

## AKTUELLE FORSCHUNGSERGEBNISSE

Stabile Demokratie in Krisenzeiten: Lokale Coronafälle haben bei der bayerischen Kommunalwahl die Wähler nicht abgeschreckt

*Sebastian Blesse, Philipp Kerler und Felix Rösel*

Aus Nord und Süd und Ost und West – Wie Wanderungsverhalten in Deutschland von regionalen Mentalitäten abhängt

*Anna Kremer*

Der bereinigte Gender Pay Gap: Warum Frauen in Sachsen eigentlich mehr verdienen müssten als Männer

*Michaela Fuchs, Corinna Lawitzki, Anja Rossen und Antje Weyh*

## IM BLICKPUNKT

Auf die lange Bank geschoben: Zum Abschlussbericht der Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“

*Joachim Ragnitz*

Kaum mehr als ein Strohflecken – Evaluationsstudien zu Abwrackprämien im Überblick

*Christopher Leisinger und Felix Rösel*

## DATEN UND PROGNOSEN

Vierteljährliche VGR für Sachsen

ifo Konjunkturumfragen Ostdeutschland und Sachsen

## AKTUELLE FORSCHUNGSERGEBNISSE

# Wer macht den Anfang? Regierungsformen und die Reaktionen auf COVID-19

*Mona Förtsch und Stefanie Knoll*



**ifo Dresden berichtet**

ISSN 0945-5922

27. Jahrgang (2020)

Herausgeber: ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.,  
Niederlassung Dresden, Einsteinstraße 3, 01069 Dresden

Telefon: 0351 26476-0, Telefax: 0351 26476-20

E-Mail: [dresden@ifo.de](mailto:dresden@ifo.de)

Redaktion: Joachim Ragnitz

Technische Leitung: Katrin Behm

Vertrieb: ifo Institut, Niederlassung Dresden

Erscheinungsweise: zweimonatlich

Bezugspreis jährlich: 25,00 Euro

Preis des Einzelheftes: 5,00 Euro

Preise einschl. Mehrwertsteuer, zzgl. Versandkosten

Grafik Design: © ifo Institut München

Satz und Druck: c-macs publishingservice Dresden

Nachdruck und sonstige Verbreitung (auch auszugsweise): Nur mit Quellenangabe und gegen Einsendung eines Belegexemplars

**Im Internet:**

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



Die Niederlassung Dresden des ifo Instituts wird mitfinanziert mit Steuermitteln auf Grundlage des von den Abgeordneten des Sächsischen Landtags beschlossenen Haushaltes.

**AKTUELLE FORSCHUNGSERGEBNISSE**

**Wer macht den Anfang? – Regierungsformen und die Reaktionen auf COVID-19** 3  
*Mona Förtsch und Stefanie Knoll*

Demokratische Länder zögerten länger, um einige „Social distancing“-Maßnahmen wie Schulschließungen gegen die Ausbreitung des Coronavirus zu verordnen, als autoritäre Staaten. Der Zeitabstand betrug ein bis zwei Wochen. Bei anderen Beschränkungen wie internationalen Reisekontrollen finden wir keine zeitlichen Unterschiede. Zudem haben föderal organisierte Länder wie Deutschland nicht langsamer gehandelt als Einheitsstaaten wie Frankreich.

**Stabile Demokratie in Krisenzeiten: Lokale Coronafälle haben bei der bayerischen Kommunalwahl die Wähler nicht abgeschreckt** 7  
*Sebastian Blesse, Philipp Kerler und Felix Rösel*

Am 15. März 2020 fanden in Bayern die Kommunalwahlen statt – mitten in den Anfangswochen der Coronapandemie in Deutschland. In etwa einem Fünftel der bayerischen Landkreise gab es zu diesem Zeitpunkt aber noch keinen bestätigten Coronafall. Wir vergleichen das Wahlverhalten in diesen Landkreisen mit bayerischen Landkreisen, in denen bereits Corona nachgewiesen wurde. Unsere Ergebnisse deuten nicht darauf hin, dass lokale Coronafälle die Wahlbeteiligung negativ beeinflusst haben. Die Wähler haben sich nicht abschrecken lassen.

**Aus Nord und Süd und Ost und West – Wie Wanderungsverhalten in Deutschland von regionalen Mentalitäten abhängt** 11  
*Anna Kremer*

Ostdeutsche waren nach der Wiedervereinigung deutlich stärker zur Binnenmigration bereit als Westdeutsche. Diese Abwanderungstendenz hat den Aufholprozess der ostdeutschen Länder gehemmt. Gemeinhin wird angenommen, dass die starke Abwanderung aus Ostdeutschland überwiegend auf wirtschaftliche Gründe zurückzuführen ist. Ob ökonomische Wanderungsanreize aber auch tatsächlich vorwiegend Wanderungsentscheidungen bestimmen, ist keineswegs ausgemacht. Daher untersucht dieser Artikel, ob neben den bekannten Ursachen wie Arbeitslosigkeit, Alter und Bildung auch regionsspezifische kulturelle Unterschiede die Binnenmigration in Deutschland beeinflussen. Die Ergebnisse zeigen, dass nord- und ostdeutsche Migrierende stärker auf ökonomische Anreize reagieren als süd- und westdeutsche Migrierende. Zudem haben Ostdeutsche eine generell höhere Migrationsbereitschaft, welche die Abwanderung aus Ostdeutschland verstärkt hat.

**Der bereinigte Gender Pay Gap: Warum Frauen in Sachsen eigentlich mehr verdienen müssten als Männer** 15  
*Michaela Fuchs, Corinna Lawitzki, Anja Rossen und Antje Weyh*

In Sachsen verdienen vollzeitbeschäftigte Frauen 7,5% weniger Lohn als vollzeitbeschäftigte Männer. Der größte Unterschied in der Entlohnung existiert in Zwickau mit 11,6%, der geringste in Görlitz mit 2,1%. Diese regionalen Unterschiede im sogenannten unbereinigten Gender Pay Gap sind vor allem durch die Variation in den Löhnen der Männer getrieben. Vergleicht man Männer und Frauen, die hinsichtlich ihrer individuellen, betrieblichen und regionalen Merkmale gleich ausgestattet sind, fällt der bereinigte Lohnunterschied mit 11,4% höher als der unbereinigte (7,5%) aus. Somit sind Frauen bezüglich ihrer Merkmale besser ausgestattet als Männer. Sie müssten eigentlich mehr verdienen. Warum das dennoch nicht der Fall ist, zeigt dieser Beitrag.

## IM BLICKPUNKT

|                                                                                                              |           |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>Auf die lange Bank geschoben: Zum Abschlussbericht der Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“</b> | <b>22</b> |
| <i>Joachim Ragnitz</i>                                                                                       |           |

Die Bundesregierung hat die Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“ damit beauftragt, Empfehlungen zur Sicherung der Nachhaltigkeit der Rentenfinanzen zu entwickeln. Der Kommissionsbericht bleibt deutlich hinter den hochgesteckten Erwartungen zurück. Die vorgeschlagenen Maßnahmen werden die Finanzierungsprobleme der Gesetzlichen Rentenversicherung nicht lösen, sondern führen letzten Endes nur dazu, dass der Bundeszuschuss an die Rentenversicherung erhöht werden muss. Ohne eine weitere Verlängerung der Lebensarbeitszeit wird sich das Finanzierungsproblem der Rentenversicherung nicht lösen lassen, da es für die erwerbsfähige Generation unerheblich ist, ob sie über Steuern oder Sozialversicherungsbeiträge für die Rentner aufzukommen hat.

|                                                                                         |           |
|-----------------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>Kaum mehr als ein Strohfeder – Evaluationsstudien zu Abwrackprämien im Überblick</b> | <b>25</b> |
| <i>Christopher Leisinger und Felix Rösel</i>                                            |           |

Wir geben einen Überblick über Studien zur Wirkung von Abwrack- und Kaufprämien für Autos. Diese Prämien kurbeln kurzfristig die Autoverkäufe an. Mittelfristig werden aber kaum mehr Autos verkauft. Viele Verbraucher hätten sich ohnehin ein Auto gekauft, ziehen den Kauf durch die Prämie vor, oder geben nach dem Autokauf weniger Geld für andere Konsumgüter aus. Die Umweltwirkung von Kaufprämien ist unklar.

## DATEN UND PROGNOSEN

|                                                                                 |           |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>Vierteljährliche VGR für Sachsen: Ergebnisse für das vierte Quartal 2019</b> | <b>28</b> |
| <i>Wolfgang Nierhaus</i>                                                        |           |

|                                                          |           |
|----------------------------------------------------------|-----------|
| <b>ifo Konjunkturumfragen Ostdeutschland und Sachsen</b> | <b>30</b> |
| <i>Niels Gillmann und Jannik A. Nauerth</i>              |           |

## AUS DEM ifo DRESDEN

|                               |           |
|-------------------------------|-----------|
| <b>ifo Veranstaltungen</b>    | <b>33</b> |
| <b>ifo Vorträge</b>           | <b>33</b> |
| <b>ifo Veröffentlichungen</b> | <b>34</b> |
| <b>ifo in den Medien</b>      | <b>34</b> |

Mona Förtsch und Stefanie Knoll\*

# Wer macht den Anfang? – Regierungsformen und die Reaktionen auf COVID-19

**Demokratische Länder zögerten länger, um einige „Social distancing“-Maßnahmen wie Schulschließungen gegen die Ausbreitung des Coronavirus zu verordnen, als autoritäre Staaten. Der Zeitabstand betrug ein bis zwei Wochen. Bei anderen Beschränkungen wie internationalen Reisekontrollen finden wir keine zeitlichen Unterschiede. Zudem haben föderal organisierte Länder wie Deutschland nicht langsamer gehandelt als Einheitsstaaten wie Frankreich.**

In Krisenzeiten bevorzugt die Bevölkerung starke politische Führungsqualitäten und hofft, dass die Regierung alle notwendigen Schritte ergreift, um die Krise und ihre negativen gesundheitlichen, sozialen und wirtschaftlichen Folgen so gut wie möglich einzudämmen (Amat et al. 2020). Bei der aktuellen Coronapandemie verfolgen die Regierungen verschiedener Länder insbesondere zwei Ziele. Zum einen versuchen sie, die Verbreitung des Virus zu verlangsamen, um die Gesundheit der Bevölkerung zu schützen und das Gesundheitssystem nicht zu überlasten. Zum anderen möchten sie die Bevölkerung in sozialer Hinsicht und die Unternehmen in wirtschaftlicher Hinsicht unterstützen. So ergreifen sie aktuell eine Vielzahl denkbarer Maßnahmen von verstärktem Testen von Menschen, die Symptome aufweisen, über Ausgangsbeschränkungen, Schulschließungen oder mehrwöchige Quarantäneregeln für Infizierte bis hin zu finanziellen Hilfen für Unternehmen und Haushalte.

Jede Regierung geht dabei unterschiedlich schnell und mit unterschiedlicher Regulierungsintensität vor. China reagierte – nachdem die Vertuschung in Wuhan bekannt geworden war – hart, während der autoritär regierende weißrussische Präsident bisher kaum restriktive Maßnahmen erließ, um der Pandemie entgegenzuwirken. Spanien führte schnell einen weitreichenden Shutdown ein, wohingegen Schweden auf Freiwilligkeit setzte, um die Pandemie abzuschwächen. Aus der anekdotischen Evidenz einzelner Länder lässt sich jedenfalls noch kein eindeutiger Zusammenhang zwischen der Regierungsform und der Reaktion auf den Ausbruch des Coronavirus feststellen. Erwartbar wäre, dass autoritäre Regime das öffentliche Leben schneller beschränkten, da für sie der Rückhalt der Bevölkerung weniger wichtig ist als in Demokratien. Möglicherweise berücksichtigten autoritäre Staaten auch die Kosten, die mit den Maßnahmen für die Bevölkerung entstehen, weniger.

Allerdings unterschieden sich die Reaktionen auf die Coronakrise nicht nur zwischen verschiedenen Staaten, sondern auch innerhalb der jeweiligen Länder. In Deutschland war Sachsen-Anhalt zu Beginn der Krise bspw. weniger stark betroffen als Bayern, weshalb die Bundesländer unterschiedliche Strategien anwendeten, um die Krise regional zu bekämpfen. Daher ist denkbar, dass die Geschwindigkeit, mit der restriktive Maßnahmen auf nationaler Ebene eingeführt

wurden auch damit zusammenhängt, wie dezentral ein Land regiert wird.

In diesem Beitrag versuchen wir systematisch zu erklären, ob Demokratie sowie föderale Strukturen einen Einfluss auf die Geschwindigkeit hatten, mit der verschiedene Staaten auf nationaler Ebene restriktive Maßnahmen als Antwort auf den ersten bestätigten COVID-19-Fall in ihrem Land ergriffen. Wir beobachten, dass demokratische Staaten länger zögerten, um dem Virus mit Schulschließungen oder Veranstaltungsverböten entgegenzuwirken. In dezentral organisierten Ländern sehen wir hinsichtlich aller Maßnahmen keine langsamere Reaktionszeit als in Zentralstaaten.

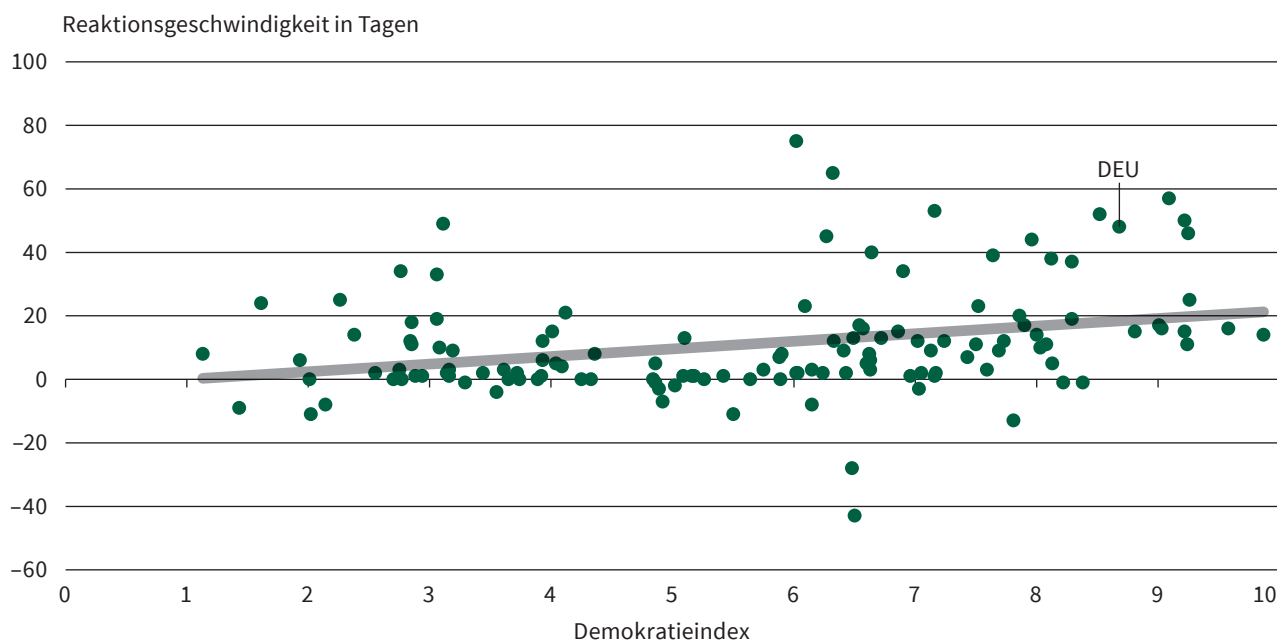
## DEMOKRATISCHE STAATEN ZÖGERN HINSICHTLICH SCHULSCHLISSUNGEN

Eine restriktive Maßnahme, mit der viele Länder auf den Ausbruch der Coronapandemie reagierten, ist die Schließung von Schulen. Dies ist eine besonders einschneidende Maßnahme, da Schulschließungen langfristige Folgen für Kinder vor allem aus bildungsfernen Familien haben können. Die verschiedenen Staaten ließen dabei unterschiedlich viele Tage zwischen dem ersten bekannten COVID-19-Fall in ihrem Land und den anschließenden Schulschließungen vergehen. Abbildung 1 zeigt diesen Zusammenhang mit dem Demokratieindex der Economist Intelligence Unit an der horizontalen Achse. Der positive Trend in den Daten legt nahe, dass mit zunehmend ausgeprägter Demokratie auch die Dauer, bis Schulen geschlossen wurden, steigt.

