,2	3,1	-1,3	8,8
GR2	Empfänger	0,2	2,0	2,3	-0,1	4,5
GR2	Neutrale	4,2	4,2	0,4	0,5	9,6
GR2	Zahler	4,4	2,9	3,6	-1,1	10,1
GR3	Empfänger	1,2	2,7	2,6	0,0	6,7
GR3	Neutrale	3,9	2,4	0,2	0,7	7,3
GR3	Zahler	4,6	2,6	2,9	0,6	11,2
AG	Empfänger	1,7	2,6	-0,4	-0,1	3,9
AG	Neutrale	8,0	1,4	0,3	-2,4	7,1
AG	Zahler	2,5	3,0	1,8	2,0	9,7
TG	Empfänger	1,6	2,1	0,6	0,6	5,0

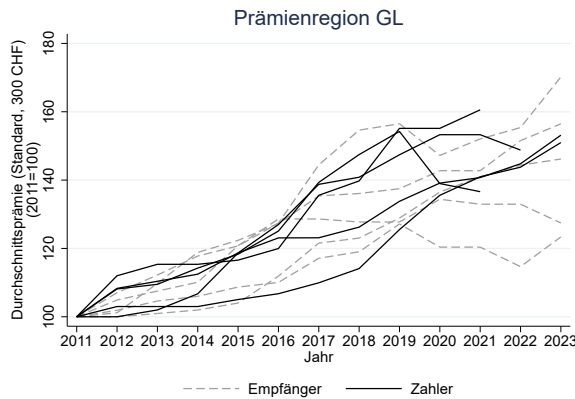
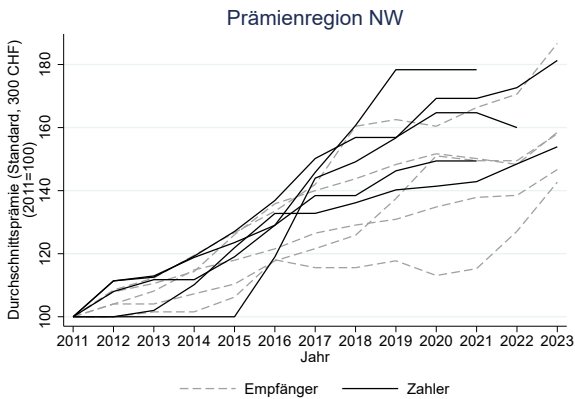
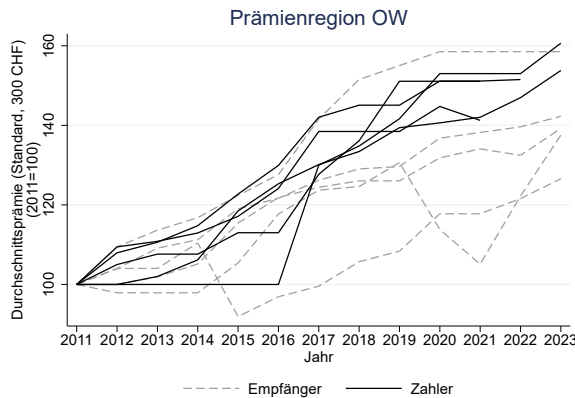
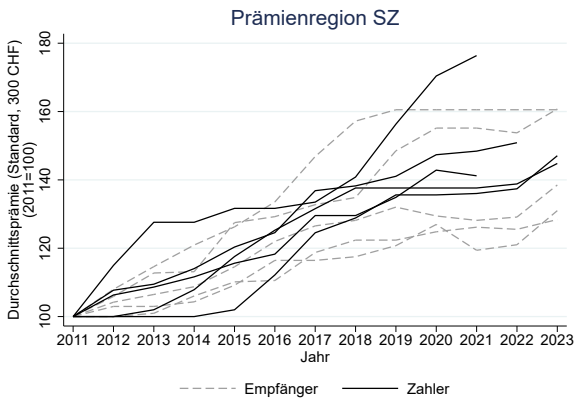
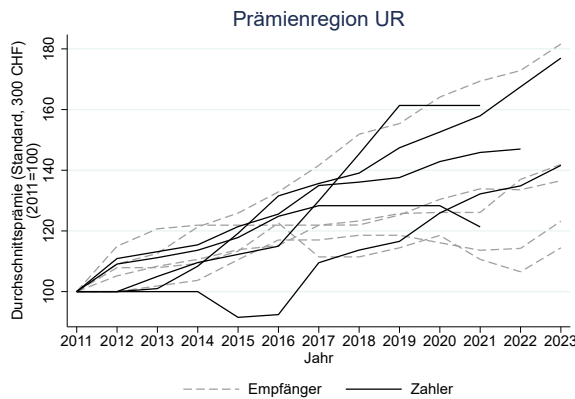
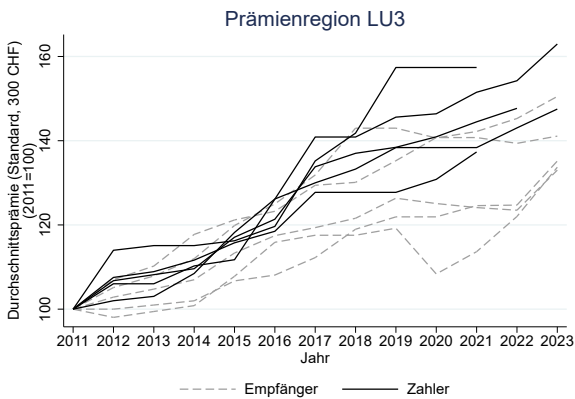
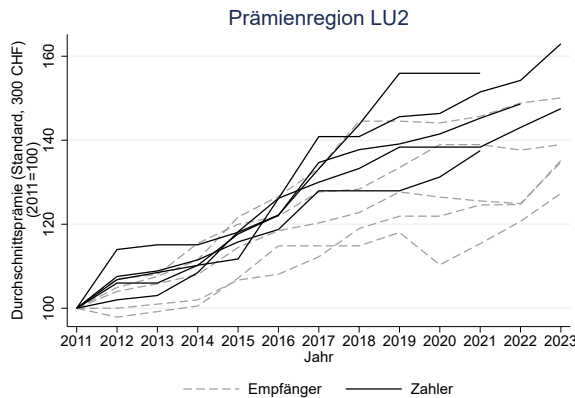
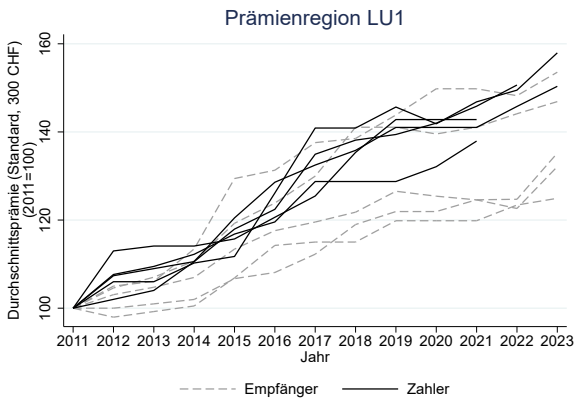
TG	Neutrale	6,9	2,5	2,2	-1,8	10,1
TG	Zahler	2,8	2,8	2,2	2,2	10,4
TI1	Empfänger	4,8	2,8	0,4	2,3	10,7
TI1	Neutrale	4,8	6,1	3,3	1,3	16,4
TI1	Zahler	3,8	3,9	4,0	-0,5	11,6
TI2	Empfänger	4,5	2,0	1,2	2,0	10,0
TI2	Neutrale	5,3	5,8	2,6	1,9	16,4
TI2	Zahler	3,9	4,8	4,3	0,8	14,6
VD1	Empfänger	5,3	1,9	-1,9	0,9	6,2
VD1	Neutrale	6,7	2,6	-2,4	0,8	7,6
VD1	Zahler	5,2	4,1	2,4	0,3	12,6
VD2	Empfänger	4,5	1,9	-3,4	0,3	3,3
VD2	Neutrale	8,3	3,3	-5,5	1,3	7,1
VD2	Zahler	5,8	5,0	2,8	-1,3	12,6
VS1	Empfänger	4,9	3,3	1,7	-0,7	9,4
VS1	Neutrale	10	3,9	1,0	1,3	17
VS1	Zahler	1,6	4,1	2,9	2,2	11,2
VS2	Empfänger	3,8	3,1	2,3	-0,2	9,3
VS2	Neutrale	4,4	6,8	3,3	0,3	15,4
VS2	Zahler	1,7	4,0	2,3	0,8	9,0
NE	Empfänger	5,1	4,1	0,5	-1,1	8,8
NE	Neutrale	8,7	4,6	-3,6	1,2	11,0
NE	Zahler	2,6	4,4	5,3	0,3	13,1
GE	Empfänger	4,4	1,9	-1,6	0,6	5,3
GE	Neutrale	5,7	3,6	0,7	-0,4	9,8
GE	Zahler	5,1	3,0	3,6	0,5	12,7
JU	Empfänger	3,8	2,2	-1,8	1,0	5,3
JU	Neutrale	5,1	4,1	-2,5	-2,0	4,6
JU	Zahler	4,9	2,5	1,0	2,0	10,8

