



GESUNDHEITSWESEN AKTUELL 2016

BEITRÄGE UND ANALYSEN

herausgegeben von Uwe Repschläger,
Claudia Schulte und Nicole Osterkamp

Danny Wende, Ines Weinhold

Einführung einer Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich

AUSZUG aus:

BARMER GEK Gesundheitswesen aktuell 2016 (Seite 110–127)

Danny Wende, Ines Weinhold

EINFÜHRUNG EINER REGIONALKOMPONENTE IM RISIKOSTRUKTURAUSGLEICH

Risikostrukturausgleiche (RSA) zahlreicher Länder messen und bewerten regionale Risiken für Leistungsausgaben. Der deutsche morbiditätsorientierte Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA) tut dies nicht. Mit diesem Vorgehen sind Vor- und Nachteile verbunden, die Anreize setzen und den Wettbewerb zwischen den Krankenkassen beeinflussen. In diesem Beitrag wird untersucht, welche Wettbewerbsanreize sich durch regionale Risiken und die Implementierung dieser im RSA ergeben. Regionale Risikokomponenten internationaler Ausgleichssysteme werden dargestellt und auf ihre Übertragbarkeit und Anreizwirkung im deutschen Morbi-RSA hin überprüft.

Regionale Variation in der Gesundheitsversorgung und deren Auswirkungen im Kassenwettbewerb

Eine Frage, die das System der gesetzlichen Krankenkassen seit der Einführung des Risikostrukturausgleiches umtreibt, ist die Art und der Umfang regionaler Variation von Leistungsausgaben. Mit der Einführung des Gesundheitsfonds 2009 und der primären Verteilung der Einnahmen der GKV über ein morbiditätsorientiertes und prospektiv ausgestaltetes Regressionsverfahren wurde die Variation der Leistungsausgaben zu einem direkten Maß für die Variation der Einnahmen. Eine regionale Komponente, also die Herkunft der Versicherten, galt nicht als Risikomaß und wurde entsprechend nicht in das Regressionsverfahren aufgenommen (Ulrich und Wille 2014).

Das Ziel des Risikostrukturausgleiches (RSA) ist es, einen fairen und funktionsfähigen Wettbewerb zwischen Krankenkassen zu ermöglichen (Drösler et al. 2011). Fair bedeutet, dass dem gleichen medizinischen Bedarf eines Versicherten die gleichen finanziellen Entlastungen gegenüberstehen. Geht man davon aus, dass für die Krankenkassen Chancengleichheit bei der Gewinnung von Versicherten herrscht und Risikoselektion wirksam vermieden wird, so kann der Wettbewerb ausschließlich über die Effizienz und Bedarfsgerechtigkeit der Versorgung geführt werden. In Deutschland herrscht darüber hinaus das Solidaritätsprinzip. Das heißt, dass jeder Versicherte den vollen Versicherungsschutz für alle notwendigen Behandlungen besitzt, soweit diese nach den aktuellen

Standards der Medizin angeboten werden (§ 70 [1] SGB V). Der Bedarf kann folglich als „expenditures required to exhaust a person's capacity to benefit“ verstanden werden, da jeder Versicherte Leistungen in Anspruch nimmt, solange die marginalen Effekte der Leistung positiv sind (Culyer und Wagstaff 1993). Systematische Unterschiede zwischen den Bedarfen (und damit den Leistungsausgaben) und den risikoadjustierten Zuweisungen des RSA zeugen dementsprechend entweder von Ineffizienzen oder von einer unvollständigen Wirkung des RSA.

Aktuelle Untersuchungen zeigen, dass es deutschlandweit deutliche regionale Abweichungen zwischen dem gemäß RSA konstatierten Bedarf und den tatsächlich in Anspruch genommenen Leistungen im ambulanten Sektor gibt. Die Hauptursachen für diese regionalen Disparitäten sind sozioökonomische Versichertenmerkmale, Angebotsfaktoren wie beispielsweise die Ärztedichte sowie Preis- und Regionaleffekte (Ozegowski und Sundmacher 2014). Göppfarth, Kopetsch und Schmitz (2015) zeigen unter ähnlichen Rahmenbedingungen, dass auch nach dem Ausgleich im Rahmen des Morbi-RSA regionale Variation in den Leistungsausgaben existiert und durch angebots- und nachfrageseitige Einflüsse bestimmt wird.

Eibich und Ziebarth (2014) nutzen Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) um bei der Erklärung von Unterschieden in der Inanspruchnahme ambulanter und stationärer Leistungen individuelle Charakteristika von regionalen Effekten zu trennen. Im Ergebnis werden angebotsseitige Faktoren als größte Treiber für regionale Variation identifiziert. Göppfarth, Kopetsch und Schmitz (2015) beziffern die Ursachen regionaler Variation in den Leistungsausgaben im System der Gesetzlichen Krankenversicherung zu 55 Prozent mit demografisch- und morbiditätsbedingten Bedarfsunterschieden. Der Erklärungsgehalt steigt auf 72 Prozent, wenn angebots- und nachfrageseitige Variablen, wie etwa Ärztedichte, sozioökonomische Versichertenmerkmale und individuelle Präferenzen in das Modell einbezogen werden. Felder und Tauchmann (2013) untersuchen mittels Input-Output-Analyse regionale Versorgungseffizienzen und stellen fest, dass die Altersverteilung und -dichte, soziale Faktoren wie Arbeitslosigkeit und Einkommen sowie Urbanität und Region die Effizienz des medizinischen Angebotes bestimmen. Oftmals werden Variationen als unerwünscht, ineffizient oder unfair betrachtet

(Fleurbaey und Schokkaert 2009). Viele Hintergründe wie ethnische und kulturelle Präferenzen beeinflussen sowohl die Inanspruchnahme als auch die Angebote für Gesundheitsleistungen (Anthony et al. 2009; Cutler et al. 2013 und Göppfarth et al. 2015). Variation ist somit nicht vollständig vermeidbar oder steuerbar.

