

Dorothee Schmidt, Dirk Göppfarth\*

## Die Berücksichtigung von Verstorbenen im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich

\* Die hier wiedergegebenen Auffassungen geben die persönlichen Meinungen der Verfasser wieder.

Mit der Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs werden bezogen auf 80 Krankheiten zielgenauere Zuweisungen durch Morbiditätszuschläge vorgesehen. Allerdings erfolgen die Zuweisungen für Verstorbene innerhalb dieser Krankheiten derzeit nicht sehr präzise. Für Krankheiten mit hohen Anteilen an Verstorbenen bedeutet dies systematische Unterdeckungen. Es wird gezeigt, wie durch eine einfache Veränderung des Berechnungsverfahrens die Zielgenauigkeit der Zuweisungen für Verstorbene erheblich verbessert werden kann.

### Einführung

Mit der Einführung des Risikostrukturausgleichs (RSA) hat der Gesetzgeber das Ziel verfolgt, Unterschiede zwischen den Risikostrukturen der Krankenkassen auszugleichen, um so einen fairen Kassenwettbewerb bei Einführung der Kassenwahlfreiheit zu gewährleisten. Dieses Ziel lässt sich ökonomisch auch so formulieren, dass die Höhe des Beitragssatzes – zukünftig die Höhe des Zusatzbeitrages – als Preissignal im Wettbewerb die Effizienz der Krankenkasse widerspiegeln und nicht Folge der Risikostruktur der Versicherten sein soll.

Mit der Entscheidung aus dem Jahr 2001, den RSA in Richtung einer direkten Morbiditätsorientierung weiterzuentwickeln, kam ein zweiter Zielkomplex hinzu. Vom RSA sollen zusätzlich keine Anreize ausgehen, die Krankenkassen daran hindern, sich in der Versorgung von Kranken, insbesondere von chronisch Kranken, zu engagieren. Es wurde die Gefahr gesehen, dass eine Krankenkasse mit attraktiven Versorgungsangeboten zur „Kasse der Wahl“ entsprechend kranker Versicherter würde, die als Wechsler in diese Krankenkasse hohe Ausgaben ohne entsprechende Einnahmen verursachen würden. Indem durch den RSA das

Geschäftsmodell „Risikoselektion“ unattraktiv gemacht wird, soll im Gegenteil Versorgungsmanagement zu einer lohnenswerten Strategie werden.

Zeitgleich mit der Einführung des Gesundheitsfonds wurde der RSA zum 1. Januar 2009 zum direkt morbiditätsorientierten RSA weiterentwickelt. Dabei wurde er aufgrund eines politischen Kompromisses im Rahmen der Verhandlungen zum GKV-WSG auf 80 Krankheiten beschränkt. Auch auf den ursprünglich vorgesehenen flankierenden Hochrisikopool wurde verzichtet. Neben Sockelzuweisungen nach Alter und Geschlecht erhalten Krankenkassen für bei ihren Versicherten vorliegende Krankheiten Morbiditätszuschläge. Auslöser für diese Zuschläge sind die von den Ärzten dokumentierten und im Rahmen der Abrechnungen gemeldeten Diagnosen (vergleiche Göppfarth 2009), in einigen Fällen zusätzlich validiert durch die verordneten Arzneimittel. Im Rahmen des prospektiven Modells sind die Diagnosen ausschlaggebend, die ein Versicherter im Vorjahr erhielt; die Höhe der Zuschläge wird bemessen an den Folgekosten, die Personen mit einer entsprechenden Diagnose durchschnittlich im Folgejahr aufweisen.

Es ist noch zu früh, um zu bewerten, ob der neue RSA die gesetzten Ziele erreicht und welche Auswirkungen die gesetzlichen Beschränkungen haben. Allerdings kann bereits in Teilaspekten geprüft werden, ob das weiterentwickelte Ausgleichsverfahren seinen Zielsetzungen gerecht wird. Ein solcher Teilaspekt, der im Folgenden überprüft werden soll, ist die Zielgenauigkeit der Zuweisungen, die die Krankenkassen für Verstorbene erhalten.