Die graphische Darstellung berücksichtigt allerdings nicht, dass sich das Coronavirus nicht in allen Ländern zeitgleich ausbreitete. Länder, deren erster Fall im weltweiten Vergleich relativ spät auftrat, waren in der Lage schneller restriktive Maßnahmen einzuführen, da sie aus den Erfahrungen anderer Länder lernen konnten. Daher führen wir Regressionsanalysen (vgl. Infobox 1) durch, um ausschließen zu können, dass die spätere Reaktion von eher demokratischen Staaten nur darauf zurückzuführen ist, dass die ersten Fälle dort zum Beispiel im Vergleich zu China erst vergleichsweise spät auftraten.

\* Mona Förtsch und Stefanie Knoll sind Doktorandinnen an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

**Abb. 1**  
**Zögerliche Reaktion demokratischer Staaten hinsichtlich Schulschließungen**



Anmerkung: Die Abbildung zeigt den Zusammenhang zwischen der Reaktionsgeschwindigkeit hinsichtlich Schulschließungen in verschiedenen Ländern und deren Demokratieindex. Die Reaktionsgeschwindigkeit ist die zeitliche Differenz zwischen dem ersten COVID-19-Fall in einem Land und der nationalen Schließung von Schulen. Der Demokratieindex gibt auf einer Skala von 1 bis 10 an, wie demokratisch ein Land ist. Je höher der Indexwert, desto demokratischer ist das Land. Die graue Linie zeigt den Trend der Daten.

Quelle: Hale et al. (2020), Darstellung des ifo Instituts.

© ifo Institut

**Infobox 1: Methodik und Daten**

In unseren Analysen interessieren wir uns für den Zusammenhang zwischen Demokratie bzw. Dezentralität und der Geschwindigkeit, mit der Regierungen auf den Ausbruch des Coronavirus im eigenen Land reagieren. Wir nutzen die Daten des Oxford Coronavirus Government Response Tracker, welcher weltweite politische Reaktionen hinsichtlich der Verbreitung des Coronavirus sowie die Fall- und Todeszahlen tagesgenau verfolgt (Hale et al. 2020). Die Reaktionsgeschwindigkeit einer Regierung berechnen wir als zeitliche Differenz (in Tagen) zwischen dem ersten bekannten COVID-19-Fall in einem Land und der Einführung der jeweiligen restriktiven Maßnahme. Letztere stellt in unserer Regressionsanalyse die abhängige Variable dar. Zur Erklärung dieser Variable nutzen wir eine Reihe unabhängiger Variablen: die Zeitdifferenz zwischen dem ersten bestätigten COVID-19-Fall in China und dem ersten Fall im jeweiligen Land, die Einwohnerzahl, das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, den Urbanisierungsgrad sowie die Säuglingssterblichkeit, die als Proxy für die Qualität des jeweiligen Gesundheitssystems dient. Außerdem nutzen wir die Zeitspanne zwischen dem ersten und fünfzigsten gemeldeten COVID-19-Fall im jeweiligen Land als Maß für die Ausbreitungsgeschwindigkeit des Virus. Die beiden zentralen unabhängigen Variablen sind der Demokratieindex der Economist Intelligence Unit von 2019 sowie ein Index für Dezentralität. Der Demokratieindex wird auf einer Skala von 1 bis 10 gemessen und basiert auf den folgenden fünf Kategorien: Wahlprozess und Pluralismus, Funktionsweise der Regierung,

Politische Teilhabe, Politische Kultur, Bürgerrechte (Unit 2020). Der Dezentralitätsindex misst auf einer Skala von 0 bis 30 die Autorität von Regionalregierungen in vollständigen und unvollständigen Demokratien entlang der folgenden fiskalischen und politischen Dimensionen: institutionelle Tiefe, politische Reichweite, fiskalische Autonomie, Kreditaufnahmeautonomie, Repräsentation, Rechtsetzung, exekutive Kontrolle, fiskalische Kontrolle, Kreditaufnahme-kontrolle und Verfassungsreform (Hooghe et al. 2016).

Tabelle 1 verdeutlicht, dass demokratischere Staaten tendenziell später mit Schulschließungen auf die Coronapandemie reagierten (Spalte [1]). Dieser Effekt bleibt erhalten, wenn andere potenzielle Einflussfaktoren, wie das generell spätere Auftreten des Virus im Land oder landesspezifische Charakteristika, berücksichtigt werden (Spalte [2]). Würde sich bspw. der Demokratieindex der Ukraine auf das Demokratie-niveau Deutschlands erhöhen, wäre das mit einer etwa vier Tage späteren Schulschließung verbunden.<sup>1</sup>

In einem weiteren Schritt untersuchen wir, ob sich die Reaktionsgeschwindigkeit demokratischer Länder unterscheidet, je nachdem wie zentral oder dezentral das jeweilige Land organisiert ist. Wenn wir für unterschiedliche Einflussfaktoren kontrollieren, sehen wir keinen Zusammenhang zwischen Reaktionsgeschwindigkeit und Dezentralität (Spalte [4]). In stärker dezentralisierten Staaten wurden Schulen auf nationaler Ebene also nicht schneller oder langsamer geschlossen als in Zentralstaaten.<sup>2</sup>

**Tab. 1**  
Zusammenhang zwischen Staatsform und Schulschließungen

Abhängige Variable: zeitliche Differenz zwischen dem ersten COVID-19-Fall und Schulschließungen

|                                 | [1]                 | [2]                | [3]                                             | [4]                                             |
|---------------------------------|---------------------|--------------------|-------------------------------------------------|-------------------------------------------------|
| Demokratieindex                 | 2,395***<br>(0,622) | 1,290**<br>(0,493) |                                                 |                                                 |
| Dezentralitätsindex             |                     |                    | 0,979***<br>(0,164)                             | 0,063<br>(0,203)                                |
| Datensatz                       | Gesamter Datensatz  | Gesamter Datensatz | Nur vollständige und unvollständige Demokratien | Nur vollständige und unvollständige Demokratien |
| Mittelwert abhängiger Variable  | 11,177              | 12,670             | 17,571                                          | 17,571                                          |
| Mittelwert unabhängige Variable | 5,664               | 5,832              | 10,778                                          | 10,778                                          |
| Beobachtungsanzahl              | 130                 | 112                | 49                                              | 49                                              |
| Kontrollvariablen               | Nein                | Ja                 | Nein                                            | Ja                                              |
| R <sup>2</sup>                  | 0,091               | 0,735              | 0,304                                           | 0,826                                           |

Anmerkung: Die Tabelle zeigt die geschätzten Effekte der zeitlichen Differenz zwischen dem ersten COVID-19-Fall und Schulschließungen auf einen Demokratieindex (Spalten [1] und [2]) bzw. einen Dezentralisierungsindex (Spalten [3] und [4]). In den Schätzungen in Spalte [2] und [4] kontrollieren wir zusätzlich für die Zeitdifferenz zwischen dem ersten bestätigten COVID-19-Fall in China und dem ersten Fall im jeweiligen Land, die Einwohnerzahl, das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, den Grad der Urbanisierung, die Säuglingssterblichkeit sowie die Zeitspanne zwischen dem ersten und fünfzigsten gemeldeten COVID-19-Fall im jeweiligen Land. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Koeffizienten gekennzeichnet mit \*\*\* sind signifikant auf dem 1%-Level, mit \*\* sind signifikant auf dem 5%-Level und mit \* sind signifikant auf dem 10%-Level.

Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

© ifo Institut

## DEMOKRATISCHE LÄNDER REAGIERTEN NICHT IMMER LANGSAMER

Neben Schulschließungen wurden in vielen Staaten noch weitere Maßnahmen ergriffen, um die Verbreitung des Coronavirus einzudämmen. Daher untersuchen wir auch, ob sich die Reaktion zwischen den Ländern bei diesen Maßnahmen unterscheidet. Tabelle 2 zeigt, dass der Zusammenhang von Demokratieindex und der Geschwindigkeit, mit der verschiedene Maßnahmen implementiert wurden, nicht eindeutig ist.<sup>3</sup> Unterschiedliche Reaktionszeiten zwischen den Regierungsformen

beobachten wir nicht nur bei Schulschließungen, sondern auch bei der Absage öffentlicher Veranstaltungen. Demokratische Staaten haben demnach nach dem Auftreten des ersten COVID-19-Falls im eigenen Land auch länger gezögert, Veranstaltungen zu verbieten. Hinsichtlich des Verbots größerer Personengruppen, Betriebsschließungen, Ausgangs- oder Reisebeschränkungen sehen wir keine zeitlichen Unterschiede.

Bei allen von uns betrachteten Maßnahmen unterscheidet sich – genauso wie bei Schulschließungen – die Reaktionsgeschwindigkeit dezentral organisierter Länder nicht von der in eher zentral reagierten Demokratien.

**Tab. 2**  
Zusammenhang zwischen Staatsform und Durchsetzungsgeschwindigkeit verschiedener Maßnahmen

Abhängige Variable: Differenz zwischen erstem Fall und

|                                  | Schulschließungen  | Absage öffentlicher Veranstaltungen | Internationale Reisekontrollen | Verbot größerer Personengruppen | Betriebsschließungen | Ausgangsbeschränkungen |
|----------------------------------|--------------------|-------------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|----------------------|------------------------|
|                                  | [1]                | [2]                                 | [3]                            | [4]                             | [5]                  | [6]                    |
| Demokratieindex                  | 1,290**<br>(0,493) | 1,178**<br>(0,555)                  | 0,943<br>(0,939)               | -0,224<br>(1,618)               | 1,031<br>(0,702)     | 0,850<br>(0,912)       |
| Mittelwert abhängiger Variable   | 12,670             | 13,473                              | 2,733                          | 20,686                          | 22,854               | 24,740                 |
| Mittelwert unabhängiger Variable | 5,832              | 5,831                               | 5,976                          | 6,358                           | 5,933                | 6,033                  |
| Beobachtungsanzahl               | 112                | 112                                 | 101                            | 70                              | 96                   | 50                     |
| Kontrollvariablen                | Ja                 | Ja                                  | Ja                             | Ja                              | Ja                   | Ja                     |
| R <sup>2</sup>                   | 0,735              | 0,762                               | 0,402                          | 0,467                           | 0,724                | 0,757                  |

Anmerkung: Die Tabelle zeigt die geschätzten Effekte der zeitlichen Differenz zwischen dem ersten COVID-19 Fall und Schulschließungen (Spalte [1]), der Absage öffentlicher Veranstaltungen (Spalte [2]), internationalen Reisekontrollen (Spalte [3]), dem Verbot größerer Personengruppen (Spalte [4]), Betriebsschließungen (Spalte [5]) sowie Ausgangsbeschränkungen (Spalte [6]) auf einen Demokratieindex. In allen Schätzungen kontrollieren wir zusätzlich für die Zeitdifferenz zwischen dem ersten bestätigten COVID-19-Fall in China und dem ersten Fall im jeweiligen Land, die Einwohnerzahl, das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf, den Grad der Urbanisierung, die Säuglingssterblichkeit sowie die Zeitspanne zwischen dem ersten und fünfzigsten gemeldeten COVID-19-Fall im jeweiligen Land. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Koeffizienten gekennzeichnet mit \*\*\* sind signifikant auf dem 1%-Level, mit \*\* sind signifikant auf dem 5%-Level und mit \* sind signifikant auf dem 10%-Level.

Quelle: Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

© ifo Institut

## DISKUSSION DER ERGEBNISSE

Die von uns verwendeten Daten hinsichtlich der Regierungsmaßnahmen könnten unter Umständen verzerrt sein. Insbesondere ist unklar, inwieweit bestimmte Staaten Berichte zur nationalen Ausbreitung der Pandemie unterdrückten. Genauso könnten unterschiedliche Testkapazitäten bzw. -bereitschaften dazu führen, dass erste auftretende Fälle in einigen Staaten länger unentdeckt blieben. Um diese beiden Probleme teilweise zu umgehen, berechnen wir die Reaktionsgeschwindigkeit auch basierend auf dem ersten Todesfall im jeweiligen Land. Die Ergebnisse unserer Analyse ändern sich dadurch nicht: Demokratischere Staaten reagieren hinsichtlich Schulschließungen und Veranstaltungsverbots tendenziell später auf den Ausbruch des Coronavirus. Zudem konzentriert sich unsere Analyse auf Maßnahmen, die auf nationaler Ebene eingeführt wurden. Es ist möglich, dass in eher dezentralen Staaten bereits vorher regionale Maßnahmen zur Eindämmung des Virus ergriffen wurden. Diese Maßnahmen werden in unserer Analyse nicht berücksichtigt.

Aussagen darüber, ob eine schnellere oder auch generell die Einführung restriktiver Maßnahmen zu einer erfolgreichen Eindämmung der Coronapandemie beiträgt, können wir auf Grundlage unserer Analyse nicht treffen. Die langfristigen Auswirkungen auf die Wirtschaft, die Gesellschaft oder das Gesundheitssystem können erst in der Zukunft analysiert werden. Diese Untersuchung ging auch nicht der Frage nach, ob die Maßnahmen effektiv waren und was die richtige Geschwindigkeit der Politikreaktion ist. Allerdings zeigen Frey et al. (2020), dass autoritäre Regierungen strengere Maßnahmen erließen, um die Mobilität ihrer Bevölkerung zu reduzieren. Jedoch gelang die Mobilitätsreduktion in demokratischen Ländern mit weniger strikten Beschränkungen besser.

## FAZIT

Die meisten Staaten versuchen, die Ausbreitung des Coronavirus durch die Einführung restriktiver Maßnahmen zu verlangsamen. Wir haben gezeigt, dass demokratisch regierte

Länder tendenziell zögerlicher mit besonders einschränkenden Maßnahmen wie Schulschließungen und Veranstaltungsverbots auf die Verbreitung des Coronavirus reagierten als autoritäre Staaten. Bei anderen Maßnahmen wie Reise- und Ausgangsbeschränkungen reagierten demokratische und autoritäre Staaten ähnlich schnell. Die Reaktionsgeschwindigkeit ist unabhängig vom Grad der Dezentralisierung innerhalb der demokratischen Staaten. Eine Erklärung dafür könnte sein, dass demokratisch gewählte Politiker und Politikerinnen stärker auf die Unterstützung der Bevölkerung angewiesen sind und auch die Kosten von Minderheiten berücksichtigen. Daher versuchen diese die Bevölkerung länger auf einschränkende Maßnahmen vorzubereiten, um diese erträglicher zu machen.

