

Der regionale Risikostrukturausgleich – Das niederländische Modell als Vorbild für Deutschland?

DANNY WENDE,
INES WEINHOLD

Danny Wende ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Wissenschaftlichen Institut für Gesundheitsökonomie und Gesundheitssystemforschung (WIG2), Leipzig

Ines Weinhold ist Leiterin Gesundheitsökonomie am Wissenschaftlichen Institut für Gesundheitsökonomie und Gesundheitssystemforschung (WIG2), Leipzig

Der morbiditätsorientierte Risikostrukturausgleich ist in seiner Ausgestaltung ein umstrittenes Instrument zur Verteilung der Gesundheitsrisiken zwischen den gesetzlichen Krankenkassen. Aktuelle Diskussionen beschäftigen sich mit der ambivalenten Rolle von regionalen Kostenrisiken und deren möglichem Ausgleich. In vergleichbaren Ausgleichssystemen unserer Nachbarländer werden diese über unterschiedlich ausgestaltete Regionalfaktoren berücksichtigt. Speziell das niederländische Modell könnte ein Vorbild sein. Dieser Beitrag untersucht empirisch, ob Regionalfaktoren nach niederländischem Vorbild in den deutschen Ausgleich integrierbar sind. Untersucht wird insbesondere, welche regionalen Umverteilungen sich ergeben würden und wie die Auswirkungen sind.

Hintergrund

Der morbiditätsorientierte Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA) dient in erster Linie dazu, die Risiken der Morbidität aller Versicherten zwischen den Krankenkassen gleichmäßig aufzuteilen und somit einen fairen Wettbewerb zwischen den gesetzlichen Krankenkassen zu ermöglichen [1]. Diese Aufgabe ist kein Selbstzweck, sondern soll Risikoselektion, also die Bevorzugung von finanziell günstigen bzw. gesunden Menschen durch die Krankenkassen verhindern [1]. Diese Aufgabe kann der Morbi-RSA jedoch nur erfüllen, wenn er alle beobachtbaren und selektierbaren Merkmale der Versicherten ausgleicht. Dann ist jeder Versicherte aus Sicht der Krankenkasse neutral und kann einer bestmöglichen Versorgung zugeführt werden, ohne das „betriebswirtschaftliche Harakiri“ betrieben wird [1].

Die aktuelle Studienlage zeigt indessen, dass im deutschen Morbi-RSA eine breite Front für Risikoselektion offen steht [2]. Die regionale Herkunft der Versicherten repräsentiert nicht nur einen Indikator für Morbidität und medizinische Gesundheitsausgaben, sondern ist auch nach der Anwendung des Morbi-RSA ein gut zu identifizierender Indikator für die finanziellen Restrisiken [3]. So verwundert es auch nicht, dass Krankenkassen bereits Risikoselektion über die regionale Herkunft ihrer Versicherten betreiben. Neben einer einfachen Unterscheidung zwischen Ost- und Westdeutschland, spielt es für die Versicherungsbereitschaft der gesetzlichen Krankenkassen eine Rolle ob ein versicherungswilliger Interessent aus dem städtischen oder ländlichen Raum oder aus angebotsstarken Regionen stammt [4]. Schwankungen in den Deckungsquoten zwischen 97,9 % im ländlichen Raum

und 101, 5 % in den Kernstädten bezeugen die finanziellen Anreize für dieses strategische Verhalten. [5]. Die Ursachen für diese Unterschiede liegen zum größten Teil in einem regional unterschiedlichen

Sowohl die Schweiz, Belgien, die Niederlande als auch Israel nutzen in ihren Ausgleichssystemen eine Regionalkomponente.

Versorgungsangebot, aber auch in regional unterschiedlich hohen materiellen, sozialen und ökologischen Belastungen der Bevölkerung [6,7].

Das Prinzip Morbi-RSA sieht vor, dass Risikofaktoren ausgeglichen werden, auf die eine Krankenkasse keinen direkten Einfluss nehmen kann. Regionale Angebots- und Bevölkerungsstrukturunterschiede können in diesem Sinne von Krankenkassen weder direkt beeinflusst werden, noch haben diese ein hinreichendes Steuerungspotential, um Kostendifferenzen entgegen zu wirken [8]. Für manche Krankenkassen bedeutet das sogar den langjährigen Weg in die Insolvenz, was der Fall der „city BKK“ mustergültig belegt [9].

Unsere „Nachbarländer“ mit ähnlich gearteten Risikoausgleichssystemen zeigen wie es gehen kann: sowohl die Schweiz, Belgien, die Niederlande, als auch Israel nutzen in ihren Ausgleichssystemen eine Regionalkomponente [5].