### Zur Problematik der Berücksichtigung Verstorbener im RSA

Es ist eine empirisch gut fundierte gesundheitsökonomische Erkenntnis, dass die Gesundheitsausgaben, die ein Versicherter verursacht, in den letzten Jahren vor dem Tod ungewöhnlich hoch sind (für einen Überblick: Grey 2005). So verursachen die 1,1 Prozent der Versicherten, die innerhalb des Jahres 2007 verstorben sind, 7,4 Prozent der

Gesundheitsausgaben in diesem Jahr; insgesamt etwa 10,4 Milliarden Euro. Zielgenaue Zuweisungen gerade an verstorbene Versicherte sind daher eine wichtige Voraussetzung für einen umfassenden Belastungsausgleich, der erst die Voraussetzung für die Preissignalfunktion des Zusatzbeitrages schafft. Dies wird vor allem dann ein Problem, wenn die Mortalität zwischen Krankenkassen – auch unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Altersstrukturen – erheblich abweicht.

Ein weiteres Problem kann aber auftreten, wenn es (chronische) Krankheiten gibt, die eine hohe Mortalität aufweisen. Die systematischen Unterdeckungen bei Verstorbenen könnten hier zu einer generellen Unterdeckung der durchschnittlichen Zuweisungen an Versicherte mit diesen Krankheiten führen, sodass den Krankenkassen die Anreize genommen würden, sich in der Versorgung dieser Krankheit besonders hervorzutun. Dieses Problem wird noch verstärkt im prospektiven Modell, wie ein fiktives Beispiel veranschaulicht: Angenommen es gäbe eine hochletale Krankheit, bei der die Hälfte der Versicherten noch im Jahr der Diagnosestellung versterben, die andere Hälfte im Folgejahr. Nur die überlebende Hälfte der Versicherten kann einen Morbiditätszuschlag erhalten; auch gingen nur ihre Ausgaben in die Berechnung der Morbiditätszuschläge ein. In der Folge würde auch nur die Hälfte der von dieser Krankheit verursachten Kosten standardisiert im RSA über Morbiditätszuschläge ausgeglichen.

Etwas anders stellt sich die Problematik bei akuten Krankheiten und Unfällen dar. Da sich diese Krankheiten beziehungsweise Ereignisse nicht vorhersehen lassen, besteht die Gefahr einer Risikoselektion zulasten dieser Versicherten nicht. Dieses Risiko wäre versicherungsmathematisch den Krankenkassen zuzuordnen, das heißt diese müssten hier das Risiko im eigenen Kollektiv ausgleichen. Wenn es jedoch zu einer altersgruppenuntypischen Häufung dieser Risiken bei einer Krankenkasse käme, etwa weil diese Risiken mit anderen Faktoren wie zum Beispiel Berufsstand, Bildung oder Ähnlichem korreliert sind, wäre der Belastungsausgleich auch gefährdet. In diesem Fall wäre jedoch die Aufnahme weiterer Ausgleichsfaktoren in den RSA zu diskutieren.

Nach Wissen der Autoren ist die Frage der Berechnung von Zuweisungen für Verstorbene in RSA-Verfahren auch international bislang nicht diskutiert. Allerdings handelt es sich bei der hier aufgeführten Verstorbenenproblematik um einen Spezialfall einer grundsätzlichen Problematik hinsichtlich der Berücksichtigung unvollständiger Versichertenepisoden. Da im RSA die Daten von Kassenwechslern zusammengeführt werden können, betrifft diese Problematik neben Verstorbenen auch Neugeborene und Systemwechsler (Wechsel zu/von PKV, Aus- und Einwanderung). Van de Ven und Ellis (2000: 789) stellen hierzu fest, dass eine fehlende Berücksichtigung unvollständiger Versichertenepisoden nicht wünschenswert sei, da dies zu einer Unterschätzung der Ausgaben führe.

Ellis und Ash (1988) schlagen vor, die Ausgaben entsprechender Versicherter in einem ersten Schritt zu annualisieren, das heißt vom Zeitraum mit Versicherungsschutz auf das ganze Jahr hochzurechnen. Im zweiten Schritt werden bei der Berechnung der Zuschläge im Rahmen des Regressionsverfahrens die Beobachtungen mit dem Kehrwert des Gewichtungsfaktors der Annualisierung gewichtet. Ash et al. (1989) zeigen, dass dieses Verfahren zu unverzerrten Schätzungen führt. Dieses Verfahren hat daher als Standardverfahren Eingang in die einschlägigen Lehrbücher gefunden (Van de Ven und Ellis 2000, Ellis 2008). Ob dieses Vorgehen ausreicht, um die oben angeführte Verstorbenenproblematik aufzulösen, wurde nicht untersucht.

