



GESUNDHEITSWESEN AKTUELL 2014

BEITRÄGE UND ANALYSEN

herausgegeben von Uwe Repschläger,
Claudia Schulte und Nicole Osterkamp

Sonja Schillo, Helmut Dahl, Jürgen Wasem, Katja Tebarts
„Verbesserung der Zuweisungen für Krankengeld im morbiditätsorientierten RSA“

AUSZUG aus:
BARMER GEK Gesundheitswesen aktuell 2014 (Seite 134–151)

Sonja Schillo, Helmut Dahl, Jürgen Wasem, Katja Tebarts

VERBESSERUNG DER ZUWEISUNGEN FÜR KRANKENGELD IM MORBIDITÄTSORIENTIERTEN RSA

Wie in dem im Jahr 2012 vorgelegten Evaluationsbericht zum Jahresausgleich im Risikostrukturausgleich beschrieben, sind die Zuweisungen für Leistungen im Bereich Krankengeld nach wie vor ungenau und führen zu inakzeptablen Über- und Unterdeckungen bei einzelnen Krankenkassen. In einem gemeinsamen Forschungsprojekt des Lehrstuhls für Medizinmanagement der Universität Duisburg Essen, der ForBiG GmbH und der BARMER GEK wurde der Einbezug weiterer Ausgleichsparameter zur Verbesserung der Zielgenauigkeit des Berechnungsmodells untersucht. Der Beitrag zeigt die Ergebnisse verschiedener Modelle und Modellgruppen nach dieser Verbreiterung der Datenbasis, weist aber auch auf vorhandene Datenlimitationen hin.

Einleitung

Die Zuweisungen für Leistungen im Bereich Krankengeld (KG) der Krankenkassen sind trotz vielzähliger Untersuchungen weiterhin sehr ungenau und führen zu hohen Über- und Unterdeckungen bei einzelnen Krankenkassen (dazu auch der Beitrag von Wittmann und Göppfarth in dieser Publikation). Im „Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich“ (im Folgenden: Evaluationsbericht) hat der Wissenschaftliche Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs unterschiedliche Modelle zur Verbesserung der Zuweisungen entwickelt, empirisch analysiert und bewertet (Drösler et al. 2011). Daran anschließend haben Tebarts et al. im Jahr 2012 eigene Berechnungen zur Verbesserung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen in Form einer Ausweitung der Datenbasis vorgestellt.

Die Ergebnisse der bisherigen Berechnungen konnten insbesondere aufgrund von Datenlimitationen nicht überzeugen. Dass weiterer Forschungsbedarf besteht, zeigt sich auch im Gesetz zur Weiterentwicklung der Finanzstruktur und der Qualität in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-FQWG), das in § 269 Absatz 3 SGB V die Beauftragung eines Gutachtens vorsieht. Im Rahmen dieses Gutachtens soll eine

Methode für eine zielgerichtetere Verteilung der Zuweisungen entwickelt werden. Dabei sind Bestimmungsfaktoren zu untersuchen, die maßgeblichen Einfluss auf die Höhe der Krankengeldausgaben einer Krankenkasse haben. Weiterhin ist zu prüfen, mit welchen Daten diese Faktoren abbildbar sind.

Dieser Beitrag fasst Ergebnisse aus einem gemeinsamen Forschungsprojekt zur Verbesserung der Zuweisung für Krankengeld zusammen, das bereits vor dem GKV-FQWG initiiert wurde. Auf einer aktuelleren und verbesserten Datenbasis der BARMER GEK wird der ursprünglichen Frage nach einer möglichen Verbesserung der Modelle durch die Einbeziehung weiterer Daten erneut nachgegangen, und es wird eine größere Modellvielfalt untersucht. Dabei wird auch kritisch auf die Eignung und Datenqualität ausgewählter Bestimmungsfaktoren eingegangen.

Daten und Methoden

In diesem Abschnitt wird die erweiterte Datenbasis eingehender beschrieben. Danach erfolgt eine Darstellung der berechneten Modelle.

Verwendete Daten

Basis der vorliegenden Berechnungen bilden Informationen über die Mitglieder der BARMER GEK aus dem Jahr 2011, sofern diese im Jahr 2011 mindestens einen Tag Krankengeldanspruch aufwiesen. Die Informationen umfassen Versichertenstamm-, Morbiditäts- und KG-Daten sowie Daten über die beitragspflichtigen Einnahmen (bpE) und die ausgeübte Tätigkeit des Mitglieds.

Lern- und Testmenge

Der Datensatz wird randomisiert in eine Lern- und eine Testmenge aufgeteilt. Mit der Lernmenge (70 Prozent der Daten) werden die Modelle geschätzt, die Testmenge (30 Prozent der Daten) dient der Validierung. Statistische Analysen zeigen die Vergleichbarkeit von Lern- und Testmenge.

