2/2012 www.ifo-dresden.de

ifo Dresden berichtet

Aktuelle Forschungsergebnisse

- *Robert Lehmann und Johannes Steinbrecher*
  Wirtschaftliche Verflechtung Sachsens mit seinen Nachbarregionen in Polen und Tschechien
- *Stefan Arent*
  Erwartungen und Sparen: Wie wirken Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartungen auf die Sparentscheidung von Haushalten?
- *Jan Kluge und Robert Lehmann*
  Spezialisierung oder Diversifikation – Was trägt stärker zum sektoralen Wachstum in Städten bei?
- *Joachim Ragnitz*
  Regionale Lohnunterschiede in Deutschland

Im Blickpunkt

- *Robert Lehmann*
  Verlieren die ostdeutschen Bundesländer zukünftig die EU-Strukturförderung?

ifo Institut
Niederlassung Dresden

ifo Dresden berichtet ISSN 0945-5922

19. Jahrgang (2012)
Herausgeber: ifo Institut, Leibnitz-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 2/2012

Aktuelle Forschungsergebnisse

Wirtschaftliche Verflechtung Sachsens mit seinen Nachbarregionen in Polen und Tschechien 4
Robert Lehmann und Johannes Steinbrecher

Zum 01. Mai 2011 entfielen die bis dahin verbliebenen Übergangsregelungen der fünften EU-Osterweiterung, womit die acht mittel- und osteuropäischen Mitgliedsstaaten fortan als gleichberechtigte Mitglieder der Staatengemeinschaft gelten. Aktuell bestehen weiterhin deutliche Unterschiede bei der wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit gegenüber den „alten“ Mitgliedsstaaten der EU. Darüber hinaus sind die Verflechtungen mit den westeuropäischen Ländern noch im Aufbau. Insbesondere für die Wirtschaft des Freistaates Sachsen sind die mittel- und osteuropäischen Staaten – und hier vor allem Polen und die Tschechische Republik – aufgrund ihrer räumlichen Nähe von besonderer Bedeutung. Der vorliegende Artikel gibt einen Abriss der wichtigsten makroökonomischen Daten für Polen, die Tschechische Republik sowie Sachsen und beleuchtet die Handelsbeziehungen zwischen diesen Volkswirtschaften. Im Ergebnis lässt sich festhalten, dass eine enge wirtschaftliche Verflechtung zwischen dem Freistaat Sachsen und seinen beiden Nachbarstaaten besteht. Zudem unterstützen die Grundfreiheiten der EU mögliche Verflechtungspotenziale, aufgrund geringerer Restriktionen bspw. für die Arbeitskräftewanderung.

Erwartungen und Sparen: Wie wirken Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartungen auf die Sparentscheidung von Haushalten? 13
Stefan Arent

Individuen möchten ihre Einkommensverhältnisse und damit ihren Konsum nach Möglichkeit über einen langen Zeitraum konstant halten. Dieses Ziel lässt sich am einfachsten durch Sparen erreichen. Dabei stellt sich die Frage, ob bzw. wie Erwartungen über zukünftige Entwicklungen die Sparentscheidungen beeinflussen können. Im einfachsten Fall ist dabei davon auszugehen, dass eine sinkende Einkommenserwartung zu höheren Ersparnissen führen sollte. Für Westdeutschland jedoch lässt sich zeigen, dass eine steigende Arbeitslosigkeitserwartung und damit eine sinkende Einkommenserwartung zu einer Absenkung der kurzfristigen Sparquote führen. Für Ostdeutschland findet sich kein signifikanter Einfluss der Arbeitslosigkeitserwartung auf die Sparquote der Haushalte. Außerdem zeigt sich, dass in Westdeutschland sowohl eine gute Gesundheitserwartung als auch eine gute Gesundheitssituation die Sparneigung erhöhen. Im Osten wirkt beides hingegen negativ auf die Sparquote.

Spezialisierung oder Diversifikation – Was trägt stärker zum sektoralen Wachstum in Städten bei? 19
Jan Kluge und Robert Lehmann

Sektorale Spezialisierung wird in Deutschland häufig als eine sinnvolle Option zur Stärkung regionalen Wachstums angesehen: Während viele Städte (z. B. Wolfsburg, Frankfurt am Main) bereits durch starke Konzentration gekennzeichnet sind, versuchen auch andere Regionen solche Zentren zu etablieren. Es wird der Frage nachgegangen, ob Firmen tatsächlich die Nähe anderer Firmen der eigenen Branche suchen sollten, oder ob stattdessen die Nähe zu branchenfremden Unternehmen zu Wachstum führt. Mit Hilfe von empirischen Methoden wird untersucht, inwiefern die Effekte von sektoraler Spezialisierung bzw. Diversifikation vom stadtspezifischen Spezialisierungs- bzw. Diversifikationsgrad abhängen. Sowohl im Verarbeitenden Gewerbe als auch bei höherwertigen Dienstleistungen stellt sich Spezialisierung tatsächlich als förderlich heraus. Dabei gilt: Je stärker eine Stadt spezialisiert ist, desto größer sind die positiven Effekte aus weiterer Spezialisierung. Diversifikation spielt für diese beiden Sektoren eine eher untergeordnete Rolle.

Regionale Lohnunterschiede in Deutschland 26
Joachim Ragnitz

Das durchschnittliche Lohnniveau in den einzelnen Regionen Deutschlands unterscheidet sich in teils beträchtlichem Maße. Dies gilt auch dann noch, wenn man regionale Preisniveauunterschiede berücksichtigt. Auffällig ist zudem, dass Ostdeutschland flächendeckend durch niedrigere Löhne gekennzeichnet ist. Es wird gezeigt, dass insbesondere die jeweilige Branchenstruktur und die Siedlungsstruktur wichtige Einflussfaktoren für das regionale Lohnniveau darstellen; darüber hinaus spielt aber auch ein spezifischer „Ost-Einfluss“ eine wesentliche Rolle, der bislang ein stärkeres Aufholen verhindert hat.

Im Blickpunkt

Verlieren die ostdeutschen Bundesländer zukünftig die EU-Strukturförderung? 33
Robert Lehmann

Aktuelle Zahlen von Eurostat zeigen, dass die ostdeutschen Bundesländer in der kommenden EU-Strukturfondsförderperiode 2014 bis 2020 ihren Status als EU-Höchstfördergebiete verlieren werden. Der Direktionsbezirk Leipzig könnte sogar jegliche Förderberechtigung verlieren, da das durchschnittliche Konvergenzniveau zu den europäischen Staaten inzwischen auf dem Niveau des oberen Schwellenwertes liegt. Die Bemessung anhand aktuell vorliegender Daten muss jedoch kritisch hinterfragt werden, da diverse Einflüsse wie die hohe Transferabhängigkeit Ostdeutschlands oder die Finanz- und Wirtschaftskrise das Bild verzerren.

Daten und Prognosen

Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich 37

Frühlingsanfang in der sächsischen Wirtschaft – ifo Geschäftsklimaindex im März 2012 gestiegen 39

Aus der ifo Werkstatt

ifo Veranstaltungen 43

ifo Vorträge 44

ifo Veröffentlichungen 45

ifo intern 45

Wirtschaftliche Verflechtung Sachsens mit seinen Nachbarregionen in Polen und Tschechien

Robert Lehmann und Johannes Steinbrecher*

Einleitung

Mit dem Jahr 2004 wurde die Europäische Union (EU) um insgesamt zehn Mitgliedsstaaten erweitert. Zu den Beitrittsländern zählen auch acht mittel- und osteuropäische Staaten (MOE-Staaten), die insbesondere für die Wirtschaft Ostdeutschlands aufgrund der räumlichen Nähe und traditionell gewachsener Export- und Importverflechtungen von besonderer Bedeutung sind.

Mit dem Wegfall der verbliebenen Übergangsregelungen ist die fünfte EU-Osterweiterung der Europäischen Union zum 01. Mai 2011 auch juristisch abgeschlossen. Durch den Wegfall der Beschränkungen zur Arbeitnehmerfreizügigkeit sind die beigetretenen osteuropäischen Mitgliedsstaaten nun gleichberechtigte Mitglieder der europäischen Staatengemeinschaft.

Die Unterschiede in der wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit und den Lebensstandards gegenüber den „alten“ Mitgliedsländern der EU sind jedoch weiterhin deutlich. Auch die Verflechtung mit den westeuropäischen Mitgliedsstaaten ist immer noch im Aufbau. Dies gilt auch für Sachsen und seine unmittelbaren Nachbarregionen.

Aus diesem Grund hat die Niederlassung Dresden des ifo Instituts im Auftrag der Ostsächsischen Sparkasse Dresden untersucht, wie weit die wirtschaftliche Verflechtung Sachsens mit seinen Nachbarregionen in Polen und Tschechien vorangeschritten ist.

Methodische Vorüberlegungen

Im Fokus des Gutachtens stehen die (zu Sachsen) grenznahen Nachbarregionen.[1] Um statistisch vergleichbare Regionen gegenüberstellen zu können, wird dabei auf die NUTS-Klassifikation[2] zurückgegriffen. Dabei wird auf möglichst tief disaggregierte[3] regionale Einheiten zurückgegriffen (im Allgemeinen NUTS 2 bzw. NUTS 3), um eine bessere regionale Vergleichbarkeit zu gewährleisten. Grundlage der Analyse sind die Daten der amtlichen Statistik (Eurostat, nationale statistische Ämter, regionale statistische Ämter), die punktuell durch nichtamtliche Daten ergänzt werden.

Das Gutachten widmet sich zentralen Fragestellungen der wirtschaftlichen Entwicklung und Struktur. Diese umfassen einen Vergleich der wirtschaftlichen und demographischen Entwicklung sowie eine Betrachtung der Verflechtung der Regionen; insbesondere am Beispiel der Arbeitsmarkt-, Migrations- und Handelsmuster. Die zentralen Ergebnisse dieser Untersuchungen werden im Folgenden vorgestellt.

Wirtschaftliche Entwicklung und Konvergenz

Um einen ersten Eindruck über das Wohlstandsniveau einer Region und damit potenzielle Wachstumspole zu bekommen, dient das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) je Einwohner als Indikator. Als Vergleichsregion wird Deutschland insgesamt herangezogen. Die Normierung auf diese Einheit gibt die Wohlstandslücke einer Region in Relation zum deutschen Durchschnitt an.

Im unmittelbaren Vergleich zu Tschechien und Polen wies der Freistaat Sachsen bereits Mitte der 1990er Jahre ein sehr hohes BIP je Einwohner auf (vgl. Abb. 1). Der Abstand zu Deutschland beträgt aber auch hier weiterhin zwischen 20 und 30 Prozentpunkten.

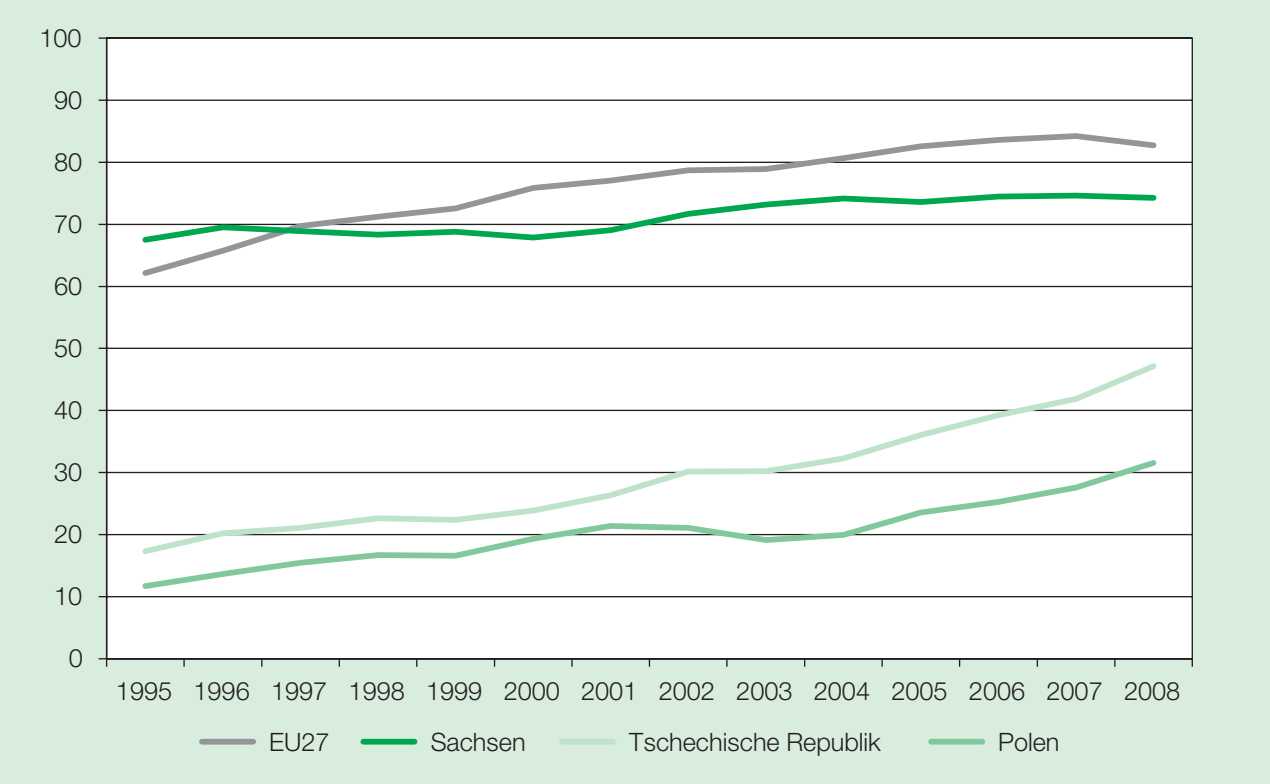
Bemerkenswert ist jedoch die dynamische Entwicklung des BIP pro Kopf der beiden sächsischen Nachbarstaaten. Bis zu Beginn der 2000er Jahre weisen die Kurven Polens und Tschechiens ein ähnliches Verlaufsbild auf. Während danach Polen gegenüber der Tschechischen Republik etwas zurückfiel, glich sich das Verlaufsbild Mitte der 2000er Jahre erneut an. Für den Freistaat Sachsen hingegen ist lediglich eine Seitwärtsbewegung seit Mitte der 1990er Jahre zu konstatieren.

Am aktuellen Rand ist der Abstand von Polen (2008: 32 % des deutschen Durchschnitts) und der Tschechischen Republik (2008: 47 Indexpunkte) weiterhin sehr groß. Dennoch konnte die Lücke seit den 1990er Jahren spürbar geschlossen werden; das Gleiche gilt auch für den Durchschnitt der europäischen Länder.

Da regionale Einheiten in aller Regel nicht homogen sind, wird die Analyse der Wohlstandsniveaus im Folgenden tiefer disaggregiert vorgenommen. Dabei werden neben den Landkreisen sowie kreisfreien Städten Sachsens und den unmittelbaren Grenzregionen (Aussig,

* *Robert Lehmann und Johannes Steinbrecher sind Doktoranden an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.*

Abbildung 1: Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts pro Kopf von 1995 bis 2008, Index D = 100



Quellen: Eurostat (2011), Darstellung des ifo Instituts.

Karlsbad, Reichenberg, Lebus und Niederschlesien) auch der grenznahe Raum (Mittelböhmen, Prag, Pilsen und Königgrätz) näher betrachtet (vgl. Tab. 1). Diese wurden einbezogen, um die unterschiedliche Größe der Regionen in den betrachteten Ländern zu berücksichtigen – zumal auch die Reisezeiten von den zentral-tschechischen Regionen nach Sachsen sich inzwischen deutlich verkürzt haben.

Im Allgemeinen weisen die Landkreise und kreisfreien Städte in Sachsen ebenfalls ein deutlich höheres Wohlstandsniveau als die vergleichbaren Regionen in den Nachbarstaaten auf.

Dennoch konnten die tschechischen und polnischen Regionen den Abstand seit Mitte der 1990er Jahre deutlich verkleinern. Für den Freistaat Sachsen ist der Wert des Landkreises Mittelsachsen (2008: 75 Indexpunkte) bemerkenswert, welcher neben den kreisfreien Städten Chemnitz, Dresden und Leipzig das höchste Angleichungsniveau aufweist.

Innerhalb der Tschechischen Republik bilden Karlsbad, Aussig und Reichenberg diejenigen Regionen, in denen der Rückstand am größten ist. Niederschlesien zählt in Polen zu einer der reichsten Woiwodschaften; Lebus findet sich eher im Mittelfeld wieder.

Mit Prag und Mittelböhmen liegen zwei Wachstumspole im grenznahen Raum des Freistaates Sachsen. Während die Region Mittelböhmen einen Angleichungsstand aufweist, der in etwa der Höhe des tschechischen Durchschnitts entspricht, hat Prag mittlerweile ein Konvergenzniveau erreicht, das über den drei kreisfreien Städten Sachsens liegt.

Handelsbeziehungen

Der Verflechtungsgrad zweier Volkswirtschaften wird in aller Regel durch die Handelsströme zwischen den Regionen gemessen. Durch die zunehmende Globalisierung ist ein Anstieg des weltweiten Handelsvolumens beobachtbar; Dieckheuer (2001) dokumentiert einen Anstieg des globalen preisbereinigten Exportvolumens im Zeitraum von 1970 bis 2000 um annähernd 350 %. Auch in Deutschland nimmt die Bedeutung der Außenhandelsbeziehungen weiter zu. Während der Anteil der nominalen Exporte (Importe) am nominalen BIP im Jahr 1995 rund 24,0 % (23,5 %) betrug, ist ein Anstieg bis ins Jahr 2010 auf 46,1 % (40,8 %) zu beobachten [vgl. Statistisches Bundesamt (2011b)].

Für den Freistaat Sachsen ist ebenso eine starke Zunahme der Außenhandelsverflechtungen zu konstatieren. Im Zeitraum von 1992 bis 2010 verzehnfachten sich die gesamten Ausfuhren[4] des Freistaates Sachsen und

Tabelle 1: Bruttoinlandsprodukt pro Kopf für ausgewählte Jahre in den grenznahen Regionen, Index D = 100

Region	1995	2000	2005	2010
Sachsen	67,5	67,9	73,6	74,3
Bautzen	60,7	62,1	66,6	65,8
Görlitz	58,0	51,8	58,9	61,9
Sächsische Schweiz – Osterzgebirge	56,4	53,7	58,0	58,0
Erzgebirgskreis	48,6	51,8	57,5	56,4
Mittelsachsen	55,7	57,9	66,5	75,2
Vogtlandkreis	60,0	63,1	63,7	65,7
Dresden, kreisfreie Stadt	88,5	95,6	109,4	99,4
Chemnitz, kreisfreie Stadt	86,9	87,4	93,5	92,9
Leipzig, kreisfreie Stadt	87,0	86,0	88,6	88,7
Tschechische Republik	17,3	23,9	36,1	47,1
Karlsbad	16,2	20,0	27,1	32,5
Aussig	16,4	19,4	29,3	37,8
Reichenberg	15,7	21,3	30,2	34,3
Mittelböhmen	15,0	22,4	33,3	43,8
Pilsen	16,8	22,4	34,0	40,2
Königgrätz	16,2	22,6	31,6	39,3
Polen	11,7	19,3	23,5	31,5
Lebus	11,5	17,4	21,2	27,1
Niederschlesien	12,3	20,1	24,3	33,9

Quellen: Eurostat (2011), Darstellung des ifo Instituts

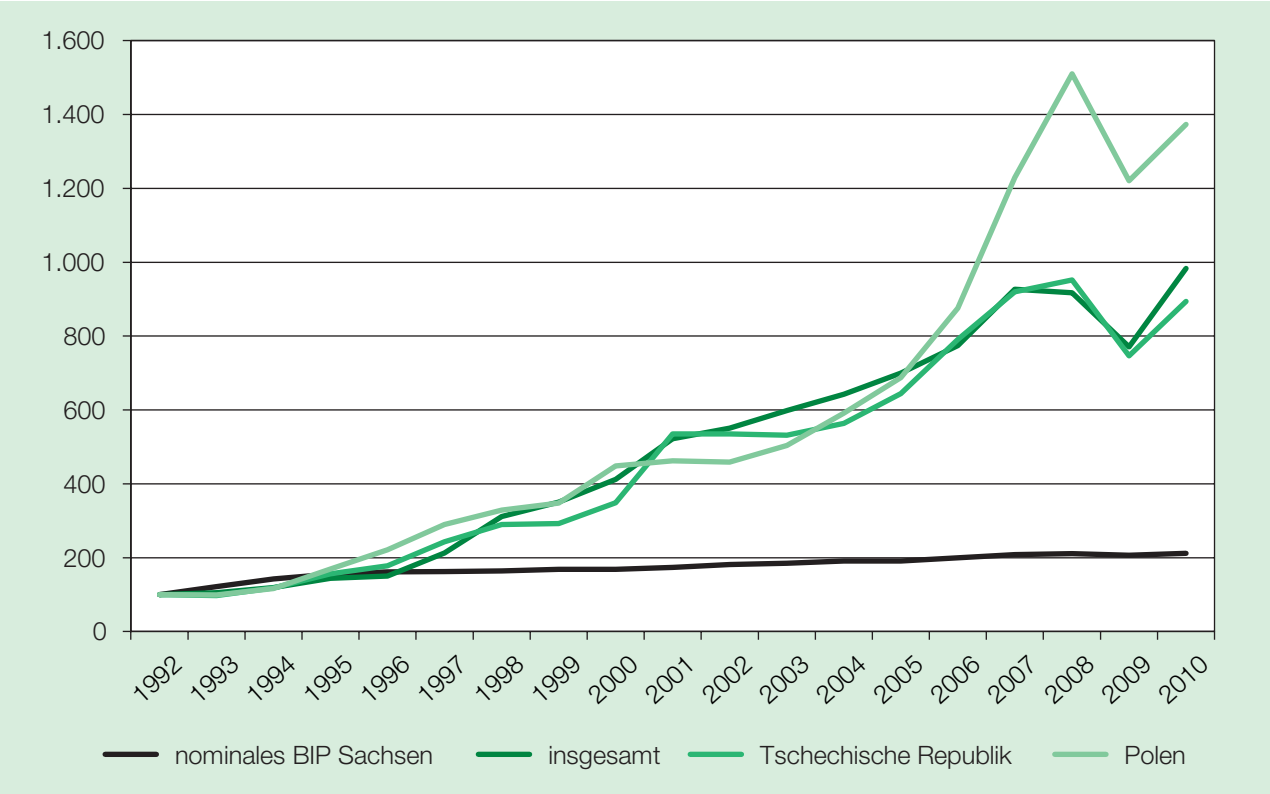
stiegen von knapp 2,5 Mrd. € auf 24,9 Mrd. € an. Dabei ist ein konstanter und stetiger Anstieg zu beobachten der lediglich durch die Wirtschaftskrise in den Jahren 2008/2009 gebremst wurde (vgl. Abb. 2).

Darüber hinaus nehmen die Ausfuhren sogar deutlich kräftiger zu als das nominale BIP im vergleichbaren Zeitraum. Ihr Anteil an der gesamtwirtschaftlichen Leistung ist damit deutlich gestiegen.

Die Dynamik der Ausfuhren wurde dabei maßgeblich durch einige wichtige Handelspartner determiniert. Während Frankreich und die USA weiterhin sehr wichtige Abnehmer sächsischer Waren sind, im Zeitverlauf aber an Einfluss verloren haben, nahm die Bedeutung der Volksrepublik China stetig zu [vgl. Lehmann et al. (2012)]. Neben dem amerikanischen, asiatischen sowie westeuropäischen Raum spielen auch die osteuropäischen Länder eine immer größere Rolle für den Außenhandel des Freistaates Sachsen [vgl. Lehmann (2009)].

Hier hervorzuheben sind insbesondere die beiden unmittelbaren Nachbarstaaten Sachsens, Polen und die Tschechische Republik. Abbildung 2 verdeutlicht die sehr dynamische Entwicklung der sächsischen Ausfuhren in diese beiden Länder. Die Warenausfuhren in die Tschechische Republik expandieren im Betrachtungszeitraum in etwa in gleichem Ausmaß wie die gesamten Ausfuhren des Freistaates Sachsen. Gleiches gilt für die Warenausfuhren nach Polen bis Mitte der 2000er Jahre, mit kurzer Ausnahme in den Jahren 2001 bis 2004. Ab dem Jahr 2006 zeigen sich hingegen deutlich höhere Wachstums-

Abbildung 2: Wertmäßige Ausfuhren Sachsens in die Tschechische Republik und nach Polen 1992–2010, Index 1992 = 100



Quellen: Statistisches Bundesamt (2011a), Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen (2010), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

raten der Ausfuhren nach Polen, im Vergleich zu den gesamten Ausfuhren und den Warenverkäufen in die Tschechische Republik.

Das Ausfuhrvolumen nach Polen betrug im Jahr 1992 rund 98,3 Mill. € und in die Tschechische Republik 132,1 Mill. €. Die Nachfrage nach sächsischen Gütern stieg bis 2010 kräftig an, sodass der Freistaat Sachsen Güter im Wert von 1,4 Mrd. € nach Polen und 1,2 Mrd. € nach Tschechien exportierte.

Um die Bedeutung eines Handelspartners hervorzuheben, muss ebenfalls die Größe des jeweiligen Landes berücksichtigt werden. Dazu dienen die jeweiligen Einwohnerzahlen des betrachteten Staates. Im Jahr 2010 erwarb jeder tschechische Bürger rechnerisch sächsische Waren im Wert von 112 €. Lediglich 35 € entfielen auf jeden polnischen Einwohner (Frankreich: 23 €; USA: 6 €; China: 2 €). Diese Zahlen unterstreichen die herausragende Bedeutung der Tschechischen Republik und Polens für die sächsischen Ausfuhren.

