

Was wissen wir über die regionale Variation der Gesundheitsausgaben?

Und was bedeutet das für den Risikostrukturausgleich?

DIRK GÖPFFARTH

Dr. Dirk Göppfarth ist Referatsleiter im Bundesversicherungsamt in Bonn. Dieser Beitrag gibt die persönlichen Auffassungen des Verfassers wieder

Seit über 40 Jahre werden international regionale Variationen untersucht. In Deutschland steht dieser Forschungszweig noch am Anfang. Ein wichtiger Zugang zur Untersuchung ist die Regionalisierung des sektorübergreifenden Datensatzes aus dem Risikostrukturausgleich. Der vorliegende Beitrag zeigt, dass regionale Variationen in den Ausgaben echt sind und nicht vollständig durch Morbiditätsunterschiede erklärt werden können. Es wird untersucht, ob siedlungsstrukturelle Unterschiede oder Länderzugehörigkeit diese Unterschiede erklären können und ob solche Variablen zu einer höheren Zielgenauigkeit der Krankenkassen-Zuweisungen führen könnten.

40 Jahre Forschung zur regionalen Variation

Die Erforschung regionaler Variation im Gesundheitswesen – sei es der Ausgaben, der Inanspruchnahme oder Behandlungsmuster – hat in den Vereinigten Staaten eine lange Tradition. Der Forschungszweig wurde vor ziemlich genau 40 Jahren durch einen bahnbrechenden Aufsatz von John Wennberg und Alan Gittelsohn begründet (Wennberg und Gittelsohn 1973, Wennberg 2010). In der Folge entstanden zahlreiche Veröffentlichungen zu dem Thema und der bekannte *Dartmouth Atlas of Health Care*.¹ Die Untersuchungen bestätigten nicht nur die Existenz regionaler Variationen in den Gesundheitsausgaben, sondern auch, dass sich diese nur zu einem geringen Anteil erklären lassen.

Gemäß einer Studie des US Congressional Budget Office (CBO) lassen sich 30 % der Variation der Ausgaben der

staatlichen Renterversicherung *Medicare* durch Unterschiede in den Inputpreisen und 20 % durch Unterschiede in der Morbidität erklären (Congressional Budget Office 2008). Die für Vergütungsfragen von Medicare zuständige MedPAC-Kommission stellte fest, dass 40 % der Variation durch Preise, Alter und Morbidität erklärt werden (Medpac 2003). Schließlich kommt eine Untersuchung von Bernstein et al. (2011) zu dem Ergebnis, dass 30 % bis 45 % der regionalen Variation erklärt werden kann. Damit bleibt aber weit über die Hälfte der Variation unerklärt.

Eine politische Dimension erhielt die Diskussion, als eine breit angelegte Untersuchung zu dem Ergebnis kam, dass höhere Gesundheitsausgaben mitnichten mit einer höheren Qualität der Versorgung

¹ Siehe <http://www.dartmouthatlas.org>. Dort findet sich auch eine umfangreiche Bibliographie.

etc. Allerdings lassen sich so für 97,7 % der Versicherte des Jahres 2011 Angaben zum Wohnsitz machen.

