



# BARMER GEK

---

## Gesundheitswesen aktuell 2011

Beiträge und Analysen

herausgegeben von Uwe Repschläger,  
Claudia Schulte und Nicole Osterkamp

---

Dirk Göppfarth

„Regionalmerkmale im Risikostrukturausgleich. Ein Beitrag zum funktionalen Wettbewerb und zu bedarfsgerechter Versorgung?“

AUSZUG aus:

BARMER GEK Gesundheitswesen aktuell 2011 (Seite 16-127)

Dirk Göppfarth\*

## Regionalmerkmale im Risikostrukturausgleich

### Ein Beitrag zum funktionalen Wettbewerb und zu bedarfsgerechter Versorgung?

Im Zentrum des Beitrags stehen die regionalen Auswirkungen des Risikostrukturausgleichs und die Zweckmäßigkeit einer regionalen Differenzierung. Vor dem Hintergrund der Kontroverse darüber, ob regionale Merkmale im Risikostrukturausgleich berücksichtigt werden sollen, wird auf Grundlage von Routinedaten zur Durchführung des Risikostrukturausgleichs analysiert, welche Unterschiede in den regionalen Morbiditätsstrukturen existieren, in welchen Regionen Über- beziehungsweise Unterdeckungen auftreten und ob und welche Faktoren im Risikostrukturausgleich berücksichtigt werden könnten, die in Bezug auf eine bedarfsgerechtere regionale Versorgung sinnvolle Anreize setzen würden.

#### Einleitung

Kaum eine Frage spielt in der politischen Diskussion um den Risikostrukturausgleich eine so große Rolle wie seine regionalen Auswirkungen. Bei der Gesetzgebung zum GKV-WSG fand diese Diskussion Ausdruck in der sogenannten Konvergenzklausel (§ 272 SGB V). Mit dieser Regelung sollte gewährleistet werden, dass die finanziellen Belastungen der in einem Bundesland tätigen Krankenkassen durch die Einführung des Gesundheitsfonds auf 100 Millionen Euro je Jahr begrenzt bleiben. Auf Betreiben der bayerischen Staatsregierung aufgenommen, wurde insbesondere von Bayern und den anderen Südländern erwartet, dass die Konvergenzklausel zu ihren Gunsten greifen würde. Groß war dann die Überraschung, als die endgültigen Zahlen für das Jahr 2009 aufzeigten, dass die in Bayern tätigen Krankenkassen durch die Einführung des Gesundheitsfonds gar nicht belastet wurden, dafür aber die Krankenkassen in Schleswig-Holstein und Sachsen-Anhalt.

\* Bundesversicherungsamt Bonn. Die hier wiedergegebenen Auffassungen stellen die persönliche Meinung des Verfassers dar.

Die Ergebnisse der Konvergenzklausel zeigen nicht nur, dass die regionalen Unterschiede in Gesundheitsausgaben und Morbiditätsstrukturen möglicherweise anders verteilt sind als erwartet. Die Erfahrung mit der Konvergenzklausel sollte auch Anlass zur Frage geben, ob die Bundeslandebene die richtige Bezugsebene für regionale Differenzierungen bietet. Zum einen orientiert sich die Diskussion stark an den fiskalischen Interessen der Bundesländer. Der Beschluss des Bundesverfassungsgerichtes vom 18. Juli 2005, wonach trotz „der Zuordnung zur mittelbaren Staatsverwaltung [...] die Krankenkassen und die von ihnen verwalteten Beitragsmittel finanzverfassungsrechtlich nicht als Teil eines Landes und als Teil der Landeshaushalte betrachtet werden“ können, sollte diese Diskussion eigentlich beendet haben. Zum anderen stellen zumindest die Flächenstaaten so inhomogene Gebilde dar, dass sich eine weitere Differenzierung unterhalb der Landesebene geradezu aufdrängt.

Neben den Bundesländern fordern zunehmend auch die Krankenkassen eine regionale Differenzierung. So begründete die wegen mangelnder wirtschaftlicher Leistungsfähigkeit geschlossene City BKK ihre Schiefelage damit, dass sie in den „Hochpreisregionen Berlin und Hamburg“ konzentriert sei, aber „lediglich die bundesweit durchschnittlichen Morbiditätskosten“ aus dem Gesundheitsfonds erhalte (City BKK 2011). Auch eine andere Krankenkasse führte die mangelnde Berücksichtigung regionaler Kostenunterschiede im Risikostrukturausgleich als Grund für die Notwendigkeit an, einen Zusatzbeitrag zu erheben (Schlingensiepen 2011). Bei solchen Selbstrechtfertigungen sind Zweifel angebracht, gleichwohl unterstreicht dies die Notwendigkeit, regionale Unterschiede und deren Auswirkungen zu untersuchen.

Die Frage nach einer Regionalisierung des Risikostrukturausgleichs wird auch von Leistungserbringern gestellt. Dabei geht es um die Frage, ob und wie die Vergütungssysteme regionale Morbiditäts- und Kostenstrukturunterschiede berücksichtigen sollen. Hieraus resultiert dann auch die Frage, inwieweit dies auch im Risikostrukturausgleich zwischen den Krankenkassen Berücksichtigung finden sollte (Stillfried und Czihal 2011).

Aus wissenschaftlicher Sicht wird vor allem diskutiert, zu welchen Folgen ein fehlender systematischer Regionalfaktor bei den Einnahmen der Krankenkassen führt. Dabei wird befürchtet, dass das existierende Nebeneinander von regionaler und überregionaler Beitragskalkulation regionalen Krankenkassen einen Wettbewerbsvorteil in Niedrigpreisregionen, überregionalen Krankenkassen hingegen in Hochpreisregionen bietet (Jacobs, Reschke und Wasem 1998; Wille und Schneider 1997, Wasem, Greß und Jacobs 2007). Bauhoff (2011) weist darauf hin, dass hieraus Anreize zur regionalen Risikoselektion resultieren können, für die er auch erste empirische Belege findet.

Insgesamt gibt es viele Motive, einen Ausgleich regionaler Ausgabenvariationen auf der Einnahmenseite – entweder durch eine Regionalisierung der Beiträge oder einen Regionalfaktor im Risikostrukturausgleich – zu fordern. Um den Sinn solcher Vorschläge zu bewerten, ist ein umfassendes Verständnis regionaler Ausgabenvariationen und deren Bestimmungsfaktoren erforderlich. Der vorliegende Aufsatz will einen ersten Beitrag hierzu leisten, indem drei Fragen untersucht werden:

- Welche regionalen Variationen in den Gesundheitsausgaben gibt es?
- Inwieweit werden diese Variationen bereits heute auf der Einnahmenseite berücksichtigt?
- Welche Erklärungsfaktoren gibt es für die (noch) nicht berücksichtigten Variationen?

### Daten und Methoden

Datengrundlage sind die Routinedaten zur Durchführung des Risikostrukturausgleichs. Diese Daten umfassen für alle GKV-Versicherten die im Rahmen von Abrechnungen dokumentierten ärztlichen Diagnosen, die abgerechneten Arzneimittelverordnungen sowie Versichertenstammdaten (Schmidt, Wittmann und Göppfarth 2010). Für eine Stichprobe von 6,8 Prozent der GKV-Versicherten liegen zudem noch die jährlichen Leistungsausgaben differenziert nach Hauptleistungsbereich vor.