Am besten mit dem deutschen Morbi-RSA vereinbar ist unter diesen Varianten das niederländische Modell. Die Grundlage der beiden Ausgleichsverfahren bildet ein statistisches Regressionsmodell zur Erklärung prospektiver Versorgungskos-

ten, das in den Niederlanden durch eine Regionalkomponente als zusätzliche aufgenommene Variable erweitert wird [10]. Wechselwirkungen mit der bestehenden deutschen Krankheitsklassifikationslogik,

die sich von der niederländischen grundlegend unterscheidet, sowie die unterschiedliche Siedlungsgeographie, deuten dennoch darauf hin, dass eine einfache Übertragung nicht möglich ist. Eine Analyse von von Stillfried und Czihal (2010) belegt die allgemeine Machbarkeit des Verfahrens. Die Auto-

ren untersuchten regionale Variablen, die durch ein Clusterverfahren aus:

- sozio-demografischen Kriterien,
- angebotsseitigen Merkmalen und
- den Deckungsbeiträgen

gebildet wurden. Es konnte gezeigt werden, dass die Schätzgenauigkeit der Modelle auf der Ebene von Kreistypen deutlich steigt und dass dieser Effekt insbesondere durch ein Modell mit dem Aufgriff über Deckungsbeiträge erfolgt [11]. Es wurde nicht untersucht, welche wettbewerblichen Anreize sich durch die neuen Variablen einstellen und wie sich die Definition der Regionalvariable auf die Prognosesicherheit von kleinräumigen Gebieten auswirkt.

In diesem Beitrag soll empirisch untersucht werden, inwieweit die niederländische Regionalkomponente geeignet ist, um im deutschen Morbi-RSA die regionalen Risikounterschiede auszugleichen. In dem nachfolgenden Abschnitt wird zunächst die niederländische Regionalkomponente vorgestellt und auf den deutschen Morbi-RSA übertragen. Eine empirische Untersuchung der Wechselwirkung des deutschen Morbi-RSA mit den Ausgestaltungsmöglichkeiten der Regionalkomponente wird

im zweiten Abschnitt beschrieben. Der letzte Abschnitt analysiert und diskutiert die Eignung des niederländischen Ansatzes im deutschen Kontext.

Das niederländische Regionalmodell

Der deutsche Morbi-RSA berücksichtigt zur Bewertung von Kostenrisiken in seiner aktuellen Version 80 Krankheiten, klassifiziert und hierarchisiert in 199 Morbiditätsgruppen (HMG), 40 Alters- und Geschlechtsgruppen (AGG), sowie sechs Gruppen in Interaktion mit dem Bezug von Erwerbsminderungsrente (EMG) und sieben Gruppen der Kostenerstattung (KEG). Eine Regionaldimension ist nicht enthalten.

Das niederländische Risikoausgleichssystem (NRSA) wurde seit 1993 beständig weiterentwickelt. Wie im Morbi-RSA sind von Beginn an 40 Alters- und Geschlechtsgruppen enthalten. Hinzu kamen bereits 1995 zehn regionale Risikogruppen (REG). Weitere 17 Interaktionsgruppen zwischen Einkommensart der Versicherten und dem Alter (SOI) wurden im Jahr 1999 ergänzt. Im Gegensatz zum deutschen System werden die Krankheiten anhand von zwei unterschiedlichen Kostengruppen klassifiziert. Die pharmazeutischen Kostengruppen (PCG, seit 2002) ersetzen im Prinzip den deutschen ambulanten Diagnoseaufgriff. Die diagnosebasierten Kostengruppen (DCG, seit 2004) entsprechen im Prinzip dem stationären Aufgriff der deutschen HMG. Eine ausführlichere Darstellung des Krankheitsklassifikationsmodells kann in Van Kleef, Van Vliet und Van de Ven (2013) nachgelesen werden [12]. An dieser Stelle stehen die regionalen Risikogruppen im Vordergrund.

Diese werden in den Niederlanden anhand einer Clusteranalyse gebildet. Die verschiedenen Postleitzahlregionen

Tabelle 1: Soziographische und versorgungsbezogene Variablen im niederländischen Modell und Adaption für den deutschen Morbi-RSA

Dimension	Indikator	Adaption Deutschland
Urbanität	Bevölkerungsdichte	Bevölkerungsdichte
Familie	Anteil Alleinstehender	Anteil an Ein- und Zweiraumwohnungen
Einkommen	Durchschnittliches Einkommen	Haushaltseinkommen
Mortalität	Stand. Sterbewahrscheinlichkeit	Stand. Mortalitätsrate
Kultur	Anteil der nicht-westlichen Ausländer	Ausländeranteil
Verfügbarkeit	Erreichbarkeit von Krankenhäusern und Hausärzten	Ärzte je 1.000 Einwohner
Pflege	Anzahl der Pflegebetten	Anzahl an Pflegebetten je 10.000 Einwohner

Quelle: VWS, 2008

werden dabei über sieben soziodemographische und versorgungsbezogene Variablen (Tabelle 1) in 10 Belastungsregionen gruppiert [10]. Für Deutschland stehen nicht alle Variablen in der gleichen Form zur Verfügung. Für die weitere Analyse wurde daher auf möglichst vergleichbare Indikatoren zurückgegriffen [13].