Das Bundesversicherungsamt hat am 3. Juli 2008 das Berechnungsverfahren zum neuen RSA spezifiziert (BVA 2008). Hinsichtlich unvollständiger Versichertenepisoden hat es entschieden, wie von Ellis und Ash (1988) vorgeschlagen, deren Ausgaben zu annualisieren und entsprechend gewichtet in die Zuschlagsberechnung eingehen zu lassen. Die Leistungsausgaben von im Berichtsjahr Verstorbenen werden abweichend hiervon jedoch nicht annualisiert. Dies wurde mit der ansonsten starken Überschätzung dieser Ausgaben begründet.

## Daten und Methodik

Es werden unterschiedliche Methoden der Berechnung der Zuschläge und Zuweisungen für Verstorbene verglichen. Hierfür wird zunächst die empirische Bedeutung der Problematik herausgearbeitet. Anschließend werden die Auswirkungen der unterschiedlichen Berechnungsverfahren an einem idealtypischen Beispiel aufgezeigt. Abschließend werden die Modelle empirisch bewertet. Datengrundlage hierfür ist der nicht öffentliche Routinedatensatz zur Durchführung des RSA. Für eine Stichprobe von 6,7 Prozent der GKV-Versicherten werden folgende Angaben verwendet: Versichertenstammdaten (Alter, Geschlecht, Bezug einer Erwerbsminderungsrente, Versichertentage etc.), die bei der Krankenhausentlassung maßgeblichen Haupt- und Nebendiagnosen, die im Rahmen der Abrechnung dokumentierten Diagnosen aus der vertragsärztlichen Versorgung, die abgerechneten Arzneimittel sowie die Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen Ärzte (einschließlich Dialysesachkosten), Apotheken, Krankenhaus sowie sonstige Leistungsausgaben. Zur Abbildung des prospektiven Modells wurden die Diagnosen und Verordnungen des Jahres 2006 und die Ausgaben des Jahres 2007 herangezogen. Die Daten liegen pseudonymisiert so vor, dass eine versichertenbezogene Verknüpfung über beide Jahre möglich ist; im Fall von Kassenwechsel auch über die Krankenkassengrenze hinaus.

Für die Durchführung der Untersuchung wurden zunächst alle Versicherten in der Stichprobe gemäß des BVA-Klassifikationsmodells (BVA 2008) den Risikogruppen des Risikostrukturausgleichs zugeordnet. Die Stichprobe wurde hälftig in eine Lern- und Validierungsmenge aufgespalten. Gegenstand der Untersuchung waren verschiedene Formen der Gewichtung der Beobachtungen unvollständiger Versichertenepisoden im Rahmen der Berechnung der Risikozuschläge. Die untersuchten Modelle werden später ausführlicher entwickelt und dargestellt. Für jede der untersuchten Berechnungs-/Gewichtungsarten wurde auf der Lernmenge eine getrennte Regression zur Ermittlung der Koeffizienten für die Risikogruppen durchgeführt und anschließend für jeden Versicherten in der Validierungsmenge die daraus resultierende Höhe der

Zuweisungen aus dem Risikostrukturausgleich ermittelt sowie die Bewertungsgrößen der einzelnen Modelle berechnet.

Zur Bewertung der Zielgenauigkeit werden das Kriterium der Vorhersagegenauigkeit (predictive ratio) sowie das statistische Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) herangezogen. Die Vorhersagegenauigkeit misst das Verhältnis von den Zuweisungen, die eine Gruppe aus dem RSA erhält, zu den tatsächlichen Ausgaben. Eine Vorhersagegenauigkeit über 1,0 bedeutet, dass es zu Überdeckungen kommt, ein Wert unter 1,0 hingegen, dass Unterdeckungen vorliegen. Das statistische Bestimmtheitsmaß  $R^2$  gibt den Anteil der vom Modell erklärten Varianz zur gesamten Varianz an. Grundsätzlich gilt, dass der Vergleich der  $R^2$ -Werte verschiedener gewichteter Regressionen nicht unproblematisch ist (Kvålseth 1985). Von daher wurde das  $R^2$  im Rahmen dieser Untersuchung für sämtliche untersuchten Gewichtungen immer ausgehend von den tagesgenauen Zuweisungen zu tatsächlichen Ausgaben der Versicherten berechnet. Für prospektive RSA-Verfahren gelten  $R^2$ -Werte um 25 bis 30 Prozent als das erzielbare Maximum (Newhouse 2002). Der auf 80 Krankheiten begrenzte deutsche RSA erreicht knapp über 20 Prozent.