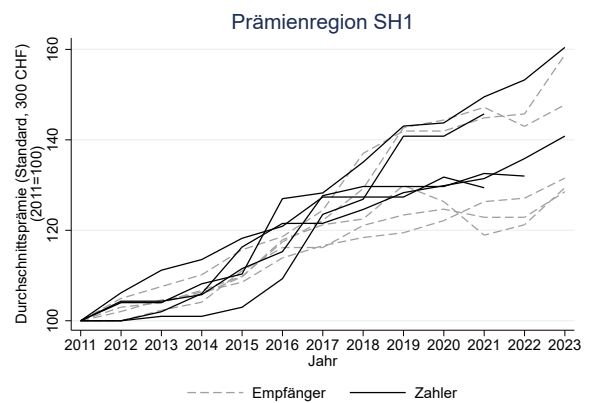
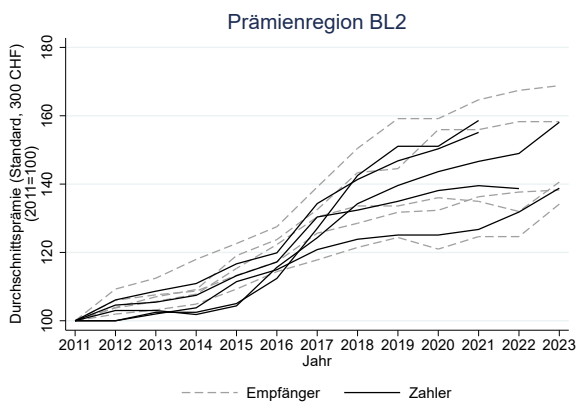
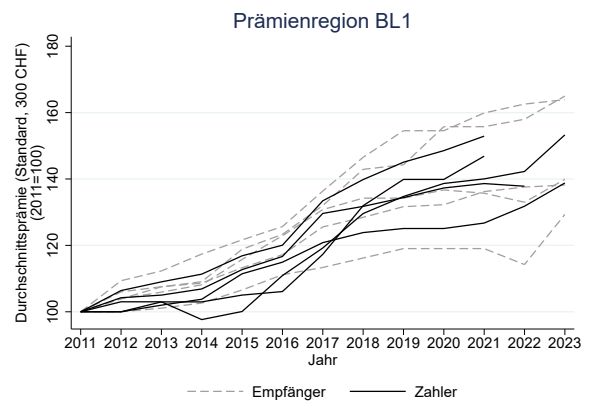
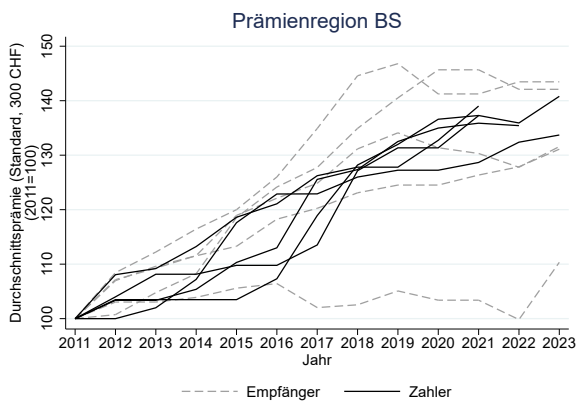
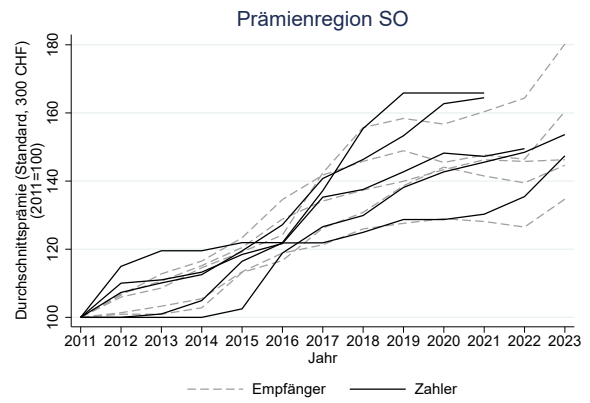
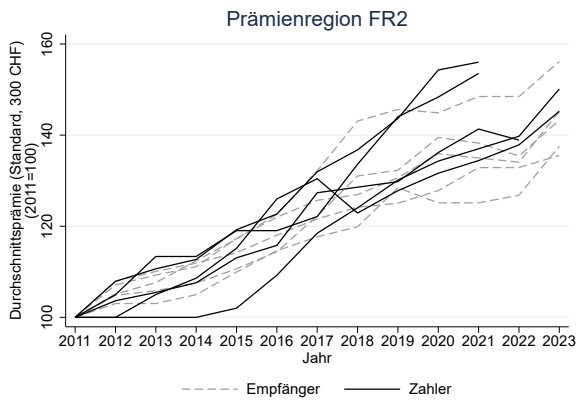
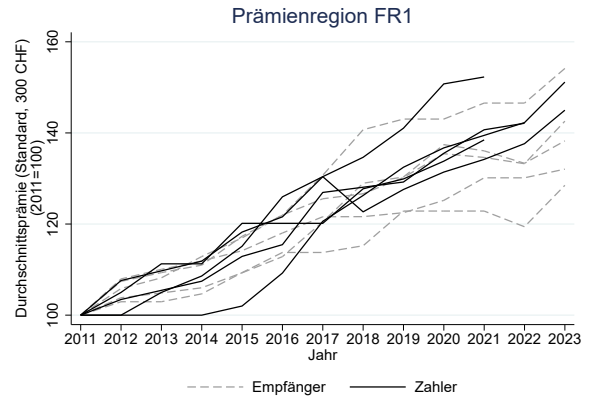
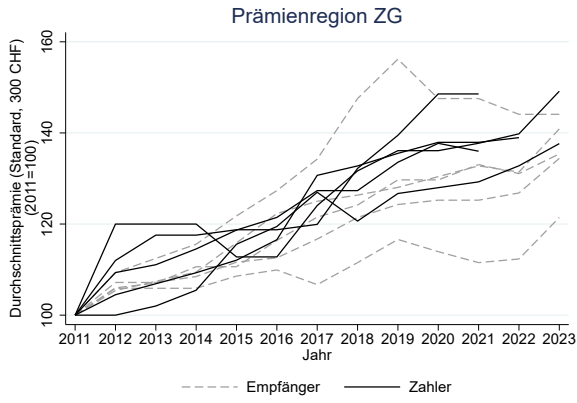
Tabelle 28: Mittlere prozentuale Abweichung der mittleren Prämie eines Versicherers vom Mittelwert der monatlichen Prämie, nach Prämienregion und Jahr. Der Wert für die Schweiz (unterste Zeile) wurde durch Gewichtung mit dem Bestand nach Prämienregion berechnet

