

ifo Dresden berichtet

Aktuelle Forschungsergebnisse

- *Felix Rösel*
Kränkelnde Krankenhäuser – Ursachen und Auswirkungen des Rückgangs der Krankenhausinvestitionen der Länder
- *Holger Seibert und Mirko Wesling*
Regionale Mobilität sächsischer Auszubildender: Die späten Folgen des Nachwendegeburtenknicks
- *Thomas Topf*
Effizienzunterschiede und deren Ursachen im ambulanten Pflegesektor in Deutschland

Im Blickpunkt

- *Joachim Ragnitz und Marcel Thum*
Pflichtversicherung gegen Flutschäden?

20. Jahrgang (2013)

Herausgeber: ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.,
Niederlassung Dresden, Einsteinstraße 3, 01069 Dresden,
Telefon: 0351 26476-0, Telefax: 0351 26476-20

E-Mail: dresden@ifo.de

Internet: <http://www.ifo-dresden.de>

Redaktion: Joachim Ragnitz

Technische Leitung: Katrin Behm

Vertrieb: ifo Institut, Niederlassung Dresden

Erscheinungsweise: zweimonatlich

Bezugspreis jährlich: 25,00 €

Preis des Einzelheftes: 5,00 €

Preise einschl. Mehrwertsteuer, zzgl. Versandkosten

Teilnehmer an regelmäßigen ifo Umfragen erhalten einen Rabatt.

Grafik Design: © ifo Institut München

Satz und Druck: c-macs publishingservice Dresden

Nachdruck und sonstige Verbreitung (auch auszugsweise):

Nur mit Quellenangabe und gegen Einsendung
eines Belegexemplares.

ifo Dresden berichtet 5/2013

Aktuelle Forschungsergebnisse

Kränkeln Krankenhäuser – Ursachen und Auswirkungen des Rückgangs der Krankenhausinvestitionen der Länder

3

Felix Rösel

Krankenkassen, Krankenhausverbände und der Bund beklagen unisono die öffentliche Unterfinanzierung der deutschen Krankenhausinfrastruktur. Zuständig für die Infrastruktur sind die Länder, die seit Jahren die Haushaltsmittel für Krankenhausinvestitionen reduzieren. In diesem Beitrag werden erstmals mögliche Ursachen der Investitionsmittelkürzungen mithilfe einer Regressionsschätzung überprüft. Hierbei kann die Vermutung bestätigt werden, dass die rückläufige Entwicklung der öffentlichen Investitionsmittel vor allem Folge der zunehmenden Bemühungen der Länder um eine Haushaltskonsolidierung ist. Verschärfend wirkt die zunehmende Patientenwanderung zwischen den Ländern. Ein steigender Anteil von Patienten wählt zur Behandlung ein Krankenhaus außerhalb des eigenen Wohnsitzlandes und kommt damit in den Genuss einer von fremden Steuerzahlern finanzierten Krankenhausinfrastruktur. Dies reduziert die Investitionsanreize der Länder zusätzlich.

Regionale Mobilität sächsischer Auszubildender: Die späten Folgen des Nachwendegeburtensknicks

16

Holger Seibert und Mirko Wesling

Die Situation für Ausbildungsbewerber und -betriebe hat sich, nicht nur in Sachsen, gewandelt. Während in früheren Jahren die Zahl der Ausbildungsbewerber jene der verfügbaren Lehrstellen oft weit übertraf, wird aktuell immer häufiger ein Mangel an Auszubildenden beklagt. Der Beitrag rekapituliert zum einen die Ursachen für diesen Wandel und beleuchtet zum anderen, wie sich dieser auf das Mobilitätsverhalten der in Sachsen wohnhaften Auszubildenden auswirkte. Der zeitliche Vergleich von Auspendlerquoten, -distanzen und -zielen zeigt, dass die in Sachsen lebenden Lehrlinge auf die – überwiegend demographisch bedingte – Entspannung der Ausbildungssituation mit einer rückläufigen Mobilitätsneigung reagierten.

Effizienzunterschiede und deren Ursachen im ambulanten Pflegesektor in Deutschland

22

Thomas Topf

Bis zum Jahr 2020 wird im ambulanten Pflegesektor ein Nachfrageüberhang im Umfang von 25.000 Vollzeitbeschäftigten erwartet. Ziel dieses Beitrags ist es, Effizienzpotenziale beim Personaleinsatz im ambulanten Pflegesektor mithilfe einer Data Envelopment Analyse zu identifizieren. Die Ergebnisse zeigen, dass es zwischen den Pflegediensten substantielle Unterschiede gibt. Ein deutschlandweit ermittelter durchschnittlicher Effizienzwert der Pflegedienste von 62,2 % bedeutet, dass es ambulante Dienste gibt, die die gleiche Anzahl an Pflegebedürftigen versorgen können wie der Durchschnitt, dafür aber nur 62,2 % des Personals eines Durchschnittsdienstes benötigen. Rechnerisch ergibt sich dadurch ein Effizienzpotenzial von ca. 100.000 Beschäftigten. Substantielle Effizienzunterschiede können auf die Wettbewerbssituation, die Trägerform sowie Größe und Lage bzw. Standort eines ambulanten Pflegedienstes zurückgeführt werden.

Im Blickpunkt**Pflichtversicherung gegen Flutschäden?****33***Joachim Ragnitz und Marcel Thum*

Angesichts sich wiederholender Hochwasserereignisse in Deutschland wird immer wieder die Einführung einer Pflichtversicherung gegen Elementarschäden gefordert. Der Beitrag untersucht gängige Argumente für die Einführung einer solchen Versicherung. Im Ergebnis plädieren die Autoren für eine Pflichtversicherung, die jedoch zwingend mit risikodifferenzierten Tarifen ausgestattet sein muss. Nur wenn höhere Risiken, wie sie zum Beispiel in hochwassergefährdeten Gebieten auftreten, auch zu höheren Versicherungsprämien führen, wird ein erwünschter Lenkungseffekt erreicht, der den Staat vor kaum abweisbaren Hilfsforderungen schützt und das Bauen in Risikogebieten unattraktiv macht. Einheitstarife würden hingegen gerade das Gegenteil bewirken und sind damit abzulehnen.

Daten und Prognosen**Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich****36****Uns erwartet ein goldener Herbst: ifo Geschäftsklima Sachsen hellt sich im September 2013 auf****38****Aus der ifo Werkstatt****ifo Veranstaltungen****42****ifo Vorträge****43****ifo Veröffentlichungen****44****ifo intern****44**

Kränkende Krankenhäuser – Ursachen und Auswirkungen des Rückgangs der Krankenhausinvestitionen der Länder

Felix Rösel*

Einführung

„[S]taatlich organisierte Zechprellerei“ wird den Bundesländern sicherlich nicht alle Tage vorgeworfen. Derart drastisch kritisierte im Jahr 2012 der Ehrenpräsident der DEUTSCHEN KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (DKG), Rudolf Kösters, die seit Jahren rückläufigen Haushaltsmittel der Länder für Krankenhausinvestitionen [zitiert nach: WUNSCH (2012)]. Inhaltlich unterstützt wird er von den Gesetzlichen Krankenkassen und dem Bundesgesundheitsminister, die den Ländern öffentlich vorwerfen, sich aus ihrer Verantwortung zu „schleichen“ [GKV-SPITZENVERBAND (2012)] bzw. zu „stehlen“ [zitiert nach: STIEF (2013)]. Und tatsächlich: Die Krankenhausinvestitionen der Länder haben sich zwischen 1991 und 2011 inflationsbereinigt nahezu halbiert [DEUTSCHE KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (2012)]. Sind die gegen die Länder erhobenen Vorwürfe damit also berechtigt?

Im folgenden Beitrag wird dieser Frage und damit den Hintergründen der harschen Kritik von Krankenkassen, Krankenhausverbänden und Bund nachgegangen. Hierbei werden zunächst die Gesamtentwicklung der Krankenhausinvestitionszahlungen nach Ländern und Fördermittelarten getrennt betrachtet und regionale Unterschiede herausgestellt. Anschließend werden mögliche Ursachen des Investitionsmittelrückgangs diskutiert und erstmals anhand von Regressionsschätzungen empirisch überprüft. Hierbei zeigt sich, dass vor allem die zunehmenden Bemühungen der Länder um eine Haushaltskonsolidierung sowie die Patientenströme zwischen den Ländern den Investitionsmittelrückgang treiben. Direkte Folge der seit Jahren rückläufigen Investitionsmittel ist ein enormer „Investitionsstau“ im deutschen Krankenhauswesen, der auf 14,6 bis 50 Mrd. € veranschlagt wird [vgl. z. B. AUGURZKY et al. (2013)]. Nach einer Schätzung im Rahmen dieses Beitrags fehlten im Jahr 2011 zur Erhaltung der öffentlich geförderten Krankenhausinfrastruktur insgesamt 723 Mill. € an Investitionsmitteln.

Grundzüge der dualistischen Krankenhausfinanzierung in Deutschland

Die deutliche Kritik am Investitionsverhalten der Länder wird verständlich vor dem Hintergrund der geteilten,

dualistischen Finanzierung des deutschen Krankenhauswesens: Während die Personal- und Sachkosten der Krankenhäuser von der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) bzw. dem Privatsektor getragen werden, sind für Investitionen in die Krankenhausinfrastruktur (z. B. Gebäude oder Anlagegüter) die Länder zuständig. Diese Finanzierungsverantwortung der Länder erstreckt sich auf den *gesamten* Krankenhaussektor – unabhängig von der Trägerschaft des jeweiligen Krankenhauses (öffentlich, freigemeinnützig oder privat).

Die im Jahr 1972 eingeführte dualistische Finanzierung geht auf die Vorstellung zurück, die Sicherstellung der Krankenhausversorgung als Gut mit doppeltem Charakter zu betrachten: Die *Inanspruchnahme* von Krankenhausleistungen soll als privates Gut von Patienten bzw. Krankenkassen getragen werden; die *Vorhaltung der Infrastruktur* ist aufgrund ihres Optionscharakters dagegen Aufgabe der öffentlichen Hand – präziser: gemäß den §§ 4, 9 des Krankenhausfinanzierungsgesetzes (KHG) Aufgabe der Länder. In den Anfangsjahren schien sich diese Kostenteilung zunächst zu bewähren. Nachdem in den Jahren vor 1972 durch die alleinige Zuständigkeit der Krankenkassen für Betriebs- und Investitionskosten („Monistik“) ein enormer Investitionsbedarf entstanden war, sorgte erst die dualistische Finanzierung für eine auskömmliche Investitionstätigkeit; der aufgelaufene Investitionsstau im Krankenhauswesen konnte beseitigt werden [vgl. SVR (2007); WUNSCH (2012)]. Seit einigen Jahren jedoch – so der Vorwurf von Bund, Krankenkassen und Interessenvertretungen – reduzieren die Länder die in den Landeshaushalten eingestellten Mittel für Krankenhausinvestitionen derart drastisch, dass die Länder ihrerseits nunmehr ihre Finanzierungspflicht für den stationären Sektor vernachlässigen.

Ausmaß des Investitionsmittelrückgangs

Wie Abbildung 1 zeigt, muss die pauschal vorgetragene Kritik regional differenziert werden. Die durchschnittlichen, inflationsbereinigten Krankenhausinvestitionsmittel

* Felix Rösel ist Doktorand der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

je Einwohner der Jahre 2007 bis 2011 liegen in Hamburg, Hessen und Schleswig-Holstein über dem Durchschnitt der Jahre 1991 bis 1995. Alle anderen Länder, insbesondere die ostdeutschen, reduzierten jedoch die Investitionsmittel je Einwohner zwischen 1991 und 2011 erheblich – im Falle Berlins gar um mehr als 75 %. Zu berücksichtigen sind hierbei allerdings die hohen Nachholinvestitionen in die Krankenhausinfrastruktur nach der deutschen Einheit, die den Rückgang besonders drastisch erscheinen lassen. Diese Investitionen wurden außerdem teilweise von Krankenkassen und Bund übernommen. Ab 2015 entfällt jedoch gemäß Art. 14 Gesundheitsstrukturgesetz (GSG) der Investitionsanteil der Krankenkassen und die ostdeutschen Länder sind für die Investitionsförderung allein zuständig.

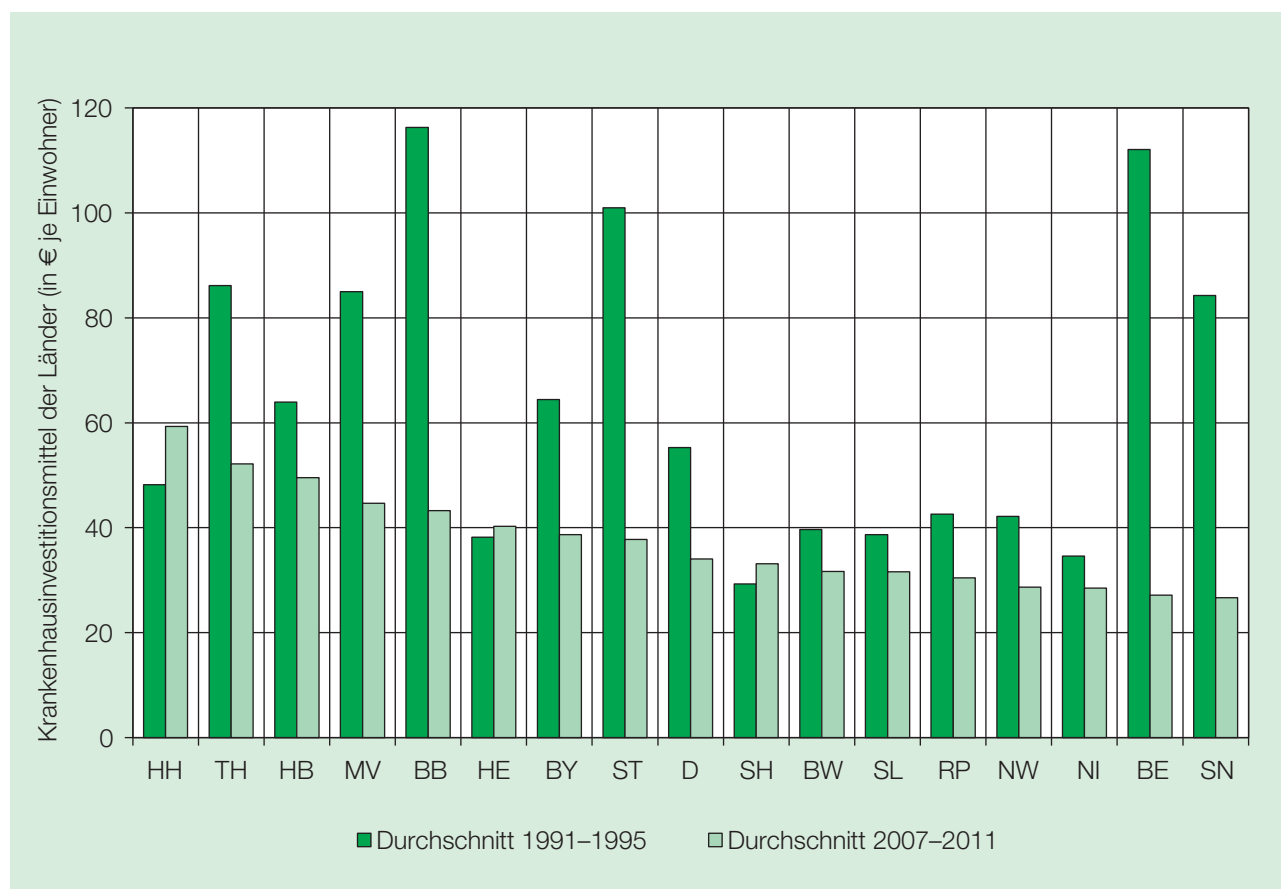
Auch getrennt nach Fördermittelarten stellt sich die Entwicklung differenziert dar. Die Krankenhausinvestitionsmittel der Länder lassen sich aufgliedern in Einzelfördermittel (§ 9 Abs. 1 und 2 KHG) und Pauschalfördermittel (§ 9 Abs. 3 KHG). Erstere werden im Allgemeinen einzeln durch das Land bewilligt und für langfristige An-

lagegüter und Bauvorhaben eingesetzt. Über die Pauschalfördermittel können die Krankenhäuser weitgehend frei verfügen. Diese sind insbesondere für kurzfristige Anlagegüter sowie kleine bauliche Maßnahmen einzusetzen.

Wie die Abbildungen 2 und 3 verdeutlichen, geht der Gesamtrückgang der Krankenhausinvestitionsmittel insbesondere auf Kürzungen im Bereich der Einzelfördermittel zurück. Das Volumen der Pauschalfördermittel sank zwischen 1994 und 2011 insgesamt weniger stark ab als die Einzelfördermittel. Infolgedessen steigt der Anteil der Pauschalfördermittel an den Gesamtfördermitteln (Pauschalfördermittelquote) über den betrachteten Zeitraum an. Der Trend sinkender Investitionszahlungen lässt sich in West- und Ostdeutschland gleichermaßen beobachten, wenngleich der Rückgang der Investitionsmittel in den ostdeutschen Ländern aufgrund des hohen Ausgangsniveaus in den Nachwendejahren besonders stark erscheint.

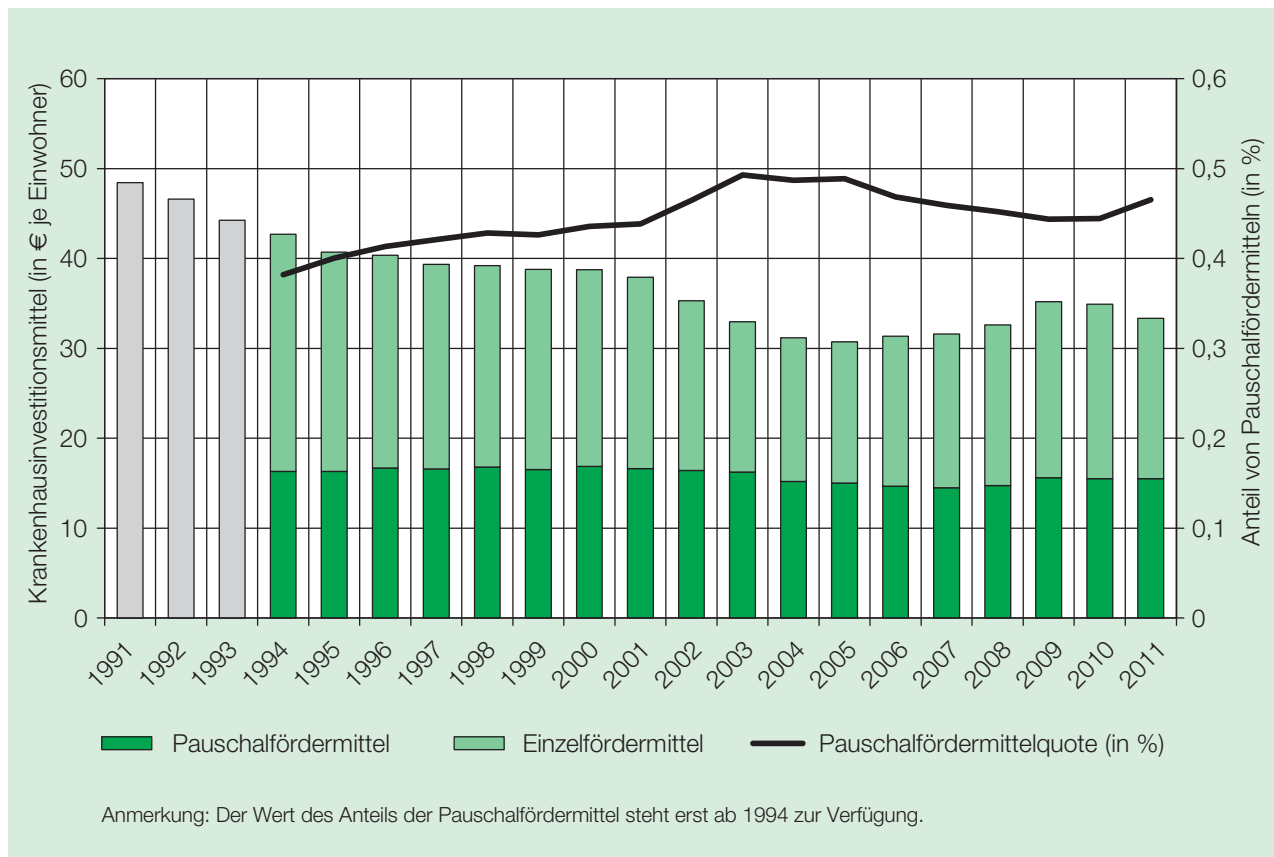
Die aufgezeigte Entwicklung veranlasste auch den SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER ENTWICKLUNG IM GESUNDHEITSWESEN (SVR), auf die eingangs dargestell-

Abbildung 1: Krankenhausinvestitionsmittel der Länder (in € je Einwohner), Durchschnitt 1991 bis 1995 und 2007 bis 2011 (real, Preise von 2011)



Quellen: Deutsche Krankenhausgesellschaft (2012), Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2013), Statistisches Bundesamt (2013), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

Abbildung 2: Krankenhausinvestitionsmittel der westdeutschen Länder (in € je Einwohner), 1991 bis 2011 (real, Preise von 2011)



Quellen: Deutsche Krankenhausgesellschaft (2012), Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2013), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

ten Vorwürfe einzugehen: Abgesehen von einzelnen Ausnahmen zögen sich die Länder „immer stärker aus der öffentlichen Investitionskostenförderung zurück“ [SVR (2007); vgl. auch REINERS (2011)]. Dies gilt insbesondere für den Bereich der Einzelfördermittel. Eine Betrachtung der Investitionsmittel in Relation zu den aufgestellten Krankenhausbetten oder zu den Betriebskosten (Investitionsquote) [STEINER und MÖRSCH (2005); BRUCKENBERGER et al. (2006)] liefert identische Befunde.

Ursachen des Investitionsrückgangs

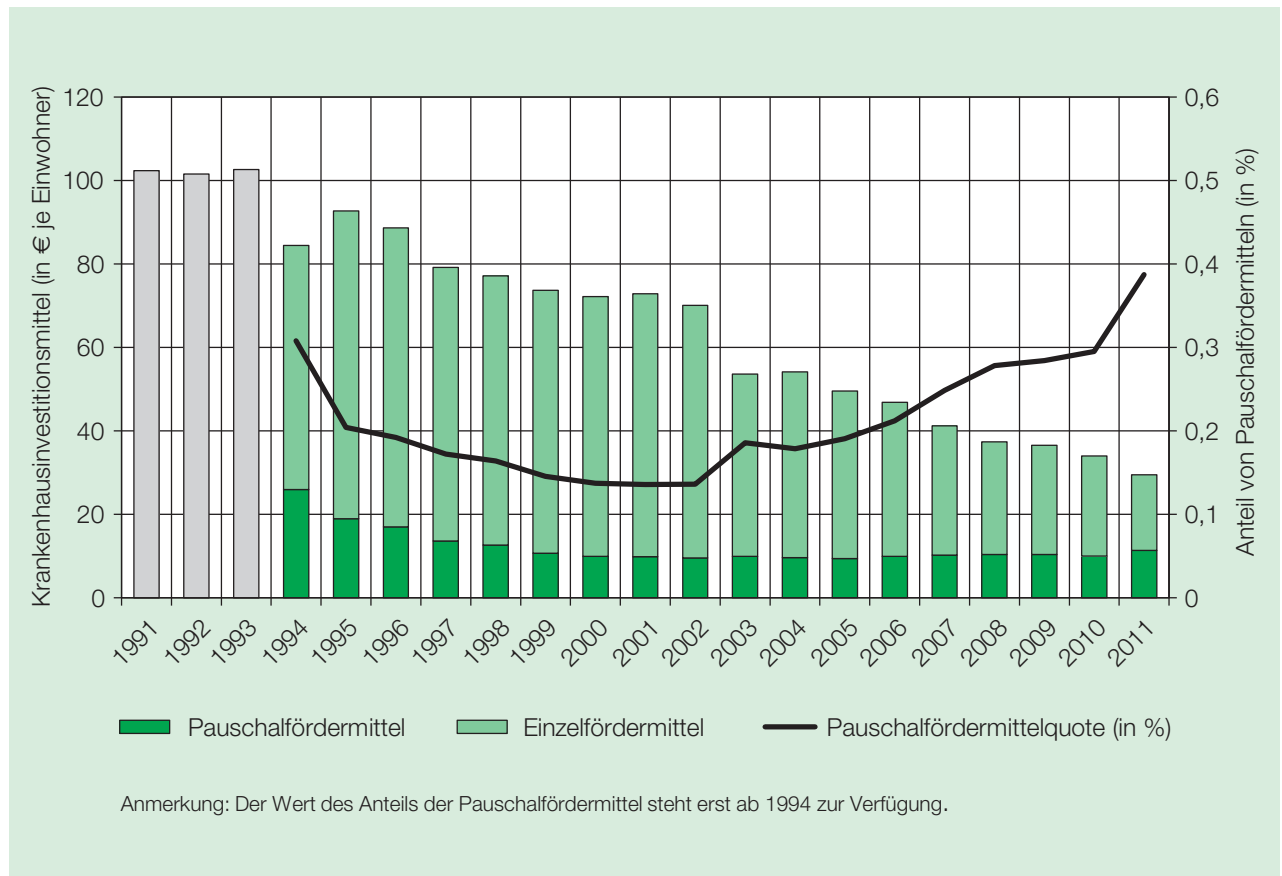
Mögliche Ursachen

Als zentrale Ursache der rückläufigen Investitionsmittelentwicklung wird zumeist die allgemeine Geldknappheit der Länder genannt [vgl. CLADE (2002); REHBORN und THOMAE (2008)]. Zugespielt resümiert HENKE (2002), dass die Länder die Krankenhausinvestitionen „nach Kassenlage“ anstatt nach betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten vornähmen. Auch einzelne Landesregierungen

gestehen inzwischen einen Zusammenhang zwischen dem Rückgang der Investitionsmittel und Anstrengungen zur Haushaltskonsolidierung ein.¹ Innerhalb der Investitionsmittel ist wie gezeigt der Rückgang der Einzelfördermittel (Bauinvestitionen, langfristige Anlagegüter) gegenüber den Pauschalfördermitteln zur Finanzierung kurzfristiger Anlagegüter besonders stark. Die Länder versuchen damit, das insgesamt rückläufige Gesamtvolumen durch einen höheren Anteil frei einsetzbarer Mittel zu kompensieren.²

Als weiterer Grund für den Rückgang der Investitionsmittel kommen auch die zunehmenden Patientenströme zwischen den Ländern in Betracht. So profitiert beispielsweise ein in Bremen behandelter Patient mit Wohnsitz in Niedersachsen von der in Bremen vorgehaltenen und aus dem dortigen Landeshaushalt finanzierten Krankenhausinfrastruktur, ohne sich jedoch an den Kosten der Bereitstellung beteiligen zu müssen. Mehr als ein Viertel aller Patienten in Bremer Krankenhäusern hatten 1993 ihren Wohnsitz außerhalb Bremens („Einquartler“). Im Jahr 2011 lag der Anteil dieser Patienten bereits bei über einem Drittel (vgl. Tab. 1). DIE SENATORIN

Abbildung 3: Krankenhausinvestitionsmittel der ostdeutschen Länder (in € je Einwohner), 1991 bis 2011 (real, Preise von 2011)



Quellen: Deutsche Krankenhausgesellschaft (2012), Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2013), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

FÜR ARBEIT, FRAUEN, GESUNDHEIT, JUGEND UND SOZIALES (2008) der Freien Hansestadt Bremen warf in diesem Zusammenhang die Frage auf, „ob Bremen als hoch verschuldetes Bundesland es sich noch ‚leisten‘ könne, öffentliche Krankenhausfinanzierung und Förderung in dem gegebenen Maße für die Versorgung niedersächsischer Patienten zu betreiben“.