Versichertenstammdaten

Die Versichertenstammdaten enthalten unter anderem Angaben über das Geschlecht, das Alter, die Anzahl der Versichertentage, die Anzahl der Versichertentage mit KG-Anspruch, die KG-Bezugsdauer sowie die Angabe, ob eine Erwerbsminderung vorliegt oder nicht. Für die Merkmale Alter, Geschlecht und Erwerbsminderungsstatus wurden analog zum Evaluationsbericht krankengeldspezifische Alters- und Geschlechtsgruppen (KG_AGGn) und Erwerbsminderungsgruppen (KG_EMGn) abgegrenzt (Drösler et al. 2011). Die untersten (0 bis 17 Jahre) und die obersten (KG_AGG, 66 und mehr) Altersgruppen sind nur äußerst geringfügig besetzt. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist dies zu berücksichtigen.

Morbiditätsdaten

Morbiditätsdaten sind auf mehreren Aggregationsstufen verfügbar: Diagnosegruppen (DxGn), hierarchisierte Morbiditätsgruppen (HMGn), Morbiditätsgruppen (MGn) und (Rest-)Krankheiten der Mitglieder. Die Zuordnung erfolgt auf der Basis der Regeln des Morbi-RSA-Klassifikationsverfahrens und der Festlegung zur Krankheitsauswahl 2011 (Bundesversicherungsamt 2010a; 2010b).

Mit zunehmendem Alter steigt der Anteil der Mitglieder, die mindestens eine HMG in den Morbiditätsdaten aufweisen, stark an. Ebenso steigt die durchschnittliche Anzahl an HMGn je Mitglied mit zunehmendem Alter. Wegen der ansteigenden Anzahl an HMGn je Mitglied mit zunehmendem Alter erreichen die durchschnittlichen KG-Bezugstage (je HMG) in den unteren Altersgruppen ihr Maximum.

Krankengelddaten

Die KG-Daten umfassen den Zeitpunkt des Arbeitsunfähigkeitsbeginns, den Zeitraum des KG-Bezugs, die Anzahl der KG-Bezugstage, die Höhe der geleisteten KG-Zahlungen sowie ein Kennzeichen, ob es sich um einen KG-Bezug für das Mitglied selbst oder für die Pflege eines Kindes handelt.

Die durchschnittlichen KG-Bezugstage je KG-Anspruchsjahr steigen (mit Ausnahme der obersten Altersklasse) mit zunehmendem Alter an. Dabei weisen in diesem Datensatz

Frauen mehr KG-Bezugstage auf als Männer; insbesondere in den Altersgruppen zwischen 30 und 54 Jahren ist die Differenz sehr groß. Erst ab einem Alter von 60 Jahren dreht sich dieses Verhältnis um.

Beitragspflichtige Einnahmen

Einen wichtigen Baustein der vorliegenden Analysen bilden die beitragspflichtigen Einnahmen, die für den Evaluationsbericht nicht vorlagen. Sie bilden die Basis des KG-Zahlbetrags je KG-Bezugstag der einzelnen Mitglieder – die Preiskomponente – und haben (neben der Zahl der KG-Tage) somit wesentlichen Einfluss auf die KG-Zahlungen der Krankenkassen. Für Mitglieder mit KG-Bezug im Jahr 2011 liegt das Regelentgelt vor, das für die Berechnung der KG-Zahlungen verwendet wird. Ist für Mitglieder ohne KG-Bezug kein Wert in der Mitgliederhistorie zu finden, so wird der Wert aus der Jahresmeldung verwendet.

Für die Berechnungen werden in 5.000-Euro-Schritten insgesamt 25 bpE-Klassen gebildet; eine 26. bpE-Klasse umfasst alle Mitglieder, deren bpE oberhalb von 125.000 Euro liegen. Eine Einteilung in lediglich zehn bpE-Klassen (wie bei Tebarts et al. 2012) sowie ein Einbezug als kontinuierliche bpE-Variable wird ebenfalls berechnet, jedoch aufgrund der insgesamt schlechteren Modellgüte hier nicht weiter dargestellt.

Die unteren zehn Klassen der insgesamt 26 bpE-Klassen haben jeweils einen Anteil von knapp sechs bis knapp zwölf Prozent aller Mitglieder. Von der elften bpE-Klasse (50.000 bis 55.000 Euro) aufwärts ist die Anzahl der Mitglieder je bpE-Klasse stark rückläufig.

Deskriptive Auswertungen zeigen eine Auffälligkeit in Bezug auf den Anteil der Mitglieder mit KG-Bezug in den bpE-Klassen. In den ersten 14 bpE-Klassen schwankt der Anteil in den einzelnen bpE-Klassen nur wenig. Zur 15. Klasse steigt er sprunghaft an. Die durchschnittliche Anzahl an KG-Bezugstagen nimmt ebenfalls stark zu.