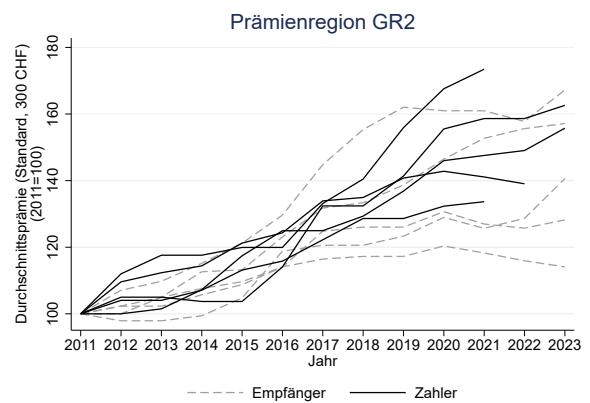
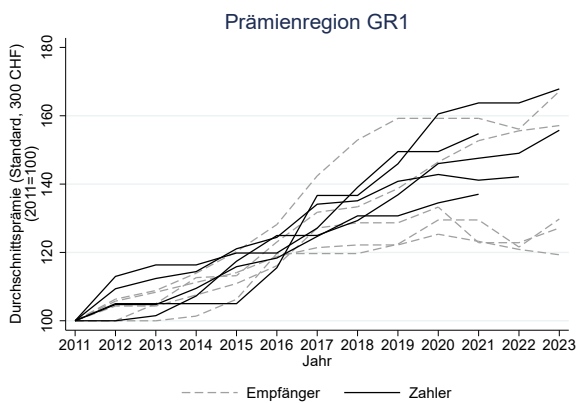
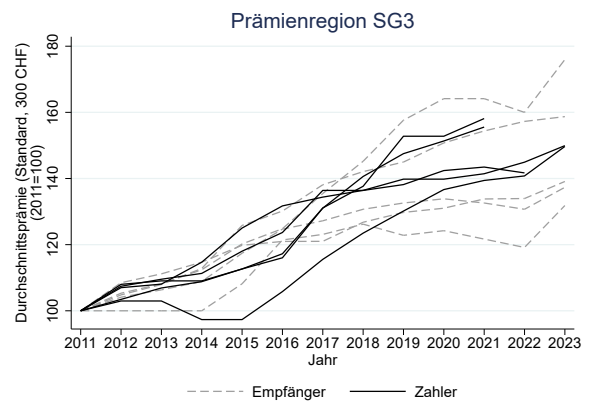
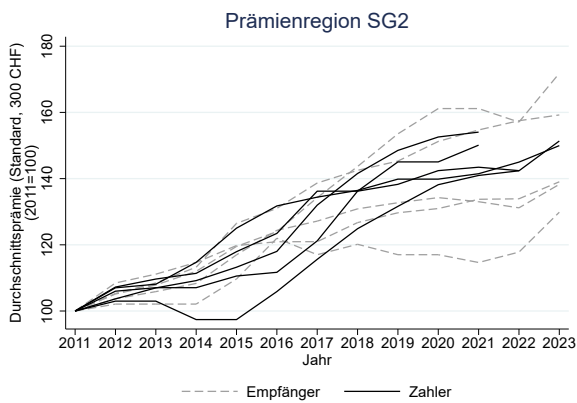
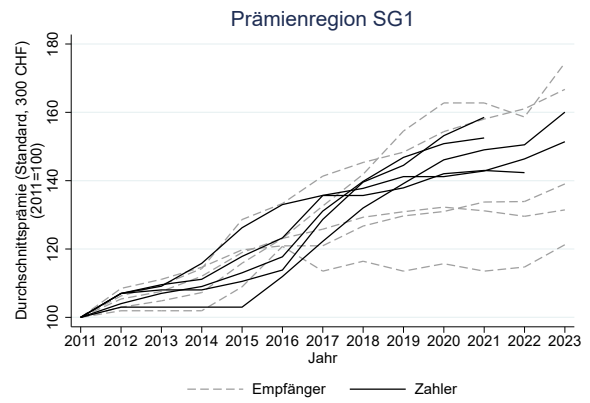
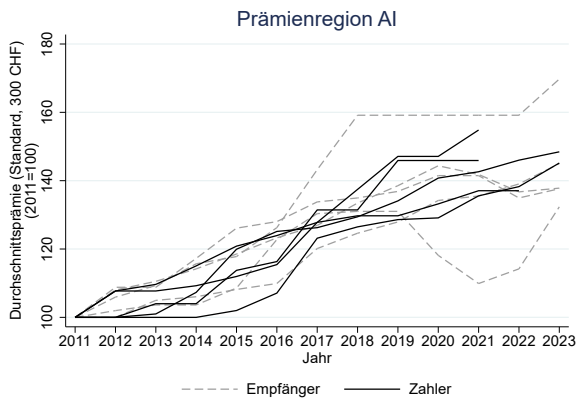
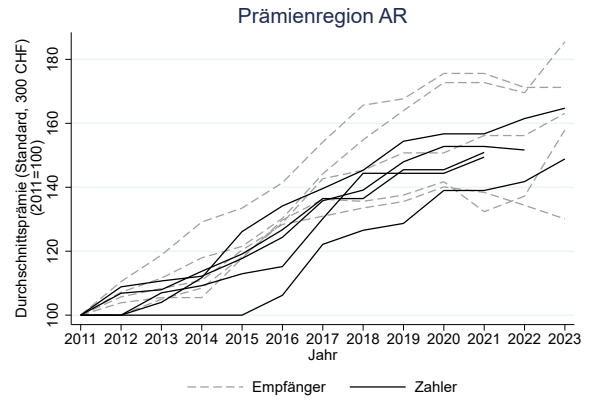
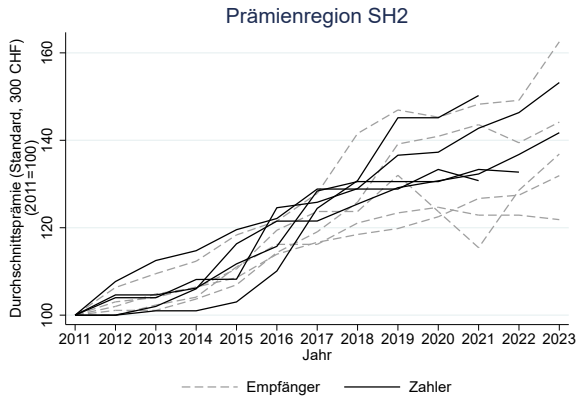
Mittlere prozentuale Abweichung vom Mittelwert der monatlichen Prämie (%)					
Prämienregion	2017	2018	2019	2020	2021
ZH1	8,6	6,5	6,0	6,1	5,3
ZH2	5,7	4,7	4,5	4,0	4,0
ZH3	5,7	5,4	4,8	4,4	3,8
BE1	6,7	6,2	5,2	5,1	5,4
BE2	6,2	5,5	5,0	4,1	4,3
BE3	5,4	4,9	4,4	3,7	4,1
LU1	4,9	4,3	3,6	4,2	4,6
LU2	5,1	4,8	4,3	4,2	4,9
LU3	5,6	4,6	4,7	4,2	4,7
UR	6,7	6,2	5,9	4,8	4,6
SZ	6,0	5,6	6,3	6,8	6,4
OW	7,7	7,3	6,7	5,7	6,1
NW	8,5	7,6	6,4	5,8	4,8
GL	9,7	8,1	9,3	7,8	7,6
ZG	5,8	5,5	5,2	4,4	3,5
FR1	6,6	5,6	5,6	6,0	4,6
FR2	5,7	5,4	5,0	4,8	4,5
SO	6,8	5,7	5,2	5,3	4,7
BS	10,5	8,5	8,1	7,2	6,5
BL1	9,1	7,5	6,9	6,1	5,5
BL2	7,5	7,6	6,4	6,0	5,4
SH1	6,5	6,5	6,6	7,3	6,7
SH2	7,8	8,3	8,8	8,2	7,8
AR	7,8	7,6	7,2	5,8	4,8
AI	8,2	8,9	11,0	9,9	8,2
SG1	6,8	6,0	5,0	5,1	4,5
SG2	6,9	5,8	4,6	4,5	4,5
SG3	7,4	6,4	5,7	5,3	4,9
GR1	7,3	5,6	4,9	5,1	5,4
GR2	6,4	4,3	3,5	4,2	3,5
GR3	8,1	7,7	7,6	6,7	6,2
AG	5,5	4,6	4,4	3,8	3,8
TG	5,6	4,5	4,3	4,4	3,9
TI1	7,2	8,2	7,5	5,8	6,4
TI2	6,3	7,4	6,1	5,8	5,3
VD1	9,5	9,8	8,9	7,3	7,5
VD2	8,2	8,8	8,1	5,8	6,5
VS1	7,6	7,3	7,6	7,2	6,2
VS2	7,6	8,0	6,8	5,9	5,5
NE	10,3	11,5	10,9	8,8	8,9
GE	9,2	9,2	8,5	6,7	6,8
JU	10,9	10,8	10,6	9,2	8,6
Schweiz (gew.)	7,1	6,6	6,1	5,4	5,2