Umgekehrt könnte jedoch auch ein steigender Anteil „auspendelnder“ Patienten (vgl. nochmals Tab. 1) als Rechtfertigung einer Reduktion der eigenen Investitionsanstrengungen dienen, da vermehrt andere Länder die Versorgung der Patienten dieses Landes sicherstellen. Das „Auspendler“-Land könnte sich in diesem Falle als Freifahrer auf Kosten anderer Länder verhalten.

Insgesamt führen die Ströme „ein-“ und „auspendelnder“ Patienten per Saldo zu Nutzenverschiebungen zwischen den Ländern. Nutzer- und Steuerzahlerkreis des Gutes Krankenhausinfrastruktur sind nicht mehr kongruent und jede Landesregierung sieht sich sowohl bei steigenden „Einpendler“- als auch „Auspendler“-Anteilen dem Anreiz gegenüber, die eigenen

Investitionen zu kürzen. Folgen alle Länder diesen individuell rationalen Anreizen aus den Patientenströmen, droht ein Rückgang der Investitionsmittel auf ein ineffizient geringes Niveau („Race-To-The-Bottom“, vgl. SINN (1994, 2002)). Angesprochen sind damit die effizienz-mindernden Wirkungen der von der ökonomischen Theorie des Föderalismus problematisierten räumlichen externen Effekte [Spillover-Effekte, vgl. z. B. OATES (1972)]. Bisher wurde ein solcher Zusammenhang im deutschen Krankenhauswesen jedoch nicht nachgewiesen.

Nur wenige Studien [z. B. ROTHGANG und WESSEL (2008)] untersuchten bisher zudem, ob politische Einflüsse, z. B. Wahljahre oder die ideologische Ausrichtung der Landesregierung, das jeweilige Krankenhausinvestitionsverhalten des Landes beeinflussen. Gleiches gilt für soziodemographische Einflüsse wie das regionale Wohlstandsniveau, den demographischen Wandel oder soziale Verwerfungen (hohe Arbeitslosenquote), die einen wesentlichen Einfluss auf den Gesundheitszustand und damit Behandlungsbedarf der Bevölkerung haben [vgl.

Tabelle 1: Patientenströme im Krankenhaussektor zwischen den Ländern, 1993 und 2011 (Angaben in %)

	Einpendelnde Patienten ^a			Auspendelnde Patienten ^b		
	1993	2011	Relative Veränderung 1993–2011	1993	2011	Relative Veränderung 1993–2011
Baden-Württemberg	7,81	8,42	7,79	4,38	5,57	27,27
Bayern	6,16	7,05	14,36	3,08	3,46	12,55
Berlin	8,88	13,84	55,93	3,06	5,57	82,15
Brandenburg	9,14	7,57	-17,23	15,70	17,29	10,17
Hansestadt Bremen	28,29	36,55	29,17	11,64	12,19	4,73
Hansestadt Hamburg	23,73	30,38	28,03	13,23	11,21	-15,26
Hessen	9,47	9,02	-4,72	8,97	10,74	19,64
Mecklenburg-Vorpommern	5,31	5,95	12,24	5,48	6,96	27,02
Niedersachsen	8,20	7,55	-7,95	11,17	13,02	16,56
Nordrhein-Westfalen	4,03	3,32	-17,59	3,23	3,75	15,95
Rheinland-Pfalz	11,66	11,48	-1,56	14,10	15,56	10,40
Saarland	12,67	10,38	-18,08	10,37	9,25	-10,76
Sachsen	3,02	5,17	70,96	4,42	4,61	4,27
Sachsen-Anhalt	4,05	5,67	39,81	8,23	9,95	20,85
Schleswig-Holstein	11,77	11,96	1,67	13,44	16,38	21,83
Thüringen	5,61	8,45	50,61	6,16	9,11	48,04
Durchschnitt ^c	7,35	8,02	9,00	7,35	8,02	9,00

a) Anteil der im eigenen Land erbrachten Behandlungstage für Patienten anderer Länder (1993: ohne Stundenfälle). – b) Anteil der in anderen Ländern erbrachten Behandlungstage für Patienten des eigenen Landes (1993: ohne Stundenfälle). – c) Gewichteter Durchschnitt.

Quellen: Statistisches Bundesamt (2012a), Berechnungen des ifo Instituts.

z. B. JAGGER et al. (2008)]. Um zu prüfen, ob diese Variablen auch das Investitionsverhalten der Länder beeinflussen, werden diese im Folgenden ebenfalls untersucht.

Methodisches Vorgehen

Um den tatsächlichen Einfluss der möglichen Ursachen auf das Investitionsverhalten der 16 Länder zu testen, wurden Regressionsmodelle für die Jahre 1993 bis 2011 geschätzt.³ Der Schätzansatz ist eine gepoolte OLS-Regression; zur Kontrolle auf landesspezifische Effekte wur-

de die Schätzung zudem mit fixen Effekten wiederholt [vgl. zur Methodik die Infobox]. Als abhängige Variable gehen die jährlichen absoluten Investitionsfördermittel in Relation zur Einwohnerzahl (Modell 1 und 2) sowie die Fördermittel in Relation zur Zahl der Krankenhausbetten des Landes (Modell 3 und 4) ein. Beide Kennziffern sind im Krankenhauswesen gebräuchlich [vgl. z. B. STEINER und MÖRSCH (2005)]. Die verwendeten Regressoren stellt Tabelle 2 dar. Neben krankenhausspezifischen und finanzpolitischen Variablen wird entsprechend der Vorüberlegungen auch auf soziodemographische Einflüsse und politökonomische Variablen sowie auf Jahreseffekte kontrolliert.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik, 1993 bis 2011

Set	Variable	Beschreibung	Arithmet. Mittel	Minimum	Maximum	Standard-Abweichung
Abhängige Variablen	Investitionsmittel je Einwohner	Krankenhausinvestitionsmittel (in € je Einwohner ^a)	49,05	11,63	127,69	21,68
	Investitionsmittel je Bett	Krankenhausinvestitionsmittel (in 1.000 € je Bett ^a)	7,13	2,04	16,84	2,86
Krankenhausspezifische Variablen	Anteil einpendelnder Patienten	Anteil der im eigenen Land erbrachten Behandlungstage für Patienten anderer Länder (in %, bis 1999 ohne Stundenfälle)	10,38	2,95	36,55	8,04
	Anteil auspendelnder Patienten	Anteil der in anderen Ländern erbrachten Behandlungstage für Patienten des eigenen Landes (in %, bis 1999 ohne Stundenfälle)	8,69	2,91	17,29	4,11
	Pauschalfördermittelquote	Anteil der Pauschalfördermittel an allen Krankenhausinvestitionsmitteln (in % ^b)	36,38	6,58	79,38	14,73
Soziodemographische Variablen	Arbeitslosenquote	Arbeitslosenquote (bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen, in %)	12,56	4,30	22,10	4,56
	Altenquotient	Anteil der Einwohner über 60 Jahre je Einwohner zwischen 20 und 59 Jahre (in %)	43,24	29,36	57,32	5,50
	Bruttoinlandsprodukt (BIP)	BIP (in 1.000 € je Einwohner ^a)	27,24	13,16	52,73	8,17
Finanzpolitische Variablen	Gesamtausgaben	Bereinigte Ausgaben des Landeshaushalts (in 1.000 € je Einwohner ^a)	4,18	2,72	8,22	1,38
	Zinsausgaben	Zinsausgaben des Landeshaushalts (in 1.000 € je Einwohner ^a)	0,34	0,05	1,10	0,22
	Finanzierungssaldo	Saldo aus Bereinigten Einnahmen und Ausgaben des Landeshaushalts (in 1.000 € je Einwohner ^a)	-0,32	-1,92	1,43	0,40
Politikbezogene Dummyvariablen	Wahljahr	Wahljahr (ja = 1)	0,23	0,00	1,00	0,42
	Vorwahljahr	Vorwahljahr (nur bei regulärer Legislatur) (ja = 1)	0,21	0,00	1,00	0,41
	SPD	SPD an Landesregierung beteiligt (ja = 1)	0,64	0,00	1,00	0,48
	CDU	CDU an Landesregierung beteiligt (ja = 1)	0,63	0,00	1,00	0,48
	Ost	Ostdeutschland (ja = 1)	0,38	0,00	1,00	0,48

a) Real, Preise von 2011. – b) Der Anteil der Pauschalfördermittel 1993 wurde mit dem Wert von 1994 approximiert.

Quellen: Bundesagentur für Arbeit (2012), Deutsche Krankenhausgesellschaft (2012), Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2013), Statistisches Bundesamt (2012a, 2012b, 2012c, 2012d, 2013), Berechnungen des ifo Instituts.

Der zugrunde gelegte Regressionsansatz knüpft an bestehende Schätzungen der Wirkung von Spillover-Effekten auf das Ausgabeverhalten subnationaler Körperschaften an [siehe z. B. STRATHMAN (1994)]. Um einer verzerrenden, zeitlichen Korrelation in den Störtermen (Autokorrelation) zu begegnen, werden für die Schätzung die ersten Differenzen sämtlicher Variablen (mit Ausnahme der Dummyvariablen) verwendet [vgl. WOOLDRIDGE (2002)]. Die Schätzung wird als gepoolte OLS-Regression durchgeführt und zur Kontrolle auf landesspezifische Effekte mit Fixed Effects (FE) wiederholt. Hierbei entfällt die zeitkonstante Dummyvariable für Ostdeutschland. In beiden Modellen wird mithilfe von Zeitdummys auf temporale Effekte kontrolliert. Zur verwendeten Methodik vgl. näher WOOLDRIDGE (2002).

Regressionsergebnisse

Die Ergebnisse der empirischen Analyse bestätigen die Vorüberlegungen mit Blick auf die Kernursachen des Investitionsmittlrückgangs (vgl. Tab. 3): Ein verstärkter Konsolidierungsdruck, der sich in einem steigenden Finanzierungssaldo aus Einnahmen und Ausgaben abbildet, führt in allen Modellen zu einem signifikanten Rückgang der Investitionsmittel. Einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Krankenhausinvestitionsmittel je Einwohner (Modell 1 und 2) üben zudem die zunehmenden Zinszahlungen aus. Die Zinslasten verdrängen offenbar sukzessive die Investitionen aus den Länderhaushalten. Der hochsignifikante Einfluss der Pauschalfördermittelquote bestätigt außerdem die Vermutung, dass eine Verschiebung hin zu einem größeren Anteil von Pauschalfördermitteln, über welche die Krankenhäuser im Vergleich zu Einzelfördermitteln freier verfügen können, mit dem Abschmelzen der Gesamtmittel einhergeht.

Bemerkenswert ist, dass auch ein Anstieg des Anteils der zur Behandlung in ein anderes Land „auspendelnden“ Patienten signifikant zu einem Rückgang der Investitionszahlungen führt. Im Durchschnitt lässt ein Anstieg des „Auspendleranteils“ um einen Prozentpunkt die Investitionsmittel je Einwohner um 2,21 bis 2,29 € (Modelle 1 und 2) bzw. die Investitionsmittel je Bett um 284 € (Modell 3) zurückgehen. Dieses Ergebnis deckt sich mit Befunden von WEISBROD (1965) oder STRATHMAN (1994), die ein solches Freifahrer-Verhalten für amerikanische Gebietskörperschaften im Bildungswesen nachweisen. Damit finden sich Befürchtungen bestätigt, wonach auch die zunehmenden Patientenströme bzw. Spillover-Effek-

te zwischen den Ländern negative Auswirkungen auf die Bereitstellung der Krankenhausinvestitionsmittel haben. Allerdings ist – wie in den Arbeiten von WEISBROD und STRATHMAN mit Bezug auf das Bildungssystem – kein signifikanter Einfluss „einpendelnder“ Patienten auf das Investitionsverhalten nachzuweisen.

Unter den soziodemographischen Kontrollvariablen zeigt der Anteil der Einwohner über 59 Jahren je Einwohner zwischen 20 und 59 Jahren (Altenquotient) in zwei Modellen (1 und 4) einen signifikant positiven Einfluss auf das Investitionsverhalten. Offenbar reagieren die Länder auf die demographischen Veränderungen, die besonders auch das Gesundheitswesen vor neue Herausforderungen stellt. Ein ebenfalls ausgabenerhöhender Einfluss lässt sich – allerdings nur in einem der vier Modelle – für die Arbeitslosenquote nachweisen. Dies bestätigt die Ergebnisse von ROTHGANG und WESSEL (2008) und könnte eine Reaktion der Länder auf die Beobachtung darstellen, dass Arbeitslosigkeit tendenziell zu einer höheren Nachfrage nach stationären Einrichtungen und Leistungen führt [vgl. KIESELBACH und BEELMANN (2006)].

Keinen signifikanten Einfluss haben in den geschätzten Modellen dagegen die politökonomischen Kontrollvariablen. Dies bestätigt wiederum die Befunde von ROTHGANG und WESSEL (2008). Zur Erklärung bemerkt BRUCKENBERGER (2010), dass Krankenhausinvestitionen nur schwer als politischer Erfolg „zu verkaufen“ seien. Einzig die Variable für Ostdeutschland weist auf den dargestellten Sondereffekt einer besonders starken jährlichen Reduktion der Investitionsmittel in den ostdeutschen Ländern hin.

Wie groß ist der „Investitionsstau“ im Krankensektor?

Aufgrund der rückläufigen Investitionsmittel müssen die Krankenhäuser notgedrungen Investitionen immer stärker aus Eigenmitteln bestreiten [„Grauzonenfinanzierung“, vgl. CLADE (2002)] oder über Jahre hinweg aufschieben. Hieraus ist inzwischen ein regelrechter „Berg“ aufgeschobener Investitionsvorhaben entstanden, der zumeist als „Investitionsstau“ bezeichnet wird [vgl. z. B. BRUCKENBERGER (2010); AUGURZKY et al. (2013)]. Obwohl Einigkeit hinsichtlich der Existenz dieses „Staus“ besteht, gehen die Schätzungen des aufgestauten Investitionsvolumens deutlich auseinander. AUGURZKY et al. (2013) quantifizieren unter der Annahme einer wünschenswerten Investitionsquote in Höhe von 10 % den Investitionsbedarf im deutschen Krankensektor im Jahr 2011 auf 14,6 Mrd. €; allein zwei Drittel entfallen davon auf die drei Länder Baden-Württemberg, Niedersachsen und Nord-

Tabelle 3: Ergebnisse der Regressionsschätzungen (Gepoolte OLS und Fixed Effects, in ersten Differenzen)

Variable		Abhängige Variable: Investitionsmittel je Einwohner				Abhängige Variable: Investitionsmittel je Bett			
		Gepoolte OLS		Fixed Effects		Gepoolte OLS		Fixed Effects	
Modell		(1)	(2)	(3)	(4)				
Konstante		-0,905	-	-0,040	-				
Krankenhaus-spezifische Variablen	Anteil einpendelnder Patienten	1,226	1,316	0,117	0,107				
	Anteil auspendelnder Patienten	-2,209 *	-2,289 *	-0,284 *	-0,293				
	Pauschalfördermittelquote	-0,489 ***	-0,507 ***	-0,075 ***	-0,078 ***				
Sozio-demographische Variablen	Arbeitslosenquote	0,539	0,733 *	0,063	0,068				
	Altenquotient	1,503 **	1,576	0,145	0,247 *				
	Bruttoinlandsprodukt	0,093	0,061	0,008	0,017				
Finanzpolitische Variablen	Gesamtausgaben	2,655	2,515	0,123	0,164				
	Zinsausgaben	-32,040 *	-31,500 *	-0,566	-0,779				
	Finanzierungssaldo	-2,837 **	-2,846 **	-0,366 *	-0,347 *				
Politik-bezogene Dummy-variablen	Wahljahr (Dummy)	0,397	0,416	0,064	0,059				
	Vorwahljahr (Dummy)	-0,954	-0,945	-0,173	-0,179				
	SPD (Dummy)	0,447	1,477	0,098	0,200				
	CDU (Dummy)	-0,115	-0,236	0,067	0,065				
	Ost (Dummy)	-3,561 ***	-	-0,517 ***	-				
n		288	288	288	288				
R ²		0,396	0,421	0,395	0,419				
Korrigiertes R ²		0,323	0,314	0,322	0,311				
p-Wert der F-Statistik		<0,001***	<0,001***	<0,001***	<0,001***				
Anmerkungen: Zur Schätzung wurden robuste Standardfehler (HAC) verwendet. Die Schätzungen wurden mit Jahresdummys durchgeführt. *Signifikanz auf 10%-Niveau, **Signifikanz auf 5%-Niveau, ***Signifikanz auf 1%-Niveau.									

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

rhein-Westfalen. BRUCKENBERGER et al. (2006) normieren den Freistaat Bayern als Benchmark und berechnen aus den Minderinvestitionen der anderen Länder im Vergleich zu Bayern für das Jahr 2005 einen Bedarf für nachzuholende Investitionen in Höhe von 32,5 Mrd. €. Die DEUT-

SCHKE KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (2007) beziffert den „Investitionsstau“ gar auf 50 Mrd. €.

Die Breite der vorgelegten Schätzungen verdeutlicht, dass der vollständige, tatsächliche Investitionsbedarf im Krankenhaussektor objektiv nur schwer bestimmbar ist

[vgl. auch SVR (2007)]. Insbesondere Kapazitätserweiterungen und -veränderungen aufgrund eines sich ändernden Gesundheitsverhaltens, regionalspezifische Besonderheiten sowie Anpassungsnotwendigkeiten aufgrund des demographischen Wandels können in Schätzungen nur bedingt berücksichtigt werden. Nachfolgend wird daher exemplarisch für das Jahr 2011 ein anderer Ansatz zur Bestimmung des öffentlichen Investitionsbedarfs gewählt. Unterstellt wird im Folgenden, dass – unabhängig von anderweitigen Anpassungen – wenigstens der *Erhalt* des bestehenden, öffentlich geförderten Krankenhauskapitalstocks wünschenswert ist, um einen langfristigen Verfall der Infrastruktur zu vermeiden.⁴ Dieser Kapitalstock lässt sich mithilfe der *Perpetual-Inventory-Methodik* [vgl. BERLEMANN und WESSELHÖFT (2012)] bestimmen.

Entsprechend dieser Methodik werden zunächst die vergangenen Investitionszahlungen der Länder mit dem jeweiligen Landes-BIP-Deflator zum Basisjahr 2011 preisbereinigt. Anschließend wird für jedes abgelaufene Jahr 5,0%⁵ des realen Anschaffungswertes abgezogen (linearer Abschreibungssatz), um den Kapitalstockverschleiß abzubilden. Die Summe der nunmehr preisbereinigten und nicht abgeschrieben Investitionsmittel der Vergangenheit entspricht dem heute bestehenden Kapitalstock.

Auf Basis der eingeführten Methodik ergibt sich zu Beginn des Jahres 2011 ein öffentlich finanzierter Krankenhauskapitalstock in Höhe von rund 30,6 Mrd. € in Preisen von 2011 (vgl. Tab. 4). Der Anteil dieses öffentlich geförderten Vermögens am *gesamten* Anlagevermögen des Krankenhausesektors (öffentliche Förderung und Eigenmittelfinanzierung) betrug 56 % im Jahr 2011 [AUGURZKY et al. (2013)]. Wiederholt man die Berechnungen nach der *Perpetual-Inventory-Methode* für 2012, ohne jedoch die tatsächlichen Investitionen des Jahres 2011 zu berücksichtigen, erhält man einen Kapitalstock in Höhe von 27,2 Mrd. €. Aus der Differenz beider Werte berechnen sich die zur Erhaltung des Anfang 2011 bestehenden Kapitalstocks mindestens erforderlichen Investitionsmittel des Haushaltsjahres 2011. Diese können mit den tatsächlichen Investitionen des gleichen Jahres verglichen werden. Liegen hierbei die tatsächlich gezahlten Investitionsmittel unter den zur Kapitalstockerhaltung notwendigen Investitionen, besteht eine öffentliche Finanzierungslücke.

Aus Tabelle 4 ergibt sich, dass allein im Jahr 2011 insgesamt mehr als 723 Mill. € (in Preisen von 2011) bzw. 21 % der notwendigen Zahlungen zu wenig durch die Länder investiert wurden, um den bestehenden, öffentlich geförderten Krankenhauskapitalstock zu erhalten. Damit besteht eine öffentliche Finanzierungslücke. Bereits im Jahr 1989 warnte der damalige SACHVERSTÄNDIGENRAT FÜR DIE KONZERTIERTE AKTION IM GESUNDHEITSWESEN,

dass die Investitionsmittel der Länder zur Erhaltung der Krankenhausinfrastruktur nicht ausreichen [SVR (1989)]. Auch knapp zwanzig Jahre nach dieser Warnung scheint sich hieran nichts geändert zu haben. Die immer fortwährenden Reduktionen der Krankenhausinvestitionsmittel lassen den gesamtdeutschen, öffentlich geförderten Kapitalstock im Krankenhauswesen weiter dahin schmelzen.

Zum Erhalt der öffentlich geförderten Krankenhausinfrastruktur in Berlin wären beispielsweise Investitionen in Höhe von 195 Mill. € notwendig gewesen (vgl. Tab. 4); einen jährlichen Bedarf in ähnlicher Größenordnung (192,6 Mill. €) ermittelten die BERLINER KRANKENHAUSEGSELLSCHAFT UND SENATSVERWALTUNG FÜR GESUNDHEIT, UMWELT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011) bei einer Erhebung über den notwendigen Investitionsbedarf in den Berliner Krankenhäusern. Tatsächlich wurden in Berlin jedoch lediglich 83 Mill. € investiert – weniger als 50 % des notwendigen Betrags. In den ostdeutschen Ländern wurde im Durchschnitt der Investitionsbedarf nur zu rund 44 % gedeckt. Zu berücksichtigen ist hierbei jedoch, dass die anfänglich enorm hohen Investitionsausgaben der ostdeutschen Länder nach 1991 entsprechend der eingeführten Methodik (einheitlicher Abschreibungssatz bei unterschiedlicher Investitionsstruktur) zu einer deutlichen Überschätzung des heutigen Bedarfs an Ersatzinvestitionen führen können. Dies erklärt auch, warum es trotz des rechnerischen Bedarfs noch nicht zu einem Investitionsstau in den ostdeutschen Ländern gekommen ist [vgl. AUGURZKY et al. (2013)]. In der künftigen Forschung sollten insbesondere diese Sondereffekte sowie der Bevölkerungsrückgang in Ostdeutschland stärker berücksichtigt werden.