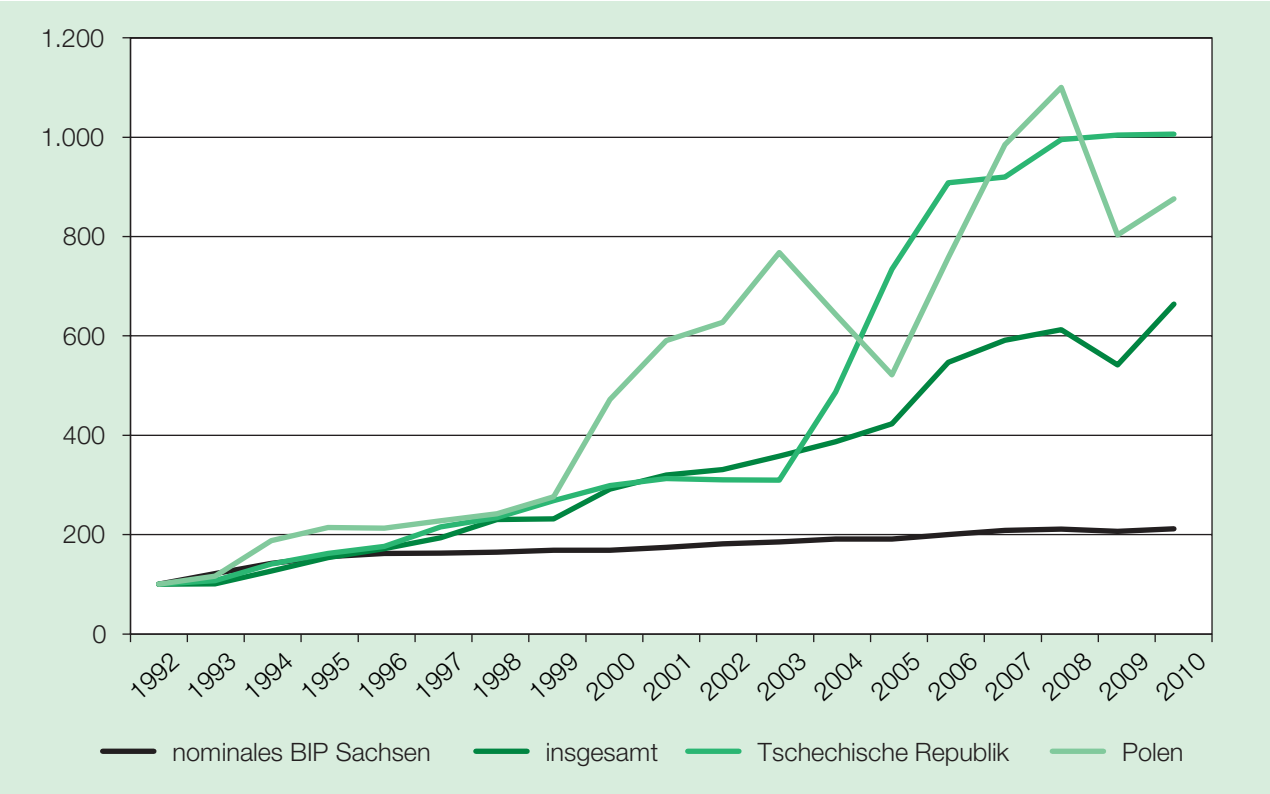
Der wichtigste Handelspartner bei den sächsischen Einfuhren ist die Tschechische Republik. Neben Polen spielt auch die Russische Föderation eine entscheidende Rolle für den Handel des Freistaates Sachsen. Eine erneute Normierung auf die Einwohnerzahl – in diesem Fall die sächsischen Einwohner – unterstreichen abermals die Wichtigkeit der Handelsbeziehungen zu Polen und der Tschechischen Republik. Während im Jahr 2010 jeder sächsische Bürger rechnerisch tschechische Waren im Wert von 638 € nachfragte, lagen die Importausgaben Sachsens für polnische Güter je Einwohner nur bei 246 € (Frankreich: 228 €; USA: 389 €).

Bei der Dynamik der Einfuhren aus Polen und Tschechien insgesamt zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei den Ausfuhren. Bis Ende der 1990er Jahre zeigte sich ein annähernder Gleichlauf der gesamten Einfuhren mit jenen aus den beiden sächsischen Nachbarstaaten (vgl. Abb. 3).

Zu Beginn der 2000er Jahre driften die Kurven auseinander. Während die polnischen Einfuhren deutlich überdurchschnittlich expandierten, entwickelten sich die Lieferungen aus Tschechien weiterhin wie die gesamten Einfuhren nach Sachsen. Ab dem Jahr 2004 wachsen auch die Wareneinfuhren aus der Tschechischen Republik überdurchschnittlich. Am aktuellen Rand (2010) betragen die Einfuhren aus Polen mehr als 1 Mrd. € und aus der Tschechischen Republik über 2,6 Mrd. €.

Neben der exklusiven Betrachtung der gesamten warenmäßigen Handelsströme sind etwaige Spezialisierungstendenzen von besonderem Interesse. Beim Han-

Abbildung 3: Wertmäßige Einfuhren aus der Tschechischen Republik und Polen 1992–2010, Index 1992 = 100



Quellen: Statistisches Bundesamt (2011a), Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen (2010), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

del mit Polen zeigen sich Spezialisierungstendenzen der sächsischen Ausfuhren im Bereich Glas und Keramik [vgl. hier und im Folgenden Lehmann et al. (2012)]. Die sächsischen Einfuhren aus Polen sind maßgeblich durch Lieferungen aus dem Bereich EDV-Geräte und Produkte der Feinmechanik dominiert. Sofern intraindustrieller Handel vorliegt, ist dieser am ehesten in den Bereichen Energie und sonstige Waren sowie Holz, Papier und Möbel zu finden.

Für die Tschechische Republik sind andere Bereiche entscheidend, in denen sich Spezialisierungstendenzen zeigen. Während die sächsischen Ausfuhren nach Tschechien maßgeblich aus den Bereichen Metall sowie Textil, Bekleidung und Leder bestimmt sind, zeigen sich Spezialisierungstendenzen bei den Einfuhren im Fahrzeugbau. Intraindustrieller Handel mit der Tschechischen Republik ist, analog zu Polen, im Bereich Energie und sonstige Waren am stärksten ausgeprägt.

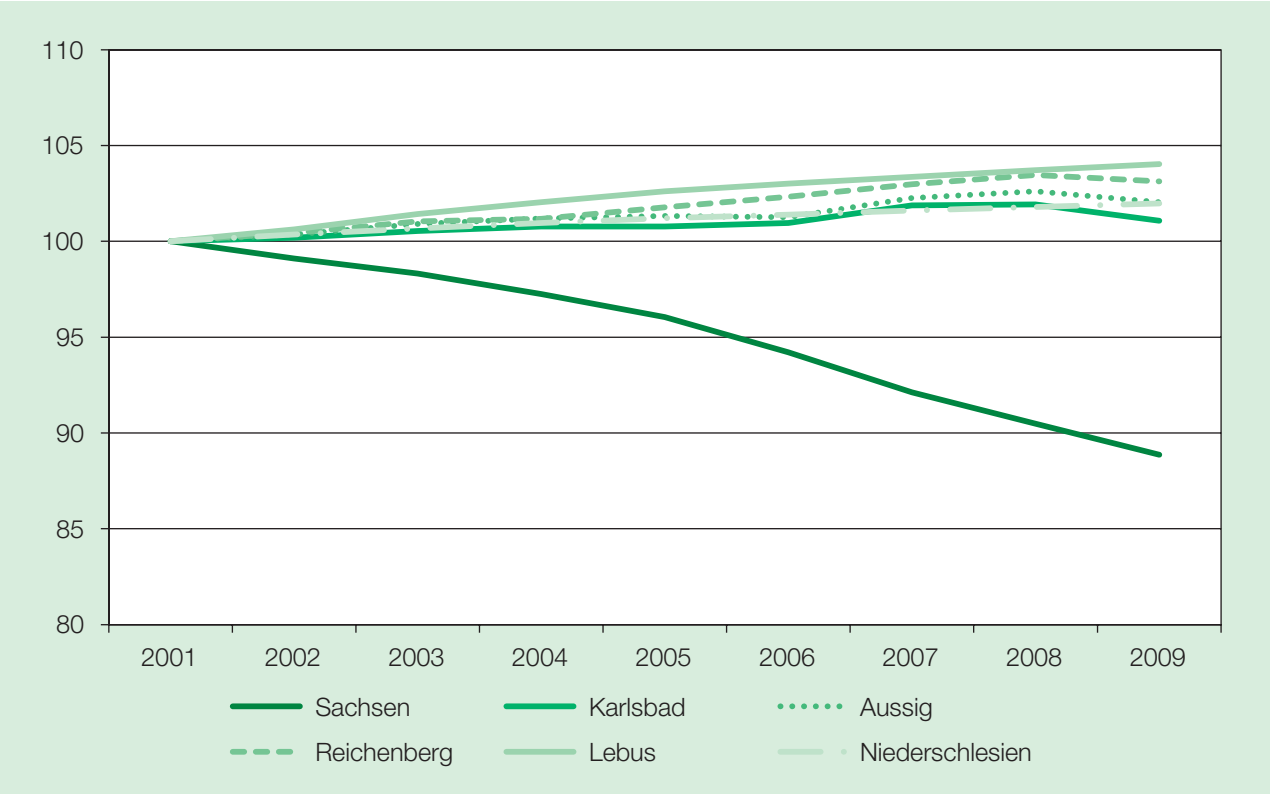
Bevölkerung und Demographie

Die ökonomischen Entwicklungspotenziale einer Region hängen maßgeblich von deren Bevölkerungsstruktur und -entwicklung ab. Die Versorgung der regionalen Wirtschaft mit Fachkräften ist dabei ebenso abhängig von der demographischen Struktur, wie die Absatzpotenziale regional ausgerichteter Unternehmen (insbesondere Anbieter nicht-handelbarer Güter).

Sachsen ist, wie alle ostdeutschen Flächenländer, seit über 20 Jahren von einem deutlichen Bevölkerungsrückgang betroffen. Dieser ging mit einer spürbaren Alterung der Bevölkerung einher. Beide Entwicklungen werden wohl auch in Zukunft anhalten [vgl. Europäische Kommission (2011)]. Die Verflechtung Sachsens mit seinen Nachbarregionen kann somit auch aus demographischer Perspektive an Relevanz gewinnen. Fraglich hierfür ist jedoch, inwiefern sich die demographischen Strukturen gegenwärtig und zukünftig in den sächsischen Nachbarregionen darstellen (werden).

Während Sachsen allein in den vergangenen zehn Jahren rund 5 % seiner Bevölkerung verloren hat, konnten fast alle Nachbarregionen Sachsens (moderate) Zuwächse verzeichnen. Einzig für Niederschlesien konnte ein Rückgang der Bevölkerung beobachtet werden. Ein ähnliches Bild zeigt sich auch für die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (vgl. Abb. 4).

Abbildung 4: Entwicklung der 15- bis 65-jährigen Einwohner in den betrachteten Regionen (2001 = 100 %)



Quellen: Eurostat (2011), Statistisches Bundesamt (2011a), Darstellung des ifo Instituts.

Für den beobachteten Zeitraum ließ sich eine stark divergente Entwicklung zwischen Sachsen und seinen Grenzregionen in Polen und Tschechien beobachten. In den sächsischen Nachbarregionen Polens und Tschechiens stieg der Anteil dieser Altersgruppe (15–65 Jahre) in allen betrachteten Regionen im Verlauf der vergangenen Jahre leicht an, während in Sachsen ein deutlicher Rückgang sichtbar war (ein Rückgang von durchschnittlich ca. 1,5 % p. a.).

Daraus folgt, dass in Sachsen ein bereits jetzt spürbar sinkendes Arbeitskräfteangebot beobachtet werden kann. Dies ist nicht ohne Risiken für die wirtschaftliche Entwicklung einer Region. In den sächsischen Nachbarregionen Polens und Tschechiens ist eine solche Verknappung des Arbeitskräftepotenzials hingegen bislang nicht festzustellen.

Die demographischen Perspektiven sind jedoch auch für die sächsischen Nachbarregionen, abgesehen vom Ausgangsniveau, ähnlich denen Sachsens. Dargestellt wird dies in Abbildung 5.

Die Abbildung stellt die europäischen NUTS-2-Regionen hinsichtlich ihrer erwarteten Bevölkerungsveränderung bzw. -alterung dar. Grundlage der Darstellung sind standardisierte[5] Veränderungsraten für diese beiden Indikatoren. Berechnet wurden diese aus den Ergebnissen von Tivig et al. (2008).

Die Grafik ist wie folgt zu verstehen: Regionen, deren Veränderungsrate (bei dem jeweiligen Indikator) genau im EU-Schnitt liegen, sind im Nullpunkt positioniert. Entsprechend höhere (niedrigere) Wachstumsraten werden auf den positiven (negativen) Achsenabschnitten abgetragen. Regionen, die besonders vom Rückgang und der Alterung der Bevölkerung betroffen sind, befinden sich folglich im rechten unteren Quadranten. Wie die Abbildung verdeutlicht, liegt ein Großteil der sächsischen, polnischen und tschechischen Regionen in diesem Quadranten.

Dennoch gilt es zu bedenken, dass den ähnlichen Veränderungsraten unterschiedliche Ausgangsniveaus zugrunde liegen. Das Durchschnittsalter der Bevölkerung in den sächsischen Regionen beispielsweise wird, trotz bereits heute relativ hoher Werte, bis zum Jahr 2030 nochmals deutlich zunehmen und bis auf rund 50 Jahre steigen. Die Bevölkerung in den tschechischen Grenzregionen hingegen wird bis zum Jahr 2030 lediglich ein Durchschnittsalter von 45 Jahren erreichen. In Polen werden die Grenzregionen am stärksten von der Alterung betroffen sein. Allerdings wird auch hier die

Abbildung 5: Demographische Dynamik der europäischen Regionen (EU 27, Verwaltungsregionen) im Zeitraum von 2004 bis zum Jahr 2030

Quellen: Tivig et al. (2008), Berechnung und Darstellung des ifo Instituts.

Bevölkerung im Jahr 2030 mit durchschnittlich rund 45 Jahren noch deutlich jünger als in den sächsischen Regionen sein.

Arbeitsmarkt

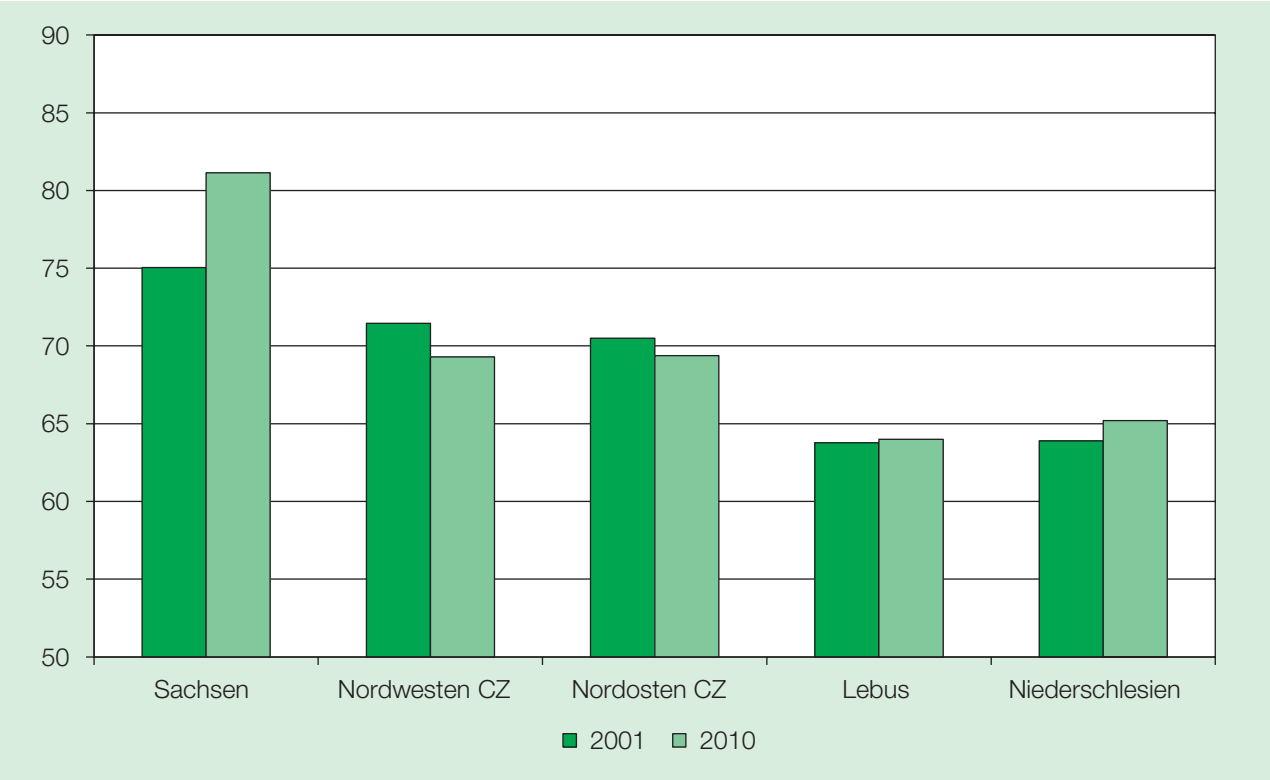
Infolge des demographischen Wandels werden sich der Freistaat Sachsen und seine Nachbarregionen in Polen und der Tschechischen Republik folglich einer Reihe von Herausforderungen gegenübersehen. Fraglich ist, inwiefern diese bereits auf dem Arbeitsmarkt bzw. im Wanderungsverhalten zu Tage treten.

Das Arbeitsangebot wird zum einen von der Größe der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (also der demographischen Struktur) und zum anderen von der Erwerbsneigung der Bevölkerung bestimmt. Letztere wird über die Erwerbsquote gemessen und gibt das Verhältnis von Erwerbspersonen (Erwerbstätige und Erwerbslose) zur Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter (15–65 Jahre) an. Die Erwerbsquoten auf regionaler Ebene (NUTS 1) sind in Abbildung 6 dargestellt.

Es wird deutlich, dass die Erwerbsquoten in den Nachbarregionen deutlich unter der Erwerbsquote Sachsens liegen. Auch wenn Sachsen eine sehr hohe Erwerbsquote aufweist, sie liegt deutlich über dem deutschen und europäischen Durchschnitt, ist der Unterschied dennoch eklatant. In Polen und Tschechien liegen diese Quoten unter dem deutschen und damit auch unter dem sächsischen Durchschnitt, wobei die Tschechische Republik nur marginal unterdurchschnittliche Erwerbsquoten verzeichnet. Die sächsischen Nachbarregionen liegen wiederum unter den jeweils nationalen Durchschnitten und damit auch unter dem europäischen Durchschnitt.[6] In diesen Regionen gibt es somit erhebliche Erwerbspotenziale, die noch nicht gehoben werden (konnten).

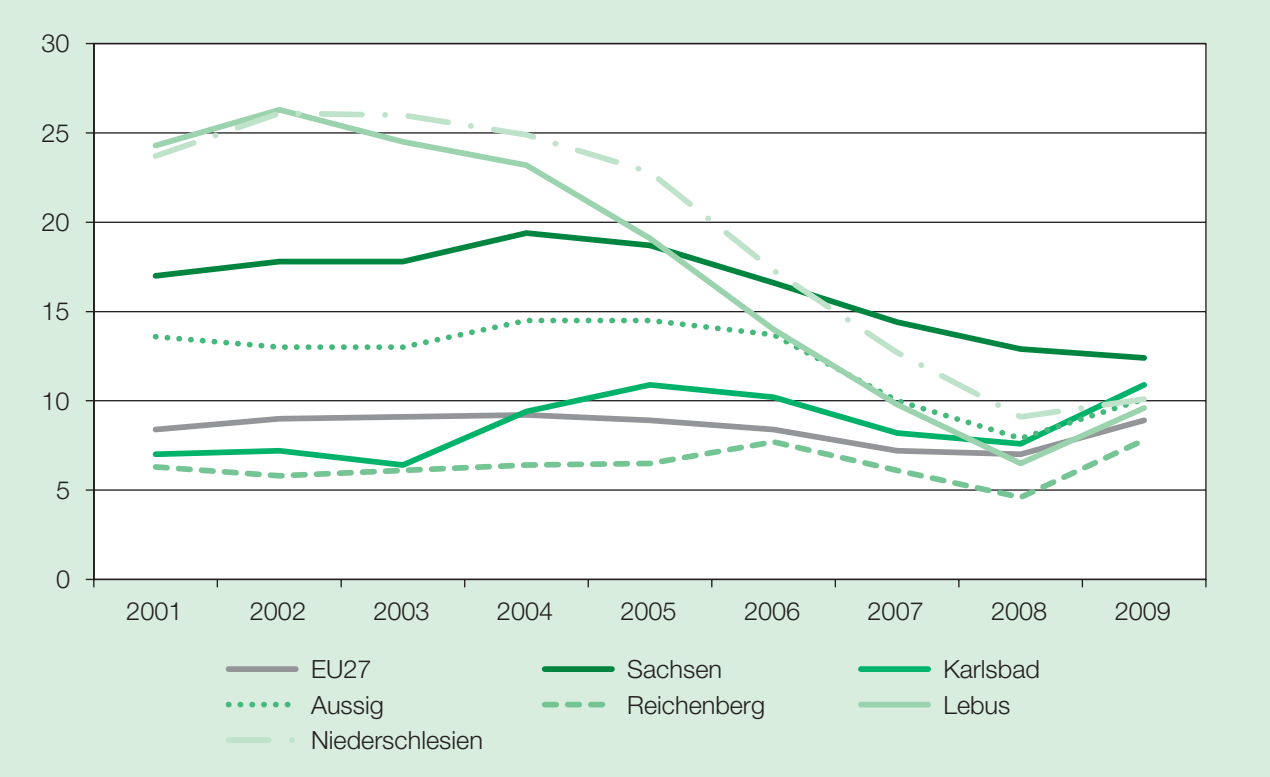
Neben den Erwerbsquoten sind die Arbeitslosenquoten ein wichtiger Indikator für die Beschreibung der regionalen Arbeitsmärkte. Die Arbeitslosenquote gibt an, welcher Anteil der zivilen Erwerbspersonen als arbeitslos gemeldet (also arbeitssuchend) ist. Dauerhaft hohe Arbeitslosenquoten können als Indikator für strukturelle Probleme am Arbeitsmarkt gewertet werden, da sie auf einen hohen Anteil arbeitsuchender Personen hindeuten, der nicht in den Arbeitsmarkt integriert ist. Die Entwicklung der Arbeitslosenquoten in den betrachteten Regionen wird in Abbildung 7 dargestellt.

Abbildung 6: Regionale Erwerbsquoten in Sachsen, Polen und Tschechien im Vergleich der Jahre 2001 und 2010 (in %)



Quellen: Eurostat (2011), Darstellung des ifo Instituts.

Abbildung 7: Entwicklung der regionalen Arbeitslosenquoten von 2001 bis 2009 (in %)



Quellen: Eurostat (2011), Darstellung des ifo Instituts.

Die Abbildung verdeutlicht große Unterschiede zwischen den Entwicklungen der Regionen. Im Freistaat Sachsen ist (und war) die Arbeitslosenquote national und im europäischen Vergleich überdurchschnittlich hoch, wenn auch seit dem Jahr 2004 mit fallender Tendenz.[7]

Die Arbeitslosenquoten in den tschechischen Grenzregionen liegen hingegen deutlich unter den sächsischen; im Falle Reichenberg sogar kontinuierlich unter dem europäischen Durschschnitt. Während die Arbeitslosenquoten in Sachsen jedoch kontinuierlich sanken, ist in den tschechischen Regionen mit dem Beginn der Wirtschafts- und Finanzkrise im Jahr 2008 wieder ein Anstieg der statistisch ausgewiesenen Arbeitslosigkeit zu beobachten.

Die polnischen Quoten lagen zunächst deutlich über dem sächsischen und europäischen Durchschnitt. Ab dem Jahr 2002 lassen sich aber deutliche Rückgänge erkennen; im Jahr 2008 lagen die Arbeitslosenquoten in den polnischen Grenzregionen deutlich unter der sächsischen. Mit der Krise stieg allerdings auch die Arbeitslosigkeit in Polen seit dem Jahr 2008 wieder leicht an. Dennoch befanden sich im Jahr 2009 alle Grenzregionen auf einem ähnlichen Niveau; unter dem sächsischen Schnitt und in etwa im europäischen Durchschnitt.

Fazit

Der vorliegende Artikel lässt den Schluss zu, dass durchaus eine enge wirtschaftliche Verflechtung zwischen Sachsen und seinen beiden Nachbarstaaten Polen und Tschechien besteht. Insbesondere das hohe Niveau der Handelsbeziehungen sowie die dynamische Entwicklung der Aus- und Einfuhren des Freistaates Sachsen leisten zur Verflechtung einen wesentlichen Beitrag.

Unterstützend für mögliche zunehmende Potenziale bei der Verflechtung ist die wirtschaftliche Entwicklung in Polen und Tschechien. Für die gegenseitige Bedeutung der beiden Regionen trägt insbesondere auch der fortschreitende Angleichungsstand der Pro-Kopf-Einkommen bei. Beispielsweise ist die Region Prag ein grenznaher Wachstumspol, von dem die sächsischen Firmen möglicherweise profitieren können. Auf polnischer Seite ist im Grenzgebiet vor allem Niederschlesien hervorzuheben, dessen Wirtschaft in den letzten Jahren sehr dynamisch gewachsen ist.