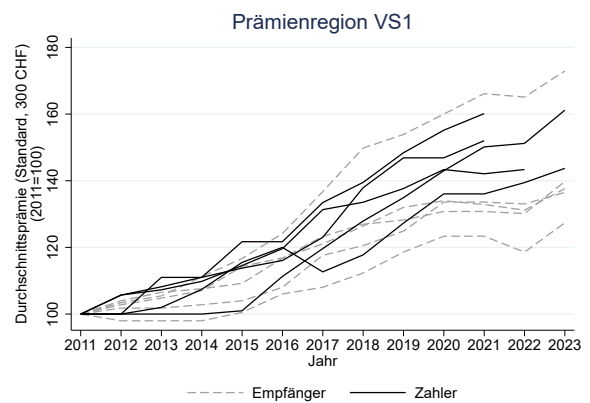
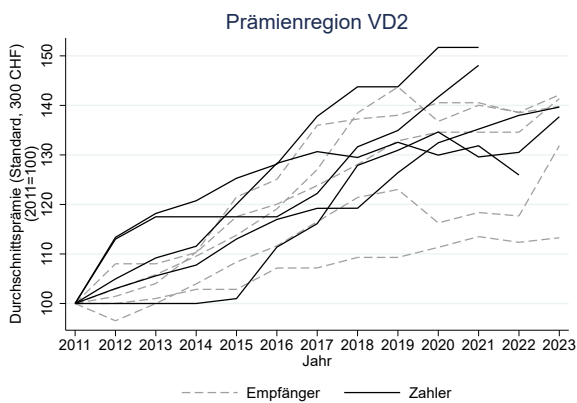
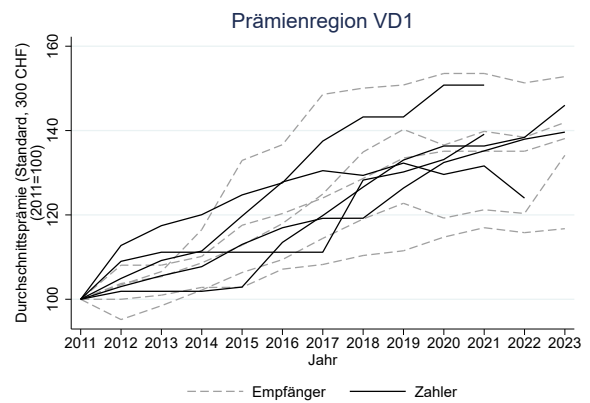
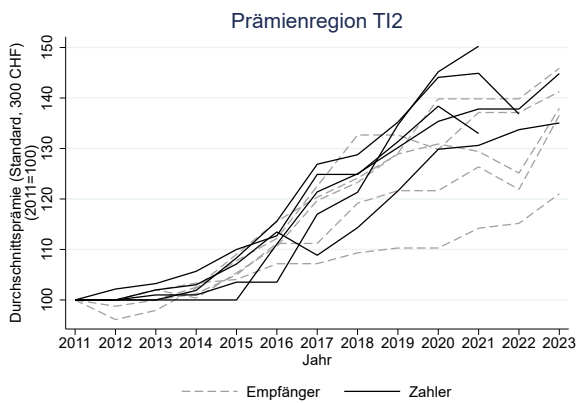
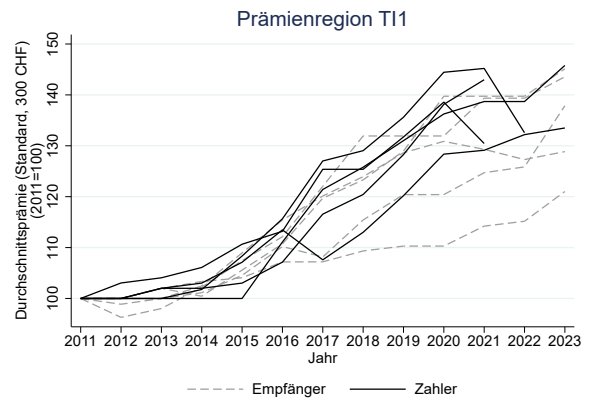
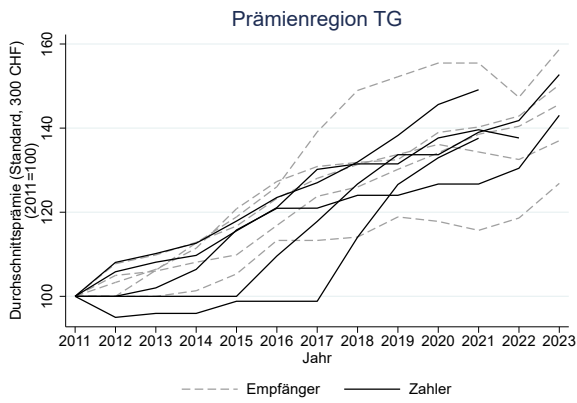
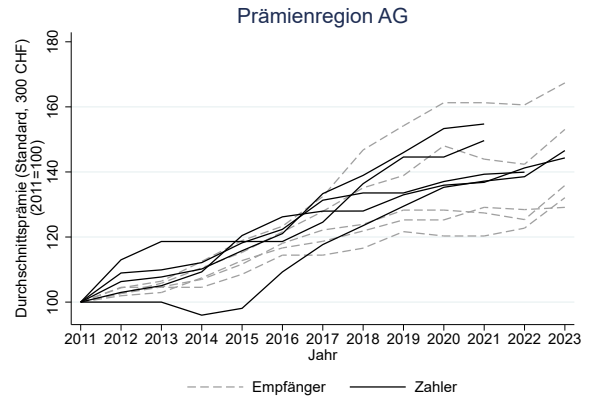
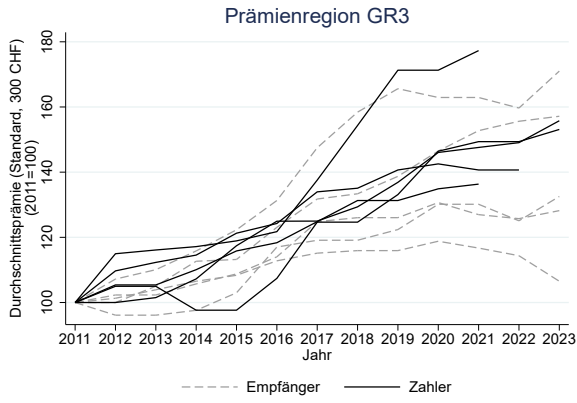
Abbildung 95: Entwicklung der durchschnittlichen Prämien zwischen 2011 und 2023 (Standardmodell, Franchise 300 CHF; 2011=100) der fünf grössten Empfänger und der fünf grössten Zahler im Risikoausgleich (gemäss Jahr 2021), nach Prämienregion