Für Westdeutschland ergibt sich entsprechend der *Perpetual-Inventory-Methode* eine Unterinvestition in Höhe von 4 % der zur Kapitalstockerhaltung benötigten Mittel. Mit Baden-Württemberg, Hamburg, Hessen, Niedersachsen, Saarland und Schleswig-Holstein zahlten insgesamt sechs westdeutsche Länder im Jahr 2011 jedoch mehr Investitionsmittel als zur Erhaltung des bestehenden, öffentlich geförderten Kapitalstocks notwendig wären. Dies führt aufgrund des teils beträchtlichen Investitionsstaus in diesen Ländern [vgl. AUGURZKY et al. (2013)], jedoch allenfalls zur Verringerung des aufgestauten Investitionsbedarfs. Eine Trendwende in der Krankenhausinvestitionsfinanzierung ist damit noch nicht erreicht.

Fazit und Handlungsempfehlungen

Seit Jahren reduzieren die meisten Länder kontinuierlich die im Landeshaushalt eingestellten Investitionsmittel. Im Jahr 2011 fehlten im Krankenhausesektor rund 723 Mill. € an Investitionszahlungen (in Preisen von 2011), um die

Tabelle 4: Finanzierungsbedarf zur Infrastrukturerhaltung des Krankenhauswesens (in Mill. €, 2011, real, Preise von 2011)

Land	Öffentl. finanziertes Krankenhauskapitalstock, 2011 ^a	Öffentl. finanziertes Krankenhauskapitalstock, 2012 (ohne Investitionen 2011) ^a	Notwendige Investitionen zur Kapitalstockerhaltung, 2011	Tatsächliche Investitionen, 2011	Unter- bzw. Mehrinvestition	Unter- bzw. Mehrinvestition in % der notwendigen Investitionen
	(1)	(2)	(3)=(1)-(2)	(4)	(5)=(4)-(3)	(6)=(5)/(3)
Baden-Württemberg	3.265	2.924	341	383	42	12
Bayern	5.290	4.709	580	450	-130	-22
Berlin	1.436	1.241	195	83	-112	-57
Brandenburg	1.414	1.241	173	98	-75	-43
Hansestadt Bremen	337	302	35	30	-5	-15
Hansestadt Hamburg	894	807	87	117	31	35
Hessen	2.283	2.059	224	225	1	0
Mecklenburg-Vorp.	1.036	917	119	69	-50	-42
Niedersachsen	1.948	1.739	209	239	29	14
Nordrhein-Westfalen	5.072	4.527	545	497	-48	-9
Rheinland-Pfalz	1.305	1.166	139	117	-22	-16
Saarland	346	309	37	39	2	5
Sachsen	1.982	1.732	250	97	-153	-61
Sachsen-Anhalt	1.582	1.390	192	67	-125	-65
Schleswig-Holstein	847	766	82	85	3	3
Thüringen	1.573	1.394	179	70	-109	-61
Gesamt	30.611	27.222	3.388	2.665	-723	-21
Ostdeutschland	9.024	7.915	1.109	485	-624	-56
Westdeutschland	21.587	19.307	2.280	2.180	-99	-4

a) Summe der mit dem jeweiligen Landes-BIP-Deflator diskontierten Krankenhausinvestitionsmittel, die mit einem linearen Abschreibungssatz in Höhe von 5,0 % abgeschrieben wurden.

Quellen: Deutsche Krankenhausgesellschaft (2012), Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2013), Berechnungen des ifo Instituts.

bestehende, öffentlich geförderte Infrastruktur zu erhalten. Die Unterfinanzierung der deutschen Krankenhausinfrastruktur durch die Länder wird inzwischen auch von einzelnen Landesregierungen eingestanden. Als besonders stark erscheint die Finanzierungslücke in den ostdeutschen Ländern; hier müssen jedoch Sondereffekte aufgrund der enormen Nachholinvestitionen zur baulichen Sanierung des maroden DDR-Krankenhaussektors in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung beachtet werden.

Kernursache des Rückgangs der Investitionsmittel ist die hohe Abhängigkeit der Krankenhausfinanzierung von der finanziellen Gesamtlage des jeweiligen Landes. Um die immer stärker drückende Zinslast in den Landeshaushalten bedienen zu können, sind die Krankenhausinvestitionsmittel zum „Steinbruch“ [PITSCHAS (2012)] für die Haushaltskonsolidierung geworden. Auch die zunehmenden Patientenströme zwischen den Ländern beeinflussen das Krankenhausinvestitionsverhalten negativ. Ein Zuwachs der zur Behandlung in andere Länder „auspendelnden“ Patienten sendet offenbar ein Signal an die Landesregierung bzw. Landtagsmehrheit des entsprechenden Landes, die eigenen Investitionsanstrengungen zurückfahren zu können. Diese Fehlanreize führen ceteris paribus zu einer nochmaligen Reduktion der Krankenhausinvestitionsmittel.

Als Lösung des Problems werden zumeist eine stärkere Rolle des Bundes oder die Rückkehr zur monistischen Finanzierung (Übernahme der Investitionskosten durch die GKV bzw. Privatsektor) genannt [vgl. CLADE (2002); RÜRUP (2008)]. Die historischen Erfahrungen bis 1972 lehren jedoch, dass auch eine alleinige Zuständigkeit der GKV oder des Bundes keinesfalls eine auskömmliche Finanzierung sichert. Außerdem könnten bei einer Zuständigkeit des Bundes regional differierende Präferenzen schlechter als bisher bedient werden.⁶ Als effizientere Lösung kommt daher die Einrichtung eines speziellen horizontalen Ausgleichsmechanismus zwischen den Ländern in Betracht, der an die Patientenströme zwischen den Ländern gekoppelt ist. Dieser ist jedoch seinerseits mit Schwierigkeiten verbunden. So kann beispielsweise der Ausgleichbedarfs ex ante nur grob geschätzt werden. Als zweitbeste Lösung wären daher Zuweisungen des Bundes an die Länder, z. B. im Rahmen eines gemeinsamen Investitionsprogrammes, zu bevorzugen [so auch DEUTSCHE KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (2007)]. Insbesondere die negativen Anreize der Patientenströme zwischen den Ländern könnten hierdurch internalisiert und ein weiterer „Wettlauf nach unten“ verhindert werden.

Wichtig erscheint zudem, das Krankenhauswesen stärker als bisher mit den anderen Sektoren des Gesundheitswesens zu verknüpfen [vgl. REINERS (2011)]. Das 2012 in Kraft getretene GKV-Versorgungsstruktur-

gesetz böte hierfür neue Chancen: Die Länder könnten mit ihrem auf die ambulante Versorgungsplanung ausgeweiteten Einfluss ihren Planungshorizont auf ganze „Versorgungsketten“ als Moderatoren, Anschubfinanzierer und Impulsgeber“ [SELL (2001)] richten und für eine Vernetzung der Versorgungssysteme sorgen. Voraussetzung hierfür ist jedoch, dass die Länder künftig von ihren Kompetenzen verstärkt Gebrauch machen und ihre Finanzierungsverantwortung für den stationären Sektor ausfüllen.

Referenzen

- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.) (2013): Bruttoinlandsprodukt – in jeweiligen Preisen – 1991 bis 2012 (WZ 2008); Bruttoinlandsprodukt – preisbereinigt, verkettet – 1991 bis 2012 (Wirtschaftswachstum) (WZ 2008), Berechnungsstand: August 2012/Februar 2013, Stuttgart.
- AUGURZKY, B., KROLOP, S., HENTSCHKER, C., PILNY, A. und C. SCHMIDT (2013): Krankenhaus Rating Report 2013: Krankenhausversorgung zwischen Euro-Krise und Schuldenbremse, medhochzwei Verlag, Heidelberg.
- BALTZER, W. (2009): Pauschalförderung angesagt. Interview Christine Clauß, Sächsische Staatsministerin für Soziales, zur Situation der Krankenhäuser. In: WirtschaftsJournal online. http://www.wirtschaftsjournal.de/de/142-mai_2009/365-pauschalfoerderung-angesagt, abgerufen am 08.08.2013.
- BERLEMANN, M. und J.-E. WESSELHÖFT (2012): Estimating Aggregate Capital Stocks Using the Perpetual Inventory Method – New Empirical Evidence for 103 Countries, Helmut Schmidt Universität Hamburg, Fächergruppe Volkswirtschaftslehre, Diskussionspapier Nr. 125, Hamburg.
- BERLINER KRANKENHAUSGESELLSCHAFT/SENATSVERWALTUNG FÜR GESUNDHEIT, UMWELT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (HRSG.) (2011): Investitionsbedarf der Krankenhäuser in Berlin, Berlin.
- BRUCKENBERGER, E. (2010): 40 Jahre Krankenhausfinanzierung – Der Mythos von Sisyphos, Vortrag bei der Tagung „40 Jahre Krankenhausfinanzierung – Der Mythos von Sisyphos“, 23.04.2010, Hannover.
- BRUCKENBERGER, E., KLAUE, S. und H.-P. SCHWINTOWSKI (2006): Krankenhausmärkte zwischen Regulierung und Wettbewerb, Springer, Berlin u. a.
- BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (Hrsg.) (2012): Arbeitsmarkt in Zahlen. Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf, Stand: Dezember 2012, Nürnberg.
- CLADE, H. (2002): „Grauzonenfinanzierung“ verzerrt Wettbewerb. Investitionsstau Störfaktor der Krankenhauswirtschaft. In: Deutsches Ärzteblatt 99, S. A327–A328.

- DEUTSCHE KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (Hrsg.) (2007): Deutschland droht Spitzenplatz in der Medizin zu verlieren – Bundesweites Sonder-Investitionsprogramm gefordert, Pressemitteilung vom 08.04.2007, Berlin.
- DEUTSCHE KRANKENHAUSGESELLSCHAFT (Hrsg.) (2012): Bestandsaufnahme zur Krankenhausplanung und Investitionsfinanzierung in den Bundesländern, Stand: Juli 2012, Berlin.
- DIE SENATORIN FÜR ARBEIT, FRAUEN, GESUNDHEIT, JUGEND UND SOZIALES (Hrsg.) (2008): Bremer Krankenhäuser im „Dreistromland“. Patientenströme aus dem Ems-Weser-Elbe-Gebiet in die Krankenhäuser des Landes Bremen. Daten und Analysen für die Jahre 2004–2006, Bremen.
- GKV-SPITZENVERBAND (Hrsg.) (2012): Bundesländer schleichen sich aus ihrer Verantwortung für die Krankenhausfinanzierung, Pressemitteilung vom 02.07.2012, Berlin.
- HENKE, K.-D. (2002): Kürzer im Krankenhaus – längeres Leid? Was steckt hinter dem Fallpauschalensystem?, Vortrag bei der Reihe Workshop Medizinethik, 09.11.2002, Katholische Akademie in Berlin, Berlin.
- HEYDER, R. (2009): Zukunft der Investitionsplanung und -finanzierung: Ist die (Hochschul-)Medizin reif für die Monistik?, Vortrag bei der Tagung „Strategische Investitionsplanung. Organisation, Ziele, Instrumente, Risiken – Herausforderung für Universitätsklinika und Krankenhäuser“, 26.11.2009, Berlin.
- JAGGER, C., GILLIES, C., MOSCONE, F., CAMBOIS, E., VAN OYEN, H., NUSSELDER, W., ROBINE, J.-M. und THE EHLEIS TEAM (2008): Inequalities in Healthy Life Years in the 25 Countries of the European Union in 2005: A Cross-National Meta-Regression Analysis, *The Lancet* 372, S. 2.124–2.131.
- KIESELBACH, T. und G. BEELMANN (2006): Arbeitslosigkeit und Gesundheit. Stand der Forschung. In: HOLLEDERER, A. und H. BRAND (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit, Gesundheit und Krankheit*, Verlag Hans Huber, Bern, S. 13–31.
- OATES, W. (1972): *Fiscal Federalism*, Edward Elgar, Cheltenham, Northampton.
- PITSCHAS, R. (2012): Umbruch der Versorgungsstrukturen im Gesundheitswesen und Grundgesetz. In: DERS. (Hrsg.): *Versorgungsstrukturen im Umbruch. Die Gesundheitsversorgung zwischen Länderinteressen und finanziellen Zwängen*, Peter Lang, Frankfurt am Main u. a., S. 79–101.
- REHBORN, M. und H. THOMAE. (2008): Krankenhausplanung, Krankenhausfinanzierung, Versorgungsverträge. In: RATZEL, R. und B. LUXENBURGER (Hrsg.): *Handbuch Medizinrecht*, Deutscher AnwaltVerlag, Bonn, S. 1.329–1.418.
- REINERS, H. (2011): Sicherstellung der medizinischen Versorgung: Aufgaben und Herausforderungen für die Länder, in: JACOBS, K. und S. SCHULZE (Hrsg.): *Sicherstellung der Gesundheitsversorgung. Neue Konzepte für Stadt und Land*, KomPart, Berlin, S. 73–95.
- ROTHGANG, H. und A. WESSEL (2008): Sozialpolitik in den Bundesländern. In: HILDEBRANDT, A. und F. WOLF (Hrsg.): *Die Politik der Bundesländer. Staatstätigkeit im Vergleich*, VS, Wiesbaden, S. 137–172.
- RÜRUP, B. (2008): Umstellung auf eine monistische Finanzierung von Krankenhäusern, Expertise im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit vom 12.03.2008, Berlin.
- SVR – SACHVERSTÄNDIGENRAT FÜR DIE KONZERTIERTE AKTION IM GESUNDHEITSWESEN (Hrsg.) (1989): *Jahresgutachten 1989 – Qualität, Wirtschaftlichkeit und Perspektiven der Gesundheitsversorgung*, Nomos, Baden-Baden.
- SVR – SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER ENTWICKLUNG IM GESUNDHEITSWESEN (Hrsg.) (2007): *Gutachten 2007 – Kooperation und Verantwortung: Voraussetzungen einer zielorientierten Gesundheitsversorgung*, Nomos, Baden-Baden.
- SELL, S. (2001): Gesundheitspolitik im Spannungsfeld von Bundesländern und Krankenkassen. In: ECKART, K. und H. JENKINS (Hrsg.): *Föderalismus in Deutschland*, Duncker & Humblot, Berlin, S. 255–277.
- SINN, H.-W. (1994): How Much Europe? Subsidiarity, Centralization and Fiscal Competition, *Scottish Journal of Political Economy* 41, S. 85–107.
- SINN, H.-W. (2002): Der neue Systemwettbewerb, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3, S. 391–407.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2012a): *Gesundheit. Aus dem Krankenhaus entlassene vollstationäre Patienten (einschl. Sterbefälle, ohne Stundenfälle) nach dem Wohnort (Land), Behandlungsort (Land). 1993–2011*, [auf Anfrage zur Verfügung gestellt], Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2012b): *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Bevölkerungsfortschreibung, Fachserie 1, Reihe 1.3*, erschienen am 13.02.2012, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2012c): *Finanzen und Steuern. Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts, Fachserie 14, Reihe 3.1*, erschienen am 06.12.2012 sowie Vorgängerveröffentlichungen bis 1993, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2012d): *Gesundheit. Grunddaten der Krankenhäuser, Fachserie 12, Reihe 6.1.1*, erschienen am 18.10.2012, korrigiert am 12.03.2013 sowie Vorgängerveröffentlichungen bis 1993, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2013): *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Vorläufige Ergebnisse der Bevölkerungsfortschreibung auf Grundlage des Zensus 2011*, erschienen am 31.05.2013, Wiesbaden.
- STEINER, P. und M. MÖRSCH (2005): Kritische Bestandsaufnahme der Investitionsfinanzierung in den Bundesländern, *Das Krankenhaus* 97, S. 473–477.

- STIEF, G. (2013): Klinikfinanzierung: Bahr macht Druck. Interview, Kieler Nachrichten vom 27.02.2013.
- STRATHMAN, J. (1994): Migration, Benefit Spillovers and State Support of Higher Education, *Urban Studies* 31, S. 913–920.
- WEISBROD, B. (1965): Geographic Spillover Effects and the Allocation of Resources to Education. In: MARGOLIS, J. (Hrsg.): *The Public Economy of Urban Communities, Resources for the Future*, Washington, S. 192–206.
- WOOLDRIDGE, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, London.
- WUNSCH, A. (2012): Krankenhausfinanzierung im Wandel: Dr. Rudolf Kösters nach 35 Jahren im Gesundheitswesen als DKG-Präsident verabschiedet, *Das Krankenhaus* 104, S. 197–200.

¹ Die Landesregierung Brandenburgs räumt in einem Gesetzesentwurf in LT-Drs. 5/5371 mit Bezug auf die Einzelfördermittel offen ein: „Die [...] notwendigen Aufstockungen in den Finanzausstattungen der kommenden Jahre sind angesichts der Erfordernisse zur nachhaltigen Konsolidierung des Landeshaushaltes nicht möglich.“

- ² HEYDER (2009) bringt dies mit Bezug auf Nordrhein-Westfalen auf die gängige Formel „Weniger Geld + mehr Freiheit + mehr Leistungsorientierung = mehr Verantwortung“. Einen Zusammenhang zwischen Förder volumen und -mittelart stellt auch die Sächsische Staatsministerin für Soziales, Christine Clauß, her: „Es versteht sich von selbst, dass sich der finanzielle Kraftakt der letzten 20 Jahre nicht beliebig wiederholen lässt. Von daher wird der Schwerpunkt der Förderung von der bisherigen Einzelförderung großer Baumaßnahmen sich schrittweise mehr auf die Pauschalförderung verlagern.“ [zitiert nach: BALTZER (2009)].
- ³ Daten zur Patientenwanderung zwischen den Ländern stehen erst ab 1993 zur Verfügung. Die Jahre 1991 und 1992 müssen daher unberücksichtigt bleiben.
- ⁴ Zu beachten ist bei dieser Annahme, dass im Allgemeinen bereits die bisherigen Investitionen und damit der bestehende Kapitalstock als nicht hinreichend angesehen werden und in den vergangenen Jahren die Krankenhäuser verstärkt aus Eigenmitteln investierten.
- ⁵ Konservative Schätzungen gehen von einem (linearen) Abschreibungssatz der Krankenhausinfrastruktur von 4,8% aus; neuere Berechnungen korrigieren diesen Wert nach oben [vgl. BERLINER KRANKENHAUSEGELLSCHAFT UND SENATSVERWALTUNG FÜR GESUNDHEIT, UMWELT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011)]. Um den Abschreibungseffekt nicht zu überschätzen, wird vereinfacht ein Abschreibungssatz von 5,0% unterstellt. Dies bedeutet, dass im Durchschnitt nach 20 Jahren die Investitionen komplett abgeschrieben wurden.
- ⁶ Dieser Aspekt wird bei Forderungen nach einer Zuständigkeit des Bundes häufig übersehen. Eine bundeseinheitliche Güterbereitstellung kann bei heterogenen Präferenzen zu teils erheblichen Nutzeneinbußen führen [vgl. OATES (1972)]. Insbesondere an dieser Stelle besteht mit Blick auf Zentralisierungsforderungen im Krankenhauswesen weiterer Forschungsbedarf.

Regionale Mobilität sächsischer Auszubildender: Die späten Folgen des Nachwendegeburtensknicks

Holger Seibert und Mirko Wesling*

Motivation

Der sächsische Ausbildungsmarkt war lange Jahre durch einen deutlichen Nachfrageüberhang gekennzeichnet. Die Zahl der Lehrstellenbewerber im Freistaat war zu manchen Zeitpunkten fast doppelt so hoch wie die der gemeldeten betrieblichen Berufsausbildungsstellen. Ein Weg, dieses Problem zu mildern, bestand darin, das Lehrstellenangebot künstlich durch öffentlich geförderte, meist außerbetriebliche Ausbildungen zu erhöhen. So zählten beispielsweise knapp ein Drittel der rund 30.000 im Ausbildungsjahr 2001/02 in Sachsen bei der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (BA) gemeldeten Lehrstellen in diese Kategorie. Der zweite Weg bestand für die hiesigen Ausbildungsplatznachfrager darin, die Lehre in einer anderen Region zu absolvieren. Gemäß einer 2006 vom BUNDEINSTITUT FÜR BERUFSBILDUNG (BiBB) und der BA durchgeführten repräsentativen Umfrage gaben knapp die Hälfte der sächsischen Lehrstellenbewerber zu diesem Zeitpunkt an, sich auch auf Ausbildungsstellen zu bewerben, die 100 Kilometer und mehr von ihrem Wohnort entfernt lagen [vgl. BMBF (2008) S. 72].¹

Die jüngere Entwicklung am sächsischen Ausbildungsmarkt stellt sich hingegen völlig anders dar. Im Berichtsjahr 2010/11 standen den rund 21.000 gemeldeten Bewerbern ca. 19.000 gemeldete betriebliche Berufsausbildungsstellen gegenüber. Zählt man die etwa 3.000 außerbetrieblichen bzw. geförderten Stellen hinzu, lässt sich sogar ein leichter Angebotsüberhang konstatieren. D.h. zu diesem Zeitpunkt wurden rein rechnerisch in Sachsen erstmalig mehr Ausbildungsplätze angeboten, als es Ausbildungsinteressierte gab.

Der vorliegende Beitrag befasst sich mit der Frage, ob bzw. wie sich die geänderten Rahmenbedingungen auf das Mobilitätsverhalten der sächsischen Auszubildenden ausgewirkt haben. Jüngere Untersuchungen für Deutschland und die neuen Bundesländer legen die Vermutung nahe, dass die Pendelmobilität der sächsischen Lehrlinge im Zuge der Entspannung des hiesigen Ausbildungsmarktes zurückgegangen ist [vgl. FUCHS et al. (2012); SEIBERT und WESLING (2012)]. Dies soll im Folgenden überprüft werden.

Zunächst werden dabei die Ursachen für die veränderten Rahmenbedingungen kurz rekapituliert. Anschließend werden die verwendeten Daten und die gewählte Methodik vorgestellt, um schließlich die Pendelmobilität der sächsischen Auszubildenden vor dem umrissenen Hintergrund näher zu beleuchten.

Der Nachwendegeburtensknick und seine Folgen für den Arbeitsmarkt

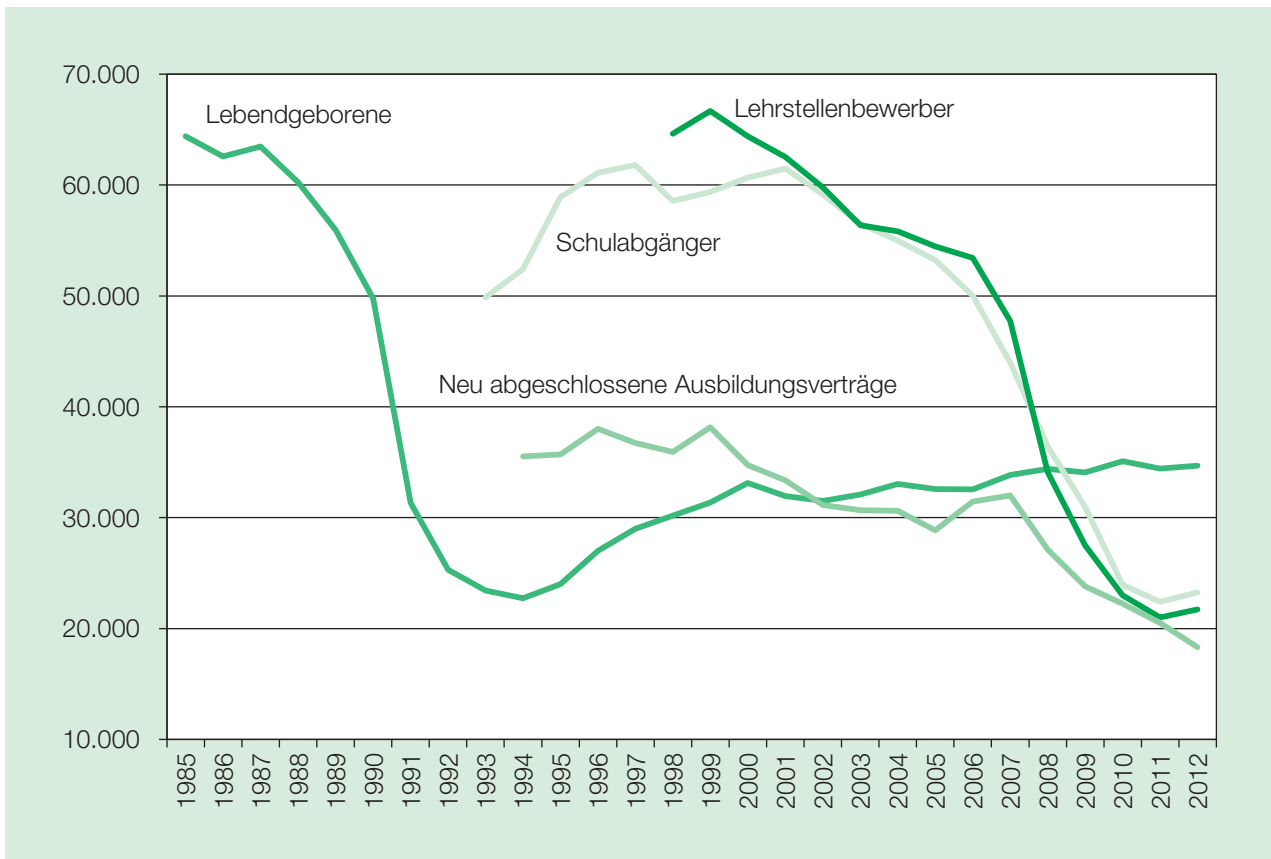
Zwischen 1985 und 1989 wurden in Sachsen durchschnittlich rund 61.000 Geburten pro Jahr registriert. In der ersten Hälfte der 1990er Jahre waren es im Mittel noch knapp 31.000 Geburten pro Jahr. Abbildung 1 veranschaulicht, wie rapide sich die Zahl der Lebendgeborenen ab etwa 1989/90 von Jahr zu Jahr reduziert hat.