Diese Datenlage könnte durch die unterschiedliche Art der Erhebung der bpE zustande gekommen sein. Weist ein Mitglied keine KG-Inanspruchnahme auf und ist auch kein bpE-Wert in der Mitgliederhistorie zu finden, so liegen für dieses Mitglied nur die

Informationen zum Jahresarbeitsentgelt aus der Jahresmeldung vor. Die Jahresmeldung ist aber auf die Beitragsbemessungsgrenze (BBG) der gesetzlichen Rentenversicherung (2011: 66.000 Euro) beschränkt. Dies könnte den starken Abfall der bPE-Klassenbesetzungen in der bpE-Klasse 15 (70.000 bis 75.000 Euro) erklären. Offensichtlich werden die bpE-Informationen vieler Mitglieder mit beitragspflichtigen Einnahmen über der Beitragsbemessungsgrenze, die in den letzten Jahren keinen KG-Bezug hatten, falsch in die bpE-Klassen eingruppiert. In diesen Gruppen sind fast nur Mitglieder enthalten, die Krankengeld bezogen haben. Dies stellt ein generelles Problem der verfügbaren Daten dar. Daher lassen sich mithilfe dieser Daten die Ergebnisse von Wittmann und Göppfarth (2014), dass mit zunehmendem Einkommen sowohl die KG-Häufigkeit als auch die Falldauer und die mittleren Tage je Mitglied rückläufig sind, nur bis zur BBG belegen.

Tätigkeitsschlüssel

Für die vorliegende Untersuchung liegt der Tätigkeitsschlüssel für die einzelnen Mitglieder vor. Für den Evaluationsbericht stand auch diese Information nicht zur Verfügung, weshalb der Tätigkeitsschlüssel genauer erörtert wird. In den Berichtszeitraum der verwendeten Daten fällt ein Wechsel in der Kodierung des Tätigkeitsschlüssels. Bis zum 30. November 2011 galt ein fünfstelliger Tätigkeitsschlüssel. Seit dem 1. Dezember 2011 ist dieser neunstellig. Liegt für ein Mitglied kein neunstelliger Tätigkeitsschlüssel vor, wird die Mitgliederhistorie nach dem zuletzt gemeldeten fünfstelligen Tätigkeitsschlüssel durchsucht. Dadurch liegen für einige Mitglieder fünfstellige, für andere jedoch neunstellige Tätigkeitsschlüssel vor. Unter Verwendung einer Umsteigertabelle wird der neue neunstellige Tätigkeitsschlüssel auf den alten fünfstelligen rückgruppiert, sodass für alle Mitglieder eine Eingruppierung in den alten fünfstelligen Tätigkeitsschlüssel vorhanden ist.

Aus den Informationen, die im Tätigkeitsschlüssel enthalten sind, werden für die vorliegenden Analysen vier Dummy-Variablen zum höchsten Schulabschluss, vier Dummy-Variablen zum höchsten Ausbildungsabschluss und zwei Dummy-Variablen über die Vertragsform (Vollzeit oder Teilzeit) gebildet.

Weiterhin umfasst der Tätigkeitsschlüssel Angaben über die ausgeübte Tätigkeit des Mitglieds. Unterschiedliche Berufe weisen unterschiedliche Erkrankungsrisiken auf. Daher kann vermutet werden, dass der ausgeübte Beruf Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines KG-Bezugs hat. Das Einbeziehen der ausgeübten Tätigkeit in die Modelle ist allerdings nur möglich, wenn die Informationen aggregiert werden. Für die vorliegende Untersuchung wird eine Zusammenfassung zu einer Art Risikoklasse vorgenommen. Dafür wird auf die Eingruppierung der Tätigkeiten durch die privaten Krankenversicherungen (PKV) bei der Berechnung der Beitragszahlungen zur Berufsunfähigkeitsversicherung zurückgegriffen. Diese beruht auf aktuarischen Rechnungen über die Bestandsversicherten der Privaten Krankenversicherung.

Für die Berechnungen wird den Mitgliedern der BARMER GEK auf Grundlage der Daten über ihre ausgeübte Tätigkeit ein fiktives Berufsunfähigkeitsrisiko der PKV zugeordnet, das anschließend in eine von acht PKV-Risikogruppen überführt wird. Gruppe 1 weist ein geringes Risiko für Berufsunfähigkeit auf; Gruppe 7 ein sehr hohes Risiko; Gruppe 8 enthält Berufsgruppen, für die keine Eingruppierung vorgenommen werden kann. 65 Prozent der Mitglieder fallen in die PKV-Gruppen 2 bis 4 und weisen somit ein eher niedriges Risiko auf. Tendenziell sinken die beitragspflichtigen Einnahmen mit steigendem PKV-Berufsunfähigkeitsrisiko.

Weiterhin können mittels des Tätigkeitsschlüssels die Mitglieder einer von insgesamt 21 Branchen zugeordnet werden. Dabei ist (nicht überraschend) festzustellen, dass sich die Verteilung der BARMER GEK-Mitglieder auf die Branchen von der Verteilung in der Gesamtbevölkerung, wie sie von der Agentur für Arbeit (2013) veröffentlicht wurde, unterscheidet.

Verwendete Methode

Im Evaluationsbericht wurde eine Vielzahl von Modellen berechnet. Analog zu den Analysen in Tebarts et al. (2012) wird auch für die vorliegenden Berechnungen aus anreiztheoretischen Gründen die Modellgruppe II herangezogen. Weiterhin wird das zweistufige Verfahren der Modellgruppe III des Evaluationsberichts nachgebildet (Drösler et al. 2011). In diese Grundmodelle werden die zusätzlich verfügbaren Variablen integriert. Die Modelle werden alle zeitgleich berechnet.