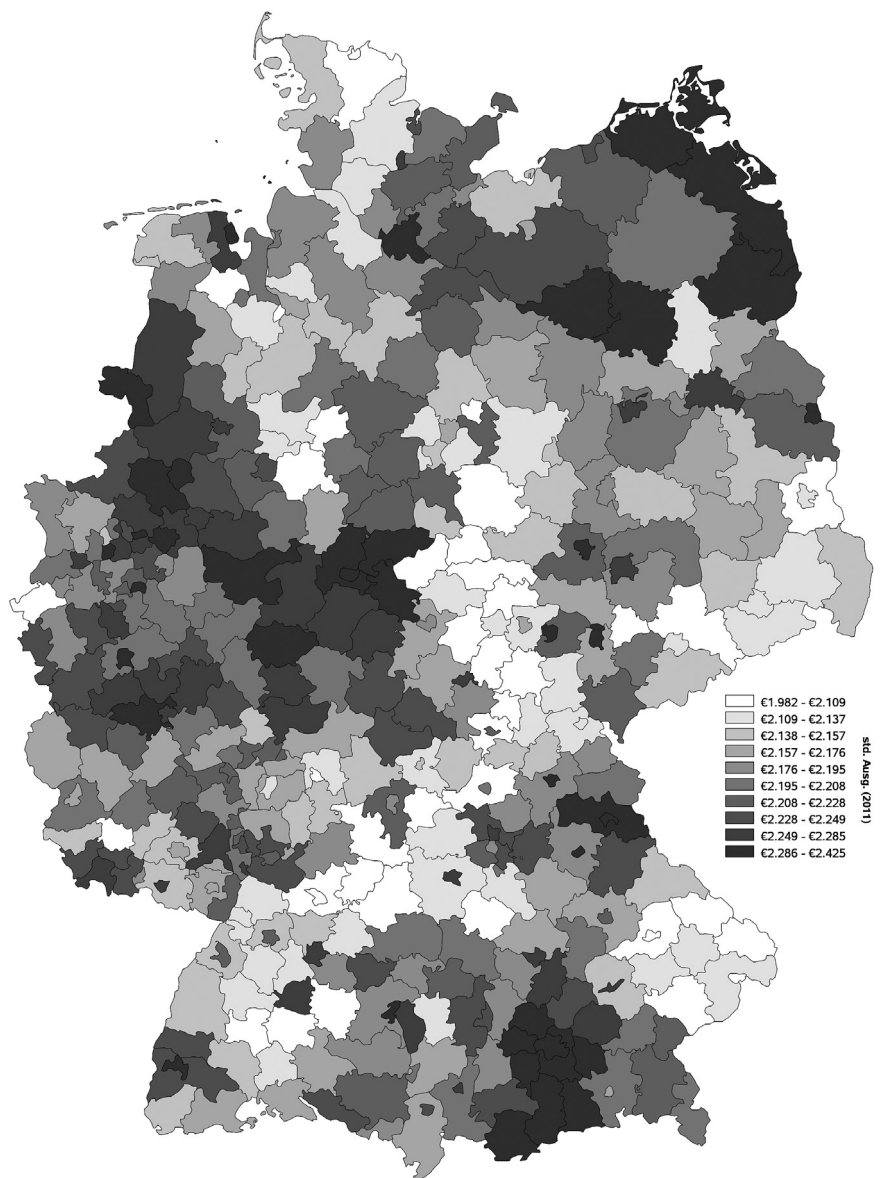
Regionale Variationen auf Kreisebene

Angaben zu regionalen Unterschieden in der Morbidität lagen bereits bisher auf der Grundlage einer Vollerhebung vor (Drösler et al. 2011, Göppfarth 2011). Mit Morbidität wird hier die im Rahmen des Risikostrukturausgleichs über die Angaben Alter, Geschlecht, Bezug einer Erwerbsminderungsrente sowie über die Diagnosen und Verordnungen für 80 schwerwiegende oder kostenintensiv-chronische Erkrankungen erfasste Morbidität gemeint (RSA-Risikofaktor). Diese Angaben weisen eine hohe Konstanz auf. So liegt der Korrelationskoeffizient der RSA-Risikofaktoren je Kreis zwischen den Jahren bei $r=0,9946$ (2009 zu 2010) bzw. $r=0,9930$ (2010 zu 2011).

Bei den regionalen Ausgaben konnte eine solche Stabilität nicht festgestellt werden – die Ausgaben wurden aber auch bislang im Rahmen einer Stichprobe erfasst. Die Korrelation der Ausgaben zwischen den Jahren 2009 und 2010 lag bei $r=0,8682$. Die Korrelation zwischen den Stichprobenergebnissen aus 2010 und den vollerbobenen Ausgaben aus 2011 lag in derselben Größenordnung ($r=0,8485$). Ob sich von der Vollerhebung eines Jahres zur Vollerhebung eines anderen Jahres eine größere Stabilität ergibt, kann nicht gesagt werden, da die nächste Vollerhebung des Jahres 2012 nicht mehr regionalisiert werden kann. Die Spanne der Pro-Kopf-Ausgaben auf Kreisebene hat sich in der Vollerhebung 2011 (1.876 Euro bis 2.727 Euro) gegenüber der Stichprobe 2010 (1.805 Euro bis 2.834 Euro) nur leicht reduziert. Der Variationskoeffizient hat sich geringfügig von 8,12 auf 7,83 reduziert.

Entscheidend wird es, wenn man die beiden Seiten – Morbidität und Ausgaben – zusammenbringt. Dies erfolgt im Rahmen der standardisierten Leistungsausgaben. Die Standardisierung der Leistungsausgaben erfolgt anhand der Risikomerkmale des Risikostrukturausgleichs. Die Stabilität der Höhe der standardisierten Leistungsausgaben je Kreis zwischen den Jahren war bislang nicht besonders hoch (zwischen 2009 und 2010 $r=0,612$ und zwischen 2010 und 2011 $r=0,5235$).