Verwendet wird die Datengrundlage für den RSA-Jahresausgleich 2009, die aus den Versichertenstammdaten und Ausgaben des Jahres 2009 und den Diagnosen und Verordnungen des Jahres 2008 besteht. Diese Daten sind versichertenbezogen und lassen sich auf den Landkreis (fünfstelliger amtlicher Gemeindeschlüssel) des Wohnsitzes des Versicherten herunterbrechen. Auch die Mortalität kann diesen Daten entnommen und auf Landkreisebene verdichtet werden. Um den reinen Einfluss der Mortalität zu isolieren, wird zudem die alters- und geschlechtsstandardisierte Mortalitätsrate (SMR) ermittelt.

Ergänzend werden die INKAR-Daten herangezogen. Bei diesen handelt es sich um die Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung, herausgegeben vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung. Diese Daten enthalten auf Kreisebene verschiedene Indikatoren, die eine Korrelationsanalyse mit den festgestellten Ausgabenvariationen erlauben. Schließlich werden die Indikatoren verwendet, um die Kreise mit überdurchschnittlichen Ausgaben zu charakterisieren. In einer multivariaten Analyse wird sodann der gemeinsame Erklärungsanteil dieser Variablen untersucht.

## Regionale Ausgabenvariationen und mögliche Erklärungsfaktoren

### Überblick über regionale Ausgabenunterschiede

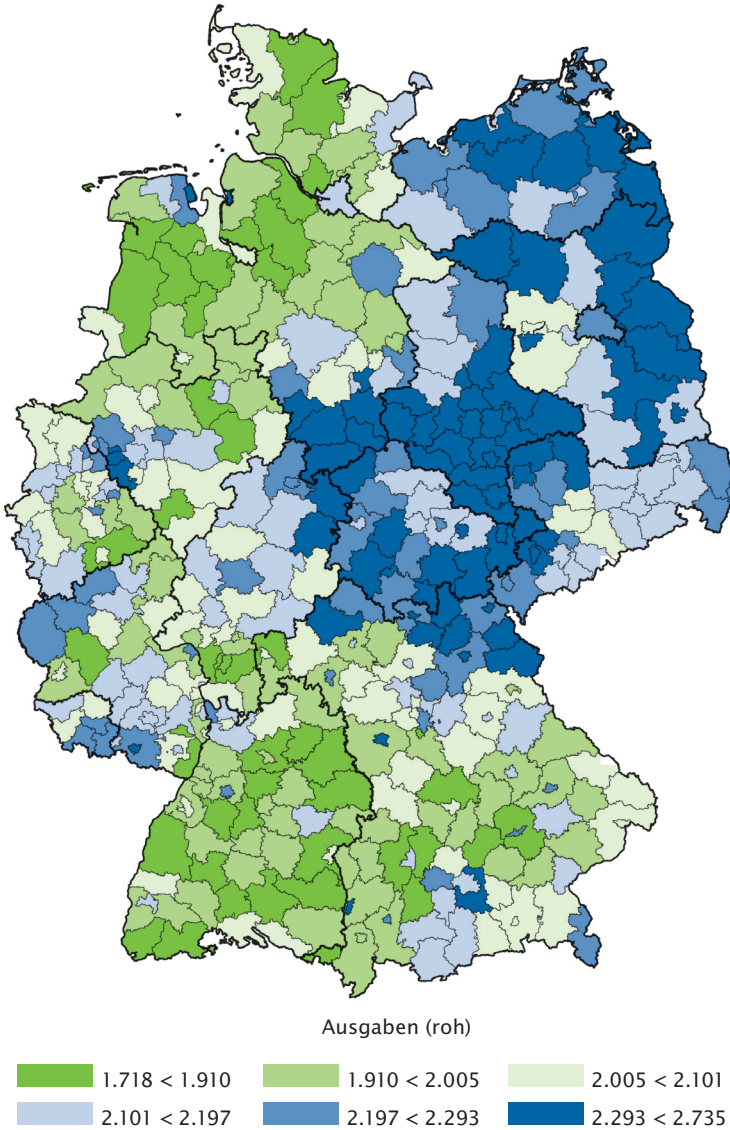
Die durchschnittlichen berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben je Versicherten schwanken erheblich. Diese Schwankungen gibt es nicht nur zwischen den Krankenkassen (wo Selektionseffekte bekannt und zu erwarten sind), sondern auch zwischen den Regionen. Die Spanne reicht dabei von 1.718 Euro (Landkreis Vechta) bis 2.735 Euro (Bad Kissingen) (Abbildung 1). Landkreise beziehungsweise kreisfreie Städte, in denen die Ausgaben je GKV-Versicherten unterdurchschnittlich ausfallen, sind grün gekennzeichnet, die Kreise mit überdurchschnittlichen Ausgaben blau. Der Bundesdurchschnitt liegt bei 2.101 Euro. Der Median liegt mit 2.098 Euro nahe beim Mittelwert, sodass die Spanne auch nicht das Ergebnis einer schiefen Verteilung ist. Die Standardabweichung der

durchschnittlichen Pro-Kopf-Ausgaben auf Landkreisebene beträgt 176,97 Euro. Im Vergleich hierzu liegt die Schwankungsbreite der Pro-Kopf-Ausgaben zwischen Krankenkassen bei 904 Euro bis 2.977 Euro, bei einer Standardabweichung von 463 Euro.

In den einzelnen Leistungsbereichen lassen sich ähnlichen Spannen und Streuungen beobachten, wobei die ärztlichen Ausgaben etwas weniger streuen, die Krankenhausausgaben hingegen etwas mehr. Insgesamt gibt es auch Kompensationseffekte zwischen den einzelnen Leistungsbereichen. So sind die Ausgaben für die vertragsärztliche Versorgung negativ mit den Arzneimittelausgaben korreliert (Pearson-Korrelationskoeffizient  $r = -0,18$ ); eingeschränkt gilt dies auch für die Krankenhausausgaben ( $r = -0,07$ ). Krankenhausausgaben sind aber mit den Arzneimittelausgaben positiv korreliert ( $r = 0,54$ ). Die Krankenkassen erhalten aus dem Risikostrukturausgleich Zuweisungen, die sich auf die Gesamtausgaben beziehen; die Trennung in Leistungsbereiche erfolgt nur analytisch. Gerade aber aufgrund zahlreicher Kompensationseffekte ergibt eine leistungsbereichsbezogene Analyse an dieser Stelle keinen Sinn.

Auf Ebene der Krankenkassen hat der Risikostrukturausgleich die Aufgabe, diese Spanne zwischen den Ausgaben auszugleichen, soweit sie auf Unterschieden in den Risikostrukturen beruht. Daher soll auch in regionaler Hinsicht zunächst untersucht werden, inwieweit die Unterschiede durch die Ausgleichsfaktoren des Risikostrukturausgleichs erklärt werden können. Hierfür werden zunächst getrennt die isolierten Effekte der Merkmale Alter und Geschlecht und die kumulierten Effekte aller Ausgleichsfaktoren untersucht.