Die anhaltend gute gesamtwirtschaftliche Entwicklung in den sächsischen Nachbarstaaten schafft zudem neue Beschaffungs- und Absatzmärkte. Darüber hinaus begünstigen die Grundfreiheiten der EU die Verflechtungspotenziale zwischen den Volkswirtschaften, da die Restriktionen bspw. für die Arbeitskräftewanderung erheblich abgebaut wurden.

Vor dem Hintergrund des demographischen Wandels kann ein hoher Grad an Verflechtung unterstützend für zukünftige Aufgaben wirken. Insbesondere ließe sich der absehbare Fachkräfteengpass durch enge Kooperation am Arbeitsmarkt für die Unternehmen abmildern.

Literatur

Baas, T. und H. Brückner (2011): Mehr Chancen als Risiken für Deutschland. IAB-Kurzbericht 10/2011.

Dieckheuer, G. (2001): Internationale Wirtschaftsbeziehungen, 5. Auflage, Oldenbourg Wissenschaftsverlag, München.

Europäische Kommission (Hrsg.) (2011): Demography report 2010 – Older, more numerous and diverse Europeans. Commission Staff Working Document, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Eurostat (Hrsg.) (2011): Datenabfrage unter http:// epp.EuroStat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database, abgerufen am: 12.03.2012.

Lehmann, R. (2009): Die Strukturen der Ausfuhr in Deutschland: ein Vergleich zwischen neuen und alten Bundesländern. In: ifo Dresden berichtet 5/2009, S. 45–50.

Lehmann, R.; Steinbrecher, J. und M. Thum (2012): Wirtschaftliche Verflechtungen im Grenzraum Sachsen – Böhmen – Niederschlesien. ifo Dresden Studien, im Erscheinen.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2011a): Datenabfrage bei GENESIS Online, diverse Zeitpunkte.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2011b): VGR des Bundes – Verwendung des Bruttoinlandsprodukts (nominal/preisbereinigt): Deutschland – Jahre 1991 – 2010, Zeitreihen aus 81000-0019, abgerufen auf www.destatis.de/genesis, 12.03.2012.

Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen (Hrsg.) (2010): Außenhandel des Freistaates Sachsen – Endgültige Ergebnisse 2008. Statistischer Bericht G III 2 – j/08, Kamenz.

Tivig, T.; Frosch, K. und S. Kühntopf (2008): Mapping Regional Demographic Change and Regional Demographic Location Risk in Europe. Schriftenreihe zu Nachhaltigkeit und CSR Band 2, Rostock.

[1] *Als Grenzregionen werden im Folgenden die Woiwodschaften Lebus (Lubuskie) und Niederschlesien (Dolnośląskie) sowie die Regionen Aussig (Ústecký kraj), Karlsbad (Karlovrský kraj) und Reichenberg (Liberecký kraj) bezeichnet. Im grenznahen Raum befinden sich zudem die tschechischen Regionen Mittelböhmen (Středočeský kraj), Prag (Praha), Pilsen (Plzeňský kraj) sowie Königgrätz (Královéhradecký kraj). Aufgrund fehlender Daten musste für die Tschechische Republik (CZ) an geeigneter Stelle auf eine höher aggregierte Ebene ausgewichen werden. Dabei handelt es sich um die Gebiete Nordwesten CZ (Severozápad; Karlsbad und Aussig), Südwesten CZ (Jihozápad; Pilsen und Südböhmische Region) sowie Nordosten CZ (Severovýchod; Reichenberg, Königgrätz und Pardubitz). Eine Abgrenzung der Gebiete findet sich in* Lehmann *et al. (2012).*

[2] *NUTS 0 steht dabei für Nationalsaaten, NUTS 1 für größere Regionen (z. B. Bundesländer). NUTS 2 steht für kleinere Regionen (in Deutschland die sog. Regierungsbezirke) und NUTS 3 für kleine Regionen bzw. Städte (in Sachsen sind das die Landkreise und kreisfreien Städte).*

[3] *Von Seiten der amtlichen Statistik liegen nicht alle hier verwendeten Daten für NUTS-2- oder NUTS-3-Regionen vor. Somit musste an geeigneter Stelle die Betrachtung auf die höhere NUTS-1- oder NUTS-0-Ebene verlagert werden.*

[4] *Ausfuhren und Einfuhren dürfen nicht mit Ex- und Importen gleichgesetzt werden. Zum einen umfassen Aus- und Einfuhren lediglich den Warenverkehr mit dem Ausland und enthalten keine Informationen über den Handel mit anderen Bundesländern. Zum anderen ist eine Saldierung der Größen Aus- und Einfuhren nicht möglich, da beide Positionen nach unterschiedlichen Konzepten erfasst werden [vgl.* Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen *(2010)].*

[5] *Unter Standardisierung wird hier verstanden, dass die Ergebnisse von* Tivig *et al. (2008) um den Mittelwert aller betrachteten europäischen Regionen zentriert und mit deren Standardabweichung normiert werden.*

[6] *Ein ähnliches Bild ergibt sich für die Erwerbsquoten von Frauen und über 55-Jährigen. Auch hier weisen die sächsischen Nachbarregionen deutlich niedrigere Erwerbsquoten als Sachsen auf.*

[7] *Hierzu könnten auch wirtschaftliche Impulse durch die EU-Osterweiterung beigetragen haben [vgl.* Baas *und* Brückner *(2011)]. Wahrscheinlich ist diese Entwicklung jedoch auf eine Kombination aus Wachstumsimpulsen durch die Vergrößerung des EU-Binnenmarktes bei gleichzeitiger Einschränkung der Arbeitnehmerfreizügigkeit zurückzuführen.*

Erwartungen und Sparen: Wie wirken Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartungen auf die Sparentscheidung von Haushalten?

Stefan Arent*

„Sparst du in der Zeit, hast du in der Not“ ist ein altes Sprichwort, in welchem sich das Bedürfnis der Menschen widerspiegelt, ihre Einkommensverhältnisse und damit ihren Konsum nach Möglichkeit über einen langen Zeitraum konstant zu halten. Ökonomen bezeichnen dieses Verhalten als intertemporale Konsumglättung. Für Individuen gibt es zwei Möglichkeiten, Ihren Konsum zwischen verschiedenen Perioden zu verschieben. Zum einen kann zukünftiges Einkommen durch Kreditaufnahme bereits heute konsumiert werden. Zum anderen kann gespart werden, um heutiges Einkommen für zukünftigen Konsum zu nutzen. Sparen hat vor allem in Deutschland eine relativ hohe Bedeutung. Daten von Eurostat (2011) zeigen, dass Deutschland im europäischen Vergleich die zweithöchste durchschnittliche Sparquote der privaten Haushalte im Jahr 2007 aufwies. Vom durchschnittlichen Bruttoeinkommen sparten die deutschen Haushalte im Schnitt 16,8 %. Die Sparquote in Großbritannien lag im gleichen Zeitraum bei lediglich 2,6 % (vgl. Abb. 1).

In Verbindung mit dem hohen deutschen Pro-Kopf-Einkommen und über 80 Mill. Einwohnern ergibt dies ein sehr hohes Sparvolumen, welches auch für internationale Kapitalmärkte eine nicht zu unterschätzende Größe darstellt. Dementsprechend ist es durchaus von Bedeutung, Einflussfaktoren der Sparentscheidung zu identifizieren und zu diskutieren. Dabei stellt sich auch die Frage, ob bzw. wie Erwartungen über zukünftige Entwicklungen die Sparentscheidungen deutscher Haushalte beeinflussen können.

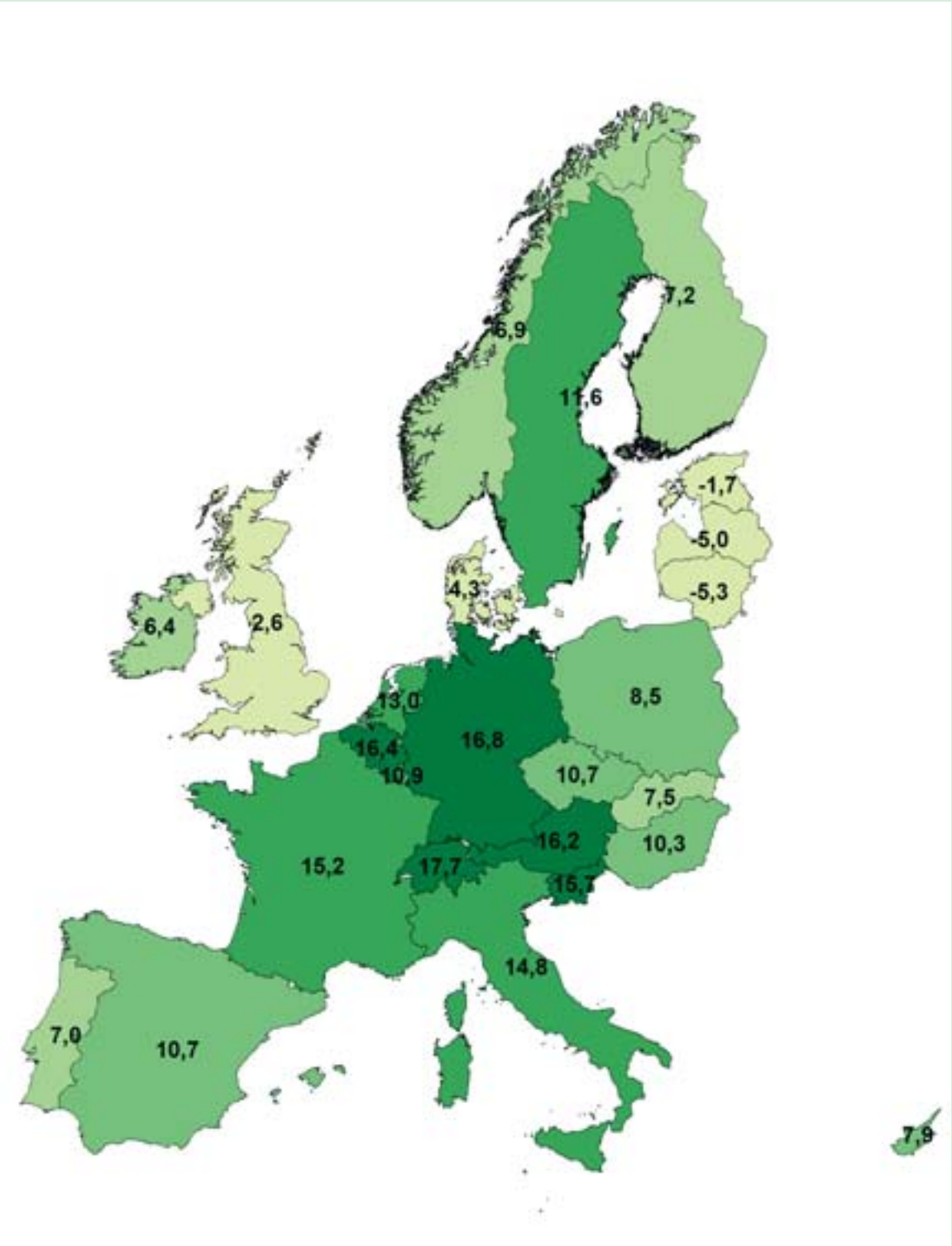
In diesem Beitrag wird eine Untersuchung von Arent (2012) zusammengefasst, welche den Einfluss von Erwartungen auf die Sparentscheidungen von Haushalten untersucht. Außerdem wird untersucht, ob und wie die Lebenserwartung das Sparverhalten tangiert. Die Analyse wird für Ost- und Westdeutschland separat durchgeführt, da sich speziell die Einkommensstruktur der Haushalte in beiden Landesteilen noch deutlich unterscheidet. So ist z. B. die Erwerbsbeteiligung von Frauen im Osten deutlich höher als im Westen [vgl. Matysiak und Steinmetz (2008)], wodurch es möglich ist, dass auch die Sparentscheidung der Haushalte differieren kann.

Die Wirkung von Risikoerwartungen auf die Sparentscheidung aus theoretischer und empirischer Sicht

Aus theoretischer und empirischer Sicht stellt sich die Frage, wie die Einkommenserwartung bzw. das Einkommensrisiko auf die Sparentscheidung wirken bzw. wie man diese Wirkung messen kann. Die bisherige Literatur zu diesem Thema verwendet als Maß für zukünftiges Einkommensrisiko fast ausschließlich Näherungsvariablen, beispielsweise die Arbeitslosenquote. Mit diesen Annäherungen wird versucht, das zukünftige Einkommensrisiko abzubilden [z. B. Engen und Gruber (2001) oder Carroll et al. (2003)]. Grundgedanke ist dabei immer die intertemporale Einkommensglättung. Das üblich mikroökonomische Kalkül sagt voraus: Wenn ich erwarte, zukünftig weniger Einkommen als heute zur Verfügung zu haben, werde ich sparen, um meinen Konsum möglichst konstant zu halten (Einkommenserwartungswerthypothese).[1] So führt beispielsweise ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko zu einem sinkenden Erwartungseinkommen, wodurch die Ersparnisse steigen sollten. Daher eignen sich z. B. Arbeitslosenquoten auch als Näherung für das Risiko eines sinkenden Einkommens. Bei der Verwendung von solchen (makroökonomischen) Näherungsvariablen gibt es jedoch einen Haken: Sie bilden nicht die tatsächlichen Erwartungen der Individuen über die zukünftige Entwicklung ab. An dieser Stelle setzt diese Arbeit an. Im Gegensatz zu früheren Untersuchungen werden im Folgenden die tatsächlichen Erwartungen von Haushalten benutzt, um deren Einfluss auf das Sparverhalten zu untersuchen und damit die Einkommenserwartungswerthypothese empirisch zu prüfen. Außerdem soll zusätzlich untersucht werden, ob der Gesundheitszustand (Selbsteinschätzung) bzw. die Gesundheitserwartung ebenfalls einen Einfluss auf das Sparverhalten haben. Um diese Fragen empirisch zu untersuchen, sind detaillierte Befragungsdaten notwendig, die im Folgenden kurz beschrieben werden.

* *Stefan Arent ist Doktorand an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V. Dieser Artikel ist eine Kurzfassung von „Expectations and Saving Behavior: An Empirical Analysis“.*

Abbildung 1: Sparquoten privater Haushalte in ausgewählten EU-Staaten (2007)



Quellen: Eurostat (2011), Darstellung des ifo Instituts.

Datengrundlage

Um die aufgeworfenen Fragen empirisch untersuchen zu können, benötigt man eine sehr spezifische Datengrundlage. Neben Informationen über die finanzielle Situation sind Angaben und persönliche Einschätzungen über zukünftige individuelle ökonomische Entwicklungen der Haushalte bzw. der Individuen notwendig (z. B. Einkommens- und Arbeitslosigkeitserwartungen). Das Munich Center for the Economics of Aging (MEA) bietet hierfür mit dem SAVE Panel einen sehr guten Datensatz. Dabei handelt es sich um eine repräsentative, jährlich erhobene Haushaltsbefragung, welche im Jahr 2005 startete [vgl. Börsch-Supan et al. (2009)]. Für die Analyse wird der Zeitraum von 2005 bis 2009 betrachtet. Die einzelnen Jahre umfassen zwischen 2.222 und 2.474 Haushalte. Das SAVE Panel enthält neben detaillierten sozio-ökonomischen Informationen wie die Anzahl der Personen im Haushalt, deren Alter, Geschlecht, Ausbildungsniveau und Erwerbssituation, auch Daten über die finanzielle Situation des Haushaltes und Angaben über Erwartungen der Haushaltsmitglieder. Die Informationen über die finanzielle Situation sind dabei äußerst vielschichtig. Neben dem Einkommen, den Einkommensquellen und der Einkommensverteilung zwischen den Haushaltsmitgliedern wird auch die Verwendung der finanziellen Mittel detailliert dargelegt. So lässt sich zum Beispiel in kurz-, mittel- und langfristige Sparanlagen unterscheiden. Die Fristigkeit bezieht sich dabei auf den Anlagehorizont. Den kurzfristigen Anlagen werden im Folgenden u. a. Sparbücher zugeteilt, wohingegen Aktien und Fonds mittelfristige Sparanlagen darstellen. Als langfristige Anlagen sind Bausparverträge und Lebensversicherungen zu verstehen. Alle Angaben werden dabei um Verbindlichkeiten bzw. Schulden korrigiert, sodass sich Nettoersparnisse ergeben. Die Veränderung der kurz-, mittel- und langfristigen (Netto-)Sparanlagen ergeben somit die jährlichen Ersparnisse.

Das herausragende Merkmal des SAVE Panel (für diese Untersuchung) ist jedoch, dass die Haushaltsmitglieder auch nach ihren Erwartungen und subjektiven Einschätzungen der Lebenssituation befragt werden. Es wird bei der Erhebung u. a. nach der Einschätzung der zukünftigen Einkommens- und Erwerbssituation gefragt. Außerdem werden indirekt auch die Gesundheitserwartung und direkt die Gesundheitssituation erhoben. Bei den Fragen zur Einkommens- und Erwerbssituation kann auf einer Dezimal-Skala geantwortet werden. Wird sicher mit zukünftiger Arbeitslosigkeit gerechnet, so wird als Antwort eine 10 erfasst. Bei null als Antwort wird zukünftige Arbeitslosigkeit durch den Befragten ausgeschlossen. Analog gilt diese Skalierung für die Einschätzung der Lebensumstände und der gesundheitlichen Situation.

Die zukünftige Gesundheitserwartung wird indirekt abgefragt. Die Haushaltsmitglieder werden gefragt, ob sie denken, eine längere, gleichlange oder kürzere Lebenserwartung als der Durchschnitt ihrer Kohorte zu haben. Für die Analyse nehmen wir an, dass Personen mit einer überdurchschnittlichen, selbsteingeschätzten Lebenserwartung eine bessere Gesundheitserwartung haben als der Durchschnitt. Somit kann geprüft werden, ob die Gesundheitserwartung und die gesundheitliche Situation einen Einfluss auf das Sparverhalten der Haushalte haben.

Da fast alle finanziellen Informationen auf den Haushalt bezogen sind, allen voran die Ersparnisse, müssen die individuellen Einschätzungen der Haushaltsmitglieder auf gesamthaushaltliche Größen umgerechnet werden. Dazu werden die individuellen Angaben mit dem jeweiligen Einkommensanteil des Haushaltmitgliedes gewichtet. Daraus ergeben sich Haushaltsangaben zur Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartung sowie zur Gesundheitssituation. Die individuelle Einschätzung wiegt dabei schwerer je höher der Einkommensanteil ist. Die so aufbereiteten Daten wurden ökonometrisch ausgewertet.

Methodisches Vorgehen

Um den Einfluss der Erwartungen auf die Sparneigung zu messen, empfiehlt sich folgende Schätzgleichung:

$$k_{it(j)} = \beta_0 + \beta_1 s_{AL_{it}} + \beta_2 s_{GE_{it}} + Interaktionssterne + Kontrollvariablen + u_{it}$$

Die Sparquote k des Haushalts i in Periode t wird erklärt durch eine Konstante β_0, der Arbeitslosigkeits- und der Gesundheitserwartung (s_{AL} & s_{GE}), einer Gruppe von Kontroll- und Interaktionstermen sowie einem zufälligen Fehlerterm. Als Kontrollvariablen wurden folgende Informationen berücksichtigt: die Gesundheitssituation; das Nettoeinkommen der Haushaltsmitglieder; Erbschaften, Gewinne etc.; Immobilienbesitz; das Alter sowie das Alter im Quadrat; die Anzahl der Kinder; das Bildungsniveau und Jahres-Dummy-Variablen.

Dazu kommen einige Interaktionsterme die zum Beispiel den Effekt abfangen sollen, dass die Gesundheitserwartung von der Gesundheitssituation beeinflusst wird. Außerdem ist es plausibel, dass die Gesundheitserwartung einen Einfluss auf die Arbeitslosigkeitserwartung hat. Wenn von einer schlechten zukünftigen Gesundheit ausgegangen wird, so ist es möglich, dass auch die Arbeitslosigkeitserwartung steigt. Auch dies wird durch Interaktionsterme abgegriffen.

Die obige Gleichung wurde des Weiteren differenziert nach kurz-, mittel- und langfristigen Sparquoten (im Hinblick auf deren Anlagehorizont *j*) geschätzt, da es möglich ist, dass die Gesundheits- und Arbeitslosigkeitserwartung unterschiedlich auf diese Sparanlagen wirkt. Haushalte passen ihre kurzfristigen Ersparnisse womöglich eher an als langfristige Sparanlagen wie Lebensversicherungen oder Bausparverträge. Außerdem wird jeweils eine Random- (RE) und eine Fixed-Effect- (FE) Schätzung durchgeführt.[3]

Spielen Erwartungen eine signifikante Rolle bei der Sparentscheidung?

Nach den methodischen Ausführungen sollen nun die Ergebnisse der Regressionsanalyse präsentiert und interpretiert werden. Tabelle 1 und Tabelle 2 zeigen die Schätzergebnisse für west- und ostdeutsche Haushalte.

Die Ergebnisse für Westdeutschland zeigen, dass eine um eine Stufe höhere Arbeitslosigkeitserwartung die Sparquote für die Gesamtersparnisse um 0,09 Prozentpunkte (PP) senkt.[4] Der Effekt kommt durch eine Änderung der kurzfristigen Sparquote zu Stande (–0,05 bis –0,03 PP). Dies widerspricht den Vorhersagen der Einkommenserwartungshypothese, da Arbeitslosigkeit mit sinkenden Einkommen einhergeht und die Sparquote eher steigen sollte. Hintergrund könnten die Regularien am deutschen Arbeitsmarkt sein. Da Vermögen (über einer Grenze) beim Arbeitslosengeld II angerechnet werden, führt unter Umständen eine höhere Ersparnis heute zu weniger Transfereinkommen im Falle von Langzeitarbeitslosigkeit. Dies senkt den Anreiz zur Ersparnis mit steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko. Daher ist es denkbar, dass sie ihre (kurzfristigen) Ersparnisse in Erwartung von Arbeitslosigkeit liquidieren.[5]

Eine positive Gesundheitserwartung hat in Westdeutschland nur einen schwachen Einfluss auf die Sparquote. So erhöht sich die langfristige Sparquote bei einer guten Gesundheitserwartung um 1,36 PP. Dieser Effekt bewirkt in Summe ebenfalls eine Erhöhung der gesamten Sparquote um 1,35 PP.

Die Ergebnisse für Ostdeutschland unterscheiden sich von denen in Westdeutschland. Hier ist kein Koeffizient der Arbeitslosigkeitserwartung signifikant. Ebenfalls im Gegensatz zu Westdeutschland stehen die Ergebnisse im Hinblick auf die Gesundheitserwartung und Gesundheitssituation. Je besser die Gesundheitserwartung umso niedriger sind die Sparquoten in Ostdeutschland. Auch eine gute gesundheitliche Situation senkt die Sparquoten und verstärkt den negativen Effekt der Gesundheitserwartung. Auch hier ergibt sich ein weites noch offenes Forschungsfeld, um mögliche Hintergründe zu untersuchen.[6]

Tabelle 1: Regressionsergebnisse für westdeutsche Haushalte

Heteroskedastie – Robuste Schätzer	Alle Ersparnisse		Kurzfristige Ersparnisse		Mittelfristige Ersparnisse		Langfristige Ersparnisse	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Arbeitslosigkeitserwartung	**–0,086***	–0,02	**–0,045****	**–0,031*****	–0,021	0,001	–0,002	0,023
Interaktion: Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartung	0,085*	0,019	0,045**	0,031***	0,022	–0,001	0,001	–0,024
Gute Gesundheitserwartung	**1,354****	0,319	0,268	0,102	0,269	–0,101	**1,358***	0,489
Gesundheitssituation	0,117	0,032	0,039	0,024	0,032	–0,007	**0,180***	0,055
Interaktion: Gesundheitssituation und -erwartung	–0,119	–0,033	–0,039	0,024	–0,033	0,008	–0,181	–0,055
R^2-Overall	0,001	0,005	0,031	0,008	0,001	0,006	0,001	0,005
Beobachtungen	3.128		3.128		3.128		3.128	
Anmerkung: Signifikanz-Niveau: 0,01(***), 0,05(**) und 0,1(*)								

Quellen: Arent (2012), Berechnung und Darstellung des ifo Instituts.

Tabelle 2: Regressionsergebnisse für ostdeutsche Haushalte

Heteroskedastie – Robuste Schätzer	Alle Ersparnisse		Kurzfristige Ersparnisse		Mittelfristige Ersparnisse		Langfristige Ersparnisse	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Arbeitslosigkeitserwartung	0,221	0,063	0,093	0,038	–0,027	0,002	–0,013	–0,041
Interaktion: Arbeitslosigkeits- und Gesundheitserwartung	–0,021	–0,063	–0,093	–0,038	0,027	–0,003	0,012	0,04
Gute Gesundheitserwartung	**–3,840***	**–2,188****	–0,697	–0,36	0,294	0,185	–1,756*	**–1,391****
Gesundheitssituation	**–0,555***	**–0,325****	–0,138	–0,069	0,005	0,004	–0,19	**–0,167****
Interaktion: Gesundheits-situation und -erwartung	0,556*	0,325**	0,138	0,07	–0,005	–0,005	0,191	0,168**
R^2-Overall	0,013	0,028	0,023	0,034	0,003	0,018	0,002	0,015
Beobachtungen	3.128		3.128		3.128		3.128	
Anmerkung: Signifikanz-Niveau: 0,01(***), 0,05(**) und 0,1(*)								

Quellen: Arent (2012), Berechnung und Darstellung des ifo Instituts.