Abbildung 1: Standardisierte Leistungsausgaben je Kreis, 2011

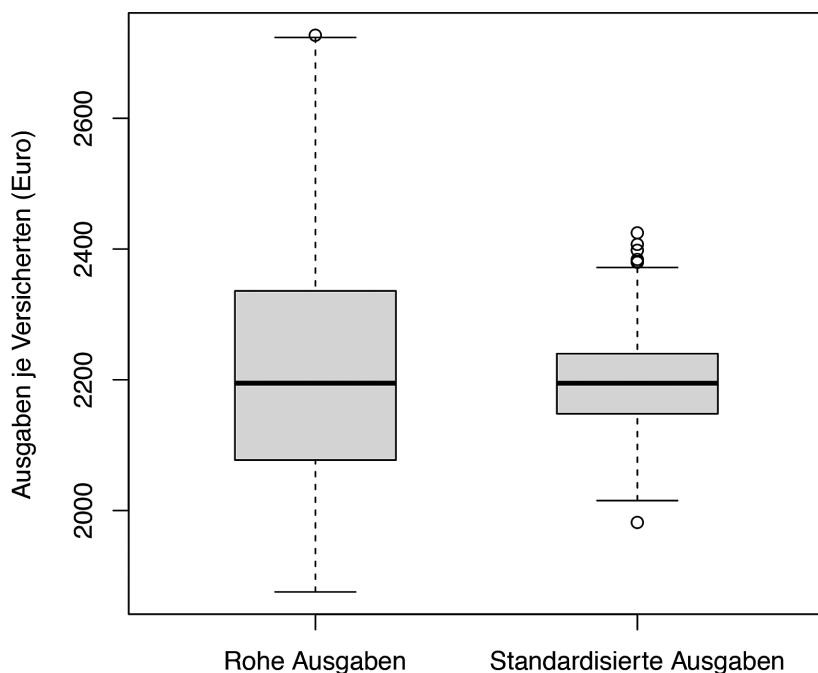


Quelle: Eigene Darstellung

Die Unterschiede zwischen den standardisierten Leistungsausgaben je Kreis, dargestellt in Abbildung 1, haben zwei Interpretationen: Zum einen zeigen die Unterschiede die Varianz in den Ausgaben zwischen den einzelnen Kreise an, die nicht durch demographische Unterschiede und Unterschiede in der dokumentierten Morbidität erklärt werden können. Hier haben sich durch die Umstellung auf die Vollerhebung sowohl Spanne als auch Varianz erheblich reduziert. Im Jahr 2009 lag die Spanne bei 1.852 Euro bis 2.666 Euro und der Variationskoeffizient bei 4,72. Die Spanne im Jahr 2010 ging von 1.908 Euro bis 3.144 Euro bei einem Variationskoeffizienten von 5,01. Mit dem Umstieg

auf die Vollerhebung reduziert sich die Spanne auf 1.982 Euro bis 2.425 Euro und der Variationskoeffizient auf 3,27. Die regionale Verteilung der Über- und Unterdeckungen ist sehr ähnlich zu den Vorjahren. Offensichtlich hat die Stichprobe zu einzelnen Ausreißern geführt, die Spanne und Varianzen erhöhen, aber nicht zu einem systematisch anderen Bild führen. Allerdings ist nun der Anteil der Variation in den Ausgaben je Kreis, die durch die Faktoren des Risikostrukturausgleichs erklärt werden können, von 44 % (Göppfarth 2011) auf nunmehr knapp 60 % angestiegen. Diesen Effekt der zunehmenden Varianzerklärung kann man auch den Boxplots in Abbildung 2 entnehmen.

Abbildung 2: Verteilung der Ausgaben je Kreis vor und nach Standardisierung



Quelle: Eigene Darstellung

Ansätze. Während Gaßner et al. (2011) für eine Regionalvariable auf Länderebene plädieren, führen Drösler et al. (2011) aus, dass „eine Einbeziehung von Regionalfaktoren im Risikostrukturausgleich, die auf Ländergrenzen abstellt, aus wissenschaftlicher Sicht zu kurz greifen würde.“ Stattdessen stellen sie Überlegungen an, die in die Richtung einer Berücksichtigung siedlungsstruktureller Elemente gehen, werfen aber auch die Frage auf, ob diese Problematik im Rahmen des Risikostrukturausgleichs zu lösen sei. Beide Betrachtungsperspektiven sollen im Folgenden dargestellt werden.