Im Rahmen der wissenschaftlichen Begleitevaluation zum Morbi-RSA (Drösler et al. 2011) wurde die Rückwirkung der regionalen Variation auf Deckungsquoten, das bedeutet dem Verhältnis der Ausgleichszahlungen aus dem Gesundheitsfonds und den tatsächlichen Leistungsausgaben Versicherter, bereits festgestellt. Regionale Unterschiede wirken sich somit nachweislich auf die Wettbewerbsposition einer Krankenkasse aus. Dennoch ist umstritten, ob und wie regionale Unterschiede in den Morbi-RSA integriert werden können (Drösler et al. 2011; Ulrich und Wille 2014).

Ansätze für den Umgang mit regionalen Risikostrukturen finden sich in vergleichbaren Ausgleichssystemen der Niederlande, der Schweiz und Belgien (van de Ven et al. 2007). Im folgenden Abschnitt werden Qualitätsmerkmale eines RSA dargestellt und vor dem Hintergrund regionaler Risiken diskutiert. Im Anschluss wird empirisch untersucht, wie sich eine Berücksichtigung unterschiedlicher internationaler Ansätze für Regional-komponenten auf die Qualitätsmerkmale des Morbi-RSA auswirkt.

Qualitätskriterien eines Risikostrukturausgleichs

Vor dem Hintergrund der Diskussion um ungerechtfertigte Variationen stellt sich auch im Rahmen eines regionalen Finanzausgleichs im RSA die Frage, ob regionale Variation ein steuerbarer Parameter ist oder ob gegebene regionale, kulturelle und soziale Faktoren einen finanziellen Risikofaktor im Sinne gegebener Ineffizienzen darstellen (Drösler et al. 2011). Fleurbaey und Schokkaert (2009) folgend ist eine Variation illegitim, wenn sie nicht aus einer individuellen Verantwortung folgt. Im Kontext der gesetzlichen Krankenversicherung sind dies Variationen, deren Beseitigung nicht durch gesetzgeberische Maßnahmen erfolgen kann. Regionale Unterschiede stellen eine derartige Größe dar. Eine indirekte Einflussnahme besteht ausschließlich auf das regionale Angebot. Für direkte und im Zeithorizont des RSA wirksame Maßnahmen stehen den Krankenkassen keine Steuerungsinstrumente zur Verfügung (Ulrich und Wille 2014).

Regionale Versorgungsunterschiede könnten zum Teil über Ansätze des Versorgungsmanagements und politischer Aufklärungsarbeit zu deren Ursachen beeinflusst werden, jedoch sind dafür notwendige Fähigkeiten und Ressourcen unter den verschiedenen Kassenarten sehr unterschiedlich verteilt.

In den folgenden Abschnitten wird überprüft, inwiefern die Integration einer Regional-komponente eine Verbesserung des Morbi-RSA darstellt. Die der Bewertung zugrunde liegenden Qualitätskriterien orientieren sich an den zentralen Morbi-RSA-Zielen eines fairen Krankenkassenwettbewerbs und der Vermeidung von Risikoselektion sowie an aktuellen gesundheitspolitischen Diskussionen um potenzielle RSA-Anpassungen in Deutschland (Häckl et al. 2016) und der Schweiz (Melorose et al. 2015).

Anreize für regionale Risikoselektion

Trotz Kontrahierungszwang können sich Krankenkassen durch legitime Werbemaßnahmen und Kundenmanagement auf einzelne Regionen konzentrieren. Dies ist zur Akquirierung von Skalenerträgen auch gewollt. Es verbleibt dabei die Frage, was mit Versicherten geschieht, die aus unprofitablen Regionen stammen. Bauhoff (2012) zeigt, dass regionale Risikoselektion in Form unterschiedlicher Bearbeitungsgeschwindigkeiten von Mitgliedsanträgen in Deutschland stattfindet. Es ist ein Hauptqualitätskriterium eines RSA, Anreize zur Risikoselektion zu verhindern. Im Kontext der regionalen Variation heißt das, dass keine Krankenkasse aus dem regionalen Bestand ihrer Versicherten auf die zukünftigen finanziellen Folgen eines potenziellen neuen Versicherten schließen können darf. In einer Ausgleichsregression fällt diese Eigenschaft zusammen mit der Forderung nach fehlender geografischer Autokorrelation (Wende 2016). Ein geeignetes Maß zu deren Abschätzung ist der Autokorrelationskoeffizient für den Deckungsbeitrag ($U(T)$) zum Zeitpunkt (t) nach Moran 1950b), der als Korrelation der individuellen Deckungsbeiträge gegenüber den geografisch gewichteten regionalen Deckungsbeiträgen des Vorjahres bestimmt wird.