Modellgruppe II

Die Grundstruktur der Modellgruppe II des Berichtes ist es (zurückgreifend auf eine Idee von Wasem [1993]), die KG-Bezugstage mithilfe einer weighted least squares-Regression (WLS) zu standardisieren und den KG-Zahlbetrag anschließend durch Multiplikation der standardisierten Tage je Mitglied mit dem krankenkassenindividuellen KG-Zahlbetrag abzuschätzen. Die sich hieraus ergebenden Beträge pro Mitglied werden für die Krankenkasse summiert und bilden den Zuweisungsbetrag.

In die Modelle dieser Gruppe gehen die tatsächlichen KG-Bezugstage des Jahres 2011 als abhängige Variable ein. Das Grundmodell (Modell 0) dieser Gruppe enthält als erklärende Variablen ausschließlich die KG_AGGn und die KG_EMGn. Die Erweiterungen dieses Modells enthalten zusätzlich die in Tabelle 1 aufgeführten erklärenden Variablen.

Tabelle 1: Übersicht über die Modelle der Modellgruppe II

Modell	erklärende Variablen
Modell 0	KG_AGG KG_EMG
Modell 1A	+ HMG
Modell 1B	+ DxG
Modell 1C	+ MG
Modell 1D	+ MG + Restkrankheiten
Modell 2	+ Risiko-PKV
Modell 3A	+ Schulabschluss
Modell 3B	+ Vertragsform
Modell 3C	+ höchster Ausbildungsabschluss
Modell 4	+ bpE-Klassen
Modell 5	+ Branche
Modell 6	+ MG + Risiko-PKV + Schulabschluss + Vertragsform + höchster Ausbildungsabschluss + bpE-Klassen + Wirtschaftsklasse

Quelle: eigene Darstellung

Bei der Schätzung der Modelle auf der Lernmenge werden für alle Variablen außer den KG_AGGn und KG_EMGn folgende Schritte vorgenommen: Variablen, deren Varianz-Inflationsfaktor (VIF) größer als zehn ist, werden gelöscht, da für diese Variablen die Gefahr der Multikollinearität besteht. Anschließend wird eine Neuschätzung des Modells vorgenommen. Sind keine Variablen mit zu hohem VIF (mehr) im Modell enthalten, wird überprüft, ob insignifikante Variablen vorliegen. Diese werden ebenfalls aus den Modellen entfernt – die Modelle werden anschließend erneut geschätzt.

Variablen, für die sich negative Koeffizientenschätzer ergeben, werden nicht aus den Modellen ausgeschlossen. Damit stellen die angegebenen Gütemaße eine Obergrenze dar. Für einzelne Mitglieder kann sich dadurch eine negative KG-Schätzung ergeben.

Modellgruppe III

Die Modellgruppe III des Evaluationsberichts umfasst einen zweistufigen Modellaufbau. In einem ersten Schritt werden mithilfe eines Logit-Modells auf der Lernmenge Wahrscheinlichkeiten für den Eintritt eines KG-Bezugs geschätzt. Dafür wird eine neue Dummy-Variablen gebildet, die angibt, ob ein Mitglied Krankengeld bezogen hat oder nicht. Dies ist die abhängige Variable der Logit-Regression. Die geschätzten Koeffizienten werden anschließend auf die Testmenge angewendet, sodass sich für jedes Mitglied der Testmenge eine Wahrscheinlichkeit für KG-Bezug ergibt.

In einem zweiten Schritt werden mithilfe einer WLS-Regression für alle Mitglieder der Testmenge, die tatsächlich Krankengeld bezogen haben (analog zum Vorgehen für die Modelle der Gruppe II), die KG-Bezugstage standardisiert, sodass jedes Mitglied der Testmenge eine geschätzte KG-Bezugsdauer erhält. Der geschätzte KG-Zahlbetrag ergibt sich aus einer Multiplikation der geschätzten KG-Bezugsdauer mit dem durchschnittlichen KG-Zahlbetrag der Testmenge. Abschließend wird dieser Zahlbetrag je Mitglied mit der mitgliedsindividuellen Eintrittswahrscheinlichkeit aus dem ersten Schritt (der Logit-Schätzung) des Modells multipliziert.

Da die iterativen Schritte zur Bereinigung um insignifikante und multikollineare sowie negative Variablen einerseits einen sehr hohen Rechenaufwand darstellen, jedoch

andererseits nur einen geringen Gewinn an Schätzgenauigkeit aufweisen, wird für diese Modellgruppe auf die Bereinigungs-schritte verzichtet (analog dem Vorgehen des BVA). Die sich ergebenden Gütemaße stellen somit eine Obergrenze dar (Drösler et al. 2011).