## Ergebnisse

### Empirische Relevanz der Problematik

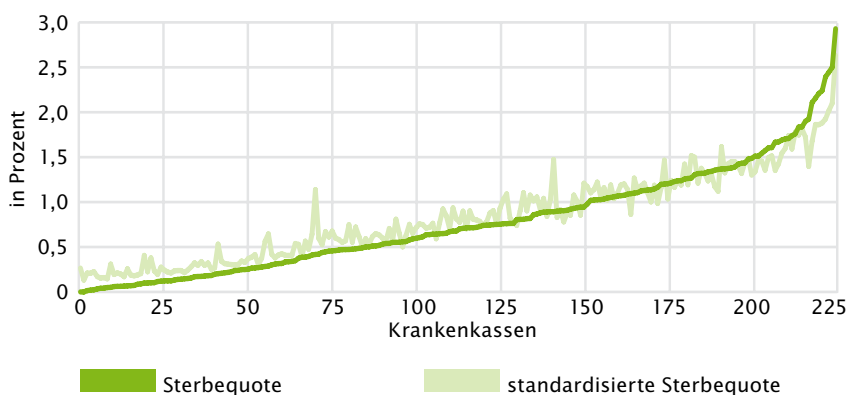
Im gegenwärtigen Risikostrukturausgleich kommt es zu einer Vorhersagegenauigkeit hinsichtlich im Berichtsjahr Verstorbenen von 0,29; das heißt weniger als ein Drittel der von Verstorbenen verursachten Ausgaben werden über die Zuweisungen für diese Versicherten gedeckt. Bei den Überlebenden kommt es zu einer korrespondierenden Überdeckung mit einer Vorhersagegenauigkeit von 1,04.

Hinsichtlich der Verteilungsrelevanz kommt es darauf an, dass die Zahl der Versterbenden unterschiedlich zwischen den Krankenkassen verteilt ist. Tatsächlich schwankt die Quote der Verstorbenen in einem Jahr zur Gesamtzahl der Versicherten zwischen 0,1 und 2,5 Prozent

(siehe Abbildung 1). Allerdings sind diese Unterschiede zum größten Teil durch die unterschiedlichen Altersstrukturen bedingt. Zu diesem Zweck wurden für alle Krankenkassen alters- und geschlechtsstandardisierte Sterbequoten ermittelt, indem die Besetzungen aller Altersklassen der Krankenkassen mit der entsprechenden Sterbewahrscheinlichkeit aus den aktuellen Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes multipliziert wurden.

**Abbildung 1:** Sterbequoten im Vergleich

---



Generell folgt der Verlauf der standardisierten Sterbequote dem Verlauf der tatsächlichen Sterbequote. Allerdings gibt es zwei Auffälligkeiten: Zum einen liegen die standardisierten Sterbequoten bei den Krankenkassen mit niedrigen Sterbequoten systematisch über den tatsächlichen Sterbequoten, umgekehrt gilt dies auch bei hohen Sterbequoten. Dies deutet darauf hin, dass Krankenkassen mit vielen jungen Versicherten auch – gemessen an der Altersstruktur – übermäßig Gesunde versichern. Zum anderen gibt es in beide Richtungen auffällige Abweichungen zwischen der standardisierten und der tatsächlichen Sterbequote.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass es im gegenwärtigen RSA zu erheblichen Unterdeckungen bei Zuweisungen für im Berichtsjahr verstorbene Versicherte kommt und dass die Problematik aufgrund ungleicher Verteilung der Versicherten eine zusätzliche Brisanz erhält.

### Auswirkung der Annualisierung unvollständiger Versichertenepisoden

Die Problematik soll zunächst an einem einfachen Beispiel veranschaulicht werden (vergleiche Tabelle 1). Angenommen, eine Krankheit verursache 4.000 Euro Ausgaben pro Jahr, zum Beispiel wegen einer unvermeidbaren Dauermedikation. Es gebe nur Morbiditätszuschläge und keinen Basisbeitragbedarf nach Alter und Geschlecht. In Tabelle 1 (Modell 1) werden zunächst nur die ersten beiden Versicherten herangezogen. Versicherter 1 verursacht die erwarteten 4.000 Euro; Versicherter 2, der nur ein halbes Jahr versichert war (und dann zum Beispiel ausgewandert ist), nur 2.000 Euro. Ohne eine Berücksichtigung der unvollständigen Versichertenepisode des Versicherten 2 würde ein durchschnittlicher Zuschlag von 3.000 Euro ermittelt und damit würden die Ausgaben der Krankheit unterschätzt. Erst wenn die Ausgaben vorher annualisiert und damit auf 4.000 Euro erhöht werden, entspricht der Zuschlag den erwarteten Ausgaben der Versicherten.

