

# ifo Dresden berichtet 2/2016

## Aktuelle Forschungsergebnisse

### Was erklärt die Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland?

3

*Jan Kluge und Michael Weber*

Auch über 25 Jahre nach der deutschen Vereinigung sind noch immer starke Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland zu beobachten. Mithilfe verknüpfter Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Daten lassen sich 40 % der im Jahr 2010 beobachteten Ost-West-Lohndifferenz auf strukturelle Unterschiede in persönlichen, betrieblichen und regionalen Charakteristika zurückführen. Besonders bedeutsam sind dabei die Betriebsgrößen- und Preisunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. Auch die höhere Erwerbsbeteiligung der Frauen und die geringere Tarifbindung in Ostdeutschland tragen zur Lohndifferenz bei. Da sich viele der identifizierten Einflussfaktoren einer direkten wirtschaftspolitischen Einflussnahme entziehen, dürfte auch in Zukunft nicht mit einer raschen Angleichung der Löhne in Ost- und Westdeutschland zu rechnen sein.

### Weiterhin rückläufige Landeseinnahmen im Freistaat Sachsen: Die Ergebnisse der Projektion der sächsischen Landeseinnahmen bis zum Jahr 2030

10

*David Bauer, Carolin Fritzsche und Johannes Steinbrecher*

Die realen Einnahmen des Freistaats Sachsen werden nach der aktuellen, methodisch angepassten Projektionsrechnung des IFO INSTITUTS bis zum Jahr 2030 einem starken Rückgang unterliegen. Ursächlich hierfür sind das Auslaufen der Transfers von Bund und EU sowie die nachteilige Bevölkerungsentwicklung im Zuge des demographischen Wandels. Basierend auf aktuellen Daten muss auch nach Ausdehnung des Betrachtungshorizonts damit gerechnet werden, dass die Bereinigten Einnahmen bis zum Projektionsende um rd. 6 % sinken werden.

### Praxisbezogene Weiterbildung – Schlüssel für den Weg aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung

15

*Maik Grundmann*

Die Förderung der beruflichen Weiterbildung ist ein wirksames Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik zur Erhöhung der individuellen Beschäftigungschancen. Dies ermittelt eine Wirksamkeitsanalyse mit Daten der Integrierten Erwerbsbiografien des INSTITUTS FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG für die Altenpflege in Sachsen. Mit Hilfe der Propensity-Score-Matching-Methode wird der Beschäftigungseffekt für einen Zeitraum von neun Jahren nach Maßnahmebeginn bestimmt.

## Im Blickpunkt

### Mehr als Kaffeesatzleserei: Eine Evaluation der ifo Prognosen zur Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland und Sachsen

22

*Robert Lehmann und Michael Weber*

Seit über zehn Jahren veröffentlicht das IFO INSTITUT Prognosen zur Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland und Sachsen. Über die Jahre hat sich die Prognosegüte durch eine Weiterentwicklung des Prognoseinstrumentariums kontinuierlich verbessert. Am aktuellen Rand wurde die Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland punktgenau getroffen.

**Daten und Prognosen**

**Der ostdeutschen und der sächsischen Wirtschaft steht ein schwieriges Sommerhalbjahr bevor** 27

*Michael Weber*

**Dynamisches erstes Quartal für den ostdeutschen und den sächsischen Arbeitsmarkt** 30

*Michael Weber*

**Aus der ifo Werkstatt**

**ifo Veranstaltungen** 33

**ifo Veröffentlichungen** 33

**ifo Vorträge** 34

**ifo intern** 34

# Was erklärt die Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland?

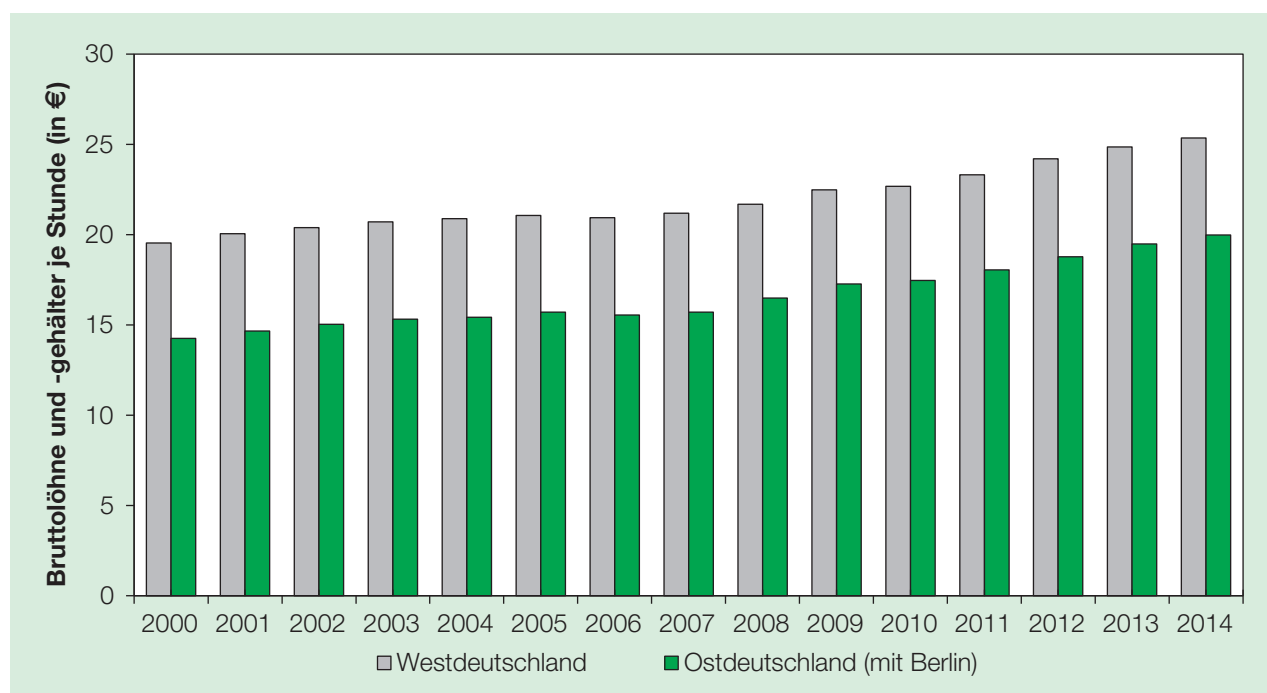
Jan Kluge und Michael Weber\*

## Einleitung

Die deutsche Vereinigung liegt nun schon 25 Jahre zurück. Dennoch bestehen noch immer gravierende wirtschaftliche Unterschiede zwischen Ostdeutschland (mit Berlin) und Westdeutschland. Deutlich spürbar sind diese Unterschiede auch bei den Löhnen. Zwar konnte der Lohnabstand von Ost- zu Westdeutschland zu Anfang der 1990er Jahre recht schnell verringert werden; jedoch kam dieser Anpassungsprozess ebenso schnell wieder zum Erliegen. Seit der Jahrtausendwende liegt der Abstand in den Bruttolöhnen und -gehältern bei durchschnittlich 5,35 € pro Stunde (vgl. Abb. 1). Der prozentuale Abstand der durchschnittlichen Löhne hat sich

triebsgrößenstrukturen in Ost- und Westdeutschland [vgl. z.B. OCHSNER und WEBER (2014)]. Aber auch die Eigenschaften der Beschäftigten und regionalökonomische Charakteristika spielen eine Rolle. Hinzu kommen unterschiedliche Entlohnungsregime [vgl. GÜHNE und MARKWARDT (2014)]. KLUGE und WEBER (2015) zerlegen die empirisch beobachtete Ost-West-Lohndifferenz in ihre einzelnen Determinanten, um die relative Bedeutung dieser einzelnen Charakteristika für den persistenten Lohnabstand Ostdeutschlands zu Westdeutschland zu identifizieren. Sie zeigen auf der Basis einer Verknüpfung von Betriebs- und Individualdaten, dass sich der nominale Lohnabstand zu einem großen Teil auf die unterschiedlichen regionalen Preisniveaus sowie auf Betriebs-

Abbildung 1: Bruttolöhne und -gehälter pro Stunde (nominal) in Ost- und Westdeutschland



Quellen: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2016), Darstellung des ifo Instituts.

seitdem von 27 % auf 21 % verringert; dies entspricht einer Konvergenzgeschwindigkeit von rund 1,7 % pro Jahr. Bei diesem Tempo würde es noch fast bis zum Jahr 2070 dauern, ehe der Lohnabstand auf unter 10 % sinkt.

Die Gründe für den Lohnunterschied zwischen Ost- und Westdeutschland sind vielfältig. Vielfach dokumentiert sind die unterschiedlichen Wirtschafts- und Be-

größenunterschiede zurückführen lässt. Der vorliegende Beitrag fasst diese Untersuchung zusammen. Zunächst werden mögliche Determinanten der Ost-West-Lohndif-

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

ferenz kurz skizziert, bevor der Schätzansatz beschrieben und schließlich die Ergebnisse für die einzelnen Determinanten präsentiert werden. Schwerpunkt des vorliegenden Beitrags ist dabei das Jahr 2010, d. h. das aktuellste Jahr, für das die Untersuchung durchgeführt werden konnte.

### Mögliche Determinanten der Ost-West-Lohndifferenz

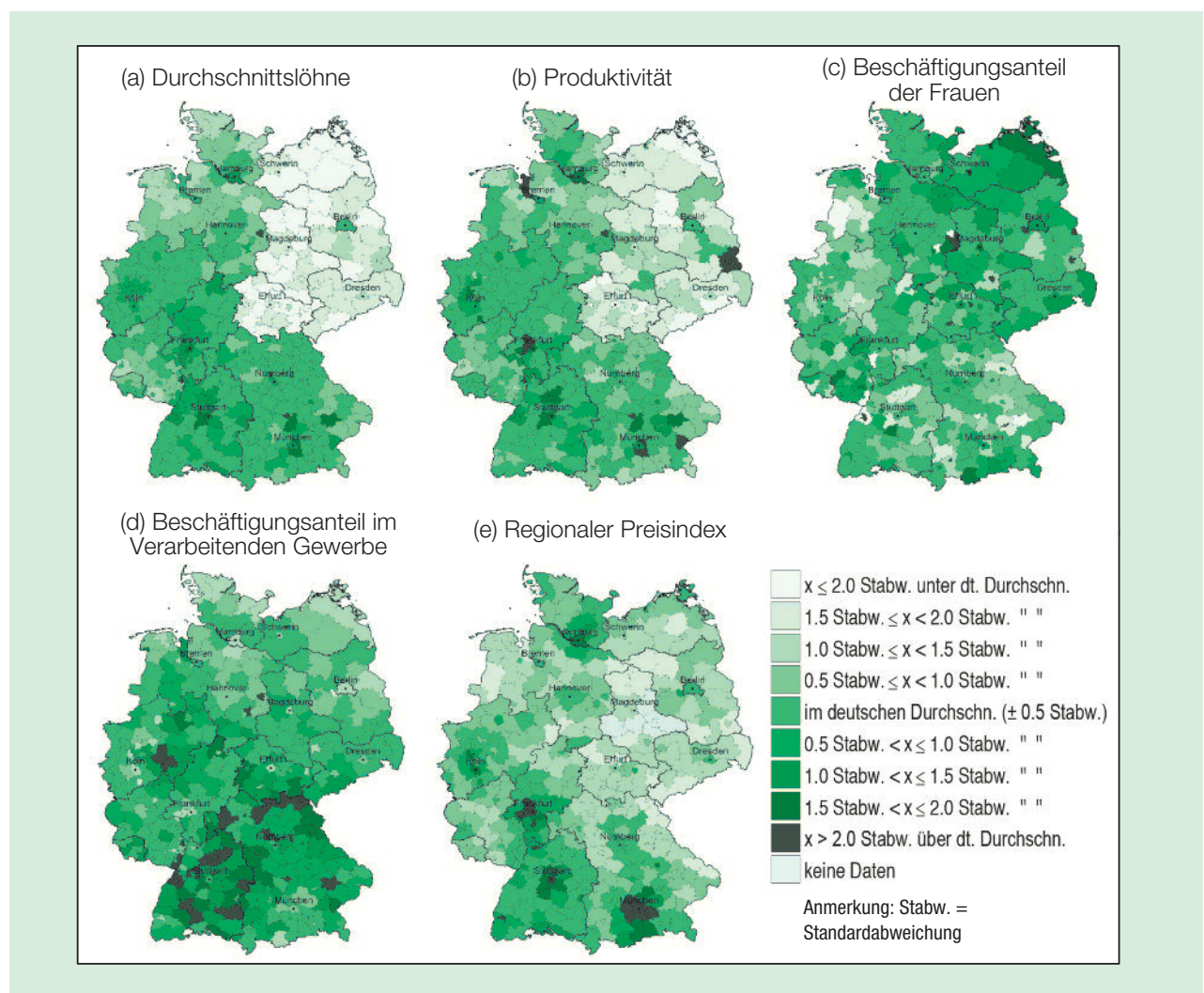
Nach gängiger Auffassung müssen die gezahlten Löhne im Einklang mit der Produktivität stehen. Der Lohnunterschied zwischen Ost- und Westdeutschland sollte insoweit auch einen Produktivitätsunterschied reflektieren. Auf makroökonomischer Ebene ist dies zweifellos der Fall (vgl. Karten (a) und (b) in Abbildung 2).

Auf mikroökonomischer Ebene greift diese Erklärung allerdings zu kurz. Offen bleibt nämlich, ob es neben der individuellen Produktivität womöglich weitere Faktoren gibt, die einen Einfluss auf das individuelle Lohnniveau haben. Die ökonomische Literatur hat mindestens sechs Einflussfaktoren identifiziert, die für den Ost-West-Lohnabstand eine Rolle spielen könnten. Diese werden im Folgenden kurz beschrieben:

### Unterschiedliche Bezahlung von Männern und Frauen

Obwohl das deutsche Arbeitsrecht heute umfassende Regelungen kennt, die die Diskriminierung von Arbeitskräften u. a. nach ihrem Geschlecht verhindern sollen [z. B. das Allgemeine Gleichbehandlungsgesetz (AGG)],

**Abbildung 2: Durchschnittslöhne, Produktivität, Beschäftigungsanteil der Frauen, Beschäftigungsanteil im Verarbeitenden Gewerbe und Regionaler Preisindex im Jahr 2010**



Quellen: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (2014a, b), BBSR (2009, 2015), Berechnung und Darstellung des ifo Instituts, © GeoBasis-DE/BKG 2014.

erhalten Frauen und Männer in vergleichbaren Tätigkeiten noch immer unterschiedliche Löhne. Zu diesem Schluss kommen empirische Arbeiten für Deutschland auch dann, wenn für weitere Charakteristika kontrolliert wird [vgl. AL-FARHAN (2010) oder LUDSTECK (2014)]. Der (bereinigte) Gender-Pay-Gap unter Berücksichtigung der Tatsache, dass Frauen häufiger in schlechter bezahlten Tätigkeiten beschäftigt sind, betrug 2010 in Ostdeutschland 9% und in Westdeutschland 7% [vgl. JOACHIMIAK (2013)]. Folglich ist zu erwarten, dass schon allein aufgrund dieses Phänomens in Regionen mit höherer Frauenerwerbsbeteiligung geringere Durchschnittslöhne gezahlt werden. Dieser Effekt wird noch verstärkt, wenn sich Frauen und Männer in ihrem Berufswahlverhalten unterscheiden, also Frauen häufiger in generell geringer bezahlten Tätigkeiten beschäftigt sind.

Tatsächlich ist der Anteil weiblicher Beschäftigter in Ostdeutschland historisch bedingt höher als in Westdeutschland. Bei den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten beträgt der Unterschied rund 5 Prozentpunkte [vgl. BBSR (2015)]; auch auf Kreisebene sind Unterschiede sichtbar (vgl. Karte (c) in Abbildung 2). Es muss also untersucht werden, ob der Ost-West-Lohnabstand zu einem Teil auf den höheren Anteil weiblicher Beschäftigter bei gleichzeitiger Benachteiligung von Frauen am Arbeitsmarkt zurückzuführen ist.

### Tarifbindung

Üblicherweise zahlen tarifgebundene Firmen höhere Löhne als nicht tarifgebundene [vgl. z. B. BLANCHFLOWER und BRYSON (2010)]. Je mehr Beschäftigte in einer Region von einem Tarifvertrag profitieren, desto höher sollte daher *ceteris paribus* der Durchschnittslohn in dieser Region sein. Im Jahr 2010 galt z. B. ein Branchentarifvertrag nur für 37% der Beschäftigten in Ostdeutschland, aber für 56% der Beschäftigten in Westdeutschland [vgl. HANS-BÖCKLER-STIFTUNG (2015)]. Ein kleiner Teil des Ost-West-Lohnabstandes könnte somit auch durch die geringere Tarifbindung der ostdeutschen Betriebe (und Beschäftigten) erklärt werden.

### Sektorstruktur

Unabhängig von der Tarifbindung können vergleichbare Arbeitnehmer in vergleichbaren Betrieben auch dann unterschiedliche Löhne verdienen, wenn sie in verschiedenen Sektoren arbeiten. Ein Grund dafür können Produktivitätsunterschiede zwischen den Sektoren sein. Selbst bei gleicher Produktivität können Lohnunterschiede entstehen, etwa wenn in einzelnen Branchen die tatsächliche Leistungserbringung schwer zu kontrollieren oder zu messen ist und daher Effizienzlöhne gezahlt werden, die

über dem markträumenden Lohn liegen und dadurch zu höherer Leistung motivieren sollen [vgl. z. B. SHAPIRO und STIGLITZ (1984) oder YELLEN (1984)]. Auch ist der Durchschnittslohn in jenen Sektoren tendenziell höher, in denen das Angebot an hinreichend qualifizierten und spezialisierten Arbeitskräften knapper ist als in anderen Sektoren. Die Sektorstrukturen in Ost- und Westdeutschland unterscheiden sich teilweise sehr deutlich voneinander. Zum Beispiel ist der Anteil der Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe vor allem in Süddeutschland und Teilen des Ruhrgebiets höher als in Ostdeutschland (vgl. auch Karte (d) in Abbildung 2). Da gerade in dieser Branche ein recht hohes Lohnniveau herrscht, dürfte dieses Phänomen eine Wirkung auf den gesamten Ost-West-Lohnabstand entfalten. Dass die Branchenstruktur einen erheblichen Einfluss auf die regionalen Lohnunterschiede in Deutschland hat, zeigt z. B. RAGNITZ (2012). Hinzu kommt, dass auch innerhalb der Sektoren höherbezahlte Tätigkeiten (z. B. in der Unternehmensführung) traditionell eher in Westdeutschland zu finden sind, während in Ostdeutschland die tendenziell geringer entlohnten Produktionstätigkeiten stattfinden [vgl. RAGNITZ (2010)].

### Betriebsgrößenunterschiede

Eine Vielzahl von empirischen Arbeiten hat gezeigt, dass vergleichbare Arbeitskräfte in größeren Betrieben höhere Löhne erhalten als in kleineren [für Deutschland vgl. u. a. LEHMER und MÖLLER (2010)]. Möglich machen dies steigende Skalenerträge, sodass große Betriebe produktiver sind als kleinere. Womöglich sind große Betriebe aber auch nur deshalb so groß, weil ihre hohen Löhne einerseits mehr Bewerber attrahieren und andererseits die Gefahr von Abwerbungen verringern [vgl. BURDETT und MORTENSEN (1998)]. In Ostdeutschland machen größere und Großbetriebe jedoch im Vergleich zu Westdeutschland einen deutlich geringeren Anteil an allen Betrieben und insbesondere an der Beschäftigung aus [vgl. OCHSNER und WEBER (2014)]. Dies liegt nicht zuletzt an der Tatsache, dass viele ostdeutsche Betriebe nach 1990 neu gegründet wurden und nicht, wie viele westdeutsche Betriebe, auf eine jahrzehntelange Firmengeschichte zurückblicken können. Nur 26% der ostdeutschen Arbeitnehmer waren 2010 in einem Betrieb mit mindestens 250 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten eingestellt; in Westdeutschland waren es 33% [vgl. BA (2012)]. Da die Betriebsgrößenunterschiede gerade im Verarbeitenden Gewerbe, wo vergleichsweise hohe Löhne gezahlt werden, so deutlich sind, ist zu erwarten, dass diese Determinante die Größe der Ost-West-Lohndifferenz entscheidend mitbestimmt.



## Siedlungsstruktur

Eine weitere empirische Beobachtung ist, dass Betriebe in dichter besiedelten Räumen eine Art Agglomerationsaufschlag zahlen [vgl. z. B. LEHMER und MÖLLER (2010) oder ANDERSSON et al. (2014)]. Dieser Aufschlag reflektiert zum großen Teil Unterschiede in den Lebenshaltungskosten zwischen städtisch und ländlich geprägten Gebieten [vgl. BLIEN et al. (2009)]. Da in Ostdeutschland (2010: 50 %) ein deutlich geringerer Anteil der Arbeitnehmer in städtisch geprägten Kreisen arbeitet als in Westdeutschland (2010: 78 %) [vgl. BBSR (2015), BA (2011)], könnte der Ost-West-Lohnabstand auch Ausdruck der unterschiedlichen Siedlungsstrukturen in den beiden Landesteilen sein.