Im Rahmen der Laufenden Raumbewertung unterscheidet das Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) vier siedlungsstrukturelle Kreistypen: Kreisfreie Großstädte, städtische Kreise, ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen sowie dünn besiedelte ländliche Kreise. Hierfür wird der Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten sowie die Einwohnerdichte der Kreisregion herangezogen. Tabelle 1 zeigt die durchschnittlichen Über- bzw. Unterdeckungen im Risikostrukturausgleich nach siedlungsstrukturellem Kreistyp auf. Wie bereits von Drösler et al. (2011) – anhand einer älteren Typologie der Kreise – aufgezeigt, weisen insbesondere der stark verstädterte Raum Unterdeckungen auf, während im ländlichen Raum durchschnittlich Überdeckungen erreicht werden. Für Versicherte in kreisfreien Großstädten erzielen Krankenkassen im Durchschnitt 39 Euro weniger an Zuweisungen als sie an Ausgaben realisieren. Die Unterdeckung entsteht in erster Linie im Bereich der vertragsärztlichen Versorgung. Dieser Sektor trägt umgekehrt auch maßgeblich zu den Überdeckungen auf dem Lande bei.

Etwas deutlicher wird der Zusammenhang, wenn man bei der Aggregation der Kreise nicht auf den siedlungsstrukturellen Typ, sondern auf räumliche Lage – d.h. peripher oder zentral – abstellt. Die

Die 60%ige Reduzierung der Varianz kann als Bestätigung des Diktums von Klaus Jacobs gelten: Der „Morbi-RSA regionalisiert automatisch [...] Ist die Krankheitslast in einer Region besonders hoch, erhalten die Krankenkassen für die dortigen Versicherten entsprechend mehr Geld“ (Jacobs 2010).

Die zweite Interpretation der Abbildung 1 liegt in dem Bezug zum Risikostrukturausgleich. Da zur Standardisierung genau die Risikofaktoren des Risikostrukturausgleichs herangezogen wurden, erhält die standardisierte Bevölkerung gerade die bundesdurchschnittliche Zuweisung in Höhe von 2.207 Euro. Liegen die standardisierten Leistungsausgaben z.B in Weiden in der Oberpfalz bei 2.425 Euro, so haben die dort tätigen Krankenkassen im Durchschnitt Unterdeckungen von über 200 Euro je Versicherten. Bei standardisierten Leistungsausgaben in Höhe von 1.982 Euro in Flensburg entstehen hingegen durchschnittliche Überdeckungen von über 200 Euro. Solche Über- und Unterdeckungen bergen die Gefahr einer regionalen Risikoselektion (Bauhoff 2012), so dass sich die Frage nach einer Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich stellt.

Bemerkenswert ist, dass die Variation der standardisierten Gesamtausgaben mit einem Variationskoeffizient von 3,27

geringer liegt als die Variation der standardisierten Ausgaben der einzelnen Leistungsbereiche (Ärzte: 8,21, Arzneimittel: 6,33, Krankenhaus: 6,38, Sonstige: 8,05). Offensichtlich bestehen zwischen den einzelnen Leistungsbereichen (z.B. zwischen Ärzten und Krankenhaus oder zwischen Ärzten und Arzneimittel) Kompensationseffekte. Dies spricht auch für die Notwendigkeit einer sektorübergreifenden Betrachtung und zeigt die Grenzen sektorspezifischer Betrachtungen auf.

Erklärung der verbliebenen Variation

Bei der Suche nach Erklärungsansätzen für die nach der Standardisierung durch den morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich verbliebenen Variationen und möglichen Schlussfolgerungen für die Ausgestaltung des Risikostrukturausgleichs gibt es im Wesentlichen zwei

Tabelle 1: Über- und Unterdeckung im RSA nach siedlungsstrukturellem Kreistyp, 2011

	Alle	Ärzte	Arzneimittel	Krankenhaus
Kreisfreie Großstädte	-39,2 €	-28,5 €	5,8 €	-7,6 €
Städtische Kreise	4,0 €	0,4 €	-3,0 €	3,7 €
Ländliche Kreise mit Verdichtungsansatz	34,9 €	18,5 €	-1,0 €	10,0 €
Dünn besiedelte ländliche Kreise	21,2 €	30,0 €	-1,5 €	-7,3 €