## LITERATUR

- Amat, F., Arenas, A., Falcó-Gimeno, A. und J. Muñoz (2020), Pandemics meet democracy, *Experimental evidence from the COVID-19 crisis in Spain*.
- Frey, C. B., Chinchih, C. und G. Presidente (2020), „Democracy, culture, and contagion: Political regimes and countries' responsiveness to Covid-19“, *Covid Economics*, 18, S. 222–238.
- Hale, T., Webster, S., Petherick, A., Phillips, T. und B. Kira (2020), *Oxford COVID-19 Government Response Tracker*, Blavatnik School of Government, Data use policy: Creative Commons Attribution CC BY standard.
- Hooghe, L., Marks, G., Schakel, A. H., Niedzwiecki, S., Osterkat Chapman, S. und S. Shair-Rosenfield (2016), *Measuring Regional Authority: A Postfunctional Theory of Governance*, Vol. I. Oxford University Press, Oxford.
- Unit, E. I. (2020), *Democracy index 2019: A year of democratic setbacks and popular protest*.

- 1 Der Demokratieindex der Ukraine entspricht mit einem Wert von 5,9 etwa dem Mittelwert der betrachteten Länder in Spalte [2] von Tabelle 1. Deutschlands Demokratieindex liegt bei einem Wert von 8,68.
- 2 Dezentralisierung lässt sich auch über fiskalische Maße bestimmen. Wenn wir in der Analyse die Indizes für Einnahmen- oder Ausgabendezentralisierung des Internationalen Währungsfonds nutzen, kommen wir zu gleichen Ergebnissen.
- 3 Für eine ausführliche Beschreibung der unterschiedlichen politischen Maßnahmen siehe Hale et al. (2020).



Sebastian Blesse, Philipp Kerler und Felix Rösel\*

# Stabile Demokratie in Krisenzeiten: Lokale Coronafälle haben bei der bayerischen Kommunalwahl die Wähler nicht abgeschreckt

Am 15. März 2020 fanden in Bayern die Kommunalwahlen statt – mitten in den Anfangswochen der Coronapandemie in Deutschland. In etwa einem Fünftel der bayerischen Landkreise gab es zu diesem Zeitpunkt aber noch keinen bestätigten Coronafall. Wir vergleichen das Wahlverhalten in diesen Landkreisen mit bayerischen Landkreisen, in denen bereits Corona nachgewiesen wurde. Unsere Ergebnisse deuten nicht darauf hin, dass lokale Coronafälle die Wahlbeteiligung negativ beeinflusst haben. Die Wähler haben sich nicht abschrecken lassen.

Aktuell stellt die weltweite Coronapandemie moderne demokratische Gesellschaften vor ungeahnte Herausforderungen. Die Unsicherheit über Länge und Ausmaß der Pandemie und die damit verbundenen gesellschaftlichen und ökonomischen Schäden haben zu massiven politischen Eingriffen geführt (für eine Übersicht von Coronamaßnahmen, vgl. IMF 2020). Das fast vollständige Herunterfahren des öffentlichen Lebens und Restriktionen für soziale Kontakte soll die Ausbreitung des Virus eindämmen. Regierungen und Zentralbanken bekämpfen gleichzeitig mit Rettungsschirmen und Liquiditätshilfen die ruinösen wirtschaftlichen Dimensionen der Krise. Die einschneidenden Eingriffe der Politik in bürgerliche Freiheiten, aber auch die Tiefe der zu erwartenden wirtschaftlichen Krise, machen die Coronapandemie damit zu einem bedeutenden Stresstest für die Demokratie.

Krisen unterschiedlicher Art haben schon häufig demokratische Gesellschaften vor Belastungsproben gestellt. Finanzkrisen führen oft zu steigender Unsicherheit, erschüttern das Vertrauen in etablierte Institutionen und bieten rechtspopulistischen Parteien einen fruchtbaren Nährboden (Funke et al. 2016). Andererseits bieten Krisen den bestehenden Regierungen eine Chance, sich in den Augen der Öffentlichkeit als „Krisenmanager“ zu bewähren. In schwierigen Zeiten solidarisiert man sich mit den handelnden Akteuren, die Neigung zum politischen Wechsel sinkt. Mehrere Studien finden Belege, dass etwa Katastrophenhilfen die Wiederwahlchancen von Amtsinhabern erhöhen (z. B. Healy und Malhotra 2009 sowie Bechtel und Hainmueller 2011).

Die Wirkung von Pandemien auf die politische Partizipation wurde bisher nicht untersucht. In diesem Beitrag untersuchen wir, wie sich die aufziehende Coronapandemie auf das Wahlverhalten auswirkt. Am 15. März 2020 fanden in Bayern die Kommunalwahlen statt – mitten in den Anfangswochen der Coronapandemie in Deutschland. Befürchtet wurde, dass so mancher Wähler aufgrund der Ansteckungsgefahr lieber zu Hause bleiben würde. In etwa einem Fünftel der bayerischen

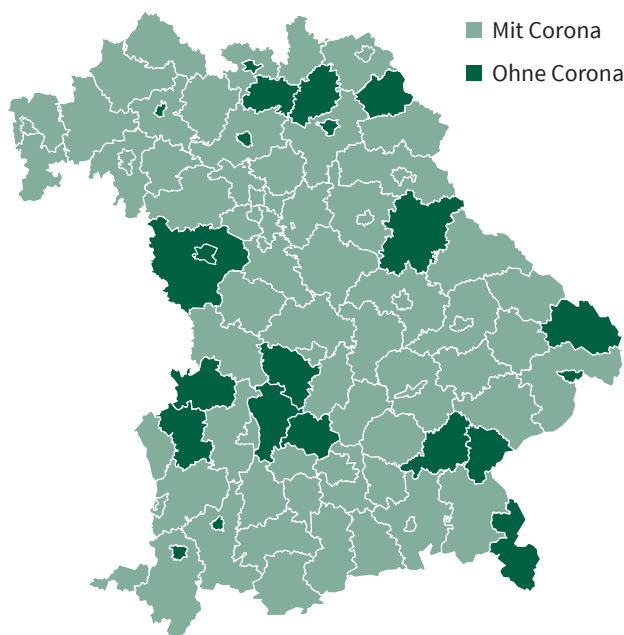
Landkreise gab es zum Zeitpunkt der Wahl aber noch keinen bestätigten Coronafall (dunkelgrüne Landkreise in Abb. 1). Wir vergleichen das Wahlverhalten in diesen Landkreisen mit bayerischen Landkreisen, in denen bereits Corona nachgewiesen wurde (hellgrüne Landkreise in Abb. 1). Unsere Ergebnisse deuten nicht darauf hin, dass lokale Coronafälle die Wahlbeteiligung negativ beeinflusst haben, ganz im Gegenteil. Die Wähler haben sich nicht von der Seuche abschrecken lassen und gingen – je nach verwendeter Datenquelle – sogar etwas zahlreicher zur Wahlurne.

## METHODIK

Für diese Untersuchung haben wir einen neuen Datensatz aus zwei Quellen zusammengestellt. Erstens verwenden wir die Situationsberichte des Robert-Koch-Instituts (RKI) für tägliche Zahlen Coronafällen in den bayerischen Landkreisen. Da es häufig zu Nachmeldungen und nachträglichen Änderungen der Fallzahlen kam, verwenden wir sowohl tagesaktuelle Echtzeitdaten als auch die später publizierten revidierten Daten.<sup>1</sup> Zeitlich verzögerte Erfassungen von Infektionszahlen durch das RKI entstehen durch die gesetzliche Meldekette. Grundsätzlich müssen COVID-19-Verdachtsfälle und -erkrankungen zuerst an das zuständige Gesundheitsamt vor Ort übermittelt werden, welches dann spätestens am Tag darauf diese Informationen (meist manuell) an die zuständigen Landesbehörden übermittelt. Von dort aus werden die Daten an das RKI übermittelt, wo die Corona-Infektionszahlen einmal täglich aktualisiert werden. Da durch diese oft mehrtägige Meldekette die offiziellen Zahlen des RKI den tatsächlichen Infektionszahlen etwas hinterherlaufen, können lokal

\* Sebastian Blesse ist Doktorand am ZEW – Leibniz-Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung Mannheim, Philipp Kerler ist Doktorand an der Universität Zürich und Dr. Felix Rösel ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

**Abb. 1**  
**Verbreitung des Coronavirus am Tag der bayerischen Kommunalwahlen 2020 (15. März 2020)**



Hinweis: Die Abbildung zeigt die Verbreitung des Coronavirus am Tag der bayerischen Kommunalwahlen 2020 (Datenstand 16. März 2020). Die dunkelgrünen Landkreise hatten am Tag der Kommunalwahlen 2020 (15. März 2020) noch keinen bestätigten Coronafall (n=22). In den hellgrünen Landkreisen bestand mindestens ein bestätigter Coronafall bis zum 14. März 2020 (n=74). Die Datenbasis hierfür sind Echtzeitdaten des Robert-Koch-Instituts (RKI).

Quelle: Eigene Darstellung.

© ifo Institut

aktuellere Informationen vorliegen. Informationsquellen sind dabei Gesundheits- und Landkreisämter vor Ort, die bereits frühzeitig Informationen publizieren, die Lokalpresse, die frühzeitig über Verdachtsfälle berichtet, und auch die sozialen Netzwerke und Online-Plattformen, über die sich solche Information in Echtzeit verbreiten. Demgegenüber stehen die Zahlen des RKI, die bundesweit die wichtigste Informationsgrundlage für aktuelle „Pegelstandsmessungen“ zur Coronakrise sind. Welche Rolle die unterschiedlichen Informationsquellen bei der Meinungsbildung über die lokale Gefährdungslage individuell spielen, ist unklar. Umso wichtiger ist es, zu kontrastieren, welche Veränderung im Wahlverhalten unter welcher Informationslage messbar ist.

Wir verknüpfen die zwei verschiedenen Informationen zu den Infektionszahlen mit Daten zur Wahlbeteiligung bei den sechs bayerischen Kommunalwahlen zwischen 1984 und 2020 auf Ebene der kreisfreien Städte und Landkreise.<sup>2</sup> Diese lange Zeitreihe erlaubt es uns zu testen, ob sich 2020 die Wahlbeteiligung in Städten und Landkreisen mit Coronafällen anders entwickelt hat als in Kommunen ohne bestätigten Coronafall. Hierzu verwenden wir einen Differences-in-differences-Ansatz (Differenzen-von-Differenzen). Die Intuition dafür ist simpel: Die Landkreise unterschieden sich auch bereits vor der Krise in der Wahlbeteiligung. Diese systematischen Unterschiede rechnen wir heraus und testen, ob sich bei der Wahl 2020 ein zusätzlicher Effekt in Landkreisen mit Coronafällen einstellt.

Wir schätzen daher die folgende Regressionsgleichung:

$$Wahlbeteiligung_{it} = \beta (Corona_i \times Wahl2020_t) + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

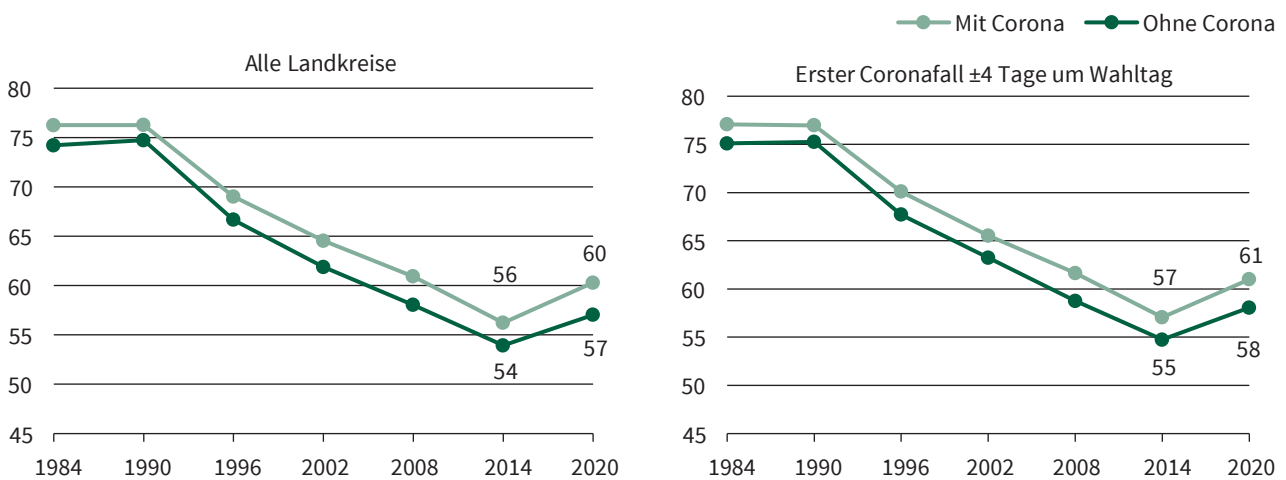
Die Landkreis- und Wahl-fixen Effekte  $\alpha_i$  und  $\delta_t$  eliminieren systematische Unterschiede im Wahlverhalten zwischen den Landkreisen bzw. im Zeitverlauf.  $\beta$  isoliert daher den Effekt von lokalen Coronafällen auf die Wahlbeteiligung.  $Corona_i$  ist eine Dummy-Variable, die den Wert 1 für Landkreise annimmt, die zum Zeitpunkt der Wahl (vor dem 15. März 2020) bereits mindestens einen bestätigten Coronafall hatten, sonst ist die Variable 0. Die Dummy-Variable  $Wahl2020_t$  nimmt den Wert 1 an für die Kommunalwahl 2020, vorher ist sie 0. Unter der Annahme, dass sich ohne Corona die Wahlbeteiligung in allen Landkreisen mit ihren Vorkrisen-Trends entwickelt hätte, kann der Schätzer für den Koeffizienten  $\beta$  als kausaler Effekt des lokalen Coronaausbruchs auf die Wahlbeteiligung interpretiert werden.

## ERGEBNISSE

Zunächst betrachten wir die zwei Gruppen von Landkreisen – Landkreise mit Coronafällen und Landkreise ohne Coronafälle (vgl. nochmals die Karte in Abb. 1) – in einer Graphik. Abbildung 2 stellt die Wahlbeteiligung bei Kommunalwahlen in beiden Landkreisgruppen zwischen 1984 und 2020 dar. Zu erkennen ist in der linken Abbildung, dass Landkreise ohne Coronafälle zum Zeitpunkt der Kommunalwahl 2020 eine niedrigere Wahlbeteiligung hatten als Landkreise mit Coronafällen (57% bzw. 60%). Allerdings bestand ein Unterschied auch schon vor dem Coronaausbruch. In Landkreisen ohne Coronafälle ist die Wahlbeteiligung um 3 Prozentpunkte gestiegen, in Landkreisen mit Coronafällen jedoch um 4 Prozentpunkte. Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn wir unseren Datensatz auf Landkreise beschränken, die knapp um den Wahltag herum ihren ersten Coronafall berichteten (rechte Seite in Abb. 2). Diese Landkreise sollten sich noch weniger systematisch voneinander unterscheiden. Auch hier sehen wir, dass lokale Coronafälle mit einem leicht höheren Anstieg der Wahlbeteiligung einhergingen als in Landkreisen ohne Coronafälle bis zum 15. März 2020.