**Abbildung 1:** Leistungsausgaben je GKV-Versicherten nach Landkreis



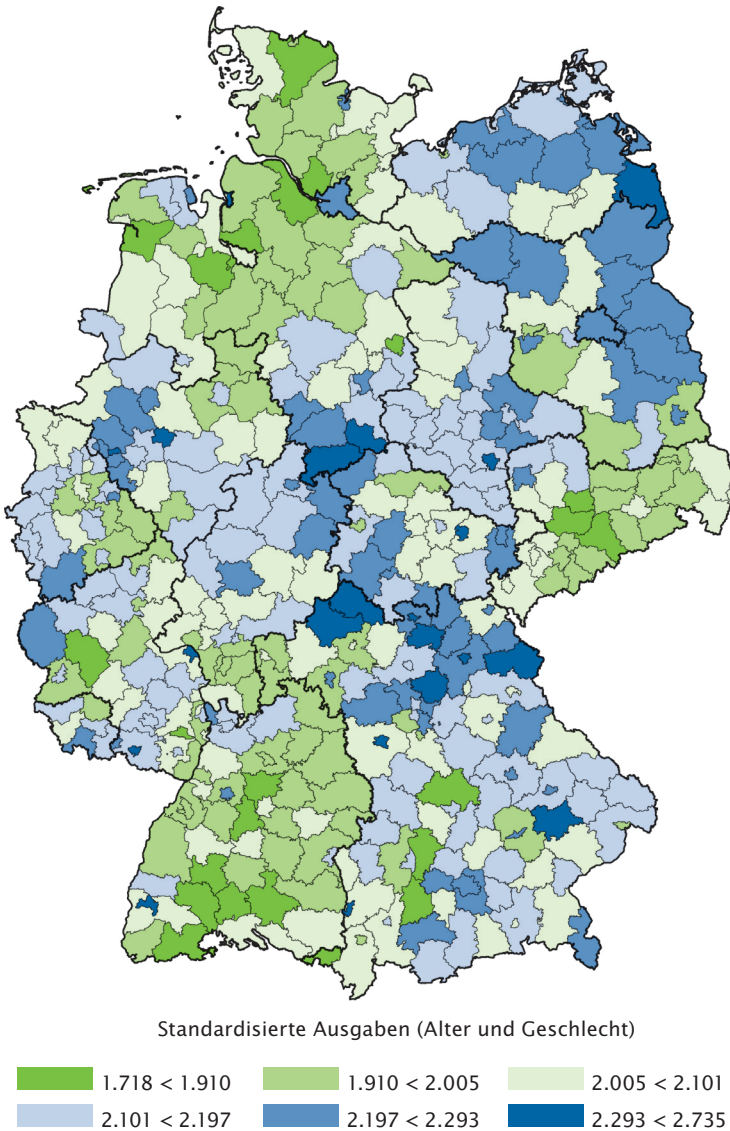
Quelle: eigene Berechnung

Ein großer Anteil der Varianz in den Pro-Kopf-Ausgaben je Landkreis dürfte durch die unterschiedlichen Alters- und Geschlechtsstrukturen in den Landkreisen erklärt werden. So ist es beispielsweise bekannt, dass die durchschnittlichen Ausgaben eines GKV-Versicherten in den neuen Bundesländern höher liegen als in den alten Bundesländern. Dies liegt aber an der ungünstigeren Alters- und Geschlechtsstruktur in den neuen Bundesländern. Bereinigt man um diesen Effekt, das bedeutet vergleicht man die durchschnittlichen Ausgaben von Versicherten einer bestimmten Alters- und Geschlechtsgruppe in den neuen mit denen in den alten Bundesländern, so liegen die Ausgaben in den neuen Bundesländern unterhalb derer in den alten Bundesländern (Otto und Göpffarth 2010). Auch auf Ebene der Landkreise gibt es erhebliche Altersunterschiede. So beträgt der Anteil der über 65-jährigen an allen GKV-Versicherten im Landkreis Vechta 14,9 Prozent, in der kreisfreien Stadt Dessau-Roßlau hingegen 31 Prozent.

Die alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben können der Abbildung 2 entnommen werden. Bei diesen Ausgaben handelt es sich um die Ausgaben, die sich ergeben, wenn man für jeden Landkreis zwar die tatsächlichen Ausgaben je Alters- und Geschlechtsgruppe ansetzt, aber die GKV-durchschnittliche Alters- und Geschlechtsverteilung unterstellt (indirekte Standardisierung). Man sieht einerseits eine hohe Übereinstimmung – beispielsweise können in Bad Kissingen sowohl die höchsten Pro-Kopf-Ausgaben als auch die höchsten alters- und geschlechtsstandardisierten Pro-Kopf-Ausgaben beobachtet werden. Es gibt aber auch eine Reihe von Kreisen, die im Rang springen. Beispielsweise verursachen GKV-Versicherte in Kiel unterdurchschnittliche Ausgaben, die aber nach Standardisierung überdurchschnittlich werden.



**Abbildung 2:** Alters- und geschlechtsstandardisierte Ausgaben je GKV-Versicherten nach Landkreis



Quelle: eigene Berechnung

Die Spanne der alters- und geschlechtsstandardisierten Pro-Kopf-Ausgaben reduziert sich im Vergleich zu den rohen Pro-Kopf-Ausgaben zwar nur geringfügig auf 1.821 Euro bis 2.694 Euro; die Standardabweichung geht hingegen um knapp 30 Prozent auf 125,41 Euro zurück. Optisch drückt sich dies in der gemäßigteren Farbgebung der Abbildung 2 gegenüber der Abbildung 1 aus. Somit können die Unterschiede in der Alters- und Geschlechtsverteilung immerhin einen nicht unerheblichen Anteil der Varianz in den Ausgaben erklären, der größere Teil bleibt aber nach wie vor unerklärt.