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 2: Über- und Unterdeckung im RSA nach siedlungsstrukturellem Kreistyp, 2011

	Alle	Ärzte	Arzneimittel	Krankenhaus
Sehr zentral	-25,1 €	-17,8 €	3,3 €	-7,4 €
Zentral	12,0 €	3,0 €	-3,1 €	9,9 €
Peripher	37,9 €	26,5 €	-0,6 €	7,1 €
Sehr peripher	-9,7 €	54,2 €	-16,5 €	-38,5 €

Quelle: Eigene Darstellung

räumliche Lage wird vom BBSR anhand der erreichbaren Tagesbevölkerung ermittelt. Die Über- und Unterdeckungen nach räumlicher Lage finden sich in Tabelle 2. Hier sieht man die maßgeblich durch die vertragsärztliche Versorgung getriebenen Unterdeckungen in sehr zentralen Lagen, während in peripheren Lagen erheblich Überdeckungen aus der vertragsärztlichen zu verzeichnen sind. In sehr peripheren Gebieten werden diese Überdeckungen aber durch Mehrausgaben in der Arzneimittel- und Krankenhausversorgung kompensiert.

Auf Landesebene schwanken die Deckungsbeträge zwischen einer durchschnittlichen Unterdeckung von 156 Euro in Hamburg bis zu einer durchschnittlichen Überdeckung von 79 Euro in Thüringen. Dass aber die Schwankungen innerhalb der Bundesländer sehr groß sind, und in jedem Flächenland sowohl über- wie überdeckte Kreise existieren, kann Abbildung 1 entnommen werden.

Welchen Anteil an der nach Standardisierung verbliebenen Varianz können die Kreistypen bzw. die Landeszugehörigkeit erklären? Hierzu wurde eine popu-

lationsgewichtete lineare Regression mit den Deckungsbeträge je Versicherten je Kreis als abhängige Variable und den Kreistypen bzw. die Länderzugehörigkeit als unabhängige Variablen durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 dokumentiert. Es zeigt sich, dass die Kreistypen etwa 12 % bis 14 %, die Länderzugehörigkeiten hingegen knapp 27 % der verbleibenden Variation erklären können (R^2 -Wert). Kreistyp und Länderzugehörigkeit zusammen erklären etwa ein Drittel der verbliebenen Variation.

Einbindung in den Risikostrukturausgleich

Es soll zunächst empirisch überprüft werden, welche Effekte eine Einbindung eines Regionalmerkmals – entweder in Form einer Variable für den Kreistyp oder in Form einer Variable für die Länderzugehörigkeit des Versicherten – in

Tabelle 3: Regression der Deckungsbeträge auf Kreistypen und Länder, 2011

	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	B	Standardfehler	B	Standardfehler	B	Standardfehler	B	Standardfehler
(Konstante)	79,468	18,493	-25,140	5,002	-39,186	6,372	35,553	19,392
Schleswig-Holstein	-50,090	25,090					-48,064	24,179
Hamburg	-235,403	28,622					-191,489	28,597
Niedersachsen	-66,117	21,058					-63,419	20,321
Bremen	-38,044	39,234					5,870	38,527
Nordrhein-Westfalen	-99,021	19,663					-74,808	19,769
Hessen	-92,502	21,822					-77,826	21,476
Rheinland-Pfalz	-88,454	23,422					-79,155	22,848
Baden-Württemberg	-47,502	20,483					-32,951	20,396
Bayern	-93,202	20,214					-87,351	19,514
Saarland	-91,515	33,671					-79,229	33,110
Berlin	-128,944	24,225					-85,029	24,550
Brandenburg	-60,657	25,540					-64,864	24,811
Mecklenburg-Vorpommern	-122,247	28,515					-126,274	27,658
Sachsen	-22,846	22,869					-13,584	22,182
Sachsen-Anhalt	-36,103	25,829					-33,712	24,873
Lage: zentral			37,135	7,975				
Lage: peripher			63,078	8,825				
Lage: Sehr peripher			15,471	20,832				
Städt. Kreise					43,140	8,316	31,629	8,423
Ländl. Kreis mit Verdichtung					74,058	10,230	56,533	10,488
Dünn besiedl. Ländl. Kreise					60,399	10,757	52,780	11,743
R-Quadrat		0,2669		0,1242		0,1373		0,3267

Quelle: Eigene Darstellung

den Risikostrukturausgleich hätte. Dies geschieht losgelöst von der normativen Fragestellung, ob eine solche Einbindung auch erfolgen sollte. Technisch werden in den Modell jeweils Dummyvariablen je Versicherten für die 16 Bundesländer bzw. den vier Kreistypen gebildet und in die Regression – neben AGG, EMG und HMG – einbezogen.