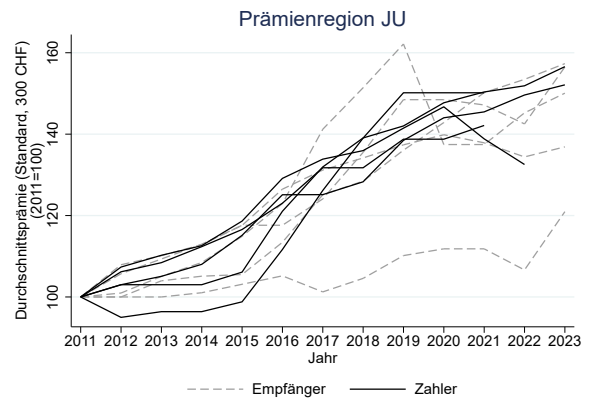
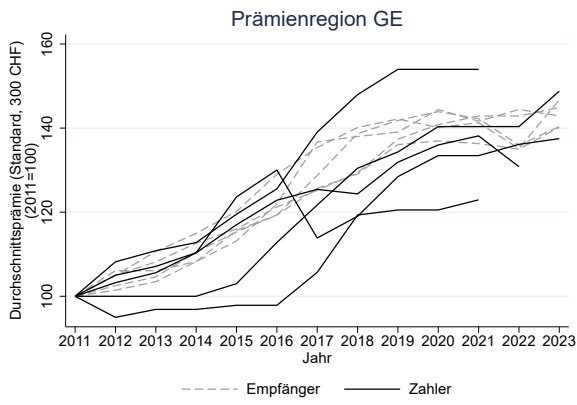
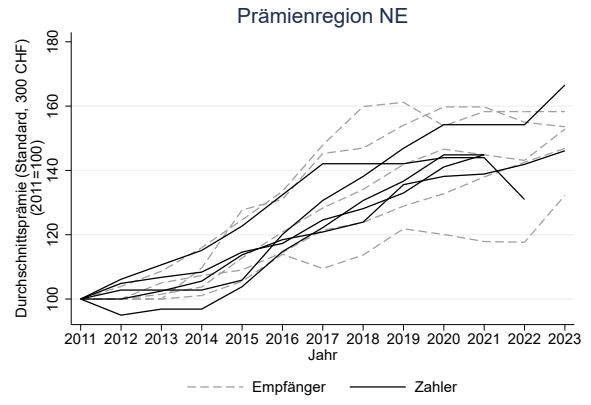
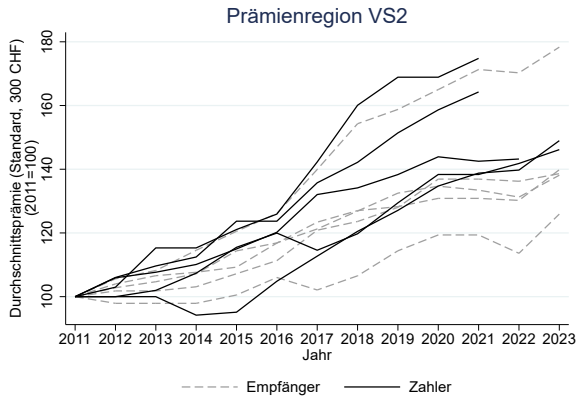












9.9 ANHANG ZU KAPITEL 6: AUSWIRKUNGEN DER EINFÜHRUNG DES ZUSÄTZLICHEN INDIKATORS (PCGS) AUF WEITERE ASPEKTE

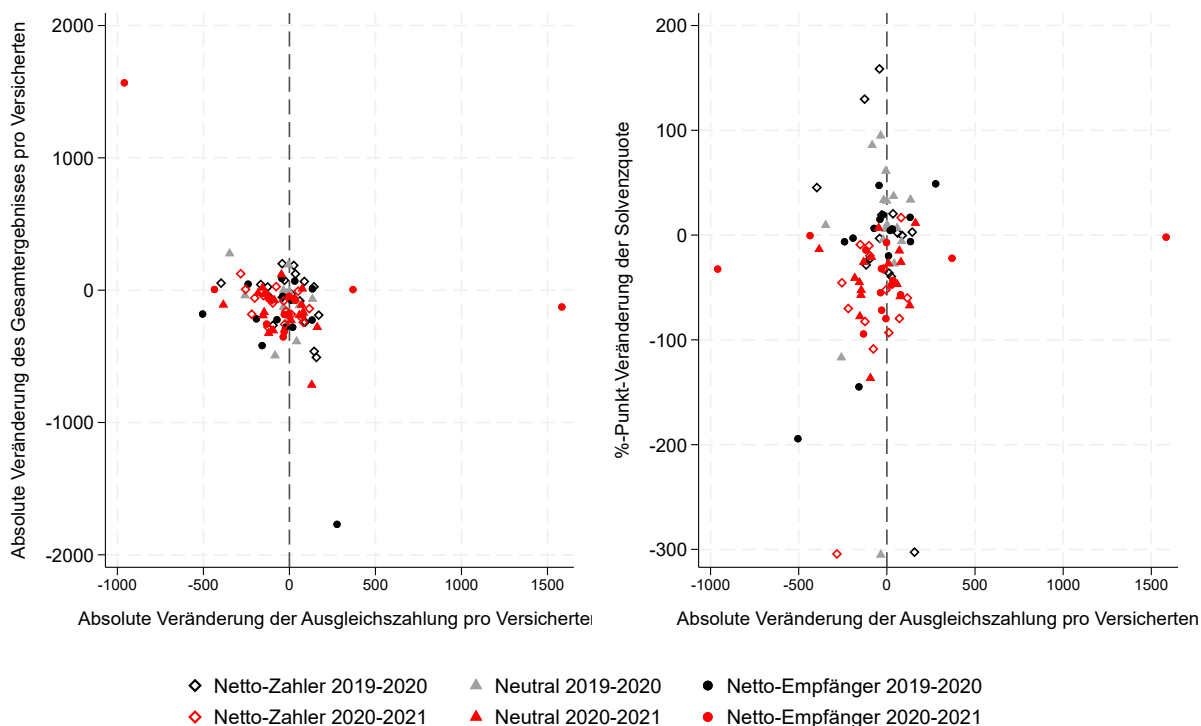


Abbildung 96 Zusammenhang zwischen der Veränderung im finanziellen Ergebnis und in der Ausgleichszahlung pro Versicherten (KVSTAT 2016-2021)

9.10 ANHANG ZU KAPITEL 7: ANPASSUNGSBEDARF UND EMPFEHLUNGEN

Aus statistischer Sicht stellt sich die Frage nach einer Anpassung des dem Risikoausgleich zugrundeliegenden linearen Regressionsmodell. Das lineare Regressionsmodell geht grundsätzlich davon aus, dass die Schätzfehler (vgl. Anhang, Kapitel 9.1.3) unabhängig-, identisch- und normalverteilt sind. Bei der Anwendung des linearen Regressionsmodells auf den Risikoausgleich werden diese Annahmen jedoch insofern verletzt, als dass die Schätzfehler aufgrund der vielen Versicherten ohne Nettoleistungen und der ansonsten schiefen Verteilung der Nettoleistungen schiefverteilt (und folglich nicht normalverteilt) sind, und dass die Varianz der Schätzfehler mit zunehmender Höhe der Nettoleistungen zunimmt (und folglich die Schätzfehler nicht identisch verteilt sind, siehe auch Kapitel 3.2.2). Wenngleich der aktuelle Risikoausgleich ab 2020 trotz dieser Verletzungen der Modellannahmen grundsätzlich funktioniert, hat dieser folgende Nachteile:

- Die Schätzung der Modellparameter und der daraus abgeleiteten Ausgleichssätze ist statistisch ineffizient
- Versicherte mit ausserordentlich hohen Nettoleistungen (Ausreisser) haben einen viel höheren Einfluss auf die Schätzung als Versicherte mit durchschnittlichen Nettoleistungen
- Die Aussagekraft des geschätzten Modells ist beschränkt. Sämtliche Inferenzresultate, wie allfällige Analysen zur Signifikanz der Einflussfaktoren und Prognoseinter-

valle sind (bei Verwendung konventioneller Berechnungsmethoden) ungültig. Ebenfalls ungültig sind viele der üblicherweise verwendeten Modellgütemasse (u.a. auch solche, die in diesem Bericht aufgeführt werden).

Ein Modell, bei welchem die Modellannahmen voraussichtlich weniger stark verletzt werden, wäre das Hurdle-Modell (z. B. Cragg, 1971), mit Annahme einer Gamma-Verteilung für die Nettoleistungen > 0 , und unter Verwendung einer robusten Schätzmethode. Während eine solche Anpassung ein stringentes statistisches Modell mit erhöhter Aussagekraft ermöglichen würde, hat sie zum Nachteil, dass die entsprechenden Anpassungen in der Verordnung und bei den Berechnungen voraussichtlich komplex sind.