Am Tiefpunkt, im Jahr 1994, lagen die Geburtenzahlen mit rund 22.700 noch bei etwa einem Drittel des 1985er Wertes. Erst in den Folgejahren stabilisierte sich die Zahl der Neugeborenen wieder langsam und pegelte sich zwischen 30.000 und 35.000 ein. Was war geschehen? Die große allgemeine Verunsicherung während der deutschen Wiedervereinigung und die ansteigende Arbeitslosigkeit wirkten sich nachteilig auf die Familienplanung aus. Die Entscheidung für ein Kind wurde auf einen späteren Zeitpunkt verschoben oder fiel gänzlich negativ aus [vgl. CONRAD et al. (1996)]. Während und nach der Wendezeit setzte darüber hinaus eine erhebliche Abwanderungsbewegung aus Sachsen, vornehmlich in Richtung Bayern und Baden-Württemberg, ein [vgl. HEILAND (2004)]. Dies schmälerte die Geburtenzahlen zusätzlich, da die Kinder der Abgewanderten naturgemäß nicht in Sachsen zur Welt kamen.

Wie dieser demographische Schock mit dem eingangs beschriebenen heutigen Ausbildungsmarktgeschehen in Verbindung steht, wird ebenfalls aus Abbildung 1 ersichtlich. Ungefähr ab dem Jahr 2007 verließen die geburtenschwachen Jahrgänge nach und nach die allgemeinbildenden Schulen und traten, sofern sie sich für eine duale Ausbildung entschieden, auf den Lehrstellenmarkt. Erst ab diesem Zeitpunkt näherten sich die Ausbildungsnachfrage, hier approximiert über die Zahl der bei der BA gemeldeten Lehrstellenbewerber, und das Ausbildungsangebot, hier dargestellt als realisiertes Angebot anhand der neu abgeschlossenen Ausbildungs-

* Dr. Holger Seibert ist Mitarbeiter am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) Berlin-Brandenburg. Mirko Wesling ist Mitarbeiter am IAB Sachsen.

Abbildung 1: Lebendgeborene, Schulabgänger, Lehrstellenbewerber und neu abgeschlossene Ausbildungsverträge in Sachsen 1985 bis 2012



Quellen: Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, Ausbildungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, Bundesinstitut für Berufsbildung, eigene Darstellung.

verträge, sukzessive an. Die Jahre zuvor waren hingegen durch einen teils gravierenden Nachfrageüberhang gekennzeichnet.

Die Entspannung auf dem sächsischen Lehrstellenmarkt ist folglich nicht, wie sich vielleicht zunächst vermuten ließe, auf verstärkte Ausbildungsanstrengungen der Betriebe zurückzuführen. Im Gegenteil, auch die Zahl der neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge ist, nach einer kurzen Erholung in den Jahren 2006 und 2007, seit 2008 wieder rückläufig. Vielmehr sorgte der Nachwendegeburtenknick dafür, dass sich die Nachfrage nach Ausbildungsplätzen derart reduzierte, dass sie sich jüngst rechnerisch mit dem Angebot deckte.

Nach Erreichen des Tiefpunktes von gut 21.000 Lehrstellenbewerbern im Jahr 2011 – 17 Jahre nach dem Geburtentief von 1994 – konnten im vergangenen Jahr allerdings wieder leicht steigende Schulabsolventen- und Lehrstellenbewerberzahlen in Sachsen verzeichnet werden. Die Zahl der abgeschlossenen Ausbildungsverträge ist hingegen auch 2012 weiter zurückgegangen. Hierbei ist jedoch auch zu berücksichtigen, dass, aufgrund der rückläufigen Bewerberzahlen, das Angebot an außer-

betrieblichen Ausbildungsplätzen, welches hier mit enthalten ist, zurückgefahren wurde und wird.

Entspannung auf dem Ausbildungsmarkt mindert den Mobilitätsdruck

Eine allumfassende Darstellung der Mobilität von Lehrlingen würde neben dem Pendeln auch die Wanderungen beinhalten. Anders als bei Studierenden, wo über den Abgleich des Studienortes und des Bundeslandes, in dem die Hochschulzugangsberechtigung erworben wurde, Wanderungsbewegungen nachgezeichnet werden können, lässt sich die Bildungsmigration im dualen Bereich jedoch gegenwärtig nicht identifizieren. Die Analysen beschränken sich daher im Folgenden auf die Pendelmobilität.

Datengrundlage ist die Beschäftigungsstatistik der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT. Sie beinhaltet den Wohn- und Arbeitsort aller sozialversicherungspflichtig beschäftigten Auszubildenden. Dies schließt die Lehrlinge der außerbetrieblichen Ausbildungsgänge mit ein. Als mobil

werden hier all jene Auszubildenden definiert, deren Wohnortkreis nicht mit dem Kreis des Arbeitsortes übereinstimmt. Um das Mobilitätsverhalten der Lehrlinge vor und nach der beschriebenen Entspannung auf dem Ausbildungsmarkt vergleichen zu können, wird es zu zwei Stichtagen betrachtet: dem 30.09.2006 – ein Jahr vor dem Übertritt der geburtenschwachen Jahrgänge auf den Ausbildungsstellenmarkt – und dem 30.09.2011 – als sich Lehrstellenangebot und -nachfrage nahezu deckten.

Um zeitliche und interregionale Vergleiche anstellen zu können, wird zur Beschreibung der Pendelmobilität auf zwei allgemein gebräuchliche Verhältniskennzahlen zurückgegriffen. Betrachtungseinheit sind die sächsischen Kreise und kreisfreien Städte. Für sie werden jeweils die Auspendlerquote (APQ) und der gewichtete Pendlersaldo (GPS) berechnet. Die Auspendlerquote gibt an, wie viel Prozent der in einem Wohnortkreis x lebenden Auszubildenden (WO) zum Zeitpunkt t (2006; 2011) ihren Arbeitsort in einem anderen Landkreis haben. Der Pendlersaldo (Zähler Gleichung 2) ist die absolute Differenz aus Ein- (EP) und Auspendlern (AP). Die Gewichtung mit den am jeweiligen Arbeitsort beschäftigten Auszubildenden (AO) ist notwendig, um einwohnerstarke und -schwache Kreise sinnvoll miteinander vergleichen zu können.

$$APQ_{x,t} = \frac{AP_{x,t}}{WO_{x,t}}$$

$$GPS_{x,t} = \left[\frac{EP_{x,t} - AP_{x,t}}{AO_{x,t}} \right] \cdot 1.000$$

Die Ergebnisse für die einzelnen sächsischen Kreise sind differenziert für die beiden genannten Stichtage in Tabelle 1 dargestellt. Zusätzlich zeigt Tabelle 1 die von den auspendelnden Auszubildenden durchschnittlich zurückgelegte (Luftlinien-)Distanz in Kilometern. Diese wurde berechnet, indem die Pendlerdaten mit einer sogenannten Kreisdistanzmatrix, welche für jeden Kreis(mittelpunkt) die Entfernung zu allen übrigen Kreisen ausweist, verknüpft wurden.

Ein Blick auf die Zahlen in Tabelle 1 zeigt, dass sowohl die durchschnittliche Pendeldistanz als auch der (betragsmäßige) gewichtete Pendlersaldo in allen sächsischen Kreisen zwischen 2006 und 2011 zurückgegangen sind. Auch die Auspendlerquote war, mit Ausnahme der Städte Dresden und Leipzig sowie dem Kreis Sächsische Schweiz-Osterzgebirge, in diesem Zeitraum überall rückläufig. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass sich, wie eingangs vermutet, für Lehrstellensuchende in Sachsen die Notwendigkeit zur Mobilität durch die demo-

graphische Entlastung erkennbar verringert hat. Die aktuell auf den Lehrstellenmarkt tretenden jungen Menschen haben, anders als in früheren Jahren, gute Chancen in dem Landkreis, in dem sie leben, oder in einem Nachbarkreis, einen Ausbildungsbetrieb zu finden. Denn, wie in Tabelle 1 ebenfalls zu erkennen ist, gibt es auch 2011 noch teilweise recht beachtliche Auspendlerquoten. So z.B. im Landkreis Leipzig, wo über 50% der dort beheimateten Auszubildenden auspendeln. Auch aus dem Landkreis Nordsachsen pendelt fast die Hälfte der dort lebenden Azubis zu ihrer jeweiligen Ausbildungsstelle. Grund für diese hohen Auspendlerquoten ist vor allem die Nähe zur Stadt Leipzig. Sie ist von diesen beiden Landkreisen aus gut erreichbar und fungiert als überregionales Ausbildungszentrum, wo Lehrstellen über den eigenen Bedarf hinaus zur Verfügung stehen und die umliegende Region somit mitversorgt werden kann. Wie Leipzig weisen auch die anderen beiden sächsischen Großstädte – Dresden und Chemnitz – einen positiven Pendlersaldo auf. D.h. auch sie nehmen mehr einpendelnde Auszubildende auf, als sie auspendelnde abgeben. Neben den drei kreisfreien sächsischen Städten gelingt dies nur noch im Landkreis Zwickau. Alle übrigen Kreise des Freistaats weisen einen negativen Pendlersaldo auf, haben also einen Auspendlerüberschuss.

Neben dem reinen Umfang ist auch die Strömungsrichtung der Pendelbewegungen für unsere Fragestellung von Interesse. Wie viele Auszubildende pendeln von ihrem jeweiligen Wohnortkreis, in einen der übrigen sächsischen Kreise (AP_uebrSN)? Wie viele pendeln in die übrigen neuen Bundesländer ($AP_uebrNBL$), wie viele in die alten (AP_ABL)? Um dies zu beantworten, haben wir die in Tabelle 1 ausgewiesenen Auspendlerquoten in Abhängigkeit vom Arbeitsort entsprechend in drei Komponenten zerlegt (Gleichung 3):

$$\begin{aligned} APQ_{x,t} &= \frac{AP_{x,t}}{WO_{x,t}} \\ &= \frac{AP_uebrSN_{x,t} + AP_uebrNBL_{x,t} + AP_ABL_{x,t}}{WO_{x,t}} \\ &= \frac{AP_uebrSN_{x,t}}{WO_{x,t}} + \frac{AP_uebrNBL_{x,t}}{WO_{x,t}} + \frac{AP_ABL_{x,t}}{WO_{x,t}} \\ &= APQ_uebrSN_{x,t} + APQ_uebrNBL_{x,t} + APQ_ABL_{x,t} \end{aligned}$$

Das Ergebnis dieser Zerlegung, abermals differenziert nach Wohnortkreis und den beiden Stichtagen, ist in Abbildung 2 dargestellt. Die Gesamtlänge der jeweiligen Säule korrespondiert mit den in Tabelle 1 präsentierten Auspendlerquoten.

Tabelle 1: Auspendlerquoten, gewichtete Pendlersalden und Auspendeldistanzen; sächsische Wohnortkreise 2006 und 2011

Kreis/kreisfreie Stadt ^a	Auspendlerquote (in %)		Gewichteter Pendlersaldo		Ø Auspendeldistanz (in km)	
	2006	2011	2006	2011	2006	2011
Chemnitz, Stadt	34,8	32,2	327,2	244,4	72,1	59,9
Erzgebirgskreis	39,2	32,4	-458,4	-282,1	71,5	59,0
Mittelsachsen	44,2	36,4	-403,1	-189,3	72,4	57,4
Vogtlandkreis	27,3	25,9	-211,3	-129,4	96,8	78,8
Zwickau	27,9	25,7	115,0	64,6	81,6	60,1
Dresden, Stadt	19,4	21,9	380,4	271,7	112,5	82,7
Bautzen	42,1	39,2	-408,2	-269,3	97,7	73,3
Görlitz	33,6	28,5	-324,2	-254,5	143,3	108,2
Meißen	39,3	39,1	-219,7	-123,4	80,2	55,7
Sächsische Schweiz-Osterzgebirge	42,6	42,9	-419,3	-307,3	66,6	47,4
Leipzig, Stadt	22,1	23,9	321,6	192,7	93,5	76,4
Leipzig, Kreis	57,6	54,8	-723,6	-432,9	60,2	44,9
Nordsachsen	51,7	48,0	-413,7	-179,2	83,0	60,9

a) Sortiert nach Kreiskennziffern.

Quellen: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen.

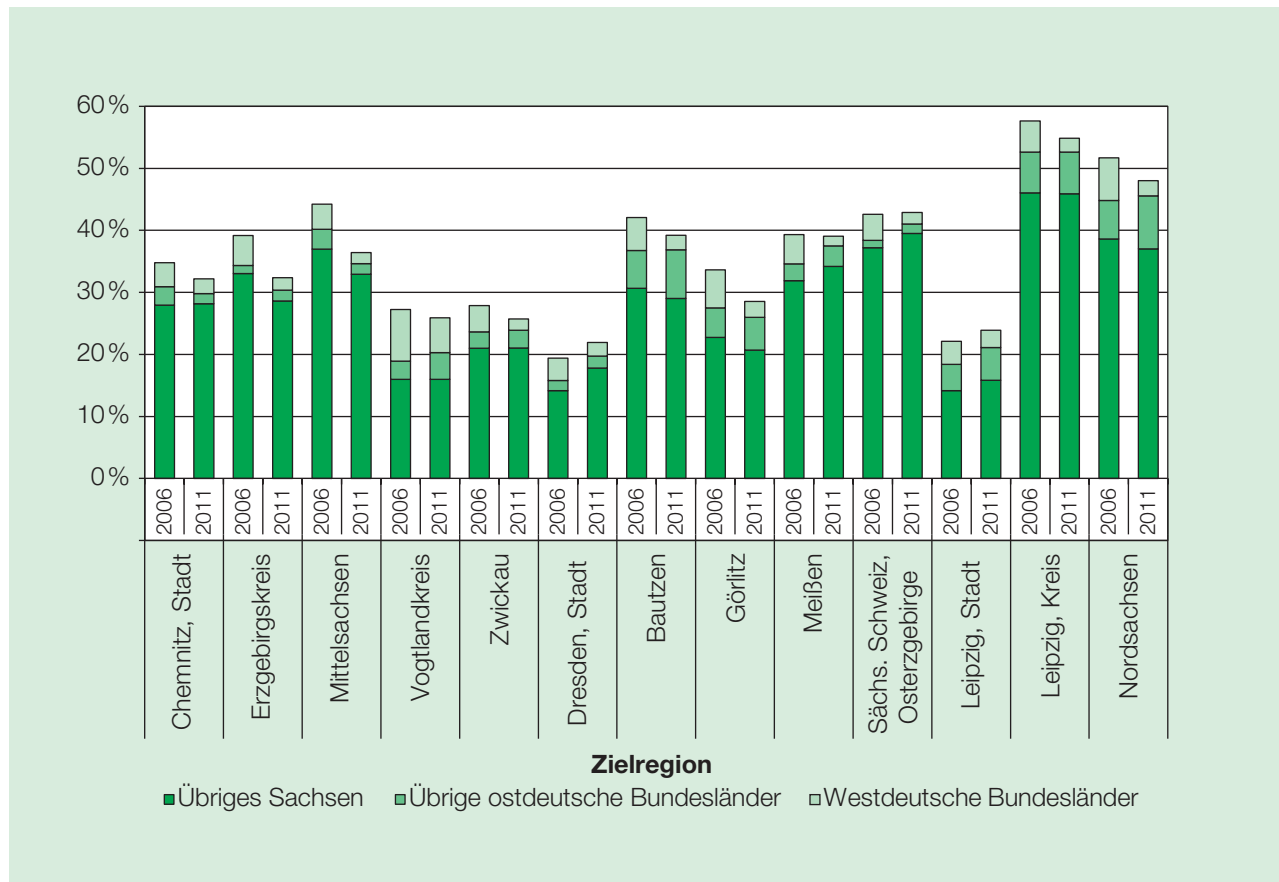
Bezüglich der innersächsischen Pendelmobilität ist das Bild uneinheitlich. Es finden sich sowohl Kreise, in denen der Anteil der Auszubildenden, die in einen anderen sächsischen Kreis pendeln, abgenommen hat (z. B. Erzgebirgskreis, Mittelsachsen), als auch solche, in denen er zwischen 2006 und 2011 stabil blieb (z. B. Vogtland, Zwickau) bzw. sogar zulegte (z. B. Dresden, Sächsische Schweiz-Osterzgebirge).

Eindeutigere Aussagen lassen hingegen die Auspendlerbewegungen in die anderen beiden betrachteten Zielregionen zu. Der Anteil derer, die in die alten Bundesländer pendeln, ist in allen sächsischen Kreisen zwischen 2006 und 2011 zurückgegangen. Am deutlichsten in Nordsachsen. Während 2006 knapp 7 % der dort lebenden Auszubildenden zu einer Lehrstelle nach Westdeutschland pendelten, waren es 2011 nur ca. 2,5 %. Das entspricht einem Rückgang von fast 4,5 Prozentpunkten. Rückgänge von 3 Prozentpunkten und mehr weisen die Landkreise Görlitz (-3,6), Meißen (-3,1) und Bautzen (-3,0) auf. Im Gegenzug sind für die mobilen

sächsischen Auszubildenden die übrigen neuen Bundesländer zunehmend attraktiv geworden. Mit Ausnahme von Chemnitz und Mittelsachsen ist der Anteil der dorthin pendelnden Auszubildenden in allen sächsischen Kreisen gestiegen. Auch hier sticht Nordsachsen besonders deutlich hervor. Die Auspendlerquote in die übrigen neuen Bundesländer stieg dort zwischen 2006 und 2011 um 2,4 Prozentpunkte, was sicher auch mit der Nähe zu prosperierenden Wirtschaftsstandorten in Sachsen-Anhalt zu tun haben dürfte. Auch für die Auszubildenden aus Bautzen (+1,7), dem Vogtland (+1,4) und der Stadt Leipzig (+1,0) scheinen Ziele im übrigen Ostdeutschland an Attraktivität gewonnen zu haben.

Für die veränderte Strömungsrichtung – also einer Verschiebung der Pendelaktivität von den alten Bundesländern hin zu den neuen – lassen sich zwei Gründe anführen. Zum einen hat sich die Notwendigkeit, weite Wege für eine Ausbildungsstelle zurückzulegen durch die demographisch bedingte Entspannung des sächsischen Lehrstellenmarktes verringert. Wie die durchschnittlichen

Abbildung 2: Nach Zielregion differenzierte Auspendlerquoten; sächsische Wohnortkreise 2006 und 2011



Quellen: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen und Darstellung.

Pendeldistanzen in Tabelle 1 und die zerlegten Auspendlerquoten in Abbildung 2 zeigen, hat 2006 noch ein nicht unerheblicher Teil der sächsischen Auszubildenden diese weiten Wege auf sich genommen bzw. nehmen müssen. Der zweite Grund ist die flächendeckende Entspannung des ostdeutschen Lehrstellenmarktes. Der Nachwendegeburtensknick ist kein allein sächsisches Phänomen, sondern betrifft alle neuen Bundesländer gleichermaßen [vgl. SEIBERT und WESLING (2012)]. Die hier aufgezeigte Entwicklung von Ausbildungsnachfrage und -angebot findet sich folglich auch bei den brandenburgischen, sachsen-anhaltinischen und thüringischen Nachbarn.

Zusammenfassung und Fazit

Die sächsischen Auszubildenden pendeln, verglichen mit früheren Jahren, weniger oft und weniger weit. Der Grund ist die im Zuge der demographischen Entlastung eingeleitete Entspannung auf dem sächsischen Ausbildungsstellenmarkt. Gab es in der Vergangenheit noch deutlich mehr Lehrstellenbewerber als verfügbare Ausbildungsplätze, so hat sich dieses Verhältnis bis heute nahezu

ausgeglichen. Die Jugendlichen sind daher bei der Lehrstellensuche öfter in ihrem Heimat- oder einem Nachbar-kreis erfolgreich. Sofern sie den Freistaat für die Ausbildung dennoch verlassen (müssen), pendeln sie, häufiger als in der Vergangenheit, in eines der übrigen neuen, statt in die alten Bundesländer.

Für die auszubildenden sächsischen Unternehmen folgt aus unseren Ergebnissen, dass sich der Wettbewerb um Lehrstellenbewerber verschärft hat und mutmaßlich auch noch weiter verschärfen wird. Mancherorts wird bereits heute ein Auszubildendenmangel beklagt. Zwei Sachverhalte sprechen allerdings unserer Ansicht nach gegenwärtig gegen eine Verallgemeinerbarkeit solcher Beobachtungen. Zum einen liegt die Jugendarbeitslosigkeit in Sachsen und den neuen Bundesländern noch immer deutlich über dem Bundesdurchschnitt [vgl. auch BRENKE (2013)]. Viele dieser jungen Menschen verfügen nach wie vor über keinen berufsqualifizierenden Abschluss. Hier gilt es für die sächsischen Betriebe umzudenken. Eine reine Bestenauslese aus einer Fülle von Ausbildungsbewerbern ist, anders als in der Vergangenheit, nicht mehr möglich und wird auch künftig nicht mehr möglich sein. Vielmehr müssen Konzepte entwickelt und

umgesetzt werden, die es auch (Schul-)Leistungsschwächeren erlauben, erfolgreich eine Lehre abschließen und sich im Unternehmen produktiv einbringen zu können. Zugleich ist die Bildungspolitik gefordert, um gerade lernschwache Jugendliche noch besser auf die Berufsausbildung vorzubereiten. Zum anderen spricht der in den meisten sächsischen Landkreisen nach wie vor negative Pendlersaldo gegenwärtig nicht für einen flächendeckenden Auszubildendenmangel. Bis auf die kreisfreien Städte und den Landkreis Zwickau geben alle sächsischen Kreise mehr Auszubildende ab, als sie aufnehmen. Das bedeutet, es besteht vielfach Potenzial mehr junge Menschen in der jeweiligen Region zu halten und/oder Ausbildungsinteressierte aus anderen Teilen der Bundesrepublik (und dem Ausland) zu gewinnen. Um dies zu bewerkstelligen, müssen die angebotenen Lehrstellen und das Lebensumfeld attraktiv und überregional wettbewerbsfähig sein. Hier sind Unternehmen und Gemeinden in Sachsen gleichermaßen gefordert.

Die schlechteste aller möglichen Optionen wäre für die Unternehmen ein Rückzug aus der dualen Ausbildung. Denn wie Projektionen zeigen, dürfte sich gerade die Gewinnung von Facharbeitern in Zukunft noch schwieriger gestalten – ihr Preis wird folglich steigen [vgl. ZIKA et al. (2012)]. Unter Berücksichtigung dieser steigenden Opportunitätskosten – der Gewinnung fertig ausgebildeter Arbeitskräfte vom externen Arbeitsmarkt – ist eine Erhöhung der Investitionen in den betriebseigenen Fachkräftenachwuchs, sei es durch spezielle Fördermaßnahmen, eine höhere Ausbildungsvergütung oder durch die Gewährung von Sachleistungen wie z.B. Zuschüssen zum Führerschein, zur Bahncard oder zur Miete, auch unter betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten durchaus gerechtfertigt.