Tabelle 2: Übersicht über die Modelle der Modellgruppe III

Modell	erklärende Variablen in der Logit-Schätzung	erklärende Variablen in der WLS-Schätzung
Modell 7A	KG_AGG KG_EMG	KG_AGG KG_EMG
Modell 7B	KG_AGG KG_EMG MG	KG_AGG KG_EMG MG
Modell 7C	KG_AGG KG_EMG MG + Restkrankheiten	KG_AGG KG_EMG MG + Restkrankheiten
Modell 7D	KG_AGG KG_EMG PKV	KG_AGG KG_EMG
Modell 7E	KG_AGG KG_EMG bpE	KG_AGG KG_EMG
Modell 7F	KG_AGG KG_EMG MG	KG_AGG KG_EMG bpE
Modell 7G	KG_AGG KG_EMG HMG	KG_AGG KG_EMG bpE

Quelle: eigene Darstellung

Güte der Modelle

Die Güte der Modelle wird mit den in der Risikoadjustierung gängigen Maßen bestimmt. Es werden das adjustierte Bestimmtheitsmaß R^2 , das Cumming's Prediction Measure (CPM) und die Vorhersagerelation herangezogen (Greene 2003; Cumming et al. 2002; Ash et al. 1989).

Ergebnisse der Modellgruppe II

Tabelle 3 zeigt die Gütemaße der Modelle der Modellgruppe II im Überblick.

Tabelle 3: Gütemaße Modellgruppe II

Modell	erklärende Variablen	Anzahl erklärende Variablen	adjustiertes R^2 (in Prozent)	CPM (in Prozent)	Gesamtvorhersagerelation (in Prozent)
0		30	4,66	5,05	100,24
1A	HMG	130	15,21	16,53	100,35
1B	DxG	243	17,32	18,39	100,39
1C	MG	124	16,04	17,23	100,40
1D	MG + Restkrankh.	294	18,49	14,90	100,42
2	Risiko-PKV	36	4,69	5,20	100,25
3A	Schulabschluss	32	4,99	5,50	100,23
3B	Voll-/Teilzeit	32	4,70	5,03	100,24
3C	Ausbildungsabschluss	33	4,81	4,82	100,21
4	bpE-26	55	4,99	5,19	100,19
5	Branche	46	4,66	5,19	100,22
6	Kombimodell	192	15,63	12,03	100,39

Quelle: eigene Darstellung

Die Ergebnisse der Modelle 0 sowie 1A-1D sind vergleichbar zu den Ergebnissen im Evaluationsbericht und auch zu denen von Tebarts et al. (2012): Je weiter der Einbezug der Morbidität, desto besser schneiden die Modelle in Bezug auf das Bestimmtheitsmaß R^2 ab. So erreicht das Modell 1D, das die Morbiditätsgruppen und Restkrankheiten beinhaltet, mit rund 18,5 Prozent den höchsten Wert. Das CPM ist hingegen für Modell 1B, welches die DxGn umfasst, mit rund 18,4 Prozent am besten. Durch die Hinzunahme der Restkrankheiten von Modell 1C zu Modell 1D sinkt es hingegen. Hieraus lässt sich schließen, dass die Berücksichtigung der Restkrankheiten zu einer verbesserten Schätzung von Ausreißern führt. Durch die Hinzunahme der Morbiditätsvariablen sinken die Koeffizienten für die KG_AGGn und KG_EMGn stark, da die KG-Tage über die Morbidität verteilt werden. Einzelne Morbiditätsgruppen erhalten Schätzer von bis zu 100 Tagen.

Alle weiteren Variablen, die für die vorliegende Untersuchung zur Verfügung stehen, bringen deutlich weniger Gewinn an Vorhersagegenauigkeit als die Morbidität. Auch hier ist die Rangfolge der Modelle unterschiedlich, je nachdem, ob man das R² oder das CPM betrachtet. Am besten in Bezug auf das R² schneidet Modell 4 ab, das als zusätzliche Variablen die 26 bpE-Gruppen beinhaltet. Mit einem Wert von lediglich rund fünf Prozent liegt es aber nur geringfügig über Modell 0 mit 4,7 Prozent. Mit Blick auf das CPM in Höhe von 5,2 Prozent liegt es nur auf dem dritten Platz. Hier ist Modell 3A, welches den Schulabschluss berücksichtigt, mit 5,5 Prozent das Beste.

Im Modell 2 (Risiko-PKV) sinken die KG_AGG- und KG_EMG-Koeffizienten im Vergleich zu Modell 0 nur leicht. Die Koeffizienten für die PKV-Risikogruppen erreichen die vermuteten Werte: Mit steigendem Risiko steigen die Koeffizienten (von PKV_01 mit einem Koeffizienten von -1,3 bis hin zu PKV_07 mit einem Koeffizienten von 3,0).

Auch für Modell 3A (Schulabschluss) gilt, dass weniger KG-Tage über die KG_AGGn und KG_EMGn, dafür aber über die zusätzlichen Schulabschlussvariablen verteilt werden. Je niedriger der Schulabschluss ist, desto höher die geschätzte KG-Bezugsdauer. Der Schätzer für Mitglieder ohne Schulabschluss beträgt etwa 15 Tage, der für Mitglieder mit einem Haupt-/Volksschulabschluss oder mittlerer Reife nur rund 3,3 Tage. Mitglieder, die in Vollzeit beschäftigt sind, erhalten lediglich etwa einen Tag mehr KG-Bezug zugewiesen als die Teilzeitbeschäftigten (Modell 3B).

