

Benček, David; Klodt, Henning

Research Report

Klinikentgelte in den Bundesländern: Kostengerecht oder wettbewerbsverzerrend?

Kieler Beiträge zur Wirtschaftspolitik, No. 10

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Benček, David; Klodt, Henning (2017) : Klinikentgelte in den Bundesländern: Kostengerecht oder wettbewerbsverzerrend?, Kieler Beiträge zur Wirtschaftspolitik, No. 10, Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/157939>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

KIELER BEITRÄGE ZUR WIRTSCHAFTSPOLITIK

**Klinikentgelte in
den Bundesländern:**

**Kostengerecht oder
wettbewerbsverzerrend?**



Nr. 10 März 2017

David Benček und Henning Klodt

Herausgeber:

Institut für Weltwirtschaft (IfW)
Kiellinie 66, D–24105 Kiel
T +49 431 8814–1
F +49 431 8814–500

Schriftleitung:

Dr. Klaus Schrader (V.i.S.d. § 6 MDStV)
Das Institut für Weltwirtschaft ist eine
rechtlich selbständige Stiftung des öffentlichen
Rechts des Landes Schleswig-Holstein

Redaktion:

Ilse Büxenstein-Gaspar, M.A.

Umsatzsteuer ID:

DE 251899169

Das Institut wird vertreten durch:

Prof. Dennis J. Snower, Ph.D. (Präsident)

Zuständige Aufsichtsbehörde:

Ministerium für Soziales, Gesundheit,
Wissenschaft und Gleichstellung des Landes
Schleswig-Holstein

Bilder/Fotos:

Cover: © babimu - Fotolia.com

© 2017 Institut für Weltwirtschaft (IfW)
Alle Rechte vorbehalten.

David Benček, Henning Klodt

Klinikentgelte in den Bundesländern: Kostengerecht oder wettbewerbsverzerrend?

Inhaltsverzeichnis

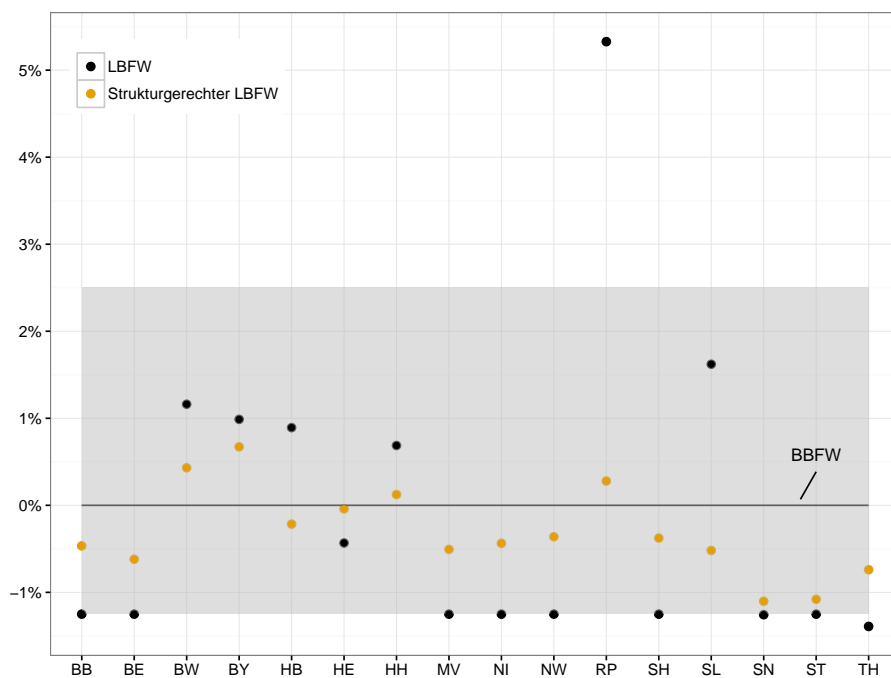
Executive Summary	2
1 Einführung	4
2 Methodik	5
2.1 Grundmodell	5
3 Daten	6
4 Analyse	10
4.1 Basisspezifikation	10
4.2 Sensitivitätstests	13
4.3 Kostengerechter Landesbasisfallwert	15
5 Zur Anreizeffizienz regional differenzierter Leistungsentgelte	17
5.1 Marktunvollkommenheiten im Gesundheitssektor	17
5.2 Anreizeffiziente Entgeltegelierung	18
5.3 Regional differenzierte Finanzkraft der Kostenträger	19
5.4 Fazit	21
A Tabellen und Abbildungen	24
B Verwendete Software	26

Executive Summary^{*}

- (1) Die Landesbasisfallwerte (LBFW) des Jahres 2014 weisen keinen statistisch signifikanten Zusammenhang mehr mit den auf Krankenhausebene beobachtbaren Kosten auf (vgl. Abschnitt 4.1).
- (2) Die nach wie vor bestehenden Unterschiede in den LBFW spiegeln nicht die gegenwärtige Kostenstruktur der Kliniken in den Bundesländern wider (vgl. Abschnitt 4.3).
- (3) Einzig krankenhausspezifische und strukturelle Merkmale der Regionen können die unterschiedlichen LBFW im Ansatz erklären. Insgesamt lassen sich jedoch nur etwa 23 % der Variation in den LBFW mithilfe dieser Indikatoren erklären. Daher gehen mehr als 75 % der Variation entweder auf andere, nicht gemessene Faktoren zurück oder sind gar willkürlicher Natur (vgl. Seite 15).
- (4) Die auf Grundlage dieser Analyse berechneten *strukturgerechten* LBFW für das Jahr 2014 liegen in einem Korridor um den Bundesbasisfallwert (BBFW), der enger ist als der gesetzlich festgelegte Korridor (vgl. Abbildung 1). Letzterer wurde bereits mit einer Übergangsfrist bis zum Jahr 2021 auf 3,52 % reduziert. Bei strukturgerechter Ermittlung hätte sich für 2014 ein Korridor von 1,77 % ergeben (+0,67 % und -1,1 % um den Bundesbasisfallwert). Gleichzeitig hätte sich eine andere Rangfolge der LBFW innerhalb dieses Korridors ergeben.
- (5) Schleswig-Holsteins *strukturgerechter* LBFW hätte 2014 um 0,9 % über dem tatsächlichen LBFW gelegen, d.h., er hätte nicht um 1,25 % sondern nur um 0,37 % unter dem Bundesbasisfallwert gelegen (vgl. Tabelle 4).
- (6) Auch mit der unterschiedlichen Finanzkraft der Kostenträger lässt sich die Differenzierung der Fallwertpauschalen nach Bundesländern nicht begründen, denn eine solche Differenzierung wäre gesamtwirtschaftlich ineffizient. Außerdem sind die Beitragseinnahmen der meisten Krankenkassen als Hauptkostenträger ohnehin breit über Ländergrenzen hinweg gestreut und verbleibende Einnahmeunterschiede werden durch den Gesundheitsfonds ausgeglichen (vgl. Abschnitt 5.3).
- (7) Nach der ökonomischen Theorie anreizeffizienter Regulierung erscheint eine Fortsetzung des Konvergenzprozesses hin zu einer bundeseinheitlichen Pauschale sinnvoll (vgl. Abschnitt 5.2).

^{*}Dieser Beitrag wurde erstellt auf Grundlage eines Gutachtens des Instituts für Weltwirtschaft im Auftrag des Universitätsklinikums Schleswig-Holstein (UKSH). Wir danken dem Präsidium des UKSH und der Kanzlei Weissleder Ewer für vielfältige konstruktive Anregungen und Diskussionen.

Abbildung 1: Tatsächliche und strukturgerechte Landesbasisfallwerte 2014



Zur Orientierung ist der gesetzliche Korridor um den Bundesbasisfallwert abgebildet. Bundesländer sind wie folgt abgekürzt: BB—Brandenburg, BE—Berlin, BW—Baden-Württemberg, BY—Bayern, HB—Bremen, HE—Hessen, HH—Hamburg, MV—Mecklenburg-Vorpommern, NI—Niedersachsen, NW—Nordrhein-Westfalen, RP—Rheinland-Pfalz, SH—Schleswig-Holstein, SL—Saarland, SN—Sachsen, ST—Sachsen-Anhalt, TH—Thüringen.

Quelle: FDZ (2014); AOK-Bundesverband (2016); eigene Berechnung.

1 Einführung

Die Kliniken in Deutschland erhalten für ihre Gesundheitsleistungen Vergütungen, die nach einem diagnoseorientierten Fallpauschalensystem berechnet werden. Die für die einzelnen Kliniken festgesetzten Basisfallwerte wurden zum Jahr 2010 auf Länderebene zu Landesbasisfallwerten (LBFW) vereinheitlicht. Dieses Gutachten geht der Frage nach, ob die unterschiedlich hohen LBFW durch systematische Kostenunterschiede zwischen den Bundesländern zu erklären sind. Insbesondere wird nachfolgend ermittelt, ob der im Ländervergleich niedrige LBFW Schleswig-Holsteins geringere Kosten widerspiegelt oder eine Wettbewerbsverzerrung zulasten der schleswig-holsteinischen Kliniken darstellt.