Literatur

- BRENKE, K. (2013): Jugendarbeitslosigkeit sinkt deutlich – regionale Unterschiede verstärken sich, DIW Wochenbericht Nr. 19/2013, S. 3–13.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR BILDUNG UND FORSCHUNG (BMBF) (Hrsg.) (2008): Berufsbildungsbericht 2008. Bonn/Berlin.
- CONRAD, C.; LECHNER, M. und W. WERNER (1996): East German Fertility After Unification: Crisis or Adaptation?, Population and Development Review, Vol. 22, No. 2, S. 331–358.
- FUCHS, S.; SEIBERT, H. und M. WESLING (2012): Regionale Mobilität von Auszubildenden: Wohin die Reise geht, IAB-Forum Nr. 2/2012, S. 74–81.
- HEILAND, F. (2004): Trends in East-West German Migration from 1989 to 2002, Demographic Research, Vol. 11, S. 173–194.
- SEIBERT, H. und M. WESLING (2012): Demografische Veränderungen in Ostdeutschland: Jugendliche finden immer öfter eine Lehrstelle vor Ort. IAB-Kurzbericht Nr. 16/2012.
- ZIKA, G.; HELMRICH, R.; KALINOWSKI, M.; WOLTER, M. I.; HUMMEL, M.; MAIER, T.; HÄNISCH, C. und T. DROSDOWSKI (2012): Qualifikations- und Berufsfeldprojektionen bis 2030: In der Arbeitszeit steckt noch eine Menge Potenzial. IAB-Kurzbericht Nr. 18/2012.

¹ Der Lehrstellenmarkt wird hier unter bildungsökonomischen Gesichtspunkten betrachtet. Die Unternehmen agieren demnach, anders als auf dem Arbeitsmarkt, als Anbieter von Ausbildungsplätzen. Jugendliche auf Lehrstellensuche fragen entsprechend Ausbildung(splätze) nach.

Effizienzunterschiede und deren Ursachen im ambulanten Pflegesektor in Deutschland

Thomas Topf*

Einführung

Die Zunahme an älteren Menschen und die gleichzeitige Abnahme von jüngeren Arbeitskräften durch den demographischen Wandel wird zu tiefgreifenden Veränderungen im deutschen Altenpflegesektor führen. So wird bis zum Jahr 2020 ein Bedarf von zusätzlich 25.000 Vollzeitbeschäftigten in den ambulanten Pflegediensten erwartet [AUGURZKY et al. (2011)].

Bereits im Jahr 2009 betreuten 268.000 Beschäftigte in den mehr als 12.000 ambulanten Pflegediensten in Deutschland 555.000 Pflegebedürftige. Verglichen mit den Daten von 1999 bedeutet dies einen Zuwachs von 140.000 (34 %) bei den Pflegebedürftigen und ca. 84.000 (46 %) bei den Beschäftigten [STATISTISCHES BUNDESAMT (2001) und (2011)]. Dieser Trend wird sich auch in Zukunft fortsetzen. Schätzungen gehen von einer Zunahme von 360.000 bis zu 560.000 Pflegebedürftigen bis 2020 aus [STATISTISCHE ÄMTER (2010)]. Hinzu kommt, dass in den letzten Jahren eine Verschiebung der Pflegearrangements von der Pflege durch Angehörige hin zur Pflege durch einen professionellen Dienst (Pflegeheim oder ambulanter Dienst) beobachtet werden konnte. Entsprechend kann man für die Zukunft eine deutlich erhöhte Nachfrage nach professioneller Pflege erwarten.

Der Begriff der Pflegebedürftigkeit wird in § 14 SGB XI folgendermaßen definiert: „Pflegebedürftig [...] sind Personen, die wegen einer körperlichen, geistigen oder seelischen Krankheit oder Behinderung für die gewöhnlichen und regelmäßig wiederkehrenden Verrichtungen im Ablauf des täglichen Lebens auf Dauer, voraussichtlich für mindestens sechs Monate, in erheblichem oder höherem Maße der Hilfe bedürfen.“ Das SGB XI unterscheidet grundsätzlich drei Stufen von Pflegebedürftigkeit¹, an welchen sich auch die Versicherungsleistung aus der Sozialen Pflegeversicherung (SPV) bemessen. Die Definition der Pflegestufen richtet nach dem durchschnittlichen pflegerischen Bedarf bei bestimmten Alltagsverrichtungen aus den Bereichen Körperpflege, Ernährung und Mobilität (Grundpflege) und dem hauswirtschaftlichen Hilfebedarf pro

Tag. Die Versicherungsleistungen werden durch die Pflegestufe und das Pflegearrangement bestimmt. Im Allgemeinen decken die Leistungen der SPV nicht alle auftretenden Kosten der Pflegebedürftigkeit ab, weitere Kosten müssen durch den Pflegebedürftigen oder die Sozialkassen getragen werden.

Insgesamt belief sich das Marktvolumen im Jahr 2009 auf ca. 9,3 Mrd. €, davon wurden 3,4 Mrd. € von der Sozialen Pflegeversicherung (SPV) getragen.

Aufgrund der hohen und in Zukunft weiter steigenden Nachfrage nach ambulanten Pflegeleistungen und dem zu erwartenden Mangel an Pflegepersonal, der nur zum Teil mit Zuwanderung und Ausbildung gedeckt werden kann, müssen andere Möglichkeiten zur Sicherstellung einer Versorgung mit Pflegeleistungen in den Blick rücken. Eine Möglichkeit besteht in einem effizienteren Personaleinsatz. In diesem Beitrag sollen daher die positiven und negativen Einflussfaktoren auf einen effizienten Personaleinsatz in der ambulanten Altenpflege identifiziert werden, um trotz der genannten Herausforderung eine professionelle und dem internationalen Standard entsprechende Versorgung von Pflegebedürftigen in der Zukunft sicherzustellen.

Nachfolgend werden in einer deutschlandweiten Untersuchung Effizienzpotenziale in der Altenpflege der ambulanten Pflegedienste für das Jahr 2009 untersucht. Dazu wird mit Hilfe der Data Envelopment Analysis (DEA)² die Effizienz der Dienste geschätzt. Untersuchungen im In- und Ausland [siehe z. B. HOLLINGSWORTH und PEACOCK (2008)] haben gezeigt, dass die Effizienz von Gesundheitsorganisationen durch interne Einflussfaktoren wie zum Beispiel Trägerschaft, Größe, Mitarbeiterzusammensetzung und Charakteristika der Patienten und externe Gegebenheiten wie die Konkurrenzsituation und der Standort (Ost/West und Stadtstaaten) beeinflusst werden. Aus

* Thomas Topf ist Doktorand an der Technischen Universität Dresden und am Leibniz-Institut für ökologische Raumentwicklung (IÖR) in Dresden. Der vorliegende Beitrag ist ein Auszug aus seiner Dissertation „Zur Effizienz ambulanter und stationärer Pflege in Deutschland für die Jahre 1999 bis 2009“.

diesem Grund werden nach der Effizienzberechnung in einem zweiten Schritt mit Hilfe einer Regressionsanalyse die Determinanten der Effizienz bestimmt. Ziel der Untersuchung ist das Aufzeigen von Effizienzpotenzialen sowie eine Identifizierung von relevanten Einflussfaktoren zur Erhöhung der Effizienz der ambulanten Pflegedienste in Deutschland.

Methodik

Die im Rahmen dieses Beitrags verwendete Data Envelopment Analysis (DEA) ist eine nichtparametrische Methode zur Messung der relativen Effizienz von Entscheidungseinheiten, hier von ambulanten Pflegediensten in Deutschland.

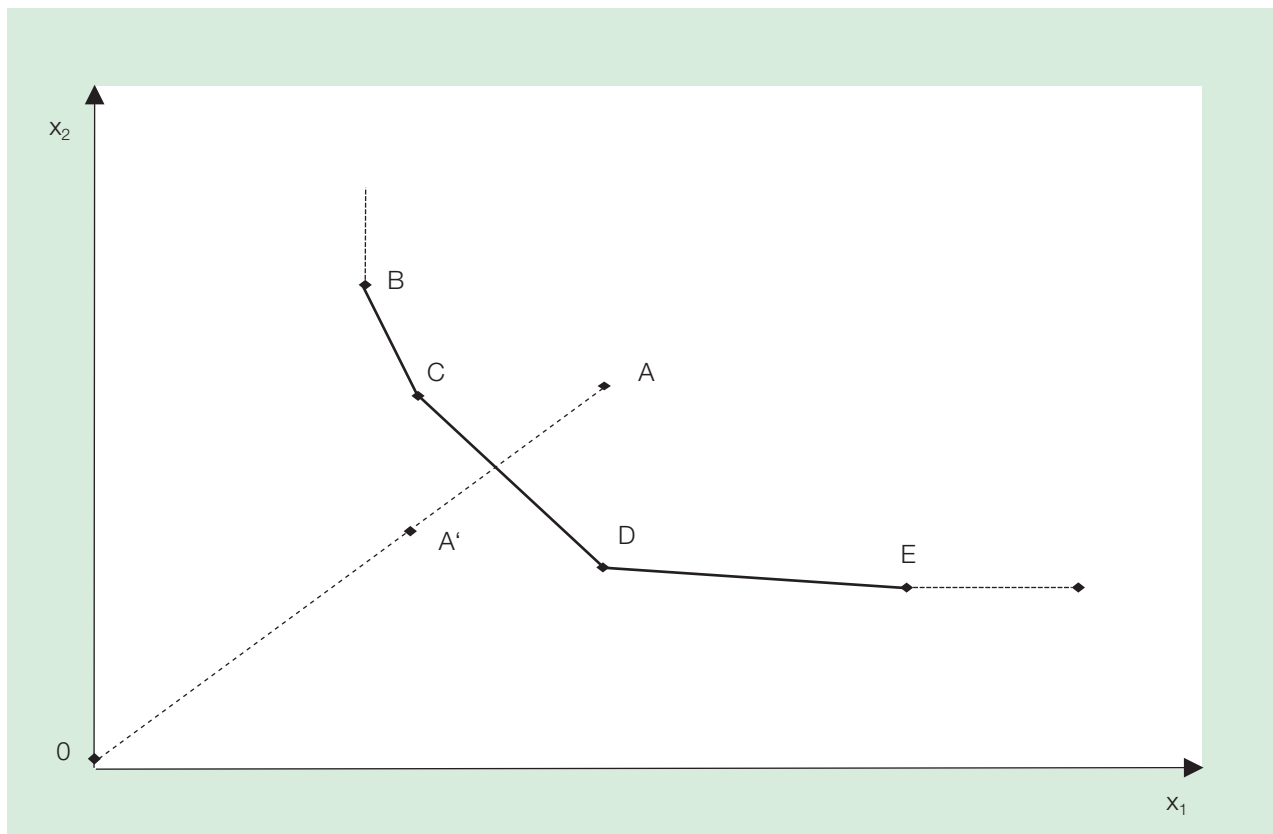
Die Idee der DEA ist es, das Verhältnis von Inputs zu Outputs jedes ambulanten Pflegedienstes mit der Input-Output-Kombination der effizientesten Dienste zu vergleichen. Die DEA erlaubt es, allein mit den beobachtbaren Input-Output-Kombinationen Effizienzwerte für die einzelnen Pflegedienste zu bestimmen. Dazu wird eine Effizienzgrenze gebildet. Diese besteht bei Inputorientierung aus einer linearen Verknüpfung derjenigen ambulanten

Dienste, die bei gegebenem Output den geringsten Input benötigen. Die Effizienz einer Einheit sinkt mit dem Abstand ihrer Input-Output-Kombination von der Effizienzgrenze. Da nur die Ressourcendaten der ambulanten Dienste in der Stichprobe berücksichtigt werden, spricht man auch von relativer technischer Effizienz, d. h. die Effizienzwerte beziehen sich nur auf den Vergleich der Input-Output-Kombinationen der Dienste im Datensatz, nicht aber auf absolute Optima.

Abbildung 1 zeigt eine inputorientierte Untersuchung von fünf Pflegediensten mit den Inputs x_1 und x_2 . Die Effizienzgrenze wird durch die Pflegedienste B, C, D und E definiert. Der Dienst A könnte die gleiche Menge Output mit weniger Input herstellen. Der geschätzte Effizienzwert gibt an, in welchem Maß der Dienst A im Vergleich zu den anderen Pflegediensten seine Inputs proportional reduzieren könnte, ohne dabei das Outputniveau zu verändern. Die DEA bestimmt den effizienten Vergleichspunkt a auf der Effizienzgrenze für den Dienst A als lineare Kombination der Dienste C und D. Die Effizienzwerte liegen zwischen 0 und 1 (100 %), wobei Pflegedienste auf der Effizienzgrenze mit 1 (100 %) bewertet werden.

Die DEA ist als nichtparametrische Effizienzanalyse sehr empfindlich für Ausreißer. Deswegen wird in dieser

Abbildung 1: Effizienzanalyse mit einem Output und zwei Inputs (x_1 und x_2)



Quelle: Darstellung des Autors.

Untersuchung neben einer deskriptiven auch eine multidimensionale Ausreißeranalyse, die sogenannte Super-effizienzanalyse nach BANKER und GIFFORD (1988) sowie WILSON (1995) angewendet. Zur Identifikation eines multidimensionalen Ausreißers wird der jeweils betrachtete Pflegedienst bei der Bestimmung der Effizienzgrenze nicht berücksichtigt. Dadurch ist es möglich, dass ein Pflegedienst außerhalb der Effizienzgrenze liegt, wie zum Beispiel Punkt A' in Abbildung 1. Aus diesem Grund können Einheiten Supereffizienzwerte größer 1 (100 %) aufweisen. Ambulante Pflegedienste mit Supereffizienzwerten größer 1,20 (120 %) werden nach BANKER und CHANG (2006) als Ausreißer aus der Stichprobe entfernt.

Kleinste-Quadrate-Regressionsanalyse

Die Effizienz der ambulanten Pflegedienste wird nicht allein durch das Management der Anbieter bestimmt. Vielmehr können auch interne und externe Faktoren, die nicht oder nur langfristig durch das Management beeinflussbar sind, die Effizienz der Dienste determinieren.

Um diese Faktoren zu identifizieren, wird im Anschluss an die Effizienzbestimmung eine Kleinste-Quadrate-Regressionsanalyse (KQ) angeschlossen. Dabei ist die abhängige Variable der geschätzte Effizienzwert eines Dienstes; die unabhängigen Variablen sind die internen und externen Einflussfaktoren. Ein Problem der Regression ist die Verteilung der Effizienzwerte. Diese sind zwischen 0 und 1 (100 %) beschränkt, zudem gibt es aufgrund der Häufung der effizienten Einheiten auf der Effizienzgrenze eine Häufung der Effizienzwerte bei 1 (100 %). Durch diese Eigenschaften könnten die Regressions-schätzungen verzerrt werden.

In der Literatur wurden dafür mehrere Lösungen vorgeschlagen.³ Anders als SIMAR und WILSON (2007), die eine mit dem Bootstrap-Verfahren trunkierte Regression vorschlagen, zeigen HOFF (2007), BANKER und NATARAJAN (2008) und McDONALD (2009), dass eine KQ-Schätzung bei der Analyse der DEA-Effizienzwerte konsistente Schätzergebnisse liefert. In diesem Beitrag werden die Ergebnisse einer KQ-Schätzung vorgestellt.

Datengrundlage

Als Datengrundlage dient die Pflegestatistik des Jahres 2009 der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER. Die Statistik stellt die Situation im Dezember 2009 dar. Sie enthält Daten zu den Pflegediensten, die nach § 72 SGB XI zur Pflege zugelassen sind [FDZ DER LÄNDER (2009)]. Es sind Informationen zu Trägerschaft (privat, freigemeinnützig, öffentlich), Standort (Kreis) und ange-

botenen Leistungen verfügbar. Außerdem wird das Personal der Pflegedienste nach Arbeitszeit und Aufgabenkategorien (Pflegedienstleitung, Grundpflege, hauswirtschaftliche Versorgung, Verwaltung, Geschäftsführung, sonstiger Bereich) eingeteilt. Bei den zu Pflegenden eines Dienstes, die auf Grundlage des SGB XI versorgt werden, werden das Alter, das Geschlecht und die Pflegestufe angegeben. Da viele Pflegedienste neben der Altenpflege auch häusliche Krankenpflege und Haushaltshilfe anbieten, sind die Dienste verpflichtet, den Arbeitsaufwand, der durch die Altenpflege nach SGB XI anfällt, auf Grundlage der Buchhaltungsdaten zu schätzen. Um auch auf externe Einflussfaktoren eingehen zu können, werden desweiteren Kreischarakteristiken⁴ (z. B. Arbeitnehmerentgelte, Arbeitslosenquote und Kreisklassifizierung) aus den INKAR-Daten des BBSR (2013) und BBSR (2010) zur Pflegestatistik angefügt.

Ausreißer

Von den 12.026 ambulanten Pflegediensten werden 2.157 (18 %) aus der Untersuchung ausgeschlossen, da bei diesen entweder unvollständige oder fehlerhafte Daten vorliegen, oder die Dienste als Ausreißer identifiziert werden. Von den freigemeinnützigen Trägern werden 973 und bei den privaten Trägern 989 als Ausreißer identifiziert. Es bleiben somit 3.460 freigemeinnützige und 6.409 private ambulante Dienste in der Stichprobe. Darüber hinaus werden Dienste öffentlicher Träger nicht betrachtet, da sie lediglich 1,6 % (195 öffentliche Pflegedienste) aller Dienste ausmachen und öffentliche Träger oft andere Zielsetzungen als private und freigemeinnützige Träger haben.

Inputs und Outputs

Altenpflege, insbesondere ambulante Pflege, ist ein sehr personalintensiver Sektor; technische Unterstützung ist nur beschränkt verfügbar. Deswegen wurden in ähnlichen Effizienzuntersuchungen als Inputs die Zahl der Beschäftigten gewählt, entweder nach Arbeitsstunden in verschiedenen Aufgabengebieten [vgl. NYMAN et al. (1990), FIZEL und NUNNIKHOVEN (1993)] oder als Vollzeiteinheiten nach Aufgabengebiet [vgl. ROSKO et al. (1995), OZCAN et al. (1998), BJÖRKGREN et al. (2001), LAINE et al. (2005)]. Wie in Tabelle 1 dargestellt, wird daher auch in dieser Untersuchung das Personal in Vollzeiteinheiten (VZE), unterschieden nach ihrer Funktion, als Input betrachtet. Die VZE werden, basierend auf den Gewichtungsfaktoren in ROTHGANG et al. (2009, S. 182), geschätzt. Aus Tabelle 1 wird deutlich, dass private Dienste im Durchschnitt erheblich kleiner sind als Dienste in freigemeinnütziger Trägerschaft.

Die Definition und Messung der Outputs eines ambulanten Pflegedienstes ist kompliziert. Eine ideale Messgröße wäre eine Quantifizierung der Verbesserung des Gesundheitszustandes oder der Lebensqualität, welche durch die Pflege erreicht wird. Allerdings sind solche Daten kaum verfügbar. Deswegen wird in diesem Beitrag die Anzahl der zu Pflegenden, unterschieden nach notwendigem Pflegeaufwand, als Output betrachtet. In Deutschland bietet sich dazu eine Unterscheidung nach Pflegestufen an. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Outputs in der Effizienzschätzung. Für erste Einblicke, inwieweit Effizienz und Qualität eines Dienstes zusammenspielen oder sich als widersprüchliche Konzepte erweisen, werden in

dieser Analyse in der zweiten Stufe Charakteristika der ambulanten Dienste, die in Untersuchungen gezeigt haben, dass sie positiv mit der Qualität der Pflege korreliert sind, einbezogen.

Anhand der in Tabelle 2 dargestellten Anzahl von betreuten Pflegebedürftigen wird der Größenunterschied zwischen freigemeinnützigen und privaten Diensten nochmals deutlich.

Die Effizienz der ambulanten Pflegedienste kann durch Faktoren außerhalb der kurzfristigen und mittelfristigen Kontrolle des Managements beeinflusst werden. Mögliche interne Einflussfaktoren sind die Trägerschaft, die Qualifikation der Mitarbeiter, die Zusammensetzung und

Tabelle 1: Personal in Vollzeitereinheiten nach Funktion

	Variable	Mittelwert	Standardabweichung
Freigemeinnützige Träger	Grundpflege und hauswirtschaftliche Versorgung	16,8	15,3
	Pflegedienstleitung und Verwaltung, Geschäftsführung	2,2	2,3
	sonstiger Bereich	1,1	2,7
Private Träger	Grundpflege und hauswirtschaftliche Versorgung	10,8	15,3
	Pflegedienstleitung und Verwaltung, Geschäftsführung	2,1	1,5
	sonstiger Bereich	0,6	2,5

Quellen: FDZ der Länder (2009), Berechnungen und Darstellung des Autors.

Tabelle 2: Pflegebedürftige nach Pflegestufen

	Variable	Mittelwert	Standardabweichung
Freigemeinnützige Träger	Pflegestufe I	32,9	26,4
	Pflegestufe II	19,3	15,4
	Pflegestufe III und Härtefälle	6,2	6,2
Private Träger	Pflegestufe I	17,9	15,3
	Pflegestufe II	11,9	10,3
	Pflegestufe III und Härtefälle	4,0	4,5

Quellen: FDZ der Länder (2009), Berechnungen und Darstellung des Autors.

das Alter der zu Pflegenden. Als externe Einflussfaktoren oder Umweltfaktoren im Standortkreis wurden unter anderem die Bevölkerungsdichte, die Wettbewerbssituation, die Nachfragesituation und der Standort (Ost/West und Stadtstaaten) identifiziert. Tabelle 3 gibt einen Überblick über potenzielle Einflussfaktoren auf die Effizienz der ambulanten Pflegedienste in Deutschland.

Die ersten beiden Indikatoren bilden die regionale Wettbewerbssituation im Kreis ab. Der Marktanteil der ambulanten Pflege gibt den Prozentsatz der professionellen ambulanten Pflege im Vergleich zur stationären und zur ausschließlichen Pflege durch Angehörige wieder. Je mehr Personen von ambulanten Diensten gepflegt werden, desto geringer sollte die Konkurrenz durch andere Pflegearrangements sein. Der Herfindahl-Hirschman-Index, der zwischen 0 und 1 liegt, misst die Konzentration⁵ in einem Markt. Im Allgemeinen geht man davon

aus, dass die Konkurrenz umso geringer ist, je höher die Konzentration, d. h. je höher der Herfindahl-Hirschman-Index ist. Die zu prüfende Hypothese lautet: Stärkerer regionaler Wettbewerb im Markt erhöht die Effizienz der ambulanten Dienste.

Die nächsten beiden Faktoren, der Anteil der Fachkräfte und der Anteil der Auszubildenden, jeweils am gesamten Personal in VZE, sollen den Einfluss der Personalausstattung aufzeigen. Unter Fachkräften werden nach § 71 SGB XI Krankenpfleger/innen, Kinderkrankenpfleger/innen und Altenpfleger/innen verstanden. Die Ausbildung von neuen Fachkräften kann Zeit und Ressourcen der Beschäftigten in einem ambulanten Pflegedienst binden. Deswegen wird die mögliche Verringerung der Effizienz durch die Zusatzbelastung der Ausbildung neuer Fachkräfte in der Untersuchung durch den Anteil der Auszubildenden am gesamten Personal berücksich-

Tabelle 3: Potenzielle Einflussfaktoren auf die Effizienz der Pflegedienste (N = 9.869)

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Marktanteil ambulante Pflege (in %)	0,25	0,04	0,12	0,42
Herfindahl-Hirschman-Index	0,01	0,01	0,00	0,15
Durchschnittsalter der zu Pflegenden	78,79	7,20	2,52	96,00
Anteil Härtefälle	0,00	0,03	0,00	1,00
Anteil Auszubildende	0,01	0,02	0,00	0,40
Fachkraftanteil	0,57	0,22	0,00	1,00
Freigemeinnütziger Träger (Dummy)	2,67	0,48	0,00	1,00
Einwohner über 65 Jahre (in 1.000)	8,90	2,30	14,80	27,10
Arbeitnehmerentgelte (in 1.000 €)	0,35	0,48	1,88	4,12
Arbeitslosenquote (in %)	9,88	4,45	1,90	21,50
Ostdeutschland ohne Berlin (Dummy)	0,27	0,44	0,00	1,00
Stadtstaat (Dummy)	0,09	0,29	0,00	1,00
Großstadt (Dummy)	0,13	0,34	0,00	1,00
Kreise mit eher städtischem Charakter (Dummy)	0,24	0,43	0,00	1,00
Kreise mit eher ländlichem Charakter (Dummy)	0,25	0,43	0,00	1,00

Um die Anonymität der ambulanten Dienste zu gewährleisten, sind die Minima und Maxima mikroaggregiert, d. h. es werden die Durchschnitte der jeweils 3 kleinsten (größten) Werte als Minima (Maxima) ausgegeben.

Quellen: FDZ der Länder (2009), BBSR (2010), BBSR (2013), Berechnungen und Darstellung des Autors.

tigt. Die Trägerschaft wird mittels einer Dummyvariable abgebildet, die es erlaubt, Effizienzunterschiede zwischen freigemeinnützigen und privaten Diensten aufzuzeigen.