Fazit

Beeinflussen Erwartungen das Sparverhalten von Haushalten? Die Antwort ist (mit Einschränkungen) zu bejahen, jedoch nicht immer so wie man es auf Anhieb erwarten würde. In vereinfachten mikroökonomischen Modellen wird davon ausgegangen, dass eine sinkende Einkommenserwartung zu höheren Ersparnissen führen sollte. Für Westdeutschland finden wir aber, dass eine steigende Arbeitslosigkeitserwartung zu einer signifikanten Senkung der (kurzfristigen) Sparquote führt. Erwarten Haushalte Arbeitslosigkeit und damit ein sinkendes Einkommen, so sinkt die Sparquote. Dieses Ergebnis ist wahrscheinlich durch die deutsche Gesetzgebung bezüglich der Arbeitslosenunterstützung getrieben, da Ersparnisse den etwaigen Anspruch auf Arbeitslosengeld II senken können. Zu dieser Problematik existieren bisher nur wenige Arbeiten [Engen und Gruber (2001) oder Hubbard et al. (1994)] und es ergibt sich Raum für weitere theoretische Forschung [Arent et al. (2012)]. Für Ostdeutschland findet sich kein signifikanter Einfluss der Arbeitslosigkeitserwartung auf die Sparquote der Haushalte.

Sowohl die Gesundheitserwartung als auch die Gesundheitssituation haben einen signifikanten Einfluss auf die Sparquoten von Haushalten. In Westdeutschland erhöhen sowohl eine gute Gesundheitserwartung als auch eine gute Gesundheitssituation die Sparneigung. Im Osten wirkt beides hingegen senkend.

Literatur

Arent, S. (2012): Expectations and Saving Behavior: An Empirical Analysis, ifo Working Paper Nr. 128.

Arent, S.; A. Eck; M. Kloss und O. Krohmer (2012): Income Risk, Savings and Taxation: Will Precautionary Savings Survive?, ifo Working Paper Nr. 125.

Börsch-Supan, A.; M. Coppola, L. Essig, A. Eymann und D. Schunk (2009): The German SAVE study – Design and Results, (MEA), Max-Planck-Institut für Sozialrecht und Sozialpolitik, München.

Carroll, C., K. Dynan und S. Krane (2003): Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets, Review of Economics and Statistics 85 (3), S. 586–604.

Eeckhoudt, L. und H. Schlesinger (2008): Changes in Risk and the Demand for Savings, Journal of Monetary Economics 55 (7), S. 1.329–1.336.

Engen, E. M. und J. Gruber (2001): Unemployment Insurance and Precautionary Saving, Journal of Monetary Economics 47, S. 545–579.

Hubbard, R. G.; J. Skinner und S. P. Zeldes (1994): The Importance of Precautionary Motives in Explaining

Individual and Aggregate Saving, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 40 (1), S. 59–125.

Hurd, M. (1989): Mortality Risk and Requests, Econometrica 57, S. 779–814.

Matysiak, A. und S. Steinmetz (2008): Finding Their Way? Female Employment Patterns in West Germany, East Germany, and Poland, European Sociological Review 24 (3), S. 331–345.

Daten

Munich Center for the Economics of Aging (Hrsg.) (2011): Saving and Financial Investment of Private Households (SAVE) 2001–2009, Max-Planck-Instituts für Sozialrecht und Sozialpolitik, München.

Eurostat (Hrsg.) (2011): http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=de&pcode=tsdec240, abgerufen 04. 08. 2011, 09:32 Uhr.

1 *Theoretisch begründet werden kann dies z. B. mit dem Ansatz der stochastischen Dominanz [vgl. Eeckhoudt und Schlesinger (2008)]. In dieser Modellwelt lassen sich Risiken sowohl im Sinne einer Erwartungswerteänderung als auch als höhergradige Risiken im Sinne einer Varianzveränderung darstellen.*

2 *Sparquoten werden verwendet, da diese über die Zeit stationär sind, d. h. es ist kein zeitlicher Trend vorhanden.*

3 *Statistische Tests zeigen, dass je nach Spezifikation entweder RE oder FE zu verwenden sind. Um zu zeigen, dass sich die Ergebnisse der jeweiligen Schätzverfahren nicht deutlich voneinander unterscheiden, werden im Folgenden beide Ergebnisse angegeben.*

4 *Ein Anstieg um eine Stufe auf einer ordinalen Skala von 0 bis 10 bzw. 0 bis 100 (in einer bzw. 10er Schritten).*

5 *Es gibt Arbeiten, die das Sparverhalten in den USA untersuchen und bei denen Arbeitslosenregelungen berücksichtigt werden. Diese Analysen benutzen Proxyvariablen für das Risiko und zeigen, dass soziale Sicherungssysteme das private Sparen absenken [vgl. z. B. Engen und Gruber (2001)].*

6 *Eine mögliche Erklärung bietet das theoretische Modell von Gunning (2010). Unterschiede in der Risikoaversion können hierbei verschiedene Reaktionen der Sparentscheidung bei einer Risikoerhöhung bewirken.*

Spezialisierung oder Diversifikation – Was trägt stärker zum sektoralen Wachstum bei?

*Jan Kluge und Robert Lehmann**

Motivation

Regionale Entscheider sehen sich einem wichtigen Zielkonflikt gegenüber: Einerseits liegt es nahe, besonders wachstumsstarke Sektoren zu fördern, um in konjunkturell guten Phasen hohe Wachstumsraten zu erzielen. Andererseits sollte aber auch durch hinreichende Diversifikation dafür gesorgt werden, dass sich branchenspezifische Schocks nicht zu stark auf die wirtschaftliche Entwicklung der jeweiligen Region auswirken.

Die wissenschaftliche Betrachtung dieses Konflikts setzt auf der Unternehmensebene an. Dabei stellt sich die Frage, ob sich Firmen besser entwickeln, wenn sie sich in räumlicher Nähe zu anderen Unternehmen derselben Branche befinden, oder ob sie eher von der Lage in diversifizierten Regionen mit Firmen aus anderen Wirtschaftszweigen profitieren.

Auslöser für eine anhaltende Diskussion der Forschungsfrage war eine Arbeit von Jane Jacobs (1970). Sie postulierte, dass Wissen nicht innerhalb ein und desselben Sektors, sondern zwischen unterschiedlichen Sektoren zirkuliert. Nur der Wissensaustausch zwischen Sektoren kann zu neuen Ideen und damit zu Wachstum führen, indem Firmen branchenfremdes Wissen für ihre eigenen Zwecke adaptieren. Daher sollten sich Firmen in der Nähe von Unternehmen anderer Sektoren ansiedeln, um von deren Wissen zu profitieren.

Damit widersprach sie Alfred Marshall (1890), der der Auffassung war, dass nicht Wissensflüsse zwischen, sondern nur innerhalb von Sektoren Wachstumsprozesse generieren können. Das wiederum müsste dazu führen, dass sich jeweils Firmen eines Sektors an einem Ort ballen.

Beide Theorien haben jedoch eines gemeinsam: Sie gehen davon aus, dass die Art von Wissen, das für die Herausbildung bestimmter räumlicher Wirtschaftsstrukturen verantwortlich ist, weder schriftlich festgehalten noch patentrechtlich geschützt werden kann (*implizites Wissen*[1]). Daher kann es nicht von jedem Ort aus (z. B. über Patentdatenbanken) erworben, sondern nur auf dem Wege sozialer Interaktion ausgetauscht werden. Dieser Austausch ist leichter und findet umso stärker statt, je näher die Wissensträger (also die Beschäftigten) einander sind. Da der Fluss von implizitem Wissen produktiv ist und zu ökonomischem Wachstum führen kann, sind Firmen geneigt, ihre Standorte entsprechend zu wählen. An dieser Stelle entfernen sich Jacobs und Marshall wieder voneinander: Nach Marshall entstehen spezialisierte Ballungsräume; nach Jacobs entstehen diversifizierte Städte.

Dieser offensichtliche Widerspruch führte dazu, dass sich eine umfassende empirische Literatur zum Thema herausbildete, die bis heute keinen Konsens gefunden hat.[2] Die Gründe dafür liegen zum großen Teil in den unterschiedlichen methodischen Herangehensweisen der Autoren und den jeweils gewählten Zeitpunkten sowie regionalen und sektoralen Gliederungen.

Weiterhin betrachten diese Studien lediglich Durchschnittseffekte und lassen außer Acht, dass die Ergebnisse vom gegenwärtig erreichten Spezialisierungsgrad abhängen. Es ist jedoch plausibel, dass kleine Sektoren mit geringem Anteil an der regionalen Wertschöpfung zunächst kaum von weiterer Spezialisierung profitieren, da es eine hinreichend große Zahl von Wissensträgern braucht, um die positiven Wachstumsimpulse aus der Transmission von Wissen in Gang zu bringen.

Zunächst werden die verwendete Methodik und deskriptive Statistiken vorgestellt, bevor im Anschluss die Ergebnisse präsentiert werden.[3]

Methodik

Beaudry und Schiffauerova (2009) zeigen, dass die Ergebnisse der empirischen Überprüfung der beiden Hypothesen entscheidend davon abhängen, wie Spezialisierung und Diversifikation als erklärende Variablen für wirtschaftliches Wachstum gemessen werden. In Box 1 werden die beiden Indikatoren beschrieben, die jeweils von den meisten der in Beaudry und Schiffauerova (2009) untersuchten Arbeiten genutzt werden und die daher auch hier zur Anwendung kommen. Als Größe zur Berechnung der Indizes werden die Zahlen der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung (SvB) der Sektoren Verarbeitendes Gewerbe (D) und höherwertige Dienstleistungen (J+K) verwendet.[4]

* *Jan Kluge und Robert Lehmann sind Doktoranden an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.*

Box 1: Messung von Spezialisierung und Diversifikation

Glaeser et al. (1992) folgend, nutzen viele Arbeiten den folgenden Quotienten, um Spezialisierung zu messen:

$$Spez_{z,s,t} = \frac{SvB_{z,s,t}/SvB_{z,t}}{SvB_{s,t}/SvB_t} \quad .$$

Dieser Index vergleicht den Anteil von Sektor s an der gesamten Beschäftigung in Stadt z zum Zeitpunkt t mit dem gesamtdeutschen Anteil dieses Sektors. Er nimmt Werte von größer (kleiner) Eins an, wenn ein Sektor in einer Stadt überrepräsentiert (unterrepräsentiert), also stärker (schwächer) spezialisiert ist, als im gesamtdeutschen Durchschnitt.

Um Diversifikation zu messen, wird ausschließlich das Umfeld eines Sektors betrachtet. Für dieses Umfeld wird eine Variante des Hirschman-Herfindahl-Indizes berechnet [vgl. Blien et al. (2006)]:

$$Div_{z,s,t} = \frac{1/\sum_{s'=1,s'\neq s}^{S}\left(SvB_{z,s',t}/(SvB_{z,t}-SvB_{z,s,t})\right)^2}{1/\sum_{s'=1,s'\neq s}^{S}\left(SvB_{s',t}/(SvB_t-SvB_{s,t})\right)^2} \quad .$$

Dieser Index misst, wie diversifiziert das Umfeld eines Sektors s in einer Stadt z zum Zeitpunkt t ist und vergleicht dieses Maß erneut mit dem nationalen Durchschnitt. Im Zähler werden die Beschäftigungsanteile der einzelnen Sektoren (ohne s) quadriert und aufsummiert. Das Reziproke dient der besseren Interpretierbarkeit. Der Index nimmt Werte größer (kleiner) Eins an, wenn ein Sektor in einer Stadt ein überdurchschnittlich (unterdurchschnittlich) stark diversifiziertes Umfeld vorfindet.

Der verwendete Datensatz besteht aus den 70 größten kreisfreien Städten Deutschlands und erfasst die einzelnen Wirtschaftssektoren jeweils in den Jahren 1998 bis 2008. In Tabelle 1 werden die zehn am stärksten spezialisierten/diversifizierten Städte Deutschlands, jeweils in den Bereichen Verarbeitendes Gewerbe (D) und höherwertige Dienstleistungen (J–K), aufgelistet.[5]

Tabelle 1: Spezialisierungs- und Diversifikationsgrade

Rang	Spezialisierung (D)	Stadt	Spezialisierung (J–K)	Stadt
1	2,4855	Wolfsburg	2,5210	Frankfurt am Main
2	2,0995	Salzgitter	1,9561	Düsseldorf
3	2,0492	Ingolstadt	1,8695	München
4	2,0193	Ludwigshafen am Rhein	1,8475	Wiesbaden
5	1,7979	Remscheid	1,7342	Offenbach am Main
6	1,5840	Leverkusen	1,7057	Stuttgart
7	1,5236	Solingen	1,6951	Hamburg
8	1,4817	Erlangen	1,6741	Köln
9	1,2821	Pforzheim	1,6499	Nürnberg
10	1,2515	Krefeld	1,6247	Münster
Rang	**Diversikation (D)**	**Stadt**	**Diversikation (J–K)**	**Stadt**
1	1,3316	Bottrop	1,0313	Herne
2	1,2250	Herne	1,0160	Oberhausen
3	1,1588	Hamm	0,9974	Mülheim an der Ruhr
4	1,0784	Erlangen	0,9759	Bottrop
5	1,0445	Gelsenkirchen	0,9706	Essen
6	1,0387	Essen	0,9680	Mönchengladbach
7	1,0192	Oberhausen	0,9656	Hamm
8	1,0067	Duisburg	0,9596	Gelsenkirchen
9	1,0041	Ludwigshafen am Rhein	0,9559	Duisburg
10	1,0002	Erfurt	0,9459	Bremen

Quellen: Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2011), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

Die Zahlen sind wenig überraschend: Bei den Dienstleistungen steht Frankfurt am Main als Finanzmetropole mit großem Vorsprung an erster Stelle. Im Verarbeitenden Gewerbe führen die Städte, die über Zentralen großer Industriefirmen verfügen (Volkswagen AG in Wolfsburg, Salzgitter AG in Salzgitter, Audi AG in Ingolstadt, BASF SE in Ludwigshafen usw.). Die drei Städte, die ihren Industriefirmen die am stärksten diversifizierten Wirtschaftsräume bieten, sind Bottrop, Herne und Hamm. Unternehmen der höherwertigen Dienstleistungen finden solche Bedingungen in Herne, Oberhausen und Mülheim an der Ruhr vor.

Als abhängige Variable wird die reale Bruttowertschöpfung (BWS) je Erwerbstätigen als Maß für die sektorale Produktivität herangezogen. Grundlage für den Regressionsansatz bildet ein ökonomisches Wachstumsmodell. Dieses wird darüber hinaus um verschiedene Kontrollvariablen und Interaktionsterme erweitert. Die daraus resultierende logarithmierte Regressionsgleichung ist im Folgenden dargestellt:

$$\log(y_{z,s,t}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(Kapint_{z,s,t}) + \beta_2 \cdot \log Spez_{z,s,t} + \beta_3 \cdot \log(Div_{z,s,t}) + \beta_4 \cdot (\log Spez_{z,s,t})^2 + \beta_5 \cdot (\log Div_{z,s,t})^2 + \beta_6 \cdot (\log Spez_{z,s,t}) \cdot (\log Div_{z,s,t}) + Kontrollvariablen + a_{z,s} + \gamma_t + \epsilon_{z,s,t}$$

Dabei stehen $a_{z,s}$ für stadt- und sektorspezifische fixe Effekte[6], ϑ_t für Jahresdummies und $\varepsilon_{z,s,t}$ für einen Fehlerterm. Als Kontrollvariablen werden die Firmen je Einwohner, der Pendlersaldo sowie je ein Dummy für Ostdeutschland und für die im Jahr 2003 angepasste WZ-Klassifikation verwendet.[7]

Die entscheidende Neuerung in diesem Ansatz besteht in der Interpretation der beiden quadratischen Terme, mit deren Hilfe es möglich ist, eine Aussage darüber zu treffen, ob der Effekt größer oder kleiner wird, wenn sich die jeweilige Variable verändert. Quadratische Terme werden auch in anderen Arbeiten verwendet [vgl. Illy et al. (2010)], aber nicht als Interaktionsterme interpretiert. Brambor et al. (2006) weisen jedoch darauf hin, dass hierbei häufig falsche Schlüsse gezogen werden: Der Regressionskoeffizient der nicht-quadrierten Terme gibt den durchschnittlichen Effekt von Spezialisierung (Diversifikation) an. Die Regressionskoeffizienten der quadrierten Terme geben an, um wie viel sich dieser Effekt in Abhängigkeit der Niveaus von Spezialisierung (Diversifikation) verändert. Im Ergebnis müssen dann differenzierte Aussagen für unterschiedlich stark spezialisierte und/oder diversifizierte Sektoren getroffen werden.

Ergebnisse

Bei der Verwendung von Interaktions- bzw. quadratischen Termen ist eine graphische Analyse der tabellarischen Darstellung der Ergebnisse vorzuziehen, da die Schätzkoeffizienten der Regression keine voneinander unabhängige Interpretation zulassen [vgl. Brambor et al. (2006)]. Eine Regression ohne entsprechende quadratische Terme würde nur den durchschnittlichen Effekt von Spezialisierung (Diversifikation) messen, d. h. die jeweils bedingende Variable – in unserem Fall der Index für Spezialisierung (Diversifikation) – wird als Null angenommen. Die Einbeziehung des quadratischen Terms hingegen macht es möglich, die Effekte für den gesamten Datensatz bzw. links und rechts der Nullstelle zu messen.

Um eine Darstellung für alle Datenpunkte zu erreichen, werden aus den Regressionsergebnissen marginale Effekte von Spezialisierung bzw. Diversifikation auf die reale BWS je Erwerbstätigen gebildet. Marginale Einflüsse sind immer Grenzbetrachtungen, sodass es sich dabei um die erste Ableitung von Gleichungen handelt. Somit ergibt sich der marginale Effekt von Spezialisierung aus

$$\partial(\log(y_{z,s,t}))/\partial(\log(Spez_{z,s,t})) = \beta_2 + 2\beta_4 \cdot \log(Spez_{z,s,t}) + \beta_6 \cdot \log(Div_{z,s,t})$$

Da wir aber in dieser Untersuchung von gegenseitigen Einflüssen von Diversifikation auf Spezialisierung (oder umgekehrt) abstrahieren, reduziert sich der marginale Einfluss von Spezialisierung auf die ersten beiden Summanden β_2 und $2\beta_4$. Der marginale Effekt von Diversifikation ist nach dieser Vorgehensweise definiert als

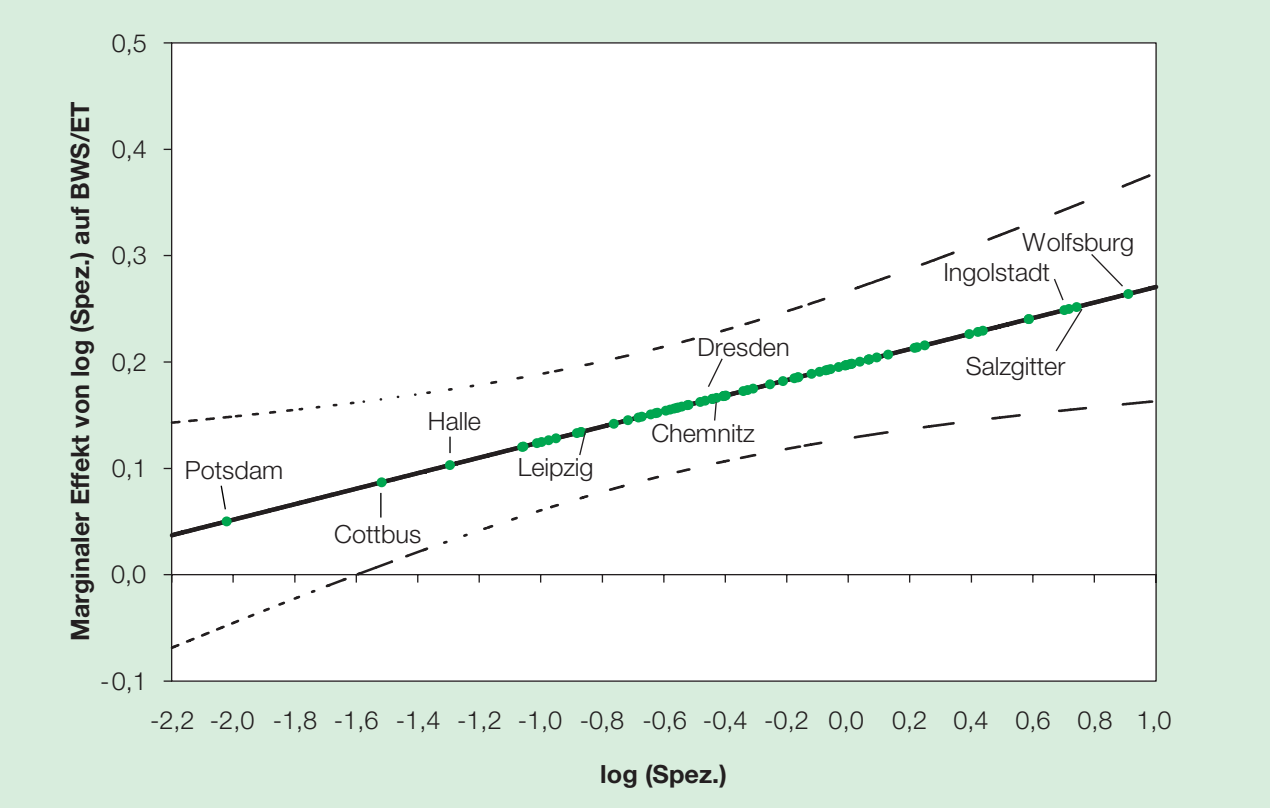
$$\partial(\log(y_{z,s,t}))/\partial(\log(Div_{z,s,t})) = \beta_3 + 2\beta_5 \cdot \log(Div_{z,s,t}) + \beta_6 \cdot \log(Spez_{z,s,t})$$

Nachfolgend werden die Ergebnisse für das Verarbeitende Gewerbe sowie die höherwertigen Dienstleistungen präsentiert.

Verarbeitendes Gewerbe

Wie die deskriptiven Statistiken im vorhergehenden Abschnitt bereits zeigen, sind Wolfsburg (Fahrzeugbau) und Salzgitter (Metallerzeugung) die am stärksten industriell spezialisierten Städte in Deutschland. Abbildung 1 verdeutlicht den marginalen Effekt von Spezialisierung auf die reale BWS je Erwerbstätigen im Verarbeitenden Gewerbe. Jeder einzelne Punkt zeigt, abgetragen an der Ordinate in Abbildung 1, den marginalen Effekt des Sektors in der jeweils betrachteten Stadt. Auf der Abszisse sind die

Abbildung 1: Marginaler Effekt von Spezialisierung im Verarbeitenden Gewerbe



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

logarithmierten Spezialisierungsniveaus der Städte angegeben.[8] Die durchgezogene Linie verdeutlicht dabei die Verbindung aller marginalen Effekte über den gesamten Datensatz. Bei den gestrichelten Linien handelt es sich um die Signifikanzbänder der Regression zum 95-%-Niveau, um zu beurteilen, ob ein marginaler Einfluss statistisch signifikant von Null verschieden ist. Der Effekt in einer Stadt ist genau dann als statistisch gesichert anzusehen, wenn beide gestrichelten Linien zusammen entweder im positiven oder negativen Bereich liegen.

Der durchschnittliche Effekt von Spezialisierung (gemessen am Nullpunkt ($\log(Spez_{z,s,t}) = 0$) ist positiv und signifikant. Somit lässt sich zunächst konstatieren, dass Spezialisierung im Verarbeitenden Gewerbe im Durchschnitt einen positiven Einfluss auf die reale BWS je Erwerbstätigen in diesem Sektor hat.