Die Krankenhausvergütung wurde im Jahr 2004 auf das DRG-System (Diagnosis Related Groups) umgestellt, dessen Relativgewichte unterschiedlicher Leistungen einen objektiven Vergleich abgerechneter Kosten in Form von krankenhausspezifischen Basisfallwerten ermöglichen sollten.¹ In der Anfangsphase des Fallpauschalensystems variierten diese Basisfallwerte stark. Während einer gesetzlich vorgesehenen Konvergenzphase in den Jahren 2005 bis 2009 näherten sich die individuellen Basisfallwerte jeweils festgelegten Landesbasisfallwerten an. Von einer bundesweiten Konvergenz wurde jedoch abgesehen, um Charakteristika der Länder angemessen berücksichtigen zu können, wobei allerdings keine systematische Ursache der Länderunterschiede bekannt war. Dennoch wurden die einzelnen LBFW ab dem Jahr 2010 schrittweise an einen Korridor um einen bundesweiten Basisfallwert angepasst. Die Korridor Grenzen lagen bei +2,5 % und -1,25 %. Mit Wirkung ab dem 1. Januar 2016 wurde die untere Korridor Grenze auf 1,02 % angehoben, um die Unterschiede zwischen den LBFW weiter zu verringern.

Die Unterschiede in den Basisfallwerten wurden bereits in einer RWI-Studie von Augurzky und Schmitz (2013) auf ihre Ursachen untersucht. In ihrer Analyse zeigen die Autoren auf, dass im Jahr 2007 nur bis zu 33 % der Variation in den LBFW durch ökonomische Faktoren erklärt werden können.²

Unser Gutachten stellt eine Aktualisierung der zentralen Analysebestandteile von Augurzky und Schmitz (2013) mit Daten des Jahres 2014 dar. Insbesondere bedeutet dies, dass wir bei der statistischen Analyse strikt der Studie des RWI folgen, um vergleichbare Ergebnisse zu erhalten. Es werden keine neuen Methoden zur Erklärung der Variation in den LBFW oder zur Effizienzmessung einzelner Krankenhäuser entwickelt. Stattdessen stellt diese Aktualisierung eine Möglichkeit dar, den andauernden Konvergenzprozess der Basisfallwerte abzuschätzen und zu überprüfen, ob die historischen Kostenunterschiede, die den unterschiedlich hohen LBFW zugrunde liegen, noch immer bestehen. Darüber hinaus

¹Näher erläutert wird das System der DRG-Vergütung bei Bäuml *et al.* (2016).

²Die bevorzugte Modellspezifikation von Augurzky und Schmitz (2013) erklärt rund 22 % der beobachteten Variation. Nur unter Berücksichtigung der kumulierten Fördermittel auf Landesebene konnten Augurzky und Schmitz etwa ein Drittel der Unterschiede in den LBFW für das Jahr 2007 erklären.

gehen wir jedoch zusätzlich auf den schleswig-holsteinischen LBFW ein und analysieren, ob die Unterschiede in den Basisfallwerten durch entsprechende Kostenunterschiede gerechtfertigt sind.

Das Gutachten ist folgendermaßen strukturiert: Abschnitt 2 beschreibt die angewandte Methodik zur statistischen Analyse, die dem Vorgehen von Augurzky und Schmitz (2013) folgt. Anschließend legt Abschnitt 3 dar, welche Daten zur Analyse verwendet werden, und präsentiert deskriptive Statistiken für einen ersten Einblick. Abschnitt 4 analysiert die vorgestellten Daten mithilfe der beschriebenen Modelle und stellt deren Ergebnisse dar. Anschließend geht er auf die Implikationen für das Land Schleswig-Holstein ein. Im abschließenden Abschnitt 5 diskutieren wir aus industrieökonomischer Perspektive die Differenzierung der Basisfallwerte nach Ländern.

2 Methodik

Wie auch Augurzky und Schmitz (2013) analysiert dieses Gutachten mögliche Einflussfaktoren auf Unterschiede in den LBFW im Rahmen eines statistischen Modells. Darin soll gezeigt werden, wie groß der Anteil der beobachteten Unterschiede ist, welcher durch messbare Faktoren erklärt werden kann.

2.1 Grundmodell

Der Hauptfaktor zur Erklärung von Unterschieden in den LBFW ist die Kostenstruktur der Krankenhäuser in den einzelnen Bundesländern. Die möglichen Gründe für unterschiedliche Kosten sind vielfältig und werden detailliert in der Analyse berücksichtigt:

- (1) Regionale Preisunterschiede in den Inputfaktoren (beispielsweise bei Löhnen oder verwendetem Material) können zu unterschiedlichen hohen Kosten bei gleicher Leistung und Effizienz führen.
- (2) Strukturelle Unterschiede können Ursache höherer Kosten sein: Beispielsweise sind die Demografie der Patienten, die Lage in einer ländlichen oder städtischen Region, der Spezialisierungsgrad und die Größe der Klinik potenzielle Einflussfaktoren.

Der grundlegende Analyseansatz verwendet daher Informationen zu Kosten von Krankenhäusern eines Bundeslands sowie zu relevanten Strukturgrößen (z.B. dem Grad der Ländlichkeit oder der Altersstruktur in der Region), um im Rahmen eines Regressionsmodells die Variation der Landesbasisfallwerte zu erklären. Formal lautet das Grundmodell

$$\text{LBFW}_j = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Kosten}_j + \alpha_2 \text{Strukturvariablen}_j + \varepsilon_j, \quad (1)$$

wobei LBFW_j den Landesbasisfallwert und Kosten_j die durchschnittlichen Kosten je Case-mix-Punkt in Bundesland j abbilden. Kosten_j berücksichtigt implizit bereits Preisunterschiede zwischen den Bundesländern. Um die einzelnen Länder darüber hinaus besser

vergleichbar zu machen, beziehen wir mithilfe von Strukturvariablen_j auch strukturelle Unterschiede mit ein, u.a. den Grad der Ländlichkeit, das durchschnittliche Haushaltseinkommen und den Anteil von Personen älter als 65 Jahre (eine Übersicht und Beschreibung aller Kontrollvariablen zeigt Tabelle A.1 im Anhang).

Der Fehlerterm ε_j fängt alle übrigbleibenden Residuen zu den jeweiligen LBFW auf, die nicht durch die miteinbezogenen Variablen erklärt werden können. Genau an diesem unerklärbaren Teil der Variation in den LBFW sind wir im Rahmen dieses Gutachtens interessiert. Letztere messen wir mithilfe der Varianz als

$$\sigma_{\text{LBFW}}^2 = \frac{1}{16} \sum_{j=1}^{16} (\text{LBFW}_j - \overline{\text{LBFW}})^2, \quad (2)$$

wobei $\overline{\text{LBFW}}$ den durchschnittlichen LBFW über alle Bundesländer bezeichnet. Nach Schätzung von Gleichung (1) erhalten wir die Residuen $\hat{\varepsilon}_j$. Diese nutzen wir, um durch

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \frac{1}{16} \sum_{j=1}^{16} \hat{\varepsilon}_j^2 \quad (3)$$

die unerklärte Variation zu messen, die wir schließlich ins Verhältnis setzen können zur gesamten Variation der LBFW. Somit gibt die Differenz $1 - \sigma_{\varepsilon}^2 / \sigma_{\text{LBFW}}^2$ den prozentualen Anteil der Variation an, der durch unser Modell und seine Variablen erklärt werden kann.

Das beschriebene Grundmodell hat aus statistischer Perspektive den Makel, dass insgesamt nur 16 Beobachtungen (jedes Bundesland entspricht einer Beobachtung) für die Schätzung zur Verfügung stehen. Da jedoch die Anzahl der zu berücksichtigenden Variablen schnell die Zahl der Bundesländer übersteigt, wenn wir das Modell korrekt spezifizieren und relevante Strukturvariablen miteinbeziehen, ist es erforderlich, die Analyse nicht auf Bundesland-, sondern auf disaggregierter Krankenhausebene durchzuführen. Das dadurch entstehende Modell lautet

$$\text{LBFW}_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{Kosten}_{ij} + \beta_2 \text{Strukturvariablen}_{ij} + u_{ij} \quad (4)$$

und schätzt analog zu Gleichung (1) den Zusammenhang der LBFW mit Kosten und Strukturvariablen, nun allerdings für jedes Krankenhaus i in Bundesland j .

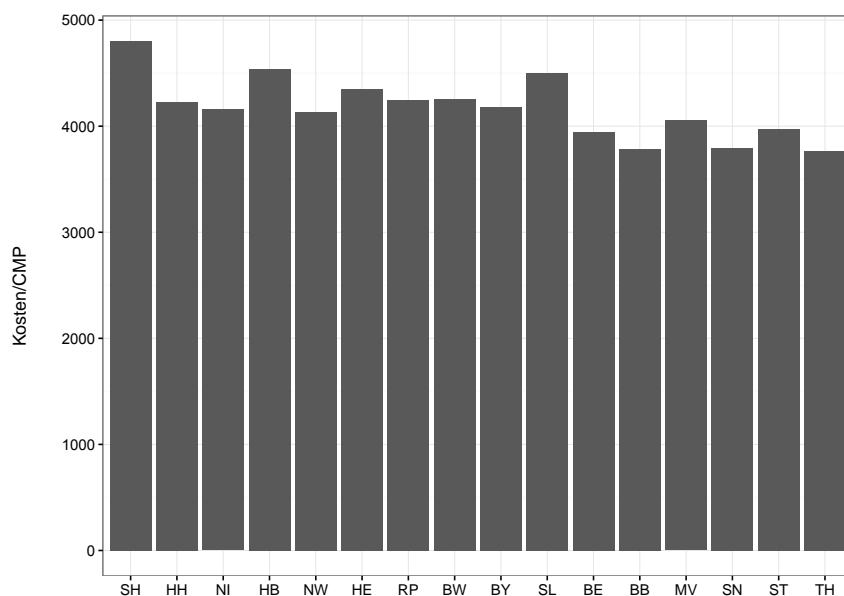
Um von der Krankenhausebene wiederum Rückschlüsse auf Bundeslandebene ziehen zu können, folgen wir Augurzky und Schmitz (2013) und gewichten die einzelnen Beobachtungen mit dem krankenhausspezifischen Casemix-Anteil im jeweiligen Bundesland

$$g_{ij} = \frac{\text{CM}_{ij}}{\sum_{i \in j} \text{CM}_{ij}}. \quad (5)$$

3 Daten

Hauptdatenquelle der nachfolgenden Analyse ist die amtliche Krankenhausstatistik für das Jahr 2014. Diese beinhaltet Grund-, Kosten- und Diagnosedaten von 1982 Kranken-

Abbildung 2: Kosten je Casemix-Punkt auf Bundeslandebene 2014 (mit Casemix auf Einrichtungsebene gewichtet)



Abkürzung der Bundesländer entsprechend der Liste in Abbildung 1.

Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

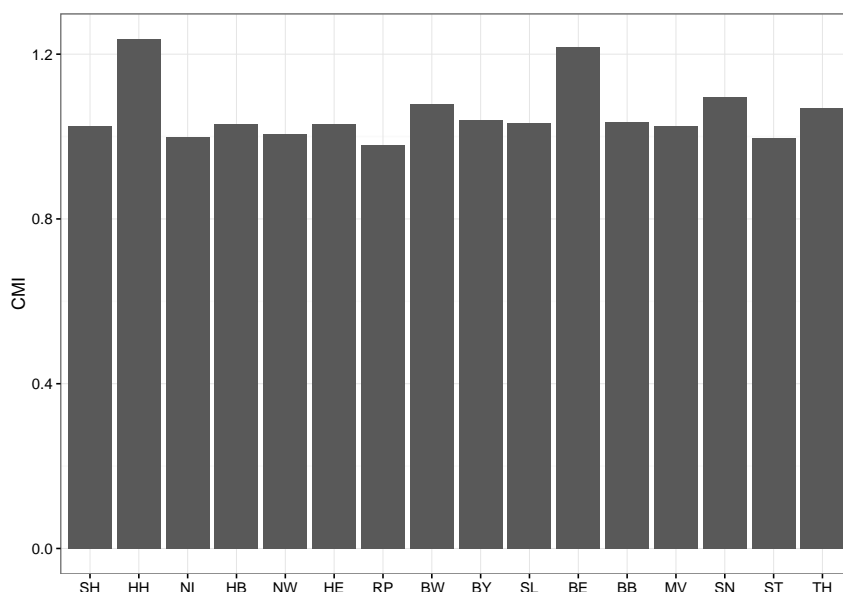
häusern im Bundesgebiet, auf die wir über das Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder zugreifen (FDZ 2014).

Landesbasisfallwerte: Die zu erklärende Variable unserer Analyse ist der LBFW des Jahres 2014. Wir verwenden die vom AOK-Bundesverband (2016) veröffentlichten LBFW mit Ausgleichen und ordnen diese anhand des Regionalschlüssels den Einrichtungen der anonymisierten Krankenhausstatistik zu. Abbildung 4 gibt einen Überblick zur Entwicklung der einzelnen Landesbasisfallwerte seit dem Jahr 2010.

Kosten: Da das Hauptaugenmerk dieses Gutachtens auf dem empirischen Zusammenhang von Kosten und Landesbasisfallwerten liegt, ist die wichtigste erklärende Variable die Höhe der Kosten in den einzelnen Krankenhäusern. Hierfür nutzen wir die „bereinigten Gesamtkosten“ aus der Krankenhausstatistik, welche die Brutto-Gesamtkosten abzüglich der Kosten für Ambulanz, Ausbildung, Forschung und Lehre sowie sonstiger Abzüge widerspiegeln. Wie Abbildung 2 zeigt, sind in Schleswig-Holstein die höchsten Kosten je Casemix-Punkt zu beobachten, dicht gefolgt von Bremen und dem Saarland. Dagegen verzeichnen Brandenburg, Sachsen und Thüringen die niedrigsten Kosten je Casemix-Punkt.

Output: Als Output der Krankenhäuser in der Effizienzanalyse sowie als Gewichtungsfaktor im Grundmodell verwenden wir den sogenannten Casemix, d.h. die mit ihrer jeweiligen Fallschwere gewichtete Anzahl der Fälle. Hierfür verwenden wir den Casemix-Index

Abbildung 3: Geschätzter Casemix-Index auf Bundeslandebene 2014 (mit Casemix auf Einrichtungsebene gewichtet)



Abkürzung der Bundesländer entsprechend der Liste in Abbildung 1.

Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

(CMI) jedes Krankenhauses, der die durchschnittliche Fallschwere angibt, und multiplizieren ihn mit der Gesamtzahl der Fälle, die wir der Krankenhausstatistik entnehmen. Der CMI ist nicht Teil der amtlichen Krankenhausstatistik, wurde in der Vergangenheit jedoch regelmäßig aus Daten des wissenschaftlichen Instituts der AOK (WIdO) entnommen und zugespielt. In diesem Zuge wurde eine Methode entwickelt, basierend auf Informationen zur Hauptdiagnose, zum Alter, Geschlecht und zur Verweildauer der Fälle den Schweregrad und somit den CMI eines Krankenhauses zu schätzen (vgl. hierzu Werblow und Schoffer 2009; bzw. auch Werblow und Schoffer 2010). Dieser geschätzte CMI wird als externe Datenquelle vom Forschungsdatenzentrum bereitgestellt und den einzelnen Krankenhäusern zugespielt. Abbildung 3 zeigt den CMI im Ländervergleich. Hamburg und Berlin weisen die höchsten gewichteten CMI-Durchschnitte auf, die Varianz unter den übrigen Bundesländern ist dagegen nur gering.

Regionaldaten: Da wir Krankenhäuser in unterschiedlichen Regionen Deutschlands vergleichbar machen müssen, kontrollieren wir für die im Abschnitt 2.1 beschriebenen Strukturmerkmale. Hierzu verwenden wir Indikatoren auf Kreisebene, die der INKAR-Datenbank des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung entstammen (BBSR 2016). Die Daten stehen zwar nur für das Jahr 2013 zur Verfügung, innerhalb eines Jahres sollten sich die einzelnen Indikatoren jedoch nur unwesentlich verändert haben. Darüber hinaus

geht es darum, relative Unterschiede zwischen den Krankenhausregionen auszugleichen, sodass die Differenz eines Jahres zwischen den Krankenhaus- und den Strukturdaten keinen Einfluss auf die Ergebnisse haben sollte.

Datenbereinigung: Die verwendeten Mikrodaten der amtlichen Krankenhausstatistik ermöglichen umfassende und detaillierte gesundheitsökonomische Analysen. Um dabei sicherzustellen, dass die Auswertung nicht durch fehlende Daten, Ausreißer oder widersprüchliche Angaben beeinträchtigt wird, können nicht alle Beobachtungen miteinbezogen werden, und die Rohdaten müssen zunächst bereinigt werden. Auch hier orientieren wir uns am Gutachten von Augurzky und Schmitz (2013). Zunächst beschränken wir unsere Analyse auf Allgemeinkrankenhäuser und schließen rein psychiatrische Kliniken aus. Anschließend entfernen wir Krankenhäuser, deren Gesamtkosten fehlen oder mit Null angegeben sind, aus dem Datensatz. Desweiteren erhalten einzelne Krankenhäuser mit unplausibel hohen oder niedrigen Gesamtkosten einen getrimmten Wert. Dazu bestimmen wir in einem ersten Schritt das 1 %- und 99 %-Quantil der Kostenverteilung. Krankenhäuser, deren Kosten diese Obergrenze (Untergrenze) überschreitet (unterschreitet), erhalten im zweiten Schritt den Wert des 99 %-Quantils (1 %-Quantils).

Tabelle 1: Auswirkungen der strengeren Datenbereinigung

Bundesland	Beobachtungen	davon plausibel	Anteil
Schleswig-Holstein	61	40	66 %
Hamburg	45	27	60 %
Niedersachsen	167	147	88 %
Bremen	12	12	100 %
Nordrhein-Westfalen	301	295	98 %
Hessen	134	108	81 %
Rheinland-Pfalz	74	69	93 %
Baden-Württemberg	205	153	75 %
Bayern	302	244	81 %
Saarland	20	20	100 %
Berlin	70	38	54 %
Brandenburg	51	42	82 %
Mecklenburg-Vorpommern	33	29	88 %
Sachsen	70	66	94 %
Sachsen-Anhalt	40	36	90 %
Thüringen	40	38	95 %
Gesamt	1625	1364	84 %

Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen führen wir zusätzlich eine umfassendere Bereinigung der Daten durch. Dabei werden weitere Beobachtungen entfernt, die keine Angaben zu einzelnen Kostenarten enthalten bzw. einen Wert von Null aufweisen.

Mithilfe der Daten zu den jeweiligen Personalkosten und Beschäftigten in Vollzeitäquivalenten (VZÄ) verzichten wir aus Plausibilitätsgründen dann zudem auch auf Krankenhäuser,

- (1) deren Daten höhere Kosten im Pflegedienst (je VZÄ) als Kosten im ärztlichen Dienst (je VZÄ) aufweisen,
- (2) deren Kosten im ärztlichen Dienst (je VZÄ) 400 000 € übersteigen,
- (3) deren Kosten im Pflegedienst (je VZÄ) 150 000 € übersteigen,
- (4) deren Bettenzahl, Fallzahl und Verweildauern außerhalb des jeweiligen 1 %- bzw. 99 %-Quantils aller Krankenhäuser liegt.