Zunächst sollte durch eine Einbindung eines Regionalmerkmals dreierlei erreicht werden. Zum einen sollten die in Abbildung 1 aufgezeigten Über- und Unterdeckungen reduziert werden, da von ihnen eine Gefahr regionaler Risikoselektionsstrategien ausgehen könnte. Zum anderen existieren auch zwischen den Krankenkassen selber erhebliche Unterschiede in den Deckungsquoten, die aus Unterschieden in der Wirtschaftlichkeit allen nicht erklärt werden können. So lag die Spanne der Deckungsquoten im Jahr 2011 zwischen 86,6 % und 113,3 %.⁶

Die mittlere absolute prozentuale Abweichung (MAPE) der Zuweisung von den Ausgaben lag bei 2,65 %. Möglicherweise sind im Risikostrukturausgleich nicht kompensierte regionale Ausgabenunterschiede eine Ursache hierfür. Schließlich misst sich die Zielgenauigkeit auf Individualebene durch das statistischen Bestimmtheitsmaß R^2 , das im Referenzmodell bei 23,8290 % lag.

Beim Kreistypmodell wird nur auf den siedlungsstrukturellen Kreistyp abgestellt, da dieser in der vorangegangenen Analyse (Tabelle 3) die höhere Erklärungskraft aufwies. Dieses Modell mit einem R^2 -Wert von 23,8305 % würde die Unter- und Überdeckungen nach Kreistyp eliminieren. Trotzdem bleibt die Spanne der Über- und Unterdeckungen von jeweils knapp über 200 Euro auf Kreisebene unverändert. Während im Status quo ohne Regionalmerkmal 189 Kreise mit 30,1 Mio. GKV-Versicherten eine Über- oder Unterdeckung vom im Betrag mehr als 50 Euro aufwiesen, sind das nachher noch 178 Kreise mit 27,7 Mio. Versicherte. Die regionalen Über- und Unterdeckungen auf Kreisebene werden also nur unwesentlich verringert. Auch auf Kassenebene reduziert sich die Spanne nur auf 87,1 % bis 113,2 % bei einem MAPE von 2,59 %.

Das Ländermodell führt auf Individualebene zu keiner besseren Zielgenauigkeit; der R^2 -Wert fällt auf 23,4607 %. Dies gilt aber auch auf Kreisebene: Die Spanne der Deckungsbeträge steigt an;

die maximale Überdeckung liegt nun bei 265 Euro. Mit absoluten Über- oder Unterdeckungen von mehr als 50 Euro bleiben 189 Kreise mit 30,0 Mio. Versicherte betroffen. Da in jedem Flächenland sowohl über- als auch unterdeckte Kreise existieren, würde dieses Modell in einem im Durchschnitt unterdeckten Land mehr Mittel zuweisen und damit zwar die Unterdeckungen in den einen Kreisen reduzieren, gleichzeitig aber auch die Überdeckungen in den anderen Kreisen erhöhen. Umgekehrt verhielt es sich in im Durchschnitt überdeckten Ländern. Auf Kassenebene schließt sich

Eine Einbindung von Regionalvariablen verbessert die Zielgenauigkeit allenfalls marginal.

die Spanne der Deckungsbeiträge im Ländermodell etwas stärker als im Kreistypmodell, bleibt aber immer noch bei 87,3 % bis 112,0 %. Das MAPE liegt bei 2,45.

Auch mit einer Kombination aus Ländermodell und Kreistypmodell gelingt es nicht, die Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf Ebene der individuellen Versicherten, der Kreise und der Krankenkassen zu erhöhen.

Diskussion

Die hier durchgeführten Analysen haben folgendes gezeigt:

- Regionale Variationen in den Ausgaben sind echt, und kein statistisches Artefakt der bisherigen Stichprobenerhebungen.
- Zum überwiegenden Teil können diese Variationen durch die demographischen und morbiditätsorientierten Risikomerkmale des Risikostrukturausgleichs erklärt werden. Trotzdem verbleiben nicht unerhebliche Variationen auf Kreisebene.
- Es besteht die Gefahr, dass diese Variationen regional tätige Krankenkassen benachteiligen bzw. Ausgangspunkt von regionalen Risikoselektionsstrategien sein könnten.
- Landeszugehörigkeit und siedlungsstruktureller Kreistyp können etwa ein Drittel dieser verbliebenen Variationen erklären.