## Lokale Preisniveaus

Schließlich bestimmen noch lokale Preisniveaus die Höhe des nominalen Arbeitseinkommens: Je höher die Preise für Miete, Konsumgüter, Freizeitangebote etc. vor Ort sind, desto höhere nominale Löhne werden die Arbeitnehmer verlangen. Höhere Nominallöhne könnten daher schlicht höhere Lebenshaltungskosten reflektieren, sodass nominal unterschiedliche Arbeitseinkommen lokal die gleiche Kaufkraft entfalten und damit eigentlich identisch sind. In Ostdeutschland sind die lokalen Preisniveaus flächendeckend niedriger als in Westdeutschland (vgl. Karte (e) in Abbildung 2). Mitunter liegen die lokalen Preisniveaus in einigen städtisch geprägten Gebieten Ostdeutschlands sogar noch unter den lokalen Preisniveaus einiger ländlich geprägter Gebiete Westdeutschlands. Da der Ost-West-Lohnabstand in nominalen Größen gemessen wird, dürfte er zu einem nicht unerheblichen Anteil auf die Unterschiede in den lokalen Preisniveaus zurückzuführen sein.

## Methode

Die Bedeutung der einzelnen Lohndeterminanten für den Ost-West-Lohnabstand wird mit Hilfe einer Oaxaca-Blinder-Dekomposition bestimmt [vgl. OAXACA (1973), BLINDER (1973)]. Hierzu wird der gesamte Ost-West-Lohnabstand in zwei Komponenten zerlegt. Die erste Komponente spiegelt den Einfluss der Strukturunterschiede auf den Lohnabstand wider, die zweite den Einfluss unterschiedlicher Entlohnungsschemata. Die erste Komponente ergibt sich aus den Unterschieden in den durchschnittlichen individuellen, betrieblichen und regionalen Charakteristika zwischen Ost- und Westdeutschland, bewertet anhand des westdeutschen Entlohnungsschemas. Die zweite Komponente ergibt sich aus den

unterschiedlichen Entlohnungsschemata, gewichtet mit den durchschnittlichen individuellen, betrieblichen und regionalen Charakteristika in Ostdeutschland.

Für die Dekomposition werden zunächst Schätzungen der ostdeutschen und westdeutschen Entlohnungsschemata benötigt. Hierzu werden für beide Regionen separat erweiterte Mincer-Lohngleichungen geschätzt. Die ursprüngliche Mincer-Lohngleichung regressiert den (logarithmierten) Lohn eines Arbeitnehmers auf dessen Ausbildungsdauer, Berufserfahrung (in Jahren) und das Quadrat der Berufserfahrung. Durch den quadratischen Term wird berücksichtigt, dass die individuelle Produktivität und damit das eigene Arbeitseinkommen am Anfang des Arbeitslebens schneller steigen als an dessen Ende, da es für eine Person sehr viel einfacher ist, zusätzliche wertvolle Erfahrung zu sammeln, wenn sie bislang nur über wenig Erfahrung verfügt [vgl. MINCER (1974)]. KLUGE und WEBER (2015) approximieren die Ausbildungsdauer mit dem erreichten Bildungsabschluss und die Berufserfahrung mit dem Alter des Arbeitnehmers. Zudem erweitern sie die Lohngleichung um die potenziellen Determinanten der Ost-West-Lohnendifferenz: das Geschlecht des Arbeitnehmers; Tarifbindung, wirtschaftsfachliche Ausrichtung und Größe seines Betriebs; sowie Grad der Agglomeration und lokales Preisniveau seines Arbeitsortes. Um den Anpassungsgrad der Lohngleichung zu erhöhen, berücksichtigen KLUGE und WEBER (2015) zusätzlich weitere Kontrollvariablen<sup>1</sup> sowie das Quadrat aller metrischen Variablen (z. B. Betriebsgröße oder Preisniveau). Da Löhne rechtsschief verteilt sind, schätzen KLUGE und WEBER (2015) die Lohngleichungen nicht wie sonst üblich mit dem OLS-Schätzer, sondern mit dem unbedingten Quantilsschätzer [vgl. FIRPO et al. (2007, 2009, 2011)]. Dies erlaubt es, den Lohnabstand z. B. für den Median der regionalen Lohnverteilungen detailliert zu zerlegen.<sup>2</sup> Die geschätzten Parameter zeigen an, wie die einzelnen Determinanten in Ost- und Westdeutschland den Medianlohn beeinflussen bzw. wie die einzelnen Charakteristika in den beiden Regionen entlohnt werden.

## Daten

Um die Lohngleichungen schätzen zu können, werden detaillierte Informationen auf individueller, betrieblicher und regionaler Ebene benötigt. KLUGE und WEBER (2015) verwenden dafür einen verknüpften Arbeitnehmer-Arbeitgeber-Datensatz, den LIAB QM2 9310 des INSTITUTS FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (IAB),<sup>3</sup> den sie um regional-ökonomische Angaben insbesondere zur Siedlungsstruktur und zu regionalen Preisniveaus ergänzen.

Der LIAB-Datensatz verknüpft die gesetzlich normierten Entgeltmeldungen der Arbeitgeber an die Sozialversicherungsträger mit Befragungsdaten dieser Arbeit-

geber, die aus dem IAB-Betriebspanel gewonnen werden. Damit liegt ein hochqualitativer Datensatz mit einer sehr großen Fallzahl vor. Allerdings beginnt der Datensatz in Ostdeutschland erst im Jahr 1996, und er reicht gegenwärtig nur bis ins Jahr 2010. Bereinigt um Betriebe mit schlechter Verknüpfungsqualität stehen im Jahr 2010 Angaben zu etwa 500.000 Beschäftigungsverhältnissen in etwa 5.400 verknüpften Betrieben zur Verfügung.

## Ergebnisse

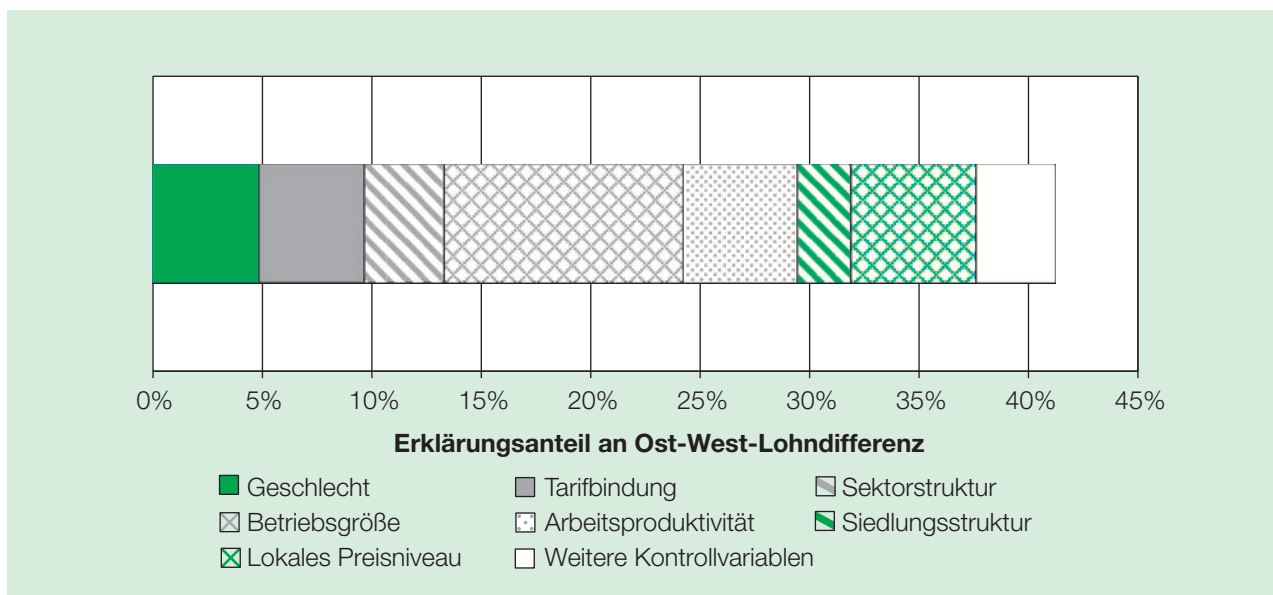
Die folgende Darstellung konzentriert sich auf die Differenz der Medianlöhne des Jahres 2010, dem letzten verfügbaren Jahr im Datensatz. Detaillierte Ergebnisse zu den Vorjahren sowie für andere Lohnquantile können KLUGE und WEBER (2015) entnommen werden.

Im Jahr 2010 belief sich der Abstand zwischen dem ostdeutschen und dem westdeutschen Medianstundenlohn auf etwa 5,20 €. Davon waren etwa 40 % auf Unterschiede in den oben diskutierten Charakteristika zwischen Ost- und Westdeutschland zurückzuführen. Maßgeblich waren insbesondere Unterschiede in den Betriebsgrößenklassen und den lokalen Preisniveaus. Diese beiden Faktoren erklärten zusammen etwa ein Sechstel der gesamten Lohn Differenz. Ost-West-Unterschiede in der Arbeitsproduktivität auf Betriebsebene konnten im Jahr 2010 dagegen nur ein Zwanzigstel der Ost-West-Lohn Differenz begründen.

Abbildung 3 stellt die Dekompositionsergebnisse für den Medianlohn beispielhaft für das Jahr 2010 dar. Die einzelnen Balkenabschnitte bilden ab, welcher Anteil der gesamten Ost-West-Lohndifferenz durch Unterschiede in den oben diskutierten Lohn determinanten auf der individuellen, betrieblichen und regionalen Ebene erklärt werden kann. Diese Anteile werden in Prozent der gesamten Lohn Differenz angegeben. Würden sich die Ost-West-Unterschiede in Bezug auf die in der Abbildung genannten Determinanten verringern, so würde sich auch der Ost-West-Lohnabstand verkleinern.

Abbildung 3 verdeutlicht, dass für die Erklärung der Lohn Differenz insbesondere die unterschiedlichen Betriebsgrößen und die Preisdifferenzen herangezogen werden müssen. Die Betriebsgrößenunterschiede (graue Karos) erklärten im Jahr 2010 etwa 11 % des Medianlohnabstandes. Wären die ostdeutschen Betriebe im Schnitt so groß wie ihre westdeutschen Pendanten gewesen, so wäre der Medianlohnunterschied um ein Zehntel kleiner gewesen. Ähnliches gilt für die regionalen Preisunterschiede (grüne Karos), die knapp 6 % der Ost-West-Lohndifferenz erklären. Dabei war der Erklärungsbeitrag der Preisunterschiede in den Vorjahren noch beträchtlich höher; im Jahr 2006 betrug er fast 20 %. Unterschiede in der Arbeitsproduktivität auf Betriebsebene (grau gepunktet) erklärten im Jahr 2010 nur knapp über 5 % der gesamten Medianlohn Differenz. In den Jahren zuvor war der Erklärungsbeitrag der Produktivitätslücke für den Lohnabstand häufig sogar noch deutlich niedriger; im Jahr 2003 betrug er nicht einmal 1 %. Wei-

**Abbildung 3: Relative Bedeutung struktureller Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland für die Ost-West-Lohndifferenz am Median im Jahr 2010**



Quellen: LIAB QM2 9310, Berechnung und Darstellung des ifo Instituts.

tere relevante Erklärungsbeiträge zum Ost-West-Lohnabstand im Jahr 2010 kamen von der höheren Erwerbsbeteiligung der Frauen in Ostdeutschland (grüne Fläche) sowie der geringeren Tarifbindung (graue Fläche), die jeweils knapp 5 % der Lohndifferenz erklärten. Dabei war der Erklärungsanteil, der auf die höhere Frauenerwerbsbeteiligung entfiel, seit Mitte der 1990er Jahre sehr stabil, während der Erklärungsanteil der Tarifbindung spiegelbildlich zum Rückgang der Bedeutung von Tarifverträgen in ostdeutschen Betrieben anstieg. Weniger bedeutend waren für den Ost-West-Lohnabstand im Jahr 2010 dagegen die unterschiedlichen Sektorstrukturen (grau schraffiert) und Siedlungsstrukturen (grün schraffiert).

### Schlussfolgerungen

Die Zerlegung des Ost-West-Lohnabstandes verdeutlicht, dass die persistenten Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland zu einem nicht unerheblichen Teil auf strukturelle Unterschiede zwischen den beiden Großraumregionen zurückgeführt werden können. Maßgeblich sind vor allem das Fehlen einer hinreichenden Anzahl von Großbetrieben in Ostdeutschland sowie die durchschnittlich geringeren Preisniveaus in ostdeutschen Kreisen, aber auch die geringere Arbeitsproduktivität auf Betriebsebene, der höhere Beschäftigungsanteil von Frauen und die geringere Tarifbindung. Insgesamt beträgt der Ost-West-Lohnabstand bereinigt um diese und weitere wesentliche strukturelle Unterschiede auf individueller, betrieblicher und regionaler Ebene nur noch weniger als 60 % des Abstandes, der aus den makroökonomischen Daten zu entnehmen ist. Der verbleibende Lohnabstand ist auf Unterschiede in Faktoren zurückzuführen, die in der vorliegenden Analyse nicht hinreichend berücksichtigt werden konnten (z.B. Erwerbsbiographie, Betriebsalter, Managementstrukturen), sowie auf unterschiedliche Entlohnungsschemata. Beispielsweise steigt das Arbeitseinkommen in Ostdeutschland mit zunehmender Berufserfahrung deutlich schwächer als in Westdeutschland [vgl. GÜHNE und MARKWARDT (2014), ORLOWSKI und RIPHAHN (2009)]. Die Ursachen für solche Unterschiede in den Entlohnungsschemata sind vielfältig (z.B. könnten Beschäftigte aufgrund der höheren Arbeitslosenquoten in Ostdeutschland bereit sein, geringere Löhne zu akzeptieren) und sollten Gegenstand künftiger Forschungsprojekte sein.

Von den Unterschieden in den betrachteten strukturellen Determinanten entziehen sich wiederum einige der unmittelbaren wirtschaftspolitischen Einflussnahme. Dazu zählen etwa die Tarifbindung, die räumlichen Siedlungsstrukturen, die Unterschiede in regionalen Preisniveaus und der Beschäftigungsanteil von Frauen. Bei letzterem

ist überdies anzumerken, dass ein höherer Beschäftigtenanteil von Frauen, wie er in Ostdeutschland gegenüber Westdeutschland erreicht wird, grundsätzlich wirtschaftspolitisch und gesellschaftlich erwünscht ist, und dass eine Angleichung Ostdeutschlands an westdeutsche Verhältnisse, d.h. eine Verringerung des Beschäftigtenanteils von Frauen, nicht opportun ist. Vielmehr sollten die Anstrengungen darauf gerichtet werden, Frauen den Weg in eine höherwertige und vielfach ihren Qualifikationen auch besser gerecht werdende Beschäftigung zu ebneten.

Damit lassen sich durch eine Verbesserung der wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen in Ostdeutschland die auf aggregierter Ebene beobachteten Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland nur teilweise verringern. Maßgeblich gilt es, die strukturellen Nachteile Ostdeutschlands zu beseitigen, indem das betriebliche Wachstum, die Erhöhung der betrieblichen Arbeitsproduktivität und die Etablierung hochproduktiver Sektoren wirtschaftspolitisch weiter begünstigt werden. Die dafür notwendigen Prozesse wirken in der Regel aber langfristig, zum Teil sogar nur sehr langfristig [vgl. zum Betriebswachstum z. B. OCHSNER und WEBER (2014)], sodass mit einer raschen Verringerung der Ost-West-Lohndifferenz, zumindest in Bezug auf den oben erklärten Teil, nicht zu rechnen ist.

### Literaturverzeichnis

- AL-FARHAN, U. F. (2010): Changes in the Gender Wage Gap in Germany During a Period of Rising Wage Inequality 1999–2006: Was it Discrimination in the Returns to Human Capital? SOEPpaper 293.
- ANDERSSON, M.; KLAESSON, J. und J. P. LARSSON (2014): The Sources of the Urban Wage Premium by Worker Skills: Spatial Sorting or Agglomeration Economies? *Papers in Regional Science*, 93 (4), 727–747.
- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.) (2014a): Arbeitnehmerentgelt in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 2000 bis 2012. Reihe 2, Band 2, Stuttgart.
- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.) (2014b): Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 1992 und 1994 bis 2012. Reihe 2, Band 1, Stuttgart.
- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (Hrsg.) (2016): Arbeitnehmerentgelt, Bruttolöhne und -gehälter in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland 1991 bis 2014. Vorabversion zu Reihe 1, Band 2. Berechnungsstand: August 2015. Stuttgart.



- BA – Statistik der Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) (2011): Beschäftigungsstatistik, Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach Kreisen und kreisfreien Städten, Stichtag 30. Juni 2010. Nürnberg.
- BA – Statistik der Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) (2012): Arbeitsmarkt in Zahlen, Betriebe und sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, Nürnberg, 30. Juni 2010. Nürnberg.
- BLANCHFLOWER, D. G. und A. Bryson (2010): The Wage Impact of Trade Unions in the UK Public and Private Sectors. *Economica*, 77 (305), S. 92–109.
- BLIEN, U.; GARTNER, H.; STÜBER, H. und K. WOLF (2009): Regional Price Levels and the Agglomeration Wage Differential in Western Germany. *The Annals of Regional Science*, 43 (1), S. 71–88.
- BLINDER, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), S. 436–455.
- BBSR – BUNDESINSTITUT FÜR BAU-, STADT- und RAUMFORSCHUNG (Hrsg.) (2009): Regionaler Preisindex, Berichte, Nr. 30. Bonn.
- BBSR – BUNDESINSTITUT FÜR BAU-, STADT- und RAUMFORSCHUNG (Hrsg.) (2015): Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung, INKAR. Bonn.
- BURDETT, K. und D. T. MORTENSEN (1998): Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment. *International Economic Review*, 39 (2), S. 257–273.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. und T. LEMIEUX (2007): Decomposing Wage Distributions using Recentered Influence Function Regressions. mimeo.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. und T. LEMIEUX (2009): Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77 (3), S. 953–973.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. und T. LEMIEUX (2011): Decomposition Methods in Economics. In O. Ashenfelter and D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4, Part A, Elsevier, S. 1–102.
- FISCHER, G.; JANIK, F.; MÜLLER, D. und A. SCHMUCKER (2009): The IAB Establishment Panel – Things Users Should Know. *Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Jg. 129, H. 1, S. 133–148.
- GÜHNE, M. und G. MARKWARDT (2014): Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. *ifo Dresden berichtet*, 21 (3), S. 37–44.
- HANS-BÖCKLER-STIFTUNG (Hrsg.) (2015). *Statistisches Taschenbuch – Tarifpolitik*. Düsseldorf.
- HEINIG, J.; SCHOLZ, T. und S. SETH (2013): Linked-Employer-Employee-Daten des IAB: LIAB-Querschnittmodell 2 1993–2010 (LIAB QM2 9310), FDZ-Datenreport 02/2013 (de).
- HEINIG, J.; KLOSTERHUBER, W. und S. SETH (2014): An Overview on the Linked Employer-Employee Data of the Institute for Employment Research (IAB). *Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Jg. 134, H. 1, S. 141–148.
- JOACHIMIAK, W. (2013): Frauenverdienste – Männerverdienste: Wie groß ist der Abstand wirklich?, *STATmagazin: Verdienste und Arbeitskosten* 03/2013.
- KLUGE, J. und M. WEBER (2015): Decomposing the German East-West Wage Gap. *Ifo Working Paper No. 205*.
- LEHMER, F. und J. MÖLLER (2010): Interrelations between the Urban Wage Premium and Firm-size Wage Differentials: a Microdata Cohort Analysis for Germany. *The Annals of Regional Science*, 45 (1), S. 31–53.
- LUDSTECK, J. (2014): The Impact of Segregation and Sorting on the Gender Wage Gap: Evidence from German Linked Longitudinal Employer-Employee Data. *Industrial and Labor Relations Review*, 67 (2), S. 362–394.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- OAXACA, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), S. 693–709.
- OCHSNER, C. und M. WEBER (2014): Die Kleinteiligkeit der ostdeutschen Wirtschaft – dynamisch betrachtet. *ifo Dresden berichtet*, 21 (5), S. 22–33.
- ORLOWSKI R. und R. T. RIPHAHN (2009): The East German Wage Structure after Transition. *Economics of Transition* 17 (4), S. 629–659.
- RAGNITZ, J. (2010): Strukturelle Ursachen des Einkommensrückstands Ostdeutschlands. *ifo Dresden berichtet* 17 (2), S. 17–23.
- RAGNITZ, J. (2012): Regionale Lohnunterschiede in Deutschland. *ifo Dresden berichtet* 19 (2), S. 26–32.
- SHAPIRO, C. und J. E. STIGLITZ (1984): Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *The American Economic Review*, 74 (3), S. 433–444.
- YELLEN, J. L. (1984): Efficiency Wage Models of Unemployment. *The American Economic Review*, 74 (2), S. 200–205.

<sup>1</sup> Zu den Kontrollvariablen gehören die Staatsangehörigkeit (Deutsch, Nicht-Deutsch), der Beruf, die berufliche Stellung und Indikatoren der Betriebszugehörigkeit der/des Beschäftigten; die Arbeitsproduktivität auf Betriebsebene und die Einbindung des Betriebs in einer größeren Konzernstruktur sowie der jeweilige Anteil von Beschäftigten in produzierenden, Ingenieurs- und Dienstleistungsberufen auf Kreisebene.