Dadurch werden zum einen Messfehler vermieden und zum anderen hochspezialisierte Krankenhäuser von der Analyse ausgeschlossen. Die Zahl der Beobachtungen sinkt im Zuge dieser strengeren Bereinigung von 1625 auf 1364. In Schleswig-Holstein verbleiben dabei 40 der ursprünglich 61 Kliniken im Datenbestand. Dieser „kleine Datensatz“ wird für einen Sensitivitätstest der Basisspezifikation herangezogen.

4 Analyse

Seit Ende der ersten Konvergenzphase im Jahr 2010 sind die Unterschiede zwischen den einzelnen LBFW weiter zurückgegangen. Lagen vor allem in den Jahren 2010 und 2011 bis zu 50 % der LBFW unterhalb des Korridors um den bundesweiten Basisfallwert, liegt aktuell im Jahr 2016 nur noch Hessen knapp unter dieser Schwelle (nach Berücksichtigung von Ausgleichen). Wie Abbildung 4 zeigt, konvergierten fast alle LBFW in Richtung des BBFW – die einzige Ausnahme bildet Rheinland-Pfalz, dessen LBFW einen nahezu konstanten Abstand zur Korridorobergrenze wahrt.

Um zu klären, ob die noch immer vorliegende Varianz in den LBFW Struktur- und Kostenunterschiede zwischen den Bundesländern widerspiegelt, wird nachfolgend auf die Ergebnisse der in Abschnitt 2 beschriebenen Analyse eingegangen.

4.1 Basisspezifikation

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der multivariaten Regression des Landesbasisfallwerts auf die Kosten je Casemix-Punkt sowie weitere Kontrollvariablen. Wir schätzen hierfür die in Abschnitt 2.1 beschriebene Gleichung (4). Durch die Gewichtung mit dem jeweiligen Casemix erhalten dabei größere Kliniken ein höheres Gewicht in der Regression. Die vier unterschiedlichen Spezifikationen in Tabelle 2 unterscheiden sich dadurch, dass wir dem Modell schrittweise Kontrollvariablen hinzufügen, die für eine bessere Vergleichbarkeit der Kliniken sorgen sollen.

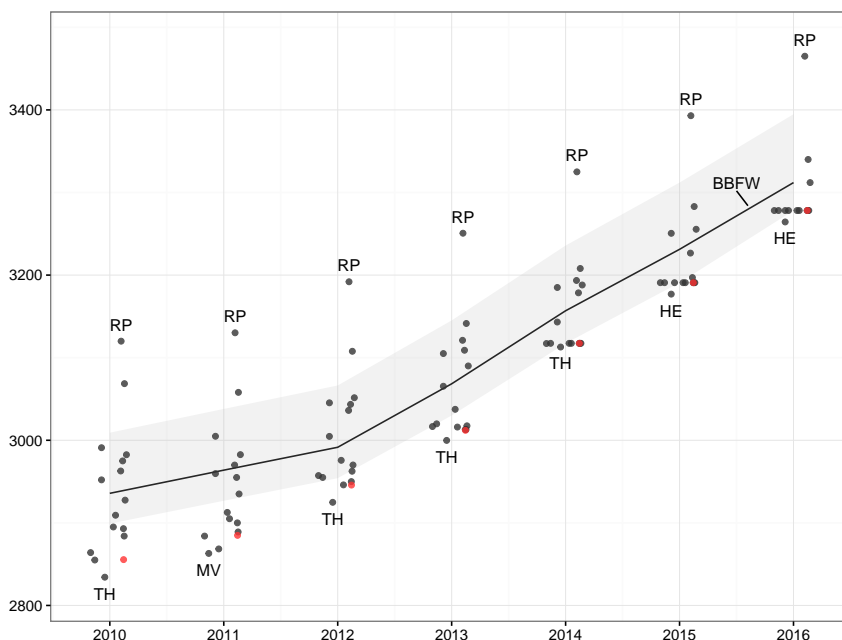
Tabelle 2: Basisspezifikation des Regressionsmodells

	(1)	LBFW (2)	(3)
Bereinigte Gesamtkosten je CMP	703.151* (419.691)	730.446* (424.212)	266.149 (378.359)
Universitätsklinikum		2.018 (3.855)	16.322** (6.593)
Anteil Betten Psychiatrie		-6.115** (2.74)	0.445 (2.558)
Krankenhausgröße klein		2.258 (3.888)	0.434 (3.698)
Krankenhausgröße mittel		-4.682 (3.177)	-5.547* (2.934)
Haushaltseinkommen			30.086*** (2.511)
Anteil Einwohner über 65			-22.155*** (2.616)
Hausarztichte			3.451 (3.159)
Facharztichte			15.178*** (4.486)
Krankenhausdichte			16.955*** (2.922)
Krankenhäuserreichbarkeit in Minuten			27.403*** (4.187)
Ländlich			0.839 (3.603)
Privat			-13.412*** (3.163)
Anteil Intensivbetten			1.256 (3.318)
Anteil Ambulanz, F+L, Ausbildung			-15.873*** (2.968)
Bettenauslastung			-10.891** (5.406)
Konstante	3147.013*** (3.376)	3148.901*** (3.708)	3088.144*** (20.856)
N	1615	1615	1615
AIC	18624.25	18623.81	18242.51
R ²	0.0017	0.0069	0.2264

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. Standardfehler in Klammern. Regressionen gewichtet mit Casemix. Koeffizienten sind mit der zweifachen Standardabweichung der jeweiligen Variablen skaliert.

Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

Abbildung 4: Entwicklung der Basisfallwerte 2010–2016



Punkte zeigen Landesbasisfallwerte im jeweiligen Jahr, Linie und grauer Bereich kennzeichnen den Bundesbasisfallwert (BBFW) und seinen Korridor. Die Bundesländer mit dem jeweils höchsten bzw. niedrigsten Wert eines Jahres sind gekennzeichnet; Landesbasisfallwerte Schleswig-Holsteins sind rot.

Quelle: AOK-Bundesverband (2016); eigene Darstellung.

In einer ersten Spezifikation berücksichtigen wir nur die Kostenvariable und schätzen ihren Einfluss auf den LBFW. Während dieser Effekt bei Augurzky und Schmitz (2013) für das Jahr 2007 zwar klein, aber in hohem Maße signifikant war, können wir im Modell (1) keinen Zusammenhang in den Daten des Jahres 2014 finden, der eine statistisch fundierte Aussage über den Einfluss der Kosten auf den jeweiligen LBFW erlaubt. Zwar schätzt Modell (1) einen positiven Koeffizienten für die Kostenvariable, jedoch ist dieser nur auf dem 10 %-Niveau signifikant und liegt somit jenseits der in der wissenschaftlichen Praxis verwendeten 5 %-Schwelle. Hinzu kommt der geringe Wert der erklärten Varianz des Modells: Das R^2 beträgt nur rund 0,2 % und zeigt an, dass 99,8 % der beobachteten Varianz auf Krankenhausebene nicht durch die Kosten je Casemix-Punkt erklärt werden können. Dies bedeutet, dass zumindest ohne Berücksichtigung weiterer Strukturunterschiede zwischen den Bundesländern kein systematischer Zusammenhang mehr zwischen den Kosten der einzelnen Kliniken und dem für das jeweilige Bundesland vereinbarten LBFW besteht.

Ein solches Ergebnis ist nicht überraschend, da unserer Analyse kaum Varianz zur Verfügung steht, die es zu erklären gilt. Dass diese dann gerade den Kostenunterschieden zwischen den Bundesländern entsprechen soll, ist nach der umfassenden Konvergenz, die strukturelle Veränderungen in den einzelnen Kliniken angestoßen hat, kaum zu erwarten –

insbesondere deshalb, weil sich Kliniken in den Bundesländern natürlich nicht einheitlich verhalten und auf Marktveränderungen auf unterschiedliche Art und in unterschiedlichem Ausmaß reagiert haben.

Um derartige strukturelle Unterschiede besser aufzufangen und damit die Vergleichbarkeit der einzelnen Krankenhäuser – und damit auch der Bundesländer – zu erhöhen, fügen wir in den Modellen (2) und (3) weitere Kontrollvariablen hinzu. Dieser Schritt bestätigt jedoch unser vorläufiges Ergebnis und zeigt: Die bereinigten Kosten je Casemix-Punkt haben keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Höhe des Landesbasisfallwerts. Unter Berücksichtigung aller betrachteten Kontrollvariablen in Modell (3) verliert der geschätzte Koeffizient der Kostenvariable selbst die Signifikanz auf dem 10 %-Niveau, da die übrigen Variablen die beobachtete Varianz der LBFW besser erklären können. Die Aufnahme einzelner Strukturvariablen erhöht die Vergleichbarkeit der Krankenhäuser und sorgt dafür, dass bis zu 23 % der beobachteten Varianz im Rahmen des Modells erklärt werden. Für das Argument, höhere LBFW in einzelnen Ländern seien notwendig, um strukturell bedingte höhere Kosten auszugleichen, finden wir jedoch keine Hinweise.

4.2 Sensitivitätstests

Um die Robustheit der Ergebnisse aus der Basisspezifikation zu testen, führen wir in diesem Abschnitt Sensitivitätstests des Modells (3) durch, da dieses den höchsten Erklärungsgehalt besitzt. Im einzelnen variieren wir die Spezifikation der Kostenvariable, betrachten einzelne Kostenbestandteile und beschränken die Analyse auf den „kleinen Datensatz“, der nur Beobachtungen enthält, die strengen Plausibilitätsanforderungen genügen.