9.11 ANHANG ZUR UMFRAGE BEI DEN VERSICHERERN

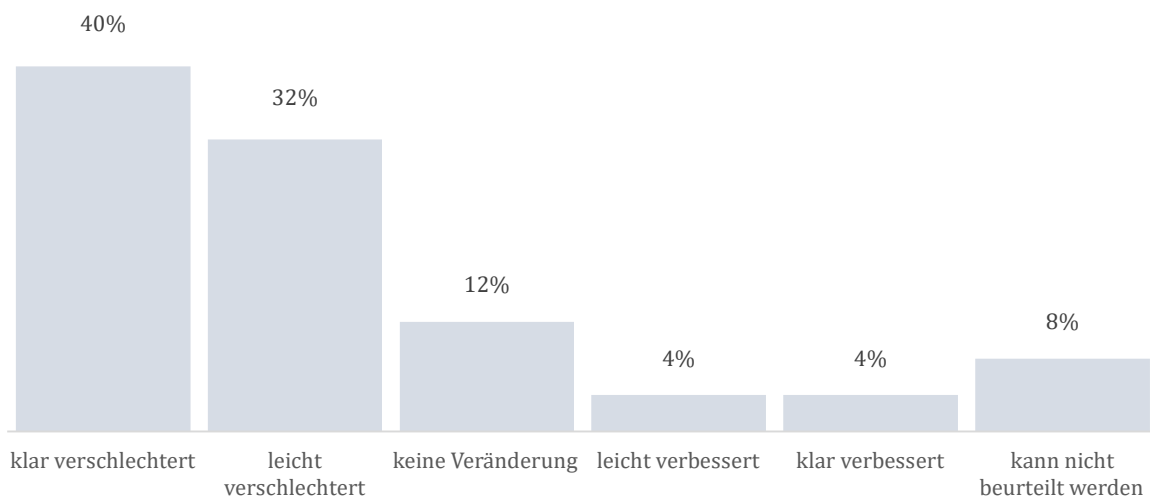
Die Umfrage unter den Versicherern wurde Ende August 2023 über die Versicherungsverbände an alle Versicherer verschickt. Insgesamt wurde die Umfrage 25 Mal ausgefüllt für 37 von 44 Versicherer (84%). Diese 37 Versicherer versicherten 2022 92% aller versicherungspflichtigen Personen.

Die Umfrage enthielt die folgenden Fragen (RA: Risikoausgleich):

Prognosefähigkeit und Nachvollziehbarkeit

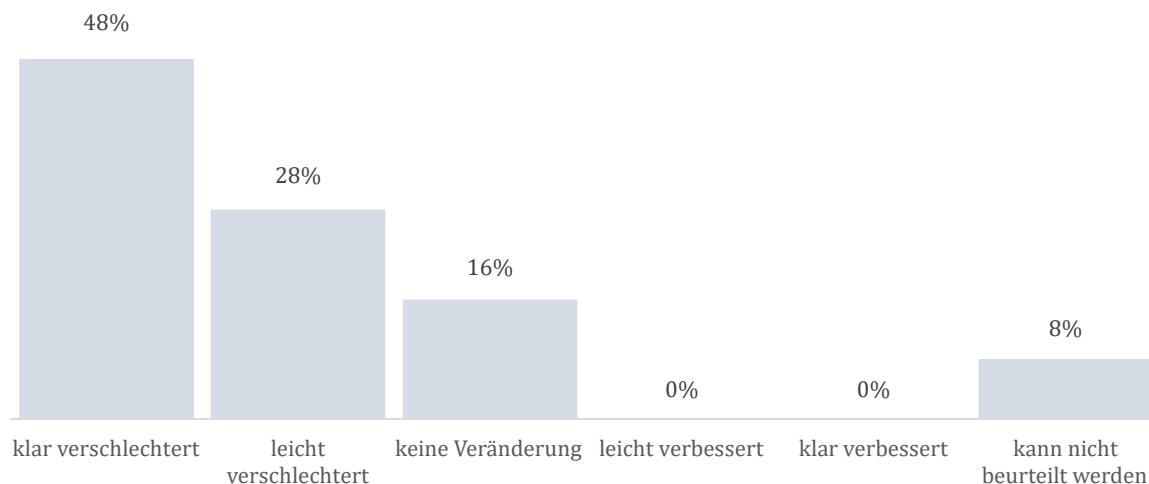
1. Wie hat sich die Prognosefähigkeit der gesamten Transfersumme im RA mit der Einführung des RA mit PCG im Vergleich zum RA ohne PCG verändert?

Antwortmöglichkeiten: klar verschlechtert / leicht verschlechtert / keine Veränderung / leicht verbessert / klar verbessert / kann nicht beurteilt werden



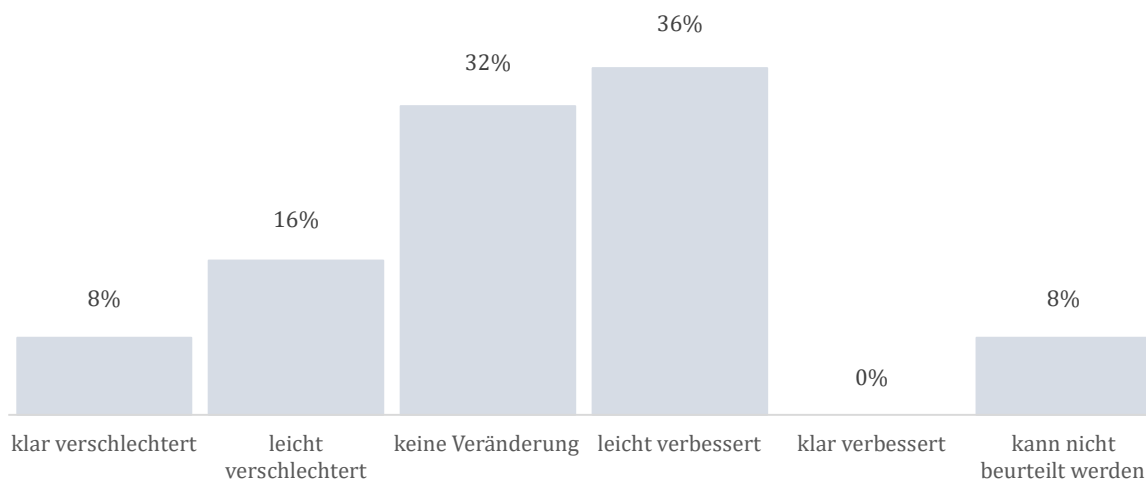
2. Wie hat sich die Prognosefähigkeit bezüglich RA-Ansätze mit der Einführung des RA mit PCG im Vergleich zum RA ohne PCG verändert? Unter Ansätzen verstehen wir sowohl die Sätze für Risikogruppen (Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt) als auch die Zuschläge für die PCG.