Nun tritt Versicherter 3 hinzu, der allerdings nach einem halben Jahr verstorben ist. Angenommen, dass die Ausgaben für Verstorbene unabhängig vom Todeszeitpunkt 8.000 Euro betragen, da sie sich aus den Sterbekosten ergeben. Würde das Verfahren von Ellis und Ash unverändert übernommen (Modell 1), so errechnete sich ein durchschnittlicher Zuschlag von 7.000 Euro  $[(1 \cdot 4.000 + 0,5 \cdot 4.000 + 0,5 \cdot 16.000) / (1 + 0,5 + 0,5)]$ . Die Folge wäre eine systematische Unterschätzung der Ausgaben für Verstorbene und eine systematische Überschätzung der Ausgaben für Überlebende. Der Grund hierfür liegt darin, dass die Annualisierung der Sterbekosten zu einer Überhöhung des Zuschlages führt; im Durchschnitt aller Verstorbenen um den Faktor 2. Es ist zu beachten, dass die Summe der Zuweisungen genau der Summe der



Ausgaben entspricht (Erwartungstreue der Schätzung). Dieses Modell entspricht auch dem Vorschlag des AOK-BV zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs.

**Tabelle 1: Idealtypische Verfahren zur Annualisierung unvollständiger Versichertenepisoden**

Versicherter	Ausgaben (in Euro)	Gewicht	verstorben	annualisierte Ausgaben (in Euro)	Gewicht	Zuweisung (in Euro)
<b>Modell 1: Vorschlag Ash/Ellis</b>						
1	4.000	1	nein	4.000	1	7.000
2	2.000	0,5	nein	4.000	0,5	3.500
3	8.000	0,5	ja	16.000	0,5	3.500
Summe	14.000					14.000
<b>Modell 2: BVA-Festlegung</b>						
1	4.000	1	nein	4.000	1	5.600
2	2.000	0,5	nein	4.000	0,5	2.800
3	8.000	1	ja	8.000	0,5	5.600
Summe	14.000					14.000
<b>Modell 3: Neuer Vorschlag</b>						
1	4.000	1	nein	4.000	1	5.600
2	2.000	0,5	nein	4.000	0,5	2.800
3	8.000	1	ja	8.000	1	5.600
Summe	14.000					14.000

Im Vorgehen des BVA (Modell 2) wird auf eine Annualisierung der Ausgaben für Verstorbene verzichtet. Die Überhöhung des Zuschlages mit den verdoppelten Sterbekosten findet nicht statt. Bei der Berechnung der Zuweisungen werden hingegen die Zuweisungen auch für Verstorbene anteilig nach den Versichertenzeiten ausgezahlt. In der Konsequenz führt dies dazu, dass die Überschätzung der Ausgaben Überlebender abnimmt. Dies wird allerdings durch zwei Nachteile erkauft: Die

Unterschätzung der Ausgaben Verstorbener nimmt zu und die Schätzung verliert die Eigenschaft der Erwartungstreue. Die Verletzung der Erwartungstreue wird zwar im RSA-Verfahren durch Korrekturfaktoren aufgefangen, gleichwohl führt dies zu keiner sachgemäßen Verteilung der Mittel, sondern eher zu einer Verzerrung der Zuweisungen. Im Grunde war die Verdoppelung der Sterbekosten bei der Berechnung des Zuschlages in Modell 1 sachgemäß, da Verstorbene im Durchschnitt nur einen halben Zuschlag erhalten; das Problem besteht aber darin, dass diese Erhöhung nicht sehr zielgenau ankommt, da sie auch für Überlebende gilt.

Die Lösung dieser Problematik, die hier vorgeschlagen wird, sieht daher vor, bei der Berechnung der Zuweisungen für Verstorbene auf die anteilige Berücksichtigung der Versicherungszeiten zu verzichten (Modell 3). In der Folge werden die Ausgaben wie im Modell 2 annualisiert, bei der Ermittlung der Zuweisung wird aber unabhängig vom Todeszeitpunkt der volle (Jahres-)Zuschlag ausgezahlt. Bei Nichtverstorbenen mit unvollständigen Versichertenepisoden findet hingegen wie in Modell 1 und 2 eine anteilige Kürzung statt. Es ist zu sehen, dass die Überschätzung der Ausgaben Überlebender wie im BVA-Modell reduziert wird, gleichzeitig aber auch die Unterschätzung der Ausgaben Verstorbener gesenkt und die Erwartungstreue der Schätzung wiederhergestellt wird.