Wir überprüfen unseren optischen Eindruck mithilfe von Regressionsanalysen. Wir schätzen dabei das in der obenstehenden Regressionsgleichung beschriebene Modell in vier Spezifikationen. Zunächst verwenden wir wie in den Abbildungen 1 und 2 die vom RKI publizierten Echtzeitdaten, da diese den zentralen Informationsstand zum Zeitpunkt der Kommunalwahl abbilden (vgl. Tab. 1, linkes Panel). Hier dokumentieren wir einen leichten Anstieg der Wahlbeteiligung (0,7 Prozentpunkte bis 1 Prozentpunkt) aufgrund lokaler Coronafälle, der jedoch statistisch nicht signifikant von 0 unterscheidbar ist.<sup>3</sup> Im Vergleich dazu zeigen wir die Ergebnisse unter Verwendung der revidierten Daten im rechten Panel der Tabelle 1. Hier finden wir einen statistisch signifikanten Anstieg der Wahlbeteiligung zwischen 2,2 Prozentpunkten und 2,4 Prozentpunkten. Zusammengefasst legen die Ergebnisse nahe, dass die befürchtete Zurückhaltung bei der Wahlbeteiligung aufgrund lokaler Coronafälle ausgeblieben ist. Tendenziell haben sich lokale Coronafälle sogar eher positiv auf die Wahlbeteiligung ausgewirkt.

**Abb. 2**  
Wahlbeteiligung in Landkreisen mit und ohne Coronafälle am Wahltag (in %)



Hinweis: Die Abbildung zeigt die Entwicklung der Wahlbeteiligung bei den bayerischen Kommunalwahlen zwischen 1984 und 2020. Die hellgrüne Linie entspricht dem Mittelwert aller Landkreise, die am Tag der Kommunalwahlen 2020 (15. März 2020) noch keinen bestätigten Coronafall hatten. Die dunkelgrüne Linie zeigt die Wahlbeteiligung in Landkreisen mit mindestens einem bestätigten Coronafall bis zum 14. März 2020 (basierend auf Echtzeitdaten, die am 16. März 2020 und 21. März 2020 von der Webseite des Robert-Koch-Instituts heruntergeladen wurden). In der linken Abbildung verwenden wir alle bayerischen Landkreise (n=96), in der rechten Abbildung nur Landkreise, die den ersten bestätigten Coronafall in einem Zeitfenster von ±4 Tagen um den Wahltermin hatten (n=68).

Quelle: Eigene Darstellung.

© ifo Institut

### SCHLUSSFOLGERUNGEN

Wir haben gezeigt, dass sich die Wähler bei der bayerischen Kommunalwahl 2020 nicht von lokalen Coronafällen haben abschrecken lassen. Ganz im Gegenteil – eher beobachten wir einen stärkeren Anstieg der Wahlbeteiligung in Landkreisen, die am Wahltag bereits einen bestätigten Coronafall hatten. Die Wähler scheinen ihre lokalen Behörden und politischen

Institutionen stärken zu wollen. Dieser Effekt wurde bereits bei der skandalträchtigen Bundespräsidentenwahl 2016 in Österreich beobachtet (Potrafke und Rösel 2019). In unsicheren Zeiten versprechen die aktuell im Amt befindlichen Regierungen Stabilität und genießen Zulauf (der sogenannte „Rally-around-the-flag“-Effekt). Dazu passt auch das Ergebnis von Leininger und Schaub (2020), die einen positiven Effekt lokaler Coronafall-Betroffenheit auf die Stimmanteile der CSU bei

**Tab. 1**  
Effekte von lokalen Coronafällen auf Wahlbeteiligung (in %)

|                                    | Echtzeitdaten    |                                      | Revidierte Daten   |                                      |
|------------------------------------|------------------|--------------------------------------|--------------------|--------------------------------------|
|                                    | Alle Landkreise  | Erster Coronafall ±4 Tage um Wahltag | Alle Landkreise    | Erster Coronafall ±4 Tage um Wahltag |
|                                    | [1]              | [2]                                  | [3]                | [4]                                  |
| Corona                             | 0,967<br>(0,773) | 0,669<br>(0,930)                     | 2,386**<br>(0,982) | 2,176*<br>(1,158)                    |
| Landkreis-fixe Effekte             | Ja               | Ja                                   | Ja                 | Ja                                   |
| Jahr-fixe Effekte                  | Ja               | Ja                                   | Ja                 | Ja                                   |
| Mittelwert der abhängigen Variable | 65,658           | 66,433                               | 65,658             | 65,367                               |
| Landkreise                         | 96               | 68                                   | 96                 | 42                                   |
| Beobachtungen                      | 672              | 476                                  | 672                | 294                                  |
| Adj. R <sup>2</sup>                | 0,907            | 0,897                                | 0,908              | 0,925                                |

Hinweis: Die Tabelle zeigt den geschätzten Effekt von lokalen Coronafällen auf die Wahlbeteiligung bei den bayerischen Kommunalwahlen. Die Beobachtungseinheit sind die 96 Landkreise Bayerns während der Kommunalwahlen 1984, 1990, 1996, 2002, 2008, 2014 und 2020. Die Variable Corona nimmt den Wert 1 an für Landkreise, die am Tag vor der Kommunalwahl 2020 (14. März 2020) mindestens einen bestätigten Coronafall hatten, und sonst 0. Echtzeitdaten wurden am 16. März 2020 und 21. März 2020 von der Webseite des Robert-Koch-Instituts heruntergeladen, revidierte Daten stammen vom Robert Koch-Institut und Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (Quellenvermerk: dl-de/by2-0). Standardfehler in Klammern (geclustert auf Landkreis-Ebene): \*\*\* 0,1, \*\* 0,05, \* 0,01.

Quelle: Eigene Darstellung.

© ifo Institut

den bayerischen Kommunalwahlen 2020 finden. Der jüngste Stimmenanstieg für die „Kanzlerin-Parteien“ CDU und CSU in den Wahlumfragen seit Beginn der Coronakrise, die weltweit gestiegenen Zufriedenheitswerte mit den nationalen Regierungen sowie die stark gestiegene Nachfrage nach etablierten Tageszeitungen und professionellem Journalismus ergänzen dieses Bild.

Weitere Forschung zu den längerfristigen Folgen von Corona für demokratische Gesellschaften ist nötig.<sup>4</sup> In unserer Studie können wir nur lokale Unterschiede in der Betroffenheit durch Corona auswerten. Keine Aussage ist uns dagegen möglich, ob die Wahlbeteiligung bei der Kommunalwahl 2020 in einer gänzlich „Coronafreien“ Welt nicht insgesamt höher ausgefallen wäre. Zudem fand die Kommunalwahl zu Beginn der Pandemie statt, als es in Deutschland noch weniger als 7500 Coronafälle gab. Wie eine Wahl in Coronazeiten aussehen könnte, lässt sich vielleicht bald in Österreich und Polen beobachten. Die ursprünglich am 22. März 2020 angesetzte Gemeinderatswahl in der Steiermark könnte nun im Juli 2020 stattfinden. Bizarr dabei: Ein Teil der Wähler hatte bei einem vorgezogenen Wahltag am 13. März bereits ihre Stimme abgegeben, bevor die Hauptwahl abgesagt wurde. In Polen soll die Präsidentschaftswahl im Mai abgehalten werden – jedoch nur als Briefwahl. Uns stehen digitale Wahlkämpfe bevor. Ob dies der Demokratie aber nützt oder schadet, kann erst die Zeit zeigen.

## LITERATUR

Bechtel, M. und J. Hainmueller (2011), „How Lasting Is Voter Gratitude? An Analysis of the Short- and Long-Term Electoral Returns to Beneficial Policy“, *American Journal of Political Science* 55 (4), S. 852–868.

Bursztyn, L., Roth, C., Rao, A. und D. Yanagizawa-Drott (2020), *Misinformation During a Pandemic*, Becker Friedman Institute for Research in Economics Working Paper 44, Chicago.

Funke, M., Schularick, M. und C. Trebesch (2016), „Going to Extremes: Politics after Financial Crises, 1870–2014“, *European Economic Review* 88, S. 227–260.

Healy, A. und N. Malhotra (2009), „Myopic Voters and Natural Disaster Policy“, *American Political Science Review* 103 (3), S. 387–406.

IMF – International Monetary Fund (Hrsg.) (2020), *Policy Responses to COVID-19. Policy tracker*, online abrufbar unter <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19>.

Leininger, A. und M. Schaub (2020), *Voting at the Dawn of a Global Pandemic*, Working Paper, Universität Konstanz.

Potrafke, N. und F. Rösel (2019), „A Banana Republic? The Effects of Inconsistencies in the Counting of Votes on Voting Behavior“, *Public Choice* 178 (1–2), S. 231–265.

Wrede, M. (2020), *Hat die Kommunalwahl in Bayern am 15.03.2020 die Anzahl der Coronavirus-Infektionen erhöht?*, Working Paper, Universität Nürnberg-Erlangen.

- 1 Tagesaktuelle „Echtzeit-Daten“ wurden am 16. März 2020 (für Daten zwischen dem 09. und 15. März 2020) sowie am 21. März 2020 (für Daten zwischen dem 16. und 20. März 2020) von der Webseite des Robert-Koch-Instituts heruntergeladen ([https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Situationsberichte/Archiv.html](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Situationsberichte/Archiv.html)). Die endgültigen, revidierten Daten stammen vom Robert-Koch-Institut und vom Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (abgerufen am 8. April 2020 von <https://www.arcgis.com/sharing/rest/content/items/f10774f1c63e40168479a1feb6c7ca74/data>, Quellenvermerk: dl-de/by2-0).
- 2 Die Daten hierfür stammen vom Bayerischen Landesamt für Statistik (Kreistagswahlen: Kreise, Wahlberechtigte, Wähler, Wahlbeteiligung, Stichtag; 14411-001r; abgerufen am 16. März 2020 über <https://www.statistikdaten.bayern.de>) sowie von der Webseite zur Kommunalwahl 2020 des Bayerischen Landesamt für Statistik (Kommunalwahl am 15.03.2020; Wahl der Stadträte und Kreistage (Vorläufiges Ergebnis); abgerufen am 21. Februar 2020 über [https://www.kommunalwahl2020.bayern.de/uebersicht\\_gremien\\_stimmen.html](https://www.kommunalwahl2020.bayern.de/uebersicht_gremien_stimmen.html)). Informationen zur Nutzung der Briefwahl liegen uns nicht vor.
- 3 Einen positiven Punktschätzer erhalten wir auch, wenn wir die Intensität der Betroffenheit (Coronafälle je Einwohner) als erklärende Variable verwenden.
- 4 Wrede (2020) hat bspw. den umgekehrten Kanal untersucht, ob die Kommunalwahl 2020 zu einer höheren Zahl von Coronafällen in Bayern geführt hat. Ein anderes aktuelles Papier untersucht die Verbreitung von Fehlinformationen über Covid-19 und deren Wirkung auf individuelles Verhalten und Gesundheitsergebnisse (Bursztyn et al 2020).

Anna Kremer\*

# Aus Nord und Süd und Ost und West – Wie Wanderungsverhalten in Deutschland von regionalen Mentalitäten abhängt

Ostdeutsche waren nach der Wiedervereinigung deutlich stärker zur Binnenmigration bereit als Westdeutsche. Diese Abwanderungstendenz hat den Aufholprozess der ostdeutschen Länder gehemmt. Gemeinhin wird angenommen, dass die starke Abwanderung aus Ostdeutschland überwiegend auf wirtschaftliche Gründe zurückzuführen ist. Ob ökonomische Wanderungsanreize aber auch tatsächlich vorwiegend Wanderungsentscheidungen bestimmen, ist keineswegs ausgemacht. Daher untersucht dieser Artikel, ob neben den bekannten Ursachen wie Arbeitslosigkeit, Alter und Bildung auch regionspezifische kulturelle Unterschiede die Binnenmigration in Deutschland beeinflussen. Die Ergebnisse zeigen, dass nord- und ostdeutsche Migrierende stärker auf ökonomische Anreize reagieren als süd- und westdeutsche Migrierende. Zudem haben Ostdeutsche eine generell höhere Migrationsbereitschaft, welche die Abwanderung aus Ostdeutschland verstärkt hat.

Binnenmigrationsströme innerhalb eines Landes sind durch Zu- und Abwanderung mitverantwortlich, ob eine Region zukunftsfähig ist oder sich langsamer als andere Regionen entwickelt. Dies gilt insbesondere für die ländlich geprägten ostdeutschen Regionen, in denen sich eine schwache wirtschaftliche Entwicklung und Abwanderungen gegenseitig negativ beeinflusst haben dürften. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, ob ausschließlich eine ungünstige wirtschaftliche Lage und negative Zukunftsperspektiven für die Wegzüge aus Ostdeutschland verantwortlich sind oder ob es in Deutschland eine regional unterschiedliche Wanderungsbereitschaft gibt. Wenn in Ostdeutschland eine grundsätzlich höhere Bereitschaft zur Binnenmigration vorliegen würde als in Westdeutschland, dann hätte diese die Abwanderung seit der Wiedervereinigung verstärkt.

Am Beispiel Ostdeutschlands wird zudem deutlich, welche Folgen massive Abwanderung hat: Die Region verlor seit der Wiedervereinigung bis 2017 stetig Einwohner\*innen – und damit Arbeitskräfte – durch Abwanderungen in den Westen (Rösel 2019). Dadurch kam es zu einem Teufelskreis aus schwacher wirtschaftlicher Leistung, einem Mangel an Perspektiven und weiterer Abwanderung in die prosperierenden Regionen, insbesondere der jungen und gut ausgebildeten Menschen. Die oft diskutierte Wahrnehmung, dass die Ostdeutschen „zurückgelassen werden“, ist ein Resultat davon und wird in der gesellschaftlichen Debatte häufig als eine Erklärung für das extremere Wahlverhalten in Ostdeutschland gesehen.

Migrationsentscheidungen hängen zum Teil, aber nicht ausschließlich von ökonomischen Faktoren ab. Auch individuelle Charakteristika, die persönliche Erwartungsbildung und bestehende soziale Kontakte spielen eine Rolle. Ein bisher wenig untersuchter Einflussfaktor auf das Binnenwanderungsverhalten in Deutschland ist die Bedeutung der regionalen Kultur mit in Sozialisationsprozessen erworbenen Überzeugungen und Wertorientierungen. Die verschiedenen deutschen

Regionen weisen unterschiedliche regionale Kulturen auf. Obwohl die Deutschen eine Sprache teilen, ist das Land nicht homogen, da Deutschland lange aus einem „Flickenteppich“ bestand. Kleinere räumliche Einheiten weisen daher historisch bedingt kulturelle Eigenheiten, wie Dialekte und Mentalitäten, auf. Mentalitätsunterschiede bleiben häufig über Generationen hinweg erhalten, auch wenn sich die Rahmenbedingungen ändern, und sie werden auch durch Wanderungen selbst höchstens langfristig abgeschliffen.