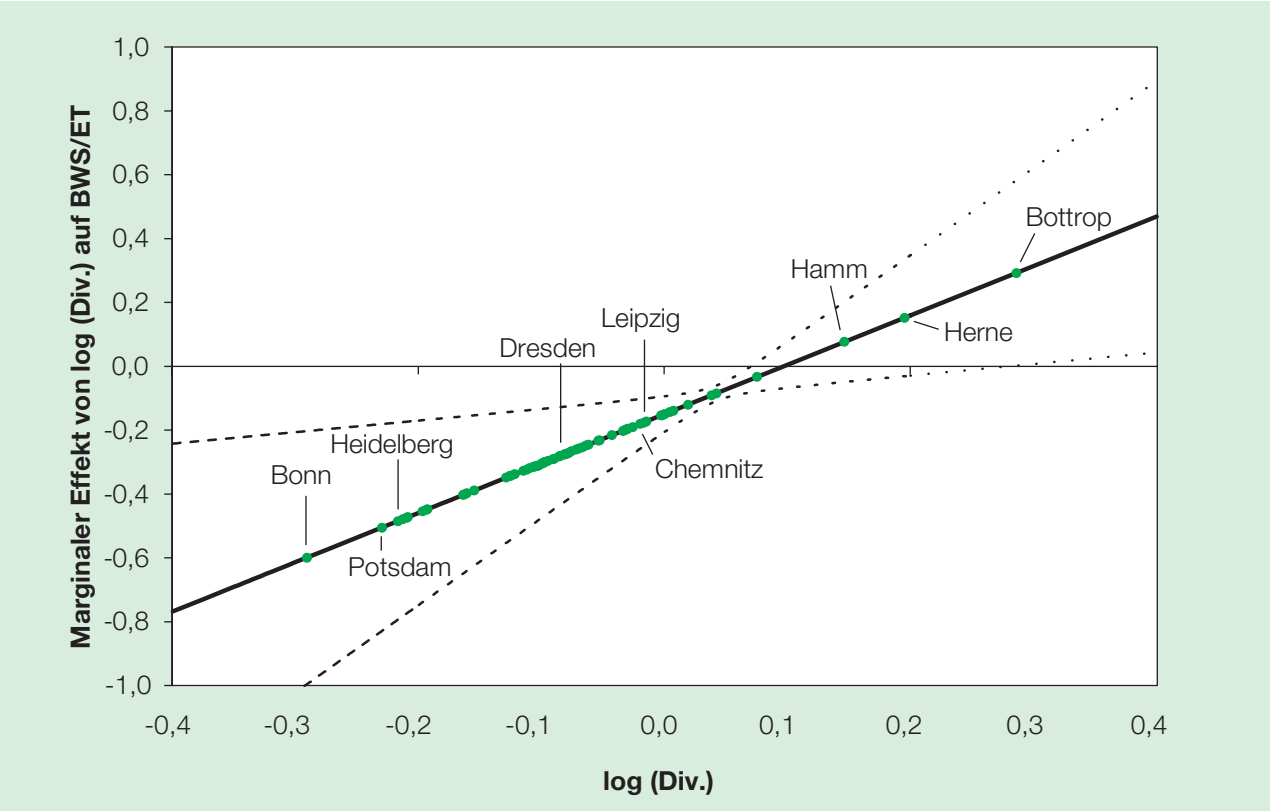
Dieser marginale Effekt bleibt aber für höhere Spezialisierungsniveaus nicht konstant. Das ist am positiven Anstieg der Geraden in Abbildung 1 zu sehen. Spezialisierung hat im Verarbeitenden Gewerbe für den gesamten Datensatz einen positiven Einfluss; höher spezialisierte Städte (Wolfsburg, Salzgitter etc.) profitieren aber mehr als weniger spezialisierte Städte. Für die am niedrigsten spezialisierte Stadt Potsdam ist der Effekt ebenfalls positiv, aber nicht statistisch signifikant von Null verschieden. Die drei sächsischen Städte Dresden, Leipzig und Chemnitz weisen ein unterdurchschnittliches Niveau an Spezialisierung im Verarbeitenden Gewerbe auf. Demzufolge profitieren die Agglomerationsräume Sachsens nicht so stark von Spezialisierungsgewinnen wie große westdeutsche Industriestandorte.

Aus Sicht der theoretisch angestellten Überlegungen ist dieser Befund ein starker Beleg für die Wirkung von Externalitäten nach Marshall (1890). Das bedeutet, dass die Industriefirmen in hoch spezialisierten Städten von Wissenstransfers untereinander profitieren und die reale BWS je Erwerbstätigen in diesen Agglomerationsräumen am größten ist. Industrielle Spezialisierung führt somit zu einem höheren Produktivitätsniveau im Verarbeitenden Gewerbe.

Die Diversifikation aus Sicht des Verarbeitenden Gewerbes ist in den Städten Bottrop, Herne und Hamm am stärksten ausgeprägt. Somit trifft die dort ansässige Industrie auf ein sehr breit aufgestelltes sektorales Umfeld. Den geringsten Grad hat Bonn. Die drei sächsischen Städte weisen ein Diversifikationsniveau in Höhe der meisten hier betrachteten Städte auf, liegen aber dennoch unter dem deutschen Durchschnitt (vgl. Abb. 2).

Nach den angestellten Berechnungen ist der Effekt von Diversifikation für das Verarbeitende Gewerbe deutlich negativ und signifikant. Die negativen Auswirkungen auf das reale Produktivitätsniveau der Industrie sind aber in ihrer Höhe abnehmend, wie der positive Anstieg der Ge-

Abbildung 2: Marginaler Effekt von Diversifikation im Verarbeitenden Gewerbe



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

rade in Abbildung 2 verdeutlicht. Für überdurchschnittliche Niveaus von Diversifikation wird der Effekt sogar positiv und signifikant. Dies gilt aber nur mit schwacher Evidenz für Bottrop, sodass die positiven Effekte von Diversifikation in dieser Form nicht bestätigt werden können.

Die graphische Analyse für das Verarbeitende Gewerbe widerspricht zunächst den theoretischen Überlegungen von Jacobs (1970). Sie postuliert einen positiven externen Effekt durch die Transmission von Wissen zwischen Firmen unterschiedlicher Branchen. Für die größten deutschen Städte finden wir einerseits negativ signifikante Effekte von Diversifikation. Andererseits verdeutlicht die positive Steigung der Gerade in Abbildung 2, dass der Effekt bei einem sehr hohen Grad an Diversifikation durchaus positiv werden kann. Somit sind für die deutschen Städte positive Effekte von Externalitäten aus Sicht von Jacobs (1970) zwar möglich, werden aber praktisch nicht realisiert. Für Dresden, Leipzig und Chemnitz sind die Auswirkungen von Diversifikation negativ und signifikant.

Die isolierten Betrachtungen von Spezialisierung und Diversifikation zeigen unterschiedliche Wirkungen auf das Verarbeitende Gewerbe in deutschen Städten. Während ein hoher Grad an Spezialisierung Vorteile für das Produktivitätsniveau in der Industrie mit sich bringt, hat das Niveau von Diversifikation negative Auswirkungen.

Höherwertige Dienstleistungen

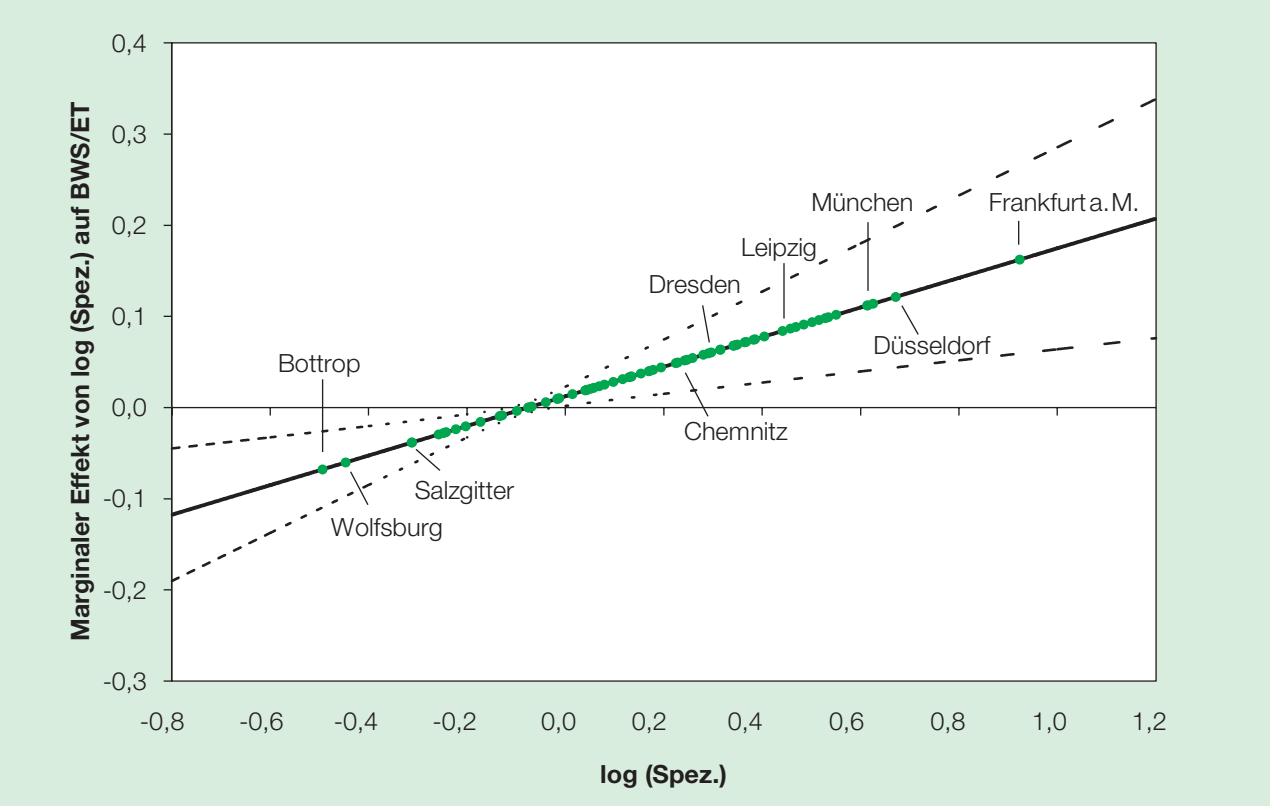
Bei der Betrachtung der Spezialisierung für die höherwertigen Dienstleistungen ergeben sich ähnliche Ergebnisse wie für das Verarbeitende Gewerbe. Im Durchschnitt der betrachteten Städte ist der Einfluss von Spezialisierung positiv und signifikant. Der Effekt auf das reale Produktivitätsniveau wird umso stärker, je höher der Grad an Spezialisierung bei den höherwertigen Dienstleistungen ist (vgl. Abb. 3).

Demzufolge profitieren die höherwertigen Dienstleistungen in Städten wie Frankfurt am Main oder Düsseldorf am stärksten von der Nähe anderer Unternehmen aus diesen Wirtschaftszweigen. Weiterhin wird deutlich, dass der marginale Effekt von Spezialisierung in einigen Städten (bspw. Wolfsburg oder Salzgitter) sogar negativ ist. Daraus leitet sich ab, dass auch bei den höherwertigen Dienstleistungen Externalitäten nach Marshall (1890) eine wichtige Rolle spielen, da ein höherer Grad an Spezialisierung zu stärkeren positiven Effekten bei der realen BWS je Erwerbstätigen führt.

Ein diversifiziertes Umfeld hingegen ist für die höherwertigen Dienstleistungen hinderlich. Im Umkehrschluss bedeutet das negative Effekte von Externalitäten nach Jacobs (1970) (vgl. Abb. 4).

Interessant ist zudem die negative Steigung der Kurve in Abbildung 4; im Verarbeitenden Gewerbe ist die Stei-

Abbildung 3: Marginaler Effekt von Spezialisierung bei den höherwertigen Dienstleistungen



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

gung positiv (vgl. Abb. 2). Während der marginale Effekt von Diversifikation im Verarbeitenden Gewerbe zunehmend ist und sogar positiv wird, gilt bei den höherwertigen Dienstleistungen das Gegenteil; hier wird der Einfluss von Diversifikation mit höherem Niveau negativ. Statistisch können die Effekte eines diversifizierten Umfeldes bei den höherwertigen Dienstleistungen aber nicht abgesichert werden, wie die Signifikanzbänder in Abbildung 4 zeigen.

Auch im Dienstleistungsbereich finden sich positive Wirkungen bei einem hohen Grad an Spezialisierung. Davon profitieren insbesondere die Dienstleister in den Finanzzentren Frankfurt am Main und Düsseldorf. Der Effekt von Diversifikation ist überwiegend negativ, kann aber nicht als statistisch verschieden von Null angesehen werden.

Fazit

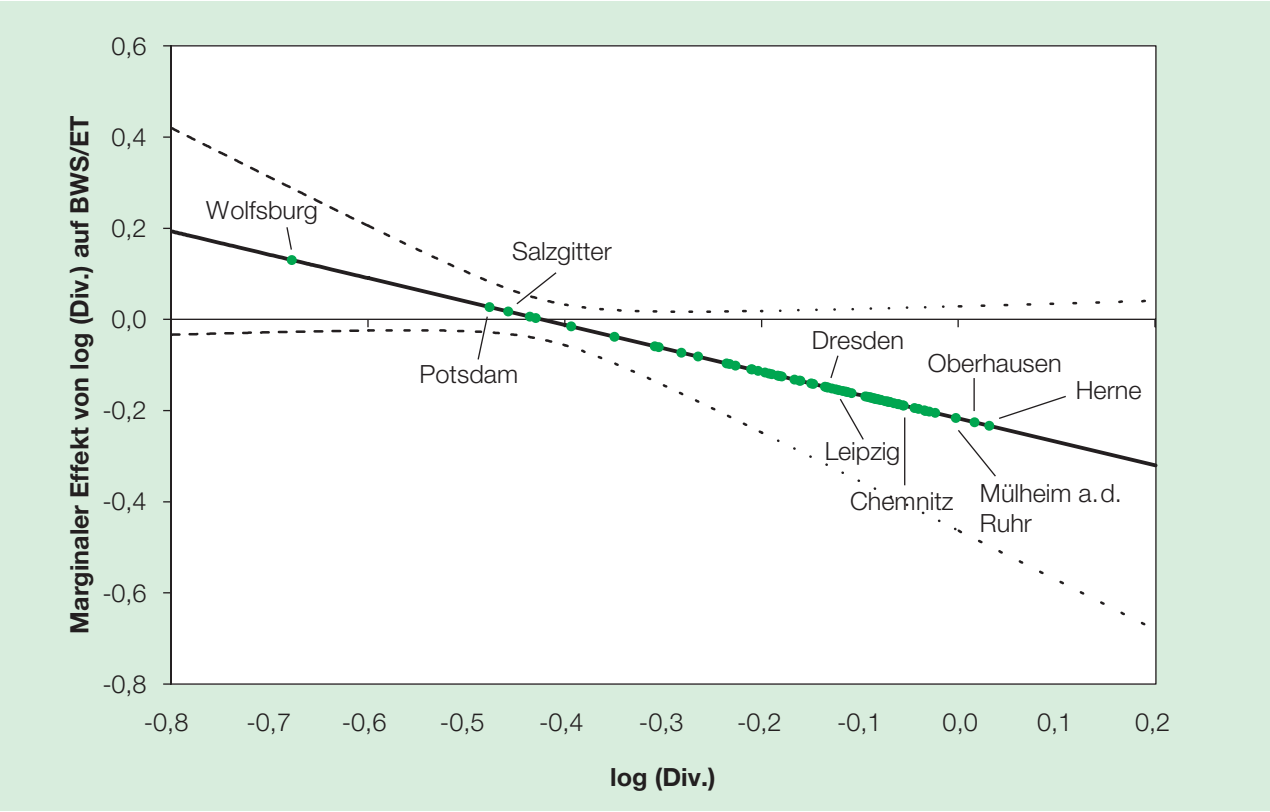
Die Frage, ob Spezialisierung in einem Sektor positiv auf die Produktivität in diesem Wirtschaftsbereich wirkt, muss klar mit ja beantwortet werden. In der angestellten Untersuchung zeigt sich, dass der Grad an Spezialisierung sowohl im Verarbeitenden Gewerbe als auch bei den höherwertigen Dienstleistungen eine wichtige Rolle spielt. Demzufolge sind es insbesondere Unternehmen in Städten wie Wolfsburg, Salzgitter, Frankfurt am Main oder Düsseldorf, die von Firmen ihrer gleichen Branche profitieren und ein höheres Produktivitätsniveau erreichen.

Das Bild für Diversifikation ist hingegen nicht so eindeutig. Während die Effekte im Verarbeitenden Gewerbe zwar negativ aber abnehmend sind, gilt bei den höherwertigen Dienstleistungen genau der entgegengesetzte Zusammenhang. Letzterer kann aber nicht statistisch abgesichert werden, sodass ein diversifiziertes Umfeld für Dienstleistungsunternehmen eher eine untergeordnete Rolle spielt.

Diese Untersuchungen geben einem regionalen Entscheider zunächst nur wenige Informationen darüber, ob sich eine Stadt spezialisieren oder diversifizieren sollte. Dazu würde die Frage gehören, wie nachhaltig hohe Wachstumsraten aus Spezialisierung sind, d. h. wie stark sich hoch spezialisierte Städte dem Risiko einseitiger Schocks aussetzen und wie gut sie sich durch Diversifikation dagegen „versichern“ können.

In dieser Arbeit konnte jedoch gezeigt werden, dass Sektoren sehr unterschiedlich auf die sie umgebende Wirtschaftsstruktur reagieren und dass unter bestimmten Umständen auch Diversifikation zu mehr sektoralem Wachstum führen kann. Die pauschale Tendenz hin zu regionaler Clusterbildung dürfte also wenig zielführend sein. Vielmehr sollten die individuellen Bedürfnisse von Sektoren und ihr Zusammenspiel mit regionalspezifischen Charakteristika in diese Betrachtungen einbezogen werden.

Abbildung 4: Marginaler Effekt von Diversifikation bei den höherwertigen Dienstleistungen



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

Literatur

Beaudry, C. und A. Schiffauerova: (2009): Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate. In: Research Policy, 38 (2), S. 318–337.

Blien, U.; Südekum, J. und K. Wolf (2006): Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach. In: Labour Economics, 13 (4), S. 445–458.

Brambor, T.; Clark, W. und M. Golder (2006): Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses. In: Political Analysis, 14 (1), S. 63–82.

Feldman, M. P. und D. B. Audretsch (1999): Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition. European Economic Review, 43 (2), S. 409–429.

Glaeser, E.; Kallal, H.; Scheinkman, J. und A. Shleifer (1992): Growth in Cities. In: Journal of Political Economy, 100 (6), S. 1.126–1.152.

Illy, A.; Schwartz, M.; Hornych, C. und M. Rosenfeld (2011): Local economic structure and sectoral employment growth in German cities. In: Journal of Economic and Social Geography, 102 (5), S. 582–593.

Jacobs, J. (1970): The Economy of Cities. Vintage, New York.

Kluge, J. und R. Lehmann (2012): Marshall or Jacobs? Answers to an unsuitable question from an interaction model. ifo Working Paper Nr. 124.

Marshall, A. (1890): Principles of Economics. MacMillan, London.

Statistik der Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) (2011): Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach ausgewählten Wirtschaftszeigen der WZ 2003. Bundesagentur für Arbeit (auf Anfrage), Nürnberg.

1 *Vgl. z. B. Feldman und Audretsch (1999).*

2 *Für einen Literaturüberblick vgl. Beaudry und Schiffauerova (2009).*

3 *Der vorliegende Beitrag präsentiert Ergebnisse eines Artikels von Kluge und Lehmann (2012), in dem die Abhängigkeit vom gegenwärtigen Spezialisierungs- bzw. Diversifikationsgrad explizit berücksichtigt wird.*

4 *Als höherwertige Dienstleistungen werden hier die nach Wirtschaftszweigklassifikation Ausgabe 2003 definierten Bereiche J+K – Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister – verstanden.*

5 *Die Sektoren Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht (A-B) sowie die privaten und öffentlichen Dienstleistungen (L-P) werden in der Untersuchung nicht betrachtet. Die Ergebnisse für die Bereiche Baugewerbe (F) sowie Handel, Gastgewerbe und Verkehr (G-I) werden hier ausgespart, können aber bei Kluge und Lehmann (2012) nachgelesen werden.*

6 *Die Deflationierung der BWS je Erwerbstätigen kontrolliert auf jährliche Preissteigerungen. Preisniveauunterschiede können auf regionaler Ebene nicht gemessen werden. Mit stadt- und sektorspezifischen fixen Effekten ist es möglich, auf diese Unterschiede zu kontrollieren.*

7 *Aufgrund fehlender Angaben zum regionalen Kapitalstock mussten diese Werte aus den Kapitalstockdaten der jeweiligen Bundesländer gewonnen werden. Zur Approximation dienten die Bruttowertschöpfungsgewichte der einzelnen Stadt am gesamten Sektor des jeweiligen Bundeslandes.*

8 *Die Bildung des Logarithmus führt dazu, dass negative Werte auf der Abszisse stehen. Daher entspricht in dieser Darstellung der Nullpunkt dem deutschen Durchschnitt, da der Logarithmus von Eins genau Null ergibt.*

Regionale Lohnunterschiede in Deutschland

*Joachim Ragnitz**

Auch mehr als zwanzig Jahre nach der Vereinigung liegen die Arbeitsentgelte in den ostdeutschen Ländern[1] deutlich niedriger als in Westdeutschland. So beträgt der Abstand bei den Stundenlöhnen[2] nach Berechnungen des Arbeitskreises Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR) der Länder rund 25 %; je Kopf gerechnet sind es – wegen der längeren Jahresarbeitszeiten in den neuen Ländern – immerhin noch etwa 20 %. Die niedrigen Löhne und Gehälter schlagen sich wiederum auch in geringeren Haushaltseinkommen nieder. Zwar wirkt die Progression des Einkommensteuertarifs sowie die Gewährung einkommensabhängiger Sozialtransfers auf einen Abbau von (interpersonellen) Einkommensunterschieden hin; gleichwohl liegen die verfügbaren Einkommen pro Kopf in Ostdeutschland ebenfalls bei nur rund 80 % des westdeutschen Durchschnittsniveaus.

Die Gründe für die fortbestehenden Lohn- und Einkommensunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland sind schon mehrfach analysiert worden.[3] Eine Rolle spielen strukturelle Ursachen, wie der geringere Anteil von typischen „Hochlohnbranchen", die Dominanz kleiner und mittlerer Unternehmen und die geringere Verbreitung höherwertiger Unternehmensfunktionen. All das hat zur Folge, dass gut entlohnte Arbeitsplätze in den ostdeutschen Ländern weniger stark vertreten sind und im Durchschnitt ein niedrigeres Lohn- und Gehaltsniveau als in Westdeutschland erreicht wird. Allerdings können diese strukturellen Ursachen den Ost-West-Lohnunterschied nicht vollends erklären; vielmehr gibt es nach wie vor einen spezifischen „Ost-Faktor", der wohl auch mit der geringeren wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit der Unternehmen und der schwächeren Tarifbindung in Ostdeutschland zu tun hat.[4]

In diesem Beitrag werden die bereits vorliegenden Analysen zum Ost-West-Lohnunterschied nun um eine regionalökonomische Betrachtung erweitert. Zudem werden nicht allein regionale Unterschiede bei den Nominallöhnen untersucht, sondern auch Divergenzen bei den Reallöhnen in den Blick genommen. Zudem werden mögliche Ursachen für regionale Lohnunterschiede aufgezeigt.

Das empirische Bild

Regionale Lohndifferenzen sind nicht nur kennzeichnend für die Großraumregionen Ost- und Westdeutschland, sondern ein gängiges Muster auch auf kleinräumiger Ebene. Dies wird deutlich, wenn man die regionalen Lohn- und Gehaltsunterschiede auf der Ebene von Landkreisen und kreisfreien Städten betrachtet (vgl. Tab. 1, Spalten 2–5).[5] Insbesondere in Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und Bayern existieren erhebliche regionale Lohndivergenzen. Während dabei in den wirtschaftlichen Zentren typischerweise auch hohe Löhne gezahlt werden, ist in den eher peripher gelegenen wirtschaftsschwächeren Landkreisen dieser Bundesländer das Lohnniveau deutlich niedriger.[6] Natürlich spielen auch hierbei wirtschaftsstrukturelle Unterschiede zwischen den Regionen eine nicht unbedeutende Rolle; eine stärkere Angleichung der Löhne wird aber auch dadurch verhindert, dass marktliche Ausgleichsmechanismen beispielsweise durch Pendelbewegungen oder durch Verlagerung von Betriebsstätten nur eingeschränkt zum Tragen kommen. Auffällig ist zudem, dass in den ostdeutschen Bundesländern – mit Ausnahme Mecklenburg-Vorpommerns – eher geringe Lohndivergenzen zwischen den einzelnen Landkreisen festzustellen sind: Da leistungsfähige Wirtschaftszentren hier weitgehend fehlen, ist auch die Lohndifferenzierung hier weniger stark ausgeprägt.

Aussagekräftiger als ein Nominallohnvergleich ist indes ein Vergleich der Reallöhne in den einzelnen Regionen, denn ein hohes Lohnniveau ist häufig auch mit einem hohen Verbraucherpreisniveau verbunden.[7] Zwar spielen regionale Preisunterschiede bei „handelbaren" Gütern keine große Rolle, da sowohl der Arbitragewettbewerb als auch die Preisgestaltungspolitik von Markengüterproduzenten und überregional tätigen Handelsketten verhindern, dass es hier zu größeren Preisdivergenzen kommt; bei lediglich regional gehandelten („nicht-handelbaren") Gütern kann es jedoch zu erheblichen Preisunterschieden zwischen den einzelnen Regionen kommen. Zu diesen „nicht-handelbaren" Gütern gehören beispielsweise haushaltsnahe Dienstleistungen, die den engen Kontakt zwischen Anbietern und Nachfragern erfordern (z. B. Friseurdienstleistungen), weiterhin Waren, die aufgrund von Transportkosten oder leichter Verderblichkeit überwiegend regional abgesetzt werden (z. B. Brötchen), und schließlich als besonders gewichtiger Ausgabenposten die Wohnungsmieten. Das Preisniveau bei diesen Gütern ist bestimmt durch das Zusammenspiel von angebotsseitigen Faktoren (insbesondere Arbeitskosten) und nachfrageseitigen Faktoren (insbesondere Höhe der kaufkräftigen Nachfrage), weshalb in

* *Prof. Joachim Ragnitz ist stellvertretender Geschäftsführer der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.*

Nominal- und Reallöhne in den Landkreisen/Kreisfreien Städten des Bundesgebietes nach Bundesländern 2009

	Stundenlöhne nominal €/Stunde				Stundenlöhne real €/Stunde			
	Durchschnitt	Minimum	Maximum	Variationskoeffizient (in %)	Durchschnitt	Minimum	Maximum	Variationskoeffizient (in %)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Schleswig-Holstein	24,32	22,25	26,40	4,7	24,32	22,2	26,0	3,8
Hamburg	29,10	–	–	–	26,79	–	–	–
Niedersachsen	25,56	22,02	39,66	12,5	26,57	21,6	40,6	12,2
Bremen	26,94	26,55	27,01	0,6	26,98	26,8	28,3	2,0
Nordrhein-Westfalen	26,93	24,18	30,69	4,3	27,03	24,5	29,9	4,4
Hessen	28,74	24,91	32,62	6,5	27,64	25,5	30,5	4,7
Rheinland-Pfalz	26,13	22,57	36,35	12,2	26,79	22,5	36,1	11,2
Baden-Württemberg	28,24	23,75	33,07	6,8	27,31	23,5	31,1	6,0
Bayern	27,46	22,63	35,19	9,6	26,77	21,3	34,4	9,1
Saarland	25,21	22,91	26,01	4,3	26,25	24,3	27,2	3,6
Berlin	25,21	–	–	–	25,25	–	–	–
Brandenburg	21,08	19,43	23,26	5,0	22,27	20,8	25,5	4,8
Mecklenburg-Vorpommern	19,71	16,81	21,80	7,1	20,71	17,3	22,8	6,8
Sachsen	20,77	19,06	22,34	5,2	22,25	20,8	23,0	3,5
Sachsen-Anhalt	20,32	19,10	21,23	3,2	21,98	20,9	22,8	2,2
Thüringen	20,09	18,59	22,30	4,6	21,51	20,0	23,4	3,0
Deutschland	26,11	16,81	39,66	25,4	26,11	17,3	40,6	23,5
alte Bundesländer ohne Berlin	27,19	22,02	39,66	22,8	26,92	21,3	40,6	21,4
neue Bundesländer ohne Berlin	20,49	16,81	23,26	11,4	21,87	17,3	25,5	9,6

Quellen: Arbeitskreis VGR der Länder, BBSR, Berechnungen des ifo Instituts.