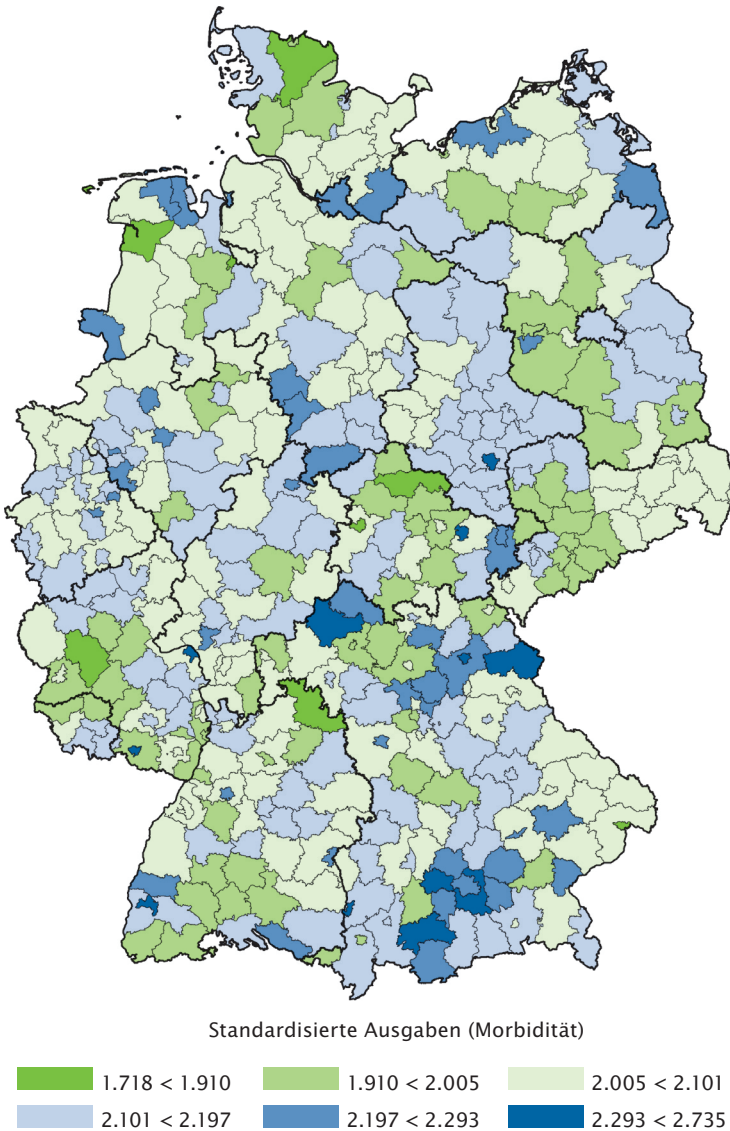
### Erklärung durch Faktoren des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs

Neben dem Alter und Geschlecht berücksichtigt der Risikostrukturausgleich auch den Bezug von Erwerbsminderungsrenten und die anhand von 80 kostenintensiven chronischen oder schwerwiegenden Krankheiten prospektiv ermittelte Morbidität als weitere Ausgleichsfaktoren. Werden diese Faktoren insgesamt herangezogen, so können pro Landkreis die risikoadjustierten durchschnittlichen Ausgaben je Versicherten ermittelt werden.

Zwar geht auch hier die Spanne der risikoadjustierten Pro-Kopf-Ausgaben (1.852 Euro bis 2.666 Euro) nur geringfügig zurück. Die Standardabweichung liegt aber mit 98,90 Euro immerhin 44 Prozent niedriger als bei den rohen Ausgaben. Die Farbgebung in der Abbildung 3 wird gegenüber den vorangegangenen Abbildungen nochmals etwas ausgeglichener.

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass der Schritt von einem soziodemographischen zum morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich die regionalen Variationen zu einem erheblichen Teil erklärt und somit auch bei der Ermittlung der Zuweisungen berücksichtigen kann. Insofern hat Jacobs (2010) recht, wenn er von einer automatischen Regionalisierung durch den morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich spricht. Allerdings verbleiben noch erhebliche unerklärte Ausgabenvariationen.

**Abbildung 3:** Risikoadjustierte Ausgaben je GKV-Versicherten nach Landkreis



Quelle: eigene Berechnung

Die risikoadjustierten Ausgaben weisen aus Sicht der Krankenkassen einen deutlichen Zusammenhang zu den regionalen Über- und Unterdeckungen auf. Durch die Risikoadjustierung wurden die Ausgaben in den Landkreisen anhand der im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich verwendeten Risikomerkmale auf den GKV-Durchschnitt standardisiert. Sie sind daher auch mit den GKV-durchschnittlichen Zuweisungen in Höhe von 2.101 Euro zu vergleichen. In Landkreisen mit höheren risikoadjustierten Ausgaben entstehen daher aus Kassensicht Unterdeckungen, in den anderen Kreisen Überdeckungen. Diese Über- und Unterdeckungen sind regional breit gestreut. In allen Flächenländern finden sich sowohl Regionen mit Über- als auch Unterdeckungen.

### Unterschiede zwischen den alters- und geschlechtsstandardisierten und den risikoadjustierten Ausgaben

Zwischen den alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben in der Abbildung 2 und den risikoadjustierten Ausgaben in der Abbildung 3 bestehen zum Teil signifikante Unterschiede. Anscheinend existieren regionale Morbiditätsunterschiede, die sich durch Alter und Geschlecht alleine nicht erklären lassen. Dabei können die risikoadjustierten Ausgaben von den alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben um bis zu plus/minus zehn Prozent abweichen. Dies ist zunächst überraschend.

Auf Ebene der Krankenkassen wurde eine Weiterentwicklung des an Alter und Geschlecht orientierten Risikostrukturausgleichs zum morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich diskutiert, weil historische Besonderheiten, aber auch (aktive und passive) Selektionseffekte hier größere Unterschiede erwarten lassen. Bei regionalen Einheiten wäre dies zunächst nicht zu erwarten, wobei auch hier von Selektionseffekten durch Migration (healthy migrant effect) berichtet wird (RKI 2008). Andererseits ist aus der Epidemiologie durchaus bekannt, dass neben dem Alter und Geschlecht auch andere Risikofaktoren, insbesondere die soziale Lage, Bestimmungsgründe für die gesundheitliche Lage sind (RKI 2009).

Für einige dieser Faktoren liegen Angaben auf Kreisebene vor (BBR 2010). Daher wird im Folgenden untersucht, ob und wie entsprechende Faktoren mit den Ausgaben, den alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben und den risikoadjustierten Ausgaben korreliert sind.

Für die Arbeitslosenquote beträgt der Pearson-Korrelationskoeffizient mit den nicht adjustierten Ausgaben  $r = 0,59$ , mit den alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben immerhin noch  $r = 0,27$ , aber für die risikoadjustierten Ausgaben  $r = 0,00$ . Während also die alters- und geschlechtsstandardisierten Ausgaben mit der Arbeitslosenquote noch korreliert sind, konnten diese Effekte durch die Risikoadjustierung vollständig beseitigt werden.

Für das durchschnittliche Haushaltseinkommen konnte auf Ebene der Ausgaben die erwartete negative Korrelation festgestellt werden ( $r = -0,42$ ), die sich nach Alters- und Geschlechtsstandardisierung etwa halbiert ( $r = -0,21$ ). Auch hier findet ein nahezu vollständiger Ausgleich durch die Risikoadjustierung statt ( $r = 0,09$ ).

Auch das Bildungsniveau spielt als Determinante der sozialen Lage eine Rolle. Für den Anteil der Schulabgänger ohne Abschluss ergibt sich eine positive Korrelation mit den rohen und standardisierten Ausgaben ( $r = 0,33/r = 0,10$ ), nach Risikoadjustierung eine leichte negative Korrelation ( $r = -0,10$ ). Interessanterweise ergibt sich eine positive Korrelation nicht nur für den Anteil der Schulabgänger ohne Abschluss, sondern auch für Schulabgänger mit Hochschulreife ( $r = 0,45/r = 0,23/r = 0,06$ ) – vermutlich ist dies nicht der Effekt einer höheren Morbidität, sondern eines anderen Inanspruchnahmeverhaltens (Reibling und Wendt 2010).