### Empirische Untersuchung mit RSA-Routinedaten

Die entwickelten drei Modelle der Berücksichtigung von Verstorbenen im RSA sollen nun anhand der RSA-Routinedaten und den genannten Beurteilungskriterien bewertet werden. Die Modelleigenschaften werden in Tabelle 2 nochmals zusammengefasst; die empirischen Ergebnisse können Tabelle 3 entnommen werden.

Die aus der Betrachtung des idealtypischen Modells gewonnenen Erkenntnisse bestätigen sich hier empirisch. Würde das lehrbuchmäßige Annualisierungsverfahren angewandt, so käme es zu einer Unterschätzung der Ausgaben Verstorbener in Höhe von rund zwei Drittel. Bei

Überlebenden käme es zu einer Überdeckung von rund sechs Prozent. Das vom BVA gewählte Verfahren konnte durch die abgesenkten Morbiditätszuschläge die Überdeckungen bei Überlebenden fast halbieren, allerdings bei einer gleichzeitigen Verschlechterung der Vorhersagegenauigkeit bezogen auf Verstorbene und einer Verletzung der Erwartungstreue der Schätzung (Vorhersagegenauigkeit für alle Versicherten). Würde, wie hier vorgeschlagen, die Zuweisung für Verstorbene unabhängig vom Todeszeitpunkt vollständig als Jahreswert ausgezahlt, wäre dieselbe Verbesserung der Vorhersagegenauigkeit für Überlebende erreicht wie im BVA-Modell. Gleichzeitig würde sich die Vorhersagegenauigkeit für Verstorbene mehr als verdoppeln. Darüber hinaus erzielt dieses Modell die höchste Varianzerklärung mit einem  $R^2$ -Wert von fast 22 Prozent.

**Tabelle 2: Untersuchte Modellvarianten**

Modell	Berechnung der Zuschläge	Berechnung der Zuweisung
Modell 1	taggenaue Annualisierung der Ausgaben aller Versicherten	Auszahlung der Zuweisung anteilig nach Versichertentagen
Modell 2	keine Annualisierung der Ausgaben Verstorbener, ansonsten taggenaue Annualisierung	Auszahlung der Zuweisung anteilig nach Versichertentagen
Modell 3	keine Annualisierung der Ausgaben Verstorbener, ansonsten taggenaue Annualisierung	Auszahlung der Zuweisung anteilig nach Versichertentagen, Verstorbene erhalten unabhängig vom Todeszeitpunkt den Jahreswert

Abschließend sollen diese Ergebnisse auch differenziert für verschiedene Krankheiten betrachtet werden. Bei den ausgewählten Krankheiten handelt es sich um (i) Krankheiten ohne tödlichen Verlauf, die nicht altersspezifisch sind (Depression, und Epilepsie), (ii) Krankheiten mit tödlichem Verlauf (bösartige Neubildungen der Atmungsorgane und bösartige Neubildungen der Knochen) und (iii) Alterskrankheiten ohne tödlichen Verlauf (Demenz und Morbus Parkinson). Die letzte Gruppe der Krankheiten wurde ausgewählt, um den Effekt des RSA auf Krankheiten

zu untersuchen, die an und für sich nicht letal verlaufen, aber aufgrund des hohen Alters der Betroffenen eine hohe Sterbequote bei den Betroffenen aufweisen.

**Tabelle 3: Empirische Bewertung der Modellvarianten**

Modell	Versicherte	Vorhersagegenauigkeit	R <sup>2</sup> (in Prozent)
Modell 1	Überlebende	1,06	21,43
	Verstorbene	0,33	
	alle	1,00	
Modell 2	Überlebende	1,03	21,35
	Verstorbene	0,29	
	alle	0,98	
Modell 3	Überlebende	1,03	21,98
	Verstorbene	0,62	
	alle	1,00	

Bei den nicht letalen, nicht altersspezifischen Krankheiten (Tabelle 4) erreicht das Annualisierungsverfahren nach Ellis und Ash sehr gute Ergebnisse bezogen auf die Krankheit als Ganzes. Dahinter verbergen sich jedoch Überdeckungen bei Überlebenden und massive Unterdeckungen bei Verstorbenen. Das BVA-Verfahren führt hier zu einer nahezu proportionalen Kürzung der Vorhersagegenauigkeit, sodass es insgesamt zu einer leichten Unterdeckung bezogen auf die Krankheit kommt. Das hier vorgeschlagene Modell 3 würde demgegenüber die sehr guten Deckungsquoten der Krankheiten aus Modell 1 wiederherstellen, gleichzeitig aber das Ungleichgewicht innerhalb der Krankheiten zwischen Verstorbenen und Überlebenden erheblich reduzieren.