Regionen mit niedrigen (hohen) Löhnen auch das Preisniveau in der Tendenz eher niedrig (hoch) ausfallen sollte. Regionale Lohnunterschiede werden daher aus Konsumentensicht durch Preisniveauunterschiede zumindest bis zu einem gewissen Grad ausgeglichen.

Wie die Angaben in Tabelle 1 (Spalten 6–9) zeigen, werden bestehende Nominallohndifferenzen durch Preisniveauunterschiede tatsächlich verringert, aber keinesfalls vollständig abgebaut.[8] So liegen die durchschnittlichen realen Stundenlöhne in den ostdeutschen Ländern im Schnitt um rund 20 % unter dem westdeutschen Durchschnittsniveau. Die Lücke ist somit zwar um rund 5 Prozentpunkte kleiner als in der nominalen Betrachtung, jedoch immer noch beachtlich. Die Streuung innerhalb der einzelnen Länder ist dabei im Regelfall kleiner als bei den Nominallöhnen, was die tendenziell ausgleichende

Wirkung von Preisniveauunterschieden belegt. Auch hier gilt, dass insbesondere Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und Bayern durch verhältnismäßig große Lohnungleichheiten geprägt sind, während die regionale Streuung der Reallöhne in den ostdeutschen Ländern im Allgemeinen eher gering ist.

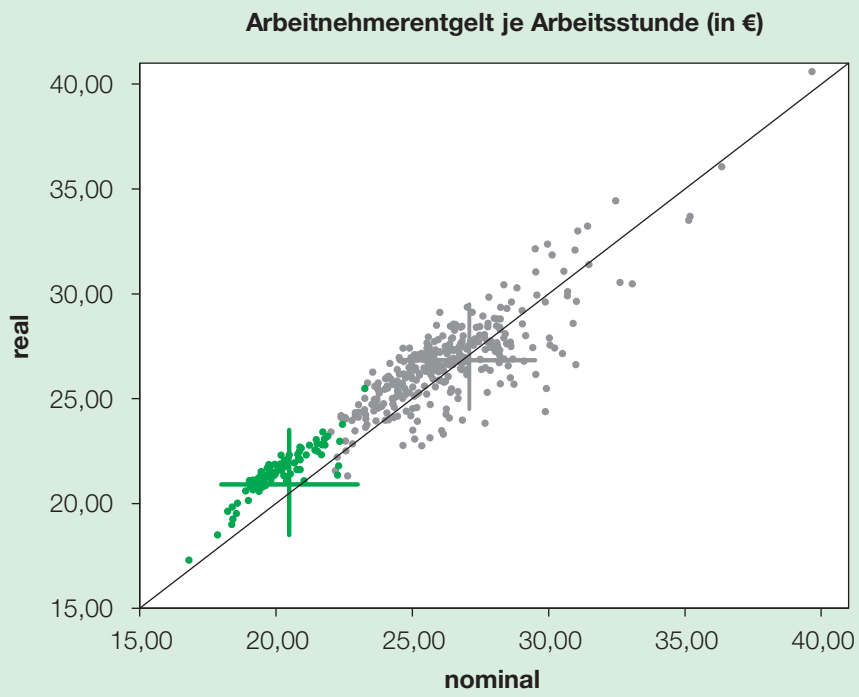
In Abbildung 1 ist der Zusammenhang zwischen Nominallöhnen und Reallöhnen nochmals anhand von Kreisdaten graphisch dargestellt. Punkte über (unter) der 45°-Linie zeigen dabei an, dass in dem betreffenden Landkreis das reale Lohnniveau infolge eines unterdurchschnittlichen Preisniveaus höher (niedriger) ist als das Nominallohnniveau. Es ist erkennbar, dass die realen Stundenlöhne in fast allen ostdeutschen Landkreisen/Kreisfreien Städten über den nominalen Stundenlöhnen liegen; Ausnahmen sind lediglich die kreisfreien Städte Jena und Potsdam. Dies spiegelt das allgemein niedrigere Preisniveau in den ostdeutschen Ländern wider. Auffällig ist zudem, dass nicht wenige ostdeutsche Regionen sogar höhere Reallöhne aufweisen als die schwächsten westdeutschen Landkreise.

In den westdeutschen Landkreisen hingegen ist ein eindeutiges Bild nicht erkennbar; hier streuen die Punkte ohne einheitliches Muster um die 45°-Linie. Weil aber gerade in vielen westdeutschen Hochlohn-Regionen auch das Preisniveau überdurchschnittlich hoch ausfällt, rutschen Regionen wie das Rhein-Main-Gebiet, der Großraum München oder auch das Rhein-Neckar-Gebiet, die in der nominalen Betrachtung in der Spitzengruppe der gezahlten Löhne zu finden sind, in der realen Betrachtung zum Teil bis in das untere Mittelfeld ab. In Einzelfällen liegen die preisbereinigten Arbeitslöhne damit sogar unter dem Niveau, das in den ostdeutschen Regionen mit den höchsten Reallöhnen erzielt werden kann.

Bestimmungsgründe regionaler Lohnunterschiede

Die bisherige Darstellung beschränkte sich auf eine Beschreibung der Lohnunterschiede in den Regionen Deutschlands. Von größerem Interesse ist allerdings, welche Ursachen für die bestehenden Lohndivergenzen in den einzelnen Regionen bestimmend sind. Hierzu lässt sich das Instrument der Regressionsanalyse heranziehen, mit der statistische Zusammenhänge zwischen einer abhängigen Variable (hier: Lohniveau) und verschiedenen theoretisch abgeleiteten unabhängigen Variablen aufgedeckt werden können. In die Analyse wurden dabei die folgenden möglichen Determinanten regionaler Lohnunterschiede einbezogen:

Abbildung 1: Nominallöhne und Reallöhne in den Landkreisen/Kreisfreien Städten Deutschlands 2009



Grüne Markierungen: Ostdeutschland; Graue Markierungen: Westdeutschland (mit Berlin).
Horizontale/vertikale Linien: Durchschnitt Ost-/Westdeutschland (mit Berlin).

Quellen: Arbeitskreis VGR der Länder, BBSR, Berechnungen des ifo Instituts.

– die Branchenstruktur (hier gemessen anhand des sich hypothetisch ergebenden Lohnniveaus bei gegebener kreisspezifischer Wirtschaftsstruktur und gesamtdeutschen Durchschnittslöhnen)
– das Produktivitätsniveau (gemessen am Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigenstunde)
– die Arbeitslosenquote
– der Anteil von jüngeren bzw. älteren Beschäftigten
– der Anteil von gering qualifizierten Beschäftigten
– das regionale Preisniveau
– der Anteil der jeweils größten Branche in einem Landkreis (als Indikator für etwaige Monopolmacht einzelner Unternehmen)
– das durchschnittliche Lohnniveau in den umliegenden Landkreisen (hier beispielhaft in einem Umkreis von 30 km Entfernung vom jeweiligen Kreishauptort gemessen)

und als Dummy-Variablen:

– die Siedlungsstruktur (differenziert nach Kernstädten, verdichtetem bzw. ländlichem Umland und ländlichem Raum)
– die Lage an den Außengrenzen Deutschlands (differenziert nach Ländern)[9]
– landesspezifische Faktoren.

Die Ergebnisse zeigen, dass unabhängig von der Modellspezifikation insbesondere die Branchenstruktur einen bestimmenden Einfluss auf das Lohnniveau ausübt; die entsprechende Variable ist in allen Regressionsschätzungen hochsignifikant. Ähnliches gilt für den Grad der Spezialisierung einer Region – je ausgeprägter der Beschäftigtenanteil einer einzelnen Branche, umso höher das Lohnniveau. In den Regressionen mit Länder-Dummies ist zudem ein spezifischer Ost-Effekt erkennbar. Vor allem Thüringen sticht hier hervor; hier dürften neben diesem allgemeinen Ost-Einfluss darüber hinaus noch weitere negative Einflussfaktoren zur Wirkung kommen.

Die übrigen untersuchten Variablen hingegen sind nur bei einzelnen Regressionsschätzungen relevant:

– Bestimmend für die Höhe der Nominallöhne ist neben den bereits genannten Variablen vor allem das Produktivitätsniveau in einer Region; je höher die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit, umso höher sind im Regelfall auch die gezahlten Löhne (vgl. Tab. 2). Auch die siedlungsstrukturellen Gegebenheiten spielen eine Rolle; in den Kernstädten ist das nominale Lohnniveau tendenziell höher als in verdichteten oder ländlichen Landkreisen. Bei Berücksichtigung von länderspezifischen Effekten zeigt sich weiterhin auch ein signifikanter Einfluss des Preisniveaus, der Qualifikationsstruktur und der Altersstruktur der Beschäftigten. Auffällig ist zudem, dass in den westdeutschen strukturschwächeren Ländern (Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und das Saarland) die Nominallöhne niedriger ausfallen als aufgrund der einbezogenen Variablen allein zu erwarten gewesen wäre. Nachbarschaftseffekte hingegen spielen keine bedeutsame Rolle. Alles in allem weisen die Schätzgleichungen einen hohen Erklärungsgehalt auf; das korrigierte R^2 liegt bei 0,85 (Modell ohne Länderdummies) bzw. 0,93 (Modell mit Länderdummies).
  Erklärungsbedürftig erscheint der gleichgerichtete Zusammenhang von Löhnen und Arbeitslosenquote. Dies ist wohl so zu interpretieren, dass ein hohes Lohnniveau für sich genommen zu erhöhter Arbeitslosigkeit führt. Insoweit dürfte die Kausalität hier gerade entgegengesetzt zu dem hier unterstellten Modell sein.
– Für die Höhe der Reallöhne spielen neben den eingangs genannten Faktoren auch Nachbarschaftseffekte eine wichtige Rolle. Relevant sind darüber hinaus die Geschlechts- und Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. In den Kernstädten ist zudem wegen der dort zumeist höheren Preise das Reallohnniveau tendenziell niedriger als anderenorts (vgl. Tab. 3). Das Produktivitätsniveau ist nur bei Schätzungen ohne Berücksichtigung von Länderdummies von Bedeutung – werden diese einbezogen, wird diese Variable gänzlich insignifikant. Die Arbeitslosenquote schließlich ist auch in diesem Schätzmodell positiv mit der Lohnhöhe korreliert.
  Auch hier gilt im Übrigen, dass der Lohnrückstand Ostdeutschlands offenkundig durch Faktoren bedingt ist, die im Modell nicht berücksichtigt sind. Der Erklärungsgehalt der Schätzungen ist dabei deutlich geringer als bei den Nominallöhnen (R^2 = 0,70 bzw. 0,87).

Fazit

Die durchschnittlichen Stundenlöhne in den Landkreisen/Kreisfreien Städten Deutschlands sind höchst unterschiedlich. Insbesondere Ostdeutschland ist weiterhin durch ein niedriges Lohnniveau geprägt – auch in Westdeutschland gibt es aber Regionen, in denen die gezahlten Arbeitnehmerentgelte deutlich unter dem gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt liegen. Dies wird auch durch regionale Preisniveauunterschiede nicht ausgeglichen: Zwar sind die Lebenshaltungskosten in den Regionen mit einem niedrigen Lohnniveau im Regelfall günstiger als anderenorts; auch in der realen Betrachtung bleiben jedoch erhebliche Lohndivergenzen bestehen. Auffällig ist freilich, dass gerade einige süddeutsche „Hochlohnregionen“ bei Berücksichtigung bei Preisniveauunterschieden oftmals keineswegs mehr zur Spitzengruppe zählen, sondern teilweise sogar bis ins untere Mittelfeld abrutschen.

Tabelle 2: Regressionsergebnisse zur Erklärung der Nominallöhne nach Landkreisen

Variablen	Modell 1 (ohne Länder-Dummies)				Modell 2 (mit Länder-Dummies)			
	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	Signifikanzniveau	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	Signifikanzniveau
	Regressionskoeffizient	Standardfehler			Regressionskoeffizient	Standardfehler		
(Konstante)	–14,318	3,379		0	–6,272	2,579		0,015
Branchenstrukturindikator	24,515	1,996	0,471	0	21,657	1,466	0,416	0
Arbeitslosenquote	–0,086	0,035	–0,092	0,013	0,068	0,029	0,072	0,021
BIP/h	0,116	0,017	0,206	0	0,052	0,013	0,093	0
Monopolisierungsgrad (Anteil der größten Branche)	0,065	0,015	0,107	0	0,067	0,011	0,11	0
Anteil jüngere Beschäftigte	–0,047	0,042	–0,034	0,259	0,019	0,033	0,014	0,55
Anteil ältere Beschäftigte	–0,087	0,081	–0,038	0,285	0,175	0,064	0,076	0,006
Anteil weibliche Beschäftigte	0,014	0,022	0,019	0,526	–0,002	0,016	–0,002	0,913
durchschnittliche ANE/h in den Nachbarkreisen	0,216	0,033	0,182	0	–0,013	0,026	–0,011	0,615
Anteil gering qualifizierte Beschäftigte	0,091	0,019	0,136	0	–0,039	0,017	–0,059	0,018
Preisniveau	0,037	0,02	0,058	0,066	0,066	0,015	0,104	0
Dummy-Variablen								
Kernstadt	0,947	0,256	0,108	0	0,601	0,198	0,068	0,003
Umland_verdichtet	0,118	0,197	0,017	0,55	0,258	0,151	0,038	0,087
Umland_ländlich	–0,163	0,201	–0,02	0,416	–0,054	0,149	–0,007	0,719
Wolfsburg	4,128	1,4	0,061	0,003	4,792	0,978	0,071	0
Schleswig-Holstein					–1,03	0,28	–0,058	0
Hansestadt Hamburg					1,213	0,894	0,018	0,176
Niedersachsen					–0,87	0,195	–0,083	0
Hansestadt Bremen					–0,523	0,649	–0,011	0,421
Hessen					0,61	0,237	0,045	0,01
Rheinland-Pfalz					–0,516	0,224	–0,044	0,022
Saarland					–1,886	0,388	–0,068	0
Bayern					–0,283	0,231	–0,036	0,221
Baden-Württemberg					–0,192	0,238	–0,018	0,42
Berlin					–0,49	0,909	–0,007	0,59
Brandenburg					–4,216	0,323	–0,261	0
Mecklenburg-Vorpommern					–4,877	0,359	–0,302	0
Sachsen					–5,657	0,384	–0,299	0
Sachsen-Anhalt					–5,478	0,374	–0,3	0
Thüringen					–6,058	0,351	–0,421	0
Korrigiertes R^2	0,854				0,931			

Quellen: Arbeitskreis VGR der Länder, BBSR, Berechnungen des ifo Instituts.

Tabelle 3: Regressionsergebnisse zur Erklärung der Reallöhne nach Landkreisen

Variablen	Modell 1 (ohne Länder-Dummies)				Modell 2 (mit Länder-Dummies)			
	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	Signifikanzniveau	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	Signifikanzniveau
	Regressionskoeffizient	Standardfehler			Regressionskoeffizient	Standardfehler		
(Konstante)	3,668	4,086		0,37	11,999	2,972		0
Branchenstrukturindikator	18,238	2,424	0,398	0	17,362	1,699	0,379	0
Arbeitslosenquote	0,008	0,042	0,01	0,841	0,179	0,034	0,216	0
BIP/h	0,05	0,021	0,1	0,017	0,006	0,015	0,011	0,704
Monopolisierungsgrad (Anteil der größten Branche)	0,08	0,019	0,149	0	0,072	0,013	0,134	0
Anteil jüngere Beschäftigte	–0,02	0,053	–0,016	0,71	0,054	0,039	0,044	0,166
Anteil ältere Beschäftigte	–0,128	0,103	–0,064	0,215	0,206	0,077	0,102	0,008
Anteil weibliche Beschäftigte	–0,09	0,025	–0,141	0	–0,069	0,018	–0,108	0
durchschnittliche ANE/h real der Nachbarn 30 km	0,261	0,044	0,259	0	–0,066	0,034	–0,065	0,055
Anteil gering qualifizierte Beschäftigte	0,025	0,023	0,044	0,265	–0,11	0,019	–0,188	0
Dummy-Variablen:								
Kernstadt	0,031	0,301	0,004	0,919	–0,391	0,218	–0,05	0,074
Umland_verdichtet	–0,23	0,247	–0,039	0,353	–0,033	0,179	–0,006	0,854
Umland_laendlich	–0,15	0,253	–0,021	0,553	0,008	0,179	0,001	0,963
Wolfsburg	4,645	1,769	0,079	0,009	5,142	1,177	0,087	0
Schleswig-Holstein					–1,445	0,337	–0,093	0
Hansestadt Hamburg					0,311	1,076	0,005	0,001
Niedersachsen					–0,823	0,235	–0,089	0,814
Hansestadt Bremen					–0,184	0,781	–0,004	0,773
Hessen					0,116	0,282	0,01	0,682
Rheinland-Pfalz					–0,567	0,27	–0,055	0,113
Saarland					–1,774	0,469	–0,073	0
Bayern					–0,442	0,278	–0,064	0,532
Baden-Württemberg					–0,733	0,284	–0,078	0,01
Berlin					–0,682	1,09	–0,012	0,037
Brandenburg					–5,533	0,374	–0,389	0
Mecklenburg-Vorpommern					–6,765	0,413	–0,475	0
Sachsen					–7,034	0,454	–0,423	0
Sachsen-Anhalt					–6,923	0,435	–0,431	0
Thüringen					–7,725	0,419	–0,61	0
Korrigiertes R^2	0,698				0,87			

Quellen: Arbeitskreis VGR der Länder, INKAR-Datenbank des BBSR, Berechnungen des ifo Instituts.

Regionale Lohnunterschiede spiegeln insbesondere Unterschiede im sektoralen Spezialisierungsmuster der einzelnen Landkreise wider. Auch ist festzustellen, dass Faktoren wie die regionale Wirtschaftskraft, der Spezialisierungsgrad einer Region oder siedlungsstrukturelle Faktoren einen nicht unerheblichen Einfluss auf die Lohnhöhe haben. Dennoch bleiben regionale Unterschiede bestehen, die durch die hier betrachteten ökonomischen Faktoren kaum erklärbar sind. Dies gilt insbesondere für Ostdeutschland, ist aber auch für Regionen in den strukturschwächeren westdeutschen Ländern relevant. Inwieweit sich hier Faktoren wie divergierende Unternehmensgrößenstrukturen, eine niedrigere Tarifbindung der Unternehmen oder Aspekte funktionaler Arbeitsteilung niederschlagen, konnte hier mangels hinreichend disaggregierter Daten freilich nicht abschließend geklärt werden.

Soweit die Lohnunterschiede zwischen den Regionen Deutschlands wirtschaftsstrukturell bedingt sind, ist auf absehbare Zeit nicht mit einer Verringerung regionaler Lohndivergenzen (wie sie aus Gründen der „Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse“ wünschenswert erscheint) zu rechnen. Auch politisch gibt es hier nur geringe Handlungsspielräume, denn die Beeinflussung sektoraler Spezialisierungsmuster durch strukturpolitische Maßnahmen ist aller Erfahrung nach wenig erfolgversprechend und auch ordnungspolitisch fragwürdig. Die empirischen Ergebnisse deuten vielmehr darauf hin, dass insbesondere Maßnahmen zur Stärkung der allgemeinen Wirtschaftskraft einer Region geeignet sind, regionale Lohnunterschiede abzubauen. Hierzu stehen vor allem Instrumente der Wirtschaftsförderung (wie die Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ oder die Forschungs- und Technologiepolitik der Länder) und der allgemeinen Standortpolitik (wie z. B. der Ausbau wirtschaftsrelevanter Infrastrukturen) zur Verfügung.

1 *Ost- und Westdeutschland jeweils ohne Berlin.*

2 *Arbeitnehmerentgelt je Beschäftigtenstunde.*

3 *Vgl. z. B. IWH/DIW/ifo/IAB/HOF/RWI (Hrsg.): Wirtschaftlicher Stand und Perspektiven für Ostdeutschland, IWH-Sonderheft 2/2011, S. 32ff.*

4 *Vgl. Ragnitz, J.: Strukturelle Ursachen des Einkommensrückstands Ostdeutschlands, in: ifo Dresden berichtet 17 (02), 2010, S. 17–23*

5 *Die niedrigsten Durchschnittslöhne werden im Landkreis Rügen erzielt (16,81 €/Stunde); in der Stadt Wolfsburg hingegen liegen die durchschnittlichen Stundenlöhne mit knapp 40 €/Stunde fast zweieinhalb Mal so hoch. Dies sind allerdings Ausreißer, die stark durch wirtschaftsstrukturelle Gegebenheiten beeinflusst sein dürften.*

6 *Trotz der nivellierenden Wirkung des Steuer- und Transfersystems ist die regionale Differenzierung bei den verfügbaren Haushaltseinkommen sogar noch etwas größer als bei den Löhnen.*

7 *Da die amtliche Statistik keine Daten zum regionalen Preisniveau ausweist, wurden die für die Berechnung der Reallöhne benötigten Preisniveau-Angaben aus Publikationen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) übernommen. Diese wurden für die Zwecke dieser Arbeit mit länderspezifischen Inflationsraten für das Jahr 2009 fortgeschrieben. Weiterhin wurden fehlende Angaben ergänzt und die BBSR-Daten auf Deutschland=100 umbasiert. Die zwischenzeitlich vorgenommenen Kreisstrukturreformen in einigen Bundesländern wurden berücksichtigt. Vgl. Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (Hrsg.): Regionaler Preisindex. Bonn 2009.*

8 *In der erwähnten Studie des BBSR wird gezeigt, dass Ähnliches auch für die verfügbaren Einkommen gilt.*

9 *Die entsprechenden Variablen erwiesen sich als insignifikant und wurden deswegen wieder aus der Analyse entfernt.*

Verlieren die ostdeutschen Bundesländer zukünftig die EU-Strukturförderung?

*Robert Lehmann**

Motivation

„Europa 2020“ lautet die Wirtschaftsstrategie der Europäischen Union (EU) mit dem Ziel eines intelligenten, nachhaltigen und integrativen Wachstums in der laufenden Dekade. Um die zukünftige Kohäsionspolitik der EU in den Jahren 2014 bis 2020 in Einklang mit dieser Strategie zu bringen, sind rechtliche Anpassungen nötig. Dazu wurden am 06. Oktober 2011 die neuen Vorschläge durch die Europäische Kommission (EK) präsentiert, welche in den Jahren 2012 und 2013 abschließend verabschiedet werden sollen. Schließlich veröffentliche die EK am 14. März 2012 den „Gemeinsamen Strategischen Rahmen“, welcher die Grundlage sowie Hilfestellung zur strategischen Ausrichtung der Regionen darstellt.[1]

Somit stehen die Vorgaben der EK zunächst vorläufig fest, sodass Aussagen über die Förderfähigkeit einzelner ostdeutscher Regionen getroffen werden können. Nachfolgend sind zunächst die wesentlichen Änderungen der europäischen Kohäsionspolitik näher beschrieben. Danach erfolgt eine Darstellung der aktuellen Förderfähigkeit der ostdeutschen Bundesländer. Der Artikel schließt mit einer Zusammenfassung und einem Fazit.

Gesetzliche Rahmenbedingungen

Die Anpassung der rechtlichen Grundlagen führt zwangsläufig zu einer Erneuerung des Systems zur Ermittlung des Förderstatus bzw. der Förderfähigkeit bestimmter Regionen. Als Maßstab dürfte aller Voraussicht nach erneut die regionale Wirtschaftskraft – gemessen anhand des Bruttoinlandsprodukts (BIP) je Einwohner in Kaufkraftstandards (KKS)[2] im Vergleich zum EU-Durchschnitt – dienen. Die Fördergebietsabgrenzung erfolgt dabei auf der NUTS-2-Ebene, was in Deutschland den Regierungsbezirken entspricht.[3] Zugrundegelegt wird dabei der Gebietsstand des Jahres 2006, was für den Freistaat Sachsen bedeutet, dass die im Jahr 2008 durchgeführte Kreisgebietsreform keine Berücksichtigung findet.[4] Kriterium zur Ermittlung der Förderfähigkeit wird nach aktuellem Stand der Durchschnitt des BIP je Einwohner in den Jahren 2007 bis 2009[5] sein.