Dieser Artikel untersucht daher, ob regionspezifische kulturelle Unterschiede die Binnenmigration in Deutschland beeinflussen. Meine Ergebnisse zeigen, dass Menschen aus Norddeutschland in ihren Wanderungsentscheidungen stärker auf ökonomische Anreize reagieren als Menschen aus Süddeutschland. Auch für Migrierende aus Ostdeutschland sind wirtschaftliche Aspekte wichtiger als für Migrierende aus Westdeutschland. Zudem haben die Ostdeutschen eine höhere generelle Migrationsbereitschaft als die Westdeutschen.

## DETERMINANTEN DER BINNENMIGRATION INNERHALB DEUTSCHLANDS

In der bisherigen Literatur wurden bereits zahlreiche Faktoren untersucht, die (Binnen-)Migrationsentscheidungen beeinflussen. Zu diesen zählen ökonomische Faktoren, wie bspw. Arbeitslosigkeit und Löhne (Hicks 1932, Harris und Todaro 1970 sowie Krugman 1990), physische und kulturelle Distanz (Falck et al. 2012), aber auch persönliche Eigenschaften wie Alter, Geschlecht und Bildungsstand (McCann 2013, Greenwood 1997). Außerdem spielen Unsicherheiten über die Zukunft, imperfekte Informationen und soziale Beziehungen eine Rolle (Molho 2013).

\* Anna Kremer ist Doktorandin an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

Die meisten Studien zu Binnenmigration in Deutschland untersuchen Migrationsströme zwischen Ost- und Westdeutschland. Sie zeigen, dass nach der Wiedervereinigung eine hohe regionale Arbeitslosenquote in der Ursprungsregion Abwanderung begünstigte. Hohe Löhne hingegen hemmten die Abwanderung (Parikh und van Leuvensteijn 2003, Alecke et al. 2010). Zusätzlich belegen die Studien den Einfluss individueller Faktoren: Junge ostdeutsche Frauen sind mobiler als junge ostdeutsche Männer (Leibert 2016), eine abgeschlossene Sekundarschulbildung erhöht die Wanderungsbereitschaft (Melzer 2011) und Ältere werden mehr von Arbeitslosigkeit und Jüngere mehr von Löhnen in ihrer Binnenwanderungsentscheidung beeinflusst (Hunt 2006). Zudem war Deutschland zunächst durch eine Abwanderung auf das Land in den 1990er Jahren und dann durch eine zunehmende Urbanisierung in den 2000er Jahren geprägt (Sander 2014).

Eine erste Untersuchung zu den Auswirkungen kultureller Unterschiede auf Binnenmigrationsströme in Deutschland nehmen Falck et al. (2012) vor, indem sie die durchschnittliche deutsche Binnenmigration zwischen 2000 und 2006 abhängig von Dialektunterschieden schätzen. Sie zeigen, dass Unterschiede in Dialekten die Binnenwanderung zwischen Regionen hemmen. Zudem zeigen die Forschung Hofstede (2001) zu ortsspezifischen kulturellen Werten und die Ergebnisse der European Value Study (Kaasa et al. 2016), dass es in Deutschland regionale kulturelle Unterschiede über die Dialekte hinaus gibt. Meine Hypothese ist daher, dass auch andere kulturelle Unterschiede die Binnenmigration verschiedenartig beeinflussen.

### Infobox: Datenbasis und Methodik

Diese Studie beruht auf dem German Internal Migration Datensatz (Sander, 2014), welcher von Nikola Sander zur Verfügung gestellt wurde und auf der Wanderungsstatistik des Bundes und der Länder (Bundesinstitut der Bau-, Stadt- und Raumforschung, Bonn) beruht. Er beinhaltet die Anzahl aller Umzüge zwischen den deutschen Landkreisen und kreisfreien Städten. Für die Analyse wähle ich den Zeitraum 2000 bis 2010, da in dieser Zeitspanne von einer gewissen Normalisierung der Umzüge nach der Wiedervereinigung ausgegangen werden kann. Die abhängige Variable der Umzüge zwischen den Kreisen wird in der Schätzung durch die Differenz von Faktoren der Herkunfts- und Zielregion erklärt, welche Binnenmigration in Deutschland beeinflussen. Hierzu zählen die räumliche Distanz zwischen den Kreisen, Unterschiede in den Dialekten (vgl. Falck et al. 2012; zur Verfügung gestellt von Jens Südekum), Unterschiede in den Einkommen und der Arbeitslosigkeit, Unterschiede in der regionalen Wirtschaftsstruktur sowie der siedlungsstrukturelle Typ der Region. Daneben fließen Faktoren vor dem Umzug ein, welche die Wanderungsbereitschaft beeinflussen, wie der Bildungsstand, das Durchschnittsalter und die Geschlechterverteilung in den Regionen. Diese Daten wurden den Statistikportalen INKAR, Genesis, den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder und der Statistik der Arbeitsagentur

entnommen. Zusätzlich verwende ich regionale fixe Effekte, welche unbeobachtete Einflüsse abbilden, wie bspw. unterschiedliche Migrationsmuster. Da sich die kulturellen Unterschiede auch dadurch ausdrücken, wie Einwohner in verschiedenen Regionen bspw. auf Lohnunterschiede reagieren, werden zudem Interaktionsvariablen der erklärenden Variablen mit den regionalen Dummyvariablen eingefügt. So kann etwa die westdeutsche Reaktion auf Lohnunterschieden im Unterschied zur ostdeutschen geschätzt werden.

Für die Schätzung wird das Gravitationsmodell von Anderson (2011) genutzt. Dieses Modell beruht auf einer Nutzenmaximierung des Individuums, welches die verschiedenen Faktoren aller Regionen abwägt. Die Wahrscheinlichkeit eines Umzugs wird dann über alle Individuen einer Region aggregiert. Als Schätzmethode wird ein Pseudo-Poisson-Maximum-Likelihood-Schätzer (PPML-Schätzer) genutzt. Dieser ist bei der Schätzung von fixen Effekten konsistent, wird nicht durch Nullen in der abhängigen Variablen verzerrt und ist nicht nur für normalverteilte Variablen geeignet (Shepherd 2016). Daher wird er standardmäßig in der Schätzung von Gravitationsmodellen verwendet.

### WIE KULTURELLE UNTERSCHIEDE DIE DEUTSCHE BINNENMIGRATION BEEINFLUSSEN

In meiner Untersuchung verwende ich verschiedene Aggregationslevel zur Abgrenzung von Regionen (vgl. Abb. 1 und zusätzlich die Bundesländer), da viele regionalen Ebenen, wie Gemeinden, Kreise, Bundesländer und der Nation, einen Einfluss auf die Menschen haben und Migrationsentscheidungen verändern können.

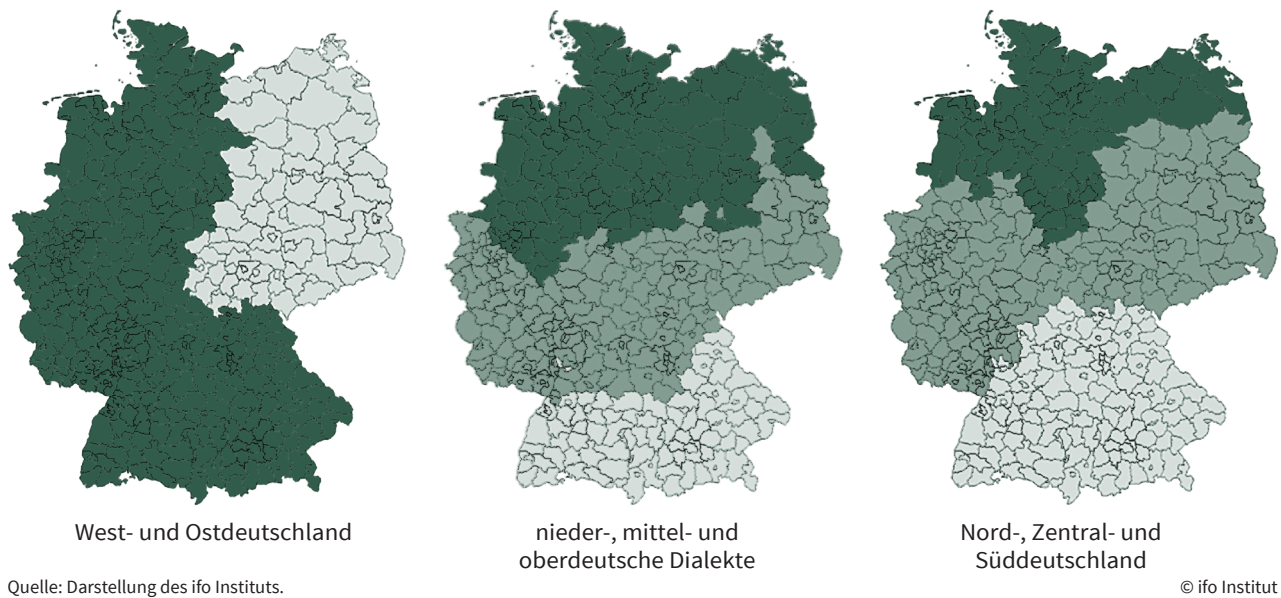
Die Einteilung in einen west- und ostdeutschen Landesteil beruht dabei zum einen auf der historischen Teilung und zum anderen auf der Tatsache, dass auch in der gesellschaftlichen Debatte Mentalitätsunterschiede zwischen diesen beiden Regionen diskutiert werden.

Anhand der Sprachräume der nieder-, mittel- und oberdeutschen Dialekte können Unterschiede zwischen Nord-, Zentral- und Süddeutschland abgegrenzt werden. Da die Lautverschiebungen von geographischen Linien beeinflusst wurden und Sprache und Kultur eng verwoben sind, ist zu erwarten, dass sich auch die Kultur zwischen diesen Regionen unterscheidet.

Die Sprachräume wurden im Zeitverlauf von den Verwaltungseinheiten überlagert. Die heutigen politischen Grenzen sollten demnach ebenfalls einen Einfluss auf Migrationsentscheidungen haben. Daher untersuche ich mithilfe der Einteilung in Nord-, Zentral- und Süddeutschland die Differenzen zwischen den Bundesländern, die an der Küste liegen bzw. an die Alpen grenzen sowie abermals den dazwischenliegenden Raum.

Außerdem werden die Bundesländer als regionale Abgrenzung verwendet, da die meisten Länder seit dem Zweiten Weltkrieg bestehen und teilweise ebenfalls durch eine eigene Kultur geprägt sind.

**Abb. 1**  
In der Analyse verwendete Einteilungen der Regionen Deutschlands



**REGIONALE VERTEILUNG DER WANDERUNGSBEREITSCHAFT**

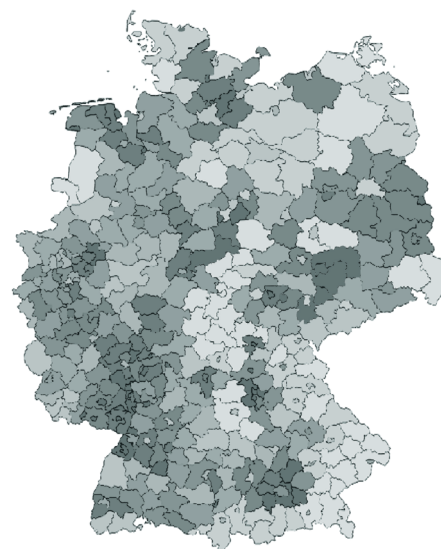
Abbildung 2 zeigt die durchschnittliche Binnenmigrationstendenz der Bevölkerung aller deutschen Kreise und Kreisregionen. Um diese Tendenz abzubilden, werden die Wegzüge aus den Regionen in Abhängigkeit der erklärenden Variablen des Herkunftsortes mit einem kreisfixen Effekt geschätzt. Da nur die Wegzüge betrachtet werden, werden die Gravitationsvariablen zu Distanz und Dialektunterschieden außer Acht gelassen und eine einfache Schätzung auf Basis der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) genutzt. Hierdurch werden 99% der Umzüge erklärt, wobei die hohe Erklärbarkeit maßgeblich auf den fixen Effekten beruht.

Aus Abbildung 2 ist zu erkennen, dass Deutschland in der Tat ein heterogenes Migrationsmuster aufweist, welches nicht auf sozioökonomische Unterschiede zurückzuführen ist. Für die dunkelgrün gefärbten Regionen fallen die Wegzüge bis zu 215% größer aus, als es auf Grundlage der sozioökonomischen Faktoren erwartbar wäre. Für die hellgrün gefärbten Regionen gilt, dass die Wegzüge um bis zu 73% geringer sind als auf Basis der sozioökonomischen Faktoren angenommen. Da ich die wesentlichen ökonomischen Einflussfaktoren von Binnenmigration in die Schätzung einfließen lasse, können die in Abbildung 2 dargestellten Unterschiede zum Großteil auf regionale kulturelle Aspekte zurückgeführt werden.

Man sieht in Abbildung 2, dass in großen Teilen Bayerns sowie im Nordosten und in der Region um die hessisch-thüringische Grenze die Wegzüge geringer ausfallen, als es die regionalen sozioökonomischen Gegebenheiten vermuten lassen. Andererseits sind die Gegenden um die Städte München, Nürnberg, Stuttgart, Berlin, Bremen, Hamburg sowie die Rhein-Ruhr- und die Rhein-Neckar-Region eher zum Wegzug bereit als andere Gegenden. In weiterführenden Analysen erweisen sich die Ergebnisse als weitestgehend robust. Die Gebiete mit höher oder geringer ausfallenden Wegzügen

als auf Grundlage der sozioökonomischen Struktur angenommen stimmen jedoch nicht eindeutig mit den in Abbildung 1 dargestellten geographischen oder kulturellen Grenzen überein. Dennoch können größere zusammenhängende Regionen mit einem gewissen Maß an Heterogenität erkannt werden. Diese werden im Folgenden kurz vorgestellt.

**Abb. 2**  
Wegzugsbereitschaft aus den deutschen Kreisen und kreisfreien Städten, 2000–2010



Anmerkungen: Je heller das Grün, desto heimatverbundener sind die Menschen relativ zu den sozioökonomischen Faktoren. Je dunkler das Grün, desto bereitwilliger verlassen die Migrierenden die Region. Bei einem Wert von 0 sind genauso viele Menschen abgewandert, wie aufgrund der sozioökonomischen Faktoren erwartbar war. Die in schwarz dargestellten Regionen dienen als Vergleichsregionen und wurden aufgrund von Multikollinearität ausgelassen.

Quelle: Darstellung des ifo Instituts auf Grundlage des German Internal Migration Datensatzes (2014). © ifo Institut

### Ost- und westdeutsche Abwanderer

Ostdeutsche haben generell eine höhere Abwanderungsbereitschaft als Westdeutsche. Zudem reagieren sie stärker auf ökonomische Anreize, was die Bevölkerung aufgrund der wirtschaftlich schlechteren Lage in Ostdeutschland weiter verringert hat. Anders als die Ergebnisse anderer Autoren (Leibert 2016, Hunt, 2006) zeigen meine Ergebnisse, dass Männer im Osten eine höhere Abwanderungstendenz haben als Männer im Westen und Frauen generell. Zudem ist die Landflucht relativ zu den sozioökonomischen Charakteristika im Westen stärker ausgeprägt als im Osten.