Die Indikatoren stehen nicht auf individueller Ebene zur Verfügung, sondern werden in einem ersten Schritt zu zehn Regionalgruppen zusammengefasst. Während die Niederlande hierfür die Postleitzahlregionen nutzt, ist im Hinblick auf die Flächenausdehnung von Deutschland die Landkreiskennung das mögliche Äquivalent. Die Gruppierung erfolgt mittels Ward-Algorithmus¹ zu den nachfolgend dargestellten Gruppen:

1. Sehr dünnbesiedelte ländliche Kreise mit geringem medizinischen Angebot
2. Dünnbesiedelte ländliche Kreise mit mittlerem medizinischen Angebot
3. Dünnbesiedelte ländliche Kreise mit gutem medizinischen Angebot
4. Kleine bis mittlere Städte mit sehr gutem medizinischen Angebot
5. Mittlere städtische Kreise mit mittlerem medizinischen Angebot
6. Mittlere Städte mit hohem Ausländeranteil, mittlerem Ärzteanteil und gutem Pflegeangebot
7. Dichtbesiedelte städtische Kreise mit sehr geringem medizinischen Angebot
8. Große städtische Kreise mit geringem medizinischen Angebot
9. Dichtbesiedelte städtische Kreise mit mittlerem medizinischen Angebot
10. Sehr dicht besiedelte städtische Kreise mit hohem Ärzteanteil und hohem Ausländeranteil

Aus der Übersicht der Regionalgruppen lässt sich entnehmen, dass vor allem die Siedlungsdichte und das medizinische Angebot für die Gruppierung entscheidend sind. Insofern ist zu erwarten, dass die Regionalvariablen im Morbi-RSA ihre Wirkung über die Siedlungsstrukturen und damit einhergehend auch über das regionale Angebot zeigen.

Methodisches Vorgehen und Bewertungsstrategie

Um die Wirkung der Regionalgruppe auf den deutschen Morbi-RSA zu ermitteln, wird der Morbi-RSA mit und ohne Regionalvariable auf einer repräsentativen

Tabelle 2: Indikatoren und Modellvarianten der Regionalkomponente

Niederländisches Modell	Modell Angebotscluster	Modell Deprivationscluster
Bevölkerungsdichte	Hausarztichte	Arbeitslosenquote
Anteil an Ein- und Zweiraumwohnungen	Facharztichte	Schulabgänger ohne Abschluss
Haushaltseinkommen	Krankenhausbetten je Einwohner	Haushaltseinkommen
Stand. Mortalitätsrate	stat. Pflegebetten je Einwohner	Straßenkriminalität
Ausländeranteil	Therapeuten je Einwohner	Wahlbeteiligung
Ärzte je 1.000 Einwohner	Facharztichte	Kommunale Schulden
Anzahl an Pflegebetten je 10.000 Einwohner		Anteil der Industrie- und Verkehrsflächen

Quelle: Eigene Darstellung

Stichprobe geschätzt. Es wird zunächst das Modell nach niederländischem Vorbild gerechnet und dessen finanzielle Umverteilungswirkung untersucht. Der zweite Part der Analyse beschäftigt sich mit der Frage, inwiefern die Ergebnisse Bestand haben, wenn die Ausgestaltung der Regionaldefinition variiert. Es zeigen sich zwei Stellschrauben, die nicht nur die Verteilungswirkung, sondern auch die regionale Anpassungsgüte der Modelle beeinflussen können und deshalb mitdiskutiert werden sollen:

1. Die Festlegung auf zehn Regionen ist nicht zwangsläufig die beste Einteilung für Deutschland. Deutschland hat viele Agglomerationszentren und unterschiedliche Bevölkerungsgruppen.
2. Die verwendeten Indikatoren spiegeln eine spezielle Sicht auf Regionen wider, indem nach den Kriterien Agglomeration, Versorgungsangebot sowie Soziodemographika gruppiert wird. Eine reine Fokussierung auf das Angebot bzw. eine Fokussierung auf soziale Benachteiligung nach dem Vorbild der englischen Deprivationsindizes² wären weitere, für Deutschland adaptierbare Möglichkeiten zur Clusterung von Regionen, die verglichen werden sollen.

Zur Berücksichtigung dieser Aspekte wird der Status quo (Morbi-RSA) mit Modellvarianten verglichen, in denen Regionen ausschließlich nach Versorgungsangebot oder Deprivation geclustert wurden (Tabelle 2). Darüber hinaus werden die Ergebnisse bei unterschiedlich festgelegter Anzahl der durch die

Clusterung gebildeten Regionen untersucht (10, 20 oder 50 Regionstypen). Den Regionalmodellen wird schlussendlich ein Modell mit Landkreis-Dummys gegenübergestellt. Ein solches Dummy-Modell beschreibt den extremen Fall der maximalen Einteilung der Regionen in 402 Landkreise, d.h. jede Region gilt als eigene Gruppe.