**Tabelle 4:** Vorhersagegenauigkeit der Modelle bei nicht letalen, nicht altersspezifischen Krankheiten

Modell	Versicherte	Depression	Epilepsie
Modell 1	Überlebende	1,04	1,07
	Verstorbene	0,40	0,42
	alle	0,99	1,01
Modell 2	Überlebende	1,01	1,03
	Verstorbene	0,36	0,38
	alle	0,96	0,97
Modell 3	Überlebende	1,01	1,03
	Verstorbene	0,78	0,83
	alle	0,99	1,01

Bei letalen, nicht altersspezifischen Krankheiten (Tabelle 5) zeigt sich die eigentliche Problematik. Bei solchen Krankheiten kommt es zu einer systematischen Unterschätzung der Ausgaben. Dabei zeigt sich, dass das hier vorgestellte Modell 3 nicht nur die unterschiedlichen Vorhersagegenauigkeiten für Verstorbene und Überlebende angleicht, sondern gegenüber dem Modell 2 auch die derzeit bestehenden Unterschätzungen bezogen auf diese Krankheiten ganz erheblich reduziert.

Dass die verbliebene Unterschätzung einen allgemeinen Effekt von Verstorbenen in einem prospektiven RSA darstellt, zeigt der Blick auf die nicht letalen Alterskrankheiten (Tabelle 6). Auch hier kommt es zu einer generellen Unterschätzung, die nicht in den Eigenschaften der Krankheit selber begründet liegen, und die auch nicht im Rahmen des Annualisierungsverfahrens bereinigt werden können. Abschließend lässt sich sagen, dass Modell 3 in allen Kategorien gute Ergebnisse erzielt und dazu geeignet ist, die bestehende Unterdeckung der Zuweisungen für Verstorbene zu reduzieren.

**Tabelle 5:** Vorhersagegenauigkeit der Modelle bei letalen, nicht altersspezifischen Krankheiten

Modell	Versicherte	Bösartige Neubildungen der Atmungsorgane	Bösartige Neubildungen der Knochen
Modell 1	Überlebende	1,03	1,04
	Verstorbene	0,46	0,43
	alle	0,82	0,92
Modell 2	Überlebende	0,90	0,91
	Verstorbene	0,37	0,35
	alle	0,71	0,80
Modell 3	Überlebende	0,90	0,91
	Verstorbene	0,89	0,83
	alle	0,90	0,90

**Tabelle 6:** Vorhersagegenauigkeit der Modelle bei nicht letalen, altersspezifischen Krankheiten

Modell	Versicherte	Demenz	Morbus Parkinson
Modell 1	Überlebende	1,05	1,03
	Verstorbene	0,47	0,50
	alle	0,94	0,96
Modell 2	Überlebende	0,96	0,96
	Verstorbene	0,42	0,45
	alle	0,86	0,89
Modell 3	Überlebende	0,96	0,96
	Verstorbene	0,92	0,98
	alle	0,95	0,96

### Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse zeigen, dass die Zielgenauigkeit der Zuweisungen gerade für Verstorbene erhebliche Bedeutung für die Zielgenauigkeit des gesamten RSA-Verfahrens hat. Nicht nur besitzt diese Frage eine nicht

unerhebliche Verteilungsrelevanz, vielmehr sorgt diese Problematik für eine systematische Unterdeckung der Zuweisungen bezogen auf Krankheiten mit hohen Anteilen an Versterbenden – entweder weil die Krankheit selber letal verläuft oder weil dies aus der Altersstruktur der Betroffenen folgt.