### Abwanderer aus Nord-, Zentral- und Süddeutschland

Meine Analyse zeigt keine eindeutigen Unterschiede in der Abwanderungsbereitschaft zwischen Regionen der dialektalen und politischen Einteilung in Nord-, Zentral- und Süddeutschland. Jedoch reagieren die Menschen in diesen Regionen unterschiedlich auf die sozioökonomischen Gegebenheiten. Der Norden reagiert stärker auf ökonomische Anreize und legt größeren Wert auf Dialektähnlichkeit, während der Süden „ökonomisch irrationaler“ abwandert. Auch Frauen sind hier mobiler als im Norden. Der mittlere Teil Deutschlands dagegen weist durchschnittliche Abwanderungstendenzen auf. Dies könnte damit begründet werden, dass Zentraldeutschland in gewisser Weise der Übergang zwischen Nord- und Süddeutschland ist. Zudem ist Zentraldeutschland kulturell heterogener als Nord- oder Süddeutschland. Die Betrachtung der Bundesländer als Untersuchungseinheit deutet auf eine Robustheit der Ergebnisse hin.

### FAZIT

In diesem Beitrag habe ich gezeigt, dass es in Deutschland regionale Unterschiede im Abwanderungsverhalten aufgrund der regionalen Mentalitäten gibt, die nicht mit den gängigen sozioökonomischen Faktoren erklärt werden können. Dabei zeige ich sowohl ein Ost-West- als auch ein Nord-Süd-Gefälle im Abwanderungsverhalten auf. Zusätzlich reagieren Ost- und Norddeutsche stärker auf ökonomische Anreize als West- und Süddeutsche. Aufgrund dieser stärker ausgeprägten Abwanderungsmentalität waren die ostdeutschen Regionen nach

der Wiedervereinigung stärker von Abwanderung betroffen, als es westdeutsche Regionen in einer vergleichbaren Situation gewesen wären.

### LITERATUR

- Alecke, B., Mitze, T. und G. Untiedt (2010), „Internal migration, regional labour market dynamics and implications for German East-West disparities: results from a Panel VAR“, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 30 (2), S. 159–189.
- Falck, O., Heblich, S., Lameli, A. und J. Südekum (2012), „Dialects, cultural identity, and economic exchange“, *Journal of Urban Economics*, 72 (2–3), S. 225–239.
- Greenwood, M. J. (1997), „Internal migration in developed countries“, *Handbook of population and family economics*, 1, S. 647–720.
- Hicks, J. (1932), *The theory of wages*, MacMillan, London.
- Harris, J. R. und M. P. Todaro (1970), „Migration, unemployment and development: a two-sector analysis“, *American Economic Review*, 60 (1), S. 126–142.
- Hofstede, G. (2001), *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions and organizations across nations*, SAGE Publications.
- Hunt, J. (2006), „Staunching emigration from East Germany: Age and the determinants of migration“, *Journal of the European Economic Association*, 4 (5), S. 1014–1037.
- Kaasa, A., Vadi, M. und U. Varblane (2016), „A new dataset of cultural distances for European countries and regions“, *Research in International Business and Finance*, 37, S. 231–241.
- Krugman, P. (1991), „Increasing returns and economic geography“, *Journal of Political Economy*, 99 (3), S. 483–499.
- Leibert, T. (2016), „She leaves, he stays? Sex-selective migration in rural East Germany“, *Journal of Rural Studies*, 43, S. 267–279.
- Melzer, S. M. (2011), „Reconsidering the effect of education on East-West migration in Germany“, *European Sociological Review*, 29 (2), S. 210–228.
- Molho, I. (2013), „Theories of migration: A review“, *Scottish Journal of Political Economy*, 60 (5), S. 526–556.
- Parikh, A. und M. van Leuvensteijn (2003), „Internal migration in regions of Germany: A panel data analysis“, *Applied Economics Quarterly*, 49 (2), S. 173–192.
- Rösel, F. (2019), „Die Wucht der deutschen Teilung wird völlig unterschätzt“, *ifo Dresden berichtet*, 26 (03), S. 23–25.
- Sander, N. (2014), *Internal migration in Germany, 1995–2010: New insights into East-West migration and re-urbanisation*, *Comparative Population Studies*, 39 (2).
- Shepherd, B. (2016), *The Gravity Model of International Trade: A User Guide – Chapter 4: Alternative Gravity Model Estimators*. United Nations ESCAP, [https://www.unescap.org/sites/default/\\_les/6%20%204.%20Alternative%20Gravity%20Model%20Estimators\\_0.pdf](https://www.unescap.org/sites/default/_les/6%20%204.%20Alternative%20Gravity%20Model%20Estimators_0.pdf) (heruntergeladen am 10. Juni 2019).



Michaela Fuchs, Corinna Lawitzky, Anja Rossen und Antje Weyh\*

# Der bereinigte Gender Pay Gap: Warum Frauen in Sachsen eigentlich mehr verdienen müssten als Männer

In Sachsen verdienen vollzeitbeschäftigte Frauen 7,5% weniger Lohn als vollzeitbeschäftigte Männer. Der größte Unterschied in der Entlohnung existiert in Zwickau mit 11,6%, der geringste in Görlitz mit 2,1%. Diese regionalen Unterschiede im sogenannten unbereinigten Gender Pay Gap sind vor allem durch die Variation in den Löhnen der Männer getrieben. Vergleicht man Männer und Frauen, die hinsichtlich ihrer individuellen, betrieblichen und regionalen Merkmale gleich ausgestattet sind, fällt der bereinigte Lohnunterschied mit 11,4% höher als der unbereinigte (7,5%) aus. Somit sind Frauen bezüglich ihrer Merkmale besser ausgestattet als Männer. Sie müssten eigentlich mehr verdienen. Warum das dennoch nicht der Fall ist, zeigt dieser Beitrag.

Dass Frauen in Deutschland nach wie vor weniger verdienen als Männer, ist jedes Jahr Thema am sogenannten Equal Pay Day. Dieser fiel im Jahr 2020 auf den 17. März und kennzeichnet den Tag, bis zu dem Frauen umsonst arbeiten, während Männer bereits ab dem ersten Januar bezahlt werden. Trotz häufiger Diskussion der ungleichen Entlohnung von Frauen und Männern in Politik und Gesellschaft hat sich in den letzten Jahren nur sehr wenig an der Ungleichheit geändert. Nach wie vor liegt die durchschnittliche Entlohnung der Frauen bei rund 80% des Verdienstniveaus der Männer in Deutschland. Dabei ist der sogenannte Gender Pay Gap (GPG) in den alten Bundesländern rund dreimal so hoch wie in den ostdeutschen Flächenländern und Berlin.<sup>1</sup>

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, den GPG in Sachsen darzustellen und zu erklären, worauf die unterschiedliche Entlohnung der Frauen und Männer zurückzuführen ist. Dafür wird eine Zerlegung des GPG in einen erklärten und einen unerklärten Teil vorgenommen. Der erklärte Teil ist derjenige Teil der Lohnlücke, der sich anhand der unterschiedlichen beobachtbaren Charakteristika von Frauen und Männern erklären lässt. Der unerklärte Teil umfasst hingegen den Teil der Lohnlücke, der übrigbleibt, wenn Frauen und Männer mit ähnlichen Charakteristika verglichen werden und der sich daher aufgrund von nicht beobachteten Merkmalen und Diskriminierung ergibt.

## MÖGLICHE GRÜNDE FÜR DIE UNGLEICHE ENTLOHNUNG VON FRAUEN UND MÄNNERN

Die Gründe für eine ungleiche Entlohnung von Männern und Frauen sind vielfältig. So wird in der Literatur eine Vielzahl an individuellen und betriebsspezifischen Faktoren diskutiert. Bei kleinräumigeren Betrachtungen von Lohnunterschieden besitzen zudem auch regionale Gegebenheiten einen Einfluss.

Als ein Hauptgrund für Lohnungleichheiten gilt die berufliche Segregation – also die ungleiche Verteilung der Geschlechter auf die Berufe. Frauen sind in sozialen Berufen

oder Büroberufen überrepräsentiert, während es nur einen geringen Frauenanteil in technischen und verarbeitenden Berufen gibt (Hausmann und Kleinert 2014). Solche berufsstrukturellen Muster tragen zu einem höheren GPG bei, da typische Frauenberufe meist geringer entlohnt werden (Achatz et al. 2005). Die Ursachen für berufliche Segregation können zum einen darin liegen, dass Frauen eher solche Berufe wählen, die eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf erlauben (Begall und Mills 2013). Zum anderen können aber auch die geschlechtsspezifische Sozialisation bzw. gesellschaftliche Rollenerwartungen von Bedeutung sein (Achatz 2018). Sichtbar wird dies u. a. dadurch, dass Frauen trotz entsprechender Qualifikationen weniger häufig eine Führungsposition innehaben als Männer (Busch und Holst 2013).

Weiterhin können als Gründe für die ungleiche Entlohnung von Männern und Frauen unterschiedliche Arbeitszeiten und die Dauer und Häufigkeit von Erwerbsunterbrechungen angeführt werden. Frauen arbeiten häufiger in Teilzeit, die oftmals mit der geschlechertypischen Rollenerwartung bei der familiären Aufgabenteilung zusammenhängt (Klenner et al. 2010). Selbst wenn Frauen nach einer familiären Erwerbsunterbrechung wieder eine Vollzeittätigkeit ausüben, ist die Entlohnung teils niedriger als vor der Erwerbsunterbrechung (Beblo et al. 2006). Wichtig an dieser Stelle zu erwähnen sind die grundsätzlichen Unterschiede in der Gleichstellung und dem Selbstverständnis der Geschlechter auf dem Arbeitsmarkt zwischen Ost- und Westdeutschland. Die Vollzeiterwerbstätigkeit von Frauen mit Kindern stellte in der DDR eine Selbstverständlichkeit dar, während die in der BRD weitverbreitete Teilzeittätigkeit als atypische Beschäftigungsform wahrgenommen wurde (Kreyenfeld und Geisler 2006). Nach

\* Dr. Michaela Fuchs ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) Sachsen-Anhalt-Thüringen in Halle (Saale), Dr. Anja Rossen ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am IAB Bayern in Nürnberg, Corinna Lawitzky arbeitet als Mitarbeiterin und Dr. Antje Weyh als wissenschaftliche Mitarbeiterin am IAB Sachsen in Chemnitz.

dem Fall der Mauer haben ostdeutsche Frauen ihre hohe Erwerbsbeteiligung im Wesentlichen beibehalten, die westdeutschen Frauen haben hingegen deutlich aufgeholt. Die Erwerbsquoten lagen in 2017 bei 77% bzw. 73% (WSI 2020). In Bezug auf Müttererwerbstätigkeit und Kinderbetreuung existieren jedoch immer noch markante Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland (vgl. BMFSFJ 2015).

Als individuelle Faktoren, die einen Einfluss auf die Lohnunterschiede von Männern und Frauen besitzen, jedoch nur schwer oder gar nicht messbar sind, gelten unterschiedliche Formen von Diskriminierung gegenüber weiblicher Arbeit. Vorurteile gegenüber einer bestimmten Gruppe, hier der Frauen, können zu einer Bevorzugung einer anderen Gruppe, hier der Männer, führen (Becker 1971). Zum Beispiel wird Frauen aufgrund familiärer Verpflichtungen möglicherweise eine geringere Arbeitsleistung unterstellt, die im Ergebnis dazu führt, Männer vorzuziehen. Eine weitere Form ist die sogenannte statistische Diskriminierung (Arrow 1974). Bspw. können aufgrund von Informationsasymmetrien zum Zeitpunkt von Rekrutierungsentscheidungen Arbeitgeber unbewusst statt der konkreten Person einfach den Durchschnitt einer jeweiligen Gruppe heranziehen. Lohndiskriminierung von Frauen findet in diesem Fall deswegen statt, weil Frauen im Durchschnitt häufiger aufgrund der Fürsorge für Kinder und Angehörige Erwerbsunterbrechungen aufweisen. Sichtbar wird die statistische Diskriminierung auch bei Oesch et al. (2017), die zeigen, dass die Lohnneinbuße bei jungen Frauen mit Kindern größer ist als bei Müttern, die über 40 Jahre alt sind, weil bei jüngeren Frauen mit Kindern im Durchschnitt mit weiteren Erwerbsunterbrechungen gerechnet wird. Daneben existiert noch die evaluative Diskriminierung (Petersen und Morgan 1995), in der es um die unterschiedliche Bewertung der Arbeit von Frauen und Männern geht. Hierbei wird Frauen in der Gesellschaft im Vergleich zu Männern ein niedrigerer sozialer Status zugesprochen. In Bezug auf Entgeltunterschiede wurde dies in der sogenannten Devaluationshypothese formuliert: Die unterschiedlichen Kompetenz- und Statuszuweisungen beeinflussen die Verdienste in typischen Frauen- und Männerberufen (England 1992). Dabei überträgt sich der niedrigere Status von Frauen auf die von ihnen ausgeübten Tätigkeiten, was zu einer geringeren Entlohnung führt. Für gleiche oder gleichwertige berufliche Anforderungen und Belastungen werden Frauen geringer entlohnt als Männer (Klammer et al. 2018).

Neben den beschriebenen Faktoren, die sich auf die individuelle Ebene beziehen, gibt es auch betriebspezifische Faktoren, die die Lohnungleichheit von Frauen und Männern beeinflussen. Unklar bleibt dabei der Einfluss der Betriebsgröße. Einerseits können unter kleinen Betrieben eine stärkere berufliche Segregation (Hammermann und Schmidt 2015) sowie fehlende Tarifverträge und Betriebsräte (Heinze und Wolf 2006) zu einem höheren Wert des GPG führen. Andererseits nimmt das Entgelt von Männern mit steigender Betriebsgröße zu, während sich die Löhne von Frauen kaum nach der Betriebsgröße unterscheiden (Frodermann et al. 2018). Mit geringeren Aufstiegschancen und dem Zugang zu höher entlohnten Tätigkeiten hängt ein weiteres betriebliches Merkmal, nämlich das allgemeine Lohnniveau im Betrieb, zusammen. In Betrieben mit hohem Lohnniveau ist der GPG höher (Heinze

und Wolf 2006). Ein Grund hierfür ist, dass Männer meist bessere Aufstiegschancen im Unternehmen haben als Frauen. Da der Entgeltunterschied zwischen hochqualifizierten Frauen und hochqualifizierten Männern größer ist als bei geringem und mittlerem Qualifikationsniveau (Boll et al. 2016), ist zu erwarten, dass mit einem höheren Anteil Hochqualifizierter im Betrieb auch der GPG größer ist.

Betrachtet man den GPG auf der kleinräumigen Ebene, so spielen regionale Merkmale ebenfalls eine Rolle (Fuchs et al. 2019). Bisher konnte gezeigt werden, dass der GPG in Großstädten und Ballungsgebieten geringer ist als auf dem Land (Busch und Holst 2008). Dies hängt auch damit zusammen, dass Frauen seltener als Männer dazu bereit sind, für die Arbeit zu pendeln (Dauth und Haller 2018). Da Frauen meist aufgrund größerer familiärer Verpflichtungen auf eine Beschäftigung in wohnortnahen Betrieben angewiesen sind, schlägt sich das durch Monopolstellungen der Arbeitgeber in ländlichen Räumen in einer geringeren Entlohnung von Frauen nieder (Hirsch et al. 2009).