Die Bewertung der Modelle erfolgt zum einen über etablierte statistische Gütekriterien, das Bestimmtheitsmaß (R^2), den mittleren Vorhersagefehler (MAPE) und das Cumming's Prediction Measure (CPM) nach Drösler et al. (2011) [14]. Die regionale Güte der Modelle wird durch den regionalen Indikator Moran's I auf der Ebene von Landkreisen sowie deren Deckungsquoten angezeigt. Das Moran's I gibt die Stärke der regionalen Autokorrelation an und beschreibt damit ob und wie stark regionale Risikoclusterstrukturen vorherrschen [3]. Die Deckungsquoten bestimmen sich aus dem Verhältnis von Kosten und Zuweisungen und geben das direkte Finanzrisiko der Region an. Die verschiedenen Modelloptionen werden jeweils im Vergleich zum aktuellen deutschen Morbi-RSA (Null-Modell) bewertet. Abschließend werden

1 Für die Gruppierung kommen weitere Algorithmen in Betracht. Vergleichbare Ergebnisse wurden auch mit dem k-mean Algorithmus erzielt. Die Anzahl der Cluster (zehn) ist in beiden Fällen vom Gesetzgeber zu bestimmen und folgt keiner statistischen Notwendigkeit.

2 Deprivationsindizes messen soziale und materielle Entbehrung der Bevölkerung und sind assoziiert mit höherer Mortalität und höherer Morbidität. Maier, Fairbaum und Mielck (2012) haben die Indizes für Deutschland eingeführt[22].

Tabelle 3: Regressionskoeffizienten der Regionalgruppen im Morbi-RSA

Regionalgruppe	Wert	SD	p-Wert
1 (sehr dünnbesiedelte ländl. Kreise, geringes med. Angebot)	-11,63***	4,99	0,01***
2 (dünnbesiedelte ländl. Kreise, mittleres med. Angebot)	17,57	21,05	0,202
3 (dünnbesiedelte ländl. Kreise, gutes med. Angebot)	-37,45	27,72	0,088
4 (kleine bis mittlere Städte, sehr gutes med. Angebot)	-16,2	29,92	0,294
5 (mittlere städtische Kreise, mittleres med. Angebot)	36,5	35,39	0,151
6 (mittlere Städte, hoher Ausländeranteil, mittlerer Ärzteanteil, gutes Pflegeangebot)	66,45***	25,44	0,004***
7 (dichtbesiedelte städtische Kreise, sehr geringes med. Angebot)	-41,2	204,93	0,42
8 (große städtische Kreise, geringes med. Angebot)	3,25	24,91	0,448
9 (dichtbesiedelte städtische Kreise, mittleres med. Angebot)	-16,95	28,82	0,278
10 (sehr dicht besiedelte städtische Kreise, hoher Ärzteanteil, hoher Ausländeranteil)	183,25***	42,44	0***

Bemerkung: Übrige Risikofaktoren des Morbi-RSA wurden mit berechnet; SD (Standardabweichung), F-Test über alle Regionen: F=23,568 (p=0,000); *** p < .001; ** p < .01; * p < .05

Quelle: Eigene Berechnungen

die regionalen Deckungsquoten für sieben ausgewählte Landkreise untersucht, um die Wirkung der Modellvarianten im deutschen Kontext näher zu beleuchten.

Datengrundlage und Schätzung

Für die folgenden Analysen wurde eine Stichprobe der Abrechnungsdaten von 69 Betriebskrankenkassen mit ca. 10 Millionen Versicherten für das Jahr 2015 verwendet. Es wurden die Standardsatzarten³ sowie die Postleitzahlinformation als geographische Kennung genutzt. Die enthaltenen Satzarten wurden zunächst über eine prospektive Gruppierung zum Jahresausgleich 2015 zusammengefasst und mit den Risikogewichten des Schlussausgleichs versehen. Aufgrund starker Abweichungen der Verteilung zur Morbiditätsverteilung der GKV erfolgte eine repräsentative Stichprobenerhebung auf der Grundlage der Originaldaten und der Referenzinformationen des Bundesversicherungsamtes⁴.

Die sich ergebenden neun Modellvarianten⁵ können nicht in Gänze nach den bisherigen Berechnungsvorschriften des Morbi-RSA bestimmt werden. Die Dummy-Struktur der Indikatoren bedingt, dass entweder jeweils eine Region aus dem Modell als Referenz zu setzen ist, oder, dass eine identifizierende Nebenbedingung eingesetzt werden muss. Um die Vergleichbarkeit der Schätzergebnisse zu gewährleisten, nutzen wir die Bedingung, dass die Summe der verteilten Finanzvolumina durch alle Regionalvariablen gerade Null sein muss⁶. Die Integrati-

on der Nebenbedingung erfolgt mittels Shift-Share-Regression⁷ [15].

Ergebnisse:

Modell nach niederländischem Vorbild

Das Modell mit Regionalfaktoren nach niederländischem Vorbild kann mit der Systematik des Morbi-RSA geschätzt werden und zeigt signifikante Ergebnisse (F-Test: 0,000) mit erwarteten Vorzeichen. Die Regionen eins, sechs und zehn weichen signifikant vom Durchschnitt ab. Versicherte in sehr dünn besiedelten Regionen mit geringem medizinischen Angebot sind 11,63 Euro günstiger, Versicherte in mittelgroßen städtischen Kreisen mit hohem Pflegeangebot sind 66,45 Euro teurer und Versicherte in Großstädten mit hohem Angebot und hohem Ausländeranteil sind 183,25 Euro teurer als der Durchschnitt (Tabelle 3).