Auch für weitere Variablen, für die ein Einfluss auf die gesundheitliche Lage diskutiert wird, kann eine weitgehende Neutralisierung durch den morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich festgestellt werden. Beispielsweise weist das Gesamtwanderungssaldo, bei dem ein Einfluss auf die Gesundheitsausgaben über den Migrationseffekt (healthy migrant

effect) vermutet werden kann, die vermutete negative Korrelation mit den rohen Ausgaben auf ( $r = -0,35$ ). Dieser Effekt wird sowohl bei der Alters- und Geschlechtsstandardisierung ( $r = -0,09$ ) als auch bei der Risikoadjustierung ( $r = 0,09$ ) erheblich abgemildert. Auch Wohnstrukturen können die gesundheitliche Lage beeinflussen (Mielck und Heinrich 2002). So weist die durchschnittliche Wohnfläche je Haushalt eine leichte negative Korrelation auf ( $r = -0,22$ ), die nach Berücksichtigung von Alter und Geschlecht ( $r = -0,14$ ) beziehungsweise Morbidität ( $r = -0,08$ ) abgeschwächt wird.

Insgesamt können die genannten Faktoren 34,8 Prozent der Veränderung zwischen den alters- und geschlechtsstandardisierten und den risikoadjustierten Ausgaben erklären (Bestimmtheitsmaß einer mit der Zahl der GKV-Versicherten gewichteten linearen Regression der oben genannten Faktoren auf die Veränderung der Ausgaben je Landkreis).

Nicht als Erklärungsvariable einbezogen wurden solche Variablen, bei denen ein enger Bezug zur Morbidität zu erwarten ist. Beispielsweise weist die Mortalität eine hohe positive Korrelation ( $r = 0,70$ ) mit den Ausgaben auf. Hier ist davon auszugehen, dass sich eine hohe Morbidität sowohl in hohen Ausgaben wie auch hoher Sterblichkeit niederschlägt. Die Alters- und Geschlechtsstandardisierung ( $r = 0,29$ ) vermag im Gegensatz zur Risikoadjustierung ( $r = 0,01$ ) diese Korrelation nur unvollständig aufzulösen. Ähnliches gilt auch für die Zahl der Pflegebedürftigen ( $r = 0,53/r = 0,28/r = -0,05$ ).

Insgesamt können die Änderungen, die die Risikoadjustierung mittels des Systems des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs gegenüber einer auf Alter und Geschlecht basierenden Standardisierung bewirkt, anhand der Verteilung der Merkmale hinsichtlich gesundheitlich relevanter Risikolagen auf Landkreisebene gut nachvollzogen werden. Auch scheinen sich Unterschiede in der sozialen Lage, soweit sie sich mit den vorliegenden Variablen bewerten lassen, gut in der gemessenen Morbidität widerzuspiegeln, sodass diese angemessen ausgeglichen

werden. Es ist aber zu betonen, dass von einer entsprechenden Korrelation auf der Kreisebene nicht automatisch auf die Individualebene geschlossen werden kann (Gefahr des ökologischen Fehlschlusses, Morgenstern 1982).

## Erklärungsfaktoren für verbliebene Ausgabenunterschiede

### Unterschiede in der Kodierpraxis als Erklärungsfaktor

Die Tatsache, dass die Effekte einer Adjustierung durch Morbidität gegenüber der Standardisierung mit Alter und Geschlecht zum einen die Varianz der Ausgabenunterschiede erheblich reduzieren und zum anderen anhand der Verteilung von Indikatoren zur sozialen Lage zu nachvollziehbaren Ergebnissen führen, sollte nicht darüber hinwegtäuschen, dass die verbliebenen Ausgabenunterschiede in der Abbildung 3 noch erheblich sind und einer Erklärung bedürfen.

Grundsätzlich ist nicht auszuschließen, dass regionale Unterschiede in der Kodierpraxis die verbliebene Variation erklären. Durch entsprechende Unterschiede würde die Risikoadjustierung nicht vollständig oder verzerrt erfolgen. Angesichts der Ergebnisse der Korrelationsanalyse auch mit harten Größen wie der Mortalität ist es aber unwahrscheinlich, dass die Kodierunterschiede so groß sind (Welch et al. 2011). Das Ausmaß regionaler Kodierunterschiede ist nicht bekannt und lässt sich auch nur schwer ermitteln. Gleichwohl ist von der Existenz solcher Variationen auszugehen, sodass die folgenden Ergebnisse nur sehr vorsichtig interpretiert werden sollten.

## Erklärung durch Indikatoren der Raumentwicklung

### Einteilung in Quintile

Um zu untersuchen, ob Landkreise mit überdurchschnittlichen risikoadjustierten Ausgaben (das heißt, dass aus Sicht der Krankenkassen Versicherte in diesen Kreisen im Durchschnitt Unterdeckungen aufweisen) Besonderheiten hinsichtlich bestimmter Merkmale aufweisen,

werden die Landkreise anhand der risikoadjustierten Ausgaben in Quintile eingeteilt. Auf Ebene der Quintile können dann die wesentlichen Indikatoren deskriptiv analysiert werden. Die Aufteilung der Quintile einschließlich der Grenzwerte der risikoadjustierten Ausgaben für die Zuordnung können Tabelle 1 entnommen werden. Die Kreise mit den höchsten risikoadjustierten Ausgaben werden dem fünften Quintil, die Kreise mit den niedrigsten Ausgaben hingegen dem ersten Quintil zugeordnet. Auch wenn der Zusammenhang kein linearer ist, weisen Kreise mit höheren risikoadjustierten Ausgaben tendenziell mehr Einwohner und eine höhere Bevölkerungsdichte auf.

**Tabelle 1:** Einteilung der Landkreise nach risikoadjustierten Ausgaben in Quintile

Quintil	Anzahl Kreise	risikoadjustierte Ausgaben (in Euro)			Einwohner je Kreis	Einwohner je km <sup>2</sup>	Anteil über 65-Jährige (in Prozent)
		Minimum	Maximum	Mittelwert			
5	82	2.167,75	2.666,03	2.236,31	177.245	299	20,98
4	82	2.109,69	2.167,49	2.135,92	286.895	303	21,70
3	83	2.059,49	2.109,09	2.086,50	192.958	194	21,67
2	82	2.006,91	2.058,40	2.035,34	204.589	223	21,20
1	83	1.852,26	2.006,33	1.969,69	134.350	152	22,46

### Charakterisierung der Kreise mit hohen risikoadjustierten Ausgaben

Eine erste mögliche Erklärung höherer risikoadjustierter Ausgaben liegt in der Qualität der Versorgung. Möglicherweise gibt es regional unterschiedliche Präferenzen für Qualität, was sich in einer höheren Qualität und damit auch in höheren Ausgaben in einigen Regionen niederschlagen könnte. In diesem Fall müssten die medizinischen Ergebnisse



(Outcomes) in den entsprechenden Regionen höher ausfallen. Leider liegen nicht allzu viele Indikatoren für medizinische Ergebnisse vor. Lediglich die standardisierte Mortalitätsrate und die Lebenserwartung können an dieser Stelle herangezogen werden. Für beide Faktoren lässt sich nicht feststellen, dass – nach Adjustierung für Alter, Geschlecht und Morbidität – höhere Ausgaben zu besseren Ergebnissen führen (Tabelle 2). Eine ähnliche Untersuchung zeigte ebenso für die Vereinigten Staaten, dass überdurchschnittlicher risikoadjustierter Aufwand auf regionaler Ebene nicht zur Verbesserung auch umfassend definierter Ergebnisindikatoren führt (Fisher et al. 2003a, 2003b).