## DATEN UND METHODE

Der Berechnung des regionalen Entgeltunterschiedes zwischen den Geschlechtern liegt die Beschäftigtenhistorik (BeH) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zu Grunde. Diese beinhaltet taggenaue Meldungen der Arbeitgeber zu allen sozialversicherungspflichtig (SV-)Beschäftigten seit 1975 und zu allen geringfügig entlohnten Beschäftigten seit 1999. Für die vorliegende Analyse werden die Informationen zur Person, zur Beschäftigung und zum Entgelt zum Stichtag 30. Juni 2017 betrachtet. Neben diesen und anderen individuellen Faktoren werden sämtliche Merkmale des Betriebes, in dem eine Person tätig ist, in die Untersuchung einbezogen: u. a. die Qualifikationsstruktur oder die Branchenzugehörigkeit. Generell betrachten wir hier nur SV-Beschäftigte im Alter von 18 bis unter 65 Jahren in einer Vollzeitbeschäftigung. Diese Einschränkung der Personengruppe ist notwendig, da eine Teilzeitbeschäftigung in den Daten zwar erfasst ist, über den zeitlichen Umfang dieser Teilzeitbeschäftigung aber keine Informationen vorhanden sind. Da weiterhin die Arbeitgeber Entgelte nur bis zur Beitragsbemessungsgrenze melden müssen, führt dies bei Nichtberücksichtigung in den Analysen zu einer Verzerrung im oberen Lohnbereich. Deswegen bereinigen wir mittels Imputation die zensierten Entgelte nach dem Verfahren von Gartner (2005). Relevant für unsere Untersuchung des GPG ist natürlich nicht nur die Information zum o. g. Stichtag, sondern auch die frühere Erwerbsbiographie, weswegen Informationen z. B. zu Erwerbsunterbrechungen aus den Integrierten Erwerbsbiografien (IEB) des IAB ergänzt werden. Regionale Informationen stammen vom Statistischen Bundesamt, der Statistik der Bundesagentur für Arbeit und dem Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung.

Für die Berechnung des unbereinigten GPG wird die Differenz aus den durchschnittlichen logarithmierten Tagesentgelten der Männer und Frauen gebildet und mit dem Faktor 100 multipliziert. Ein negativer Wert besagt dabei, dass Frauen mehr als Männer verdienen. Der beobachtete Entgeltunterschied (unbereinigter GPG) wird mit Hilfe der sogenannten Oaxaca-Blinder-Zerlegung in einen erklärten (Ausstattung)

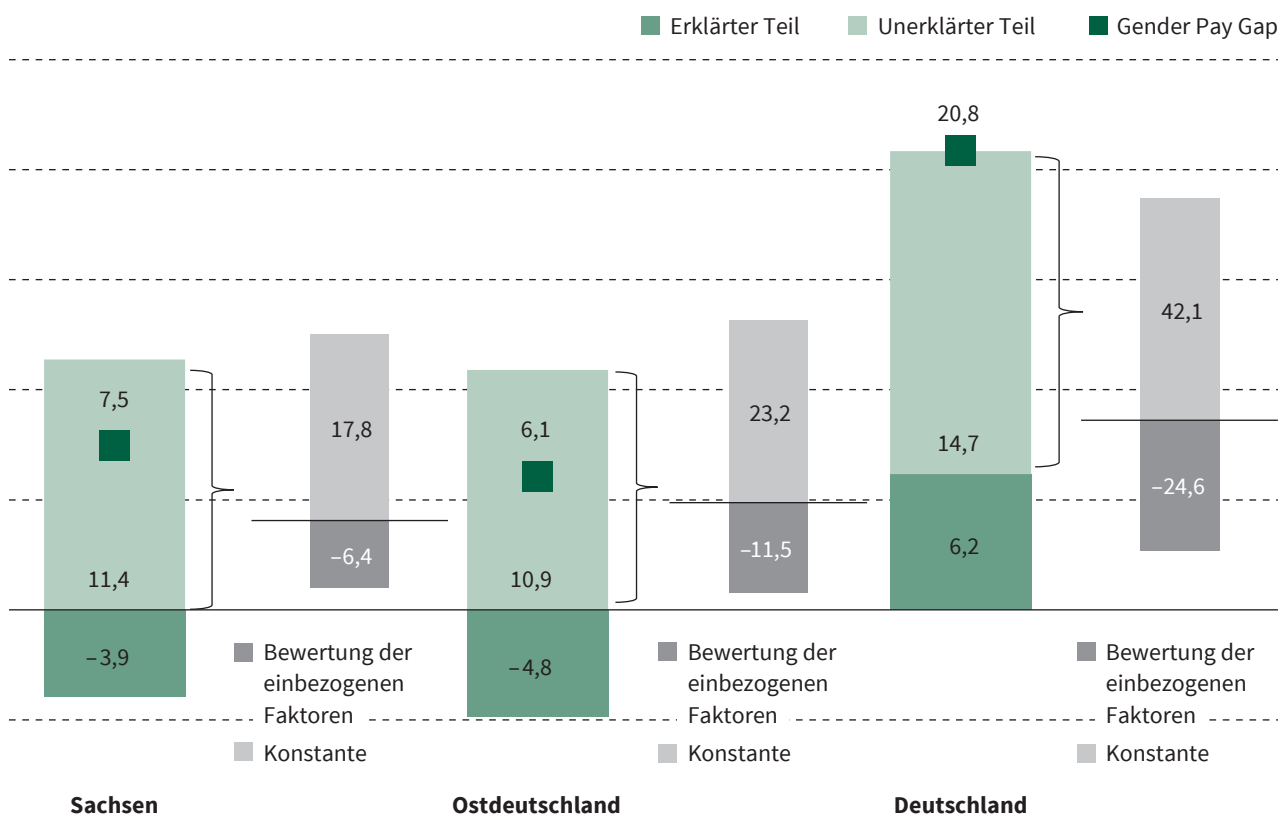
und einen unerklärten Teil (Bewertung oder bereinigter GPG) zerlegt (Blinder 1973 und Oaxaca 1973). Der erklärte Teil umfasst den Teil des GPG, der sich aufgrund der unterschiedlichen Ausstattung und der damit verbundenen unterschiedlichen Entlohnung von Frauen und Männern ergibt. Der bereinigte GPG beziffert den Lohnunterschied, der selbst dann noch besteht, wenn Frauen und Männer mit gleichen Merkmalen verglichen werden. Somit sagt dieser etwas über die unterschiedliche Bewertung für sonst gleiche Merkmale aus. Zudem enthält der unerklärte Teil die Konstante, die solche Faktoren umfasst, welche in der Berechnung aufgrund fehlender Informationen nicht berücksichtigt werden können (z. B. die Durchsetzungsfähigkeit bei Gehaltsverhandlungen). Die Oaxaca-Blinder-Zerlegung wird für Deutschland, Ostdeutschland, Sachsen und die einzelnen sächsischen Kreise durchgeführt.

**DER UNBEREINIGTE UND BEREINIGTE GPG IN SACHSEN UND DEUTSCHLAND**

In Sachsen verdienen Frauen im Durchschnitt 7,5% weniger als Männer. Sachsen weist damit einen unbereinigten GPG auf, der deutlich unter dem deutschen Durchschnitt von 20,8% liegt. Der Unterschied im bereinigten GPG ist zwischen Sachsen und Deutschland wesentlich geringer (Sachsen: 11,4%, Deutschland: 14,7%).

Abbildung 1 zeigt die Ergebnisse der Oaxaca-Blinder-Zerlegung für Sachsen, Ostdeutschland und Deutschland. Der erklärte Teil liegt in Sachsen bei -3,9 Prozentpunkten. Das bedeutet, dass Frauen bezüglich ihrer Summe der beobachteten individuellen, betrieblichen und regionalen Merkmale besser ausgestattet sind als Männer und deswegen eigentlich mehr verdienen müssten als diese. Der unerklärte Teil, also der bereinigte GPG, liegt bei 11,4 Prozentpunkten. Dabei findet jedoch hinsichtlich der beobachteten Faktoren keine Diskriminierung statt – die Bewertung der einbezogenen Merkmale fällt zu Gunsten der Frauen aus (-6,4%). Das bedeutet, dass Frauen, die gleiche Eigenschaften aufweisen wie ihre männlichen Kollegen, nicht aufgrund einer geringeren Bewertung dieser Eigenschaften schlechter entlohnt werden. Die Konstante als eine Komponente des unerklärten Teils hat demgegenüber mit 17,8 Prozentpunkten einen hohen Anteil am bereinigten GPG. Nicht beobachtbare bzw. nicht messbare Faktoren sind damit für den Lohnunterschied von Männern und Frauen in Sachsen verantwortlich. Dieser recht hohe Anteil der Konstante ist bei den verwendeten Daten nicht überraschend. So fehlen z. B. Informationen zum Familienstand oder der Haushaltskonstellation – zum Teil zentrale Faktoren, die bei Lohnunterschieden zwischen Frauen und Männern eine Rolle spielen. Alternative Datensätze, wie z. B. das Sozio-Ökonomische Panel (SOEP), enthalten zwar solche Informationen, können für kleinräumige Analysen allerdings nicht verwendet werden.

**Abb. 1**  
GPG in Sachsen, Ostdeutschland und Deutschland – Ergebnisse der Oaxaca-Blinder-Zerlegung



Anmerkung: Die Berechnungen beziehen sich auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Auszubildende) im Alter von 18 bis unter 65 Jahren zum Stichtag 30. Juni 2017.

Quelle: Beschäftigtenhistorik des IAB; eigene Berechnungen.

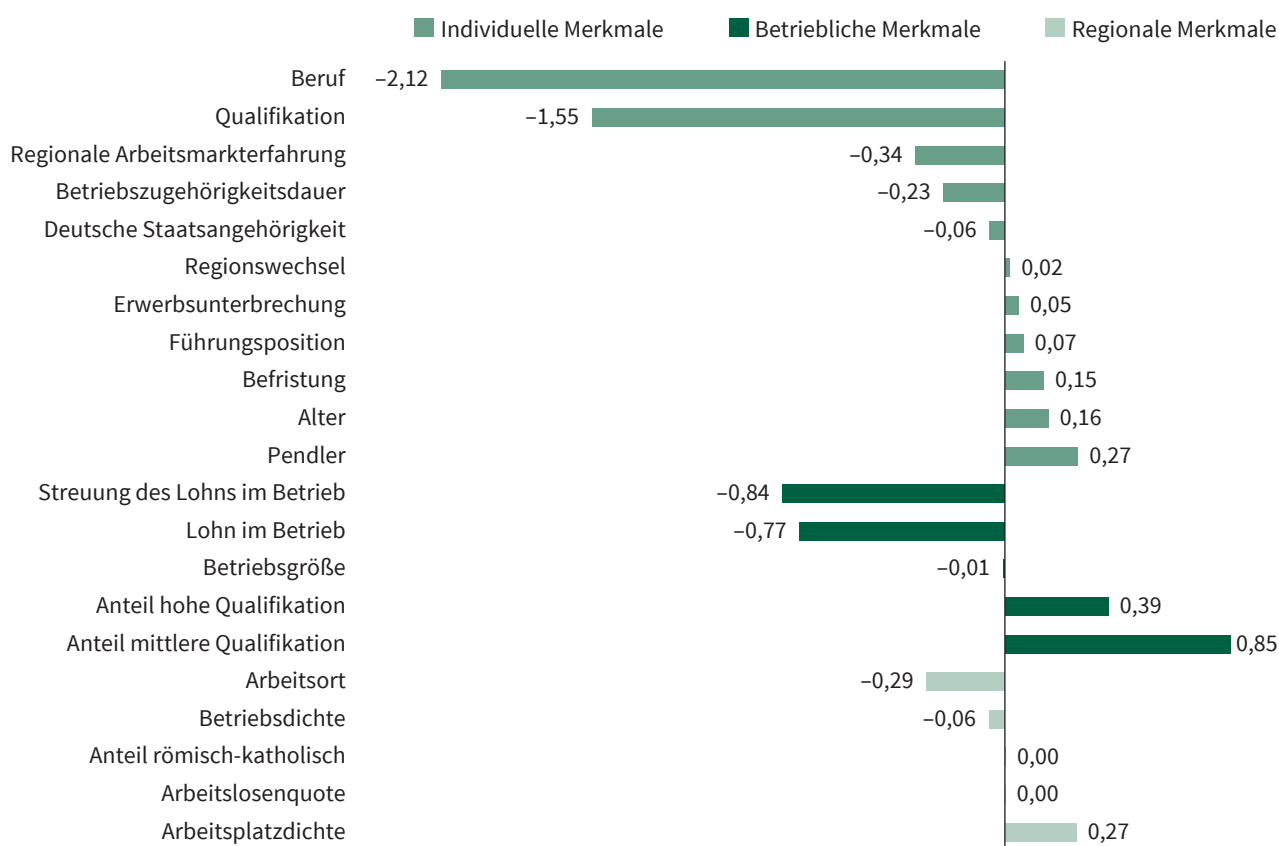
© IAB

Beim Vergleich zwischen Sachsen und Ostdeutschland ergeben sich nur minimale Unterschiede. Der erklärte Teil ist in Sachsen etwas geringer, während der unerklärte Teil geringfügig höher als in Ostdeutschland ausfällt. Größere Unterschiede zeigen sich vielmehr bei einem Vergleich mit dem gesamtdeutschen GPG. Die unterschiedliche Ausstattung von Frauen und Männern hinsichtlich der einbezogenen Merkmale wirkt in Deutschland insgesamt zu Ungunsten der Frauen. Die Bewertung der Faktoren fällt zwar zu Gunsten der Frauen aus und wirkt GPG-reduzierend. Dennoch bleibt die bereinigte Lohnlücke positiv, da auch hier nicht beobachtbare und nicht messbare Faktoren eine große Rolle spielen. Damit ist auch der bereinigte GPG im deutschen Durchschnitt größer als im sächsischen Schnitt. Wichtiger ist jedoch, dass die in die Analyse einbezogenen Faktoren in Summe in Deutschland und Sachsen vollkommen gegenteilig wirken und Frauen damit in Sachsen eigentlich mehr als Männer verdienen müssten (vgl. Fuchs et al. 2019). Dies lässt sich im Übrigen auch für alle anderen ostdeutschen Bundesländer feststellen. Die in Abbildung 1 dargestellten Unterschiede zwischen Ostdeutschland und Deutschland insgesamt lassen sich dabei zu einem großen Teil auf die unterschiedlichen Gleichstellungsarrangements in Ost- und Westdeutschland sowie auf Unterschiede in den lohnrelevanten Eigenschaften von Frauen und Männern zurückführen. Minkus et al. (2018) zeigen, dass in Ostdeutschland

Frauen eine bessere Ausstattung mit Humankapital aufweisen als Männer, was zu dem negativen erklärten Teil des GPG führt. In Westdeutschland hingegen haben Frauen insbesondere weniger Berufserfahrung als Männer, was sich dort in dem positiven erklärten Teil widerspiegelt.