Obwohl das Modell signifikante Schätzer aufweist und erhebliche Finanzvolumina bewegen würde, verändern sich die auf individueller Ebene gebildeten Gütemaße kaum (Tabelle 4, Modell Nr. 1). Die geringe Veränderung des R² und des MAPE zeigen, dass die Einschätzung der Finanzrisiken für den einzelnen Versicherten nur unwesentlich verbessert wird. Die geringe Veränderung des CPM zeigt zudem, dass sich auch die Prognosefähigkeit des Modells zum Morbi-RSA kaum verbessert.

Die regionalen Indikatoren zeigen eine geringfügige Verbesserung des Mo-

dells gegenüber dem Morbi-RSA. Das Moran's I als Indikator für regionale Risikoselektionsanreize verringert sich nur geringfügig und bleibt signifikant, d.h. es existiert eine vom Zufall unterscheidbare und damit vorhersagbare Regionalstruktur. Die regionalen Abweichungen in den Deckungsquoten bleiben nach wie vor hoch (Tabelle 4; Modell Nr. 1 zu Nr. 0). Bei 200 von 402 Landkreisen (49,75 %) rückt die Deckung näher an den Ausgleich von 1 heran. Insgesamt 69 von 219 überdeckten Regionen und 133 von 183 unterdeckten Regionen hatten nach der Einführung der Regionalvariablen eine noch stärkere Über- bzw. Unterdeckung als vorher (50,25 %). Da für größere Regionen eine stärkere Angleichung der Deckung erfolgte, konnten dennoch 0,12-Prozentpunkte der gesamten regionalen Abweichung erklärt werden.

3 Vgl. die Definition gemäß Risikostruktur- ausgleichsverordnung [23].

4 <http://www.bundesversicherungsamt.de/risikostrukturausgleich/datenzusammenstellungen-und-auswertungen.html> vom 03.01.2017.

5 Modellvarianten Niederlande RSA, Angebotscluster, Deprivationscluster in Kombination mit Festlegung auf 10 / 20 / 50 Regionstypen.

6 Die Annahme, dass die Summe aller Regionalvariablen gerade Null sein muss, ist identisch mit der Annahme, dass kein überregionaler Effekt, im engeren Sinne Landeseffekt, existiert. Diese Annahme ist sinnvoll, da der Mittelwert der Kostenrisiken bereits durch die AGG-Schätzer abgebildet wird.

7 Die Shift-Share-Regression ist eine gewichtete kleinste-Quadrate-Methode, die die Nebenbedingung über einen Lagrange-Ansatz in die Schätzung integriert.

Tabelle 4: Gütekriterien der Modelle

Nr.	Modell	Adj. R2	MAPE	CPM	Std. Moran's I	Abweichung der reg. Deckung
0	Morbi-RSA	24,04%	2.226,37 €	24,20%	26,1536	3,15%
1	NRSA_10	24,04%	2.226,41 €	24,20%	23,9835	3,04%
2	NRSA_20	24,04%	2.226,42 €	24,20%	23,632	3,03%
3	NRSA_50	24,05%	2.226,48 €	24,20%	20,008	2,73%
4	Angebot_10	24,04%	2.226,29 €	24,20%	24,507	3,04%
5	Angebot_20	24,04%	2.226,31 €	24,20%	23,585	2,97%
6	Angebot_50	24,05%	2.226,37 €	24,20%	20,798	2,76%
7	Deprivation_10	24,04%	2.226,43 €	24,20%	25,022	3,06%
8	Deprivation_20	24,04%	2.226,37 €	24,20%	23,855	2,97%
9	Deprivation_50	24,05%	2.226,36 €	24,20%	21,455	2,80%
10	Landkreise	24,06%	2.226,79 €	24,29%	0,859	0 pD.

Bemerkung: Modellvarianten NRSA (Niederlande RSA), Angebotscluster, Deprivationscluster in Kombination mit Festlegung auf 10 / 20 / 50 Regionstypen. Die Abweichung der regionalen Deckung entspricht der nach der Versichertenanzahl gewichteten Summe der absoluten Abweichungen der Landkreise von einem Deckungsbeitrag von eins. pD. (per Definition)