Im DEA-Modell wurden die zu Pflegenden nach Pflegestufe getrennt. Jedoch ist es vorstellbar, dass es Unterschiede im notwendigen Pflegeaufwand innerhalb der Pflegestufen gibt. Entsprechend würde ein Dienst als ineffizient bewertet, wenn er überdurchschnittlich viele pflegeintensive Fälle betreut. Der Pflegeaufwand steigt typischerweise mit dem Alter, deswegen wird das Durchschnittsalter als Kontrollvariable eingefügt. Nach dem gleichen Prinzip wird der Anteil der Härtefälle an den zu Pflegenden untersucht.

Zum Vergleich verschiedener Kreischarakteristika werden die Anzahl der Einwohner über 65 Jahre (in 1.000) als potenzielle Nachfrager der ambulanten Pflege, die Arbeitnehmerentgelte (in 1.000 €) und die Arbeitslosenquote als Proxy für die Verfügbarkeit von Personal im Kreis sowie die siedlungsstrukturellen Kreistypen des BBSR (2013) als Dummyvariablen (mit ländlichen Kreisen als Referenzkategorie) eingefügt. Das BBSR unterscheidet dabei vier zusammengefasste Kreistypen: Großstädte (mit mehr als 100.000 Einwohnern), Kreise mit eher städtischem bzw. ländlichem Charakter und ländliche Kreise.⁶

Ergebnisse

Die Ergebnisse der inputorientierten Effizienzschätzung mit variablen Skalenerträgen werden in der Tabelle 4 dargestellt. Es wurde eine Unterteilung nach Trägern und Größe vorgenommen. Ein Überblick über die durchschnittlichen zu Pflegenden pro Größenklasse und die Verteilung der privaten und der freigemeinnützigen auf die Größenklassen wird in Tabelle 4 gegeben. Der deutschlandweit ermittelte durchschnittliche Effizienzwert von 62,2 % bedeutet, dass es ambulante Dienste gibt, die die gleiche Anzahl an Pflegebedürftigen versorgen können wie der Durchschnitt, dafür aber nur 62,2 % des Personals eines Durchschnittsdienstes benötigen. Die Standardabweichung von 25,4 % zeigt, dass die Effizienzwerte der ambulanten Dienste eine weite Streuung besitzen.

Abbildung 2 macht außerdem deutlich, dass es zwischen freigemeinnützigen und privat geführten sowie zwischen großen und kleinen ambulanten Diensten substantielle Effizienzunterschiede gibt. Freigemeinnützige Dienste erreichen im Durchschnitt einen um 6,5 Prozentpunkte höheren Effizienzwert. Ebenso wird deutlich, dass es vor allem größeren freigemeinnützigen Diensten gelingt, ihre Inputs effizient einzusetzen. Dass eine hohe Effizienz nicht mit einer geringen Outcomequalität einher-

gehen muss, legt eine Untersuchung von BRÜGGEMANN et al. (2004) im Auftrag des Medizinischen Dienstes des Spitzenverbandes Bund der Krankenkassen e. V. (MDS)⁷ nahe. Die Autoren zeigen, dass große Pflegedienste durchweg deutlich bessere Outcomequalitätsergebnisse aufweisen als kleine Pflegedienste (BRÜGGEMANN et al. (2004)). Dies deutet daraufhin, dass größere Dienste Pflege sowohl effizienter als auch mit besserer Qualität als kleinere Dienste anbieten können.

In Abbildung 3 sind für alle deutschen Kreise die durchschnittlichen Effizienzwerte der Pflegedienste abgetragen. Pflegedienste in Ostdeutschland weisen durchgängig niedrige Effizienzwerte auf. Im Gegensatz dazu unterscheiden sich die Kreise in Westdeutschland zum Teil stark voneinander. So gibt es benachbarte Kreise in Westdeutschland mit sehr hoher und sehr niedriger Effizienz der Dienste.

Ob die festgestellten Effizienzunterschiede zwischen verschiedenen Trägertypen und zwischen Ost- und Westdeutschland signifikant sind, wird nun in einem zweiten Schritt untersucht. Zudem sollen weitere Faktoren identifiziert werden, die die Effizienz eines Dienstes potenziell beeinflussen können.

Dazu wird nach BANKER und NATARAJAN (2008) auf die Kleinste-Quadrate-Regression zurückgegriffen. Der Effizienzwert eines ambulanten Dienstes wird mit Hilfe des natürlichen Logarithmus transformiert. Dadurch können die Koeffizienten der Regression als prozentuale Veränderung der Effizienz beim Anstieg einer erklärenden Variable um eine Einheit interpretiert werden. Tabelle 5 gibt einen Überblick über Einflussfaktoren auf die Effizienz der ambulanten Pflegedienste in Deutschland.

Die Koeffizienten der beiden Wettbewerbsindikatoren Herfindahl-Hirschman-Index und Marktanteil der ambulanten Pflege sind negativ, das heißt, die Effizienz der ambulanten Dienste erhöht sich wie erwartet mit zunehmendem Wettbewerb.

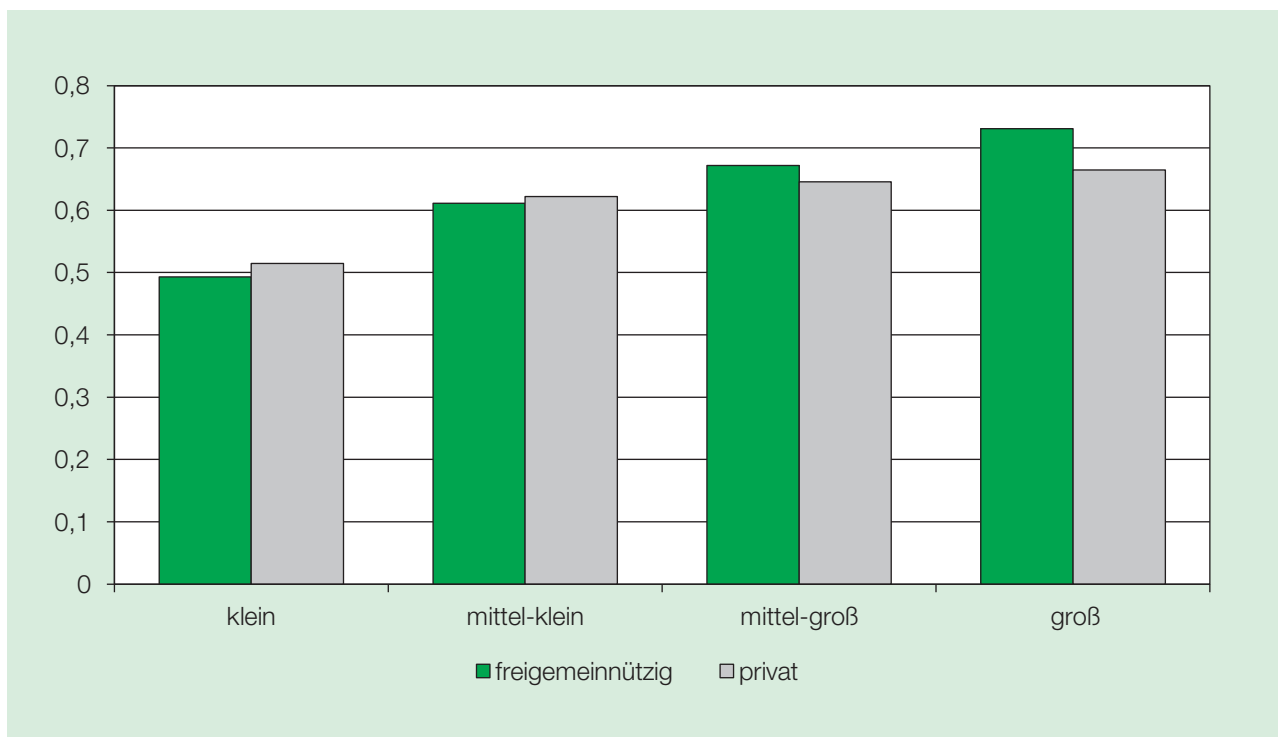
Bei der Untersuchung des Personals wird deutlich, dass mit einer Erhöhung des Fachkräfteanteils insgesamt weniger Personal benötigt wird, da die Effizienz eines Dienstes signifikant mit dem Fachkräfteanteil steigt. Der Anteil der Fachkräfte hat jedoch nicht nur Einfluss auf die Effizienz. So zeigen BOSTICK et al. (2006) in ihrer Literaturübersicht, dass der Fachkräfteanteil positiv mit der Qualität der Altenpflege korreliert ist. Die Ausbildung von neuen Fachkräften scheint keinen signifikanten Einfluss auf die Effizienz zu haben.

Bereits bei der deskriptiven Beschreibung der DEA-Ergebnisse wurde deutlich, dass freigemeinnützige Träger im Durchschnitt effizienter sind als private. Die Regression zeigt, dass diese Unterschiede signifikant sind und dass freigemeinnützige Dienste im Durchschnitt 10 % höhere Effizienz aufweisen.

Tabelle 4: Zu Pflegende und Anzahl der Dienste nach Träger und Größenklassen

	Durchschnittliche Anzahl von zu Pflegenden	Anzahl Dienste in den Größenklassen	
		freigemeinnützig	privat
klein	12	426	2.086
mittel-klein	26	616	1.865
mittel-groß	43	956	1.507
groß	90	1.462	951

Quellen: FDZ der Länder (2009), Berechnungen und Darstellung des Autors.

Abbildung 2: Durchschnittliche Effizienzwerte nach Größenklassen

Quellen: FDZ der Länder (2009), Berechnungen und Darstellung des Autors.

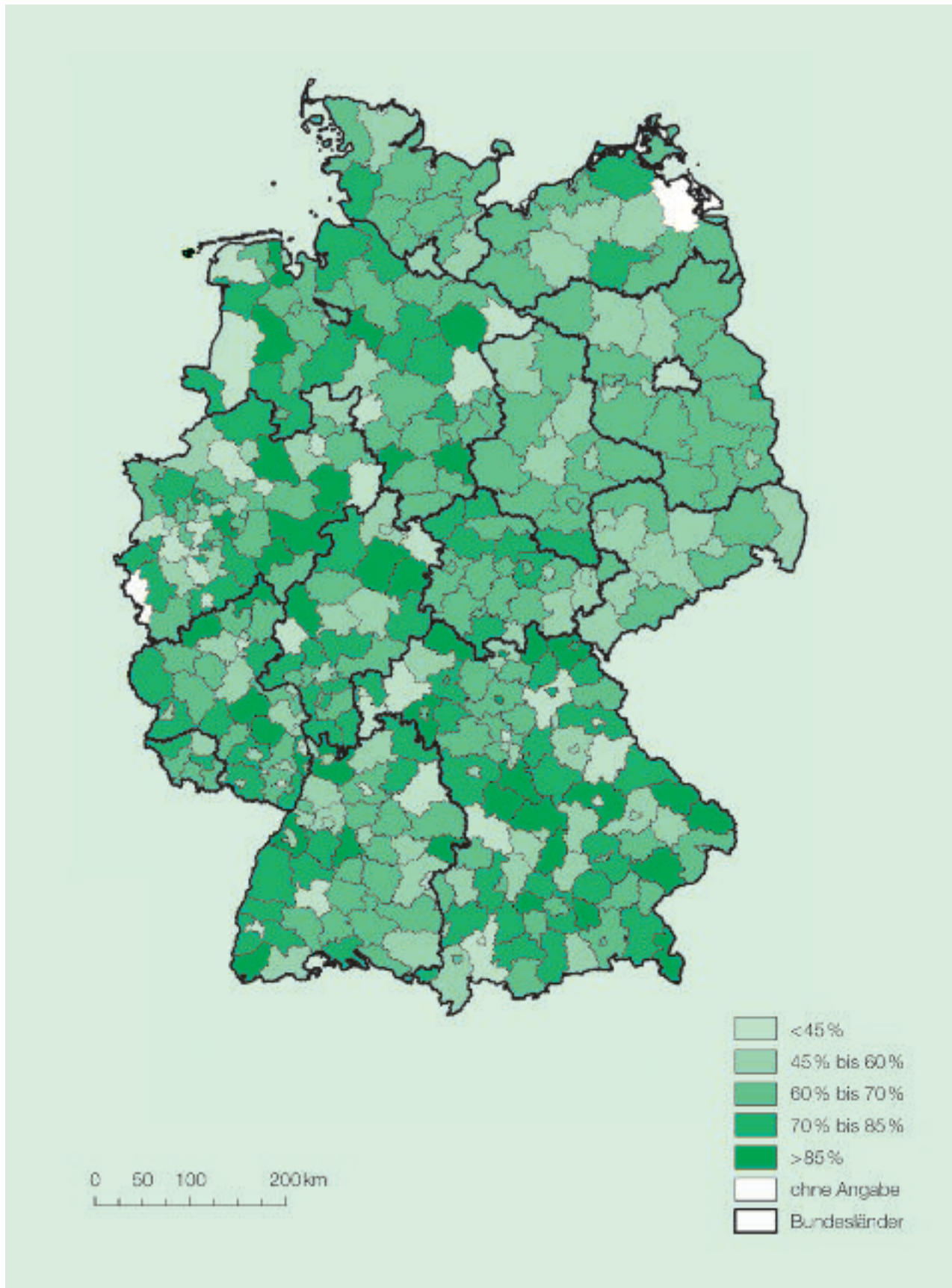
Die Wirkung der Variablen zur Mehrbelastung durch pflegeintensive Fälle ergibt bei den Härtefällen erwartungsgemäß einen negativen Zusammenhang, d.h. je höher der Anteil der Härtefälle an den zu Pflegenden eines Dienstes, umso geringer ist dessen Effizienz. Beim Durchschnittsalter der zu Pflegenden konnte überraschenderweise eine leicht positive Wirkung auf die Effizienz festgestellt werden.

Einen negativen Einfluss weisen hingegen die durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelte und die Arbeitslosenquote in einem Kreis auf. Das durchschnittliche Arbeitnehmerentgelt ist auch ein Indikator für das verfügbare

Einkommen in einer Region. Möglicherweise nehmen die zu Pflegenden in wohlhabenden Regionen überdurchschnittlich häufig Leistungen in Anspruch, die über das notwendige Maß hinausgehen. Dadurch steigt der Personaleinsatz der Pflegedienste und sie werden im vorliegenden Modell als ineffizient eingestuft.

Die Deutschlandkarte in Abbildung 3 legte bereits nahe, dass sich Ost- und Westdeutschland in der Effizienz der ambulanten Dienste unterscheiden. Die Regression bestätigt, dass ostdeutsche Dienste im Durchschnitt um 5 % schlechtere Ergebnisse in der Effizienzberechnung erzielen als westdeutsche. Jedoch ist

Abbildung 3: Durchschnittlicher Effizienzwert nach Kreisen



Quelle: Berechnungen und Darstellung des Autors.

Tabelle 5: Determinanten der Effizienz

Variable	Koeffizient		Standardfehler
Marktanteil ambulante Pflege	-0,449	***	0,110
Herfindahl-Hirschman-Index	-1,014	***	0,300
Durchschnittsalter der zu Pflegenden	0,015	***	0,001
Anteil Härtefälle	-1,937	***	0,364
Anteil Auszubildende	-0,120		0,252
Fachkraftanteil	0,245	***	0,021
Freigemeinnütziger Träger	0,098	***	0,008
Einwohner über 65 Jahre (in 1.000)	0,001		0,002
Arbeitnehmerentgelte (in 1.000 €)	-0,088	***	0,017
Arbeitslosenquote	-0,006	***	0,002
Ostdeutschland ohne Berlin	-0,047	***	0,017
Stadtstaat	-0,215	***	0,018
Großstadt	0,018		0,015
Kreise mit eher städtischem Charakter	0,042	***	0,013
Kreise mit eher ländlichem Charakter	-0,004		0,012
Konstante	-1,494	***	0,101
N	9869		
R ²	0,206		
Anmerkung: ***: p-Wert < 0,01			

Quellen: FDZ der Länder (2009), BBSR (2010), BBSR (2013), Berechnungen und Darstellung des Autors.

festzuhalten, dass die Streuung in Westdeutschland deutlich größer ist.

Vergleicht man die Effizienzwerte nach strukturellen Kreistypen, dann zeigt sich, dass nur Kreise mit eher städtischem Charakter signifikant höhere Effizienzwerte aufweisen als ländliche Kreise. Bei Großstädten konnte kein Unterschied festgestellt werden. Jedoch scheinen besonders die ambulanten Dienste in Stadtstaaten ineffizient zu sein, da deren Effizienzwerte ca. 21% geringer ausfallen als in den Flächenländern.

Fazit

Der vorliegende Beitrag ist die erste Untersuchung des gesamten deutschen ambulanten Altenpflegesektors. Er gibt erste Einblicke in die Effizienz von ambulanten Pflegediensten in Deutschland. Es konnte gezeigt werden, dass mit durchschnittlichen Effizienzwerten von 62,2% ein enormes Potenzial zu hebender Effizienzreserven vorhanden ist; rein rechnerisch ergibt sich ein mögliches Effizienzpotenzial von 37,8% oder ca. 100.000 Beschäf-

tigten. Substantielle Effizienzunterschiede konnten auf die Wettbewerbssituation, die Trägerform sowie Größe und Lage bzw. Standort eines ambulanten Pflegedienstes zurückgeführt werden. Allerdings muss beachtet werden, dass nicht jeder Pflegedienst optimale Rahmenbedingungen vorfindet. Entsprechend sind nicht alle Effizienzpotenziale zugänglich. Dennoch zeigt dieser Beitrag, dass es Stellschrauben für den effizienteren Einsatz vorhandener Personalressourcen gibt, die durchaus vom Pflegedienstmanagement oder von politischen Entscheidungsträgern beeinflusst werden können.

In der vorliegenden Untersuchung konnte die Outcomequalität nicht adäquat einbezogen werden. Allerdings zeigt die Literatur, dass die Strukturindikatoren Größe und Fachkraftanteil, für die in dieser Untersuchung ein positiver Einfluss auf die Effizienz eines ambulanten Dienstes gefunden wurde, auch die Qualität in der Altenpflege erhöhen.

Um ein umfassenderes Bild der Bereitstellung von ambulanter Pflege in Deutschland zu erhalten, ist die Erhebung und die Einbeziehung von Daten zur Qualität der Pflege, der Mitarbeiterbelastung und zur Kostenstruktur der Dienste in die Effizienzanalyse zukünftiger Untersuchungen wünschenswert.

Referenzen

- AUGURZKY, B., KROLOP, S., MENNICKEN, R., SCHMIDT, H., SCHMITZ, H. und S. TERKATZ (2011): Pflegeheim Rating Report 2011: Boom ohne Arbeitskräfte?, RWI Materialien.
- BANKER, R. D. und H. CHANG (2006): The super-efficiency procedure for outlier identification, not for ranking efficient units. *European Journal of Operational Research*, 175, S. 1.311–1.320.
- BANKER, R. D. und J. L. GIFFORD (1988): A relative efficiency model for the evaluation of public health nurse productivity. Pittsburgh, PA, USA, School of Urban and Public Affairs, Carnegie Mellon University.
- BANKER, R. D. und R. NATARAJAN (2008): Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. *Operations Research*, 56, S. 48.
- BBSR – BUNDESINSTITUT FÜR BAU-, STADT- UND RAUMFORSCHUNG (Hrsg.) (2010): INKAR, Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR), Bonn und Berlin.
- BBSR – BUNDESINSTITUT FÜR BAU-, STADT- UND RAUMFORSCHUNG (Hrsg.) (2013): Laufende Raumbbeobachtung Raumbbegrenzungen, <http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbbeobachtung/Raumbbegrenzungen/Kreistypen4/kreistypen.html>, Date: 01.08.2013
- BJÖRKGREN, M. A., HÄKKINEN, U. und M. LINNA (2001): Measuring efficiency of long-term care units in Finland. *Health Care Management Science*, 4, S. 193–200.
- BOSTICK, J. E., RANTZ, M. J., FLESNER, M. K. und C. J. RIGGS (2006): Systematic Review of Studies of Staffing and Quality in Nursing Homes. *Journal of the American Medical Directors Association*, 7, S. 366–376.
- BRÜGGEMANN, J., GERBER, H., PILZECKER, U., THEIS, S., WAGNER, A. und M. WILCKE-KROS (2004): Qualität in der ambulanten und stationären Pflege: 1. Bericht des Medizinischen Dienstes der Spitzenverbände der Krankenkassen (MDS) nach § 118 Abs. 4. SGB XI. Essen.
- COELLI, T. J., PRASADA RAO, D., O'DONNELL, C. J. und G. E. BATTESE (2005): Data Envelopment Analysis.
- FDZ DER LÄNDER – FORSCHUNGSDATENZENTREN DER STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (Hrsg.) (2009): Nutzung von Mikrodaten der Pflegestatistiken 1999–2009, Projektnummer: 1.521–2.010.
- FIZEL, J. L. und T. S. NUNNIKHOVEN (1993): The efficiency of nursing home chains. *Applied Economics*, 25, S. 49–55.
- HAMMERSCHMIDT, M., WILKEN, R. und M. STAAT (2009): Methoden zur Lösung grundlegender Probleme der Datenqualität in DEA-basierten Effizienzanalysen. *Die Betriebswirtschaft*, 69, S. 291–312.
- HOFF, A. (2007): Second stage DEA: Comparison of approaches for modelling the DEA score. *European Journal of Operational Research*, 181, S. 425–435.
- HOLLINGSWORTH, B. und S. PEACOCK (2008): Efficiency Measurement in Health and Health Care, Routledge.
- LAINE, J., LINNA, M., NORO, A. und U. HÄKKINEN (2005): The Cost Efficiency and Clinical Quality of Institutional Long-Term Care for the Elderly. *Health Care Management Science*, 8, S. 149–156.
- MCDONALD, J. (2009): Using least squares and tobit in second stage DEA efficiency analyses. *European Journal of Operational Research*, 197, S. 792–798.
- NYMAN, J. A., BRICKER, D. L. und D. LINK (1990): Technical efficiency in nursing homes. *Medical Care*, 28, S. 541–551.
- OZCAN, Y. A., WOGEN, S. E. und L. W. MAU (1998): Efficiency Evaluation of Skilled Nursing Facilities. *Journal of Medical Systems*, 22, S. 211–224.
- RHOADES, S. A. (1995): Market share inequality, the HHI, and other measures of the firm-composition of a market. *Review of Industrial Organization*, 10, S. 657–674.
- ROSKO, M. D., CHILINGERIAN, J. A., ZINN, J. S. und W. E. AARONSON (1995): The effects of ownership, operating environment, and strategic choices on nursing home efficiency. *Medical Care*, 33, S. 1.001–1.021.
- ROTHGANG, H., KILIK, D., MÜLLER, R. und R. UNGER (2009): GEK-Pflegereport Schwerpunktthema: Regionale Unterschiede in der pflegerischen Versorgung.

Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse. Schwäbisch Gmünd.

SIMAR, L. und P. W. WILSON (2007): Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136, S. 31–64.

STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (HRSG.) (2010): Demografischer Wandel in Deutschland. Auswirkungen auf Krankenhausbehandlungen und Pflegebedürftige im Bund und in den Ländern. Wiesbaden, Statistische Ämter des Bundes und der Länder.

STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2001): Pflege im Rahmen der Pflegeversicherung Deutschlandergebnisse. *Pflegestatistik 1999*. Wiesbaden.

STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2011): Pflege im Rahmen der Pflegeversicherung, Deutschlandergebnisse *Pflegestatistik 2009*. Wiesbaden.

WILSON, P. W. (1995): Detecting influential observations in data envelopment analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 6, S. 27–45.

¹ Für besonders schwere Pflegefälle kann eine vierte Stufe mit zusätzlicher Unterstützung gewährt werden.

² Eine gute Einführung in die DEA bieten COELLI et al. (2005).

³ Siehe zu diesen und weiteren statistischen Herausforderungen der DEA und einige Lösungsvorschläge die verständliche Einführung in HAMMERSCHMIDT et al. (2009)

⁴ Die Stadtstaaten (Berlin, Bremen und Hamburg) wurden aufgrund der Datenlage als Kreis definiert.

⁵ Zur Berechnung und Anwendung des Herfindahl-Hirschman-Index siehe RHOADES (1995).

⁶ Die Kreistypen beziehen sich auf die Bevölkerungsdichte; nur bei Großstädten zählt allein die Anzahl der Bewohner.

⁷ Der MDS berät den Spitzenverband Bund der Krankenkassen und die Spitzenverbände der gesetzlichen Kranken- und Pflegekassen in medizinischen und pflegefachlichen Grundsatzfragen.

Pflichtversicherung gegen Flutschäden?