- Eine Einbindung dieser Variablen in den Risikostrukturausgleich führt aber allenfalls zu einer minimalen Verbesserung der Zielgenauigkeit des Risikostrukturausgleichs. Sowohl die Über- und Unterdeckungen auf Kreisebene, als auch die Spanne der Deckungsquoten bleibt fast unverändert bestehen.

Gegen die Einbindung eines Regionalmerkmals in den Risikostrukturausgleich werden auch normative Argumente vorgebracht. Zum einen muss gefragt werden, inwieweit die regionalen Ausgabenunterschiede aus Sicht der Krankenkassen exogen sind, oder ob sie nicht doch teilweise auch durch die Aktivitäten der Krankenkassen beeinflusst werden. Doch selbst wenn die Faktoren exogen sind, stellt sich die Frage ob der Ausgleich

in den Risikostrukturausgleich gehört oder ob hier nicht eher regionale Differenzierungen bei der Beitragserhebung oder in den Vergütungssystemen gefragt sind. Diese Fragen können aber insofern zurückgestellt werden, als dass die diskutierten Modelle schon rein empirisch nicht überzeugen können.

Um überzeugende Modelle zu entwickeln bedarf es daher eines größeren Verständnisses, welche Faktoren die regionalen Ausgabenunterschiede determinieren. Es ist daher zu begrüßen, dass im Koalitionsvertrag der Großen Koalitionsvertrag vorgesehen ist, das Regionalmerkmal wieder zu erheben. Die hier präsentierten Analysen haben nämlich auch gezeigt, dass der Aussagefähigkeit sektoraler Analysen enge Grenzen gesetzt sind, und dass für die Analyse regionaler Variationen tatsächlich ein sektorübergreifender Datensatz wie der des Risikostrukturausgleichs notwendig ist. ■

⁶ Um sicherzustellen, dass die hier ausgewiesenen Effekte nicht aus methodischen Problemen aufgrund einer fehlenden Annualisierung der Ausgaben Verstorbener resultiert, wurden die Ausgaben hier zu analytischen Zwecken – anders als bei der Durchführung des Verfahrens – annualisiert. Die Spanne weicht daher von der tatsächlichen des Jahres 2011 (88,0 % bis 114,5 %) etwas ab.