<sup>2</sup> Der Median unterteilt die Lohnverteilung in exakt zwei gleich große Hälften, sodass 50 % aller Arbeitnehmer einen Lohn unterhalb des Medians und die anderen 50 % einen Lohn oberhalb des Medians verdienen.

<sup>3</sup> Die Datengrundlage dieses Beitrags bildet das Querschnittmodell 2 1993–2010 (LIAB QM2 9310) der Linked Employer-Employee Daten des IAB. Der Datenzugang erfolgte über einen Gastaufenthalt am Forschungsdatenzentrum der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT im INSTITUT FÜR ARBEITSMARKT UND BERUFSFORSCHUNG (FDZ) und anschließend mittels kontrollierter Datenfernverarbeitung beim FDZ (Projektnummer fdz747). Zu den Daten siehe FISCHER et al. (2009), HEINIG et al. (2013), HEINIG et al. (2014).

# Weiterhin rückläufige Landeseinnahmen im Freistaat Sachsen: Die Ergebnisse der Projektion der sächsischen Landeseinnahmen bis zum Jahr 2030

David Bauer, Carolin Fritzsche und Johannes Steinbrecher\*

## Einleitung

Zur Unterstützung der Landespolitik bei der Planung zukünftiger Ausgaben erstellt das IFO INSTITUT im Auftrag des SÄCHSISCHEN STAATSMINISTERIUMS DER FINANZEN (SMF) in regelmäßigen Abständen eine Projektionsrechnung für die langfristige Entwicklung der sächsischen Landeseinnahmen. Die Bereinigten Einnahmen (berechnet aus den Ordentlichen Einnahmen abzüglich der Zuführungen aus der Auflösung von Rücklagen) fallen im Vergleich zur Vorjahresprojektion höher aus. Dennoch ist bis zum Jahr 2025 mit einem erheblichen Einnahmerückgang im Vergleich zum Basisjahr 2015 zu rechnen. Bedingt ist dieser Rückgang vorwiegend durch das Auslaufen der Transfers von Bund und EU sowie durch den demographischen Wandel. Eine Ausdehnung des Projektionszeitraums auf das Jahr 2030 liefert ein ähnliches Ergebnis: Bis zu diesem Zeitpunkt ist von einer Verringerung der realen Einnahmen um rd. 6 % auszugehen.

## Methodische Erläuterungen

Im Vergleich zu den Vorjahresprojektionen wurden in der aktuellen Projektionsrechnung einige Anpassungen durchgeführt. In Box 1 werden diese näher erläutert, insbesondere im Hinblick auf die Ausdehnung des Projektionszeitraums auf das Jahr 2030 und die Verwendung der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung.

### Box 1: Änderungen in der Projektion sowie ihre Auswirkungen im Vergleich zum Vorjahr

Im Vergleich zur Vorjahresprojektion wird die aktuelle Projektion in einigen Punkten angepasst. Einerseits wird der Projektionszeitraum vom Jahr 2025 auf das Jahr 2030 erweitert. Zudem erfolgt eine Anpassung der Erwerbsbeteiligung nach Altersgruppen und Geschlecht, die für sich genommen zu einer leichten Abschwächung des Potenzialwachstums führt. Andererseits wird die Entwicklung der Erwerbstätigenzahl nun nach der Bevölkerungsentwicklung gemäß der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung (Variante

G1-L1-W1) auf Bundesebene ausgerichtet. Gleiches gilt auch für die Entwicklung der Einwohnerzahl zur Berechnung der Verteilung der Einnahmen über die Länder im bundesstaatlichen Finanzausgleich. Die bisherige Projektionsrechnung basierte auf einer Fortschreibung der Bevölkerungszahlen auf Grundlage der 5. regionalisierten Bevölkerungsprognose des STATISTISCHEN LANDESAMTES DES FREISTAATES SACHSEN (2012). Die Anpassung bezüglich der Erwerbstätigenzahlen hat im Besonderen Auswirkungen auf die Entwicklung des Produktionspotenzials. Aufgrund der optimistischeren Annahmen bezüglich der jährlichen Nettozuwanderung bis zum Jahr 2021 nach der aktuellen Bevölkerungsvorausberechnung wird im Durchschnitt ein höherer Wachstumspfad als in der Vorjahresprojektion projiziert. In diesem Zusammenhang wird weiterhin eine Neuschätzung der Steuerelastizitäten als sinnvoll erachtet. Verglichen zum Vorjahr liegen die Ergebnisse wertmäßig unterhalb der bisher angesetzten Elastizitätswerte. Zu begründen ist dies durch die inverse Beziehung zwischen Steuerelastizität und Wirtschaftswachstum. So führt das höhere Wachstum des Produktionspotenzials bei gleichem Steuereinnahmewachstum zu geringeren Elastizitäten. Trotz ihrer Verringerung bewegen sich die Steuerelastizitäten durchschnittlich um den Wert Eins. Des Weiteren findet in der aktuellen Projektion die am 20.10.2015 in Kraft getretene Änderung des § 1 Satz 5 FAG Berücksichtigung. Demnach haben die Länder ab dem Jahr 2015 350 Mill. € weniger von ihrem Anteil am Umsatzsteueraufkommen an den Bund abzuführen. Für den bundesstaatlichen Finanzausgleich wurde ein grundsätzliches Fortbestehen der geltenden Regeln auch über das Jahr 2019 hinaus angenommen. Nicht berücksichtigt werden außerdem die Auswirkungen der aktuellen Flüchtlingsmigration auf die langfristige Entwicklung der sächsischen Landeseinnahmen. Dies rührt daher, dass gegenwärtig nicht

\* David Bauer und Carolin Fritzsche sind Doktoranden, Dr. Johannes Steinbrecher war wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Niederlassung Dresden des Ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

für jedes Bundesland eine Bevölkerungsprognose vorliegt, die den Einfluss dieser Migration auf die zukünftige Bevölkerungsentwicklung einbezieht. So gibt es derzeit zu wenige Informationen darüber, wie viele Flüchtlinge nach Deutschland kommen werden. Unklar ist weiterhin, wie viele von ihnen in Deutschland, speziell in Sachsen, bleiben werden und zu welchem Zeitpunkt diese als Asylbewerber anerkannt werden, sodass sie Bestandteil des bundesstaatlichen Finanzausgleichs werden.

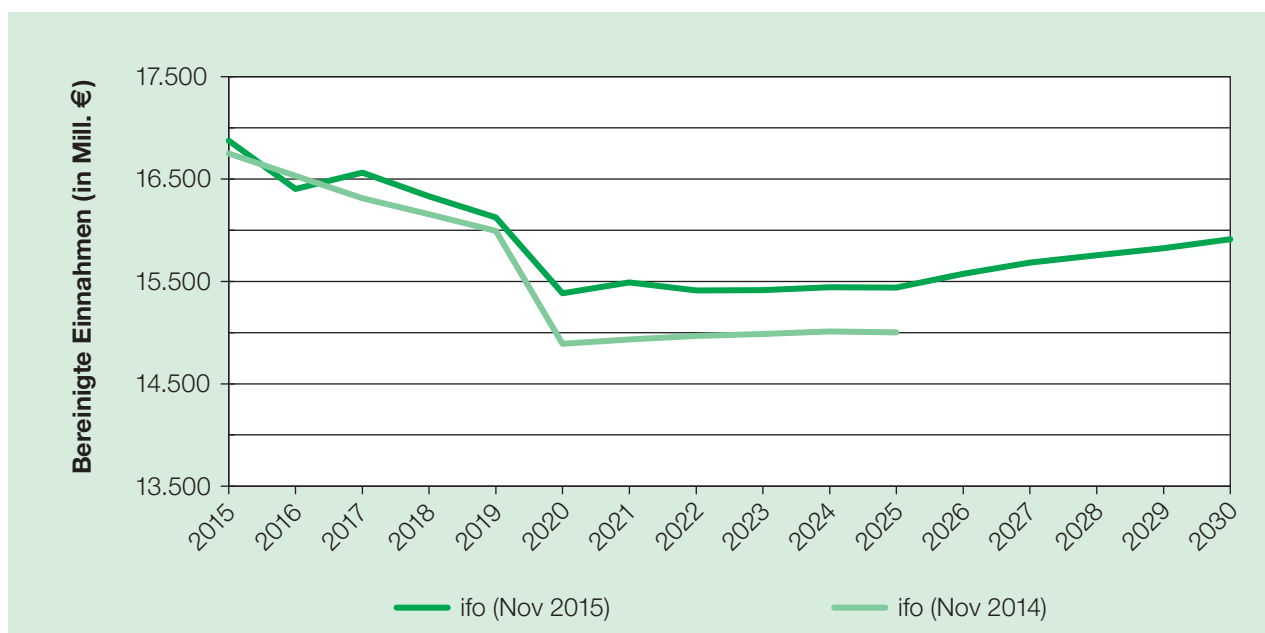
### Projektionsergebnisse

Für die Projektion der Einnahmen werden die Ergebnisse der aktuellen Steuerschätzung (November 2015) des Freistaates Sachsen [SMF (2015)] für den Zeitraum vom Jahr 2015 bis zum Jahr 2020 übernommen. Für die Jahre von 2021 bis 2030 beruht die projizierte langfristige Einnahmeentwicklung des Landes auf eigenen Schätzungen zur wirtschaftlichen Entwicklung Deutschlands. Gerade diese Schätzungen sind im Hinblick auf die Nivellierung der Landeseinnahmen im bundesstaatlichen Finanzausgleich von grundlegender Bedeutung. Das Wachstum des deutschen Bruttoinlandsprodukts (BIP) wird anhand eines produktionstheoretischen Modells projiziert.<sup>1</sup> Dieses Modell sagt ein reales Wirtschaftswachstum bis zum Jahr 2030 von rd. 1,0% p. a. voraus. Die im November 2015 berechneten Einnahmen für das

Jahr 2025 fallen dadurch etwas höher aus als die Ergebnisse der vorangegangenen Projektion (Basis: Steuerschätzung November 2014) [vgl. hierzu Eck et al. (2015)]. In Abbildung 1 ist die Entwicklung der Bereinigten Einnahmen im Projektionszeitraum auf Grundlage der Steuerschätzungen vom November 2014 und vom November 2015 dargestellt.

Bis zum Jahr 2019 liegen im Vergleich zum Vorjahr relativ moderate Unterschiede vor; zwischen den Jahren 2020 und 2025 zeigt sich jedoch eine klare Differenz: Bis zum Jahr 2019 verlaufen die Werte ähnlich.<sup>2</sup> So sind im Durchschnitt höhere Einnahmen von rd. 170 Mill. € zu erwarten. Zu begründen ist dieser Unterschied anhand der besseren wirtschaftlichen Entwicklung für Gesamtdeutschland im Jahr 2014. Daraus resultiert ein höheres Ausgangsniveau für die sächsischen Landeseinnahmen. Ab dem Jahr 2020 nimmt der Unterschied sogar zu, sodass die Einnahmen bis zum Jahr 2025 rd. 440 Mill. € über denen der Vorjahresprojektion liegen werden. Zum kleineren Teil kann diese Differenz auf den eben beschriebenen Niveauunterschied in Bezug auf die gesamtdeutsche Entwicklung zurückgeführt werden. Wesentlich getrieben wird dieser Unterschied jedoch von der Erwerbstätigenzahl, die im Jahr 2015 mit rd. 43 Mill. um etwa 700.000 Erwerbstätige höher lag als sie für die Vorjahresprojektion angenommen wurde. Dadurch liegt ein größeres Arbeitsvolumen als Basis für die Potenzialschätzung vor, womit das Produktionspotenzial bis zum Jahr 2030 wesentlich höher geschätzt wird als in der Vorjahresprojektion. Infolgedessen werden langfristig höhere Einnahmen im sächsischen Landeshaushalt projiziert.

**Abbildung 1: Projektion der Bereinigten Einnahmen des Freistaates Sachsen (preisbereinigt, Basisjahr 2015)**



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

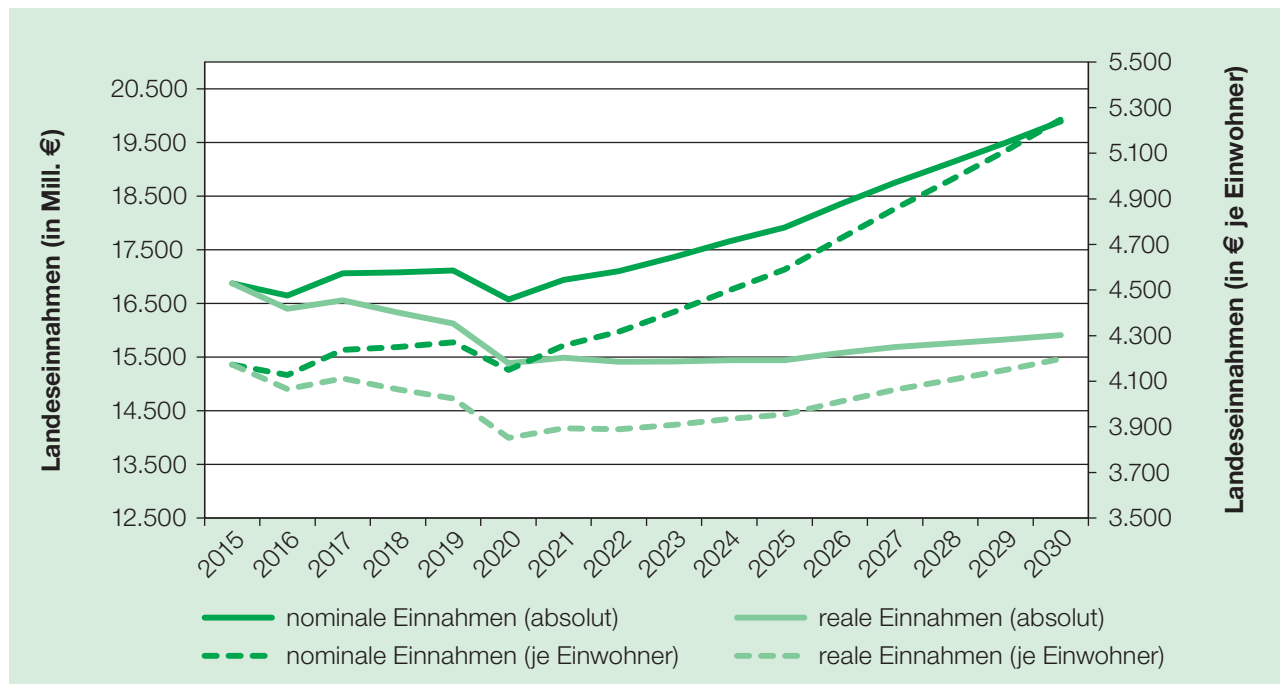
Die Einnahmeentwicklung bis zum Jahr 2020 wird vornehmlich durch die Degression der Korb-I- und Korb-II-Mittel bestimmt. So reichen die Steuermehreinnahmen im Zuge des Wirtschaftswachstums nicht aus, um den Rückgang der ostspezifischen Transfers abzufangen. Sobald diese Mittel vollständig entfallen, kommt den Steuereinnahmen ab dem Jahr 2020 eine herausragende Bedeutung zu. Von dort an nehmen die Bereinigten Einnahmen bis zum Jahr 2025 leicht zu. Eine Ausnahme bildet hierbei das Jahr 2022, bei dem ein leichter Rückgang in den Landeseinnahmen zu verzeichnen ist. Verantwortlich für den Rückgang ist lediglich die für dieses Jahr geschätzte Steuerelastizität, die statistisch bedingt einen geringeren Wert als eins aufweist.

Ab dem Jahr 2025 kommt es sogar zum Wachstum der Bereinigten Einnahmen, welches bis zum Jahr 2030 anhält. Für diesen Einnahmezuwachs ist das positive Bevölkerungswachstum der 40- bis 50-Jährigen sowie der 60- bis 65-Jährigen nach der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung ab dem Jahr 2026 ursächlich. Aufgrund der demographischen Entwicklung wird insbesondere für die letztgenannte Gruppe ein deutlicher Anstieg des Bevölkerungsbestandes erwartet. Wenngleich die Erwerbstätigenquote bei den 60- bis 65-Jährigen relativ moderat ausfällt, so führt der Bevölkerungszuwachs in dieser Altersgruppe dazu, dass die Zahl der Erwerbstätigen schwächer zurückgeht oder sogar steigt. Geringfügig gefördert wird die Entwicklung der Erwerbstätigenzahlen durch das erwartete Bevölkerungswachstum der

40- bis 50-Jährigen, die eine vergleichsweise hohe Erwerbstätigenquote aufweisen. Infolgedessen werden ab dem Jahr 2025 ein stärkerer Wachstumspfad und folglich steigende Landeseinnahmen projiziert. Dennoch ist bei gegenwärtiger Betrachtung bis zum Ende des Projektionszeitraums mit einer Abnahme der realen Einnahmen im sächsischen Landeshaushalt zu rechnen: Ausgehend von etwa 16,9 Mrd. € im Jahr 2015 werden die Bereinigten Einnahmen bis zum Jahr 2030 auf rd. 15,9 Mrd. € bzw. um knapp 6 % sinken.

Zur Vergleichbarkeit der Einnahmen über die Jahre hinweg wurden die vorangestellten Ergebnisse als reale Größen ausgewiesen, d. h. zu den Preisen des Basisjahres 2015. Im Finanzausgleichsgesetz (FAG) sind jedoch einige Einnahmekomponenten bezüglich ihres nominalen Ausmaßes festgelegt; ein Beispiel hierfür bilden die in § 11 FAG statuierten Bundesergänzungszuweisungen. Insofern hat die Inflation einen Einfluss auf die reale Einnahmeentwicklung; in Abbildung 2 wird dieser Einfluss aufgezeigt. Dazu werden die realen Einnahmen mit ihren zugehörigen Nominalwerten, d. h. mit Werten zu Preisen des Berichtsjahres, gegenübergestellt. Es wird hierbei von einer Inflationsrate von 1,5 % ausgegangen. Die Entwicklung der nominalen Einnahmen fällt im Vergleich zur realen Einnahmeentwicklung deutlich positiver aus: Während verglichen mit dem Jahr 2015 ein Rückgang der realen Einnahmen bis zum Jahr 2030 von etwa 6 % projiziert wird, resultiert nominal ein Einnahmezuwachs um rd. 18 %. Des Weiteren erfolgt in Abbildung 2 eine Gegenüberstel-

Abbildung 2: Entwicklung der sächsischen Landeseinnahmen in realen (Basisjahr 2015) und nominalen Werten



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

lung des absoluten Ausmaßes der realen und nominalen Einnahmen mit ihren zugehörigen Größen je Einwohner.

Die eben genannten Differenzen zwischen den realen und nominalen Einnahmen werden auch in den Werten je Einwohner ersichtlich. Im Vergleich zu den absoluten Einnahmen weisen diese Größen einen höheren Anstieg auf, sodass sie real sogar um rd. 0,1 % bis zum Jahr 2030 anwachsen. Grund hierfür ist das Potenzialwachstum bis zum Ende des Projektionszeitraums, das der starken Einwohnerorientierung im bundesstaatlichen Finanzausgleich entgegenwirkt. Dadurch sind die realen Landeseinnahmen – trotz der abnehmenden Bevölkerung im Freistaat Sachsen – ab dem Jahr 2020 konstant bis zunehmend, sodass sie auch je Einwohner stetig wachsen. Ferner können bis Ende des Betrachtungszeitraums steigende nominale Einnahmen erwartet werden – dies gilt sowohl absolut als auch je Einwohner.