$$I := \frac{n(t)}{\sum_i \sum_j w_{i,j}} \frac{U'(t)WU(t-1)}{U'(t)U(t)}$$

Die Gewichtungsmatrix $W(n(t) \times n(t+1))$ sei dabei über die Distanz (d_{ij}) zwischen einem im Jahr t noch unbekanntem Versicherten (i) und hinsichtlich der Deckungsbeiträge bekannten Region (j) des Jahres ($t-1$) wie folgt definiert:

$$w_{ij} = f(d_{ij}) = \begin{cases} (1 - \frac{d_{ij}^2}{\theta})^2, & d_{ij} < \theta \\ 0, & d_{ij} \geq \theta \end{cases}$$

Morans' I dient somit als Indikator für den Zusammenhang zwischen den Versicherten naheliegender Regionen und in aufeinanderfolgenden Jahren. Der Indikator kann Werte im Bereich zwischen $-1,0$ und $+1,0$ annehmen. Ein Wert von $+1,0$ bedeutet perfekte Korrelation zwischen den regionalen Deckungsbeiträgen vom Vorjahr und den Deckungsbeiträgen eines Versicherten der Region im aktuellen Jahr.

Liegen keine Anreize zur Risikoselektion vor, so ist es irrelevant, ob der Deckungsbeitrag der Zukunft den historischen Deckungsbeiträgen der Versicherten in dessen Region gleicht. Diese potenzielle regionale Vorhersagbarkeit wird durch wiederholte Berechnung von Morans' I getestet (Moran 1950a). Bei jeder Wiederholung werden die Versicherten des Jahres ($t-1$) in zufällige Regionen gesetzt. Wird der Wert über seinen Erwartungswert und seine Varianz bei zufälliger Regionalverteilung standardisiert, ergibt sich ein Wert für die relative Stärke der Autokorrelation. Der Pseudo-p-Wert ($\frac{\#(I_k > I)}{K}$) gibt an, ob eine signifikante Abweichung der Regionalstruktur von einer zufälligen Struktur vorliegt.

Ein Test auf eine signifikante Abweichung zur zufälligen Struktur erfolgt nach K Durchläufen über die Teststatistik:

$$MI = \frac{I - \frac{1}{K} \sum_k I_k}{\sqrt{\frac{1}{K} \sum_k (I_k - \mu_I)^2}}$$

Modellqualität

Ein RSA sollte vollständig sein, das heißt alle relevanten Risikomerkmale enthalten. Fehlen relevante Einflüsse spricht man von omitted variables (OV). OV können die Schätzer des RSA verzerren und zur Inkonsistenz des Modells führen (Wooldridge 2009). Die Annahme einer fehlenden regionalen Komponente kann mit konkreten Modellannahmen über einen Lagrange-Multiplikator-Test überprüft werden (Anselin 1988). Getestet wird, ob das RSA-Modell zur Prognostizierung der Leistungsausgaben einem Modell mit räumlicher Verzögerung folgt.

$$Y = X\beta + \rho WY + U \quad \text{über} \quad LM_Y = \frac{(U'WY + s^2)^2}{T + (WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta)}$$

mit: $s^2 = U'U/n$ und $T = \text{spur}((W + W')W)$

Die räumliche Verzögerung (spatial lag) tritt dann im RSA auf, wenn die Inanspruchnahmen in einer benachbarten Region beziehungsweise deren Ursachen ein Individuum treffen, ohne dass dies als Risikomerkmale in der individuellen Gleichung enthalten ist. Ein Beispiel hierfür ist der Einfluss von regionalen Präferenzen der Versicherten und deren regionale Verbreitung.

Ein Modell mit räumlichem Fehler (spatial error):

$$Y = X\beta + \lambda WU + E \quad \text{über} \quad LM_U = \frac{(U'WU + s^2)^2}{T}$$

tritt dann im RSA auf, wenn Fehler in der Messung der Leistungsausgaben regional ausgeprägt sind. Ein Beispiel hierfür sind Eigenheiten in der regionalen Kodierpraxis.

Die Leistungsausgaben (Y) werden für die Tests in bekannter Weise gegenüber den Risikogruppen (X) regressiert. Es wird geprüft, ob der Fehler, der Deckungsbeitrag (U), beziehungsweise die Leistungsausgaben einen zusätzlichen räumlichen Einfluss haben. Liegt kein Einfluss vor (Hypothese H_0) sind ρ beziehungsweise λ 0 und die Teststatistiken (LM) folgen einer Chi-Quadratverteilung. Mit höheren Werten für (LM) geht

eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen regionalen Einfluss einher. Der zum Test gehörige p-Wert gibt an, mit welcher Fehlerwahrscheinlichkeit H_0 (kein Einfluss) abgelehnt wird, obwohl ein Einfluss vorhanden ist. Bei einem Wert von nahe 0 kann demzufolge mit hoher Sicherheit davon ausgegangen werden, dass der jeweilige Parameter nicht 0 ist und ein zusätzlicher Regionaleffekt gemäß der theoretischen Überlegung vorliegt.