Ein zweiter Erklärungsansatz für höhere Ausgaben liegt auf der Angebotsseite (medizinisches Angebot). Als Indikatoren liegen auf Kreisebene die Zahl der Ärzte je 100.000 Einwohner und die Zahl der Krankenhausbetten je 10.000 Einwohner vor. Bei beiden Faktoren zeigt sich ein deutlicher positiver Zusammenhang zwischen dem Umfang des Angebots und der Höhe der risikoadjustierten Ausgaben. Auffällig ist, dass zwar nicht nur die Zahl der Ärzte (gesamt) je 100.000 Einwohner mit der Höhe der risikoadjustierten Ausgaben ansteigt, sondern auch die Zahl der Hausärzte. Allerdings liegt die Zahl der Hausärzte im obersten Quintil nur um knapp sieben höher, die Zahl der Ärzte insgesamt aber um über 50. Offensichtlich sind es vor allem die Fachärzte, die in Kreisen mit hohen risikoadjustierten Ausgaben überdurchschnittlich vertreten sind.

Es ist aber zu betonen, dass eine entsprechende Korrelation noch nichts über Kausalität aussagt. Sind die Ausgaben in den entsprechenden Kreisen höher, weil das Angebot umfassender ist (angebotsinduzierte Nachfrage) oder ist das Angebot in den Kreisen höher, weil die Nachfrage (aufgrund anderer Faktoren) dort höher ausfällt?

**Tabelle 2:** Gesamtübersicht weiterer Analysen nach Quintilen

Quintil	medizinische Ergebnisse			soziale Lage			
	standard. Mortalität	Lebenserwartung		Arbeitslosen- quote (in Prozent)	Haushalts- einkommen (in Euro)	Schulabgänger mit Hochschul- reife (in Prozent)	Schulabgänger ohne Abschluss (in Prozent)
		Frauen	Männer				
5	1,02	82,55	77,78	7,53	1.639,15	30,46	6,66
4	1,06	82,29	77,47	10,93	1.489,66	31,60	7,66
3	1,05	82,30	77,51	8,58	1.509,68	28,35	7,23
2	1,03	82,65	77,95	7,16	1.558,51	26,41	6,62
1	1,04	82,27	77,40	8,44	1.495,82	27,57	7,25

Quintil	medizinisches Angebot			Wirtschaftsstruktur		
	Ärzte (gesamt)	Hausärzte	Krankenhaus- betten	Erwerbsquote (in Prozent)	Dienstleistungs- quote (in Prozent)	BIP je Einwohner (in Euro)
5	196,93	68,23	74,29	68,07	39,21	35.600
4	182,04	64,11	68,32	67,53	38,94	31.374
3	150,98	62,06	55,52	69,70	29,85	26.170
2	145,63	61,74	49,75	70,07	28,41	27.275
1	141,89	61,93	53,97	71,12	29,18	25.798

Quintil	Umfeldfaktoren					
	Ausländer- anteil (in Prozent)	Anteil Ein- personen- haushalte (in Prozent)	Anteil Mehr- familien- häuser (in Prozent)	Gesamt- wande- rungssaldo (in Prozent)	Siedlungs- dichte	
5	10,43	39,45	23,26	0,79	2.758,01	
4	10,90	40,65	29,56	-0,06	3.110,52	
3	7,18	35,88	16,77	-1,17	1.901,74	
2	7,76	35,61	14,02	-1,40	1.901,59	
1	5,88	35,57	15,61	-2,08	1.634,16	

Ein dritter Erklärungsansatz könnte darin liegen, dass der medizinische Bedarf durch Morbidität unzureichend abgebildet wird, vielmehr andere Faktoren, wie etwa zur sozialen Lage, hier eine Rolle spielen. Allerdings wurde im Rahmen der Korrelationsanalyse festgestellt, dass die vorgenommene Risikoadjustierung in der Lage ist, Unterschiede in der sozialen Lage zu neutralisieren. In der Analyse nach Quintilen bestätigt sich dieses Ergebnis zumindest für die Arbeitslosigkeit und den Anteil von Schulabgängern ohne Abschluss. Gleichwohl muss festgestellt werden, dass der Anteil von Schulabgängern mit Hochschulreife und tendenziell auch mit höherem Haushaltseinkommen in den oberen Quintilen höher ausfällt. Hohe Bildung und hohes Einkommen sind in der Regel zwar mit einer geringeren Morbidität, aber auch mit einer höheren Inanspruchnahme insbesondere fachärztlicher Leistungen verbunden (Geyer 2008, Nocon, Keil und Willik 2007, Reibling und Wendt 2010, Tebarts 2009). Es ist daher zu vermuten, dass sich in dieser Beobachtung Effekte eines entsprechenden Inanspruchnahmeverhaltens niederschlagen.

Neben der sozialen Lage können aber auch Wirtschaftsstrukturfaktoren und weitere Umfeldindikatoren Einfluss nehmen. Es zeigt sich, dass Landkreise mit überdurchschnittlichen risikoadjustierten Ausgaben von einer überdurchschnittlichen Wirtschaftskraft, einer unterdurchschnittlichen Erwerbsbeteiligung und einer überdurchschnittlichen Prägung der Wirtschaft durch Dienstleistungen gekennzeichnet sind. Der Ausländeranteil und der Anteil der Einpersonenhaushalte sind in Kreisen mit hohen risikoadjustierten Ausgaben deutlich höher als in den übrigen Kreisen. Auch weisen diese Kreise einen höheren Anteil von Mehrfamilienhäusern und dementsprechend auch einen niedrigeren Anteil an Ein- oder Zweifamilienhäusern aus. Während in Kreisen mit unterdurchschnittlichen risikoadjustierten Ausgaben ein negativer Gesamtwanderungssaldo vorherrscht, ist dieser Saldo in den teureren Kreisen ausgeglichen beziehungsweise positiv. Die Siedlungsdichte (Einwohner je Quadratkilometer) nimmt tendenziell mit steigenden risikoadjustierten Ausgaben zu.

Wenn man die Verteilung der Kreise nach dem siedlungsstrukturellen Typ auf die einzelnen Quintile betrachtet (hier nicht dargestellt), so finden sich die Kernstädte überwiegend in den Quintilen mit den höheren Ausgaben (60 Prozent der Kernstädte in den oberen beiden Quintilen). Dagegen findet sich das verdichtete Umland stärker in den unteren Quintilen wieder (knapp die Hälfte der Kreise in den unteren beiden Quintilen). Der ländliche Raum und das ländliche Umfeld sind hingegen gleichmäßiger auf die Quintile aufgeteilt.