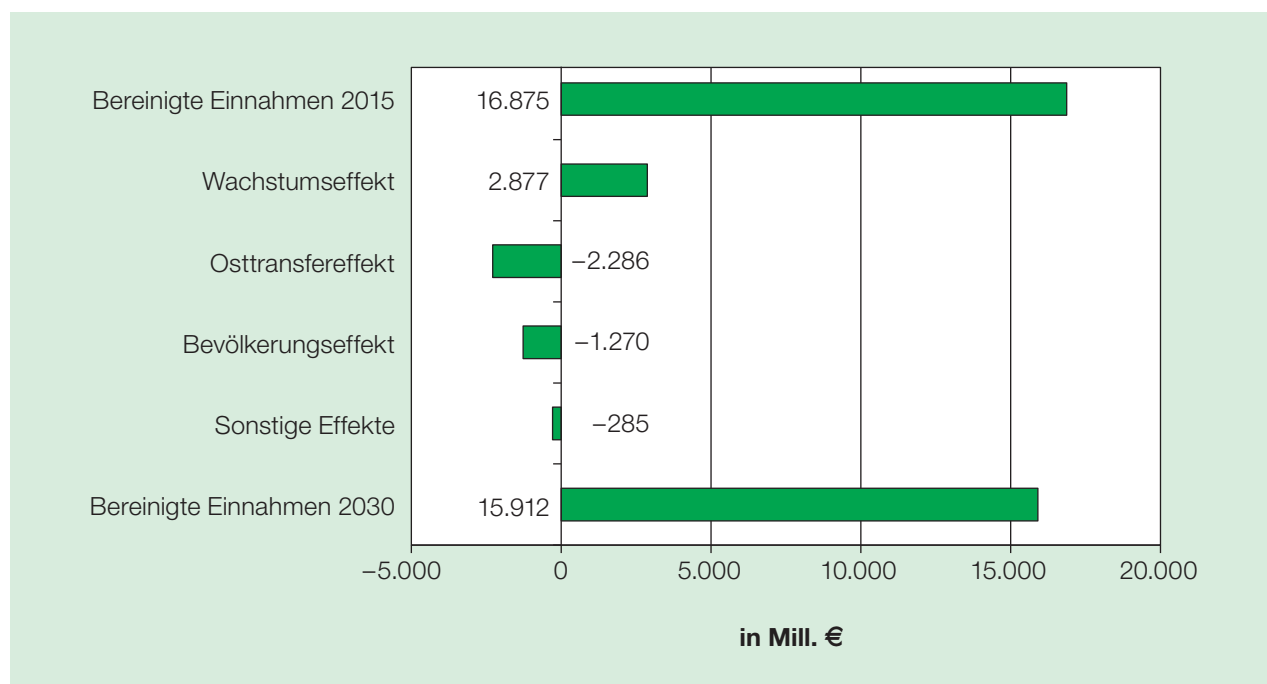
### Einflussfaktoren der Einnahmeentwicklung

Die langfristige Einnahmeentwicklung wird durch drei zentrale Faktoren beeinflusst, die in Abbildung 3 aufgezeigt werden: Der Wachstumseffekt, der Osttransfereffekt und der Bevölkerungseffekt. Den einzigen positiven Einfluss auf die Landeseinnahmen hat der Wachstumseffekt. Er liegt darin begründet, dass mit dem gesamtdeutschen Wirtschaftswachstum höhere Steuern einhergehen. So steigen die Bereinigten Einnahmen zum Pro-

jektionsende um rd. 2,9 Mrd. € durch diesen Effekt an. Im Vergleich zu früheren Projektionen ist dieser Betrag deutlich höher. Grund hierfür ist die Ausdehnung des Projektionszeitraums auf das Jahr 2030. Damit liegt bei einem fortwährend positiven Anstieg des Wachstumspfad ein größeres Produktionspotenzial zum Projektionsende vor.

Trotz seines positiven Einflusses reicht der Wachstumseffekt nicht aus, um die Bereinigten Einnahmen bis zum Jahr 2030 konstant zu halten oder gar zu steigern. Insgesamt kommt es zu einem Rückgang der Bereinigten Einnahmen bis zu diesem Jahr um rd. 1 Mrd. €. Wesentlich getrieben wird dieses Ergebnis durch den Osttransfereffekt, der nach wie vor einen negativen Einfluss auf die Bereinigten Einnahmen des Freistaates ausübt. Bedingt ist dieser durch die jährliche Degression und das vollständige Auslaufen der ostspezifischen Transfers bis zum Jahr 2020. So fehlen dem sächsischen Landeshaushalt bis zum Jahr 2030 rd. 2,3 Mrd. €. Wegen des fortwährenden Rückgangs der Zuweisungen über die Zeit hat dieser Effekt im Vergleich zum Vorjahr deutlich abgenommen. Ferner bringt der Bevölkerungseffekt negative Auswirkungen auf die Einnahmen des Freistaates bis zum Ende des Projektionszeitraums mit sich. Hervorgerufen wird er durch die Nivellierung der Landeseinnahmen im bundesstaatlichen Finanzausgleich: Durch die überdurchschnittlich abnehmende Bevölkerung stehen dem Freistaat weniger Mittel zur Verfügung, sodass sich der Einnahmerückgang des Landes bis zum Jahr 2030 auf rd. 1,3 Mrd. € beläuft. Im Vergleich zu früheren Pro-

**Abbildung 3: Einflussfaktoren der Einnahmeentwicklung (preisbereinigt, Basisjahr 2015)**



Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.



jektionen fällt dieser wesentlich größer aus. Grund hierfür ist die Ausdehnung des Projektionszeitraums bei weiterhin abnehmender Bevölkerung bis zum Jahr 2030. Des Weiteren wirkt sich die Inflationsbereinigung nominal fixierter Beträge negativ auf die Landeseinnahmen aus; sie bedingt überwiegend die in Abbildung 3 wiedergegebenen sonstigen Effekte. Bis zum Jahr 2030 führen diese zu Rückgängen der Landeseinnahmen um rd. 300 Mill. €. Auch dieser Effekt ist wegen der Erweiterung des Projektionszeitraums leicht größer als in den Vorjahren, da im Jahr 2030 eine stärkere Preisbereinigung notwendig ist.

### Fazit

Trotz der besseren wirtschaftlichen Entwicklung zeichnet sich in der aktuellen Projektion ein ähnliches Bild wie im Vorjahr ab: Der Freistaat Sachsen muss bis zum Jahr 2030 mit einer Verringerung der Einnahmen im Landshaushalt rechnen. So ist nach der aktuellen Projektionsrechnung von einem Rückgang der realen Einnahmen von rd. 6 % auszugehen. Dieser Rückgang fällt niedriger aus als in den bisherigen Projektionen [vgl. hierzu ECK und STEINBRECHER (2014) sowie ECK et al. (2013, 2015)], was zum einen auf die Verlängerung des Projektionszeitraums auf das Jahr 2030 zurückzuführen ist. Zum anderen führt die Anwendung der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung wegen optimistischerer Annahmen zur jährlichen Nettozuwanderung zu einem höheren Wachstumspfad. Die Fortschreibung der Landeseinnahmen wird zudem durch ein höheres Ausgangsniveau der Erwerbstätigenzahl im Jahr 2015 begünstigt. Die sinkenden Einnahmen sind insbesondere die Folge der auslaufenden Transferzahlungen für Ostdeutschland sowie der nachteiligen Bevölkerungsentwicklung im Freistaat. Selbst ein fortwährend positives Wachstum ist nicht ausreichend, um dem Einnahmerückgang bis zum Projektionsende entgegenzuwirken.

### Referenzen

- ECK, A.; FRITZSCHE, C. und J. STEINBRECHER (2015): Die Projektion der Einnahmen für den Freistaat Sachsen – Langfristig keine Veränderung trotz gegenwärtiger Mehreinnahmen, ifo Dresden berichtet 22 (01), S. 33–39.
- ECK, A. und J. STEINBRECHER (2014): Aktualisierung der Einnahmeprojektion für den Freistaat Sachsen – Erneut höhere Einnahmen im Ausgangsjahr, ifo Dresden berichtet 21 (01), S. 33–35.
- ECK, A.; STEINBRECHER, J. und C. THATER (2013): Aktualisierung der Einnahmeprojektion für den Freistaat Sachsen – Höhere Steuereinnahmen entlasten nur kurzfristig, ifo Dresden berichtet 20 (01), S. 47–49.
- SMF – SÄCHSISCHES STAATSMINISTERIUM DER FINANZEN (Hrsg.) (2015): Ergebnisse der Steuerschätzung November 2015 des Freistaates Sachsen, mimeo.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2015a): Bevölkerung in den Bundesländern bis 2060 – Ergebnisse der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2015b): Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland, Fachserie 1 Reihe 2.1.1, Mikrozensus, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2016): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen des Bundes, Generische Tabelle auf [www.destatis.de](http://www.destatis.de), abgerufen am 20.01.2016.
- STATISTISCHES LANDESAMT DES FREISTAATES SACHSEN (Hrsg.) (2012): 5. Regionalisierte Bevölkerungsprognose für den Freistaat Sachsen bis 2025, Kamenz.

<sup>1</sup> Das Wachstum des BIP wird auf Basis der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung (Variante G1-L1-W1) [STATISTISCHES BUNDESAMT (2015a)], der Erwerbstätigenquoten [STATISTISCHES BUNDESAMT (2015b)] und der durchschnittlich geleisteten Jahresarbeitsstunden [STATISTISCHES BUNDESAMT (2016)] ermittelt.

<sup>2</sup> Allein im Jahr 2016 ergibt sich eine leichte Abweichung, da die Ergebnisse der Steuerschätzung im November 2015 für dieses Jahr niedriger ausgefallen sind als im November 2014.

# Praxisbezogene Weiterbildung – Schlüssel für den Weg aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung

Maik Grundmann\*

## Einleitung

Die Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW) erhöht für Teilnehmer die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit in eine Vollzeitbeschäftigung zu verlassen und anschließend dauerhaft in Vollzeit beschäftigt zu sein. Dies ergibt eine exemplarische Untersuchung der Wirksamkeit der FbW im Bereich der Altenpflege für Arbeitslose im Freistaat Sachsen. Hierzu wird die Beschäftigungssituation von arbeitslosen Teilnehmern der FbW-Altenpflege verglichen mit jener von möglichst ähnlichen Arbeitslosen, die nicht an der FbW-Altenpflege teilgenommen haben. Nach Abschluss der Maßnahme sind die Teilnehmer in der Tat häufiger in Vollzeit beschäftigt als vergleichbare Nicht-Teilnehmer. Dies gilt für einen Zeitraum von mindestens sechs Jahren ab Abschluss der Maßnahme.

Die FbW-Altenpflege ist ein wesentliches Element der Ausbildungs- und Qualifizierungsoffensive im Bereich der Altenpflege, die das BUNDESMINISTERIUM FÜR FAMILIE, SENIOREN, FRAUEN UND JUGEND (BMFSFJ) in Zusammenarbeit mit drei weiteren Bundesministerien im Dezember 2012 für die Dauer von vier Jahren begonnen hat. Diese Offensive soll einen möglichen Mangel an Arbeitskräften in der Altenpflege abmildern, der u. a. auf den demographischen Wandel zurückgeführt wird [vgl. BMFSFJ (2012)]. Teil der Offensive ist die verstärkte Nutzung der FbW-Altenpflege.<sup>1</sup> Damit soll u. a. das Arbeitsangebot in der Altenpflege erhöht werden. Aus Sicht der Maßnahmeteilnehmer viel wichtiger ist jedoch, dass eine solche Weiterbildungsmaßnahme ganz generell ihre Beschäftigungschancen erhöhen könnte. Bisherige Forschungsbeiträge bescheinigen FbW-Maßnahmen im Generellen durchaus positive Beschäftigungseffekte [vgl. FITZENBERGER und VÖLTER (2007), LECHNER et al. (2011), BIEWEN et al. (2014)]. Der vorliegende Beitrag bestätigt dieses Ergebnis für die FbW-Altenpflege im Freistaat Sachsen. Sachsen steht dabei exemplarisch für die Bundesländer mit den höchsten Anteilen Älterer an der Gesamtbevölkerung [vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT (2010)].

Im folgenden Abschnitt dieses Beitrags wird die FbW als ein Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik kurz vorgestellt. Anschließend werden das Vorgehen zur Ermittlung des Beschäftigungseffekts sowie die ver-

wendete Datengrundlage erläutert. Der Abschnitt danach fasst die wesentlichen Ergebnisse der Wirkungsanalyse zusammen. Nachfolgend werden die Ergebnisse diskutiert und der Beitrag durch ein kurzes Fazit abgeschlossen.

## Die Förderung der beruflichen Weiterbildung in der Altenpflege

Die FbW ist ein Instrument der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. Sie ist grundlegend in den §§ 81ff. SGB III geregelt. Prinzipiell dient die FbW dazu, die Beschäftigungschancen von Arbeitslosen bzw. von Arbeitslosigkeit bedrohten Personen durch eine berufliche Neu- oder Weiterqualifizierung zu steigern. Infolgedessen kann die FbW für einen Ausgleich der Diskrepanz zwischen den Qualifikationsanforderungen bei der Nachfrage nach Arbeitskräften und den bei den Arbeitssuchenden vorhandenen Qualifikationen sorgen. Die FbW ist daher nicht nur ein rein präventives Mittel zur Erreichung und Beibehaltung eines hohen Beschäftigungsstands, sondern eröffnet den ausführenden staatlichen Institutionen die Möglichkeit, eine strukturell bedingte Arbeitslosigkeit zu vermindern. Als Beispiel ist die Zeit nach der Wiedervereinigung Deutschlands zu nennen. Anfang der 1990er Jahre kam es zu einem starken Anstieg bei der Nutzung der Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung. Damit sollte der Wissens- und Qualifikationsstand der Arbeitnehmer aus den neuen Bundesländern an den Technologiestand und die Erfordernisse der westdeutschen Marktwirtschaft angepasst werden [BIEWEN et al. (2006)].

Die Förderung der beruflichen Weiterbildung im Bereich der Altenpflege wird neben den §§ 81ff. SGB III zusätzlich durch berufsspezifische Normen des Altenpflegegesetzes (AltPflG)<sup>2</sup> geregelt. Die Ausbildung besteht aus einem Unterricht im Klassenverbund in speziellen Altenpflegeschulen (Bildungsträger) sowie einer praktischen Ausbildung, z. B. in Altenheimen, stationä-

\* Maik Grundmann ist Referent für berufliche Bildung, Wirtschaftspolitik und Statistik beim Bundesverband der Freien Berufe (BFB). Dies ist eine Zusammenfassung seiner Masterarbeit, die er während eines Praktikums in der IAB-Regionaldirektion Sachsen, Chemnitz, angefertigt hat.

ren oder ambulanten Pflegeeinrichtungen. Der Unterricht und die praktische Ausbildung wechseln sich meist in mehrwöchigen Blöcken ab, wobei der Anteil der praktischen Ausbildung überwiegt. Die Weiterbildungsdauer zum Altenpfleger beträgt generell drei Jahre. Davon werden zwei Jahre durch die BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (BA) gefördert. Die Kosten im dritten Weiterbildungsjahr werden vom Träger der praktischen Ausbildung übernommen. Die Weiterbildung kann auf zwei Jahre bzw. ein Jahr verkürzt werden, wenn Vorqualifikationen wie eine Ausbildung bzw. Tätigkeit als Altenpflegehelfer, Krankenpflegehelfer oder Krankenpfleger vorliegen (§ 7 AltPflG).<sup>3</sup>

An der FbW-Altenpflege kann teilnehmen, wer mindestens eine abgeschlossene zehnjährige allgemeine Schulbildung besitzt und gesundheitlich geeignet ist (§ 6 AltPflG). Zusätzlich mussten Arbeitslose bis Ende 2002 in den 36 Monaten vor dem Beginn einer Weiterbildung mindestens 12 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt gewesen sein (Vorbeschäftigungszeit, siehe § 79 SGB III a. F.).

### Datensatz und Stichprobe

Detaillierte Daten zu Teilnehmern der FbW-Altenpflege und weiteren Arbeitslosen können den Integrierten Erwerbsbiographien (IEB) des INSTITUTS FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (IAB) entnommen werden. Diese Erwerbsbiographien gehen aus den Geschäftsprozessen der BA sowie der zugelassenen kommunalen Träger hervor. Mit Hilfe der Angaben lässt sich für jede Person der Verlauf der jeweiligen Erwerbsbiographie tagesgenau nachvollziehen. Dazu gehören Beschäftigungszeiten, Arbeitslosenzeiten, Zeiten des Transferleistungsbezugs und Teilnahmen an Maßnahmen der Aktiven Arbeitsmarktpolitik wie zum Beispiel der FbW-Altenpflege. Zusätzlich stehen personenbezogene Informationen wie das Geschlecht, das Alter, der Familienstand sowie die Schul- und Berufsbildung zur Verfügung.

Für diese Untersuchung wird aus den IEB eine Vollerhebung aller Personen gezogen, die in den Jahren 2002 und 2003 arbeitslos wurden und während dieser Arbeitslosigkeit mindestens einen Tag ihren Wohnsitz in Sachsen hatten. Für all diese Personen werden aus den IEB die tagesgenauen Erwerbsbiographien für den Zeitraum vom 01.01.1999 bis zum 31.12.2013 entnommen und auf Monatsebene zusammengefasst.<sup>4</sup> In der Stichprobe gelten Personen als Maßnahmeteilnehmer, wenn sie aus der Arbeitslosigkeit heraus in den Jahren 2002 bis 2004 eine Maßnahme in der FbW-Altenpflege begannen.<sup>5</sup>

Um möglichst unverzerrte Effekte der Maßnahme auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit schätzen zu können, fokussiert die Untersuchung im Folgenden auf Personen im Alter zwischen 25 und 55 Jahren, die nicht schwerbehindert oder einem schwerbehinderten Menschen gleichgestellt waren. Für Personen unter 25 Jahren gibt es spezielle Arbeitsmarktprogramme und bei Arbeitslosen über 55 Jahren könnten Rentenabgangseinflüsse die Beschäftigungsquoten verzerren. Zudem erfüllen alle Personen in der Stichprobe sowohl die Vorbeschäftigungszeit nach § 79 SGB III als auch die Bildungsvoraussetzung des § 6 AltPflG und sind folglich für die Weiterbildung bzw. die Ausbildung in der Altenpflege geeignet.

Insgesamt enthält die Untersuchungsstichprobe 672 Teilnehmer und 337.000 Nicht-Teilnehmer. Dabei unterscheiden sich die Teilnehmer von den Nicht-Teilnehmern in mehreren für die Beschäftigungswahrscheinlichkeit maßgeblichen Charakteristika (vgl. Tab. 1). Das weitere Vorgehen wird diese Unterschiede durch geeignete Methoden berücksichtigen.

Die FbW-Altenpflege wird in der vorliegenden Stichprobe überproportional von Frauen und vergleichsweise jüngeren Arbeitslosen besucht. Teilnehmer verfügen häufiger über einen mittleren Schulabschluss sowie eine Berufsausbildung und seltener über eine (Fach-) Hochschulzugangsberechtigung sowie einen (Fach-) Hochschulabschluss als Nicht-Teilnehmer. Generell ist dem Merkmal Berufsbildung zu entnehmen, dass die geförderte Weiterbildung im Bereich der Altenpflege eher als Weiterbildung bzw. Umschulung und weniger als „Erstausbildung“ genutzt wird. Für die Berufsvariable zeigt sich, dass bei den Teilnehmern der größte Anteil von Personen vor der Arbeitslosigkeit in sozialpflegerischen bzw. gesundheitsbezogenen Berufen tätig war und somit über relevante Vorkenntnisse verfügt. Bezüglich der Arbeitsmarkthistorie gibt es zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern deutlich geringere Unterschiede als bei den sozio-demographischen Merkmalen. Teilnehmer waren in den 36 Monaten vor Eintritt in die Arbeitslosigkeit geringfügig kürzer und zu einem geringeren Lohn beschäftigt als Nicht-Teilnehmer im Beobachtungszeitraum.

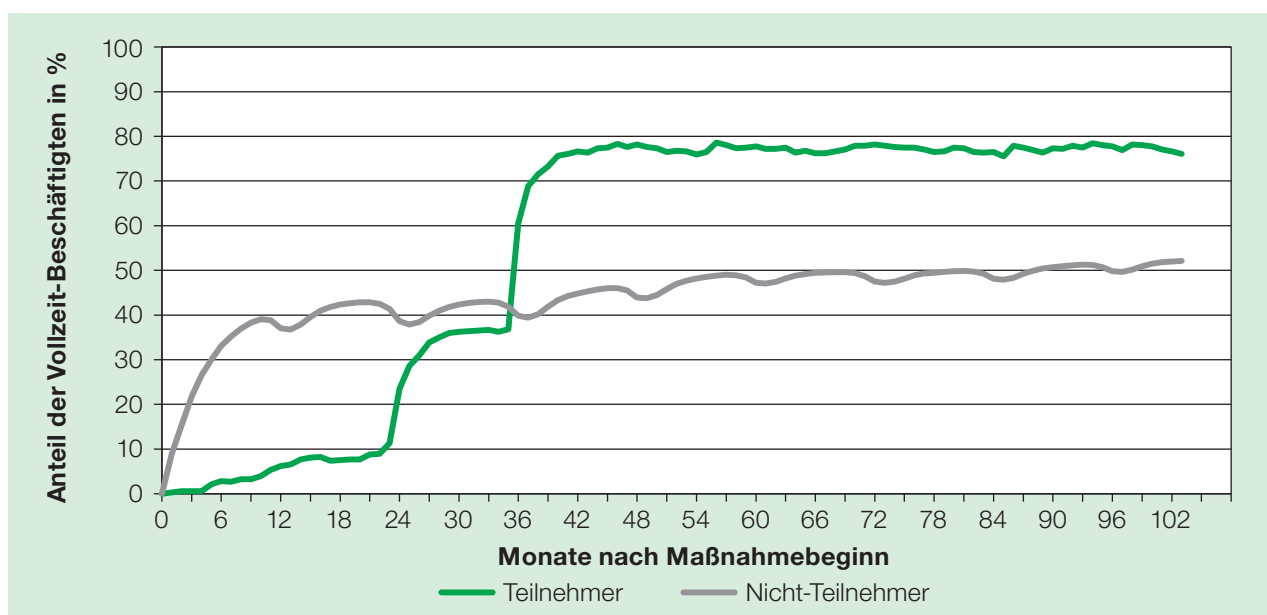
Für die betrachtete Teilnehmergruppe scheint die Beschäftigungswirkung der FbW-Altenpflege langfristig positiv gewesen zu sein. Dies lässt sich aus den Beschäftigungsquoten der beiden Untersuchungsgruppen ablesen, die in Abbildung 1 relativ zu dem (hypothetischen) Weiterbildungsbeginn gemessen wurden. Die Beschäftigungsquote ergibt sich als Anteil aller Personen in der jeweiligen Gruppe, die in dem jeweiligen Monat nach Beginn der FbW-Altenpflege in Vollzeit beschäftigt waren.