Beschreibungsgenauigkeit, Aufwand und Planungssicherheit

Für einen RSA ist es erforderlich, dass Risikogruppen klar definiert sind (Beschreibungsgenauigkeit) und mit überschaubarem Aufwand gebildet werden können. Die Komplexität und der entsprechende Aufwand zur Durchführung des aktuellen Morbi-RSA-Verfahrens müssen dabei berücksichtigt werden. Ferner muss es Planungssicherheit für alle Marktakteure geben, um Verwaltungsaufwände klein zu halten und Stabilität im Markt zu gewähren. Dabei ist insbesondere die bei den Krankenkassen verfügbare Datengrundlage sowie deren Qualität und die Notwendigkeit zusätzlicher Datenerhebungen zu diskutieren. Auswirkungen von Reformansätzen auf diese Kriterien können nur qualitativ beurteilt werden.

Ansätze für eine Berücksichtigung von Regionalfaktoren im RSA

Deutschland

Der deutsche Morbi-RSA ist im Kern ein prospektives Regressionsmodell, das die annualisierten Leistungsausgaben (LA) gegenüber definierten Risikogruppen bewertet. Prospektiv heißt, dass Morbiditätszuschläge nicht laufende Behandlungskosten abdecken sollen, sondern die mit definierten Krankheiten verbundenen, im Jahr nach der Diagnosestellung durchschnittlich verursachten Folgekosten. Als Risikogruppen dienen Alters- und Geschlechtsgruppen (AGG) und eine Auswahl von 80 Krankheiten in Form hierarchisierter Krankheitsgruppen (HMG). Die Höhe der Zuweisungen ermittelt der Morbi-RSA anhand der gebildeten Risikogruppen über ein Zu- und Abschlagssystem. Ferner werden Altersgruppen für im Ausland lebende Versicherte (AusAGG), zwei Gruppen für Kostenerstatte (KEG) und Altersgruppen für Erwerbsminderungsrentner

(EMG) berücksichtigt. Die jeweiligen Gruppen werden als Dummy-Variablen in die Regressionsgleichung integriert. Die Regressionsgleichung des Morbi-RSA ist:

$$LA_i = AGG_i + HMG_i + KEG_i + EMG_i + U_i$$

Geschätzt wird über eine gewichtete kleinste-Quadrate-Regression (OLS) mit dem Anteil der individuellen Versichertentage im Jahr als Gewicht. Aktuell gibt es keine regionalen Informationen im Morbi-RSA.

In vergleichbaren Gesundheitssystemen wie den Niederlanden, der Schweiz oder Belgien finden sich Ansätze für eine Integration der Region als Risikofaktor (van de Ven et al. 2007). Es haben sich dabei mehrere Ansätze herausgebildet:

- direkter Regionalansatz (Region selbst ist ein Risikofaktor für Leistungsausgaben);
- Urbanitätsansatz (Besiedlungsstruktur als Risikofaktor)
- Vollansatz (jede Region als unabhängiger Risikofaktor)
- soziografischer Regionalansatz (regionale Benachteiligung als Risikofaktor)
- Angebotsansatz (regionales Angebot als Risikofaktor).

Schweiz

Der direkte Regionalansatz wird aktuell in der Schweiz angewendet. Das Prinzip sieht vor, dass in einem Zellenansatz Alters- und Geschlechtsgruppen mit den Schweizer Kantonen und einer Variable für die stationäre Inanspruchnahme interagieren. Der Ansatz ist artverwandt mit dem deutschen RSA bis 2008 und daher kaum übertragbar. Aktuell wird in der Schweiz ein Regressionsansatz diskutiert, der dem Morbi-RSA zusätzlich eines Regionalmerkmals gleicht (Melrose et al. 2015). Der Morbi-RSA mit einer entsprechenden Regionalgruppe (RG) hätte die nachfolgende Form:

$$LA_i = AGG_i + HMG_i + KEG_i + EMG_i + RG_i + U_i$$

Auch hier bildet die Regionalgruppe ein System von Dummy-Variablen, die jeweils 1 annehmen, wenn ein Versicherter in der jeweiligen Region wohnt, und anderenfalls 0.

Für eine Übertragung auf Deutschland wäre eine Regionaleinteilung auf Ebene der Bundesländer denkbar. Drösler et al. (2011) folgend sind diese jedoch zu grob, um die regionale Verteilung sachgerecht abzubilden, sodass Kreise und kreisfreie Städte (402) als Regionaleinteilung gewählt werden.

Belgien

Im Jahr 2008 umfasste der belgische RSA 155 Variablen, die mittels OLS-Regression abgebildet wurden. Es wird für eine Vielzahl von Bedarfsvariablen kontrolliert, die neben Altersgruppen und zwei Krankheitsklassifikationen den sozialen Bereich umfassen. Ferner sind die Variablen „Urbanität“ und „medizinisches Angebot“ in die Regression als metrische Variablen berücksichtigt. Die Urbanität wird durch eine Hauptkomponentenanalyse aus Bevölkerungsdichte und dem Anteil urbaner Flächen gebildet. Das medizinische Angebot ist die Hauptkomponente aus der Anzahl der Allgemeinärzte, Fachärzte, Pharmazeuten, Zahnärzte und Physiotherapeuten. Viele der Sozialvariablen sind in der Regression jedoch insignifikant (Schokkaert und van de Voorde 2011). Aufgrund der fehlenden Informationen für individuelle Sozialmerkmale in den GKV-Routinedaten kann jedoch keine adäquate Anpassung im Morbi-RSA erfolgen.