Zunächst setzen wir zur einheitlichen Messung die bereinigten Kosten nicht ins Verhältnis zum jeweiligen Casemix-Volumen, sondern berechnen die durchschnittlichen Kosten je Fall. Dadurch kann überprüft werden, ob die bisherigen Ergebnisse vom geschätzten Casemix-Index getrieben werden. Modell (4) in Tabelle 3 zeigt das Ergebnis dieser Regression: Die Kosten je Fall üben keinen signifikanten Effekt auf die Höhe des LBFW aus. Der Einfluss aller übrigen Kontrollvariablen bleibt unverändert im Vergleich zu Modell (3).

In den Modellen (5) und (6) unterscheiden wir einzelne Kostenbestandteile der bereinigten Gesamtkosten, um deren mögliche Einflüsse auf die Höhe des LBFW empirisch voneinander trennen zu können. Dabei teilen wir zunächst die gesamten Kosten in Personal- und Sachkosten je Casemix-Punkt auf. Mithilfe dieser differenzierten Spezifikation sehen wir erstmals einen signifikanten Zusammenhang zwischen Kosten und der Höhe des LBFW: Höhere Personalkosten sind mit höheren Landesbasisfallwerten verbunden, bei Sachkosten ist der Effekt umgekehrt. Allerdings ist hier zu beachten, dass der Effekt beider Variablen überaus gering ist. Die Regressionskoeffizienten sind mit der zweifachen Standardabweichung der jeweiligen Variablen skaliert. Wenn daher die Personalkosten je Casemix-Punkt eines Krankenhauses den bundesweiten Mittelwert um die zweifache Standardabweichung aller Beobachtungen übersteigen³, erhöht dies den LBFW nur um 0,7 Cent.

³Unter der Annahme annähernd normalverteilter Personalkosten im Bundesgebiet würde ein solches Krankenhaus zu den 2,5 % der Einrichtungen mit den höchsten Personalkosten gehören.

Table 3: Alternative Modellspezifikationen

	LBFW			
	(4)	(5)	(6)	(7)
Bereinigte Gesamtkosten je Fall	0 (0.001)			
Personalkosten je CMP		0.007*** (0.001)		
Sachkosten je CMP		-0.009*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	
Kosten Ärzte je CMP			-0.011* (0.006)	
Kosten Pfleger je CMP			0.01** (0.005)	
Kosten sonst. Personal je CMP			0.012*** (0.004)	
Bereinigte Gesamtkosten je CMP				23.279** (9.053)
Universitätsklinikum	17.148** (6.707)	19.804*** (6.584)	18.846*** (6.779)	3.088 (7.73)
Anteil Betten Psychiatrie	0.671 (2.553)	-0.791 (2.55)	-1.286 (2.629)	-1.039 (2.901)
Krankenhausgröße klein	0.621 (3.717)	0.882 (3.671)	-2.434 (3.828)	1.074 (3.93)
Krankenhausgröße mittel	-5.596* (2.933)	-5.12* (2.912)	-6.018** (2.921)	-5.022 (3.064)
Haushaltseinkommen	30.221*** (2.513)	30.072*** (2.493)	29.686*** (2.491)	26.884*** (2.668)
Anteil Einwohner über 65	-22.31*** (2.621)	-21.916*** (2.596)	-21.843*** (2.595)	-18.978*** (2.87)
Hausarztichte	3.47 (3.159)	3.951 (3.136)	3.867 (3.129)	5.832* (3.466)
Facharztichte	15.136*** (4.487)	16.179*** (4.456)	16.62*** (4.451)	14.7*** (4.735)
Krankenhausdichte	17.061*** (2.928)	15.463*** (2.914)	14.936*** (2.916)	15.819*** (3.431)
Krankenhauserreichbarkeit in Minuten	27.298*** (4.188)	26.18*** (4.162)	26.074*** (4.153)	27.793*** (4.448)
Ländlich	0.853 (3.603)	0.71 (3.575)	0.758 (3.567)	-1.321 (3.824)
Privat	-13.494*** (3.159)	-11.586*** (3.16)	-10.472*** (3.185)	-11.034*** (3.392)
Anteil Intensivbetten	2.321 (3.666)	2.818 (3.309)	3.5 (3.353)	-2.442 (3.119)
Anteil Ambulanz, F+L, Ausbildung	-15.953*** (2.972)	-16.605*** (3.003)	-15.821*** (3.254)	-10.837*** (2.586)
Bettenauslastung	-10.463* (5.472)	-12.493** (5.373)	-12.91** (5.37)	-7.306* (3.941)
Konstante	3090.542*** (20.686)	3087.04*** (20.657)	3095.114*** (20.789)	3060.063*** (23.672)
N	1615	1615	1615	1364
AIC	18242.71	18218.58	18213.07	14941.16
R ²	0.2263	0.2387	0.2432	0.2121

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01. Standardfehler in Klammern. Regressionen gewichtet mit Casemix. Koeffizienten sind mit der zweifachen Standardabweichung der jeweiligen Variablen skaliert.

Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

In Modell (6) gliedern wir die Personalkosten nochmals auf und unterscheiden zwischen den Kosten für Ärzte, Pflege und sonstige Personalgruppen (jeweils bezogen auf einen Casemix-Punkt). Die Ergebnisse zeigen für alle Variablen einen signifikanten Einfluss, wobei nur die Kosten für sonstiges und Pflegepersonal einen positiven Effekt auf den LBFW aufweisen. Auch hier gilt jedoch, dass die Effektgrößen sehr gering sind und sich bei allen Variablen um 1 Cent bei einer Veränderung um zwei Standardabweichungen bewegen. Insgesamt sind diese Modelle in der Lage, etwa 24 % der beobachteten Varianz in den LBFW zu erklären, d.h., die Unterscheidung einzelner Kostenbestandteile hat den Erklärungsgehalt des Modells um etwa einen Prozentpunkt erhöht.

Um auszuschließen, dass unsere Ergebnisse möglicherweise von Kostendaten einzelner Kliniken verzerrt werden, berechnen wir in einem letzten Sensitivitätstest das Regressionsmodell (3) erneut, allerdings auf Basis des strikter bereinigten „kleinen Datensatzes“. Hierfür wurden verschiedene Plausibilitätsbedingungen von Augurzky und Schmitz (2013) übernommen und rund 260 Kliniken aus dem Datensatz entfernt. Dadurch verwendet die Analyse nur plausible Kostendaten und unterliegt weniger dem Einfluss von Ausreißern. Die Ergebnisse von Modell (7) weisen darauf hin, dass die Analyse von Modell (3) tatsächlich von einzelnen Beobachtungen verzerrt wurde. Nun besteht erstmals ein signifikanter Zusammenhang zwischen den bereinigten Gesamtkosten je Casemix-Punkt und der Höhe des LBFW. Der Einfluss der übrigen Kontrollvariablen bleibt unverändert. Vor allem werden auch im Rahmen dieses „kleinen Datensatzes“ nur etwa 21 % der Varianz in den LBFW erklärt.

Insgesamt unterstützen die Sensitivitätstests unsere ursprünglichen Ergebnisse: Es besteht grundsätzlich kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den bereinigten Kosten einer Klinik und dem jeweils vereinbarten LBFW. Durch Bereinigung der untersuchten Datengrundlage kann zwar ein Einfluss aufgezeigt werden, sein Ausmaß ist jedoch aufgrund der geringen Varianz der Kosten und der LBFW überaus gering. Die Berücksichtigung weiterer Strukturmerkmale erhöht den Erklärungsgehalt des Modells zwar deutlich, allerdings kann insgesamt nur weniger als ein Viertel der Varianz in den LBFW durch diese Faktoren erklärt werden. Da der Hauptteil der erklärten Varianz unserer Modelle auf regionale und krankenhausspezifische Strukturvariablen zurückzuführen ist, bedeutet dies im Umkehrschluss, dass mehr als 75 % der Varianz entweder auf andere, nicht von uns gemessene Faktoren zurückgehen oder „willkürlicher Natur sein müssen“ (Augurzky und Schmitz 2013).

4.3 Kostengerechter Landesbasisfallwert

Mithilfe der Regressionsmodelle lassen sich nicht nur statistische Zusammenhänge schätzen. Umgekehrt können auch Modellvorhersagen berechnet werden. Im Rahmen dieses Gutachtens sollte mit dieser Methode ursprünglich ein *kostengerechter* LBFW für die einzelnen Länder berechnet werden. Da jedoch die bisherige Analyse gezeigt hat, dass Kosten annähernd keinen signifikanten Einfluss auf die Höhe des LBFW haben, muss hier von einem *strukturgerechten* LBFW gesprochen werden.