Tabelle 1: Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer an der FbW-Altenpflege im Vergleich

Merkmale	Teilnehmer	Nicht-Teilnehmer
Frau	82,9 %	41,5 %
Verheiratet	60,1 %	54,2 %
<b>Alter</b>		
25-35 Jahre	38,8 %	36,0 %
36-45 Jahre	46,7 %	34,5 %
46-55 Jahre	14,4 %	29,6 %
<b>Schulbildung</b>		
Haupt-/Realschulabschluss	92,4 %	86,5 %
(Fach-)Hochschulreife	7,4 %	12,3 %
<b>Berufsbildung</b>		
ohne Abschluss	3,3 %	7,0 %
Berufsausbildung	94,2 %	91,9 %
(Fach-)Hochschulabschluss	2,5 %	6,2 %
<b>Berufsgruppen nach KldB 1988 (Auswahl)</b>		
Warenkaufleute	10,3 %	7,7 %
Bürofach-/hilfskräfte	15,2 %	9,1 %
Sozialpflegerische Berufe	11,3 %	2,4 %
übrige Gesundheitsdienstberufe	6,9 %	1,6 %
<b>Arbeitsmarkthistorie der letzten drei Jahre bei Eintritt in die Arbeitslosigkeit</b>		
Median der kumulierten Dauer in sv-pflichtiger Beschäftigung (Monate)	19,0	21,0
Median der kumulierten Dauer in Arbeitslosigkeit (Monate)	5,5	5,0
Median der Anzahl der Arbeitslosigkeitsepisoden	0,7	0,7
Median des letzten Tagesentgelts (EUR)	41,0	46,0
<b>Beobachtungen</b>	672	337.313

Quellen: IAB (2015), eigene Berechnungen.

Abbildung 1: Anteil der Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer in Vollzeitbeschäftigung (in %)



Quellen: IAB (2015), eigene Berechnung und Darstellung.

**Untersuchungsmethode**

Um den Beschäftigungseffekt einer Teilnahme an einer FbW-Altenpflege bestimmen zu können, müsste die Beschäftigungssituation der Teilnehmer in zwei Zuständen bekannt sein: zum einen bei Teilnahme und zum anderen bei Nicht-Teilnahme an der Weiterbildung. Allerdings kann für Teilnehmer die hypothetische Beschäftigungssituation nach Nicht-Teilnahme an der Maßnahme nicht beobachtet werden. Dieser kontrafaktische Zustand lässt sich jedoch approximativ abbilden, indem für jeden Weiterbildungsteilnehmer unter den Nicht-Teilnehmern eine Person identifiziert wird, die dem Teilnehmer so ähnlich wie möglich ist. Die Identifikation solcher statistischer Zwillinge kann auf zwei Wegen erfolgen: entweder unmittelbar anhand aller beobachteten Faktoren, die die Weiterbildungsteilnahme und die Beschäftigungssituation einer Person beeinflussen, oder anhand der mittels dieser Faktoren geschätzten Wahrscheinlichkeit, an der FbW-Altenpflege teilzunehmen [vgl. ROSENBAUM und RUBIN (1983)]. Die zweite Variante wird Propensity Score Matching genannt und reduziert die mathematische Komplexität des Zuordnungsproblems deutlich.<sup>6</sup>

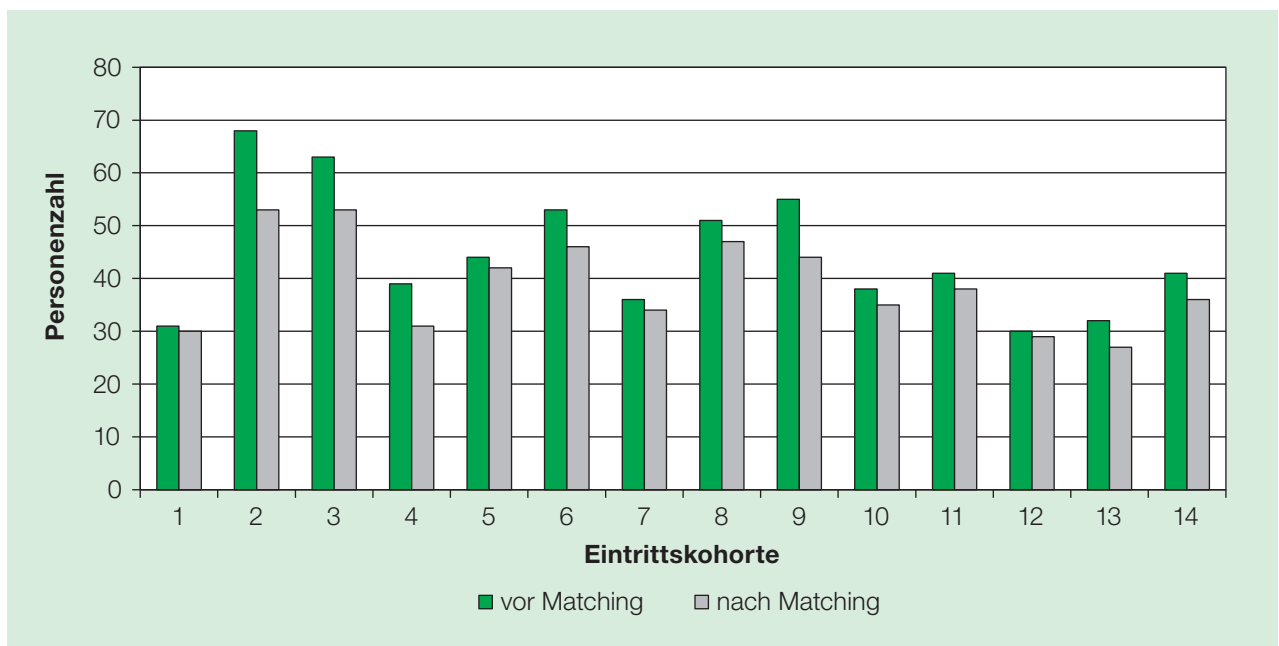
In dieser Untersuchung erfolgt die Zuordnung über das Propensity Score Matching, wobei die Teilnahme-wahrscheinlichkeit der Nicht-Weiterbildungsteilnehmer maximal um ein Prozent von der Teilnahmewahrscheinlichkeit des betreffenden Teilnehmers abweichen darf. Des Weiteren wurde die Zahl der möglichen Zuordnungen

auf fünf Personen erhöht, um die Varianz der Zuordnungsergebnisse zu verringern.

Zentrale Teilnahme- und damit Zuordnungsvoraussetzung ist die Arbeitslosigkeit. Aus diesem Grund muss sichergestellt werden, dass nur jene Nicht-Teilnehmer beim Matching berücksichtigt werden, die zum Zeitpunkt des Maßnahmebeginns des Teilnehmers (und noch einen Monat darüber hinaus) selbst auch arbeitslos waren [vgl. FREDRIKSSON und JOHANSSON (2003), SIANESI (2004), BIEWEN et al. (2006)]. Hierzu wird das Propensity Score Matching separat für jeden Monat in Arbeitslosigkeit durchgeführt. Die Zuordnung erfolgt für alle Maßnahmeeintritte innerhalb der ersten 14 Monate in Arbeitslosigkeit. Für spätere Maßnahmeneintrittsmonate hat sich die Teilnehmerzahl so stark verringert, dass verwertbare und aussagefähige Schätzungen nicht möglich waren. Die erste Untergruppe bzw. Eintrittskohorte besteht aus Personen, die nach einem Monat in Arbeitslosigkeit eine FbW-Altenpflege begannen, sowie aus Nicht-Teilnehmern, die mindestens zwei Monate arbeitslos waren. Die 14. Eintrittskohorte enthält folglich die Maßnahmenteilnehmer, die 14 Monate arbeitslos waren und im 15. Monat nach Eintritt in die Arbeitslosigkeit eine FbW begannen, sowie in der zugehörigen Kontrollgruppe Personen, die mindestens 15 Monate arbeitslos blieben. Die meisten Maßnahmeneintritte fanden nach zwei bzw. drei Monaten in der Arbeitslosigkeit statt (vgl. Abb. 2).

Im Anschluss an das Matching ergibt sich der durchschnittliche Beschäftigungseffekt der Teilnahme an der

**Abbildung 2: Personenanzahl je Eintrittskohorte vor und nach dem Matching**



Quellen: IAB (2015), eigene Berechnung und Darstellung.



FbW-Altenpflege als Differenz zwischen der mittleren Beschäftigungswahrscheinlichkeiten der gematchten Teilnehmer und der gematchten Nicht-Teilnehmer. In dieser Untersuchung wird der Beschäftigungseffekt separat für die ersten 108 Beobachtungsmonate (9 Jahre) nach Beginn der Maßnahme geschätzt. In die Analyse fließen ausschließlich sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse in Vollzeit ein. Da der Beschäftigungseffekt zwischen den einzelnen Eintrittskohorten potenziell variieren kann, wird der durchschnittliche Gesamteffekt für jeden einzelnen Beobachtungsmonat nach Weiterbildungsbeginn als gewichteter Mittelwert der kohortenspezifischen Effekte bestimmt. Als Gewichte dienen dabei die Anzahlen der pro Eintrittskohorte für das Matching verwendeten Maßnahmenteilnehmer [vgl. SIANESI (2004), KVASNICKA (2009)].

## Ergebnisse

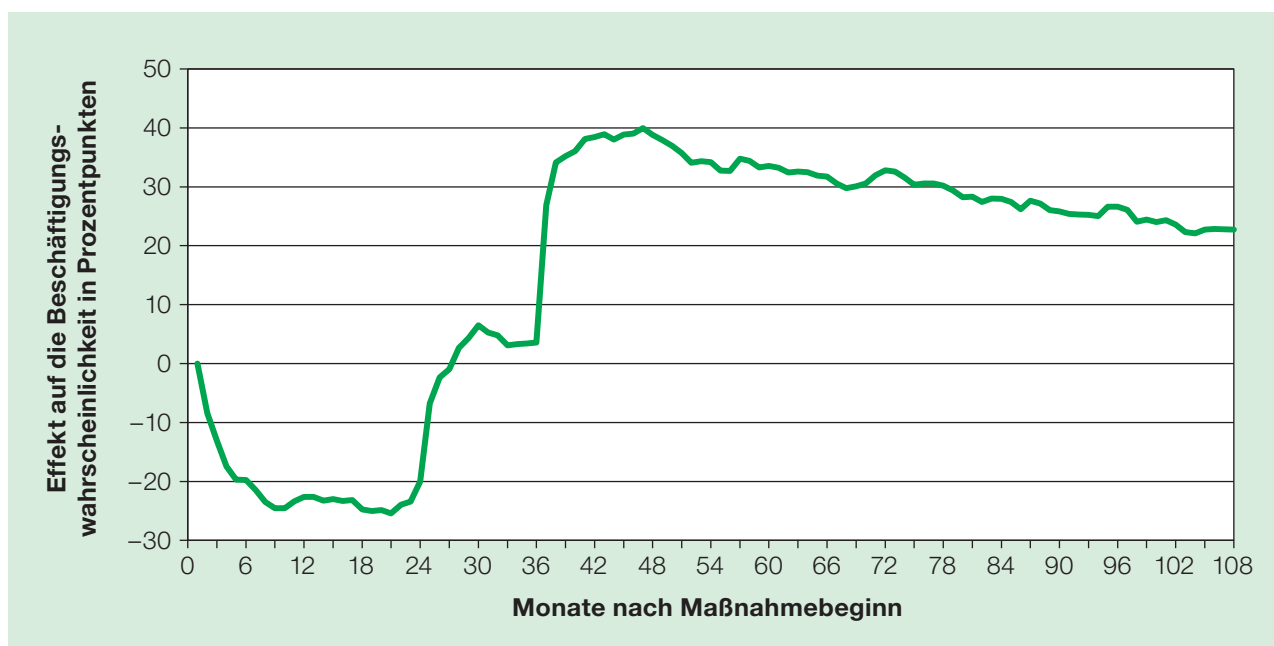
Der Vergleich der monatlichen Beschäftigungsquoten der gematchten Teilnehmer- und Kontrollgruppe zeigt, dass die FbW-Altenpflege für die Maßnahmenteilnehmer langfristig die Wahrscheinlichkeit erhöht hat, sozialversicherungspflichtig in Vollzeit beschäftigt zu sein. Abbildung 3 charakterisiert den Verlauf des durchschnittlichen monatlichen Beschäftigungseffekts als gewichteten Mittelwert über alle 14 Eintrittskohorten für die ersten neun Jahre ab Maßnahmebeginn.

In den ersten 27 Monaten weisen die FbW-Teilnehmer zunächst noch durchschnittlich eine niedrigere Beschäftigungshäufigkeit auf als die Personen der Kontrollgruppe. Dies ist auf einen Einbindungseffekt (Lock-in-Effekt) zurückzuführen: Während der Maßnahmenteilnahme suchen Teilnehmer in der Regel weniger intensiv nach einer Beschäftigung als andere Arbeitslose, da ihnen durch die Maßnahmenteilnahme für die Arbeitssuche weniger Zeit zur Verfügung steht. Dadurch sinkt die Abgangswahrscheinlichkeit aus der Arbeitslosigkeit und die Beschäftigungsquote der Teilnehmer ist zunächst niedriger als die der Nicht-Maßnahmenteilnehmer.

Im 28. Monat nach Beginn der Weiterbildung steigt der Beschäftigungseffekt sprunghaft an. Hier zeigt sich zum ersten Mal ein positiver Beschäftigungseffekt der Maßnahmenteilnahme. Erklären lässt sich dieses Ergebnis damit, dass ein Teil der FbW-Teilnehmer die Weiterbildung anscheinend verkürzen konnte und mit hoher Wahrscheinlichkeit im Anschluss an die Weiterbildung vom Ausbildungsträger in ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis übernommen wurde.

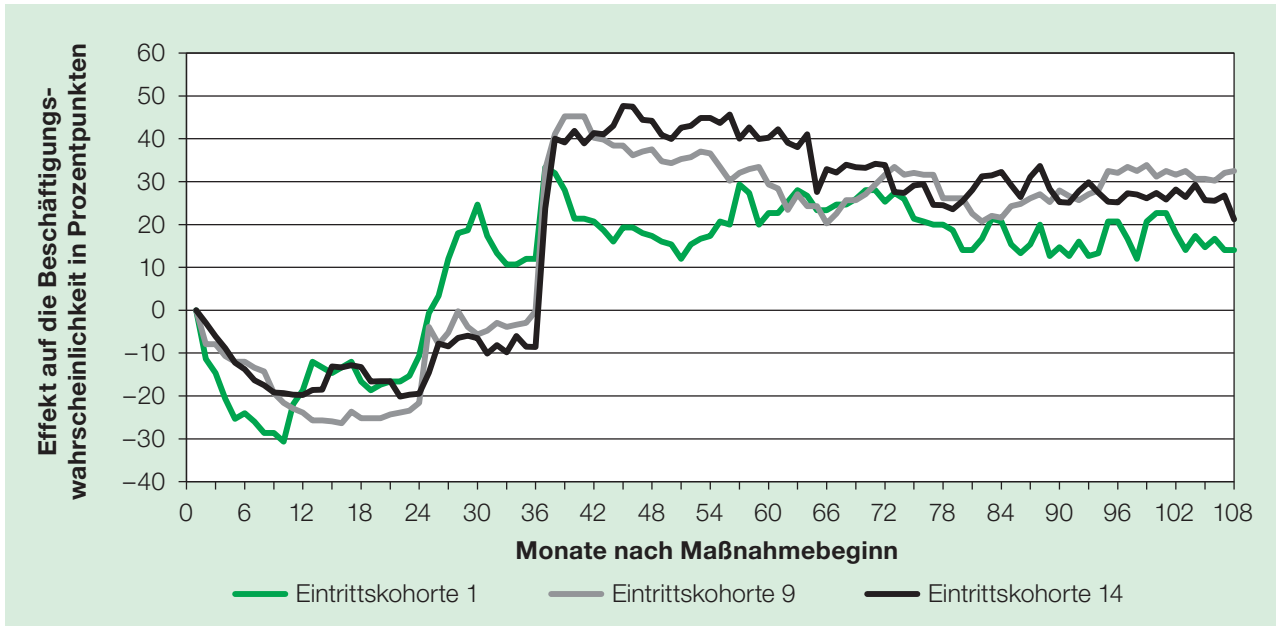
Im 36. Monat folgt dann ein zweiter sprunghafter Anstieg des Beschäftigungseffekts. Zu diesem Zeitpunkt hatten alle FbW-Teilnehmer ihre Weiterbildung beendet und nahmen ebenfalls eine Beschäftigung auf. Bis zum Ende des Beobachtungszeitraums nimmt die Stärke des Effekts etwas ab, was mit einer Zunahme der Quote der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnisse in der Kontrollgruppe zu erklären ist, während die Be-

**Abbildung 3: Über alle Kohorten gemittelter Teilnahmeeffekt der FbW-Altenpflege auf die Wahrscheinlichkeit, in Vollzeit beschäftigt zu sein**



Quellen: IAB (2015), eigene Berechnung und Darstellung.

**Abbildung 4: Mittlerer Teilnahmeeffekt der FbW-Altenpflege auf die Wahrscheinlichkeit, in Vollzeit beschäftigt zu sein, für die Eintrittskohorten 1, 9 und 14**



Quellen: IAB (2015), eigene Berechnung und Darstellung.

schäftigungsquote der Teilnehmer relativ konstant verläuft (vgl. auch Abb. 1). Der Effekt bleibt jedoch langfristig positiv. Die FbW-Altenpflege hat damit die Beschäftigungsaussichten der Teilnehmer gegenüber den Nicht-Teilnehmern nachhaltig verbessert. Dieses Ergebnis bestätigt frühere Untersuchungen zur Wirksamkeit von FbW-Maßnahmen [vgl. FITZENBERGER und VÖLTER (2007), LECHNER et al. (2011), BIEWEN et al. (2014)].

Der grundsätzliche Verlauf des Beschäftigungseffekts ist dabei unabhängig davon, wann die Teilnehmer die FbW-Altenpflege antraten. Exemplarisch zeigt dies ein Vergleich des Beschäftigungseffekts für die Untersuchungsgruppen, die nach einem Monat, nach neun Monaten bzw. nach 14 Monaten in Arbeitslosigkeit die Weiterbildung begannen (vgl. Abb. 4). Unterschiede zwischen den Eintrittskohorten bestehen jedoch hinsichtlich der Ausprägung des Effekts sowie insbesondere der Dauer des Lock-in-Effekts, was auf die Zusammensetzung der einzelnen Kohorten und die Beschäftigungsaussichten der Nicht-Teilnehmer zurückzuführen ist.

### Schlussfolgerung

In diesem Artikel wurde anhand individueller Erwerbsbiographien untersucht, ob die geförderte berufliche Weiterbildung (FbW) in der Altenpflege im Freistaat Sachsen die Beschäftigungssituation von Arbeitslosen wirksam verbessern konnte. Die Wirkungsanalyse zeigt einen langfristigen positiven Effekt auf die individuelle Wahrscheinlichkeit

der Weiterbildungsteilnehmer, in Vollzeit sozialversicherungspflichtig beschäftigt zu sein. Dabei zeigen sich sprunghafte Anstiege des Beschäftigungseffekts nach Abschluss der verkürzten und der regulären Maßnahmendauer. Dies legt die Vermutung nahe, dass die Weiterbildungsteilnehmer nach erfolgreicher Absolvierung der Weiterbildung von dem jeweiligen Träger ihrer praktischen Ausbildung in ein Beschäftigungsverhältnis übernommen wurden. Soweit dies der Fall ist, erhöht die FbW-Altenpflege nicht nur die Beschäftigungsaussichten der teilnehmenden Arbeitslosen, sondern kann tendenziell auch dem Ziel der Ausbildungsoffensive des BMFSFJ dienen, das Arbeitsangebot in der Altenpflege zu erhöhen.

Für eine umfassendere Analyse müssten zusätzlich die Beschäftigungswirkungen mit Blick auf Teilzeit- und geringfügige Beschäftigungsverhältnisse sowie die Teilnahmeeffekte auf das Arbeitseinkommen der Teilnehmer berücksichtigt werden. Gleichzeitig müssten auch regionale Unterschiede auf dem Arbeitsmarkt berücksichtigt werden, da z. B. der ermittelte Beschäftigungseffekt für die Altenpflege in Sachsen aufgrund der Altersstruktur innerhalb der Bevölkerung positiver ausfallen kann, als dies in einem Bundesland mit einer vergleichsweise jüngeren Bevölkerung der Fall wäre.

Aufgrund der Heterogenität zwischen den verschiedenen Wirtschafts- und Berufszweigen in Deutschland wären darüber hinaus Wirkungsanalysen für weitere Berufe, in denen die FbW durchgeführt wird, sinnvoll. Dadurch könnte besser beurteilt werden, in welchen Branchen die FbW besonders wirkungsvoll ist.