Niederlande

Der RSA der Niederlande ist sehr gut mit dem Morbi-RSA vergleichbar. Der Hauptunterschied liegt in der Verwendung der PCG-Klassifikationsgruppen (Pharmacy based Cost Groups) gegenüber der Anwendung von HMG-Gruppen. Während PCG Wirkstoffe zur Klassifikation von Krankheiten nutzt, werden HMG-Gruppen durch Diagnosen gebildet. Der zweite Unterschied liegt in der Verwendung einer Regionalvariable. Diese entsteht im holländischen Modell nach einer Clusteranalyse der Postleitzahlregionen über verschiedene Sozialfaktoren zu zehn regionalen Gruppen. Inkludiert werden Urbanität, der Anteil der nicht westlichen Immigranten, das durchschnittliche Einkommen, der Anteil der Einzelhaushalte, das standardisierte Mortalitätsrisiko und das regionale Angebot an Krankenhäusern, Allgemeinärzten und Pflegeheimbetten (VWS 2008). Die Übertragung auf den Morbi-RSA kann stattfinden, indem die Landkreise durch äquivalente Variablen zu Clustern verschmolzen werden. Hierfür wird ein k-means-Verfahren für die entsprechenden Informationen aus der Datenbank INKAR online genutzt (Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung - INKAR).

Wirkung einer Regionalkomponente im Morbi-RSA

Um die Wirkung der Berücksichtigung regionaler Aspekte im deutschen Ausgleichssystem zu simulieren, wurden die beschriebenen Modelle nach den Maßgaben des Morbi-RSA als gewichtete Regressionen berechnet. Die Risikofaktoren entsprechen den Risikogruppen des Morbi-RSA zum Jahresausgleich 2013. Die Datengrundlage bildet der Datenbestand der fusionierten BARMER GEK mit etwa zehn Millionen Versicherten für die Ausgleichsjahre 2012 und 2013 mit individuellen Leistungsausgaben und Risikofaktoren. Eine Regionalgruppe wird entsprechend der Modelle künstlich über die Postleitzahlen-Meldung eingefügt. Weiterhin wurden für das Modell nach niederländischem Vorbild die Anteile von Ausländern und Gestorbenen im Jahr 2013 sowie die Anzahl von Ärzten, Krankenhausbetten und Pflegeheimplätzen je Einwohner aus der Datenbank INKAR online entnommen. Aus den Kennzahlen wurden zehn Cluster mittels k-mean-Algorithmus gebildet. Diese dienen als Regionalmerkmale im RSA nach niederländischem Vorbild.

Ein häufiges Problem bei der Analyse von regionalen Strukturen ist das „modifiable areal unit Problem“ (MAUP). Hierunter ist die Abhängigkeit von Maßzahlen gegenüber einem geografischen Bezugssystem zu verstehen (Openshaw 1983). Eine Änderung des Bezugssystems, insbesondere eine veränderte Definition von Zonen, führt zu einer Veränderung der Ergebnisse. Dies geschieht durch räumliche Aggregation der zu Grunde liegenden Informationen auf fixierte räumliche Zonen und die Wahl einer Skalierung für das Untersuchungsproblem (ESPON 2006). In der Analyse von Leistungsausgaben im Gesundheitswesen ist vor allem der Aggregationseffekt eine Quelle für hohe statistische Unsicherheit. Krankheitsfälle mit einem extremen finanziellen Leistungsanspruch treten verhältnismäßig häufig und räumlich zufällig auf. Die Aggregation derartiger Informationen innerhalb einer arbiträren Zonendefinition kann insbesondere bei Korrelationsanalysen und linearer Regression zu erheblicher Variation der Ergebnisse führen (Arbia und Petrarca 2011; Openshaw 1983). Um MAUP zu umgehen und sich von vordefinierten Regionen zu lösen, kann die Schätzmethode des Morbi-RSA mit einem Nadaraya-Watson-Schätzers für die Regionalkomponente angepasst werden (Nadaraya 1964).

$$LA_i = AGG_i + HMG_i + KEG_i + EMG_i + RG(v_i) + U_i$$

Die Regionalkomponente des Standortes (v) wird über einen Kerndichteschätzer ermittelt. Eine günstige Wahl für den Kern ($K(v-v_i)$) in Abhängigkeit der Wohnortkoordinaten (v_i) des Versicherten ist eine adaptive Biquadrat-Kernschätzung (Nakaya et al. 2005).

$$K(v - v_i) = \left[1 - \left(\frac{\|v - v_i\|_2}{b} \right)^2 \right]^2 \text{ für } d_{ij} < b$$

Als Standort wird der Mittelpunkt der Postleitzahlregion des Versicherten gewählt. Im Gegenteil zu den bisherigen Modellen wird die Region an dieser Stelle nicht als fest definierte Fläche, sondern über die geografische Distanz abgebildet. Versicherte mit hoher geografischer Nähe teilen sich einen Regionalfaktor, während entfernte Versicherte Unterschiede aufweisen. Die Wahl der kritischen Distanz b hat einen großen Einfluss auf die Güte des Modells. Der adaptive Kern sieht vor, dass b die Distanz zum k nächsten Nachbarn des Versicherten darstellt. Die Wahl von k kann durch Kreuzvalidierung ermittelt werden. Die Zuordnung der Zuweisung ist versichertenbezogen, kann jedoch ohne Verlust an Generalität über eine kleine Flächenzuordnung wie Postleitzahlen geschehen.