Joachim Ragnitz und Marcel Thum*

Das Hochwasser vom Juni 2013 hat in Deutschland nach vorläufigen Schätzungen zwischen 6 und 8 Mrd. € an Schäden verursacht. Nur rund 2 Mrd. € der Schäden sind versichert. Und der Rest besteht keineswegs nur aus unversicherter, staatlicher Infrastruktur. Auch viele Schäden in Privathaushalten und Unternehmen waren nicht versichert. Wie schon bei den Hochwasserkatastrophen 2002 und 2006 an der Elbe oder 2010 an der Neiße kochte dann die Diskussion um eine Pflichtversicherung von Flutschäden (bzw. grundsätzlicher: Elementarschäden¹⁾) in Politik und Medien hoch. Bei dieser Diskussion wird leider selten sauber geklärt, warum eine Pflichtversicherung überhaupt nötig ist. Weil die Rechtfertigung für eine Pflichtversicherung oft unklar bleibt, endet dann auch die Diskussion um die geeignete Ausgestaltung meist im politischen Nirwana. Die nächste Flut kommt aber bestimmt. Daher lohnt es sich, einmal sorgfältig zu überlegen, ob es eine ökonomisch solide Rechtfertigung für eine Pflichtversicherung von Flutschäden gibt – die Antwort lautet: ja – und wie diese Pflichtversicherung ausgestaltet sein muss.

Warum soll der Staat die Menschen zu ihrem Versicherungsglück zwingen? A priori ist überhaupt nicht klar, dass sich der Staat in die individuelle Entscheidung, ob eine Versicherung abgeschlossen wird oder nicht, überhaupt einmischen sollte. Jeder einzelne von uns kann sehr gut alleine entscheiden, ob er beispielsweise eine Hausrat- oder Glasversicherung braucht oder ob er das Risiko möglicher Schäden selbst tragen will. Um den staatlichen Zwang einer Pflichtversicherung zu rechtfertigen, muss gezeigt werden, dass die individuellen Entscheidungen zu gesamtwirtschaftlich ineffizienten Ergebnissen führen. Im Wesentlichen gibt es drei wichtige ökonomische Mechanismen, die dazu führen können, dass eine Pflichtversicherung effizienzsteigernd wirkt.

Erstens könnte der Versicherungsmarkt durch die sogenannte **adverse Selektion** geschädigt sein. Damit bezeichnen Ökonomen eine Situation, bei der der Versicherungsnehmer bei Abschluss des Versicherungsvertrags über sein individuelles Risiko besser Bescheid weiß als die Versicherung. Da die Versicherung die Kunden nicht ausreichend nach Risikotypen unterscheiden kann, verabschieden sich die Kunden mit geringen Risiken nach und nach aus dem Markt und nur die Kunden mit hohen Risiken kaufen noch eine Vollversicherung zu hohen Prämien. Im Extremfall kann sogar der Versicherungsmarkt ganz zusammenbrechen [ROTHSCHILD und STIGLITZ (1976)]. Empirisch lässt sich das Phänomen bei-

spielsweise im Markt mit Annuitätenversicherungen gut nachweisen [COHEN und SIEGELMAN (2010)]. Nur Kunden, die besonders gesund (oder übermäßig optimistisch sind), fragen Lebensversicherungen nach, die später in Form von monatlichen Renten ausgezahlt werden. Alle anderen wählen lieber (Kapital-)Lebensversicherungen mit einer Einmalzahlung am Ende der Laufzeit. Das ist kollektiv deshalb problematisch, weil fast alle Menschen sich gegen das finanzielle Risiko der Langlebigkeit absichern würden und deshalb bei risikoadäquaten Prämien den Annuitätenvertrag der Einmalzahlung gerne vorziehen würden. Aber ist dieses Problem der *adversen Selektion* auch für Flutschäden relevant? Wohl kaum. Die Versicherung kennt die Flussnähe eines Hauses genauso gut wie der Besitzer. Und auch die Historie von Überschwemmungen oder die Grundwasserstände sind sehr gut öffentlich dokumentiert. Die Hausbesitzer haben also keine besseren Informationen über mögliche Flutschäden als die Versicherer. Das Argument der *adversen Selektion* kann man als Rechtfertigung für eine Pflichtversicherung gegen Flutschäden getrost vergessen.

Zweitens könnte das **Ruingrenzenproblem** auftreten. Das Haus am Fluss bietet in normalen Zeiten die Annehmlichkeit einer schönen Landschaft; im Falle extremen Hochwassers sind allerdings hohe Schäden zu erwarten. Übersteigen diese Schäden das Vermögen des Hauseigentümers, muss ein anderer den verbleibenden Schaden tragen. Ökonomisch kann eine solche Ruingrenze problematisch sein, wenn der Häuslebauer zwar alle Vorteile des Hauses am Fluss berücksichtigt, aber nicht alle Kosten. Er verhält sich insgesamt zu risikofreudig und verzichtet wegen der Externalisierung der Schäden auf den Abschluss einer Versicherung [SINN (1982)]. Allerdings ist diese Ruingrenze im Falle der Flutschäden kein zwingendes Argument für eine Pflichtversicherung. Denn den „Restschaden“ trägt in diesem Fall typischerweise eine Bank, die dem Häuslebauer mit Fremdkapital den Erwerb des Hauses ermöglicht hat. Die Banken haben dann aber bei der Kreditvergabe allen Anreiz, auf mögliche Flutgefahren für die von ihnen finanzierten Objekte zu achten.

Bleibt als drittes Argument das **Samariterdilemma**. Die Regierung kann noch so sehr betonen, dass jeder selbst für die Absicherung des (Immobilien-)Vermögens

* Prof. Dr. Joachim Ragnitz ist Managing Director und Prof. Dr. Marcel Thum ist Geschäftsführer der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

vor Überschwemmungen verantwortlich ist. Wenn das Hochwasser erst einmal da ist und wenn sich herausstellt, dass einige Bürger Hab und Gut verloren haben, bleibt dem Staat gar nichts anderes übrig, als die helfende Hand auszustrecken und den betroffenen Bürgern finanziell unter die Arme zu greifen. Der Anreiz hierfür wird zudem noch verstärkt, wenn Wahlen ins Haus stehen oder große Bevölkerungsgruppen zu den Geschädigten gehören. Die Unterstützung von unverschuldet in Not geratenen Bürgern mag gerechtfertigt sein. Für den Staat problematisch ist jedoch, dass Bürger, die um die helfende Hand des Staates wissen, auf eigene Anstrengungen verzichten [BUCHANAN (1975)]. Wer weiß, dass der Staat im Zweifel zur Hilfe kommt, wird sich freiwillig kaum versichern und vielleicht sogar eher geneigt sein, in gefährdeten Regionen sein Haus zu bauen. Durch eine Pflichtversicherung kann der Staat sich gleichsam vor sich selbst schützen. Wenn alle Bürger versichert sind, muss er im Hochwasserfall nicht mehr den Samariter spielen und die Bürger werden zu ökonomisch effizienten Entscheidungen (Hochwasserprävention, Ansiedlungsentscheidung) gezwungen. Das Samariterdilemma ist das ökonomisch zwingende Argument für eine Pflichtversicherung gegen Elementarschäden.

Damit eine solche Pflichtversicherung ihre vorteilhafte Wirkung entfalten kann, muss sie aber richtig ausgestaltet sein. Leider gibt es hier in der öffentlichen Diskussion einige Verwirrung, weil die Pflichtversicherung von einigen Diskussionsteilnehmern mit einer Einheitsprämie gleichgesetzt wird. Gerade eine solche Einheitsprämie würde jedoch die beabsichtigte Lenkungswirkung zunichtemachen bzw. die Fehlanreize verstärken. Bei einer Einheitsprämie zahlt ein Hausbesitzer auf dem Hügel genauso viel wie ein Häuslebauer in den Flussauen. Die Versicherung kann damit gar keine Anreize schaffen, sich tendenziell eher in flutsicheren Gegenden anzusiedeln. Ganz im Gegenteil: Da nun alle Schäden versichert sind und die

Versicherungsprämie vom Standort unabhängig ist, verstärkt sich sogar der Anreiz, sich in flutgefährdeten Gebieten anzusiedeln.²

Die Einführung der Pflichtversicherung muss daher mit **risikodifferenzierten Tarifen** einhergehen. Nur wenn das Haus im Flutgebiet eine höhere Versicherungsprämie kostet als das Haus in sicherer Lage, werden ineffiziente Ansiedlungen in Zukunft unterbunden. In der ökonomischen Disziplin wird das Argument immer wieder angeführt [z. B. NELL (2013), SCHWARZE und WAGNER (2006)], leider hat es sich im öffentlich-politischen Raum aber noch nicht klar genug durchgesetzt. So argumentiert beispielsweise der Deutschland-Chef von ALLIANZ Markus Rieß gegen eine Pflichtversicherung: „In der Tat halten wir eine Pflichtversicherung nicht für die richtige Lösung. (...) Bei einer Pflichtversicherung werden die Verluste immer von der Gemeinschaft getragen, und eine Bremse für riskantes Bauen entfällt.“ (Süddeutsche Zeitung Nr.164, 18. Juli 2013, S. 21). Auch der GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT (2013) vermischt in seiner Stellungnahme zu Versicherungen gegen Naturkatastrophen implizit die Versicherungspflicht mit einem Einheits tariff: „Der Eigenheimbesitzer auf dem Berg trägt beispielsweise das Hochwasser-Risiko in hohem Maße mit, obwohl er nicht in Flussnähe wohnt.“

In den meisten europäischen Staaten, die eine Pflichtversicherung vorsehen, kommt auch ein Einheitstarif zur Anwendung, wie die Übersicht über die Regelungen zur Elementarschadenversicherung in Tabelle 1 zeigt. Die Beispiele der Türkei und Polens (für Elementarschäden in der Landwirtschaft) illustrieren aber auch, dass sich Versicherungspflicht und Prämienkalkulation entkoppeln lassen.

Vermutlich erleiden die Hausbesitzer in Regionen mit überdurchschnittlichem Hochwasserrisiko bei Einführung einer risikobasierten Pflichtversicherung einen Vermögensschaden. Ihre Häuser werden an Wert verlieren, weil potenzielle Käufer die hohe Versicherungsprämie mit ins

Tabelle 1: Übersicht über die Regelungen zur Elementarschadenversicherung in Europa

Pflichtversicherung	Versicherungsprämie	
	Risikobasiert	Einheitstarif
Ja	(Polen), Türkei	Frankreich, Island, Norwegen, Rumänien, Schweiz, Spanien
Nein	Belgien, Deutschland, Estland, Großbritannien, Irland, Italien, Luxemburg, Niederlande, Österreich, Polen, Portugal, Tschechien	

Quelle: CEA (2011). Dort finden sich auch weitere institutionelle Details zur Ausgestaltung der Elementarschadensversicherung in Europa.

Kalkül einbeziehen. Unfair ist dies aber nicht. Unfair ist vielmehr der hohe Immobilienwert, der sich ohne Pflichtversicherung einstellt. Denn der kann nur deshalb so hoch sein, weil ein Teil der drohenden Schäden von der Allgemeinheit und nicht vom Besitzer selbst getragen wird. Die lange Historie von Hochwasserkatastrophen und von staatlichen Rettungspaketen spricht für eine Pflichtversicherung. Diese Pflichtversicherung muss aber unbedingt mit risikodifferenzierten Tarifen einhergehen, die auch die individuellen Präventionsmaßnahmen der Hausbesitzer mitberücksichtigen. Sonst werden die volkswirtschaftlichen Schäden der Hochwasser in Zukunft höher statt niedriger ausfallen.

Quellen:

- BUCHANAN, J. M. (1975): The Samaritan's Dilemma, in: PHELPS, E. S. (Hrsg.): Altruism, Morality and Economic Theory, Russel Sage, New York, S. 71–85.
- CEA (Hrsg.) (2011): Insurance of Natural Catastrophes in Europe, CEA – European Insurance and Reinsurance Federation, Brüssel.
- COHEN, A. und P. SIEGELMAN (2010): Testing for Adverse Selection in Insurance Markets, Journal of Risk and Insurance 77, S. 39–84.
- GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT (Hrsg.) (2013): Stellungnahme zur Konsultation zum Grünbuch: Versicherung gegen Naturkatastrophen und von Menschen verursachte Katastrophen, Berlin.
- NELL, M. (2013): Hochwasserkatastrophe: Pflichtversicherung gegen Risiken?, Wirtschaftsdienst 7/2013, S. 428.
- ROTHSCHILD, M. und J. STIGLITZ (1976): Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information, Quarterly Journal of Economics 90, S. 629–649.
- SCHWARZE, R. und G. G. WAGNER (2006): Versicherungspflicht gegen Elementarschäden – Ein Lehrstück für Probleme der volkswirtschaftlichen Politikberatung, Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht, Heft 1/2006, S. 207–235.
- SINN, H.-W. (1982): Kinked Utility and the Demand for Human Wealth and Liability Insurance, European Economic Review 17, S. 149–162.

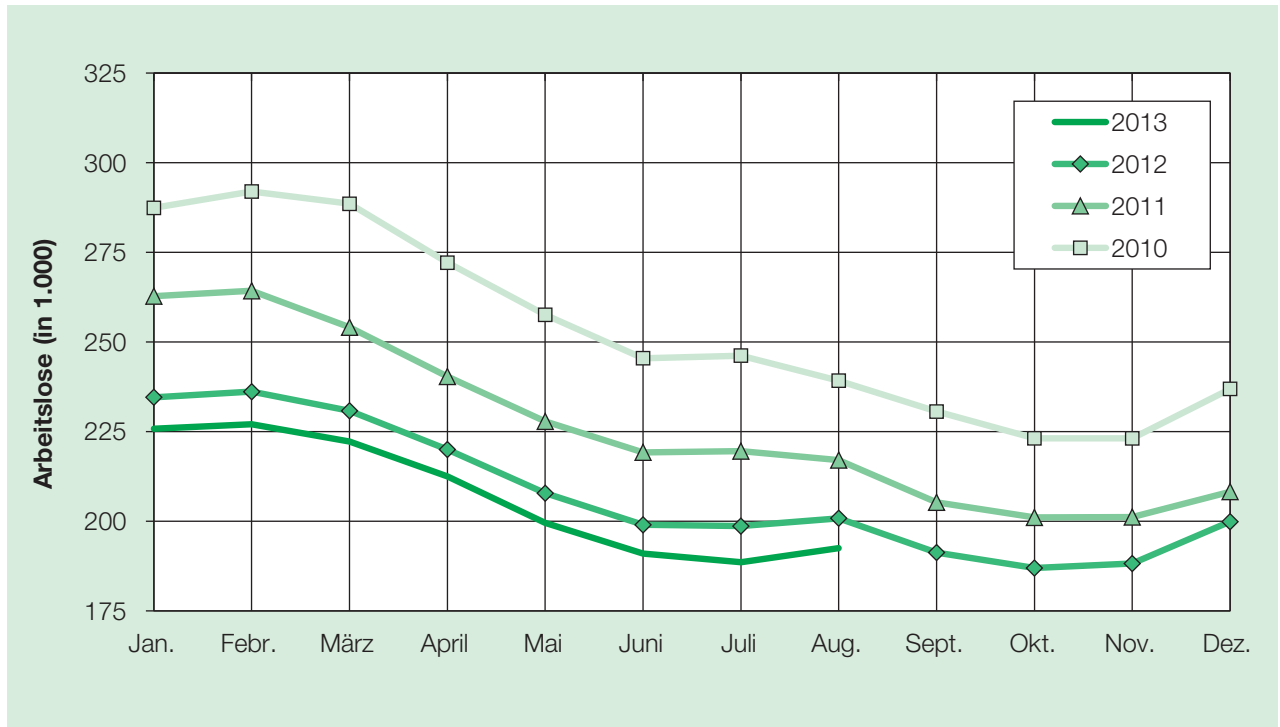
¹ Das Beispiel der Flutschäden ist besonders eindrücklich. Grundsätzlich gelten alle Aussagen des Beitrags aber für eine umfängliche Elementarschadenversicherung.

² Gelegentlich wird eingewandt, dass Versicherungen gar nicht existieren. Das Argument übersieht aber, dass der Markt gerade wegen der Staatsintervention sehr dünn ist, da risikoadäquate Angebote schlichtweg nicht nachgefragt werden.

Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich

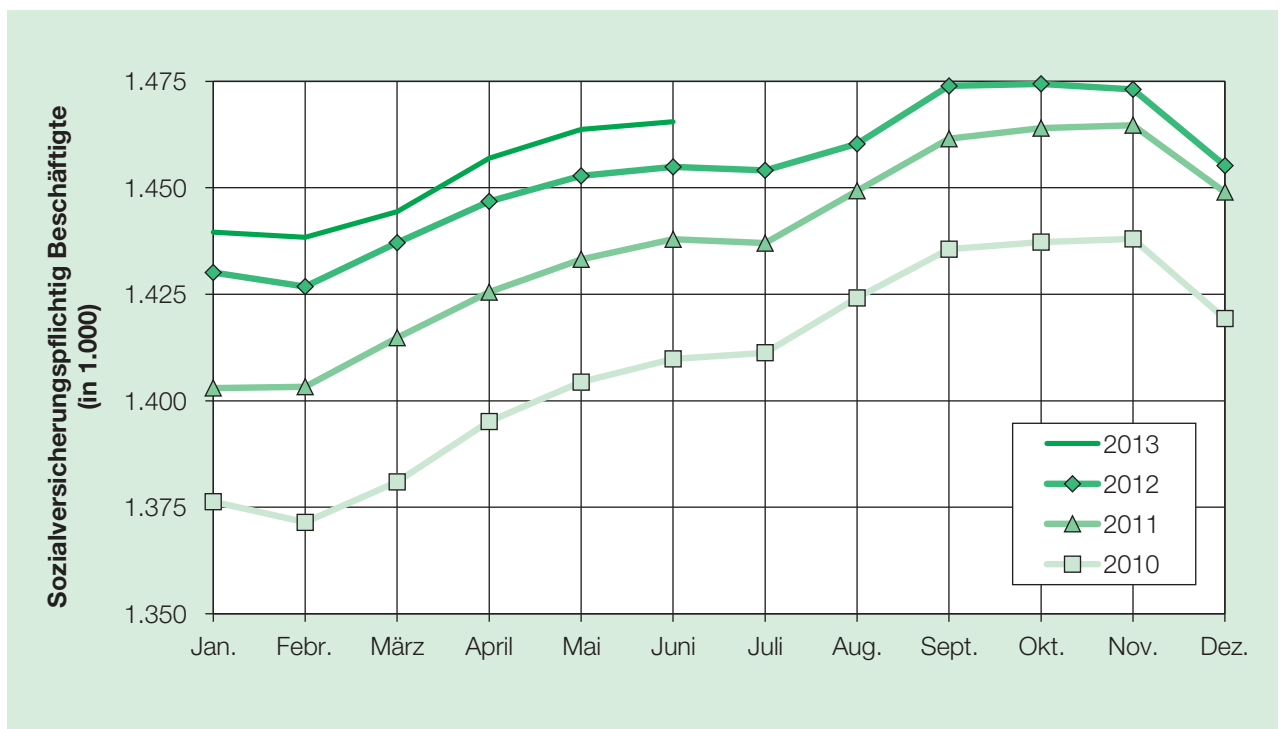
mw

Abbildung 1: Arbeitslose in Sachsen (2010 bis 2013)



Quelle: Statistik der Bundesagentur für Arbeit.

Abbildung 2: Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Sachsen (2010 bis 2013)



Quelle: Statistik der Bundesagentur für Arbeit.

Tabelle 1: Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich

Beschäftigung und Zweiter Arbeitsmarkt (in 1.000 Personen)									
	Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte ^a			offene Stellen ^b			Beschäftigungsbegleitende Leistungen ^c		
	Juni 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Aug. 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Aug. 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat
Brandenburg	772	773	771	12,0	11,8	11,1	5,7	5,9	8,3
Mecklenburg-Vorp.	533	531	532	9,2	9,5	9,1	5,0	4,8	6,0
Sachsen	1.466	1.464	1.454	19,4	18,4	20,5	13,5	13,9	18,2
Sachsen-Anhalt	754	754	757	11,0	11,0	11,6	8,1	8,1	10,2
Thüringen	760	760	759	14,8	14,7	15,5	5,8	5,7	7,9
D Ost (mit Berlin)	5.505	5.502	5.463	83,3	82,6	85,5	46,0	46,0	61,0
D West (ohne Berlin)	23.764	23.780	23.458	358,5	358,7	403,4	68,0	67,0	107,0
D gesamt	29.269	29.281	28.921	444,5	444,3	493,4	114,0	114,0	168,0

Arbeitslosigkeit									
	Arbeitslose (in 1.000 Personen)			Arbeitslosenquote ^d (in %)			Langzeitarbeitslose ^e (in % der Arbeitslosen)		
	Aug. 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Aug. 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Aug. 2013	Vor-monat	Vor-jahres-monat
Brandenburg	126	129	130	9,4	9,6	9,7	41,7	41,1	41,1
Mecklenburg-Vorp.	90	90	93	10,7	10,7	11,0	35,5	35,3	34,5
Sachsen	192	189	201	9,1	8,9	9,5	37,4	38,0	39,5
Sachsen-Anhalt	127	126	133	10,8	10,7	11,3	36,2	36,8	35,8
Thüringen	92	91	97	7,9	7,8	8,3	35,2	35,6	34,6
D Ost (mit Berlin)	839	838	869	9,9	9,9	10,3	36,3	36,5	36,8
D West (ohne Berlin)	2.107	2.076	2.036	6,1	6,0	6,0	35,4	35,7	34,9
D gesamt	2.946	2.914	2.905	6,8	6,8	6,8	35,7	35,9	35,5

a) Die Zahlen zur Beschäftigung werden mit zweimonatiger Verzögerung veröffentlicht. – b) Als gemeldete Stellen gelten der Bundesagentur für Arbeit gemeldete und zur Vermittlung freigegebene Stellen mit einer vorgesehenen Beschäftigungsdauer von mehr als 7 Kalendertagen. – c) Ab dem Heft 5/2008 von „ifo Dresden berichtet“ werden aufgrund fehlender Datenaktualisierungen der amtlichen Statistik die Werte der „Beschäftigungsbegleitenden Leistungen“ ausgewiesen. Diese umfassen die „Förderung abhängiger Beschäftigung“ sowie die „Förderung der Selbstständigkeit“. Die Werte sind nicht mit Angaben früherer Hefte zur „Direkten Förderung regulärer Beschäftigung“ vergleichbar. – d) In % aller zivilen Erwerbspersonen. – e) Als Langzeitarbeitslose gelten alle Personen, die am jeweiligen Stichtag der Zählung 1 Jahr und länger bei den Arbeitsagenturen arbeitslos gemeldet waren.

Quellen: Statistik der Bundesagentur für Arbeit, Berechnungen des ifo Instituts.

Uns erwartet ein goldener Herbst: ifo Geschäftsklima Sachsen hellt sich im September 2013 auf

Robert Lehmann*

ifo Geschäftsklima Sachsen im Vergleich

Der ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands ist im September nur minimal gestiegen. Auch beim Klimaindikator für Ostdeutschland zeigt sich lediglich eine geringfügige Verbesserung. In der gewerblichen Wirtschaft Sachsens hat sich das Geschäftsklima hingegen spürbar aufgehellt (vgl. Abb. 1). Maßgeblich ist die Einschätzung der Unternehmen hinsichtlich ihrer derzeitigen Geschäfte. Mit diesen sind sie aktuell erheblich zufriedener als im Vormonat. Außerdem erwarten die sächsischen Befragungsteilnehmer eine abermals günstigere Geschäftsentwicklung. Das dritte Quartal dürfte für die sächsische Wirtschaft aus konjunktureller Sicht deutlich besser verlaufen sein als das erste Halbjahr.