### Wechselwirkungen zwischen den Faktoren

Die kombinierte Erklärungskraft der hier untersuchten Indikatoren der sozialen Lage, des medizinischen Angebots, der Wirtschaftsstruktur und des Umfeldes hinsichtlich der verbliebenen Unterschiede in den risikoadjustierten Ausgaben zwischen Landkreisen drückt sich in einem Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) von 20,3 Prozent aus. Die geringe erklärte Varianz – zusammen mit vielen statistischen Insignifikanzen – zeigt, dass auch die hier untersuchten Variablen keinen allzu großen Beitrag zur Erklärung der Ausgabenunterschiede liefern.

Hinzu kommt, dass dieser Ansatz wegen des komplexen Zusammenhangs von Bedarf, Angebot und Inanspruchnahme problematisch ist. Angebot beeinflusst die Inanspruchnahme, beispielsweise über Kapazitätsbeschränkungen oder angebotsinduzierte Nachfrage. Andererseits kann das Angebot auch durch die vergangene Inanspruchnahme beeinflusst sein. Des Weiteren gibt es andere Einflussfaktoren auf die Inanspruchnahme, die vom Bedarf unabhängig sind.

Eine einfache Lösungsmöglichkeit wäre, Indikatoren des Angebots und der Inanspruchnahme auszuschließen. Wenn diese Variablen aber mit den übrigen Variablen Korrelationen aufweisen, was anzunehmen ist, führt dies zu Verzerrungen (omitted variable bias). Schokkaert und Van de Voorde (2006) schlagen daher vor, solche Variablen in die Regression einzubeziehen, sie anschließend aber durch Ansatz des Mittelwertes zu neutralisieren.

Stam, Van Vliet und Van de Ven (2010) weisen aber darauf hin, dass dies nur funktioniert, wenn das Modell durch die übrigen Variablen vollständig spezifiziert ist. Diese Annahme dürfte im vorliegenden Fall nicht erfüllt sein. Carr-Hill et al. (1994) empfehlen, in diesem Fall eine zwei-stufige Regression zu berechnen. In der ersten Stufe wird eine Regression durchgeführt, bei der die problematischen Angebotsvariablen durch die Instrumentenvariablen erklärt werden. In der zweiten Stufe wird dann eine Regression der Ausgaben auf sämtliche Variablen durchgeführt, wobei bei den Angebotsvariablen die tatsächlichen Werte durch die standardisierten Werte aus der ersten Regression ersetzt werden.

### Schlussfolgerungen

Wenn eine Berücksichtigung von Regionalmerkmalen auf der Einnahmeseite vorgenommen werden soll, setzt dies vor allem eine Definition und Abgrenzung der relevanten räumlichen Bezüge und der wichtigsten Einflussfaktoren voraus. In diesem Sinne hat der vorliegende Beitrag versucht, wesentliche Einflussfaktoren auf die Ausgaben auf der Ebene der Landkreise zu isolieren und die gemeinsamen Eigenschaften von Kreisen, die trotz Berücksichtigung der Unterschiede in Alter, Geschlecht und Morbidität überdurchschnittliche Ausgaben aufweisen, zu verstehen.

Die Instrumente hierzu waren zum einen eine Korrelationsanalyse zu den Einflussfaktoren und eine Analyse der deskriptiven Statistiken der Kreise mit hohen risikoadjustierten Ausgaben. Es bleibt zu betonen, dass Korrelation nichts über Kausalität aussagt. Auch können die Ergebnisse durch regionale Kodiervariationen, über die keine Erkenntnisse vorliegen, verzerrt sein. Aus diesem Grund sind die hier präsentierten Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren und können allenfalls Hinweise für den weiteren Forschungsbedarf geben.

Mit diesen Einschränkungen können folgende Schlüsse gezogen werden: Die Gesundheitsausgaben sind regional sehr unterschiedlich verteilt, wobei die Ausgaben im Landkreis mit den höchsten Pro-Kopf-Ausgaben etwa das 1,6-fache der Ausgaben im Landkreis mit den niedrigsten Pro-

Kopf-Ausgaben ausmachen. Die Faktoren, die diese Ausgabenunterschiede treiben, werden teilweise bereits jetzt im Risikostrukturausgleich berücksichtigt (Alter, Geschlecht, Morbidität). Trotzdem bleiben auch nach Adjustierung um diese Faktoren erhebliche Unterschiede bestehen.

Eine Charakterisierung der Kreise mit überdurchschnittlichen risikoadjustierten Ausgaben gibt einen Eindruck von den Faktoren, die hier möglicherweise eine Rolle spielen. Es sind überwiegend Regionen mit einer höheren Siedlungsdichte, einer überdurchschnittlichen, auf Dienstleistungen beruhenden Wirtschaftskraft und einem hohen Anteil an Einpersonenhaushalten. Einkommen und Bildungsstand sind überdurchschnittlich, allerdings auch die Arzt- und Bettendichte. Insgesamt erklären aber auch diese Faktoren nur einen geringen Anteil der beobachteten verbleibenden Ausgabenunterschiede.

Was bedeutet das für die zentrale Fragestellung zur Berücksichtigung von regionalen Unterschieden auf der Einnahmenseite? Wenn das Ziel besteht, regionale Unterschiede im Mittelbedarf auszugleichen, so ist zum einen festzustellen, dass mit der Einführung des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs ein wichtiger Schritt in diese Richtung gemacht wurde. Allerdings verbleiben danach weitere und nicht unerhebliche Unterschiede in den risikoadjustierten Ausgaben. Das analytische Problem besteht darin, dass diese Ausgabenunterschiede verschiedene Ursachen haben können. Neben Unterschieden im Bedarf – die über die erklärten Unterschiede in Alter, Geschlecht und Morbidität hinausgehen – können diese Unterschiede in den regionalen Kostenstrukturen (Angebotsdichte, Vergütungsniveau) oder in Unterschieden im Inanspruchnahmeverhalten begründet sein.

Tatsächlich gibt es Hinweise darauf, dass die untersuchten Unterschiede auch auf Kostenstrukturen (Arztdichte, Bettendichte) und Inanspruchnahme (indirekt über Bildung und Einkommen) beruhen können. Eine Trennung des Bedarfs von den Effekten der Ausgabenstrukturen und Inanspruchnahme ist aber methodisch extrem schwierig. Werden aber

Unterschiede in den Ausgabenstrukturen oder im Inanspruchnahmeverhalten mit ausgeglichen, besteht die Gefahr der Verfestigung bestehender Strukturen von Über-, Unter- und Fehlversorgung.