Quelle: Eigene Berechnungen

Weitere Varianten regionaler Clusterung

Eine Erhöhung der Regionstypen von 10 auf 20 oder 50 nach niederländischem Ansatz ergibt keine wesentlichen Verbesserungen der individuellen Gütemaße (Tabelle 4; Modell Nr. 2 und 3). Am deutlichsten verändert sich im Modell mit 50 Regionstypen die Abweichung der regionalen Deckungsquoten – sie reduziert sich im Vergleich zum 10-Typen Modell um ca. 0,31 %. Für die weiteren Angebots- als auch die Deprivationsclustermodelle zeigt sich ebenfalls nur ein geringer Einfluss der Gütemaße auf individueller Ebene (Tabelle 4; Modelle 4 bis 9). Auch das vollständige Modell mit 402 Landkreisen bewirkt keine für die Praxis relevante Verbesserung. Anders ist die Entwicklung der Regionalkriterien zu bewerten. Während der Morbi-RSA und die Regionalmodelle mit soziogeographischen und angebotsseitigen Faktoren ein signifikantes Moran's I haben (zum 5 % Fehlerniveau), kann der Indikator beim Landkreismodell nicht mehr von Null unterschieden werden. Alle Modelle führen im Vergleich zum MRSA zu einer Verringerung der Abweichung in den regionalen Deckungsquoten. Diese weichen im Mittel zwischen 2,73 % (NRSA mit 50 Regionen) und 3,15 (MRSA) ab. In allen

Modellvarianten führt eine Erhöhung der Regionstypenanzahl zu einer Verringerung der Abweichungen. Im vollständigen Regionalmodell mit 402 Landkreisen sind die Abweichungen per Definition Null.

Deckungsquoten ausgewählter Landkreise

Bei der vertiefenden Betrachtung der Deckungsquoten auf Landkreisebene (Tabelle 5) ist insbesondere die Wechselwirkung zu diskutieren, die durch die nach bestimmten Indikatoren zu einem Regionstyp zusammengefassten Gruppen

Die Gruppierung in Sozialräume nach niederländischem Vorbild bewirkt, dass München und Hamburg weniger stark unterdeckt sind.

entstehen. Exemplarisch verdeutlichen die Ergebnisse von Berlin, Hamburg und München diese Problematik. Die drei Großstädte werden in den Modellen eins bis fünf in die gleiche regionale Risikogruppe eingeteilt, da ähnliche Angebotsstrukturen vorherrschen und sie Räume mit starker Agglomeration darstellen. Empirisch zeigt sich jedoch, dass nicht

von einer ähnlichen Kostenrisikostruktur ausgegangen werden kann, die eine solche Gruppenbildung rechtfertigt. Während München und Hamburg im Morbi-RSA (Modell 0) stark unterdeckt sind, ist Berlin leicht überdeckt. Die Gruppierung in Sozialräume nach niederländischem Vorbild bewirkt, dass München und Hamburg weniger stark unterdeckt sind. Gleichzeitig folgt aus der Zusammenlegung, dass Berlin stärker überdeckt ist, als es im Morbi-RSA der Fall gewesen wäre. Das gleiche Phänomen kann man zwischen Frankfurt, Köln und Dresden identifizieren. Daneben gibt es Regionen, hier z.B. Schleswig-Flensburg, die bei jeder Modellvariante andere Regionalpartner erhalten und deren Deckungsquoten im Vergleich zum Status quo unstrukturiert schwanken.

Diskussion und Fazit

Die Regionaldimension fehlt im heutigen Morbi-RSA. Die Folge sind relativ große, regionale Deckungsunterschiede, die sich auch in den Zusatzbeiträgen der Krankenkassen wiederfinden [5]. Die Konsequenzen für den Wettbewerb der Krankenkassen können nicht belegt werden, jedoch zeigt das Ausmaß von ca. 3 % Deckungsunterschieden, dass zumindest für lokal konzentrierte Kassen ein erheblicher Struktureffekt besteht. In der Folge werden Effizianzanreize unterminiert und Anreize zur regionalen Risikoselektion bestärkt [3].

Tabelle 5: Deckungsquoten ausgewählter Landkreise

Modell	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Berlin	1,011	1,022	1,022	1,023	1,008	1,012	1	1,005	0,995	0,994	1 pD.
Hamburg	0,948	0,978	0,978	0,998	0,956	0,96	0,968	0,941	0,979	0,979	1 pD.
München	0,931	0,941	0,941	0,942	0,952	0,953	0,984	0,927	0,936	0,969	1 pD.
Köln	0,967	0,992	0,992	0,997	0,973	0,977	0,983	0,974	0,969	0,984	1 pD.
Frankfurt a.M.	1,017	1,027	1,03	1,028	1,027	1,032	1,043	1,006	1,021	1,009	1 pD.
Dresden	1,045	1,032	1,032	1,016	1,054	1,046	1,066	1,038	1,027	1,026	1 pD.
Schleswig-Flensburg	1,099	1,102	1,107	1,084	1,083	1,067	1,025	1,102	1,095	1,096	1 pD.

Bemerkung: pD. per Definition

Quelle: Eigene Berechnungen

In den vorangegangenen Abschnitten wurde untersucht, ob die regionale Risiko-korrektur nach dem Vorbild des niederländischen Risikostrukturausgleich auch auf den deutschen Morbi-RSA angewendet werden kann. Die Schätzung des Regressionsmodells nach niederländischem Vorbild zeigt, dass Versicherte in verdichteten Räumen mit hohem Versorgungsangebot im Vergleich zum Durchschnitt tendenziell höhere Kosten verursachen. Diese Ergebnisse bestätigen frühere Forschungsarbeiten von Göpfarth et al. (2011, 2015) und Ozegowski und Sundmacher (2014) [6,7,16] und liegen im Einklang mit dem Verhalten der Marktakteure, die entsprechende Gebiete meiden bzw. befördern [4].