Der Förderstatus der einzelnen Regionen orientiert sich an drei durch die EK definierten Klassen:

1. **Weniger entwickelte Regionen**
   Es handelt sich dabei um Regionen, deren BIP je Einwohner in KKS weniger als 75 % des EU27-Durchschnitts entspricht. Diesen Regionen kommt weiterhin die höchste Förderpriorität zu.
2. **Übergangsregionen**
   Regionen, deren BIP je Einwohner in KKS zwischen 75 % und 90 % des EU-Durchschnitts liegt, werden als Übergangsregionen („transition regions“) bezeichnet. Hier werden eingeschränkte Fördermöglichkeiten zugelassen.
3. **Stärker entwickelte Regionen**
   Regionale Einheiten mit einem BIP je Einwohner in KKS von über 90 % des EU27-Durchschnitts sind nicht förderfähig.

Regionale Wirtschaftskraft in Ostdeutschland

Nach aktuellen Angaben von Eurostat werden alle ostdeutschen Regionen künftig als Übergangsregionen klassifiziert;[6] der frühere Regierungsbezirk Leipzig liegt genau am oberen Schwellenwert und verliert damit unter Umständen alle Fördermittel (vgl. Tab. 1).[7]

Im innerostdeutschen Vergleich weist die Region Brandenburg-Nordost mit einem BIP je Einwohner von 76,4 % des EU-Durchschnitts in den Jahren 2007 bis 2009 den geringsten und der Regierungsbezirk Leipzig mit 90,0 % den höchsten Angleichungsstand gegenüber den EU27-Staaten auf.

Vernachlässigt wird dabei aber die intraregionale Differenzierung; die Konvergenzniveaus der Landkreise sind zum Teil höchst unterschiedlich. So weist der Landkreis Dahme-Spreewald ein BIP je Einwohner in KKS auf, welches 110,0 % des europäischen Durchschnitts beträgt.[8] Schlusslicht ist der Landkreis Mecklenburg-Strelitz mit einem Indexwert von 56,8 im Durchschnitt der Jahre 2007 bis 2009 (vgl. Abb. 1). Insgesamt haben 35 der 87 ostdeutschen NUTS-3-Regionen ein Angleichungsniveau, welches weniger als 75 % des europäischen Durchschnitts entspricht.

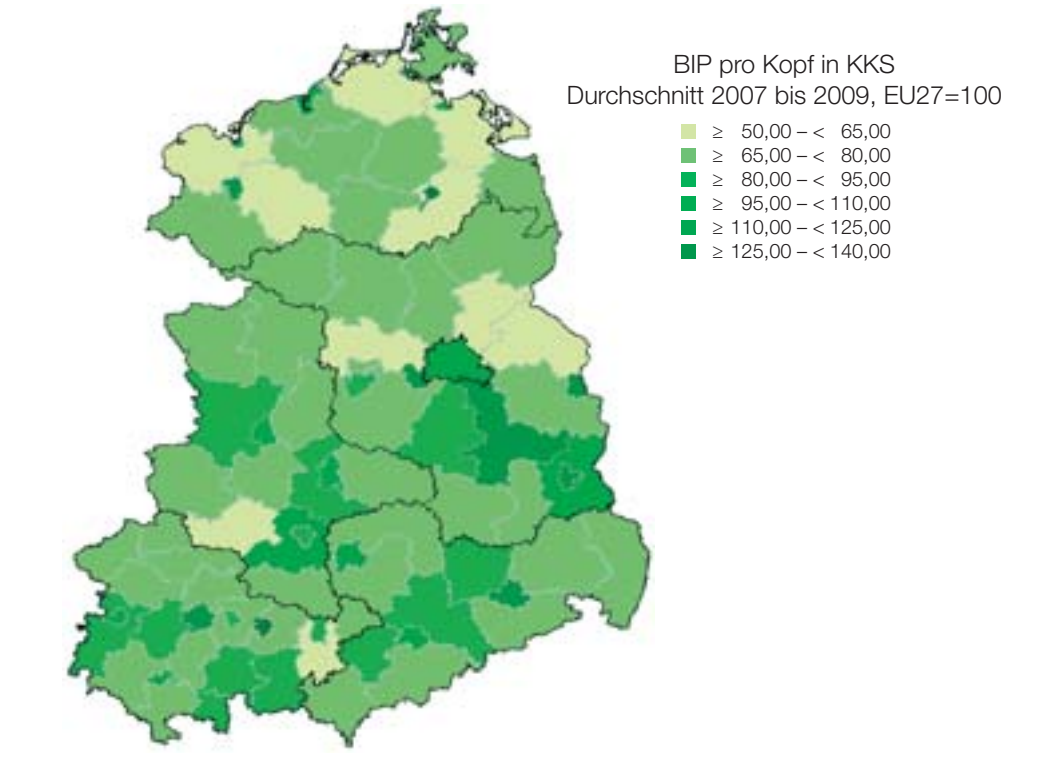
* *Robert Lehmann ist Doktorand an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.*

Tabelle 1: Regionales Bruttoinlandprodukt pro Kopf in Kaufkraftstandards 2007 bis 2009 auf der Ebene NUTS 2, EU27 = 100

Region (NUTS 2006)	2007	2008	2009	Durchschnitt 2007–2009
Berlin	98,8	101,2	105,5	101,7
Brandenburg	81,6	82,8	85,1	83,2
Brandenburg-Nordost	75,2	76,0	78,3	76,4
Brandenburg-Südwest	87,2	88,8	90,6	88,9
Mecklenburg-Vorpommern	80,8	82,4	84,3	82,5
Sachsen	86,4	86,4	87,7	86,9
Chemnitz	82,6	82,9	83,8	83,0
Dresden	88,3	87,9	89,0	88,4
Leipzig	89,0	89,8	91,8	90,0
Sachsen-Anhalt	83,2	84,4	84,3	83,9
Thüringen	83,6	83,6	84,3	83,7

Quelle: Eurostat (2012).

Abbildung 1: Regionales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf in Kaufkraftstandards in Ostdeutschland für den Durchschnitt der Jahre 2007 bis 2009 auf der Ebene NUTS 3, EU27 = 100



Quellen: Eurostat (2012), Darstellung des ifo Instituts.

Für die sächsischen Landkreise zeigen sich ebenfalls deutliche Unterschiede bei den Angleichungsniveaus. Dabei haben der Erzgebirgskreis (65,9) und der Landkreis Sächsische Schweiz-Osterzgebirge (65,7) den geringsten Angleichungsstand.

Neben der unzureichenden Berücksichtigung intraregionaler Differenzierungen bei der Abgrenzung der künftigen Fördergebiete in Ostdeutschland sind weitere Aspekte zu beachten:

- Eine Entscheidung zur Förderfähigkeit der ostdeutschen Regionen auf Basis der heute vorliegenden Daten kann aufgrund von eventuellen Datenrevisionen falsch ausfallen. Im Zuge der laufenden Überprüfung von regionalen BIP-Zahlen durch die amtliche Statistik kommt es üblicherweise zu Revisionen, die rückwirkend auch die Daten der Jahre 2007 bis 2009 verändern dürften. Insbesondere kritisch ist dies für Regionen, welche sich nahe an den beiden Schwellwerten (75 % und 90 %) bewegen. Vor allem für die Region Leipzig trifft dies zu.
- Problematisch ist ebenfalls die Bewertung anhand des Durchschnitts der Jahre 2007 bis 2009. Diese Zeitperiode enthält die Wirtschafts- und Finanzkrise, welche die einzelnen Regionen in unterschiedlichem Ausmaß getroffen hat. Die hohe Transferabhängigkeit der ostdeutschen Bundesländer im Rahmen der innerdeutschen Umverteilungssysteme haben in der Tendenz ein starkes Zurückfallen verhindert [vgl. Ragnitz (2011)], was rechnerisch zu einer weiteren Angleichung der Wirtschaftskraft an den europäischen Durchschnitt führte.
- Weiterhin führt die Transferabhängigkeit der ostdeutschen Bundesländer dazu, dass die Beurteilung der Förderfähigkeit anhand des Indikators BIP je Einwohner verzerrt sein kann. So dürfte die Rückführung von öffentlichen Transfers (beispielsweise infolge der degressiven Ausgestaltung des Solidarpaktes II) dazu führen, dass sich in der kommenden Förderperiode (2014 bis 2020) die wirtschaftliche Leistung Ostdeutschlands verringert. Eine Studie von Kloß et al. (2012) zeigt, dass die verminderten Transferzahlungen durchaus Einfluss auf das Konvergenzniveau gegenüber den EU27-Staaten haben können. Zwar ist der Effekt nicht so groß, als dass die ostdeutschen Bundesländer unter die kritische Schwelle von 75 % fallen und damit die Höchstförderung erreichen. Für die NUTS-2-Region Leipzig dürfte aber die Berücksichtigung der Transferabhängigkeit dazu führen, dass dieser Regierungsbezirk eine „originäre“ Wirtschaftskraft unterhalb des kritischen Werts von 90 % des EU-Durchschnitts aufweist.
- Letztlich spielt auch die Zusammensetzung der regionalen Einheiten und deren offensichtliche Heterogenität eine entscheidende Rolle (vgl. Abb. 1). Gravierend ist dies vor allem in Mecklenburg-Vorpommern. Da die Entfernungen hier die typischen Pendeldistanzen überschreiten, scheint es wenig sinnvoll, die Landkreise in der Förderung in gleicher Weise zu behandeln. Eine Abgrenzung der Fördergebiete auf Basis von Arbeitsmarktregionen scheint hier sinnvoll.

Zusammenfassung und Fazit

Neueste Zahlen von Eurostat belegen, dass die ostdeutschen Regionen allesamt aus der bisherigen Höchstförderung herausfallen. Darüber hinaus ist es vor allem für den Regierungsbezirk Leipzig am kritischsten, da es möglich sein kann, dass diese Region künftig seitens der EU nicht länger als förderbedürftig eingeschätzt wird.

Bei der Bewertung der Wirtschaftskraft nach aktuellen Zahlen ergeben sich allerdings eine Reihe von Problemen. Insbesondere die hohe Transferabhängigkeit Ostdeutschlands sowie die Ermittlung des Förderstatus auf Basis der Durchschnittswerte der Jahre 2007 bis 2009 können unter Umständen ein falsches Bild für die ostdeutschen Bundesländer bzw. Regionen zeichnen. Darüber hinaus zeigt sich auf der Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte eine nicht zu vernachlässigende Heterogenität bei den Angleichungsniveaus. Sollte eine regionale Angleichung oberste Priorität haben, kann die Fördergebietsabgrenzung auf Basis zusammengefasster Verwaltungseinheiten die Situation innerhalb der Regionen nicht adäquat abbilden.

Literatur und Daten

Eurostat (Hrsg.) (2012): Bruttoinlandsprodukt (BIP) zu laufenden Marktpreisen auf der Ebene NUTS 3 [nama_r_e3gdp]. Abgerufen am 19.03.20120 unter http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home.

Eurostat-Pressestelle (Hrsg.) (2012): Regionales BIP pro Kopf im Jahr 2009: Sieben Hauptstadtregionen unter den ersten zehn Plätzen. Eurostat-Pressemitteilung Nr. 38/2012, 13. März 2012.

Ragnitz, J. (2011): Warum wächst die ostdeutsche Wirtschaft nicht schneller? In: ifo Dresden berichtet 1/2011; S. 3–4.

Kloß, M.; Lehmann, R.; Ragnitz, J. und G. Untiedt (2012): Gesamtwirtschaftliche Effekte verminderter Transferzahlungen für die ostdeutschen Bundesländer. In: ifo Dresden berichtet 1/2012; S. 21–28.

[1] *Weiterführende Informationen finden sich auf der Informationsseite „Regionalpolitik – Inforegio" der Europäischen Kommision (http://ec.europa.eu/regional_policy/index_de.cfm).*

[2] *Unter Kaufkraftstandard versteht man eine künstliche Währung, welche Preisunterschiede zwischen Regionen berücksichtigt und damit Volumenvergleiche ermöglicht.*

[3] *In Bundesländern mit zweistufigem Verwaltungsaufbau (z. B. Mecklenburg-Vorpommern, Thüringen) umfasst die NUTS-2-Ebene das gesamte Land.*

[4] *Somit zählt der frühere Landkreis Döbeln – aktuell dem Direktionsbezirk Chemnitz zugeordnet – nach der Abgrenzung des Jahres 2006 zum Direktionsbezirk Leipzig.*

[5] *Am 13. März 2012 veröffentlichte Eurostat aktuelle Zahlen zum regionalen BIP je Einwohner in KKS [vgl. Eurostat-Pressestelle (2012)].*

[6] *Bislang trifft dies lediglich für die Regionen Leipzig, Halle und Brandenburg-Südwest zu.*

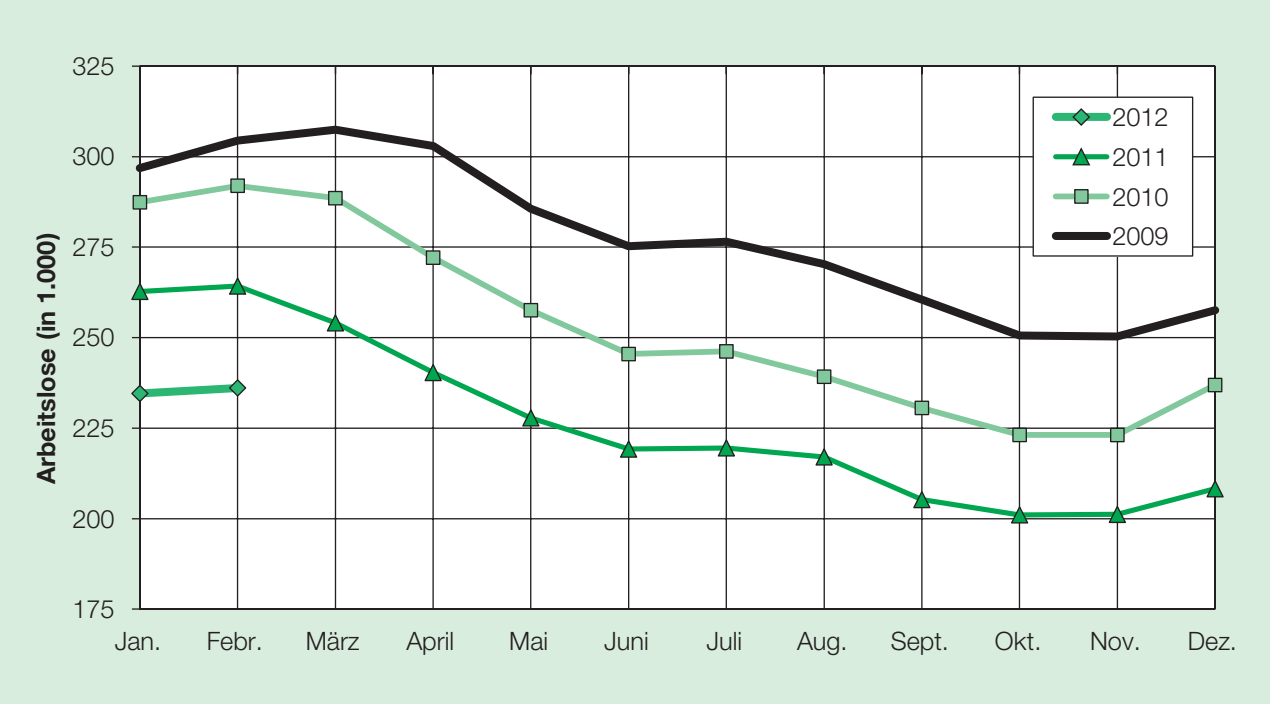
[7] *Der frühere Regierungsbezirk Lüneburg fällt nach aktuellen Zahlen in die Kategorie der Übergangsregionen, da er im Durchschnitt der Jahre 2007 bis 2009 ein Niveau des BIP je Einwohner (in KKS) von 83,9 % des EU27-Durchschnitts aufweist.*

[8] *An dieser Stelle mussten die regionalen Abgrenzungen nach der Kreisgebietsreform in Sachsen im Jahr 2008 verwendet werden.*

Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich

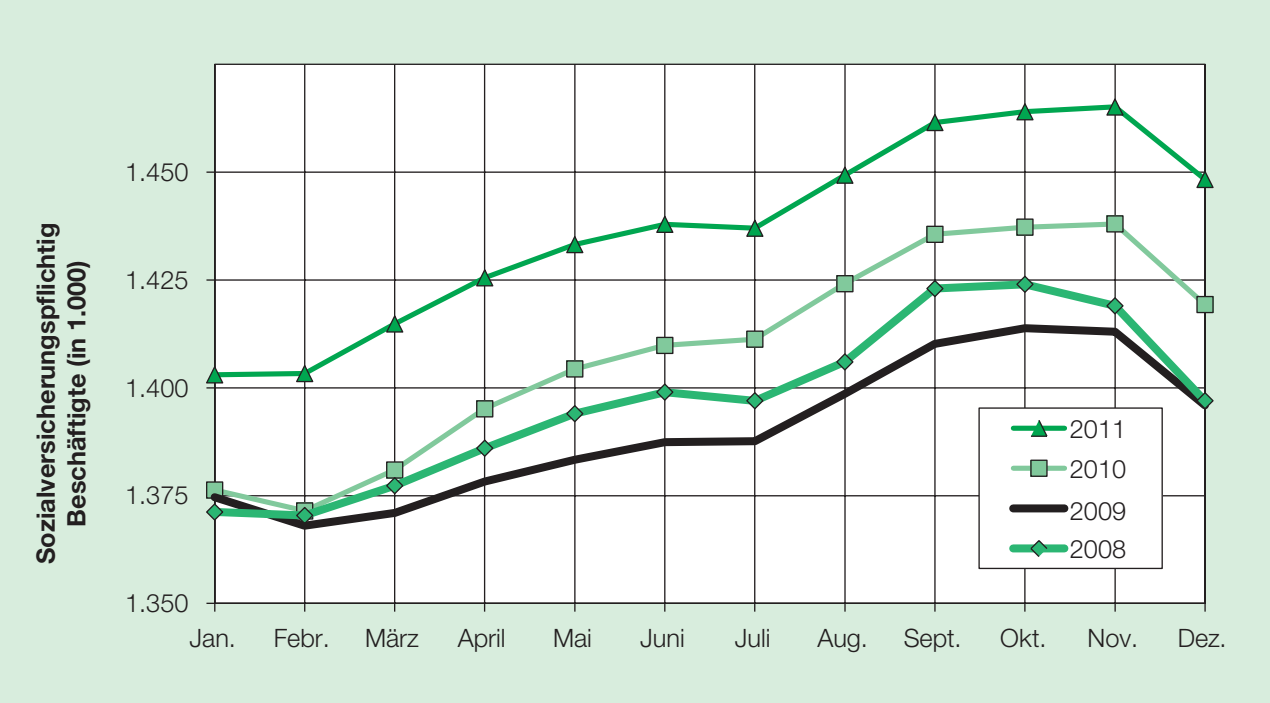
sta

Abbildung 1: Arbeitslose in Sachsen (2009 bis 2012)



Quelle: Statistik der Bundesagentur für Arbeit.

Abbildung 2: Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Sachsen (2008 bis 2011)



Quelle: Statistik der Bundesagentur für Arbeit.

Tabelle 1: Arbeitsmarktentwicklung im Vergleich

Beschäftigung und Zweiter Arbeitsmarkt (in 1.000 Personen)									
	Sozialversicherungs-pflichtig Beschäftigte[a]			Offene Stellen[b]			Beschäftigungs-begleitende Leistungen[c]		
	Dez. 2011	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Feb. 2012	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Feb. 2012	Vor-monat	Vor-jahres-monat
Brandenburg	765	775	751	11,7	10,5	9,8	11,3	11,8	14,5
Mecklenburg-Vorp.	520	528	513	9,3	8,2	7,8	7,8	8,0	9,3
Sachsen	1.448	1.465	1.419	18,4	17,5	18,2	22,5	23,3	27,5
Sachsen-Anhalt	760	770	752	10,6	9,9	10,1	12,2	12,8	14,6
Thüringen	754	764	741	14,2	13,5	11,9	10,7	11,0	13,7
D Ost (mit Berlin)	5.422	5.485	5.318	82,6	76,6	69,3	80,4	83,1	97,3
D West (ohne Berlin)	23.329	23.501	22.715	390,3	375,0	348,0	173,3	178,7	216,3
D gesamt	28.751	28.986	28.033	472,9	451,6	417,2	253,7	261,8	313,7

Arbeitslosigkeit									
	Arbeitslose (in 1.000 Personen)			Arbeitslosenquote[d] (in %)			Langzeitarbeitslose[e] (in % der Arbeitslosen)		
	Feb. 2012	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Feb. 2012	Vor-monat	Vor-jahres-monat	Feb. 2012	Vor-monat	Vor-jahres-monat
Brandenburg	154	151	163	11,5	11,3	12,2	36,0	33,3	28,4
Mecklenburg-Vorp.	120	120	128	14,1	14,0	14,8	28,8	27,4	22,0
Sachsen	236	235	264	11,1	11,0	12,4	36,2	34,0	31,8
Sachsen-Anhalt	153	153	157	12,8	12,8	13,0	31,7	32,4	29,1
Thüringen	114	112	123	9,7	9,6	10,4	31,3	30,6	27,1
D Ost (mit Berlin)	1.006	999	1.075	11,9	11,9	12,7	33,6	32,4	28,9
D West (ohne Berlin)	2.104	2.830	2.238	6,2	6,2	6,6	33,8	32,4	30,5
D gesamt	3.110	3.082	3.313	7,4	7,3	7,9	33,7	32,4	30,0

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 Selbständigkeit". Die Werte sind nicht mit Angaben früherer Hefte zur „Direkten Förderung regulärer Beschäftigung" vergleichbar. – d) In % der abhängigen zivilen Erwerbspersonen. – e) Als Langzeitarbeitslose gelten alle Personen, die am jeweiligen Stichtag der Zählung 1 Jahr und länger bei den Arbeitsagenturen arbeitslos gemeldet waren. Angaben ohne zugelassene kommunale Träger (Optionskommunen), da für diese bisher keine vollständigen Daten zu Langzeitarbeitslosen vorliegen.

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

Frühlingsanfang in der sächsischen Wirtschaft – ifo Geschäftsklimaindex im März 2012 gestiegen

Robert Lehmann*

ifo Geschäftsklima Sachsen im Vergleich

Der ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands ist im aktuellen Befragungsmonat nur leicht gestiegen. Während sich das Geschäftsklima für Sachsen verbessert, ist der Klimaindikator für die ostdeutschen Bundesländer gesunken (vgl. Abb. 1). Die Unternehmen der sächsischen Gewerblichen Wirtschaft sind mit ihrer derzeitigen Geschäftslage etwas weniger zufrieden als im Vormonat. Den Verlauf ihrer zukünftigen Geschäfte schätzen die sächsischen Firmen hingegen erneut günstiger ein.

Beschäftigungsbarometer Sachsen

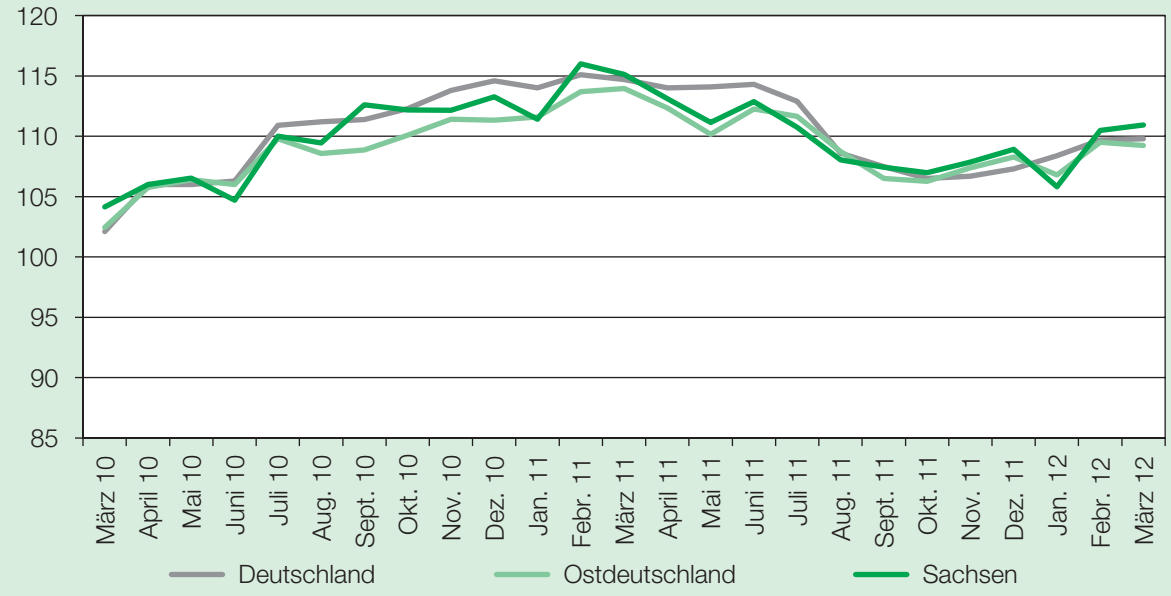
Die Beschäftigungsaussichten der sächsischen Wirtschaft sind im März, nach der Eintrübung im vergangenen Monat, etwas freundlicher (vgl. Abb. 2). Während die sächsischen Industriefirmen ihren Personalaufbau verlangsamt fortsetzen wollen, gehen die Handelsunternehmen des Freistaates Sachsen insgesamt von einer kräftigeren Erhöhung ihrer Mitarbeiterzahl aus. Die Angaben der befragten Bauunternehmen, welche ihren Mitarbeiterstamm erweitern und welche ihren Personalbestand verringern wollen, gleichen sich in etwa aus.