Mit steigendem Ausbildungsabschluss werden in Modell 3C weniger KG-Tage zugewiesen. Während der Koeffizient für die Variable „kein beruflicher Abschluss“ 7,3 beträgt, ist der Koeffizient für Mitglieder mit einem Hochschulabschluss mit -0,76 geschätzten Tagen sogar leicht negativ.

Auch das Modell 4 (bpE) bestätigt vom Betrag der Koeffizienten her die Erwartungen: Bis zur Beitragsbemessungsgrenze sinken die Koeffizienten ab (abgesehen von der ersten bpE-Klasse), und zwar von 5,6 Tagen in bpE-Klasse 2 nahezu kontinuierlich bis auf -0,78 Tage in bpE-Klasse 9. Die Koeffizienten für die hohen bpE-Klassen sind aufgrund der unvollständigen Datenlage (dazu weiter oben) äußerst hoch.

Die geschätzten Koeffizienten entsprechen den Erwartungen. Da die Verbesserung der Vorhersagegüte der Modelle 2, 3, 4 und 5 im Vergleich zum Modell 0 aber so gering ausfällt, rechtfertigt dies nicht den zusätzlichen Aufwand, den der Einbezug dieser Variablen mit sich bringt. Für eine Beantwortung der wesentlichen Frage, ob diese Modelle auf Ebene der Krankenkassen zu einer Verbesserung der Zuweisungsgenauigkeit führen, müssten Informationen über die Verteilung eben dieser Variablen über die unterschiedlichen Krankenkassen hinweg vorliegen. Für die vorliegende Untersuchung liegen solche Daten nicht vor.

Ergebnisse der Modellgruppe III

Tabelle 4 fasst die Ergebnisse der Modellgruppe III zusammen. Die KG_AGGn und KG_EMGn sind in jedem Logit- und WLS-Modell als erklärende Variablen enthalten.

Tabelle 4: Gütemaße Modellgruppe III

Modell	erklärende Logit-Variablen	erklärende WLS-Variablen	adjustiertes R ² (in Prozent)	CPM (in Prozent)	Gesamtvorhersage-relation (in Prozent)
7A			4,95	5,45	99,69
7B	MG	MG	15,74	18,18	99,64
7C	MG Restkrankheiten	MG Restkrankh.	17,68	21,92	99,47
7D	PKV		4,90	5,63	99,68
7E	bpE		5,38	6,49	99,70
7F	MG	bpE	13,36	13,59	99,15
7G	HMG	bpE	12,71	13,12	99,17
7H	MG PKV Schulabschluss Ausb.-Abschluss Branche	bpE	13,71	13,91	99,65
7I	MG PKV Schulabschluss Ausb.-Abschluss Branche	bpE MG	15,65	18,85	99,20

Quelle: eigene Darstellung

Nahezu alle Modelle weisen im Vergleich zum Basismodell, in das ausschließlich die KG_AGGn und KG_EMGn einfließen, bessere Gütemaße auf. Lediglich bei dem Modell 7D kann hierzu keine eindeutige Aussage getroffen werden, da der R^2 -Wert unterhalb des Wertes von Modell 7A liegt, während das CPM mit 5,6 Prozent leicht über den rund 5,5 Prozent des Basis-Modells liegt. Durch den Einbezug der PKV-Risikogruppen in das Logit-Modell kann für die Mehrheit der Mitglieder eine Verbesserung der Modellgüte erreicht werden, wohingegen sich die Schätzung für Ausreißer verschlechtert.

Die Berücksichtigung der bpE in der Logit-Regression (Modell 7E) bringt eine sehr geringfügige Verbesserung. Werden anstelle der Morbiditätsgruppen (Modell 7B) in der WLS-Regression die bpE verwendet (Modell 7F), so verschlechtern sich die Gütemaße. Werden die Morbiditätsgruppen in der WLS-Regression verwendet, so bringt dies eine deutliche Verbesserung der Gütemaße (dazu auch die Ergebnisse von Modell 7H zu Modell 7I). Die Morbiditätsinformationen bringen einen deutlich höheren Gewinn an Vorhersagegenauigkeit als die bpE-Informationen.

Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Hinzunahme von Morbiditätsinformationen und insbesondere der Restkrankheiten bewirkt eine sehr deutliche Modellverbesserung. Die R^2 - und CPM-Werte steigen von rund 4,7 beziehungsweise 5,1 Prozent für das Modell 0 der Modellgruppe II auf bis zu 18,5 Prozent (R^2 des Modells 1D, MGn + Restkrankheiten) beziehungsweise 18,4 Prozent (CPM des Modells 1B, DxGn). Auch in der Modellgruppe III wird durch die Berücksichtigung der Morbidität eine deutliche Verbesserung der Gütemaße erreicht. So ergibt sich ein Anstieg im R^2 respektive CPM von 4,9 beziehungsweise 5,5 Prozent beim Modell 7A auf 17,7 beziehungsweise 21,9 Prozent für das Modell 7C.