Basierend auf der Spezifikation in Modell (3), welche rund 23 % der Varianz in den

Tabelle 4: Strukturgerechter Landesbasisfallwert für das Jahr 2014

Bundesland	LBFW (in Euro)	Strukturgerechter LBFW (in Euro)	Differenz
Rheinland-Pfalz	3325,00	3165,64	-4,79 %
Saarland	3208,00	3140,46	-2,11 %
Baden-Württemberg	3193,50	3170,45	-0,72 %
Bayern	3188,00	3178,05	-0,31 %
Bremen	3185,00	3150,01	-1,10 %
Hamburg	3178,52	3160,73	-0,56 %
Hessen	3143,17	3155,53	+0,39 %
Schleswig-Holstein	3117,36	3144,96	+0,89 %
Niedersachsen	3117,36	3143,04	+0,82 %
Nordrhein-Westfalen	3117,36	3145,42	+0,90 %
Berlin	3117,36	3137,27	+0,64 %
Brandenburg	3117,36	3142,12	+0,79 %
Mecklenburg-Vorpommern	3117,36	3140,85	+0,75 %
Sachsen-Anhalt	3117,36	3122,73	+0,17 %
Sachsen	3117,15	3122,02	+0,16 %
Thüringen	3112,90	3133,46	+0,66 %

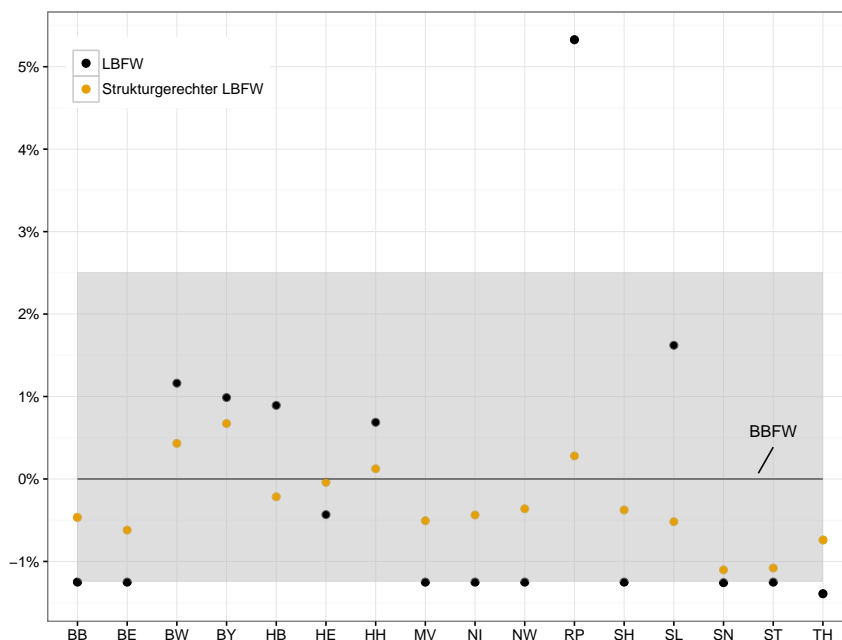
Quelle: FDZ (2014); AOK-Bundesverband (2016); eigene Berechnung.

LBFW erklären kann, lässt sich somit ermitteln, wie hoch der strukturerechte LBFW in den einzelnen Bundesländern im Jahr 2014 gewesen sein müsste, wenn die strukturellen Unterschiede der jeweiligen Krankenhauslandschaft berücksichtigt werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 aufgeführt und zeigen eine fortgesetzte Konvergenz in Richtung des Bundesbasisfallwerts (vgl. auch Abbildung 5). Der resultierende Korridor um den Bundesbasisfallwert beträgt dabei +0,67 % und -1,1 %.

Alle Länder mit Landesbasisfallwerten über dem Bundesdurchschnitt hätten einen strukturerechten Wert knapp über dem Bundesbasisfallwert (BBFW). Bremen würde in unserem Modell sogar unter den BBFW wandern. Rheinland-Pfalz weist mit 4,8 % erwartungsgemäß die größte Differenz zwischen tatsächlichem und strukturerechtem LBFW auf. Von den Ländern, deren LBFW im Jahr 2014 unter dem Bundesdurchschnitt lagen, wäre der Zuwachs durch einen strukturerechten LBFW in Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein mit 0,9 % am größten.

Bei dieser Modellrechnung ist zu beachten, dass sie keine Aussagen über die absolute Höhe der Landesbasisfallwerte treffen kann. Einzig Änderungen in der relativen Rangfolge sollten interpretiert werden. Darüber hinaus sollte sie aufgrund des geringen Anteils der erklärten Varianz im Basismodell (3) nur als Anhaltspunkt für weitere Analysen und nicht als empirische Grundlage optimaler Landesbasisfallwerte dienen.

Abbildung 5: Tatsächliche und strukturgerechte Landesbasisfallwerte 2014



Zur Orientierung ist der gesetzliche Korridor um den Bundesbasisfallwert abgebildet.

Quelle: FDZ (2014), AOK-Bundesverband (2016); eigene Berechnung.

5 Zur Anreizeffizienz regional differenzierter Leistungsentgelte

5.1 Marktunvollkommenheiten im Gesundheitssektor

Man könnte sich fragen, warum es überhaupt staatlich festgesetzter Landesbasisfallwertpauschalen bedarf. Denkbar wäre doch auch, jedes einzelne Krankenhaus individuell mit den Krankenkassen verhandeln zu lassen, wie es seine Leistungen vergütet bekommt. Dagegen spricht aber, dass der Gesundheitsmarkt kein Markt wie jeder andere ist. Aus gesundheitspolitischer Sicht wird etwa betont, dass es eine gesellschaftliche Grundentscheidung sei, Wettbewerbsprozesse zu vermeiden, bei denen es zu Leistungseinschränkungen und Risikoselektion kommen könne. Wie tragfähig diese Argumentation ist, sei hier dahingestellt – hingewiesen sei lediglich darauf, dass der im *Sozialgesetzbuch Teil V* verankerte Anspruch, jedem Versicherten alle medizinisch notwendigen Leistungen zukommen zu lassen, schon heute eine unfinanzierbare Schimäre darstellt.

Aus ökonomischer Sicht sprechen gegen die völlige Dezentralisierung der Verhandlungen zwischen Krankenhäusern und Kassen vor allem zwei Aspekte: Erstens bestünde die Gefahr, dass marktmächtige größere Krankenkassen kleinere Krankenhäuser monopolistisch ausbeuten könnten, d.h. die Preise im Interesse der kurzfristigen Gewinnmaximierung unter die langfristig tragfähigen Kosten drücken würden. Dadurch könnte letztlich die medizinische Versorgung in ganzen Regionen gefährdet werden. Zweitens könnte sich auf den Märkten für Gesundheitsleistungen deshalb kein funktionsfähiger Wettbewerb entfalten, weil die Patienten als Leistungsempfänger nicht direkt die Kosten tragen, sondern nur indirekt über ihre Versicherungsbeiträge.

Die insbesondere aus dem zweiten Aspekt resultierenden Marktunvollkommenheiten, die in der Industrieökonomik unter den Stichworten des *Moral Hazard* und der *adversen Selektion* diskutiert werden, führen in der Tendenz dazu, dass keiner der direkt am Marktgeschehen Beteiligten ein echtes Interesse an einer Kostenkontrolle hat (vgl. Breyer *et al.* 2013, S. 305 ff.):

- Für den einzelnen *Patienten* besteht kein spürbarer Zusammenhang zwischen der von ihm persönlich in Anspruch genommenen Leistung und der Höhe seines Versicherungsbeitrags.
- Die *Krankenkassen* haben nur geringes Interesse an einer Kostenkontrolle, solange Preissteigerungen für medizinische Leistungen alle Kassen gleichermaßen treffen und deshalb in steigenden Versicherungsprämien überwältzt werden können.
- In solch einem System haben letztlich auch die *Krankenhäuser* (und andere Leistungserbringer) ein begrenztes Interesse an einer wirksamen Kostenkontrolle, da sie höhere Kosten relativ einfach an die Kassen und ihre Versicherten weiterreichen können.

Unter solchen institutionellen Bedingungen sind staatliche Preisregulierungen auch aus marktwirtschaftlicher Sicht angebracht. Damit ist allerdings keineswegs gesagt, dass die Art der Preisregulierung über das Instrument der staatlich festgesetzten und nach Bundesländern differenzierten Landesbasisfallwertpauschalen die optimale Art der Regulierung darstellt.

5.2 Anreizeffiziente Entgeltregulierung

In der industrieökonomischen Literatur der vergangenen Jahre und Jahrzehnte hat sich eine Theorie der optimalen Regulierung herausgebildet, die ihr Augenmerk vor allem darauf richtet, welche Verhaltensanreize von der staatlichen Regulierung auf die Marktteilnehmer ausgeht.⁴ Werden beispielsweise Preise so festgesetzt, dass sie kostendeckend sind (inclusive einer *fairen* Rendite), dann können Unternehmen ihre Gewinne erhöhen, indem sie die Kosten steigern. Außerdem haben sie stark reduzierte Rationalisierungs- und Innovationsanreize, da sie damit rechnen müssen, dass kostensenkende Maßnahmen zu einer

⁴Für einen exzellenten Überblick dieser Theorien vgl. Laffont und Tirole (1993). Siehe auch Armstrong *et al.* (2007).

Absenkung der regulierten Preise führen. Werden dagegen reine Fixpreise festgesetzt, haben die Unternehmen zwar hohe Anreize zur Effizienzsteigerung, da sich die Differenz zwischen ihren Kosten und den staatlich festgesetzten Preisen vollständig in ihren Gewinnen niederschlägt. Aber bei einer zu restriktiven Preissetzung könnten unerwünscht viele Unternehmen völlig aus dem Markt gedrängt werden (Verletzung des sogenannten *participation constraint*). Um dieses Risiko zu begrenzen, müsste der staatliche Regulierer also einen recht hohen Preis festsetzen.

Die moderne ökonomische Theorie der Regulierung geht davon aus, dass dieses Dilemma nie perfekt zu lösen sein wird, da der Regulierer stets einen Informationsnachteil gegenüber dem regulierten Unternehmen haben wird. Die optimale Preisregulierung sollte deshalb einen Kompromiss finden, bei dem den Unternehmen ein Teil ihrer Effizienzgewinne belassen wird, sie aber einen anderen Teil in Form niedrigerer (oder langsamer steigender) Preise an die Nachfrageseite weitergeben müssen.