Literatur

- Augurzyk, Boris; Klauber, Jürgen (2012):** Schwerpunkt: Regionalität. Mit 90 Tabellen; [mit Online-Zugang]. Stuttgart: Schattauer (Krankenhaus-Report, 2012).
- Augurzyk, Boris; Kopetsch, Thomas; Schmitz, Hendrik (2013):** What accounts for the regional differences in the utilisation of hospitals in Germany? In: *Eur J Health Econ* 14 (4), S. 615–627.
- Bauhoff, Sebastian (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.
- Bernstein, Jill; Reschovsky, James D.; White, Chapin (2011):** Geographic Variation in Health Care: Changing Policy Directions. National Institute for Health Care Reform. Washington DC (Policy Analysis, 4).
- Bertelsmann Stiftung (2011):** Faktencheck Gesundheit. Regionale Unterschiede in der Gesundheitsversorgung. Bertelsmann Stiftung. Gütersloh.
- Congressional Budget Office (2008):** Geographic Variation in Health Care Spending. Congressional Budget Office. Washington.
- Doyle, Joseph J. (2011):** Returns to Local-Area Health Care Spending: Evidence from Health Shocks to Patients Far From Home. In: *American Economic Journal: Applied Economics* 3 (3), S. 221–243.
- Dröslér, Saskia; Hasford, Joerg; Kurth, Bärbel-Maria; Schaefer, Marion; Wasem, Jürgen (2011):** Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich. Wissenschaftlicher Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs. Bonn.
- Fisher, Elliott S.; Wennberg, David E.; Stukel, Thérèse A.; Gottlieb, Daniel J.; Lucas, F. L.; Pinder, Etoile L. (2003a):** The implications of regional variations in Medicare spending. Part 1: the content, quality, and accessibility of care. In: *Ann. Intern. Med.* 138 (4), S. 273–287.
- Fisher, Elliott S.; Wennberg, David E.; Stukel, Thérèse A.; Gottlieb, Daniel J.; Lucas, F. L.; Pinder, Etoile L. (2003b):** The implications of regional variations in Medicare spending. Part 2: health outcomes and satisfaction with care. In: *Ann. Intern. Med.* 138 (4), S. 288–298.
- Gaßner, Maximilian; Göppfarth, Dirk; Wittmann, Rüdiger (2011):** Spielräume für eine Dezentralisierung im Rahmen des Systems Gesundheitsfonds. In: Eberhard Wille und Klaus Knabner (Hg.): Dezentralisierung und Flexibilisierung im Gesundheitswesen. 1. Aufl. Frankfurt, M, Berlin, Bern, Bruxelles, New York, NY, Oxford, Wien: Lang, S. 53–81.
- Göppfarth, Dirk (2011):** Regionalmerkmale im Risikostrukturausgleich. Ein Beitrag zum funktionalen Wettbewerb und zu bedarfsgerechter Versorgung? In: Uwe Reipschläger (Hg.): BARMER Gesundheitswesen aktuell 2011. [Beiträge und Analysen]. Wuppertal: Barmer GEK, S. 16–40.
- Greube, Thomas C.; Dörning, H.; Schwartz, F. W. (Hg.) (2011):** Barmer GEK-Arztreport 2011. St. Augustin: Asgard-Verl.
- Jacobs, Klaus (2010):** Solidarität geht über Ländergrenzen. In: *Gesundheit und Gesellschaft* 13 (11), S. 14–15.
- Medpac (2003):** Variation and Innovation in Medicare. Report to the Congress. Medicare Payment Advisory Commission. Washington DC.
- National Health Service (2010):** The NHS Atlas of Variation in Healthcare. Reducing unwarranted variation to increase value and improve quality.
- Newhouse, Joseph P.; Garber, Alan M.; Graham, Robin P.; McCoy, Margaret A.; Mancher, Michelle; Kibria, Ashna (2013):** Variation in health care spending. Target decision making, not geography.
- Reschovsky, James D.; Hadley, Jack; Saiontz-Martinez, Cynthia B.; Boukus, Ellyn R. (2011):** Following the money: factors associated with the cost of treating high-cost Medicare beneficiaries. In: *Health Serv Res* 46 (4), S. 997–1021.
- Sheiner, Louise (2013):** Why the Geographic Variation in Health Care Spending Can't Tell Us Much about the Efficiency or Quality of our Health Care System. Federal Reserve Board. Washington, D.C. (Finance and Economics Discussion Series).
- Song, Yunjie; Skinner, Jonathan; Bynum, Julie; Sutherland, Jason; Wennberg, John E.; Fisher, Elliott S. (2010):** Regional variations in diagnostic practices. In: *N. Engl. J. Med.* 363 (1), S. 45–53.
- Sutherland, Jason M.; Fisher, Elliott S.; Skinner, Jonathan S. (2009):** Getting past denial—the high cost of health care in the United States. In: *N. Engl. J. Med.* 361 (13), S. 1227–1230.
- Wennberg, J.; Gittelsohn, A. (1973):** Small area variations in health care delivery. In: *Science* 182 (4117), S. 1102–1108.
- Wennberg, John E. (2010):** Tracking medicine. A researcher's quest to understand health care. New York: Oxford University Press.
- Zuckerman, Stephen; Waidmann, Timothy; Berenson, Robert; Hadley, Jack (2010):** Clarifying sources of geographic differences in Medicare spending. In: *N. Engl. J. Med.* 363 (1), S. 54–62.



Politik gut beraten?

Lernprozesse in deutschen Gesundheitsreformen

Von Dennis Maelzer

2014, ca. 414 S., brosch., ca. 76,- €
ISBN 978-3-8487-1095-9(Kommunikation in Politik und
Wirtschaft, Bd. 9)

Erscheint ca. Februar 2014

LERNT POLITIK VON DER WISSENSCHAFT? Das Veränderungspotential von Politikberatung beschäftigt Forscher, Berater und Politiker gleichermaßen. Der Autor analysiert, unter welchen Bedingungen Policy-Lernprozesse angestoßen werden können. Sein Forschungsgebiet ist dabei die Gesundheitspolitik, die als pfadabhängig und konfliktträchtig zugleich gilt.

www.nomos-shop.de/22133



Nomos