Während die Implementierung des Modells in Deutschland möglich wäre, verbleibt ein großer Spielraum für die sachgerechte Definition der Randparameter der Regionalmodelle. Verschiedene und für Deutschland sinnvolle Randparameter wurden gewählt um die Wirkung des nach niederländischem Vorbild konstruierten Modells in Bezug auf den Wettbewerb der deutschen Kassenlandschaft zu bewerten.

Hinsichtlich individueller statistischer Maße zur Bewertung der Zielgenauigkeit und Prognosegüte wird durch keine der Modellvarianten eine nennenswerte Verbesserung erreicht. Dieses Ergebnis muss jedoch vor dem Hintergrund der eingeschränkten Eignung von Varianzerklärungsmaßen auf Einzelversichertenebene zur Erklärung regionaler Risikostrukturen interpretiert werden [17]. Ein geeignetes Maß zur Abbildung des regionalen Kostenrisikos und daraus resultierender regionaler Risikoselektionsanreize ist das Moran's I. Bezüglich dieses Indikators ist jedoch keines der gewählten Modelle in

der Lage, die geographischen Risikostrukturen abzubilden. Das Moran's I bleibt in allen Varianten signifikant positiv und die regionalen Deckungsquoten weichen weiterhin stark von einem Ausgleich ab. Eine Verbesserung erfolgt im Maximum um 0,3-Prozentpunkte und hätte für den Wettbewerb nur eine geringe Bedeutung.

Die detaillierte Analyse von einzelnen Regionen zeigt, dass es durch die Zusammenfassung unterschiedlicher Regionen nach verschiedenen Gesichtspunkten zu einer regionalen Überkompensation kommt. Es gibt Regionen wie Berlin, Hamburg und München, die zwar innerhalb des deutschen Raumes vergleichbare Angebots- und Sozialstrukturen aufweisen, aber unterschiedliche geographische Risiken haben. Diese darüber hinausgehenden Risiko-unterschiede können bspw. auf historisch gewachsenen, räumlichen Unterschieden in der Inanspruchnahme von Versorgung beruhen [18]. In diesem Sinne wirken die Modelle als Ausgleichsfaktor für Angebots- bzw. Sozialstrukturen und gerade nicht als Regionalmodelle im geographischen Sinne. Statt Unterschiede auszugleichen, werden die Deckungsunterschiede in einzelnen Regionen sogar größer.

Das Modell kann dennoch als Regionalmodell fungieren, wenn hinreichend viele Dimensionen für die regionalen Gruppen gebildet werden. Das vollständige Regionalmodell mit 402 Landkreisen weist einen perfekten Regionalausgleich auf und reduziert in der Folge die Anreize zur regionalen Risikoselektion auf ein

unbedeutendes Niveau. Eine Anzahl von 50 Regionen genügt hierzu nicht.

Das vollständige Regionalmodell birgt jedoch ungünstige Anreize. So konstatieren Jacobs (2007) und Göpfarth (2011) zurecht, dass Anreize zu einer regionalen Qualitätsoptimierung verschwinden und damit bestehende regionale Unterschiede fortgeschrieben würden [6,19]. Hinzu kommt das Problem der sachgerechten Abgrenzung von Regionen. Sowohl die Aggregationsebene als auch der Zuschnitt von Räumen für Analysezwecke hat einen erheblichen Einfluss auf die Ergebnisse und darauf aufbauenden Schlussfolgerungen [20].

Das niederländische Vorbild ist stärker als Modell für einen Sozialausgleich und weniger für einen Regionalausgleich geeignet.

Eine kleinräumigere Ausgestaltung löst dieses Problem nicht, da sich das Modell an administrativen Grenzen orientiert, die nicht mit den geographischen Risikostrukturen korrespondieren müssen.

Alternative Modelle, wie die geographische Gewichtung der Versicherten (GWR), werden bereits diskutiert und adressieren die angesprochenen Schwierigkeiten [17,21]. Das Modell nach niederländischen Vorbild ist demgegenüber stärker als Modell für einen Sozialausgleich und weniger für einen Regionalausgleich geeignet. ■