Die präzise Ausgestaltung derartiger anreizkompatibler Verträge (*incentive contracts*)⁵ zwischen Regulierer und Reguliertem kann sehr komplex sein. Es ist deshalb schwer beurteilbar, ob die Finanzierung der Betriebskosten von Krankenhäusern tatsächlich auf ein solches System umgestellt werden sollte. Auf längere Sicht spricht einiges dafür, zumal es positive Erfahrungen etwa aus der Telekommunikation oder der Energiewirtschaft gibt, wo genau wie im Gesundheitssektor vielfältige Formen von Marktversagen auftreten. Soweit und solange das allerdings nicht realisierbar ist, sollte die Preisregulierung jedenfalls einheitlich für alle Unternehmen sein. Das würde einen bundeseinheitlichen Basisfallwert implizieren. Würde die Regulierung stattdessen Rücksicht nehmen auf die unterschiedlichen Kostenniveaus der regulierten Unternehmen, dann würden dadurch Effizienzunterschiede zementiert und die unternehmerischen Anreize zur Effizienzsteigerung würden beeinträchtigt. Darüber hinaus berücksichtigt das DRG-System bereits Unterschiede in der Leistungsnachfrage, mit der die Krankenhäuser jeweils konfrontiert sind, indem einzelnen Leistungen dynamisch angepasste Relativgewichte zugeordnet werden. Auf welche Weise und mit welchen Kosten diese Leistungen bereitgestellt werden, sollte einem einheitlichen Wettbewerb überlassen werden.

Falls es unter einem Regime bundeseinheitlicher Landesbasisfallwerte zu einer verstärkten regionalen Konzentration gewisser Leistungserbringer käme (etwa im Reha-Bereich), so wäre das aus ökonomischer Sicht durchaus erwünscht, da sich darin letztlich die unterschiedlichen komparativen Vorteile der jeweiligen Regionen in der Gesundheitsversorgung widerspiegeln würden. Für die Gesamtheit der Versicherten in Deutschland würde eine solche effizienzorientierte regionale Differenzierung des Angebots zu einer eindeutigen Verbesserung des Preis-Leistungsverhältnisses im Gesundheitswesen führen.

5.3 Regional differenzierte Finanzkraft der Kostenträger

Gelegentlich wird argumentiert, eine regionale Differenzierung der Leistungsentgelte für Krankenhäuser sei notwendig, da die Finanzkraft der Kostenträger regional differenziert sei. Die zentralen Kostenträger im deutschen Gesundheitswesen sind die gesetzlichen Kran-

⁵Der „Erfinder“ dieser Vertragsform war Weitzman (1980).

kenkassen, in der rund 90 Prozent aller Bürger versichert sind. Tatsächlich sind ihre Beitragseinnahmen pro Versichertem in reicheren Regionen höher, da sich diese vorrangig am Lohn- und Gehaltsniveau der Mitglieder ausrichten.⁶ Die Krankenkassen selbst sind allerdings immer weniger regional spezialisiert, wozu vor allem die rege Fusionstätigkeit beigetragen hat. Gab es im Jahr 1970 in Deutschland noch 1815 gesetzliche Krankenkassen, hatte sich die Anzahl bis 1990 bereits auf 1147 reduziert. Im Jahr 2000 waren es noch 420. Zu Beginn des Jahres 2016 gab es nur noch 118 Kassen. Im Zuge dieses Konsolidierungsprozesses hat auch die regionale Spezialisierung deutlich abgenommen.

Verbreitet ist die regionale Begrenzung vor allem bei den Betriebskrankenkassen, doch auch hier sind nur 34 der insgesamt 86 Kassen regional beschränkt, während 24 von ihnen bundesweit offen und die restlichen 28 Kassen betriebsbezogen (und damit in der Regel in mehreren Bundesländern tätig) sind. Die AOK untergliedert sich in 12 regionale Ortskrankenkassen. Von den verbleibenden 20 allgemeinen Krankenkassen, zu denen mitgliedersstarke Unternehmen wie die Barmer GEK, die DAK und die Techniker Krankenkasse zählen, sind nur vier ausschließlich regional tätig. Bei einer Gewichtung mit den Mitgliederzahlen oder den Beitragseinnahmen würde die Dominanz bundesweit agierender Krankenkassen noch deutlicher ausfallen (alle Angaben nach Kassensuche GmbH 2016).

Diese Zahlen verdeutlichen, dass die Finanzkraft der Kostenträger im deutschen Gesundheitswesen regional nicht sehr unterschiedlich sein kann, da die meisten von ihnen bundesweit tätig sind und ihre Beitragseinnahmen deshalb regional stark streuen. Doch selbst wenn es anders wäre, folgte daraus keineswegs die Empfehlung, auch die Leistungsentgelte regional zu differenzieren. Denn seit Einführung des Gesundheitsfonds im Jahr 2009 werden die Beitragseinnahmen der Gesetzlichen Krankenversicherungen an diesen vom Bundesversicherungsamt verwalteten Fonds weitergeleitet; die Krankenkassen erhalten vom Gesundheitsfonds eine einheitliche Grundpauschale pro Versichertem plus alters-, geschlechts- und risikoadjustierte Zu- und Abschläge zur Deckung ihrer standardisierten Leistungsausgaben. Auch wenn dieser Risikostrukturausgleich unvollkommen sein mag bei der angemessenen Berücksichtigung unterschiedlicher individueller Morbiditätsrisiken, so macht er doch die Finanzkraft der Krankenkassen als Kostenträger im Gesundheitswesen unabhängig von der Einkommenssituation ihrer Versicherten.

Hinzu kommt, dass eine Differenzierung von Preisen (hier: Leistungsentgelten) nach der Kaufkraft der Nachfrager (hier: Finanzkraft der Kostenträger) aus ökonomischer Sicht ohnehin zweifelhaft wäre. Nach mikroökonomischer Standardtheorie ist Preisdiskriminierung (definiert als Erhebung unterschiedlicher Preise für vergleichbare Produkte) in aller Regel wohlfahrtsmindernd. Ausnahmen gelten nur für die zeitliche Preisdiskriminierung (höhere Preise zu Spitzenlastzeiten) oder für das praxisferne Modell einer perfekten persönlichen Preisdiskriminierung (vgl. beispielsweise Pindyck und Rubinfeld 2009, S. 510–527). Eine Differenzierung der Leistungsentgelte nach Finanzkraft der Kostenträger gehört eindeutig nicht zu diesen Ausnahmen.

⁶Die Beitragseinnahmen der privaten Kassen dagegen hängen nicht vom Einkommen der Versicherten ab (außer beim Krankengeld und Krankentagegeld). Ihre Finanzkraft sollte damit auch nicht vom Einkommensniveau der jeweiligen Region abhängen.

5.4 Fazit

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass die ökonomische Theorie der Regulierung klar dagegen spricht, die Landesbasisfallwertpauschale für einige Bundesländer höher festzusetzen als für andere. Denn dadurch sind die Anreize zur Kostenkontrolle in Ländern wie Rheinland-Pfalz, wo die Landesbasisfallwertpauschale deutlich über dem Bundesdurchschnitt liegt, unnötig beeinträchtigt. Im Gegenzug haben Länder wie Schleswig-Holstein, deren LBFW am unteren Rand des gesetzlich festgelegten Korridors liegt, einen systematischen Wettbewerbsnachteil. Es spricht alles dafür, die Landesbasisfallwertpauschalen bundeseinheitlich festzusetzen.

Dass eine solche Vereinheitlichung bei Neueinführung des Systems nicht sofort vollzogen wurde, hatte sicherlich gute Gründe, da den hochpreisigeren Krankenhäusern eine Übergangsfrist zugestanden werden sollte, um ihre Kostenstrukturen an diejenigen der Konkurrenz in anderen Bundesländern anzupassen. Diese Übergangsfrist ist jedoch längst Vergangenheit, sodass es keine ökonomisch nachvollziehbaren Gründe mehr gibt, die ursprünglich vorgesehene vollständige Konvergenz der Landesbasisfallwertpauschalen abzubrechen.

Das mögliche Gegenargument, eine derartige Vereinheitlichung würde manche Krankenhäuser, die sich auf die höheren Pauschalen eingestellt haben und die vielleicht tatsächlich unabweisbar höhere Kosten tragen müssen, überzeugt nicht. Denn die Macht der Gewohnheit kann auf Dauer kein Argument sein. Für den Ausgleich tatsächlich unabweisbarer regionaler Kostenunterschiede (so es sie denn gibt) sollten andere Instrumente gefunden werden. Die nach Bundesländern differenzierte Landesbasisfallwertpauschale ist dafür schlichtweg ein zu stumpfes Instrument.

Literatur

- AOK-Bundesverband (2016). *Landesbasisfallwerte - Archiv*. Via Internet am 18.07.2016: http://www.aok-gesundheitspartner.de/bund/krankenhaus/lbfw/index_15917.html.
- Armstrong, Mark *et al.* (2007). „Recent Developments in the Theory of Regulation“. In: *Handbook of Industrial Organization*. Bd. 3. Amsterdam, 1557–1700.
- Augurzký, Boris und Hendrik Schmitz (2013). *Wissenschaftliche Untersuchung Zu Den Ursachen Unterschiedlicher Basisfallwerte Der Länder Als Grundlage Der Krankenhausfinanzierung: Forschungsprojekt Im Auftrag Des Bundesministeriums Für Gesundheit*. RWI Projektbericht. Essen.
- Bäuml, Matthias, Mathias Kifman und Christian Kümpel (2016). „Entwicklung des Krankenhausmarktes“. *Wirtschaftsdienst: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 96(12).
- Breyer, Friedrich, Peter Zweifel und Mathias Kifmann (2013). *Gesundheitsökonomik*. 6., vollst. erw. und überarb. Aufl. Springer-Lehrbuch. Berlin.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (2016). *INKAR online*. Bonn. Via Internet am 07.07.2016: <http://www.inkar.de>.
- Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (2014). *Krankenhausstatistik 2014*.
- Kassensuche GmbH (2016). *Die Gesetzlichen Krankenkassen: Gesamtübersicht*. Via Internet am 03.08.2016: <https://www.gesetzlichekrankenkassen.de/kassen/kassen.html>.
- Laffont, Jean-Jacques und Jean Tirole (1993). *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. Cambridge, Mass.
- Pindyck, Robert und Daniel Rubinfeld (2009). *Mikroökonomie*. 7., aktualisierte Aufl. [der amerikan. Ausg.] München.
- R Core Team (2016). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria. Via Internet am 24.06.2016: <http://www.R-project.org/>.
- Robinson, David (2016). *Broom: Convert Statistical Analysis Objects into Tidy Data Frames*. R package version 0.4.1. <https://CRAN.R-project.org/package=broom>.
- Weitzman, Martin L. (1980). „Efficient Incentive Contracts“. *The Quarterly Journal of Economics* 94(4), 719–730.
- Werblov, Andreas und Olaf Schoffer (2009). „CMI-Schätzung 2002–2007“. Working Paper. TU Dresden.