Ein Teil der Problematik resultiert aus dem gewählten Berechnungsverfahren. Es wurde gezeigt, wie durch eine geeignete Abänderung dieses Verfahrens die aufgezeigte Problematik erheblich entschärft werden könnte. Die Zuweisungen für Verstorbene sollten nicht nach dem Todeszeitpunkt differenziert anteilig gekürzt werden, sondern immer in voller Höhe – das heißt mit dem entsprechenden Jahreswert – ausgezahlt werden. Dies entspricht sowohl den besonderen Eigenschaften der Sterbekosten, die gewöhnlich gedrängt kurz vor dem Tod anfallen (vergleiche Kruse et al. 2003), als auch der Grundlogik eines prospektiven Modells, das anhand der Vorjahresdiagnosen die gesamten Ausgaben des Folgejahres schätzt. Eine anteilige Umrechnung auf Versicherungszeiten ist einem rein prospektiven Modell eigentlich fremd. Bei Verstorbenen würde ansonsten dieser geschätzte Wert immer unvollständig ausgezahlt. Bei Kassenwechslern dienen die Versicherungszeiten nur der anteiligen Verteilung des vollständigen Zuschlages auf die beteiligten Kassen. Bei Systemwechslern wäre auch mit erwarteten Ausgaben in Höhe des vollen Zuschlages zu rechnen, wobei nur die den Versicherungszeiten entsprechenden Ausgaben in der GKV anfallen.

Die hier aufgezeigten empirischen Ergebnisse zeigen aber auch, dass dieses Verfahren lediglich dazu geeignet ist, die Unterdeckungen bezogen auf Verstorbene zu reduzieren, und sie nicht beseitigen kann. Das Verfahren sorgt dafür, dass Verstorbene und Überlebende dieselben prospektiven Zuweisungen erhalten, und beseitigt somit eine systematische Benachteiligung. Gleichzeitig erzielt das vorgeschlagene Verfahren sowohl im Hinblick auf die statistischen Maße für individuelle und gruppenspezifische Vorhersagegenauigkeit sehr gute Ergebnisse. Eine entsprechende Anwendung würde somit die Zielgenauigkeit des RSA als Ganzes erhöhen.

## Literatur

- Ash, A., F. Porell, L. Gruenberg, E. Sawitz und A. Beiser (1989): Adjusting Medicare capitation payments using prior hospitalization data. In: Health Care Financing Review. Heft 4. S. 17-29.
- Bundesversicherungsamt – BVA (2008): Festlegung der Morbiditätsgruppen, des Zuordnungsalgorithmus, des Regressions- sowie des Berechnungsverfahrens vom 3. Juli 2008. [www.bundesversicherungsamt.de/cln\\_100/nn\\_1440668/DE/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/Festlegungen\\_\\_Klassifikationsmodell.html](http://www.bundesversicherungsamt.de/cln_100/nn_1440668/DE/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/Festlegungen__Klassifikationsmodell.html) (Download 22. Juli 2009)
- Ellis, R. P. (2008): Risk adjustment and predictive modelling: concepts and applications. In: M. Lu und E. Jonnson (Hrsg.): Paying for Health Care: New Ideas for a Changing Society. Weinheim. S. 177-222.
- Ellis, R. P. und A. Ash (1988): Refining the Diagnostic Cost Group Model: A Proposed Modification to the AAPCC for HMO Reimbursement. Boston MA.
- Göpffarth, D. (2009): Der neue Risikostrukturausgleich im Gesundheitsfonds. In: Soziale Sicherheit. Heft 1/09. S. 12-17.
- Grey, A. (2005): Population Ageing and Health Care Expenditures. In: Ageing Horizons. Ausgabe 2. S. 15-20.
- Kruse, A., E. Knappe, F. Schulz-Nieswandt, F.-W. Schwartz und J. Wilbert (2003): Kostenentwicklung im Gesundheitswesen: Verursachen ältere Menschen höhere Gesundheitskosten? Expertise erstellt im Auftrag der AOK Baden-Württemberg. Heidelberg.
- Kvålseth, T. O. (1985): Cautionary Note About  $R^2$ . In: American Statistician. Heft 4. S. 279-285.
- Newhouse, J. P. (2002): Pricing the Priceless. Cambridge MA und London.
- Schmidt, D., R. Wittmann und D. Göpffarth (2009): Morbiditätsorientierte Datenmeldung für die Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs. In: D. Göpffarth, S. Greß, K. Jacobs und J. Wasem (Hrsg.): Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2008: Morbi-RSA. Sankt Augustin. S. 101-131.
- Van de Ven, W. P. M. M., R. P. Ellis (2000): Risk adjustment in competitive health plan markets. Chapter 14. In: A. J. Culyer, J. P. Newhouse (Hrsg.): Handbook of Health Economics. Volume 1. Part 1. Amsterdam. S. 755-845.