Die Informationen, die aus dem Tätigkeitsschlüssel gewonnen werden können, führen zwar ebenfalls zu einer Verbesserung der allgemeinen Schätzgüte der Modelle der Modellgruppe II, allerdings fällt sie deutlich niedriger aus. Den besten R^2 -Wert in Höhe von 4,9 Prozent erreicht das Modell 3A, das die Informationen über den Schulabschluss enthält. Das CPM ist ebenfalls bei diesem Modell mit 5,5 Prozent am höchsten.

Das Gesamtmodell 6, das sowohl die Informationen aus dem Tätigkeitsschlüssel als auch die Morbiditätsinformationen enthält, erreicht ein R^2 von 15,6 Prozent und ein CPM von rund zwölf Prozent. Es bleibt hinter den Werten der reinen Morbiditätsmodelle zurück.

Für Modellgruppe III sind die Ergebnisse nicht so eindeutig: Zwar werden Verbesserungen im R^2 und beim CPM gegenüber dem Modell 0 erreicht, allerdings scheint die zusätzliche Berücksichtigung der Informationen des Tätigkeitsschlüssels im Logit-Modell gegenüber der alleinigen Berücksichtigung der Morbidität keinen Vorteil zu bringen.

Die Ergebnisse, die durch eine Berücksichtigung der beitragspflichtigen Einnahmen in den Modellen auf Ebene des R^2 und CPM erzielt werden können, bleiben hinter den Erwartungen zurück. Das R^2 steigt in Modellgruppe II auf maximal 5,0 Prozent und das CPM auf 5,2 Prozent. Damit liegen die Gesamtgütemaße weit hinter denen, die durch die Einbeziehung der Morbidität erreicht werden können. Ähnliches gilt für die Modelle der Modellgruppe III: Zwar steigen R^2 und CPM leicht an (auf 5,4 respektive 6,5 Prozent gegenüber 4,9 und 5,5 Prozent bei Modell 0); allerdings führt eine Berücksichtigung des bpE anstelle der Morbidität im zweiten Teil (also der WLS-Regression) der Schätzungen zu einer Reduzierung der Vorhersagegüte. Doch auch bei Modellgruppe III wird die beste Gesamtvorhersagerelation von einem Modell erreicht, das neben den KG_AGGn und KG_EMGn nur bpE-Informationen verwendet, wenngleich die Verbesserung nur minimal ausfällt (Modell 7A: 99,69 Prozent; Modell 7E: 99,70 Prozent).

Limitationen

Mehrere Limitationen können die Gültigkeit der Ergebnisse einschränken. Negative Koeffizienten wurden in den berechneten Modellen belassen. Dies hat zur Folge, dass es für einige Mitglieder negative geschätzte KG-Zahlbeträge gibt. Bei einer Umsetzung in der Realität wäre dies nicht sinnvoll, da es zu vorhersagbaren Verlusten für einige Mitglieder käme, was Fehlanreize für die Krankenkassen setzen würde. Es müssten demnach vor einer Umsetzung die Variablen mit negativen Koeffizienten aus den Modellen entfernt (und anschließend gegebenenfalls die Modelle neu berechnet) werden. Dadurch würden voraussichtlich die Gütemaße der Modelle sinken, weshalb die hier präsentierten Gütemaße Obergrenzen darstellen.

Der Wechsel vom fünfstelligen auf den neunstelligen Tätigkeitsschlüssel stellt einen Strukturbruch dar und hat zur Folge, dass für einige Mitglieder nur ein neunstelliger, für andere hingegen nur ein fünfstelliger Tätigkeitsschlüssel vorliegt. Die Verwendung einer Umsteigertabelle ermöglicht zwar eine Rückgruppierung des neunstelligen Schlüssels, könnte aber zu einer verminderten Datenqualität führen. Die Ergebnisse der Modelle, die mit Variablen arbeiten, die aus dem Tätigkeitsschlüssel gewonnen wurden, könnten dadurch beeinträchtigt worden sein.

Die Eingruppierung der Mitglieder über die Informationen des Tätigkeitsschlüssels zu Risikogruppen basiert auf einer Systematik der privaten Krankenversicherungen. Dies impliziert die Annahme, dass sich die Rangordnung der Risiken der unterschiedlichen Berufsgruppen zwischen PKV und GKV nicht unterscheiden. Die Annahme der Übertragbarkeit der PKV-Risikogruppen auf die GKV konnte im Rahmen der vorliegenden Untersuchungen nicht überprüft werden.

Für die vorliegenden Analysen wurden Daten der BARMER GEK verwendet. Eine Verallgemeinerung der Ergebnisse auf die gesamte GKV ist nur begrenzt möglich. Wie im Abschnitt Krankengelddaten beschrieben, ist der Anteil der Mitglieder mit KG-Bezug in den höheren bpE-Klassen auffällig hoch. Dies könnte auf die unvollständigen Daten für die hohen bpE-Klassen zurückzuführen sein.

Nur für die Mitglieder, die tatsächlich Krankengeld bezogen haben, liegt das bpE vor. Für die anderen Mitglieder kann auch nur die Jahresmeldung vorliegen, die von der Beitragsbemessungsgrenze begrenzt wird. Dadurch sind nicht nur die Daten für die hohen bpE-Klassen verzerrt, sondern auch die Daten für die Klasse, in die die Beitragsbemessungsgrenze fällt. Diese Datenlage stellt eine starke Limitation für die Modelle dar, welche die bpE als erklärende Variable verwenden. Die Modelle sind zwangsläufig verzerrt. Mit den routinemäßig gemeldeten Daten der Krankenkassen kann dieses Problem allerdings nicht behoben werden.