Selbst wenn dies gelänge, folgt daraus nicht automatisch, dass ein Ausgleich im Risikostrukturausgleich angezeigt ist. Der Risikostrukturausgleich ist eine Folgeregulierung des Solidarprinzips in der Gesetzlichen Krankenversicherung, das eine Differenzierung der Beiträge nach Risiko (beispielsweise Vorerkrankungen) nicht zulässt. Seine Aufgabe ist daher, aus Solidarbeiträgen versicherungsmathematisch kalkulierte Prämien zu machen. Die Frage, ob der regionale Bedarf eher im Rahmen einer regionalen Differenzierung der Beiträge oder durch ein Regionalmerkmal im Risikostrukturausgleich berücksichtigt werden sollte, ist somit eine Frage der Tragweite des Solidargedankens. Nur wenn aus Gründen der Solidarität – oder aus anderen beispielsweise regionalpolitischen Gründen – eine regionale Beitragsdifferenzierung abgelehnt wird, sollte über eine Berücksichtigung im Risikostrukturausgleich nachgedacht werden.

Die Form der Berücksichtigung sollte dann so gewählt werden, dass nur Unterschiede im regionalen Versorgungsbedarf, nicht aber Unterschiede in den regionalen Kostenstrukturen und Inanspruchnahmемustern ausgeglichen werden. Eine reine Orientierung an den Ausgaben wäre somit nicht angemessen. Auch müssten aussagekräftige regionale Einheiten definiert werden. Die hier präsentierten Analysen haben gezeigt, dass die regionale Problematik keine Frage der Bundesländer darstellt. In allen Flächenländern treten regionale Differenzierungen auf, die vermutlich auf ähnliche, bislang nicht berücksichtigte Faktoren zurückzuführen sind.

Vor allem aber bedeutet der geringe Erklärungsanteil der bislang zur Verfügung stehenden Variablen, dass die Frage einer adäquaten Abgrenzung von Beitragsregionen – entweder als Grundlage für eine Prämien-differenzierung oder als Grundlage eines Risikofaktors im Risikostrukturausgleich – nach wie vor nicht gelöst ist.

## Literatur

- Bauhoff, S. (2011): Do Health Plans Risk-Select? An Audit Study on Germany's Social Health Insurance. [scholar.harvard.edu/bauhoff/files/bauhoff\\_creamskimming.pdf](http://scholar.harvard.edu/bauhoff/files/bauhoff_creamskimming.pdf) (Download 1. Juli 2011).
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung – BBR (2010): Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung INKAR. Elektronische Ressource. Ausgabe 2010. Bonn 2010.
- Carr-Hill, R. A., T. A. Sheldon, P. Smith, S. Martin, S. Peacock und G. Hardman (1994): Allocating resources to health authorities: development of a method for small area analysis of use of inpatient services. *British Medical Journal*. 309. S. 1046-1049.
- City BKK (2011): City BKK wird geschlossen. Versicherte weiter abgesichert. Pressemitteilung vom 4. Mai 2011.
- Fisher, E. S., D. E. Wennberg, T. A. Stukel, D. J. Gottlieb, F. L. Lucas und E. L. Pinder (2003a): The Implications of Regional Variations in Medicare Spending. Part 1: The Content, Quality, and Accessibility of Care. *Annals of Internal Medicine* 138. S. 273-287.
- Fisher, E. S., D. E. Wennberg, T. A. Stukel, D. J. Gottlieb, F. L. Lucas und E. L. Pinder. (2003b): The Implications of Regional Variations in Medicare Spending. Part 2: Health Outcomes and Satisfaction with Care. *Annals of Internal Medicine*. 138. S. 288-298.
- Geyer, S. (2008): Sozialstruktur und Krankheit. *Bundesgesundheitsblatt*. 51. S. 1164-1172.
- Jacobs, K. (2010): Solidarität geht über Ländergrenzen. *Gesundheit und Gesellschaft*. 13 (11). S. 14-15.
- Jacobs, K., P. Reschke und J. Wasem (1998): Zur funktionalen Abgrenzung von Beitragsatzregionen in der gesetzlichen Krankenversicherung. Baden-Baden.
- Mielck A., und J. Heinrich (2002): Soziale Ungleichheit und die Verteilung umweltbezogener Expositionen. *Gesundheitswesen*. 62 (7). S. 405-416.
- Morgenstern, H. (1982): Uses of Ecologic Analysis in Epidemiologic Research. *American Journal of Public Health*. 72 (12). S. 1336-1344.



- Nocon, M., T. Keil, S. Willick (2007): Education, income, occupational status and health risk behaviour. *Journal of Public Health*. 15. S. 401-405.
- Otto, F., und D. Göppfarth (2010): Jahresausgleich 2007 – Daten und Fakten. In: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs und J. Wasem (Hrsg.): *Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2009/2010*. Heidelberg. S. 169-209.
- Reibling, N., und C. Wendt (2010): Bildungsniveau und Zugang zu Gesundheitsleistungen, *Gesundheitswesen*. 72 (8). S. 447-454.
- Robert-Koch-Institut (2008): *Migration und Gesundheit. Schwerpunktbericht der Gesundheitsberichterstattung des Bundes*. Berlin.
- Robert-Koch-Institut (2009): *20 Jahre nach dem Fall der Mauer: Wie hat sich die Gesundheit in Deutschland entwickelt? Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes*. Berlin.
- Schlingensiepen, I. (2011): Teure regionale Leistungsstrukturen bringen die Vereinigte IKK ins Schleudern. *Ärzte-Zeitung*. 5. Mai 2011. S. 2.
- Schmidt, D., R. Wittmann und D. Göppfarth (2010): Datenmeldungen für den morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich. In: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs und J. Wasem (Hrsg.): *Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2009/2010*. Heidelberg. S. 211-240.
- Schokkaert, E., und C. Van de Voorde (2006): Incentives for Risk Selection and Omitted Variables in the Risk Adjustment Formula. *Annales d'économie et de statistique*. 83/84. S. 327-351.
- Stam, P., R. C. J. A. Van Vliet und W. P. M. M. Van de Ven (2010): A limited sample benchmark approach to assess and improve the performance of risk equalization models. *Journal of Health Economics*. 29 (3). S. 426-437.
- Stillfried, D., und T. Czihal (2011): Finanzierung der Versorgung noch nicht bedarfsgerecht. *Die Krankenversicherung*. 63 (2). S. 44-48.
- Tebarts, K. (2009): Sozialer Status und Morbidität: Eine empirische Analyse auf Basis des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs. In: U. Repschläger (Hrsg.): *BARMER Gesundheitswesen aktuell*. Wuppertal. S. 68-88.

- Wasem, J., S. Greß und K. Jacobs (2007): Gesundheitsfonds und Regionaldebatte I: Ordnungspolitischer Rahmen. In: D. Göppfarth, S. Greß, J. Jacobs und J. Wasem (Hrsg.): Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Sankt Augustin. S. 139-162.
- Welch, H. G., S. M. Sharp, D. J. Gottlieb, J. S. Skinner und J. E. Wennberg (2011): Geographic Variation and Risk of Death Among Medicare Beneficiaries. In: Journal of the American Medical Association. 305 (11). S. 1113-1118.
- Wille, E., und U. Schneider (1997): Zur Regionalisierung in der gesetzlichen Krankenversicherung. In: Recht und Politik im Gesundheitswesen. 2 (4). S. 141-158.