- Werblow, Andreas und Olaf Schoffer (2010). „Entwicklung des Personalbestandes in allgemeinen Krankenhäusern Deutschlands 2002-2007“. In: *Krankenhaus-Report 2010: Krankenhausversorgung in der Krise?* Hrsg. von Jürgen Klauber, Max Geraedts und Jörg Friedrich. Krankenhaus-Report 2010. Stuttgart, 71–96.
- Wickham, Hadley (2009). *Ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. New York.
- Wickham, Hadley (2011). „The Split-Apply-Combine Strategy for Data Analysis“. *Journal of Statistical Software* 40(1), 1–29.
- Wickham, Hadley (2016). *Tidyr: Easily Tidy Data with 'spread()' and 'gather()' Functions*. R package version 0.5.1. <https://CRAN.R-project.org/package=tidyr>.
- Wickham, Hadley und Romain Francois (2015). *Dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. R package version 0.4.3. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>.
- Wickham, Hadley und Evan Miller (2015). *Haven: Import SPSS, Stata and SAS Files*. R package version 0.2.0. <https://CRAN.R-project.org/package=haven>.

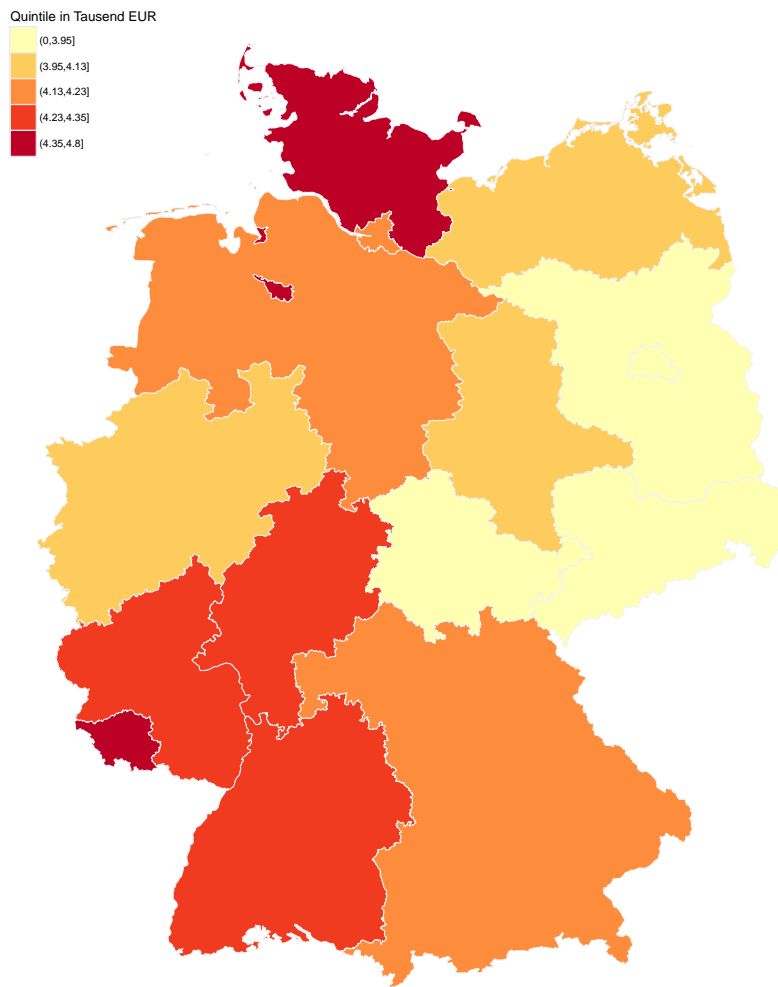
A Tabellen und Abbildungen

Tabelle A.1: Beschreibung der Kontrollvariablen

Variable	Beschreibung
Universitätsklinikum	Binäre Variable, bei Universitätsklinikum 1, sonst 0
Anteil Betten Psychiatrie	Betten Psychiatrie geteilt durch Betten gesamt
Krankenhausgröße klein	Binäre Variable, bei weniger als 200 Betten 1, sonst 0
Krankenhausgröße mittel	Binäre Variable, bei 200 bis 400 Betten 1, sonst 0
Haushaltseinkommen	Durchschnittliches monatliches Haushaltseinkommen im Kreis in Euro
Anteil Einwohner über 65	Anteil Einwohner 65 Jahre und älter an allen Einwohnern im Kreis in Prozent
Hausärztdichte	Hausärzte je 100 000 Einwohner im Kreis
Fachärztdichte	Fachärzte (Internisten, Kinderärzte, Augenärzte, Orthopäden) je 100 000 Einwohner im Kreis
Krankenhausdichte	Krankenhausbetten je 10 000 Einwohner im Kreis
Krankenhausereichbarkeit in Minuten	Durchschnittliche Fahrzeit zum nächsten Krankenhaus der Grundversorgung in Minuten im Kreis
Ländlich	Binäre Variable, wenn Siedlungsstrukturtyp nach BBSR 4, 7, 8 oder 9, dann 1, sonst 0
Privat	Binäre Variable, bei privater Trägerschaft des Krankenhauses 1, sonst 0
Anteil Intensivbetten	Anteil Intensivbetten geteilt durch Betten gesamt
Anteil Ambulanz, F+L, Ausbildung	Anteil Kosten für Ambulanz, Ausbildung, Forschung und Lehre an Gesamtkosten
Bettenauslastung	Belegtage/(Betten gesamt \times 365)

Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung A.1: Geografische Übersicht der Kosten je Casemix-Punkt auf Bundeslandebene 2014 (mit Casemix auf Einrichtungsebene gewichtet)



Quelle: FDZ (2014); eigene Berechnung.

B Verwendete Software

Alle Berechnungen im Rahmen dieses Gutachtens wurden mit der Statistik-Software R in der Version 3.3.1 durchgeführt (R Core Team 2016). Hierbei kamen mehrere Pakete in einzelnen Analyseschritten zum Einsatz, insbesondere **haven** (Wickham und Miller 2015) zum Einlesen von Stata-Dateien, **dplyr**, **tidyr** und **plyr** (Wickham 2011, 2016; Wickham und Francois 2015) zur Verarbeitung und Bereinigung der Daten, sowie **broom** (Robinson 2016) zur einheitlichen Ausgabe der Analyseergebnisse. Alle Abbildungen wurden mit **ggplot2** erstellt (Wickham 2009).

Kieler Beiträge zu Wirtschaftspolitik

- Nr. 9 *Claus-Friedrich Laaser und Astrid Rosenschon*
Subventionen in Deutschland bis zum Jahre 2015/2016 – Das Geld sitzt deutlich lockerer
November 2016
- Nr. 8 *Gernot Klepper, Jonas Dovern, Wilfried Rickels u.a.*
Herausforderung Climate Engineering – Bewertung neuer Optionen für den Klimaschutz
Juni 2016
- Nr. 7 *Jens Boysen-Hogrefe, Klaus-Jürgen Gern, Dominik Groll u.a.*
Das europäische Verfahren zur Vermeidung und Korrektur makroökonomischer Ungleichgewichte – Auswertung der bisherigen Erfahrung und mögliche Reformansätze
Mai 2015
- Nr. 6 *Frank Bickenbach, Eckhardt Bode, Ursula Fritsch u.a.*
Die Bedeutung von Vorleistungsimporten und nichtpreislicher Wettbewerbsfähigkeit für den deutschen Leistungsbilanzsaldo
Oktober 2014
- Nr. 5 *Jens Boysen-Hogrefe, Klaus-Jürgen Gern, Dominik Groll u.a.*
Finanz- und Wirtschaftspolitik bei einer anhaltenden monetären Expansion
April 2014
- Nr. 4 *Henning Klodt, Claus-Friedrich Laaser und Astrid Rosenschon*
Potenziale zum Subventionsabbau in Baden-Württemberg
Oktober 2012
- Nr. 3 *Alfred Boss, Henning Klodt u.a.*
Haushaltskonsolidierung und Subventionsabbau: Wie der Staat seine Handlungsfähigkeit zurückgewinnen kann
April 2011
- Nr. 2 *Alfred Boss, Jonas Dovern, Klaus-Jürgen Gern u.a.*
Ursachen der Wachstumsschwäche in Deutschland 1995–2005
Juli 2009
- Nr. 1 *Klaus Schrader, Claus-Friedrich Laaser, Rüdiger Soltwedel u.a.*
Neue Wege der Kooperation – Schleswig-Holstein und Hamburg in einer gemeinsamen Wirtschaftsregion
Februar 2008