## Literatur

- BIEWEN, M.; FITZENBERGER, B.; OSIKOMINU, A. und M. PAUL (2014): The Effectiveness of Public-Sponsored Training Revisited: The Importance of Data and Methodological Choices, *Journal of Labor Economics* 32(4), S. 837–897.
- BIEWEN, M.; FITZENBERGER, B.; OSIKOMINU, A.; VÖLTER, R. und WALLER, M. (2006): Beschäftigungseffekte ausgewählter Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung in Deutschland: Eine Bestandsaufnahme, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung – Journal for Labour Market Research* 39(3/4), S. 365–390.
- BMFSFJ – BUNDESMINISTERIUM FÜR FAMILIE, SENIOREN, FRAUEN UND JUGEND (Hrsg.) (2012): <http://www.bmfsfj.de/BMFSFJ/Presse/pressemitteilungen,did=194494.html> (abgerufen am 03.04.2015).
- CALIENDO, M. und S. KOPEINING (2008): Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), S. 31–72.
- FITZENBERGER, B. und R. VÖLTER (2007): Long-run Effects of Training Programs for the Unemployed in East Germany, *Labour Economics* 14(4), S. 730–755.
- FREDRIKSSON, P. und P. JOHANSSON (2003): Program Evaluation and Random Program Starts, Working Paper Series 2003:1, Institute for Labour Market Policy Evaluation (IFAU) Uppsala.
- IAB – INSTITUT FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (Hrsg.) (2015): Integrierte Erwerbsbiographien (IEB) V11.01.01, Nürnberg.
- KVASNICKA, M. (2009): Does Temporary Help Work Provide a Stepping Stone to Regular Employment?, *Studies of Labor Market Intermediation* S. 335–372.
- LECHNER, M.; MIQUEL, R. und C. WUNSCH (2011): Long-run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany, *Journal of the European Economic Association* 9(4), S. 742–784.
- ROSENBAUM, P. R. und D. B. RUBIN (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika* 70(1), S. 41–55.
- SIANESI, B. (2004): An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s, *The Review of Economics and Statistics* 86(1), S. 133–155.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2010): 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, <https://www.destatis.de/laenderpyramiden/> (abgerufen am 25.04.2015).

<sup>1</sup> Gesetz zur Stärkung der beruflichen Aus- und Weiterbildung in der Altenpflege vom 13. März 2013, BGBl. I 2013 Nr. 13, S. 446.

<sup>2</sup> Gesetz über die Berufe in der Altenpflege (Altenpflegegesetz – AltpfG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 25. August 2003 (BGBl. I S. 1690), das zuletzt durch Artikel 10 des Gesetzes vom 16. Juli 2015 (BGBl. I S. 1211) geändert worden ist.

<sup>3</sup> Im Zuge der Qualifizierungsoffensive des BMFSFJ übernimmt die BA die Weiterbildungskosten für die gesamte Dauer der Weiterbildung. Zusätzlich wurden die Möglichkeiten zur Verkürzung der Ausbildungsdauer ausgeweitet.

<sup>4</sup> IAB Integrierte Erwerbsbiographien (IEB) V11.01.01, Nürnberg 2015. IAB Leistungsempfängerhistorik (LeH) V07.02.00-201404, Nürnberg 2014. IAB Leistungshistorik Grundsicherung (LHG) V07.01.00-201404, Nürnberg, 2014. IAB Maßnahmeteilnehmergebiet V06.06.01-201404 Nürnberg, 2014. IAB Arbeitssuchendenhistorik (ASU) V06.06.01, Nürnberg 2014. IAB Arbeitssuchendenhistorik aus XSozial-BA-SGB II (XASU) V01.15.00-201404, Nürnberg 2014.

<sup>5</sup> Maßnahmeteilnahmen, die 2005 oder später begannen, werden nicht berücksichtigt, um verzerrende Auswirkungen der Hartz-IV-Reform auf die Untersuchungsergebnisse zu minimieren.

<sup>6</sup> Für detaillierte Ausführungen zum Propensity Score Matching siehe CALIENDO und KOPEINING (2008).

# Mehr als Kaffeesatzleserei: Eine Evaluation der ifo Prognosen zur Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland und Sachsen

Robert Lehmann und Michael Weber\*

Die Dresdner Niederlassung des IFO INSTITUTS veröffentlicht jeweils im Sommer und im Winter eines Jahres eine Prognose für die konjunkturelle Entwicklung der ostdeutschen und der sächsischen Wirtschaft. Der Prognosehorizont bezieht sich dabei auf das laufende und das jeweils folgende Jahr. Bestandteil dieser Prognosen ist regelmäßig auch ein Ausblick auf die Entwicklung der Zahl der Erwerbstätigen. Im Rahmen der kontinuierlichen Evaluation der Prognosegüte durch das IFO INSTITUT [vgl. z. B. NIERHAUS (2016), WOLLMERSHÄUSER (2015), HENZEL et al. (2014), LEHMANN und WEBER (2014)] und der Weiterentwicklung des Prognoseinstrumentariums konnte dabei in den letzten Jahren die Treffsicherheit der Konjunktur- und Erwerbstätigenprognosen gesteigert werden. Die Prognosen der Niederlassung Dresden tragen damit maßgeblich dazu bei, die Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland und im Freistaat Sachsen zu reduzieren und den wirtschaftspolitischen Akteuren eine verlässliche Entscheidungsgrundlage zur Verfügung zu stellen.

Die Prognosegüte wird üblicherweise im Vergleich zur sogenannten ersten Fortschreibung (im Folgenden als „Realisation“ bezeichnet) ermittelt. Die erste Fortschreibung des Bruttoinlandsprodukts und der Zahl der Erwerbstätigen in den deutschen Bundesländern wird von der amtlichen Statistik jeweils im Frühjahr des Folgejahres veröffentlicht. Für das Jahr 2015 wurde die erste Fortschreibung beispielsweise im März 2016 publiziert.<sup>1</sup> Die erste Fortschreibung ist selbst nur eine Vorabschätzung, die in den beiden Folgejahren nochmals deutlichen Revisionen unterliegen kann (zweite Fortschreibung und Originärberechnung).

Die Abbildungen 1 und 2 stellen die Realisationen der Jahre 2005 bis 2015 den jeweiligen Prognosen aus den vier Prognosezeitpunkten (Sommer und Winter des jeweils laufenden Jahres für das jeweilige und das nachfolgende Jahr) gegenüber. Damit ist der gesamte Zeitraum abgedeckt, für den gegenwärtig sowohl Prognosen des IFO INSTITUTS als auch eine erste Fortschreibung zur Erwerbstätigenzahl in Ostdeutschland (mit Berlin) und dem Freistaat Sachsen vorliegen. Da die Niederlassung Dresden ihre Prognosetätigkeit erst im Winter 2004 begann, liegen keine Prognosen für das Jahr 2005 aus dem Sommer 2004 vor.

In den Abbildungen lassen sich drei grundlegende Muster erkennen. Erstens steigt die Prognosegüte mit abnehmendem Prognosehorizont. Dies ist auch zu erwarten, da mit abnehmendem Prognosehorizont mehr Informationen zur Verfügung stehen. Zweitens ist die Prognosegüte in wirtschaftlichen Normalzeiten besser als in Jahren, die von besonderen wirtschaftlichen Ereignissen (z. B. Finanz- und Wirtschaftskrise 2009) geprägt waren. Auch dies ist nicht überraschend, da sich das Eintreten solcher singulären Ereignisse wie auch deren Folgen nicht prognostizieren lassen, und die Entwicklung der Erwerbstätigkeit auch nach Eintritt solcher Ereignisse von den statistischen Modellen nicht vollumfänglich abgebildet werden kann. Ähnliches gilt für umfangreiche, aber eher selten auftretende Politikmaßnahmen (z. B. Erhöhung der Mehrwertsteuer im Jahr 2007, Ausweitung der Kurzarbeit im Jahr 2010) sowie für Umstellungen in der amtlichen Statistik (z. B. Revision der Beschäftigtenstatistik im Jahr 2014). Drittens steigt die Prognosegüte über die Jahre tendenziell an.<sup>2</sup> Dies ist auf die kontinuierliche Weiterentwicklung des Prognoseinstrumentariums und die Erweiterung der statistischen Datenbasis zurückzuführen.<sup>3</sup>

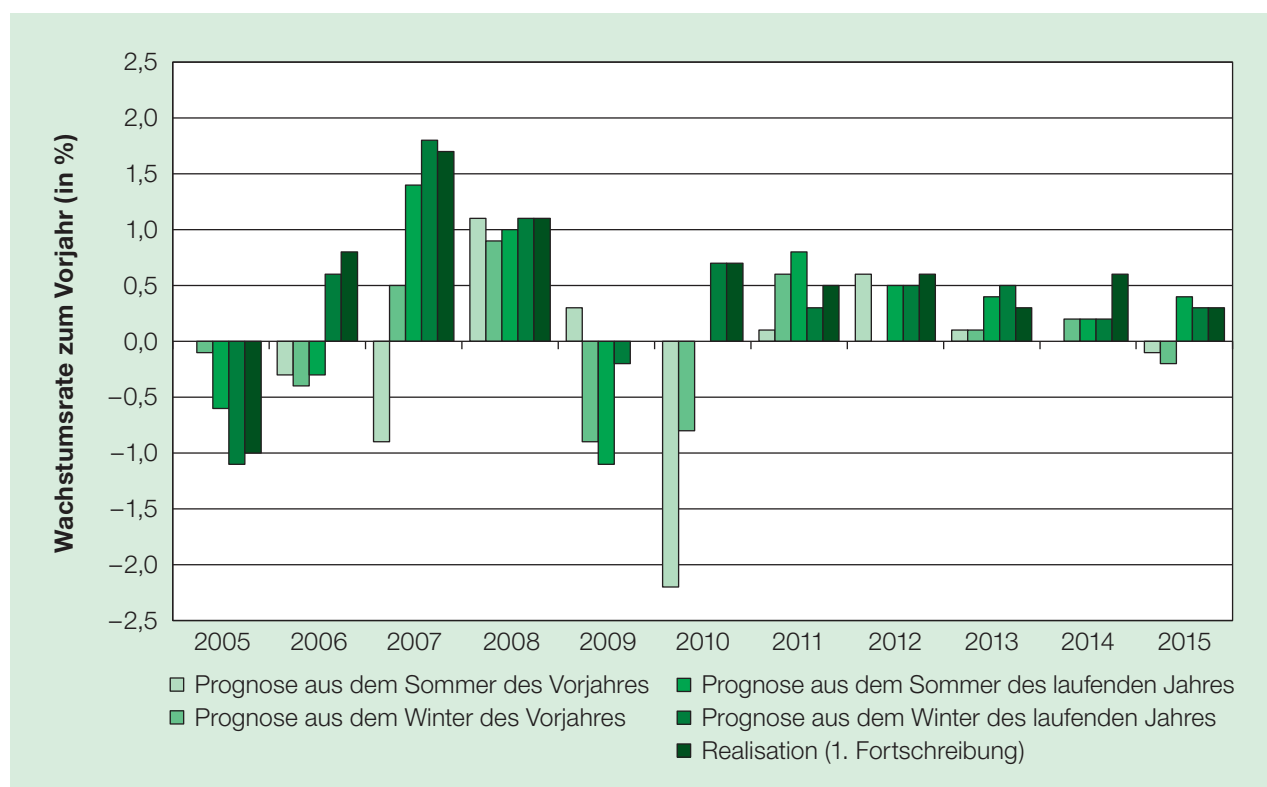
Die durchschnittliche Prognosegüte über alle Jahre hinweg lässt sich anhand verschiedener Kennzahlen bestimmen. Zu den gängigsten Maßen zählen der mittlere Prognosefehler (MF) und die Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers (WMQF) (zur Erklärung der Maße siehe Box 1).

Tabelle 1 weist beide Kennzahlen getrennt für Ostdeutschland (mit Berlin) und für den Freistaat Sachsen sowie nach den jeweiligen Prognosezeitpunkten aus.

Die Gütemaße bestätigen den oben gewonnenen Eindruck, dass die Prognosegüte mit abnehmendem Prognosehorizont steigt. Im „Nowcast“, d. h. der Winterprognose des laufenden Jahres, halten sich Über- und Unterschätzungen der tatsächlichen Wachstumsrate der Erwerbstätigenzahl annähernd die Waage (MF Ostdeutschland: -0,08 Prozentpunkte; MF Sachsen:

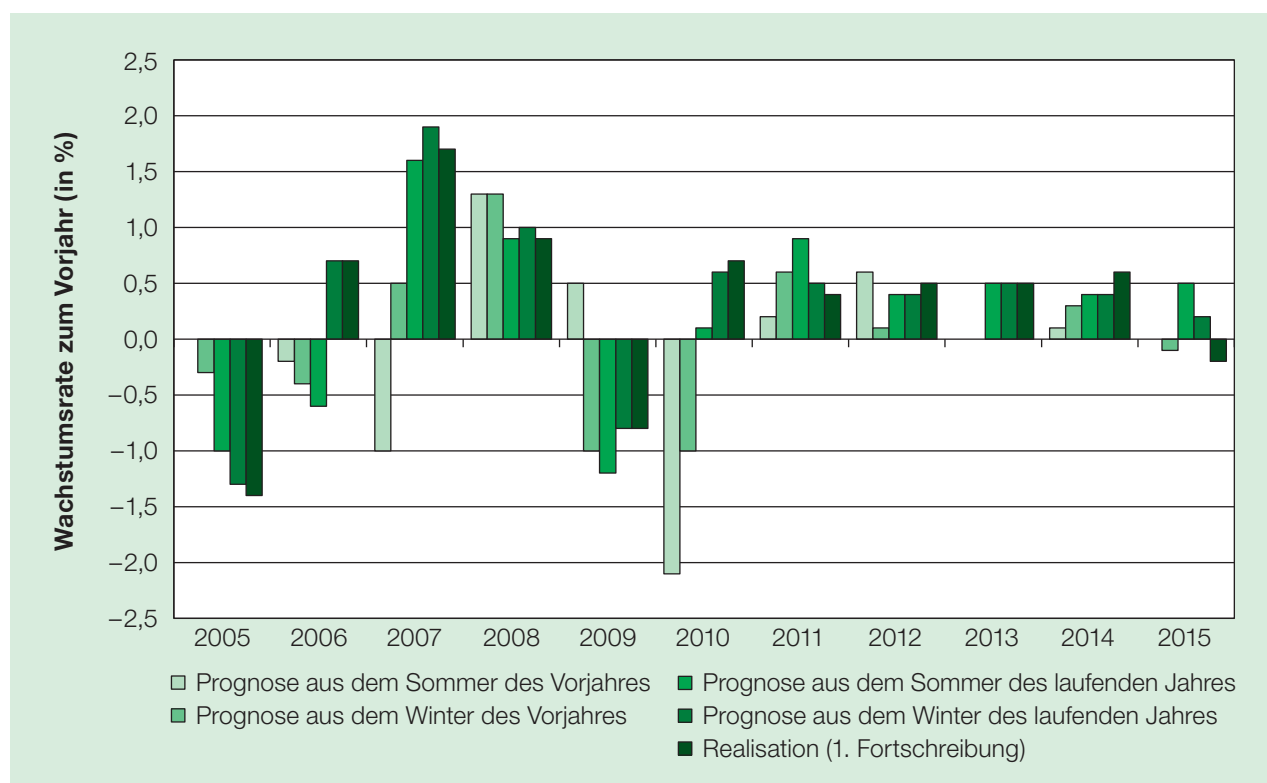
\* Robert Lehmann ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am ifo Zentrum für Konjunkturforschung und Befragungen und Michael Weber ist Doktorand an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

Abbildung 1: Prognostiziertes und realisiertes Wachstum der Erwerbstätigenzahl in Ostdeutschland (mit Berlin)



Quellen: Prognosen des ifo Instituts für die Jahre 2005 bis 2015. Realisation: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR) der Länder. Darstellung des ifo Instituts.

Abbildung 2: Prognostiziertes und realisiertes Wachstum der Erwerbstätigenzahl im Freistaat Sachsen



Quellen: Prognosen des ifo Instituts für die Jahre 2005 bis 2015. Realisation: Arbeitskreis VGR der Länder. Darstellung des ifo Instituts.



**Box 1: Kennzahlen der Prognosequalität**

In der Literatur wird eine Reihe von Kennzahlen verwendet, um die Güte von Prognosen zu bestimmen [für einen Überblick vgl. ANDRES und SPIWOKS (2000)]. Die beiden gängigsten Maße sind der mittlere Prognosefehler (MF) und die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQF).

Der mittlere Prognosefehler gibt in der vorliegenden Untersuchung an, wie stark die im Winter des Vorjahres prognostizierten Wachstumsraten  $\hat{y}_{t|t-1}$  für die Jahre  $t = 1, \dots, T$  (hier: 2005 bis 2014,  $T = 10$ ) von den tatsächlichen Wachstumsraten im Durchschnitt abweichen:

$$MF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t|t-1} - y_{t|t})$$

Aus dem mittleren Prognosefehler lässt sich vor allem die Tendenz zur Über- oder Unterschätzung der tatsächlichen Entwicklung ablesen. Ist der mittlere Prognosefeh-

ler größer als null, deutet dies auf eine Tendenz zur Überschätzung der Wachstumsraten hin; ist er hingegen kleiner als null, besteht eine Tendenz zur Unterschätzung.

Der mittlere Prognosefehler hat jedoch den Nachteil, dass sich Über- und Unterschätzungen ausgleichen können. Um dieses Problem zu umgehen, und um zugleich größere Prognosefehler stärker zu „bestrafen“ als kleinere, wird die Differenz zwischen Prognosewert und tatsächlicher Realisation häufig quadriert. Aus der Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQF),

$$WMQF = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t|t-1} - y_{t|t})^2}$$

lässt sich ablesen, wie hoch die Prognosegüte im Durchschnitt in der Vergangenheit war: Je geringer der WMQF, desto besser die Prognosen.

**Tabelle 1: Güte der Wachstumsprognosen der Erwerbstätigkeit in Ostdeutschland und Sachsen (Abweichungen vom realisierten Wachstum in Prozentpunkten)**

Region	Fehlermaß	Prognosezeitpunkt			
		Sommer des Vorjahres	Winter des Vorjahres	Sommer des laufenden Jahres	Winter des laufenden Jahres
Ostdeutschland (mit Berlin)	Mittlerer Prognosefehler (MF)	-0,79	-0,52	-0,26	-0,08
	Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQF)	1,31	0,83	0,56	0,18
Sachsen	Mittlerer Prognosefehler (MF)	-0,56	-0,33	-0,10	0,05
	Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (WMQF)	1,36	0,83	0,54	0,16

Quellen: Prognosen des ifo Instituts für die Jahre 2005 bis 2015. Realisation: Arbeitskreis VGR der Länder. Berechnungen des ifo Instituts.

+0,05 Prozentpunkte). Insgesamt neigten die Erwerbstätigenprognosen für die Jahre 2005 bis 2015 tendenziell aber eher zu einer Unterschätzung der tatsächlichen Zuwachsraten (der MF ist für fast alle Prognosehorizonte negativ). Prägend waren in dieser Hinsicht die Jahre 2009 und 2010, in denen die Erwerbstätigkeit, auch auf Grund konjunkturpolitischer Gegenmaßnahmen, weniger stark auf die Entwicklung der Wirtschaftsleistung reagierte als vom IFO INSTITUT zunächst prognostiziert worden war.

Entscheidender als die schlichte Tendenz ist jedoch die Größe der Prognosefehler. Da große Fehler problematischer sind als kleinere, fokussieren wir nun auf den WMQF. Die WMQF in Tabelle 1 bestätigen ganz klar den visuellen Eindruck aus den Abbildungen 1 und 2: die Prognosegüte nimmt mit sinkendem Prognosehorizont deutlich zu. Besonders die Prognosen aus dem laufenden Jahr können als sehr treffsicher bezeichnet werden (WMQF Ostdeutschland: 0,6 bzw. 0,2 Prozentpunkte;

WMQF Sachsen: 0,5 bzw. 0,2 Prozentpunkte). Aber auch die Prognosen aus dem Winter des Vorjahres sind, gemessen am verfügbaren Datenstand, sehr passabel. Die Prognosegüte ist hingegen am geringsten bei den Sommerprognosen aus den jeweiligen Vorjahren. Mit 1,3 Prozentpunkten für Ostdeutschland (mit Berlin) und 1,4 Prozentpunkten für Sachsen liegt der WMQF deutlich über dem durchschnittlichen Wachstum der Erwerbstätigkeit in den vergangenen zehn Jahren. Jedoch sind diese hohen Werte maßgeblich auf die Prognosen für die Jahre 2007 und 2010 zurückzuführen. Beispielsweise konnten im Sommer 2009 die arbeitsmarktstabilisierenden Auswirkungen der Kurzarbeit noch nicht adäquat abgebildet werden. Daher wurde in der Prognose ein deutlicher Rückgang der Erwerbstätigkeit erwartet. In den nachfolgenden Prognosen wurde diese ursprüngliche Einschätzung anhand einer jeweils umfangreicheren und aktualisierten Datenbasis entsprechend revidiert.

Eine Sonderstellung nimmt das Jahr 2015 ein. Die Winterprognose 2015 traf das Ergebnis für Ostdeutschland punktgenau, überschätzte jedoch das Wachstum der Erwerbstätigenzahl für den Freistaat Sachsen mit 0,4 Prozentpunkten sehr deutlich. Dieser hohe Prognosefehler resultierte aus einer erheblichen Korrektur der Erwerbstätigenzahlen seitens der amtlichen Statistik. Im Dezember 2015 wies das STATISTISCHE LANDESAMT DES FREISTAATS SACHSEN (2015) für die ersten drei Quartale des Jahres 2015 ein verhaltenes Wachstum der Erwerbstätigkeit in Sachsen aus (vgl. Tab. 2). Im März 2016 wurde die Zahl der Erwerbstätigen in den ersten drei Quartalen des Jahres 2015 um ca. 6.700 Personen nach

unten korrigiert. Statt verhalten zuzunehmen, war die Erwerbstätigkeit nunmehr das gesamte Jahr 2015 über rückläufig [vgl. STATISTISCHES LANDESAMT DES FREISTAATS SACHSEN (2016)]. Tabelle 2 zeigt die Ausgangslage der Daten im Dezember 2015 im Vergleich zu den jüngst publizierten Zahlen vom März 2016.