Beschäftigungsbarometer Sachsen

Die Beschäftigungserwartungen der sächsischen gewerblichen Wirtschaft haben sich im September kräftig verbessert (vgl. Abb. 2). Während die Handels- und In-

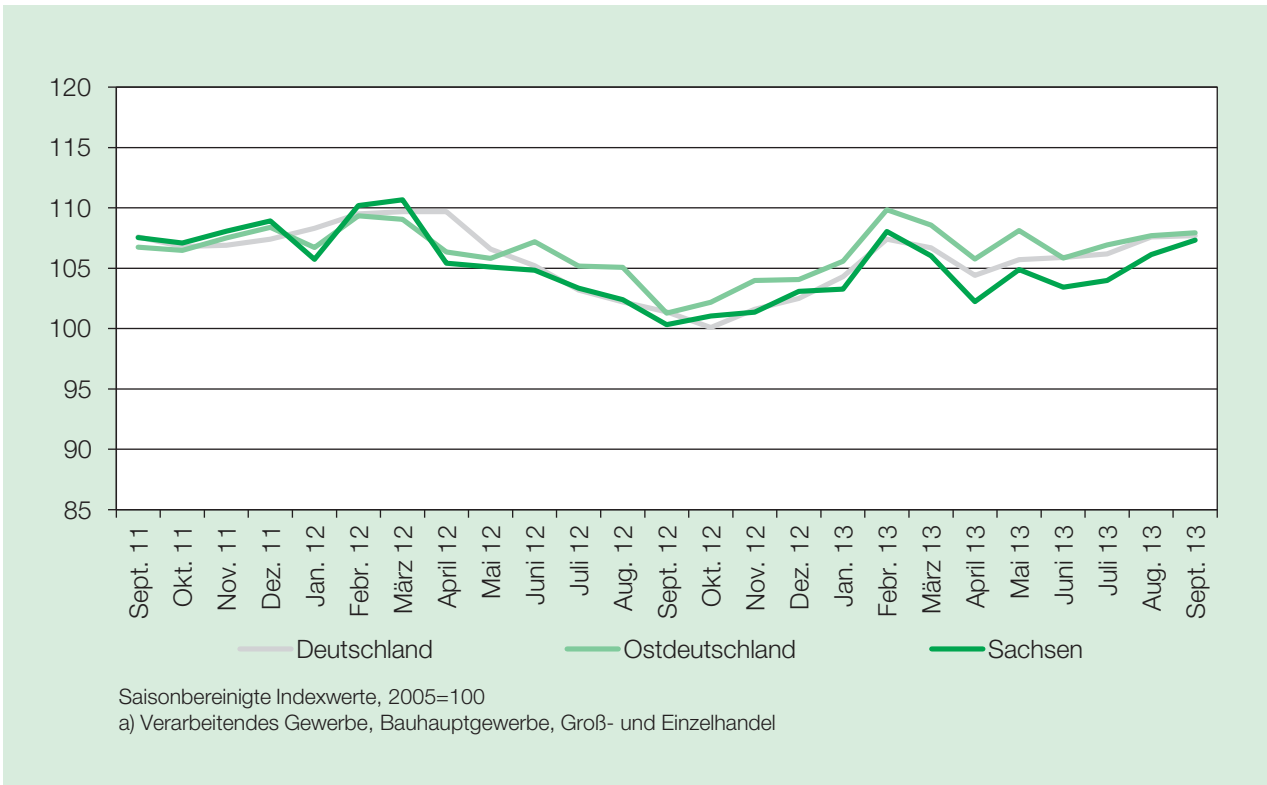
dustriefirmen ihren Personalbestand weniger stark verringern wollen, planen die Baufirmen in Sachsen ihre Mitarbeiterzahl insgesamt zu erhöhen.

Schwerpunkt: Entwicklung im Handel Sachsens

Im sächsischen Großhandel ist der Geschäftsklimaindex jüngst deutlich gestiegen (vgl. Abb. 3). Die hiesigen Großhändler berichten sowohl von günstigeren momentanen Geschäften als auch von einer Verbesserung in den kommenden sechs Monaten. Der Klimaindikator im Einzelhandel Sachsens verweilt hingegen annähernd auf dem Wert des Vormonats. Beiden Handelsstufen gemeinsam ist, dass die befragten Firmen per saldo von gesunkenen Umsätzen gegenüber September 2012 berichten.

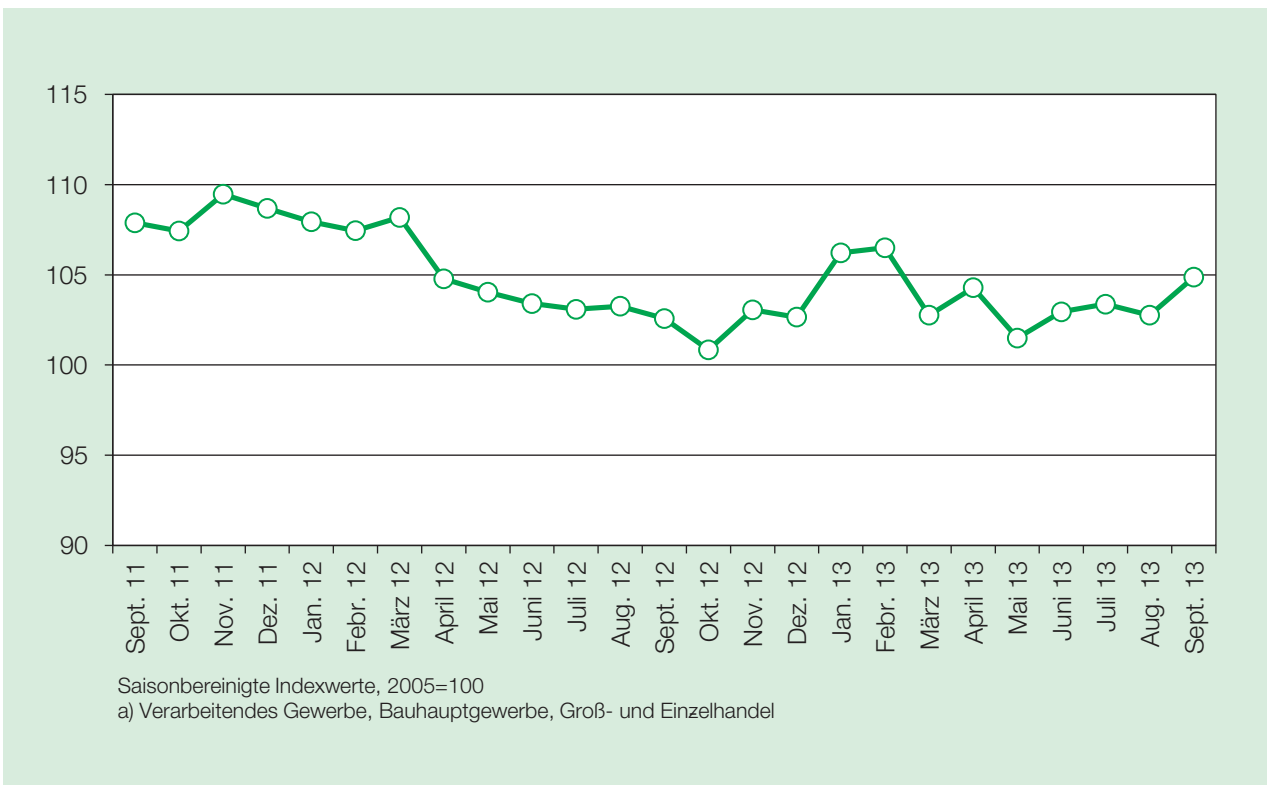
* Robert Lehmann ist Doktorand an der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts.

**Abbildung 1: Geschäftsklimaindex
Gewerbliche Wirtschaft^a Deutschlands, Ostdeutschlands und Sachsens im Vergleich**



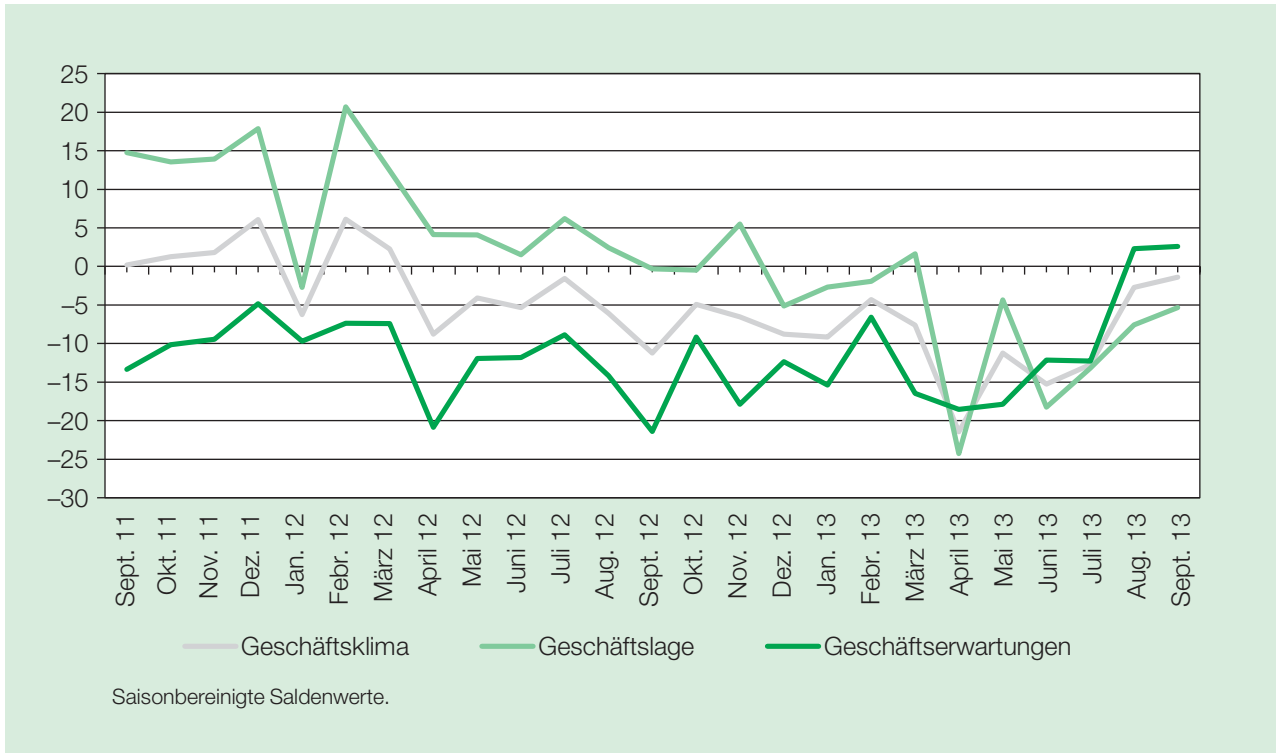
Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abbildung 2: ifo Beschäftigungsbarometer für die Gewerbliche Wirtschaft^a Sachsens



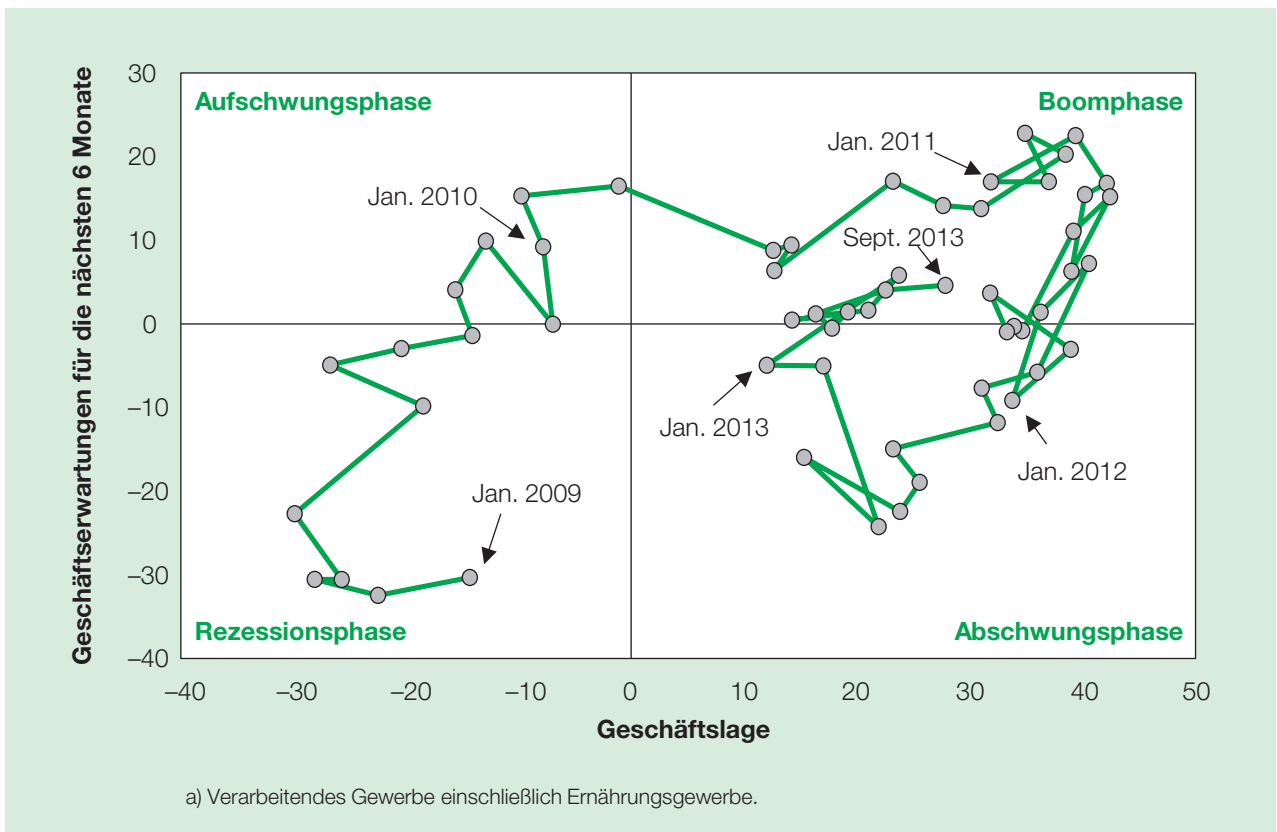
Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abbildung 3: Geschäftsklima im sächsischen Handel sowie die Geschäftslage- und Geschäftserwartungssalden



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abbildung 4: ifo Konjunkturuhr für das Verarbeitende Gewerbe^a Sachsen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

**Tabelle 1: Ausgewählte Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest
Deutschland, Ostdeutschland und Sachsen im Vergleich**

Region	Deutschland		Ostdeutschland		Sachsen	
Zeitpunkt	3. Quartal 2013	2. Quartal 2013	3. Quartal 2013	2. Quartal 2013	3. Quartal 2013	2. Quartal 2013
Verarbeitendes Gewerbe						
Auftragsbestand (in Monaten ^a)	2,9	2,8	2,9	2,9	3,3	3,1
Kapazitätsauslastung (in % ^a)	83,2	82,1	79,9	80,2	81,4	81,6
Exportgeschäft – Erwartungen ^b	9,4	8,8	3,8	3,2	2,7	0,1
Beschäftigtenzahl – Erwartungen ^b	-3,5	-6,3	-1,1	-1,9	-6,4	-5,1
Verkaufspreise – Erwartungen ^b	3,2	1,6	4,0	6,6	4,0	5,9
Bauhauptgewerbe						
Auftragsbestand (in Monaten ^a)	3,0	3,1	2,8	3,0	2,9	3,1
Kapazitätsauslastung (in % ^a)	74,0	71,9	76,6	72,9	75,3	71,4
Beschäftigtenzahl – Erwartungen ^b	-0,8	-4,3	-3,4	-6,6	-1,9	-13,5
Baupreise – Erwartungen ^b	-7,7	-2,0	-7,8	-0,7	-7,4	-1,4
Großhandel						
Umsatz gegenüber Vorjahr ^b	3,0	-6,3	-8,0	-32,0	-15,0	-50,3
Bestellpläne ^b	-3,4	-7,7	-4,3	-15,4	-11,4	-30,3
Verkaufspreise – Erwartungen ^b	8,6	6,9	27,5	18,5	27,9	24,4
Einzelhandel						
Umsatz gegenüber Vorjahr ^b	2,0	-5,7	-17,0	-17,3	-21,7	-25,0
Bestellpläne ^b	-5,9	-7,6	-23,9	-23,8	-29,9	-21,2
Verkaufspreise – Erwartungen ^b	13,0	12,6	16,6	12,1	4,6	5,5
Die Angaben basieren auf saisonbereinigten Werten (Ausnahme: Umsatz gegen Vorjahr). a) Durchschnitte. – b) Salden der Prozentanteile von positiven und negativen Unternehmensmeldungen						

Quelle: ifo Konjunkturtest.

ifo Veranstaltungen

Die **Niederlassung Dresden** des IFO INSTITUTS feiert in diesem Jahr ihr **20-jähriges Bestehen**. Dieses Jubiläum wurde am **09. Oktober 2013** im Rahmen einer wissenschaftlichen Tagung mit dem Thema „Reformoptionen des bundesstaatlichen Finanzausgleichs“ begangen. Die Tagung soll zum einen die Mängel des derzeitigen Finanzausgleichssystems herausarbeiten und zum anderen aktuelle Vorschläge zur Reform des Länderfinanzausgleichs bewerten. Die Ausgabe 06/2013 von „ifo Dresden berichtet“ wird sich ausführlich dem Jubiläum und der Tagung widmen.

Der **3. Workshop „Regionalökonomie“** wird am **24. und 25. Oktober 2013** in den Räumen der ifo Niederlassung Dresden durchgeführt. Der Workshop soll dem Austausch und der Diskussion aktueller Forschungsergebnisse dienen und richtet sich dabei vor allem an Nachwuchswissenschaftler, die auf dem Gebiet der Regionalökonomie arbeiten. Besondere Schwerpunkte könnten regionale Unterschiede in Bezug auf ökonomische Größen sowie deren Beeinflussung durch Regionalpolitik sein. Außerdem können methodische Aspekte des regionalökonomischen Instrumentariums diskutiert werden.

Am **21. und 22. November 2013** findet der **8. Workshop „Makroökonomik und Konjunktur“** in der ifo Niederlassung Dresden statt. Der zweitägige Workshop wird gemeinsam von der Dresdner Niederlassung des IFO INSTITUTS und der HELMUT-SCHMIDT-UNIVERSITÄT HAMBURG organisiert. Er soll ein Forum für den Austausch und die Diskussion von aktuellen Forschungsergebnissen aus den Bereichen Makroökonomik und Konjunkturforschung bieten und gleichzeitig zur besseren Vernetzung von Nachwuchswissenschaftlern beitragen.

Im Rahmen der **Dresdner Vorträge zur Wirtschaftspolitik** spricht am **28. November 2013** Prof. Dr. Niklas Potrafke, Bereichsleiter Öffentliche Finanzen am IFO INSTITUT, München zum Thema „Die Auswirkungen der Globalisierung“. Der Vortrag ist öffentlich und findet im Seminarraum der ifo Niederlassung Dresden, in der **Einsteinstraße 3**, statt. Beginn des Vortrags ist um **18:30 Uhr**.

Am **29. und 30. November 2013** wird der **7th Workshop on Political Economy** in den Räumlichkeiten der ifo Niederlassung Dresden abgehalten. Auch in diesem Jahr wird die gemeinsame Veranstaltung von TU DRESDEN und ifo Dresden von CESifo unterstützt, sodass herausragende Wissenschaftler als Keynote Speaker gewonnen werden konnten: Vincenzo Galasso (UNIVERSITÀ DELLA SVIZZERA ITALIANA) und Florencio López de Silvanes (EDHEC BUSINESS SCHOOL). Weitere Informationen werden über die Webseiten von CESifo bereitgestellt. Die Teilnahme an dem Workshop als Zuhörer ist ohne Gebühr nach vorheriger Anmeldung bei den Organisatoren möglich (christian.lessmann@tu-dresden.de; gunther.markwardt@tu-dresden.de).

Als weitere Veranstaltung der Reihe **Dresdner Vorträge zur Wirtschaftspolitik** ist ein Vortrag von Prof. Dr. András Inotai, Direktor des INSTITUTS FÜR WELTWIRTSCHAFT der ungarischen Akademie der Wissenschaften in Budapest, am **11. Dezember 2013** geplant.

Weiterführende Informationen zu diesen Veranstaltungen finden Sie auf der Homepage von ifo Dresden (www.ifo-dresden.de) unter der Rubrik Veranstaltungen.

ifo Vorträge

Kluge, Jan, „Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Dresden – Trends und Herausforderungen“, Vortrag beim 1. UnternehmerTag 2013 der TÜV SÜD AKADEMIE GMBH, **28.08.2013**, Dresden.

Lehmann, Robert „Forecasting GDP at the regional level with many predictors“, Vortrag auf der 53. Jahrestagung der EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, **28.08.2013**, Palermo (Italien).

Nagl, Wolfgang, „Better safe than sorry? The effects of income risk, unemployment risk and the interaction of these risks on wages“ auf der 53. Jahrestagung der EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, **28.08.2013**, Palermo (Italien).

Weber, Michael, „Unemployment compensation and unemployment duration – Evidence from the German Hartz IV reform“, Vortrag auf der Jahrestagung des VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK, **06.09.2013**, Düsseldorf.

Vandrei, Lars, „Keiner will sie haben – Theoretische Ursachen für Immobilienleerstand“, Vortrag auf dem 3. Workshop Immobilienökonomie in der Zeche Zollverein, **12. und 13.09.2013**, Essen.

Weber, Michael, „Unemployment compensation and unemployment duration – Evidence from the German Hartz IV reform“, Vortrag auf der Jahrestagung der EUROPEAN ASSOCIATION OF LABOUR ECONOMISTS, **20.09.2013**, Turin (Italien).

Ragnitz, Joachim, „Bildungstransfers zwischen den Bundesländern“, Vortrag anlässlich einer Fortbildungsveranstaltung des Führungskollegs Speyer, **23.09.2013**, Dresden.

Thater, Christian, „Governance der öffentlichen Finanzen im demographischen Wandel“, Vortrag anlässlich einer Fortbildungsveranstaltung des Führungskollegs Speyer, **24.09.2013**, Dresden.

Ragnitz, Joachim, „Vorschläge zur Reform des bundesstaatlichen Finanzausgleichs und ihre Wirkungen“, Vortrag beim SÄCHSISCHEN STÄDTE- UND GEMEINDETAG, **01.10.2013**, Dresden.

Ragnitz, Joachim, „Wie funktioniert eigentlich der Länderfinanzausgleich?“, Vortrag anlässlich eines wissenschaftlichen Workshops „Reformoptionen des bundesstaatlichen Finanzausgleichs“ anlässlich des 20-jährigen Bestehens der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS, **09.10.2013**, Dresden.

Thum, Marcel, „20 Jahre Niederlassung Dresden ifo Instituts“, Vortrag anlässlich eines wissenschaftlichen Workshops „Reformoptionen des bundesstaatlichen Finanzausgleichs“ anlässlich des 20-jährigen Bestehens der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS, **09.10.2013**, Dresden.

ifo Veröffentlichungen

BERLEMANN, MICHAEL; OESTMANN, MARCO und MARCEL THUM (2013): „Demographic Change and Bank Profitability. Empirical Evidence from German Savings Banks“, Applied Economics, im Erscheinen.

KLUGE, JAN und ROBERT LEHMANN (2013): „Marshall or Jacobs? New Insights from an Interaction Model“, Jahrbuch für Regionalwissenschaft: Review of Regional Research, im Erscheinen.

KONRAD, KAI und MARCEL THUM (2013): „Climate Policy Negotiations with Incomplete Information“, Economica, im Erscheinen.

KONRAD, KAI und MARCEL THUM (2013): „The Role of Economic Policy in Climate Change Adaptation“, CESifo Economic Studies, im Erscheinen.

LEHMANN, ROBERT und KLAUS WOHLRABE (2013): „Forecasting GDP at the regional level with many predictors“, German Economic Review, im Erscheinen.

RICHTER, WOLFRAM F.; THUM, MARCEL und HORST ZIMMERMANN (2013): „Budgetpolitische Eigenverantwortung bei rückläufiger Bevölkerungsentwicklung“, Wirtschaftsdienst 08/2013, S. 531–533.

ifo intern

Seit April 2013 ist Prof. **Marcel Thum**, Geschäftsführer der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS, Mitglied der Arbeitsgruppe Stadtentwicklung der SÄCHSISCHEN AKADEMIE DER WISSENSCHAFTEN zu Leipzig. Die Arbeitsgruppe legt besonderes Augenmerk auf die vielgestaltigen Transformationsprozesse der stadtreionalen Entwicklung und auf wichtige Strukturbrüche in der Siedlungsentwicklung im mitteldeutschen Raum, deren Auswirkungen eine besondere Herausforderung für die Zukunft darstellen.

Prof. **Marcel Thum** ist seit diesem Jahr Co-Editor des Review of Economics, Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften. Die englischsprachige Zeitschrift erscheint dreimal jährlich im Lucius Verlag Stuttgart und wird herausgegeben von Prof. Michael Berlemann, Hamburg. Weitere Mitherausgeber sind Prof. Claudia M. Buch, Magdeburg und Prof. Justus Haucap, Düsseldorf.

Vom 21.09.2013 bis 20.10.2013 absolvierte **Robert Lehmann**, Doktorand der ifo Niederlassung Dresden, einen einmonatigen Forschungsaufenthalt am Department of Economics der BI NORWEGIAN BUSINESS SCHOOL in Oslo (Norwegen). Sein Betreuer in dieser Zeit war Benny Geys. Der Forschungsaufenthalt wurde finanziert über den Stipendienfonds E.ON Ruhrgas (E.ON Ruhrgas scholarship programme in Economics).

Im August 2013 hat **Michael Kloß**, Doktorand am IFO INSTITUT, Niederlassung Dresden, geheiratet und heißt nun **Michael Weber**. Das Team von ifo Dresden möchte auf diesem Weg noch einmal ganz herzlich gratulieren. Herr Weber ist zukünftig unter der E-Mail-Adresse weber.m@iffo.de zu erreichen.