Ergebnisse

Für die dargestellten Regionalmodelle können die RSA-Qualitätskriterien angewendet werden. Ein Vergleich liefert eine Einschätzung zur Anwendbarkeit der Modelle im deutschen Morbi-RSA.

Tabelle 1: Ergebnisse regionaler Tests

| Kriterium | Deutschland Morbi-RSA | Schweiz (Kreis-Dummys) | Schweiz (Nadaraya-Watson) | Niederlande (Sozial-Dummys) |
|-------------------------------|--------------------------|---------------------------|------------------------------|--------------------------------|
| R ² (Prozent) | 26,89 | 26,90 | 26,89 | 26,89 |
| MAPE (Euro) | 2.185,87 | 2.185,82 | 2.185,75 | 2.185,81 |
| CPM (Euro) | 24,47 | 24,47 | 24,47 | 24,47 |
| MI (50 km) | 16,15 (0,000) | -1,34 (0,910) | -0,45 (0,681) | 0,36 (0,359) |
| MI (80 km) | 17,92 (0,000) | -0,90 (0,816) | -0,65 (0,742) | 0,23 (0,409) |
| LM _U | 622,54 (0,000) | 1,92 (0,165) | – | 1,07 (0,301) |
| LM _V | 0,001 (1,000) | 0,000 (1,000) | – | 0,000 (1,000) |
| Beschreibungs- genauigkeit | – | neutral | neutral | neutral |
| Planungs- sicherheit | – | verringert | neutral | neutral |
| Aufwand | – | neutral | erhöht | erhöht |

Anmerkung: Teststatistiken und Gütekriterien der Modelle; p-Werte in Klammern.

Quelle: BARMER GEK-Daten Ausgleichsjahr 2013

Tabelle 1 zeigt die Testergebnisse der vier Modellvarianten. Die individuellen Gütekriterien Bestimmtheitsmaß R², mittlerer absoluter Vorhersagefehler (MAPE) und Cummings Prediction Measure (CPM) werden durch die Modelle kaum beeinflusst. Die regionalen Tests (LM_U / LM_V) reagieren hingegen deutlich auf die Modellveränderungen.

Anhand des Morbi-RSA (Spalte 1) werden die Testergebnisse verdeutlicht. Das Morans' I (MI) weist sowohl für einen Umkreis von 50 Kilometern als auch von 60 Kilometern einen hohen positiven Wert auf. Dies zeugt von regionalen Effekten, die nicht im Morbi-RSA abgebildet werden, sich jedoch in den Deckungsbeiträgen

wiederfinden. Da diese Effekte über zwei Ausgleichsperioden vorherrschen, ließe sich die Regionalinformation sehr gut zur Risikoselektion nutzen. Der Pseudo-p-Wert von nahe 0 belegt zudem, dass die regionale Autokorrelation mit hoher Sicherheit vorliegt. Wird ferner darauf getestet, ob die realen Leistungsausgaben eher einem Modell mit räumlichem Fehler (LM_{ν}) oder räumlicher Verzögerung (LM_{ν}) folgen, kann neben der Existenz von Raumeffekten auch deren Wirkung überprüft werden. Während der Parameter für räumliche Fehler hoch signifikant ist, kann die räumliche Verzögerung ausgeschlossen werden. Das heißt, dass der Leistungsbedarf benachbarter Versicherter keinen signifikanten Einfluss auf den individuellen Leistungsbedarf hat. Hingegen kann von einem Modell ausgegangen werden, indem sich der Fehler in der Messung des tatsächlichen Leistungsbedarfs räumlich ausbreitet. Regionale Kodierqualität, Präferenzunterschiede oder Behandlungsverfahren können ebenso ursächlich sein, wie fehlende Einflussparameter im Modell.

Im Vergleich zu den Modellen mit Regionalkomponente haben die Krankenkassen im Morbi-RSA-System die größten Anreize, die Regionen ihrer Versicherten optimal zu versorgen und redundante Strukturen abzubauen, da keine finanzielle Kompensation regionalen Risikos stattfindet. Gleichzeitig bestehen hier die größten Anreize zur regionalen Risikoselektion und die größte Verzerrung durch eine fehlende Integration der Region.

Im Modell nach dem Schweizer Vorbild verschwinden beide Anreize komplett. Zum einen werden Anreize zur regionalen Risikoselektion zum Großteil aufgehoben, und das Morans'I sinkt unter die Signifikanzschwelle. Zum anderen entfallen auch alle Anreize zur regionalen Optimierung durch einen perfekten Ausgleich auf regionaler Ebene. Neben der fehlenden Anreizwirkung besteht zudem die Gefahr, dass Hochkostenfälle die regionalen Schätzer beeinflussen, was die Planungssicherheit des RSA reduziert.

Die Verwendung eines Nadaraya-Watson-Schätzers für den direkten Regionalausgleich schwächt dieses Problem deutlich ab. Regionale Zuweisungen werden im Gegensatz zur Dummy-Integration als gewichtete regionale Mittelwerte gebildet. Ein perfekter Regionalausgleich tritt somit nicht mehr auf, und Anreize zur Versorgungsoptimierung

verbleiben aufgrund von regionaler Über- und Unterdeckung, ohne jedoch systematische regionale Strukturen zu beherbergen (MI ist nicht signifikant). Demnach ist der Schätzer in der Lage, die regionalen Risikoselektionsanreize zu überwinden, was die Ablehnung des Morans'I-Test belegt. Dieser positive Effekt wird jedoch nur durch ein komplizierteres Modell mit höherem technischem Aufwand ermöglicht. Für die Planungssicherheit der Marktakteure ändert dies nichts. Die Berechnung und Veröffentlichung der Regressionsergebnisse und Zuweisungen kann mit gleicher Transparenz erfolgen.