Schwerpunkt: Entwicklung im sächsischen Handel

Nach der deutlichen Aufhellung des Geschäftsklimas im vergangenen Monat ist der Klimaindikator für den sächsischen Handel im März gefallen (vgl. Abb. 3). Maßgeblich hierfür ist die weniger gute Beurteilung der momentanen Geschäftssituation durch die sächsischen Handelsunternehmen. Insbesondere die Großhändler sind mit der aktuellen Lage deutlich weniger zufrieden als im Februar. Die Geschäftserwartungen der nächsten sechs Monate hingegen hellten sich im Großhandel Sachsens insgesamt auf und werden per saldo als günstig bewertet. Bei den sächsischen Einzelhändlern zeigt sich im März zum dritten Mal in Folge eine Zunahme des Pessimismus. Sie schätzen ihren zukünftigen Geschäftsverlauf abermals ungünstiger ein. In beiden Handelsstufen sehen sich die Unternehmen per saldo einem Rückgang ihrer Umsätze im Vergleich zum Vorjahresmonat gegenüber. Während die Großhändler erstmalig seit Oktober 2011 von rückläufigen Erlösen berichten, geben die sächsischen Einzelhändler insgesamt das dritte Mal in Folge geringere Umsätze im Vorjahresvergleich an. Bei den Personalplänen zeigen sich unterschiedliche Tendenzen in beiden Handelsstufen. Die sächsischen Großhandelsunternehmen wollen ihre Mitarbeiterzahl per saldo verringern und die hiesigen Einzelhandelsfirmen erwarten eine Zunahme ihres Personalbestandes in den kommenden drei Monaten. Der Preisdruck hat im März wieder etwas zugenommen; jedes vierte sächsische Handelsunternehmen will seine Preise in den nächsten Monaten erhöhen.

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

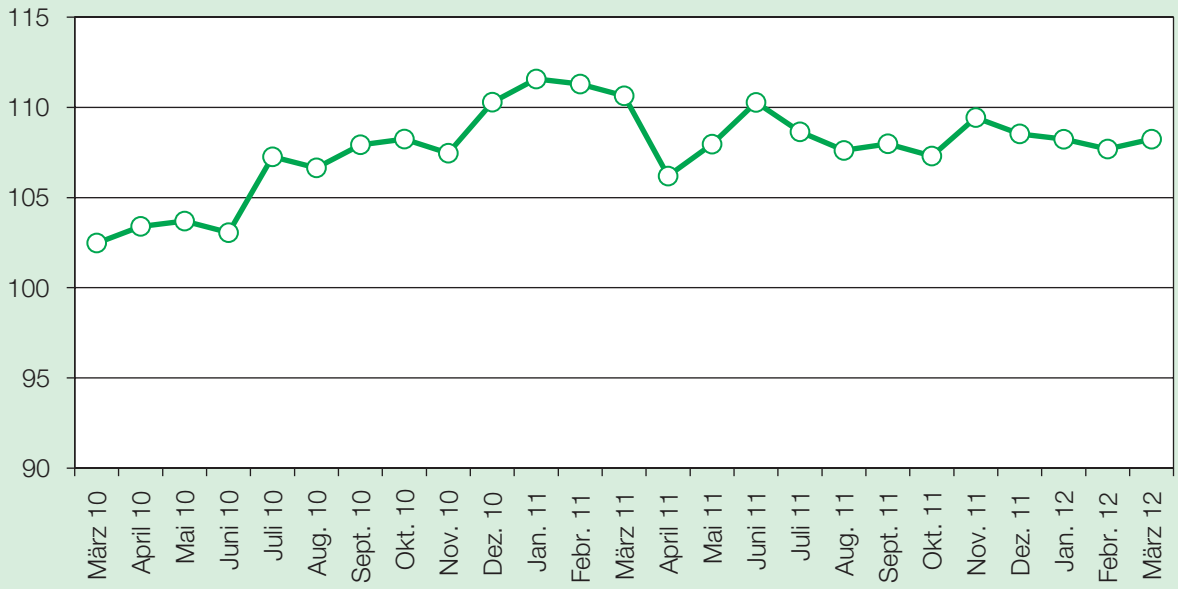
Abbildung 1: Geschäftsklimaindex Gewerbliche Wirtschaft[a] Deutschlands, Ostdeutschlands und Sachsens im Vergleich



Saisonbereinigte Indexwerte, 2005=100
a) Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

Quelle: ifo Konjunkturtest.

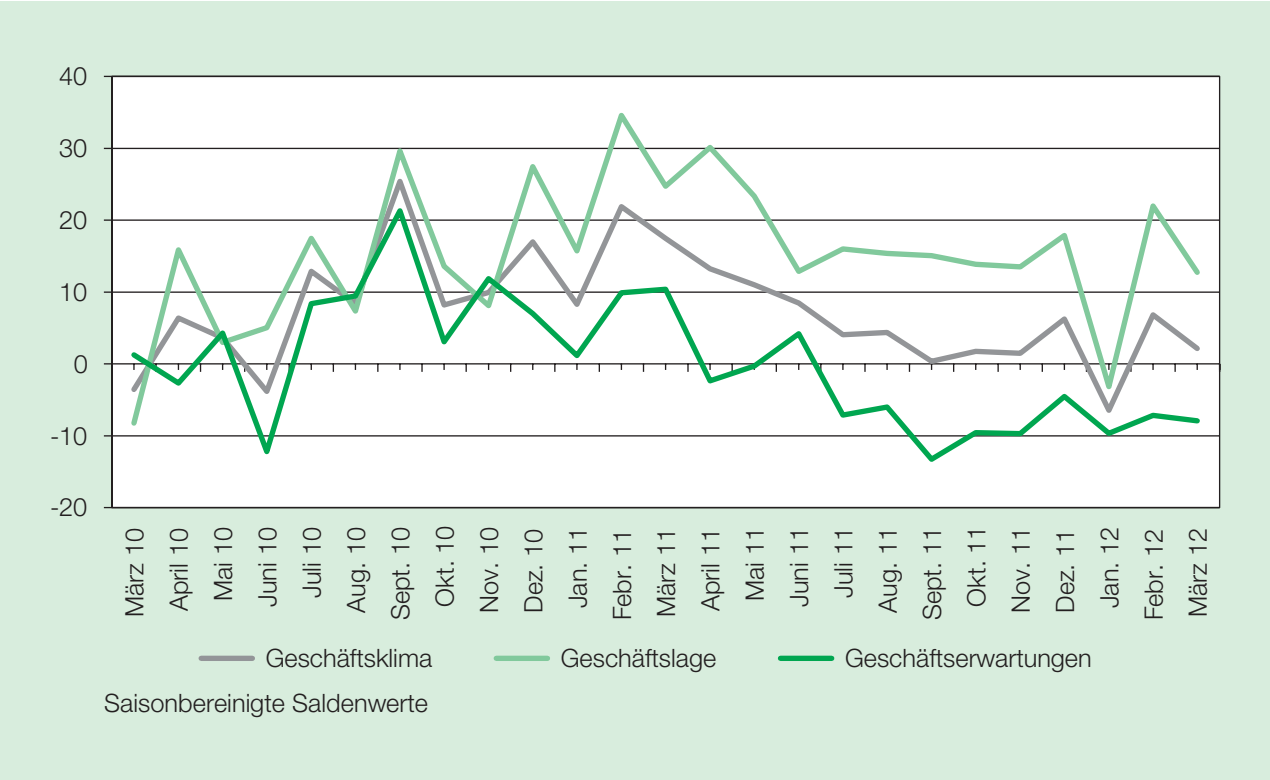
Abbildung 2: ifo Beschäftigungsbarometer für die Gewerbliche Wirtschaft[a] Sachsens



Saisonbereinigte Indexwerte, 2005=100
a) Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

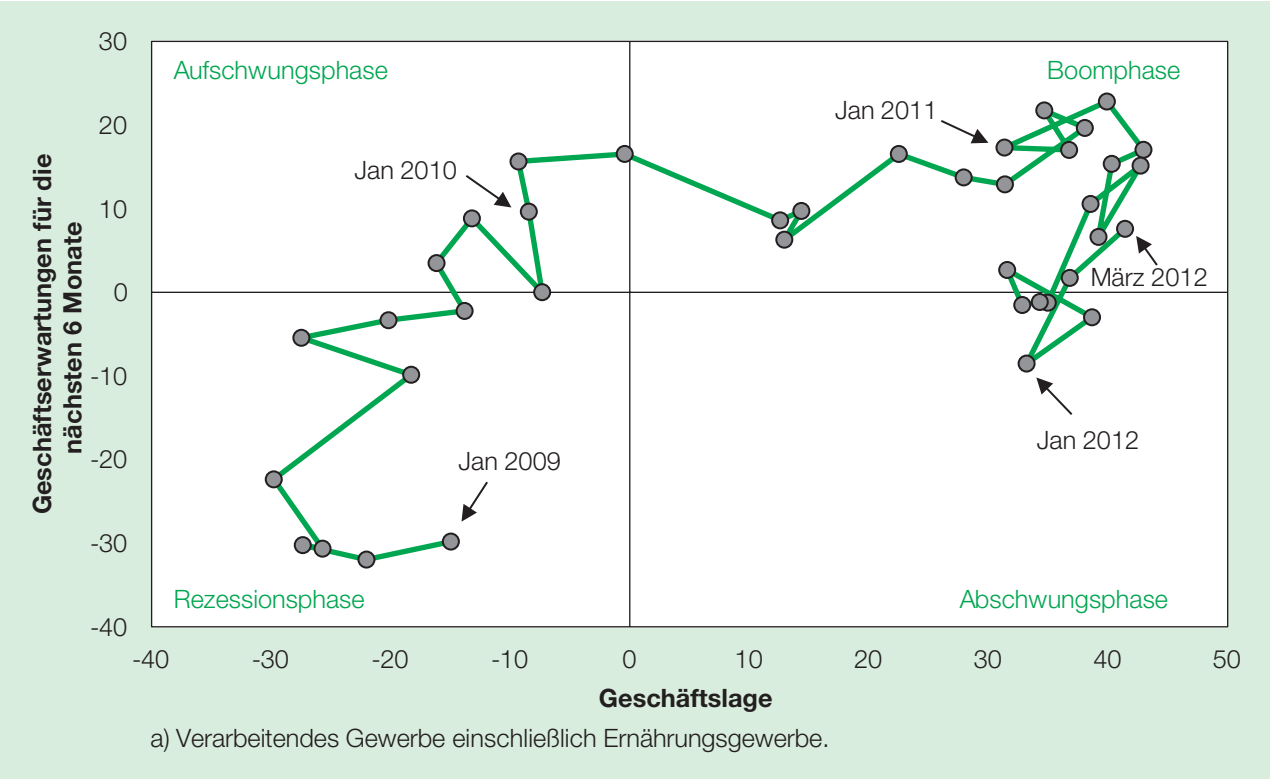
Quelle: ifo Konjunkturtest.

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: Entwicklung ausgewählter Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest Deutschland, Ostdeutschland und Sachsen im Vergleich

Region	Deutschland		Ostdeutschland		Sachsen	
Zeitpunkt	1. Quartal 2012	4. Quartal 2011	1. Quartal 2012	4. Quartal 2011	1. Quartal 2012	3. Quartal 2011
Verarbeitendes Gewerbe						
Auftragsbestand (in Monaten[a])	2,8	2,9	2,8	2,9	3,1	3,5
Kapazitätsauslastung (in %[a])	84,2	84,8	82,0	82,2	84,9	85,0
Exportgeschäft – Erwartungen[b]	6,8	4,0	5,3	3,3	2,2	3,1
Beschäftigtenzahl – Erwartungen[b]	2,3	3,6	–0,9	0,4	4,0	3,7
Verkaufspreise – Erwartungen[b]	8,8	6,6	7,9	6,2	6,9	3,2
Bauhauptgewerbe						
Auftragsbestand (in Monaten[a])	2,8	2,7	2,5	2,4	2,6	2,5
Kapazitätsauslastung (in %[a])	71,1	72,9	72,6	75,3	71,2	74,7
Beschäftigtenzahl – Erwartungen[b]	2,3	–0,4	0,7	0,4	2,2	0,9
Baupreise – Erwartungen[b]	–2,9	–14,3	–5,1	–15,4	–11,4	–13,9
Großhandel						
Umsatz gegenüber Vorjahr[b]	15,7	23,0	8,3	23,7	11,7	4,7
Bestellpläne[b]	6,0	2,9	3,7	1,4	–1,5	–3,2
Verkaufspreise – Erwartungen[b]	27,1	24,6	31,2	32,8	28,5	21,2
Einzelhandel						
Umsatz gegenüber Vorjahr[b]	14,3	5,0	–9.7	–0,3	–17,0	–5,7
Bestellpläne[b]	–3,8	–5,0	–17,7	–16,6	–10,2	–12,3
Verkaufspreise – Erwartungen[b]	27,9	26,2	28,0	23,9	25,1	19,0

Anmerkung: 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

Am 09. und 10. März 2012 fand der **2. Workshop „Arbeitsmarkt und Sozialpolitik“** statt, den die Niederlassung Dresden des ifo Instituts gemeinsam mit der Technischen Universität Dresden veranstaltete. Der inhaltliche Schwerpunkt lag dieses Jahr auf den ökonomischen Herausforderungen einer Gesellschaft im Wandel. Im Rahmen von 15 Vorträgen wurde ein breites Spektrum vorgestellt. Schwerpunktmäßig diskutiert wurden dabei familienökonomische Analysen zum Fertilitätsverhalten, rentenpolitische Schlussfolgerungen aus den immer mehr unterbrochenen Erwerbsbiographien und der Rente mit 67 Jahren genauso wie arbeitsmarktpolitische Herausforderungen vor dem Hintergrund des demographischen Wandels. An dem Workshop nahmen junge Wissenschaftler von neun deutschen Universitäten und sechs Forschungsinstituten teil. Die Leitung des Workshops übernahm erneut Prof. Dr. Alexander Kemnitz von der Technischen Universität Dresden.

Als Gast präsentierte sich die Niederlassung Dresden des ifo Instituts mit einem Stand auf der Veranstaltung **„20 Jahre Leibniz-Gemeinschaft in Sachsen“**. Zu dem festlichen Abend luden am **29. März 2012** die sächsischen Leibniz-Institute in das Internationale Congress Center Dresden.

Der **2. Workshop „Regionalökonomie“** wird am **27. und 28. September 2012** ebenfalls von der ifo Niederlassung Dresden durchgeführt. Der zweitägige Workshop richtet sich vor allem an Nachwuchswissenschaftler und soll eine Plattform für die Präsentation aktueller Forschungsergebnisse aus dem Bereich der Regionalökonomie sein. Hier ist sowohl an empirische als auch an theoretische Beiträge gedacht, die sich beispielsweise mit den Auswirkungen von Regionalpolitik (oder von anderen raumwirksamen Politiken) auf regionale Unterschiede in Bezug auf Wachstum, Wirtschaftsstruktur, Löhne und Arbeitslosigkeit sowie den damit verbundenen regionalen Wettbewerbs- und Migrationsprozessen befassen.

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

ifo Vorträge

Anlässlich der Sitzung des mitteldeutschen Gewerbeförder- und Innovationsausschusses (GFA) hielt Robert Lehmann, Doktorand an der ifo Niederlassung Dresden, am **14. Februar 2012** im Congress Center Leipzig einen Vortrag mit dem Titel „Handwerk 2020 – Herausforderungen der wirtschaftlichen Entwicklung“.

Prof. Dr. Joachim Ragnitz, Managing Director der ifo Niederlassung Dresden, hielt am **28. Februar 2012** bei den „Mitteldeutschen Wirtschaftsgesprächen“ in Rudolstadt einen Vortrag zu den Zukunftsperspektiven der mitteldeutschen Wirtschaftsregion und nahm anschließend an einer Podiumsdiskussion zum Thema teil.

Am **07. März 2012** hielt Robert Lehmann auf dem Zins-Abend der Unicredit Bank AG im Orpheum Dresden einen Vortrag zum Thema „Gesamtwirtschaftliche Perspektiven und Herausforderungen für den Freistaat Sachsen“.

Am **09. März 2012** hielt Prof. Joachim Ragnitz anlässlich der Jahresversammlung des Sächsischen Garten- und Landschaftsverbandes in Dresden den Festvortrag zur wirtschaftlichen Situation in Sachsen.

Auf dem 2. Workshop „Arbeitsmarkt und Sozialpolitik“ von ifo Dresden und TU Dresden (vgl. Veranstaltungen) hielt Stefan Arent, Doktorand der ifo Niederlassung Dresden, am **09. März 2012** einen Vortrag zum Thema „Expectations and Saving Behaior: An Empirical Analysis“.

Ebenfalls im Rahmen dieses Workshops am **09. und 10. März 2012** hielten folgende Doktoranden der ifo Niederlassung Dresden Vorträge als Koreferate:

- Stefan Arent diskutierte den Beitrag „The Aims of Lifelong Learning: Age-related Effects of Training on Wages and Job Security“ von Julia Lang, Technische Universität Dortmund.
- Michael Kloß diskutierte den Beitrag „The Time Trend in the Matching Function“ von Friedrich Poeschel, IAB Nürnberg.
- Robert Lehmann diskutierte den Beitrag „Institutions and Unemployment: Do Interactions Matter?“ von Andreas Sachs, ZEW Mannheim.
- Anna Montén diskutierte den Beitrag „Country Specific Life Satisfaction Effects of Unemployment: Does Labour Market Policy Matter?“ von Melike Wulfgramm, Universität Bremen.
- Wolfgang Nagl diskutierte den Beitrag „How Sensitive are Subjective Retirement Expectations to Increases in the Statutory Retirement Age? The German Case“ von Michaela Coppola, MEA, München.

Am **13. März 2012** fand in den Räumen der TU Dresden ein Wirtschaftsforum der SPD Sachsen statt, bei dem Prof. Joachim Ragnitz einen Vortrag zu den Zukunftsperspektiven der sächsischen Wirtschaft beisteuerte.

Am **20. März 2012** trug Prof. Marcel Thum, Geschäftsführer der ifo Niederlassung Dresden, bei der Veranstaltung „Wir haben die Zukunft in der Hand – Deutschland 2050“ im Bundespresseamt in Berlin seine wissenschaftlichen Erkenntnisse zum Thema „Demographie und Ökonomie“ vor.

Am **22. März 2012** war Prof. Joachim Ragnitz als Referent zum Thema „Zukunftsperspektiven der sächsischen Wirtschaft“ im Landesfachausschuss „Wirtschaft, Arbeit und Energie“ der FDP Sachsen eingeladen.

Im Rahmen der E.ON.Ruhrgas Scholarship Conference „Financial Crises in Europe“ an der Norwegian School of Economics (NHH) in Bergen (Norwegen) referierte Prof. Marcel Thum am **28. März 2012** zum Thema „Subprime Losses and Boardroom (In-)Competence“.

Am **30. März 2012** nahmen Prof. Joachim Ragnitz sowie die Doktoranden Christian Thater und Alexander Eck an einer Sitzung des Beirats für den kommunalen Finanzausgleich in Sachsen teil und stellten dort die Ergebnisse einer Studie zu möglichen Anpassungen des Gleichmäßigkeitsgrundsatzes II im Sächsischen Finanzausgleich vor.

ifo Veröffentlichungen

Arent, Stefan; Expectations and Saving Behavior: An Empirical Analysis, ifo Working Paper Nr. 128, März 2012.

Arent, Stefan; Alexander Eck, Michael Kloß und Oskar Krohmer: Income Risk, Saving and Taxation: Will Precautionary Saving Survive?, ifo Working Paper Nr. 125, Februar 2012.

Kluge, Jan und Robert Lehmann: Marshall or Jacobs? Answers to an unsuitable Question from an Interaction Model, ifo Working Paper, Nr. 124, Februar 2012.

Lehmann, Robert und Joachim Ragnitz: Die Transferleistungen zugunsten der ostdeutschen Bundesländer – Status quo und Ausblick, ifo Schnelldienst 65 (3), 2012, S. 25–30.

Ragnitz, Joachim: Ansätze zur Vereinheitlichung des Rentensystems in Deutschland, ifo Schnelldienst 65 (4), 2012, S. 16–21.

ifo intern

Zum 01. März 2012 hat **Björn Ziegenbalg**, bisher Doktorand an der ifo Niederlassung, unser Haus verlassen. Er wird zukünftig als wissenschaftlicher Referent für die Ostsächsische Sparkasse Dresden tätig sein. Wir wünschen auch an dieser Stelle noch einmal alles Gute für seine berufliche Zukunft.

Zu einem Forschungsaufenthalt war Prof. **Marcel Thum** vom 12. bis 15. März 2012 zu Gast an der Freien Universität Berlin.

Call for Papers

2. Workshop Regionalökonomie

27. und 28. September 2012 in Dresden

Der zweitägige Workshop der Dresdner Niederlassung des IFO INSTITUTS richtet sich vor allem an Nachwuchswissenschaftler und soll eine Plattform für die Präsentation aktueller Forschungsergebnisse aus dem Bereich der Regionalökonomie sein. Hier ist sowohl an empirische als auch an theoretische Beiträge gedacht, die sich beispielsweise mit den Auswirkungen von Regionalpolitik (oder von anderen raumwirksamen Politiken) auf regionale Unterschiede in Bezug auf Wachstum, Wirtschaftsstruktur, Löhne und Abeitslosigkeit sowie den damit verbundenen regionalen Wettbewerbs- und Migrationsprozessen befassen.

Die Anreise kann am Donnerstagmorgen, den 27. 09. 2012, erfolgen. Für Donnerstagabend ist ein gemeinsames Abendessen vorgesehen. Der Workshop endet am Freitagnachmittag.

Eine Teilnahme ist auch ohne eigenes Vortragsangebot möglich. Um eine Voranmeldung wird jedoch auch in diesem Fall gebeten.

Einreichungen:
Vortragsangebote können entweder durch Einreichung von Diskussionspapieren oder Kurzbeschreibungen (2–3 Seiten) erfolgen (jeweils im pdf-Format). Bitte schicken Sie Ihre Angebote bis spätestens 10. 08. 2012 per E-Mail an die folgende Adresse: Strukturwandel-dresden@ifo.de

Aktuelle Informationen unter:
http://www.cesifogroup.de/link/_ifodrcomp_b_nd_events

ORGANISATORISCHES:

Konferenzsprache:
Deutsch,
es sind auch englische Vorträge möglich

Ort:
ifo Institut,
Niederlassung Dresden

Zeit:
27.09.2012, 12.00 bis 19.00 Uhr
28.09.2012, 09.00 bis 14.00 Uhr

Teilnahmegebühr:
Keine

Unterkunft:
Die Organisatoren sind gerne bei der Suche nach einer Unterkunft behilflich. Übernachtungskosten, Reisekosten und die Kosten für das gemeinsame Abendessen müssen jedoch vom Teilnehmer selbst getragen werden.

Ansprechpartner:
Dipl.-Vw. Katja Baum
baum@ifo.de

Jan Kluge, M. Sc.
kluge@ifo.de

ifo Institut
Niederlassung Dresden

ifo Dresden Studie 62

Finanzierungserfordernisse des sächsischen Handwerks: gegenwärtige Situation, Perspektiven und wirtschaftspolitische Handlungsanweisungen

Joachim Ragnitz und Johannes Steinbrecher

ISBN 978-3-88512-519-8

240 Seiten,
Zahlreiche Abbildungen und Tabellen,
München/Dresden 2011.
20,– € zzgl. Versandkosten.

Das Handwerk ist mit seinen vielen kleinen und mittleren Betrieben ein Kernstück der deutschen Wirtschaft. Ein wirtschaftlich gesundes Handwerk ist ein wichtiger Wirtschaftsfaktor für die Region. Dazu bedarf es jedoch eines ausreichenden Zugangs zu Finanzierungsinstrumenten. Das Handwerk ist aufgrund seiner Unternehmens- und Branchenstruktur hierbei mit spezifischen Problemen konfrontiert. Die vorliegende Untersuchung liefert Einblicke in die gegenwärtige Finanzierungssituation der Handwerksbetriebe und diskutiert, inwiefern sich diese verbessern lässt.

Eine Unternehmensumfrage in zufällig ausgewählten sächsischen Handwerksbetrieben liefert Einblicke in das gegenwärtige Finanzierungsumfeld. Auf der Kapitalgeberseite wurden zusätzlich Vertreter der regionalen Kreditwirtschaft im Rahmen von Experteninterviews zur aktuellen Finanzierungssituation im Handwerk befragt.

Die Studie zeigt, dass das sächsische Handwerk die Krise bzw. deren Folgen sehr gut überstanden hat. Die Mehrzahl der Unternehmen vertraute dabei auf klassische Finanzierungsprodukte – z. B. Kontokorrentkredite – regional ansässiger Banken.
Die Zufriedenheit der Unternehmen mit ihren Ansprechpartnern war überwiegend hoch, unabhängig ob sie Kunde einer Sparkasse, einer öffentlich-rechtlichen oder Privatbank waren. Ferner zeigte sich auch, dass die potenziellen Gefahrenfelder für die zukünftige Finanzierungssituation der Handwerksunternehmen bereits größtenteils durch die beteiligten Akteure erkannt und zahlreiche Gegenmaßnahmen eingeleitet wurden.

ifo Institut
Niederlassung Dresden