Die Prognose des IFO INSTITUTS vom Dezember 2015 orientierte sich auch an der bis dato bekannten Entwicklung der Erwerbstätigkeit in den ersten drei Quartalen. Die anschließende Revision der Angaben konnte das IFO INSTITUT mit dem damaligen Datenmaterial nicht vorhersehen. Demnach sollte man den Prognosefehler für das Jahr 2015 nicht überbewerten.

Um die hohe Güte seiner Konjunkturprognosen weiter steigern zu können, wird das IFO INSTITUT auch in Zukunft seine Prognoseinstrumente evaluieren und weiterentwickeln. Parallel dazu wird kontinuierlich die Verfügbarkeit und Verwendbarkeit neuer Datensätze geprüft, um die statistische Datenbasis für die Prognosen zu erweitern.

## Literatur

- ANDRES, P. und M. SPIWOKS, M. (2000): Prognosegütemaße. State of the Art der statistischen Ex-post Beurteilung von Prognosen. Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 00-1.
- HENZEL, S.; NIERHAUS, W. und T. WOLLMERSHÄUSER (2014): Evaluation der ifo Konjunkturprognosen, ifo Schnelldienst, 67 (17), S. 43–45.

**Tabelle 2: Datenrevisionen der Erwerbstätigenzahlen für Sachsen zwischen Dezember 2015 und März 2016**

Zeitpunkt	Datenstand: Dezember 2015		Datenstand: März 2016		Revision
	in 1.000 Personen	Wachstum zum Vorjahresquartal	in 1.000 Personen	Wachstum zum Vorjahresquartal	in 1.000 Personen
2014-Q1	1.992,2	0,5 %	1.992,2	0,5 %	0,0
2014-Q2	2.018,9	0,6 %	2.018,9	0,6 %	0,0
2014-Q3	2.035,2	0,5 %	2.035,2	0,5 %	0,0
2014-Q4	2.034,7	0,3 %	2.034,7	0,3 %	0,0
2015-Q1	1.993,8	0,1 %	1.988,0	-0,2 %	-5,8
2015-Q2	2.018,4	0,0 %	2.012,8	-0,3 %	-5,6
2015-Q3	2.036,6	0,1 %	2.027,9	-0,4 %	-8,7
2015-Q4	x	x	2.034,0	0,0 %	x

Quellen: Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen (2015, 2016), Berechnungen des ifo Instituts.

LEHMANN, R. und M. WEBER (2014): Der Blick in die Glaskugel wird schärfer: Eine Evaluation der Treffsicherheit der ifo Dresden Konjunkturprognosen, ifo Dresden berichtet, 22 (3), S. 45–46.

NIERHAUS, W. (2016): Wirtschaftskonjunktur 2015: Prognose und Wirklichkeit, ifo Schnelldienst 3/2016, S. 34–40.

STATISTISCHES LANDESAMT DES FREISTAATES SACHSEN (Hrsg.) (2015): Im dritten Quartal 2015 nahezu unveränderte Erwerbstätigenzahl im Vergleich zum Vorjahr in Sachsen, Medieninformation 228/2015 vom 10. Dezember 2015, Kamenz.

STATISTISCHES LANDESAMT DES FREISTAATES SACHSEN (Hrsg.) (2016): Erwerbstätigenzahl im vierten Quartal 2015 fast unverändert – im Jahresdurchschnitt leichter Rückgang gegenüber Vorjahr, Medieninformation 42/2016 vom 17.03.2016, Kamenz.

WOLLMERSHÄUSER, T. (2015): Evaluation der ifo Konjunkturprognosen – ein Vergleich mit den Prognosen von Consensus Economics, ifo Schnelldienst, 68 (22), S. 26–28.

<sup>1</sup> Weitere Details zur Methodik und den Berechnungsphasen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) der Länder finden sich unter [http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis\\_VGR](http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR).

<sup>2</sup> Die im Winter des Jahres 2014 erstellte Prognose litt darunter, dass im Zuge der Revision der Beschäftigungsstatistik der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT die amtliche Statistik zunächst keine Angaben zur Entwicklung der Erwerbstätigkeit im zweiten und dritten Quartal des Jahres 2014 für die deutschen Bundesländer veröffentlichte.

<sup>3</sup> Das STATISTISCHE LANDESAMT DES FREISTAATES SACHSEN stellt dem IFO INSTITUT im Rahmen der bestehenden Kooperation in regelmäßigen Abständen eine Fülle zusätzlicher Daten zur Verfügung. Das Konjunkturteam der Niederlassung Dresden bedankt sich hiermit für diese wichtige Unterstützung.

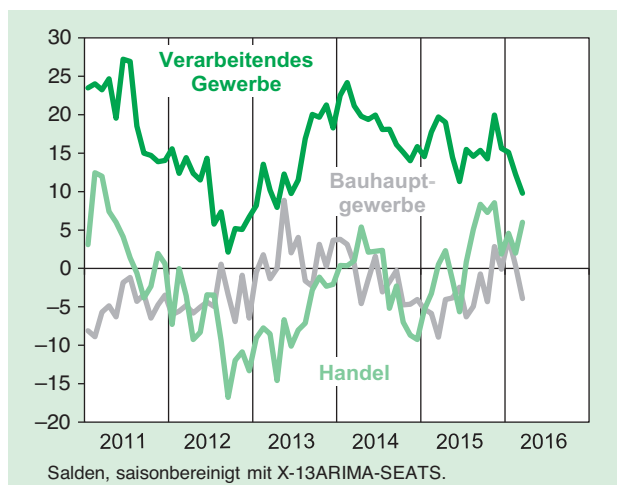
# Der ostdeutschen und der sächsischen Wirtschaft steht ein schwieriges Sommerhalbjahr bevor

Michael Weber\*

## ifo Konjunkturtest in Ostdeutschland

Der ifo Geschäftsklimaindex für die Gewerbliche Wirtschaft Ostdeutschlands ist zum Ende des ersten Quartals gesunken (vgl. Abb. 1). Die zu Jahresbeginn sehr gute Einschätzung der Geschäftslage wurde auf hohem Niveau etwas zurückgenommen. Zugleich korrigierten die ostdeutschen Befragungsteilnehmer ihre Geschäftserwartungen für Frühling und Sommer deutlich nach unten. Die Befragungsteilnehmer erwarten insgesamt ein schwieriges Sommerhalbjahr.

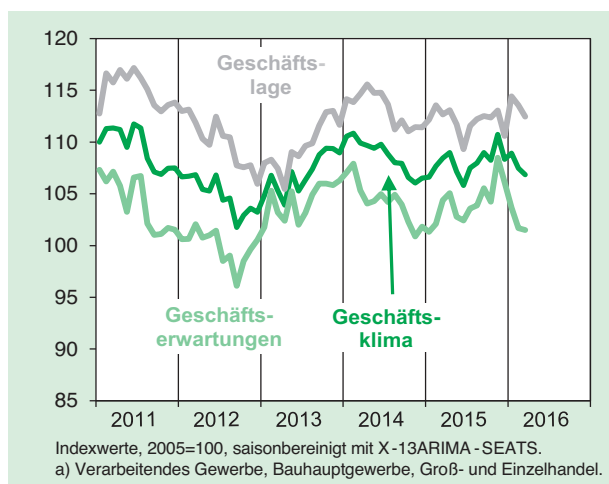
**Abbildung 2: Geschäftsklima für die einzelnen Wirtschaftsbereiche der Gewerblichen Wirtschaft Ostdeutschlands**



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Die ifo Konjunkturuhr für das Verarbeitende Gewerbe Ostdeutschland bewegte sich im März nach unten. Auf Grund der per saldo nunmehr pessimistischen Geschäftsaussichten überschritt die Konjunkturuhr knapp die Grenze zum Quadranten „Abschwung“ (vgl. Abb. 3).

**Abbildung 1: Geschäftsklima, Geschäftslage und Geschäftserwartungen für die Gewerbliche Wirtschaft<sup>a</sup> Ostdeutschlands**

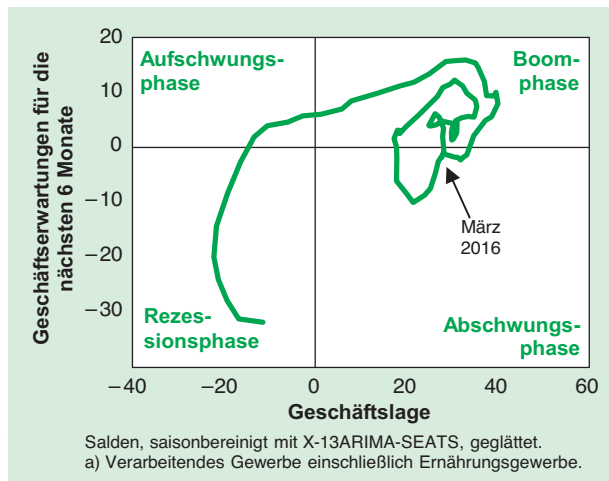


Indexwerte, 2005=100, saisonbereinigt mit X-13ARIMA-SEATS.  
a) Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

Quelle: ifo Konjunkturtest.

Im Verarbeitenden Gewerbe und im Bauhauptgewerbe Ostdeutschlands trübte sich das ifo Geschäftsklima besonders kräftig ein. Maßgeblich hierfür waren insbesondere die sich verdüsternden Geschäftsaussichten. Der ostdeutsche Handel schloss das erste Quartal hingegen mit einem leichten Anstieg des Geschäftsklimaindex.

**Abbildung 3: ifo Konjunkturuhr für das Verarbeitende Gewerbe<sup>a</sup> Ostdeutschlands**



Salden, saisonbereinigt mit X-13ARIMA-SEATS, geglättet.  
a) Verarbeitendes Gewerbe einschließlich Ernährungsgewerbe.

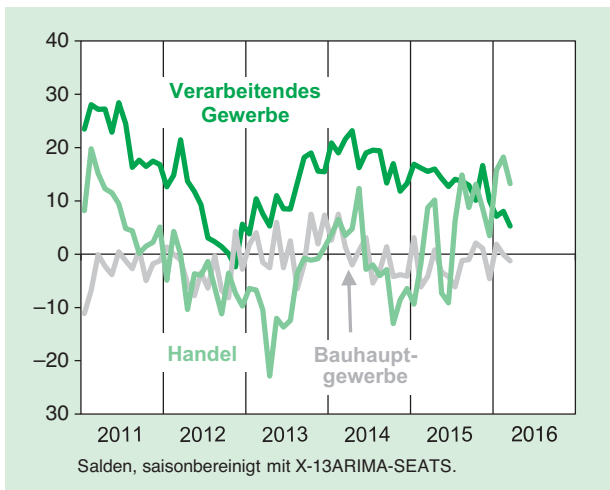
Quelle: ifo Konjunkturtest.

\* Michael Weber ist Doktorand an der Niederlassung Dresden des ifo Institut – Leibniz Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

**ifo Konjunkturtest in Sachsen**

Im Freistaat Sachsen hat sich das ifo Geschäftsklima für die Gewerbliche Wirtschaft jüngst ebenfalls eingetrübt. Im Laufe des ersten Quartals korrigierten die hiesigen Befragungsteilnehmer sowohl ihre Einschätzung der momentanen Geschäftslage, die derzeit auf hohem Niveau liegt, als auch ihre Geschäftserwartungen für die kommenden sechs Monate nach unten. Damit nahm auch unter den sächsischen Befragungsteilnehmern die Skepsis spürbar zu.

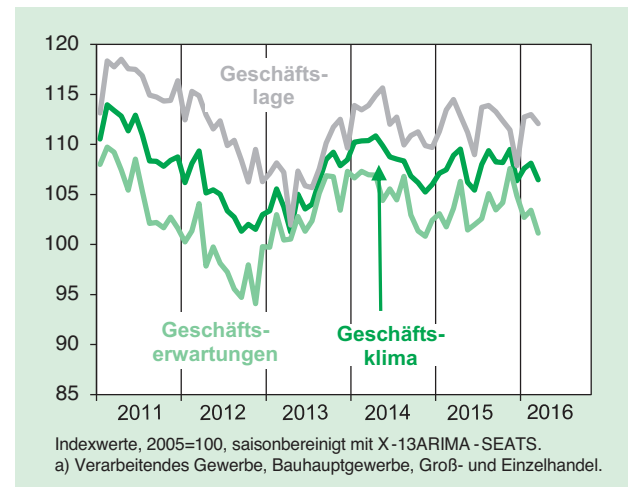
**Abbildung 5: Geschäftsklima für die einzelnen Wirtschaftsbereiche der Gewerblichen Wirtschaft Sachsens**



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Die ifo Konjunkturuhr für das Verarbeitende Gewerbe Sachsens bewegte sich im ersten Quartal des laufenden Jahres im Quadranten „Abschwung“ (vgl. Abb. 6). Zwar waren die Befragungsteilnehmer mit ihrer momentanen Geschäftssituation nur etwas weniger zufrieden als zum Ende des Vorjahrs, jedoch beurteilten sie ihre Geschäftserwartungen nunmehr per saldo pessimistisch.

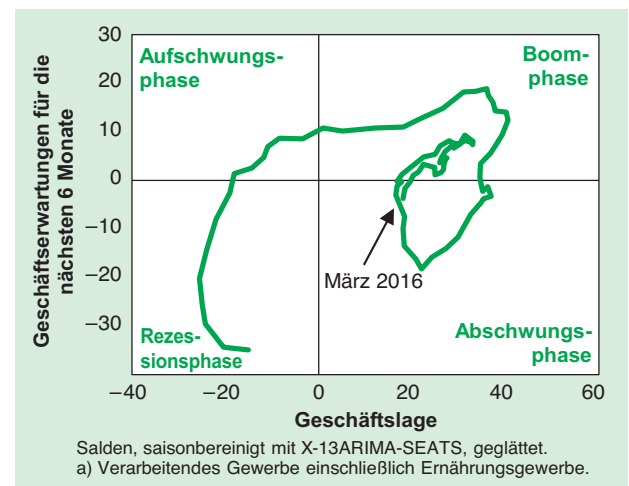
**Abbildung 4: Geschäftsklima, Geschäftslage und Geschäftserwartungen für die Gewerbliche Wirtschaft<sup>a</sup> Sachsens**



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Dabei stieg der ifo Geschäftsklimaindex noch im Februar im Verarbeitenden Gewerbe und im Handel Sachsens an; im März war der Indikator dann in allen Bereichen der gewerblichen Wirtschaft Sachsens rückläufig (vgl. Abb. 5). Maßgeblich waren auch hier die Geschäftsaussichten, die sich per saldo im Laufe des ersten Quartals in allen Bereichen der gewerblichen Wirtschaft spürbar verschlechterten.

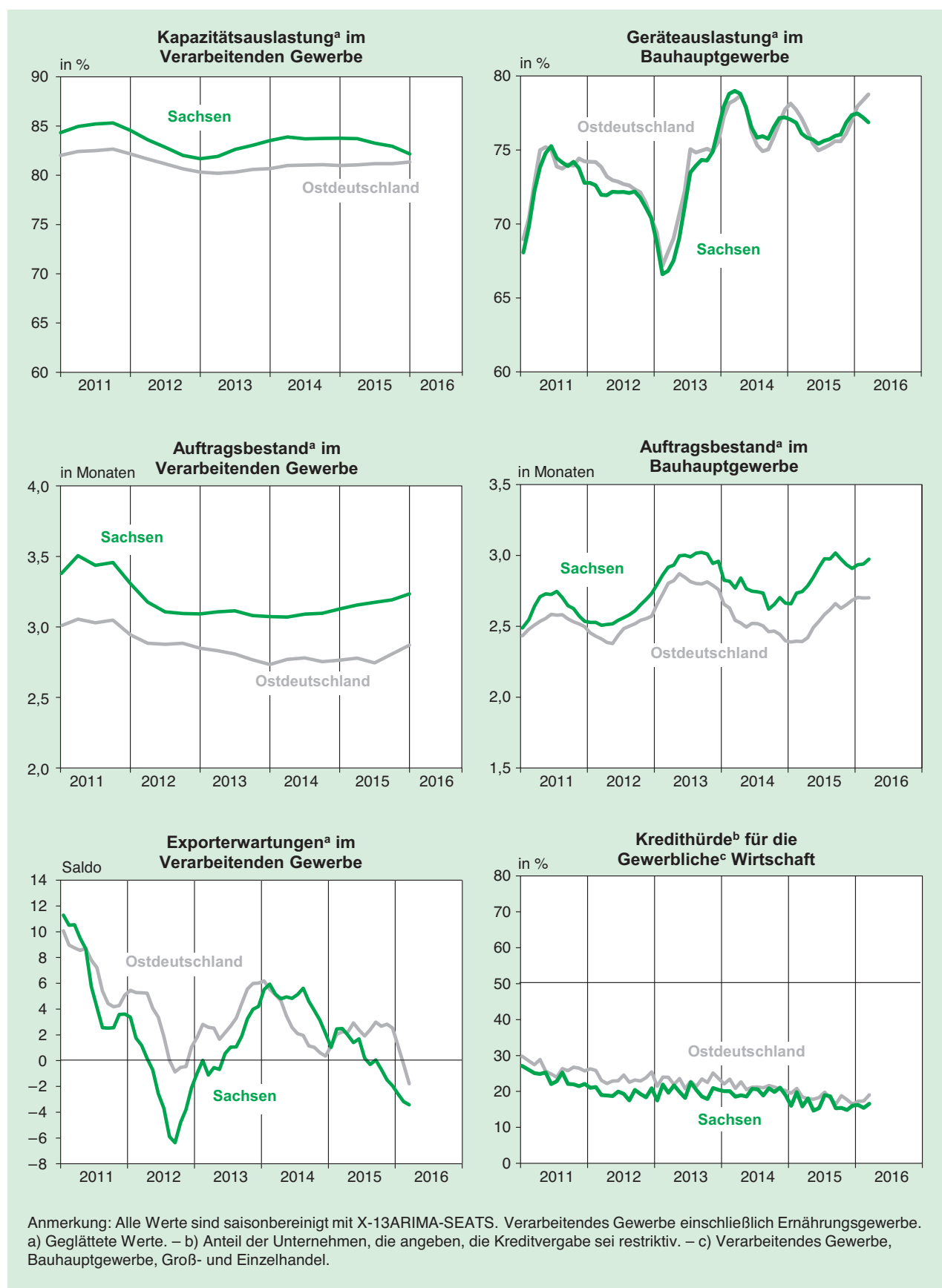
**Abbildung 6: ifo Konjunkturuhr für das Verarbeitende Gewerbe<sup>a</sup> Sachsens**



Quelle: ifo Konjunkturtest.



Abbildung 7: Ausgewählte Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest für Ostdeutschland und Sachsen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

# Dynamisches erstes Quartal für den ostdeutschen und den sächsischen Arbeitsmarkt

Michael Weber\*

Der ostdeutsche und der sächsische Arbeitsmarkt präsentierten sich im ersten Quartal des laufenden Jahres insgesamt dynamisch. Zu Jahresbeginn legte die Beschäftigung weiter zu, während die Arbeitslosigkeit abermals zurückging. Die Frühindikatoren für den Arbeitsmarkt deuten jedoch an, dass die hohe Arbeitsmarktdynamik im zweiten Quartal voraussichtlich etwas nachlassen wird.

Zu Jahresbeginn setzte sich der Beschäftigungsaufbau mit unvermindertem Schwung fort. Nach vorläufigen, hochgerechneten Daten der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT stieg die Zahl der **sozialversicherungspflichtig Beschäftigten** saisonbereinigt im Januar gegenüber dem Vormonat in Ostdeutschland (mit Berlin) um 0,3% auf 5,842 Mill. Personen und im Freistaat Sachsen um 0,2% auf 1,550 Mill. Personen. Nicht saisonbereinigt betrug der Zuwachs gegenüber dem Januar 2015 sogar 2,3% in Ostdeutschland (mit Berlin) und 1,9% in Sachsen. Dabei stieg die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Vorjahresvergleich in allen Wirtschaftszweigen, mit Ausnahme der Finanz- und Versicherungsdienstleister, der Land- und Forstwirtschaft, und des Bereichs Bergbau, Energie- und Wasserversorgung. Spiegelbildlich zur Ausweitung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung ging die Zahl der geringfügig Beschäftigten abermals zurück. Insgesamt waren in Ostdeutschland (mit Berlin) im Januar 836.400 Personen geringfügig beschäftigt; dies sind 0,7% weniger als im Vorjahresmonat. Besonders deutlich verringerte sich die Zahl der ausschließlich geringfügig Beschäftigten um 2,7% auf 610.900 Personen. Dagegen nahm die Zahl der im Nebenjob geringfügig Beschäftigten weiter zu; sie stieg um 5,4% auf 225.500 Personen.