Im holländischen Modell werden die regionalen Effekte abgeschwächt. Jedoch führt die Gruppierung in gleiche Sozialregionen mit unterschiedlicher geografischer Lage und unterschiedlichen Risiken für Leistungsausgaben dazu, dass risikoarme Regionen die regionalen Risiken anderer Gegenden mit gleicher Sozialstruktur übernehmen. Dieser Effekt erhöht mancherorts die regionalen Unterschiede. Insgesamt werden die Anreize zur regionalen Risikoselektion jedoch deutlich reduziert. Die Ablehnung des Tests auf einen räumlichen Fehler im Modell zeigt zudem, dass Angebotsregionen für räumliche Strukturen mitverantwortlich sind.

Die Aufwände, die durch die Erhebung der Regionalinformation entstehen, sind in allen Modellvarianten gleich zu bewerten. Da Krankenkassen auch bisher die Wohnortinformation ihrer Versicherten führen, ist die Auswertung und Datenmeldung der Regionalinformation nur mit geringem Mehraufwand verbunden. Im holländischen Modell sind zusätzliche soziografische Regionalinformationen notwendig. Das Bundesamt für Bau- und Raumforschung stellt diese bereits bereit, somit ist auch an dieser Stelle kein erheblicher Mehraufwand zu erwarten.

Diskussion und Fazit

Die Berechnung der regionalen Ausgleichsfaktoren für den Morbi-RSA zeigt, dass mit Einbeziehen zusätzlicher Risikofaktoren hinsichtlich sozialer Herkunft und räumlicher Belastung ein großes Potenzial besteht, die Zielgenauigkeit des Morbi-RSA im Sinne einer Reduktion der Bevorzugung oder Benachteiligung regionaler Gruppen zu erhöhen. Die aktuelle Ausgestaltung kann diese regionalen Strukturen nur insoweit berücksichtigen, wie sie in Alters- und Krankheitsstrukturen inkludiert sind. Überregionale Risiken,

variable Behandlungspräferenzen und Bedarfsunterschiede, die aus dem Zusammenspiel von Angebot und Nachfrage resultieren, werden nur unzureichend berücksichtigt. Aus statistischer Sicht deutet die im Ergebnis nachweisliche regionale Autokorrelation auf ein misspezifisiertes Modell hin, welches Regionen nicht hinreichend berücksichtigt.

Die Ergebnisse bestätigen zudem einen deutlichen Einfluss von Angebotsstrukturen bei der Erklärung regionaler Variation. Frühere Arbeiten von Ozegowski und Sundmacher (2014), Göppfarth et al. (2015) sowie Ulrich und Wille (2014) stellen ebenfalls das Angebot als eine der wichtigsten Größen für regionale Unterschiede heraus. In einer Modellvariante nach holländischem Vorbild können diese Einflüsse inkludiert werden, was jedoch wiederum die Anreize zur Optimierung der Versorgungslagen schmälert. Der Vergleich der internationalen RSA zeigt, dass das Schweizer Modell das geeignetste Vorbild im Umgang mit Regionalfaktoren darstellt. Regionale Selektionsanreize können aufgelöst werden, ohne technischen Mehraufwand zu erzeugen. Ferner kann mit einer geeigneten Implementierung des Modells die Anreizkompatibilität für regionale Strukturanpassung erhalten bleiben und die Planungssicherheit für regionale Kassen erhöht werden. Die Bedenken gegenüber fehlenden Anreizen zur Strukturoptimierung können bei geeigneter Implementierung überwunden werden. Hierfür muss ein Ausgleichssystem geschaffen werden, das keinen perfekten Regionalausgleich schafft. Ein Nadaraya-Watson-Schätzer ist ein Beispiel eines solchen Regionalansatzes, da Versorgungsstrukturen benachbarter Regionen einen Regressionseinfluss erhalten. Darüber hinaus deuten zahlreiche Studien auf einen ohnehin begrenzten Umfang an regionalen Steuerungsmaßnahmen hin (Ulrich und Wille 2014). Demnach ist zu erwarten, dass sich der Wettbewerb mit einer Regionalkomponente im RSA verstärkt, da die Preissignale der Krankenkassen weniger externen Einflüssen unterliegen.

Vor dem Hintergrund der Transparenz des Morbi-RSA, der damit verbundenen Planungssicherheit und dem potenziellen Umsetzungsaufwand von Anpassungen sind grundlegende Änderungen der Datengrundlage und Methodik des Ausgleichsverfahrens innerhalb etablierter Überwachungsregeln kaum durchsetzbar. Die Simulation verschiedener Modelle mit Regionalkomponente zeigt jedoch, dass in der Berücksichtigung regionaler Risikofaktoren ein großes Potenzial besteht, die Zielgenauigkeit der Zuweisungen des Morbi-RSA bei niedrigem Umsetzungsaufwand zu erhöhen.