Fazit

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Hinzunahme einzelner Variablen zu einer Verschiebung der geschätzten KG-Tage von den KG_AGGn und den KG_EMGn hin zu den anderen Variablen zur Folge hat, die zu einer unterschiedlich stark ausgeprägten Modellverbesserung führt. Insbesondere die Morbiditätsinformationen bringen eine deutliche Verbesserung der Modellgüte. Allerdings haben die Ergebnisse von Drösler et al. (2011) gezeigt, dass sich dadurch die Verzerrungen, die auf Krankenkassenebene bestehen, nicht beseitigen lassen.

Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Ergebnisse der Modellgruppe III (zumindest auf Daten nur einer Krankenkasse) nicht den deutlich erhöhten Rechenaufwand gegenüber Modellgruppe II rechtfertigen. Ein Übergang von einer reinen WLS-Regression zu einer Schätzung über ein zweistufiges Verfahren mit einem Logit-Modell und einer nachgelagerten WLS-Schätzung erscheint auf Basis der vorliegenden Berechnungen nicht sinnvoll.

Eine Empfehlung für ein Modell kann nicht gegeben werden. Die Modelle mit Morbiditätsbezug weisen zwar auf Individualebene deutlich bessere Ergebnisse als Modell 0 auf. Jedoch hat der Wissenschaftliche Beirat für diese Modelle gezeigt, dass die Verzerrungen zwischen den Krankenkassen weiterhin bestehen. Die Modelle, die die Informationen aus dem Tätigkeitsschlüssel verwenden, erreichen auf der Individualebene nur sehr geringfügige Verbesserungen. Es bleibt fraglich, ob sie auf Krankenkassenebene Verzerrungen abbauen können. Die Erwartungen an die Modelle, die die bpE berücksichtigen, wurden nicht erfüllt. Die Verbesserungen auf Individualebene fallen nur sehr gering aus und lassen nicht vermuten, dass sie zu deutlichen Verbesserungen der Über- und Unterdeckungen auf Krankenkassenebene führen würden.

Literatur

Agentur für Arbeit (2013): Beschäftigung nach Ländern in wirtschaftsfachlicher Gliederung (WZ 2008), Dezember 2013. <http://statistik.arbeitsagentur.de/Statischer-Content/Statistik-nach-Themen/Statistik-nach-Wirtschaftszweigen/Generische-Publikationen/Beschaeftigung-nach-Laendern.pdf> (Download am 20. März 2014).

- Ash, A. S., F. Porell, L. Gruenberg, E. Sawitz und A. Beiser (1989): Adjusting Medicare capitation payments using prior hospitalization data. In: Health Care Financing Review 10. S. 17-29.
- Bundesversicherungsamt (2010a): Festlegung der im RSA zu berücksichtigenden Krankheiten nach § 31 Absatz 4 Satz 1 RSAV. www.bundesversicherungsamt.de/risikostrukturausgleich/festlegungen.html#c4336 (Download am 2. Juni 2014).
- Bundesversicherungsamt (2010b): Festlegung der Morbiditätsgruppen, des Zuordnungsalgorithmus, des Regressions- sowie des Berechnungsverfahrens nach § 31 Absatz 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2011. www.bundesversicherungsamt.de/risikostrukturausgleich/festlegungen.html#c146 (Download am 2. Juni 2014).
- Cumming, R. B., D. Knutson, B. A. Cameron und B. Derrick (2002): A comparative analysis of claims-based methods of health risk assessment for commercial populations. Illinois.
- Drösler, S., J. Hasford, B.-M. Kurth, M. Schaefer, J. Wasem und E. Wille (2011): Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich. www.bmg.bund.de/krankenversicherung/finanzierung/risikostrukturausgleich-rsa.html (Download am 2. Juni 2014).
- Greene, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. 5. Auflage. Upper Saddle River, NJ.
- Tebarts, K., P. Ballesteros, H. Dahl, G. Lux, J. Wasem und S. Schillo (2012): Verbesserung der Zuweisungen für Krankengeld im morbiditätsorientierten RSA: Diskussionsansätze. In: Repschläger, U., C. Schulte und N. Osterkamp (Hrsg.): *Gesundheitswesen aktuell 2012. Beiträge und Analysen*. Wuppertal. S. 184-208.
- Wasem, J. (1993): Berücksichtigung des Krankengeldes beim Risikostrukturausgleich. In: Paquet, R. und W. König (Hrsg.): *Der Risikostrukturausgleich und die Konsequenzen für den Wettbewerb*. Essen. S. 58-65.
- Wittmann, R. und D. Göppfarth (2014): Standardisierung von Krankengeldausgaben im Rahmen des Risikostrukturausgleichs. In: Repschläger, U., C. Schulte und N. Osterkamp (Hrsg.): *Gesundheitswesen aktuell 2014. Beiträge und Analysen*. Wuppertal. S. 110-133.