Antwortmöglichkeiten: klar verschlechtert / leicht verschlechtert / keine Veränderung / leicht verbessert / klar verbessert / kann nicht beurteilt werden



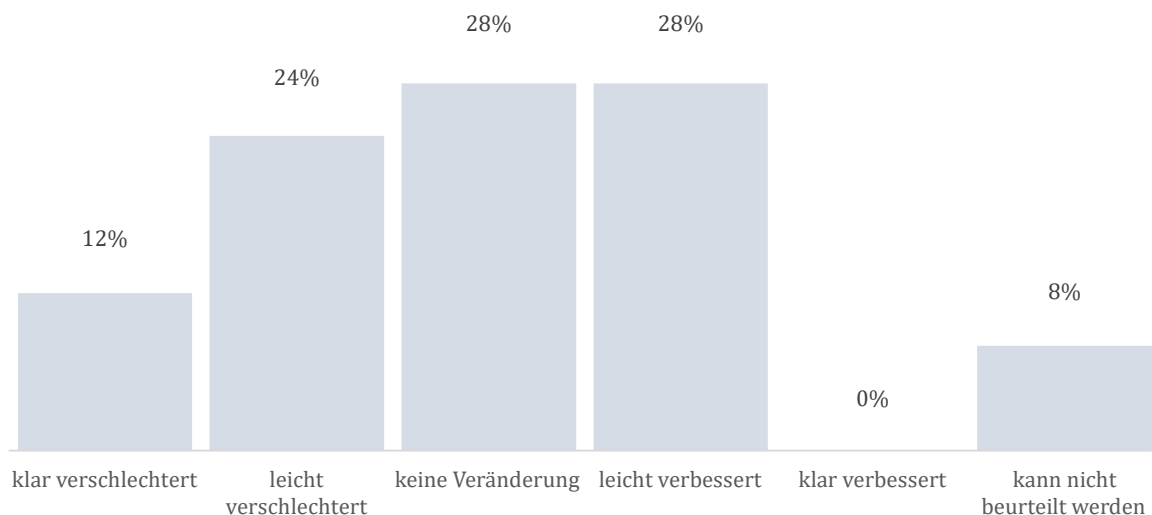
3. Wie hat sich die Prognosefähigkeit bezüglich RA-Ansätze im Jahr 2021 (zweite Durchführung des RA mit PCG) gegenüber dem Jahr 2020 (erste Durchführung des RA mit PCG) verändert? Unter Ansätzen verstehen wir sowohl die Sätze für Risikogruppen (Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt) als auch die Zuschläge für die PCG.

Antwortmöglichkeiten: klar verschlechtert / leicht verschlechtert / keine Veränderung / leicht verbessert / klar verbessert / kann nicht beurteilt werden



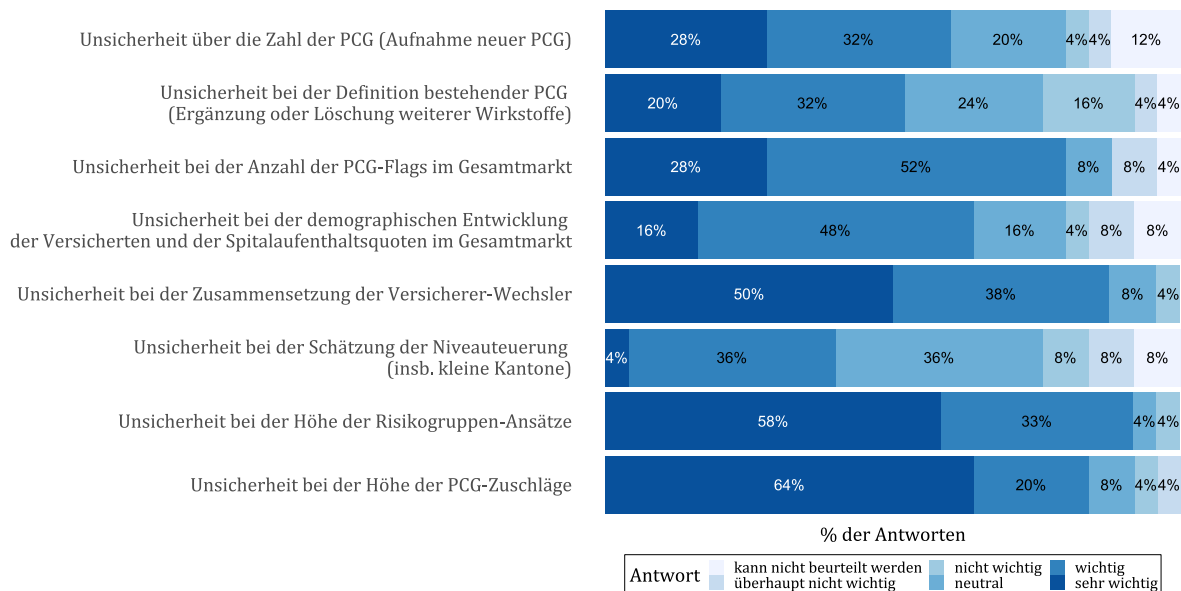
4. Wie hat sich die Prognosefähigkeit bezüglich RA-Ansätze im Jahr 2022 (dritte Durchführung des RA mit PCG) gegenüber dem Jahr 2020 (erste Durchführung des RA mit PCG) verändert? Unter Ansätzen verstehen wir sowohl die Sätze für Risikogruppen (Alter, Geschlecht, Spitalaufenthalt) als auch die Zuschläge für die PCG.

Antwortmöglichkeiten: klar verschlechtert / leicht verschlechtert / keine Veränderung / leicht verbessert / klar verbessert / kann nicht beurteilt werden



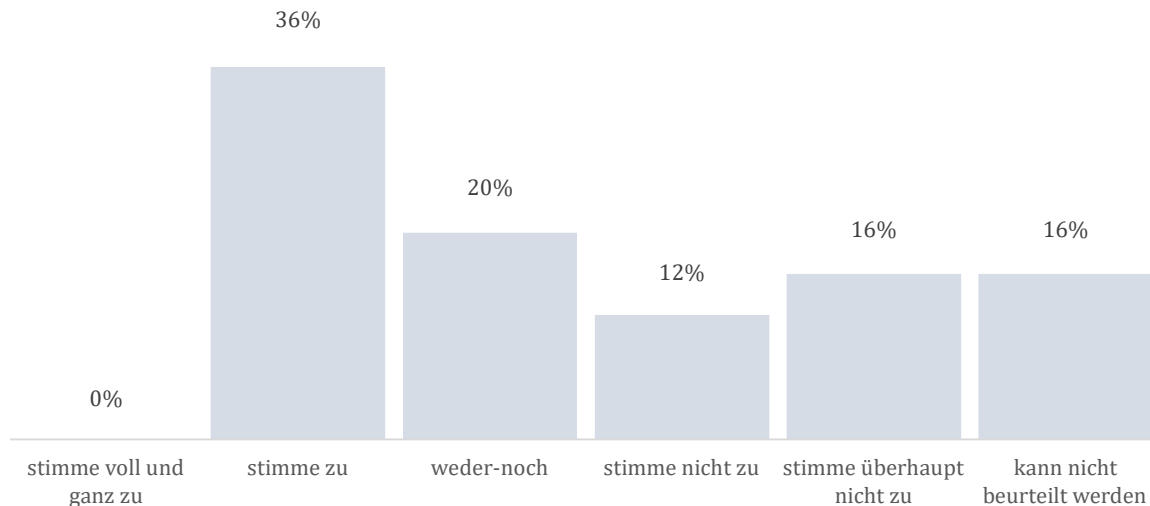
5. Welche Faktoren tragen aus Ihrer Sicht zur Prognoseunsicherheit der Transfer-summe im RA bei? Bewerten Sie die Wichtigkeit der folgenden Faktoren.

Antwortmöglichkeiten: überhaupt nicht wichtig / nicht wichtig / neutral / wichtig / sehr wichtig / kann nicht beurteilt werden



6. Stimmen Sie dieser Aussage zu? Die PCG-Zuschläge sind nachvollziehbar. Unter "nachvollziehbar" verstehen wir, dass die Höhe der Zuschläge und die Unterschiede zwischen den Zuschlägen im Rahmen des Erwartbaren sind.

Antwortmöglichkeiten: stimme voll und ganz zu / stimme zu / weder-noch / stimme nicht zu / stimme überhaupt nicht zu / kann nicht beurteilt werden



7. [Filterfrage] Sie haben der Aussage "Die PCG-Zuschläge sind nachvollziehbar" nicht zugestimmt. Was sind die Gründe für die mangelnde Nachvollziehbarkeit?