Literatur

- Anselin, L. (1988): Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis* 20 (1). S.1–17. <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Lagrange+Multiplier+Test+Diagnostics+for+Spatial+Dependence+and+Spatial+Heterogeneity#0>
- Anthony, D. L. et al. (2009): How Much Do Patients' Preferences Contribute To Resource Use? In: *Health Affairs* 28 (3). S. 864–873. <http://content.healthaffairs.org/cgi/doi/10.1377/hlthaff.28.3.864>.
- Arbia, G. und F. Petrarca (2011): Effects of MAUP on spatial econometric models. In: *Letters in Spatial and Resource Sciences* 4 (3). S. 173–185.
- Bauhoff, S. (2012): Do health plans risk-select? An audit study on Germany's Social Health Insurance. In: *Journal of Public Economics* 96 (9–10). S. 750–759.
- Culyer, A. und A. Wagstaff (1993): Equity and equality in health and health care. In: *Journal of Health Economics* 12 (4). S. 431–457.
- Cutler, D. et al. (2013): Physician beliefs and patient preferences: a new look at regional variation in health care spending. www.nber.org/papers/w19320
- Drösler, S. et al. (2011): Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich.
- Eibich, P. und N. Ziebarth (2014): Analyzing regional variation in health care utilization using (rich) household microdata. In: *Health Policy* 114. S. 41–53.
- ESPON (2006): The modifiable areas unit problem. Luxembourg.
- Felder, S. und H. Tauchmann (2013): Federal state differentials in the efficiency of health production in Germany: An artifact of spatial dependence? In: *European Journal of Health Economics* 14 (1). S. 21–39.
- Finkelstein, A., M. Gentzkow und H. Williams (2014): Sources of Geographic Variation in Health Care: Evidence from Patient Migration. NBER Working Paper 20789. S. 1–86. www.nber.org/papers/w20789.pdf
- Fleurbaey, M. und E. Schokkaert (2009): Unfair inequalities in health and health care. In: *Journal of Health Economics* 28 (1). S. 73–90.
- Göppfarth, D., T. Kopetsch und H. Schmitz (2015). Determinants of Regional Variation in Health Expenditures in Germany. In: *Health Economics* 171 (17), p.n/a–n/a. doi.wiley.com/10.1002/hec.3183

- Häckl, D. et al. (2016): Gutachten zu Anreizen für Prävention im Morbi-RSA. www.ikkev.de/uploads/media/2016_03_30_Gutachten_Anreizen_fuer_Praevention_im_Morbi-RSA.pdf
- Jacobs, K. et al. (2001): Zur Wirkung des Risikostrukturausgleichs in der gesetzlichen Krankenversicherung. Berlin.
- Melrose, J., R. Perroy und S. Careas (2015): Verfeinerung des Risikoausgleichs auf Basis von Daten zur stationären Abrechnung.
- Moran, A. P. M. (1950a): Biometrika Trust A Test for the Serial Independence of Residuals *Miscellanea*. 37 (1). S. 178–181.
- Moran, A. P. M. (1950b): Notes on continuous stochastic phenomena. In: *Biometrika* 1 (37). S. 17–23.
- Nadaraya, E. A. (1964): On Estimating Regression. In: *Theory of Probability & Its Applications* 9 (1). S. 141–142.
- Nakaya, T. et al. (2005): Geographically weighted Poisson regression for disease association mapping. In: *Statistics in Medicine* 24 (17). S. 2695–2717. [doi.wiley.com/10.1002/sim.2129](https://doi.org/10.1002/sim.2129)
- Openshaw, S. (1983): *The modifiable areal unit problem*. Norwich.
- Ozegowski, S. und L. Sundmacher (2014): Understanding the gap between need and utilization in outpatient care. The effect of supply-side determinants on regional inequities. In: *Health Policy* 114 (1). S. 54–63.
- Schokkaert, E. und C. van de Voorde (2011): Belgium's health care system: should the communities/regions take it over? Or the sickness funds? www.rethinkingbelgium.eu/rebel-initiative-files/ebooks/ebook-10/Re-Bel-e-book-10.pdf
- Shmueli, A. (2015): On the calculation of the Israeli risk adjustment rates. In: *The European journal of health economics: HEPAC: health economics in prevention and care* 16 (3). S. 271–277.
- Ulrich, V. und E. Wille (2014): Zur Berücksichtigung einer regionalen Komponente im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA). Bayreuth und Mannheim.
- van de Ven, W. et al. (2007): Risk adjustment and risk selection in Europe: 6 years later. In: *Health policy (Amsterdam, Netherlands)* 83 (2-3). S. 162–179.

- VWS (2008): Risk adjustment under the Health Insurance Act in the Netherlands. Ministry of Health Welfare and Sport.
- Wende, D. (2016): Regionale Risikoselektion Anreize in der gesetzlichen Krankenversicherung. qucosa.nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:14-qucosa-204032
- Wennberg, J. E. (2014): Forty years of unwarranted variation — And still counting. In: *Health policy* 114 (1). S. 1–2.
- Wennberg, J. und Gittelsohn (1973): Small area variations in health care delivery. In: *Science (New York)* 182 (117). S. 1102–1108.
- Wooldridge, J. (2009): Omitted Variable Bias: The Simple Case. In: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason. Mason, OH. S. 89–93.