Literatur

- [1] **Göpffarth D.** Der morbiditätsorientierte Risikostrukturausgleich – Verständnis und Missverständnisse G + S. Gesundheits- Und Sozialpolitik 2013;10–6.
- [2] **van de Ven W, Beck K, Van de Voorde C, Wasem J, Zmora I.** Risk adjustment and risk selection in Europe: 6 years later. Health Policy 2007;83:162–79. doi:10.1016/j.healthpol.2006.12.004.
- [3] **Wende D.** Regionale Risikoselektion Anreize in der gesetzlichen Krankenversicherung. Qucosa 2016.
- [4] **Bauhoff S.** Do health plans risk-select? An audit study on Germany's Social Health Insurance. J Public Econ 2012;96:750–9.
- [5] **Wille E, Ulrich V.** Der RSA in der deutschen Regionalisierungsdebatte. Gesundh Und Sozialpolitik 2016;70:28–34.
- [6] **Göpffarth D.** Regionalmerkmale im Risikostrukturausgleich. Ein Beitrag zum funktionalen Wettbewerb und zu bedarfsgerechter Versorgung? BARMER GEK Gesundheitswes Aktuell 2011;2011:16–127.
- [7] **Göpffarth D, Kopetsch T, Schmitz H.** Determinants of Regional Variation in Health Expenditures in Germany. Health Econ 2015;171.
- [8] **Ulrich V, Wille E.** Zur Berücksichtigung einer regionalen Komponente im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA). Bayreuth und Mannheim: 2014.
- [9] **Bundesversicherungsamt.** Pressemitteilung: Bundesversicherungsamt schließt City BKK zum 1. Juli 2011. Bonn: 2011.
- [10] **Ministry of Health, Welfare and Sport (VWS).** Risk adjustment under the Health Insurance Act in the Netherlands. 2008.
- [11] **von Stillfried D, Czihal T.** Regionale Besonderheiten – Möglichkeiten der Berücksichtigung regionaler Hintergrund. 10. Dtsch. Kongress für Versorgungsforsch., Köln: Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung in Deutschland; 2010, p. 1–19.
- [12] **Van Kleef RC, Van Vliet RCJ a, Van de Ven W.** Risk equalization in The Netherlands: an empirical evaluation. Expert Rev Pharmacoecon Outcomes Res 2013;13:829–39. doi:10.1586/14737167.2013.842127.
- [13] **Bundesamt für Statistik und Raumordnung (BBSR).** INKAR 2017.
- [14] **Drösler S, Hasford J, Kurth B-M, Schaefer M, Wasem J, Wille E.** Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich. 2011.
- [15] **Greene WH, Seaks TG.** The restricted least squares estimator: a pedagogical note. Rev Econ Stat 1991;73:563–7.
- [16] **Ozegowski S, Sundmacher L.** Understanding the gap between need and utilization in outpatient care-The effect of supply-side determinants on regional inequities. Health Policy (New York) 2014;114:54–63. doi:10.1016/j.healthpol.2013.08.005.
- [17] **König W, Binder A, Wende D.** Weiterentwicklung des RSA um eine Regionalkomponente. Gesundh Und Sozialpolitik 2016;70:35–44.
- [18] **Wasem J.** Vom staatlichen zum kassenärztlichen System: Eine Untersuchung des Transformationsprozesses der ambulanten ärztlichen Versorgung in Deutschland. Frankfurt: Campus; 1997.
- [19] **Jacobs K.** Solidarität geht über Ländergrenzen. Gesundh Und Gesellschaft 2007;14:14–5.
- [20] **ESPON.** The modifiable areas unit problem. Luxembourg: 2006.
- [21] **Wende D, Weinhold I.** Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich. BARMER GEK – Gesundheitswes Aktuell 2016.
- [22] **Maier W, Fairburn J, Mielck a.** Regionale Deprivation und Mortalität in Bayern. Entwicklung eines, Index Multipler Deprivation 'auf Gemeindeebene. Das Gesundheitswes 2012:416–25.
- [23] **RSAV.** „Risikostruktur-Ausgleichsverordnung vom 3. Januar 1994 (BGBl. I S. 55), die zuletzt durch Artikel 12 des Gesetzes vom 23. Oktober 2012 (BGBl. I S. 2246) geändert worden ist. Verbraucherschutz, Bundesministeriums der Justiz und für Verbraucherschutz; 2012.

Der prozessorientierte Leitfaden für GKV-Routinedatenanalysen



Prozessorientierter Leitfaden für die Analyse und Nutzung von Routinedaten der Gesetzlichen Krankenversicherung

Von Sarah Neubauer, Dr. Jan Zeidler, Dr. Ansgar Lange und Prof. Dr. Johann-Matthias Graf von der Schulenburg

2017, ca. 200 S., brosch., ca. 36,- €

ISBN 978-3-8487-3776-5

eISBN 978-3-8452-8119-3

Erscheint ca. Mai 2017

nomos-shop.de/28937

Dieser praxisorientierte Leitfaden soll das Verständnis für die GKV-Routinedatenforschung erhöhen, bei der konkreten Durchführung von routinebasierten Forschungsprojekten unterstützen und damit zu qualitativ hochwertigeren, transparenteren und vergleichbareren GKV-Routinedatenstudien führen.



Unser Wissenschaftsprogramm ist auch online verfügbar unter: www.nomos-elibrary.de

Bestellen Sie jetzt telefonisch unter (+49)7221/2104-37.

Portofreie Buch-Bestellungen unter www.nomos-shop.de

Alle Preise inkl. Mehrwertsteuer



Nomos