Auch im weiteren Verlauf des ersten Quartals zeigte sich der Arbeitsmarkt recht dynamisch. Sowohl die Zahl der Arbeitslosen als auch die Zahl der Bezieher von Leistungen aus der Grundsicherung für Arbeitsuchende („Hartz-IV-Empfänger“) gingen saisonbereinigt kontinuierlich zurück. Insgesamt waren im März saisonbereinigt 732.000 Arbeitslose in Ostdeutschland und 162.000 Arbeitslose im Freistaat Sachsen registriert; dies sind jeweils 0,3% weniger als im Februar und 2,4% weniger als im Dezember 2015. Die saisonbereinigte **Arbeitslosenquote** sank auf 8,7% in Ostdeutschland (mit Berlin) und auf 7,6% in Sachsen. Dabei verringerte sich die Arbeitslosigkeit saisonbereinigt in beiden Rechtskreisen,

d.h. sowohl bei den Arbeitslosen mit Anspruch auf Arbeitslosengeld I als auch bei den Arbeitslosen mit Anspruch auf Arbeitslosengeld II („Hartz IV“).

Zusätzlich verringerte sich auch die Zahl der Erwerbstätigen, die zusätzlich Leistungen aus der Grundsicherung erhalten. Damit ging die Zahl der **erwerbsfähigen Leistungsberechtigten** insgesamt im März saisonbereinigt auf 1,248 Mill. Personen in Ostdeutschland (mit Berlin) und auf 255.000 Personen im Freistaat Sachsen zurück. Gemessen an der Bevölkerung im Alter von 15 bis unter 65 Jahren entspricht dies einer Hilfequote von 12,0% bzw. 10,6%.

Der Rückgang der Arbeitslosigkeit ist jedoch nur zum Teil auf unmittelbare **Übergänge** von Arbeitslosen in die Erwerbstätigkeit zurückzuführen. Von allen Abgängen aus Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland und in Sachsen entfielen im März nicht saisonbereinigt jeweils etwa nur ein Drittel auf die unmittelbare Aufnahme einer Erwerbstätigkeit. Ein etwa ebenso großer Anteil entfiel dagegen auf Übergänge in die Nicht-Erwerbstätigkeit, wozu auch Übergänge in den Altersruhestand gehören. Diese Gruppe von Übergängen hat, auch bedingt durch die demographische Struktur der Arbeitslosen in Ostdeutschland und in Sachsen, in den vergangenen Jahren kontinuierlich an Bedeutung gewonnen. Vor neun Jahren betrug ihr Anteil an allen Abgängen aus Arbeitslosigkeit noch mehr als sechs Prozentpunkte weniger.

Auf der Arbeitsnachfrageseite verringerte sich die Dynamik im Laufe des ersten Quartals 2016 etwas. Im März stagnierte die saisonbereinigte Zahl der bei der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT gemeldeten freien Stellen sogar, nach mehr als einem Jahr kontinuierlichen Anstiegs. Die **Arbeitsmarktanspannung** (vgl. Infobox 1) blieb jedoch weiter hoch. Insgesamt waren der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT im März saisonbereinigt 123.000 Stellen in Ostdeutschland (mit Berlin) und 31.000 Stellen im Freistaat Sachsen zur Vermittlung gemeldet; dies entspricht einer Vakanzquote von 1,46% bzw. 1,45%. Jeweils knapp 87% der gemeldeten Stellen waren sofort zu besetzen. Von den Stellen, die im März bei der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT abgemeldet wurden, waren 88% vakant, d. h.

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

der frühestmögliche Besetzungstermin war bereits überschritten. Die durchschnittliche abgeschlossene Vakanzzeit (vgl. Infobox 2) erhöhte sich im März gegenüber dem Vorjahresmonat in Ostdeutschland (mit Berlin) um 11 auf 82 Tage und im Freistaat Sachsen um 7 auf 78 Tage.

### Infobox 1: Arbeitsmarktspannung

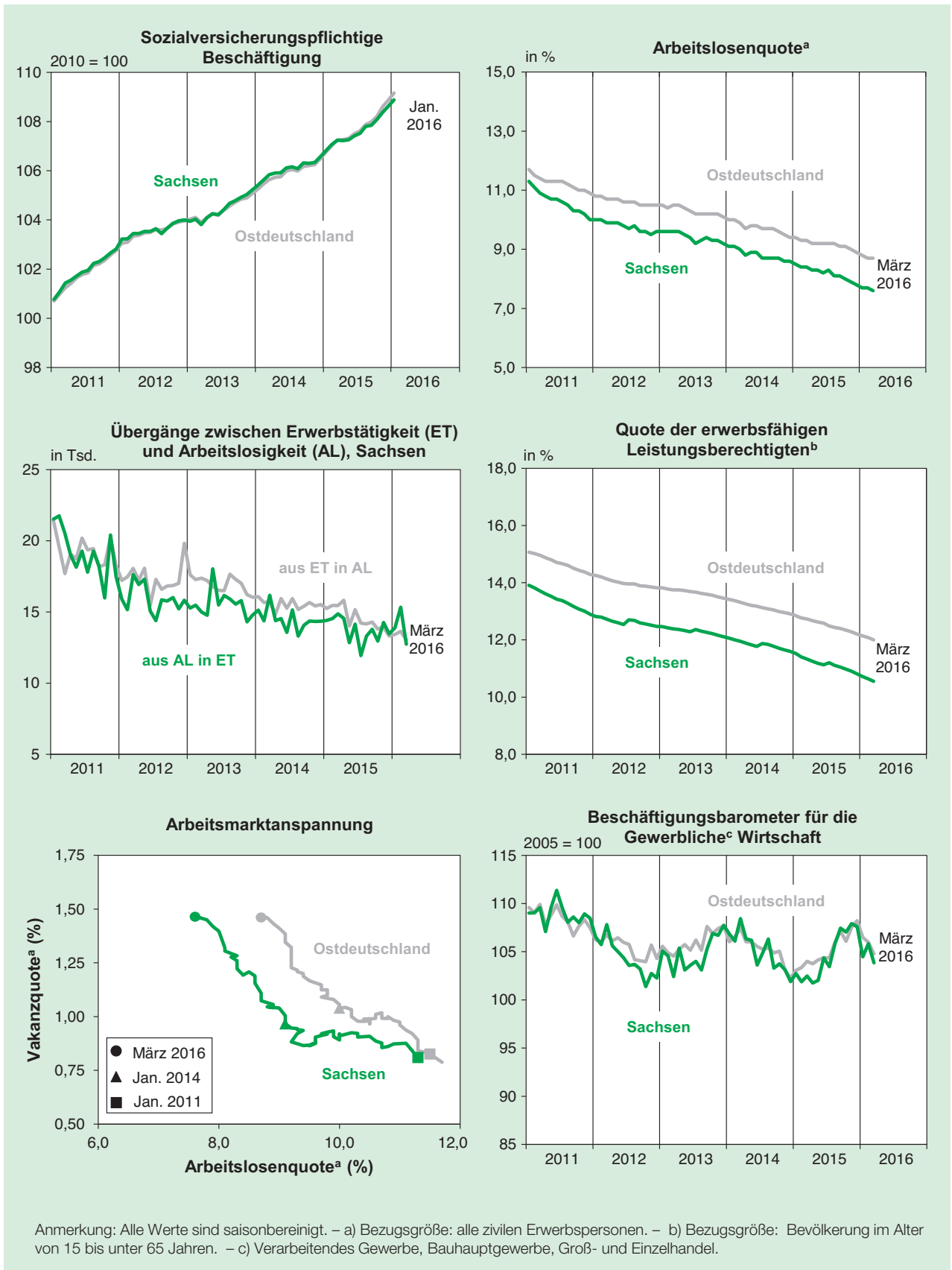
Die Arbeitsmarktspannung erfasst die konjunkturelle Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt, indem sie sowohl die Angebotsseite (Arbeitslosenquote) als auch die Nachfrageseite (Vakanzquote) abbildet. Die Vakanzquote setzt den Bestand an gemeldeten Arbeitsstellen ins Verhältnis zur Zahl der zivilen Erwerbspersonen. Steigt die Vakanzquote, während die Arbeitslosenquote fällt, befindet sich der Arbeitsmarkt im Aufschwung und die Anspannung am Arbeitsmarkt nimmt zu. Dies entspricht in der Abbildung einer Bewegung nach links oben. Sinkt die Vakanzquote, während die Arbeitslosenquote steigt, befindet sich der Arbeitsmarkt im Abschwung. Dies entspricht einer Bewegung nach rechts unten. Steigen sowohl die Vakanz- als auch die Arbeitslosenquote über einen längeren Zeitraum hinweg – dies entspricht einer Bewegung nach rechts oben –, kann dies auf ein Qualifikationsproblem hindeuten: Die Qualifikationen der Arbeitslosen genügen dann nicht mehr den Anforderungen der gemeldeten Stellen. Bei der Interpretation der Vakanzquote ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Arbeitgeber nicht alle freien Stellen der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT melden. Der Einschaltungsgrad steigt gerade in Zeiten des Aufschwungs. Im vierten Quartal 2015 wurden nach Berechnungen des INSTITUTS FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (IAB) auf Basis der IAB-Stellenerhebung 46 % aller freien Stellen am ersten Arbeitsmarkt der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT gemeldet.

### Infobox 2: Vakanzzeiten

Die Vakanzzeit misst die Dauer zwischen dem ursprünglich geplanten Besetzungstermin einer Stelle und der Abmeldung der Stelle aus dem Stellenangebot der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT. Eine Zunahme der Vakanzzeit kann sowohl konjunkturelle als auch strukturelle Ursachen haben: Je besser die Konjunktur, desto mehr freie Stellen werden gemeldet und desto länger dauert es für jede einzelne freie Stelle, bis sie besetzt wird. Bleiben jedoch in bestimmten Bereichen die Vakanzzeiten über den gesamten Wirtschaftszyklus hinweg hoch, deutet dies auf Schwierigkeiten hin, geeignete Bewerber für eine Stelle zu finden. Definitionsgemäß endet die Vakanzzeit, wenn die Stelle bei der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT abgemeldet wird. Hinter einer solchen Abmeldung steht in der Regel die Besetzung der Stelle; es ist aber ebenso möglich, dass der Besetzungsprozess erfolglos abgebrochen wurde.

Im zweiten Quartal wird die Arbeitsmarktdynamik voraussichtlich etwas nachlassen. Darauf deuten sowohl der Zugang an gemeldeten Stellen als auch das **ifo Beschäftigungsbarometer** für die gewerbliche Wirtschaft Ostdeutschlands und Sachsens hin. Insgesamt wurden im März saisonbereinigt in Ostdeutschland (mit Berlin) 35.600 Stellen neu der BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT zur Vermittlung gemeldet, im Freistaat Sachsen waren es 9.200 Stellen. Dies sind 2,3 % bzw. 3,7 % weniger als im Vormonat. Auch im ifo Konjunkturstest korrigierten die ostdeutschen und die sächsischen Befragungsteilnehmer ihre Beschäftigterwartungen für die kommenden drei Monate spürbar nach unten. In Ostdeutschland wollen die Unternehmen demnach in allen Bereichen der gewerblichen Wirtschaft ihren Personalbestand per saldo reduzieren; in Sachsen gilt dies zumindest für das Verarbeitende Gewerbe und den Großhandel.

Abbildung 1: Arbeitsmarktentwicklung in Sachsen und Ostdeutschland



Quellen: Bundesagentur für Arbeit, Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, ifo Konjunkturtest, Berechnung und Darstellung des ifo Instituts.

## ifo Veranstaltungen

Am **10. und 11. März 2016** fand der **6. Workshop „Arbeitsmarkt und Sozialpolitik“** statt, den die Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS gemeinsam mit der TECHNISCHEN UNIVERSITÄT DRESDEN veranstaltete. Schwerpunkte des diesjährigen Workshops waren die Effekte des flächendeckenden Mindestlohns, Bildungsentscheidungen sowie volkswirtschaftliche Aspekte intra- und internationaler Migration. Für die Leitung des Workshops konnte wiederum Prof. Dr. Alexander Kemnitz von der TECHNISCHEN UNIVERSITÄT DRESDEN gewonnen werden.

Am **21. und 22. März 2016** veranstaltete die Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS im Rahmen des Forschungsprojektes „Homes-uP – Single-Family Homes under Pressure?“ einen projektinternen **Workshop**. Die Projektpartner des LEIBNIZ-INSTITUTS FÜR ÖKOLOGISCHE RAUMENTWICKLUNG, des INSTITUTS FÜR LANDES- UND STADTENTWICKLUNGSFORSCHUNG, des INSTITUTS FÜR SOZIAL-ÖKOLOGISCHE FORSCHUNG und des ZENTRUMS FÜR EUROPÄISCHE WIRTSCHAFTSFORSCHUNG stellten den aktuellen Stand ihrer Forschung zur Situation der Einfamilienhausbestände in Deutschland und zu Entwicklungstrends auf dem Immobilienmarkt vor.

Am **15. und 16. September 2016** findet der **6. Workshop „Regionalökonomie“** in den Räumen der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS statt. Der diesjährige Workshop wird von der Dresdner Niederlassung des IFO INSTITUTS und der TECHNISCHEN UNIVERSITÄT BRAUNSCHWEIG ausgerichtet. Es sind sowohl theoretische als auch empirische Arbeiten willkommen (vgl. Call for Papers am Ende des Heftes).

Im Rahmen der **Dresdner Vorträge zur Wirtschaftspolitik** spricht am **07. September 2016** Prof. Dr. Michael Voigtländer, Leiter des Kompetenzfeldes Finanzmärkte und Immobilienmärkte am INSTITUT DER DEUTSCHEN WIRTSCHAFT (IW) KÖLN. In der gleichen Veranstaltungsreihe wird am **05. Oktober 2016** Dr. Michael Heise, Chief Economist ALLIANZ SE, München vortragen.

Die Vorträge sind öffentlich und finden im Seminarraum der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS, in der **Einsteinstraße 3**, statt. Beginn des Vortrags ist jeweils um **18:30 Uhr**.

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

## ifo Veröffentlichungen

Ochsner, Christian und Felix Rösel (2016): Migrating Extremists, CESifo Working Paper No. 5799, März 2016.

Ragnitz, Joachim (2016): Was macht man gegen Fachkräftemangel?, in: Wirtschaftliche Freiheit – Das ordnungspolitische Journal“, <http://wirtschaftlichefreiheit.de/wordpress/?p=18782>.

Ragnitz, Joachim und Antje Schubert (2016): Rentenversicherung: Einheit jetzt auch bei der Rente? Wirtschaftsdienst, Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, 96. Jg., Heft 03/2016, S. 157–158.

## ifo Vorträge

Ragnitz, Joachim, „Entwicklungsperspektive der ost-deutschen Kommunen und Länder sowie die Implikationen für die Förderpolitik“, Vortrag im Volkswirtschaftlichen Forum der KREDITANSTALT FÜR WIEDERAUFBAU, **18.02.2016**, Frankfurt/Main.

Ochsner, Christian, „Migrating Extremists“, Vortrag am CGDE Doctoral Workshop an der OTTO VON GUERICKE UNIVERSITÄT, **29.02.2016**, Magdeburg.

Rösel, Felix, „Opening Hours of Polling Stations and Voter Turnout: Evidence from a Natural Experiment“, Vortrag beim CGDE Doctoral Workshop an der OTTO VON GUERICKE UNIVERSITÄT, **01.03.2016**, Magdeburg.

Ragnitz, Joachim, „Wirtschafts- und finanzpolitische Herausforderungen für das Land Brandenburg“, Vortrag anlässlich einer Klausurtagung der Programmkommission der CDU Brandenburg, **04.03.2016**, Schönefeld.

Thum, Marcel, „Auswirkungen des demografischen Wandels im Einwanderungsland Deutschland“, Vorstellung

des gleichnamigen Gutachtens für die FRIEDRICH-EBERT-STIFTUNG, bei der Veranstaltung „Diskussionsforum – Demografie und Migration als Herausforderungen: Auf dem Weg zu einer deutsch-französischen Diskrepanz?“ der FRIEDRICH-EBERT-STIFTUNG, **22.03.2016**, Berlin.

Vandrei, Lars, „Single-Family Homes under Pressure? – Ein Blick auf die GWZ 1995 und 2011“, Vortrag auf dem Workshop im Rahmen des Forschungsprojektes „Homes-uP – Single-Family Homes under Pressure?“ am IFO INSTITUT, Niederlassung Dresden, **22.03.2016**, Dresden.

Ochsner, Christian, „Long-Run Spatial Effects of Political Uncertainty: Evidence from Occupied Post-WWII Austria“, Vortrag am Jahrestreffen der EUROPEAN PUBLIC CHOICE SOCIETY (EPCS), **30.03.2016**, Freiburg i. B.

Thum, Marcel, „Der flächendeckende Mindestlohn in Deutschland“, Vortrag beim Braunschweiger Seminar – Ökonomie, Politik & Praxis der TECHNISCHEN UNIVERSITÄT BRAUNSCHWEIG, Institut für Volkswirtschaftslehre, **12.04.2016**, Braunschweig.

## ifo intern

Julia Heller, Doktorandin der Niederlassung Dresden des IFO INSTITUTS, hat geheiratet und heißt nun **Julia Sonnenburg**. Nach ihrer Rückkehr aus der Elternzeit ist sie bei ifo Dresden unter [sonnenburg@ifo.de](mailto:sonnenburg@ifo.de) zu erreichen. Das Team von ifo Dresden gratuliert ganz herzlich.

**Johannes Steinbrecher**, wissenschaftlicher Mitarbeiter der Niederlassung Dresden, verlässt nach erfolgreichem Abschluss seiner Promotion das IFO INSTITUT und wechselt zur KfW BANKENGRUPPE nach Frankfurt/Main. Das Team von ifo Dresden wünscht ihm auch an dieser Stelle alles Gute für die berufliche und private Zukunft.



# Call for Papers

## 6. Ifo Dresden Workshop Regional Economics

September 15–16, 2016, Dresden, Germany

The IFO INSTITUTE, Dresden Branch, and the TECHNISCHE UNIVERSITÄT BRAUNSCHWEIG are pleased to announce the 6th Ifo Dresden Workshop on Regional Economics. The workshop aims at facilitating the networking of young scientists and at promoting the exchange of their latest research across the range of regional economics, persistency in regional inequality, regional structural change and growth-enhancing regional policies.

Policy relevant contributions, either theoretical or applied, are highly welcome.

We particularly encourage PhD students to submit their latest research.

Each paper will be allocated 45 minutes, to be divided between the presentation, a short discussion by an assigned workshop participant and a general discussion.

There is no workshop fee, but participants have to cover their own expenses for travelling, accommodation and the joint informal dinner on September 15th.

### Submissions:

Please submit your (preliminary) paper by July 15, 2016, via **the workshop website**.

Acceptance decisions will be announced at the beginning of August.

We are looking forward to seeing you in Dresden.

### Conference Venue

Ifo Institute –  
Leibniz Institute for Economic Research  
at the University of Munich e. V.  
Dresden Branch  
Einsteinstr. 3  
01069 Dresden  
Germany

### Organizers

Christian Lessmann  
(Technische Universität Braunschweig)

Jan Kluge  
(Ifo Institute, Dresden Branch)

Christian Ochsner  
(Ifo Institute, Dresden Branch)

### Website

<http://www.cesifo-group.de/de/ifoHome/events/academic-conferences/forthcoming.html>

### Contact

Jan Kluge  
Phone: +49(0)351-26476-35  
E-Mail: [kluge@ifo.de](mailto:kluge@ifo.de)

Christian Ochsner  
Phone: +49(0)351-26476-26  
E-Mail: [ochsner@ifo.de](mailto:ochsner@ifo.de)



**ifo** Institut  
Niederlassung Dresden

ifo Dresden Studie 76

# Analyse der finanzkraftbestimmenden Rahmenbedingungen und strukturellen Spezifika ostdeutscher Flächenländer

*Alexander Eck, Carolin Fritzsche,  
Jan Kluge, Joachim Ragnitz  
und Felix Rösel*

**ISBN 978-3-95942-003-7**

**190 Seiten, München/Dresden 2015**

**15,-€, zzgl. Versandkosten.**

Die vorliegende Studie basiert auf einem Gutachten im Auftrag der Finanzministerien der Länder Sachsen und Thüringen. Darin wurden die Ursachen der unverändert unterproportionalen Wirtschafts- und Steuerkraft der ostdeutschen Länder analysiert. Im besonderen Fokus standen hierbei die demographische Entwicklung sowie weitere strukturelle Eigenheiten Ostdeutschlands, die einen Einfluss auf das Aufkommen der Einzelsteuern haben. Es wird dabei dargestellt, wie sich die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland vollzogen hat und welche Bestimmungsfaktoren für den Abstand zur westdeutschen Wirtschaftskraft verantwortlich zeichnen.

Zudem wird untersucht, welche Wirkungen einzelne steuerrechtliche Regelungen auf das Steueraufkommen in Ostdeutschland haben und welche Rolle diese Regelungen für ein mögliches Auseinanderfallen von Wirtschaftskraft und Steuerkraft spielen. Ein weiterer Fokus lag auf der Beantwortung der Frage, ob der demographische Wandel erhöhte Bedarfe für solche Länder begründet, die besonders stark von Alterung und Bevölkerungsrückgang betroffen sind.

**ifo** Institut  
Niederlassung Dresden