(Textbereich)

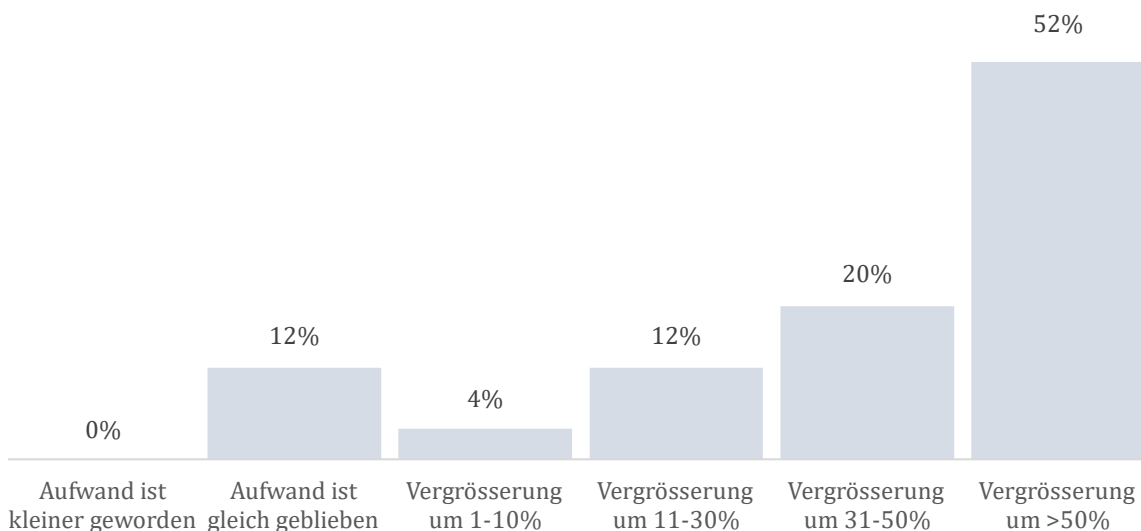
Technische Umsetzung

8. Wie hoch schätzen Sie den Arbeitsaufwand bei Ihrem Versicherer für die Aufbereitung und Lieferung der Daten sowie die Revisionen im Rahmen des Risikoausgleichs ein (in Arbeitstagen pro Jahr)? Falls Sie die Umfrage für mehrere Versicherer ausfüllen, soll sich die Schätzung auf den Aufwand bei allen Versicherern beziehen.

Median: 30; Interquartilsabstand: 45; Minimum: 1; Maximum: 250

9. Wie hat sich Ihrer Einschätzung nach der wiederkehrende Arbeitsaufwand (d. h. ohne den initialen Aufwand bei Einführung des RA mit PCG) im Vergleich mit dem RA ohne PCG ungefähr verändert?

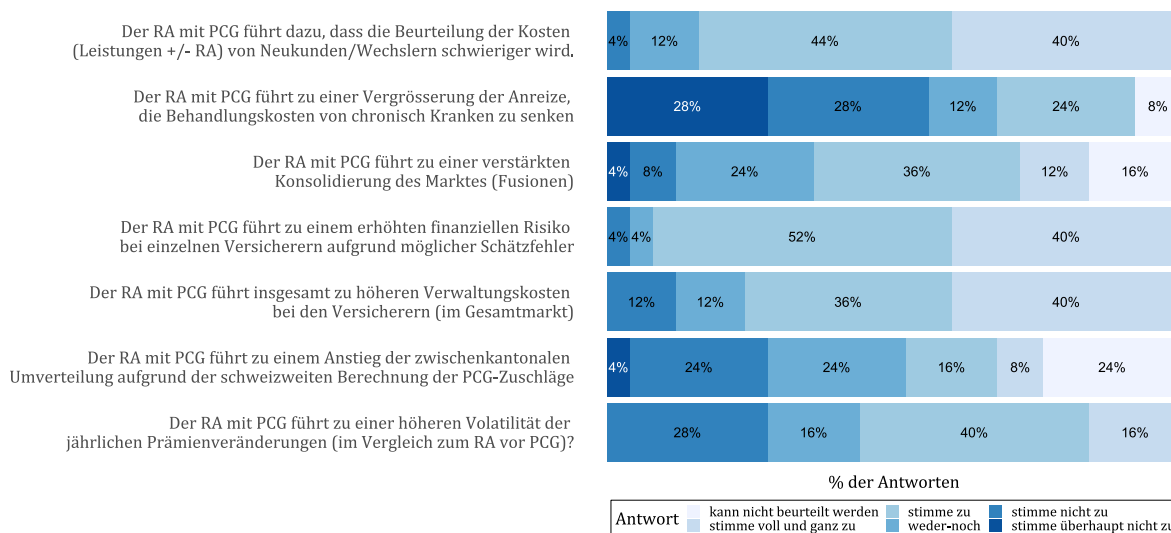
Antwortmöglichkeiten: Aufwand ist kleiner geworden / Aufwand ist gleich geblieben / Vergrößerung um 1-10% / Vergrößerung um 11-30% / Vergrößerung um 31-50% / Vergrößerung um >50%



Weitere Auswirkungen des Risikoausgleichs mit PCG und mögliche Reformen

10. Inwiefern stimmen Sie folgenden Aussagen zu?

Antwortmöglichkeiten: stimme voll und ganz zu / stimme zu / weder-noch / stimme nicht zu / stimme überhaupt nicht zu / kann nicht beurteilt werden



11. Welche Aspekte am RA (beim Prozess oder RA-Modell) sind Ihrer Einschätzung nach am meisten reformbedürftig?

(Textbereich)

12. Haben Sie weitere Bemerkungen?

(Textbereich)

9.12 UNBEFANGENHEIT UND UNABHÄNGIGKEIT

Die folgende Tabelle deklariert potenzielle Befangenheits- und Abhängigkeitsrisiken der Angehörigen des Projektteams (Eigendeklaration), die bei der Offertstellung gegenüber den Auftraggebern offengelegt wurden:

Projektmitglied	Potenzielles Befangenheits- bzw. Unabhängigkeitsrisiko
Reto Bürgin	Befangenheitsrisiko durch frühere Mitarbeit bei der Umsetzung des Risikoausgleichs ab 2020 mit PCG im Rahmen der Anstellung am BAG
Michael Stucki	Keine Konflikte
Christina Vetsch-Tzogiou	Keine Konflikte
Lukas Kauer	Befangenheitsrisiko durch frühere Tätigkeit am CSS Institut für empirische Gesundheitsökonomie mit u.a. Fokus Risikoausgleich in der Schweiz (Anstellung bis 31. März 2023)
Andreas Kohler	Abhängigkeitsrisiko durch Nebenanstellung beim Versichererverband santésuisse (Teilzeitpensum von 20%)
Anna Drewek	Keine Konflikte
Christoph Thommen	Keine Konflikte
Marcel Dettling	Keine Konflikte
Simon Wieser	Keine Konflikte
Experten	
Richard van Kleef	Befangenheitsrisiko durch wissenschaftliche Publikationen zum Risikoausgleich der Niederlande (welcher die Gestaltung des Risikoausgleichs ab 2020 wesentlich beeinflusste)
Lennart Pirktl	Befangenheitsrisiko durch frühere Mitarbeit bei der Umsetzung des Risikoausgleichs ab 2020 mit PCG im Rahmen der Anstellung am BAG

Es lagen keine direkten monetären Gründe für Befangenheits- oder Abhängigkeitsrisiken vor.

Im Rahmen des Projekts wurden diverse Massnahmen zur Sicherstellung der unbefangenen und unabhängigen Arbeit getroffen:

- **Team:** Breit abgestütztes Projektteam von Personen, welche sich aus verschiedenen Perspektiven mit der Entwicklung und Weiterentwicklung des Risikoausgleichs auseinandergesetzt haben.
- **Organisation:** Die Arbeitspakete bzw. einzelnen Kapitel der Wirkungsanalyse lagen nicht in alleiniger Verantwortung eines potenziell befangenen oder abhängigen Projektmitglieds. Am Projekt arbeiteten ein Projektteam der ZHAW und der Universität Luzern und weitere Experten.
- **Prozesse:** Berücksichtigung von Überprüfungen im Auswertungskonzept (d. h. Lead in Ausarbeitung und Feedback durch BAG und die Begleitgruppe), 4-Augen-Prinzip bei den Analysen.
- **Grundsätze:** Als Hochschulen führen die ZHAW und die Universität Luzern ihre Studien nach wissenschaftlichen Standards durch, dazu gehören insbesondere wissenschaftliche Unabhängigkeit und Ergebnisoffenheit.