Abbildung 2 zeigt im Detail den Einfluss individueller, betrieblicher und regionaler Merkmale auf den sächsischen GPG. Unter den individuellen Faktoren haben der Beruf und die Qualifikation einer Person den größten Einfluss. Die negativen Vorzeichen bedeuten, dass Frauen hinsichtlich dieser Merkmale besser ausgestattet sind als Männer und der GPG alleine auf Basis dieser Merkmale negativ ist. Das negative Vorzeichen der Berufsvariable kann zudem darauf hinweisen, dass in den neuen Bundesländern gut bezahlte Jobs in der Industrie (wie es sie in Westdeutschland gibt), von denen vor allem Männer profitieren, fehlen (vgl. Fuchs et al. 2019). Eine bessere Ausstattung von Frauen gegenüber Männern findet sich auch hinsichtlich der regionalen Arbeitsmarkterfahrung (hier definiert als der Anteil, den die Person in den letzten 20 Jahren in der Region verbracht hat) und der Betriebszugehörigkeitsdauer. Im Einklang mit der Literatur steht die schlechtere Ausstattung von Frauen hinsichtlich Erwerbsunterbrechungen und dem Innehaben einer Führungsposition. Auch die im Vergleich zu Männern geringeren Möglichkeiten zu pendeln, erhöhen den GPG.

**Abb. 2**  
Erklärungsfaktoren (sog. Ausstattungseffekt) des GPG in Sachsen



Anmerkung: Die Berechnungen beziehen sich auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Auszubildende) im Alter von 18 bis unter 65 Jahren zum Stichtag 30. Juni 2017.

Quelle: Beschäftigtenhistorik des IAB; eigene Berechnungen.

© IAB

Hinsichtlich betrieblicher Merkmale wirkt sich für Frauen die Lohnhöhe sowie die Streuung des Lohnes innerhalb eines Betriebes ebenfalls vorteilhaft aus. Die betriebliche Lohnhöhe wurde als ein Maß für die Produktivität des Betriebes in die Zerlegung des GPG aufgenommen. Mit Hilfe der Lohnstreuung in einem Betrieb sollen z. B. die Karrieremöglichkeiten innerhalb des Betriebes abgebildet werden. Frauen scheinen sich in Sachsen also häufiger in produktivere Betriebe mit mehr Karrieremöglichkeiten einzusortieren als Männer. Sehr wahrscheinlich steht dies im Zusammenhang mit dem negativen Vorzeichen bei der Berufsvariable. Im Gegensatz dazu sind Frauen bei den betrieblichen Merkmalen Anteil hohe Qualifikation und Anteil mittlere Qualifikation schlechter „ausgestattet“. Dies wirkt zu Ungunsten der Frauen und erhöht den GPG.

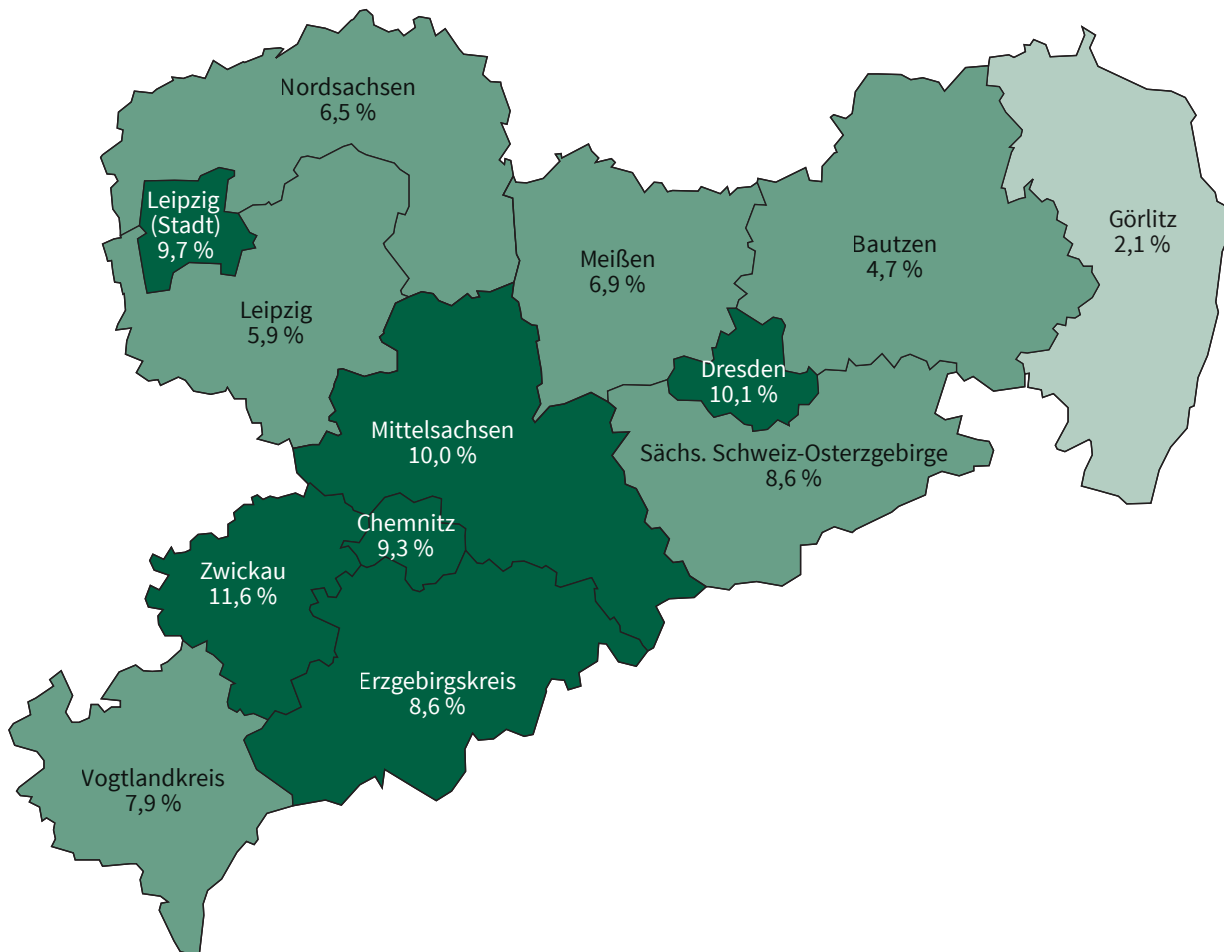
Wie in der Abbildung 2 ersichtlich, üben die regionalen Merkmale direkt nur einen sehr geringen Effekt auf die Lohnlücke aus bzw. heben sich in Summe untereinander auf. Während die Arbeitsplatzdichte den Lohnunterschied zu Ungunsten der Frauen erhöht, reduziert der Kreisdummy (Arbeitsort), der alle nicht beobachtbaren Merkmale der Region beinhaltet, diesen. In Summe spielen regionale Merkmale somit lediglich eine untergeordnete Rolle für die Erklärung

der Entgeltunterschiede zwischen Frauen und Männern in Sachsen bzw. die einbezogenen individuellen und betrieblichen Faktoren spiegeln die vor Ort vorhandenen Wirtschafts- und Betriebsstrukturen teils bereits wider. Allerdings gibt es aufgrund der wenigen Kreise auch nur wenig beobachtete Einheiten innerhalb Sachsens, so dass die Variation in den Regionalvariablen recht gering ausfällt.

### DER UNBEREINIGTE UND BEREINIGTE GPG IN DEN SÄCHSISCHEN KREISEN

Die Entgeltlücke zwischen Frauen und Männern unterscheidet sich recht stark zwischen den sächsischen Kreisen. Während in Görlitz Frauen im Durchschnitt nur 2,1% weniger als Männer verdienen, ist der GPG mit 11,6% in Zwickau vergleichsweise hoch (vgl. Abb. 3). Dennoch fallen diese Werte im Vergleich mit allen Kreisen Deutschlands immer noch recht gering aus. So verdienen z. B. im Bodenseekreis Frauen über 40% weniger als Männer (vgl. Fuchs et al. 2019). Interessant ist, dass sich das in der Literatur gefundene Muster eines niedrigeren GPG in Städten bzw. eines höheren GPG in ländlichen Räumen für Sachsen nicht zeigt.

**Abb. 3**  
Unbereinigter GPG in den sächsischen Kreisen



Anmerkung: Die Berechnungen beziehen sich auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Auszubildende) im Alter von 18 bis unter 65 Jahren zum Stichtag 30. Juni 2017.

Quelle: Beschäftigtenhistorik des IAB; eigene Berechnungen.

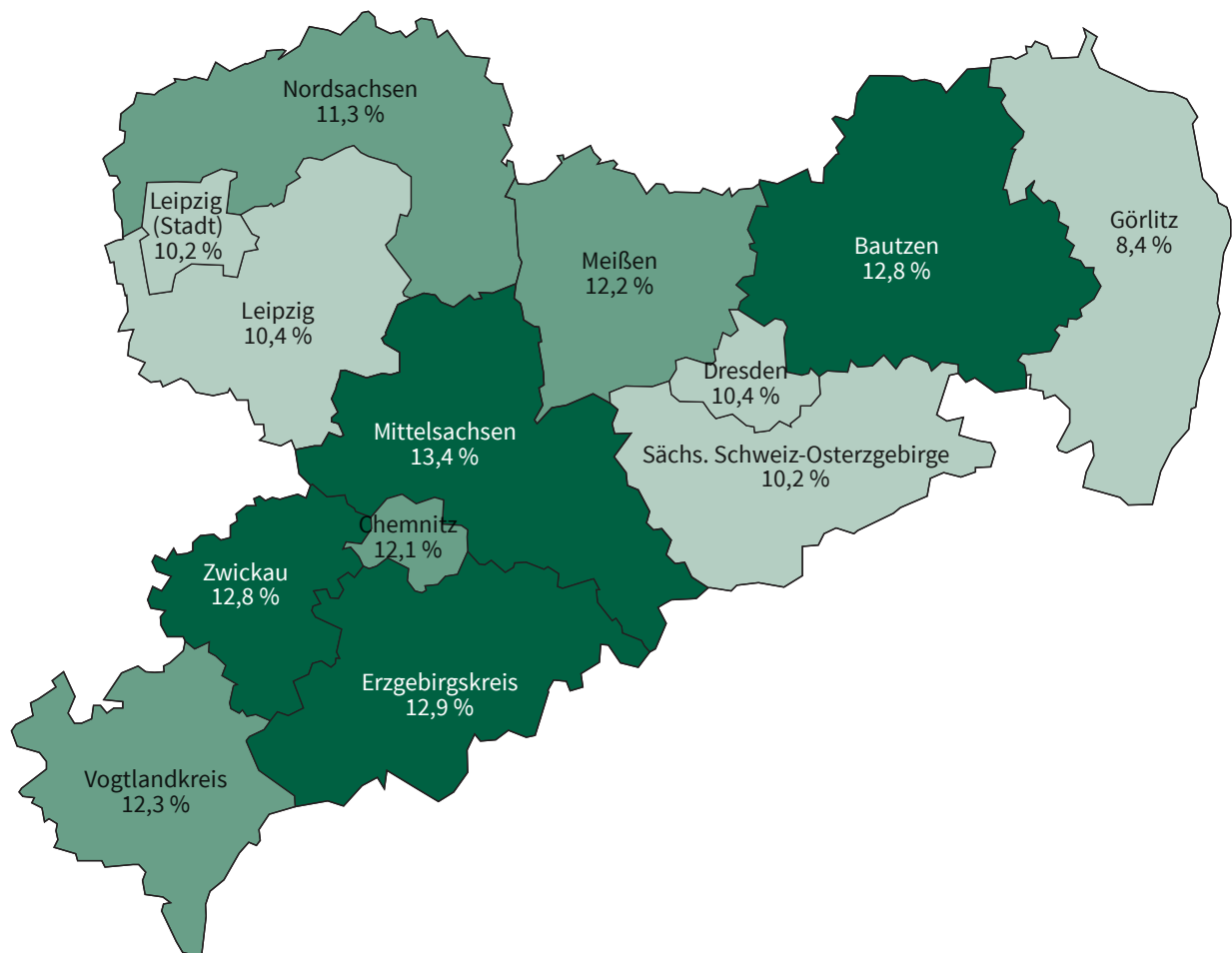
© IAB

Die Zerlegung der Lohnlücke zeigt im Großen und Ganzen für die sächsischen Kreise dasselbe Bild wie für Sachsen insgesamt. Der erklärte Teil ist überall negativ, so dass der bereinigte GPG überall größer ist als der unbereinigte (vgl. Weyh et al. 2019). In allen sächsischen Kreisen sind Frauen also bezüglich ihrer Summe aus individuellen und betrieblichen Merkmalen besser ausgestattet und müssten eigentlich mehr verdienen als Männer. Dabei wirken wiederum hauptsächlich der gewählte Beruf und die Qualifikation zu Gunsten der Entlohnung von Frauen.

Die Zerlegung teilt den übrigbleibenden bereinigten GPG noch in die beiden Bestandteile „Bewertung der einbezogenen Faktoren“ und „Konstante“ auf (vgl. auch Abb. 1).

Hierbei zeigt sich, dass das große Bild über alle sächsischen Kreise sich doch auf recht unterschiedliche Weise ergibt. In 7 der 13 sächsischen Kreise fällt die Bewertung der einbezogenen Faktoren zu Gunsten der Frauen aus und der höhere Wert des bereinigten gegenüber dem unbereinigten GPG ist allein auf Faktoren zurückzuführen, die in dieser Analyse nicht enthalten sind (vgl. Weyh et al. 2019). In den anderen sechs Kreisen fällt die Bewertung der einbezogenen Faktoren zu Ungunsten der Frauen aus. Besonders groß ist die Differenz zwischen dem unbereinigten und bereinigten GPG in den Landkreisen Görlitz und Bautzen, sehr klein in den beiden kreisfreien Städten Dresden und Leipzig (vgl. Abb. 4).

**Abb. 4**  
Bereinigter GPG in den sächsischen Kreisen



Anmerkung: Die Berechnungen beziehen sich auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Auszubildende) im Alter von 18 bis unter 65 Jahren zum Stichtag 30. Juni 2017.

Quelle: Beschäftigtenhistorik des IAB; eigene Berechnungen.

© IAB

**FAZIT**

In Sachsen verdienen vollzeitbeschäftigte Frauen 7,5% weniger Lohn als vollzeitbeschäftigte Männer. Damit fällt der unbereinigte GPG in Sachsen deutlich geringer aus als der deutsche Durchschnitt von 20,8%. Der größte GPG ist dabei mit 11,6% in Zwickau zu finden. Den geringsten Wert weist der Kreis Görlitz mit 2,1% auf.

Diese Betrachtung des sogenannten unbereinigten GPG berücksichtigt nicht, dass Frauen und Männer unterschiedliche Berufe ausüben oder unterschiedliche Positionen innerhalb eines Unternehmens innehaben. Mit Hilfe der Oaxaca-Blinder-Zerlegung findet dies Berücksichtigung. Der sogenannte bereinigte GPG erreicht in Sachsen 11,4% und ist damit sogar höher als der unbereinigte GPG. Im Gegensatz dazu ist deutschlandweit der bereinigte GPG mit 14,7% deutlich geringer als

der unbereinigte Wert. Frauen verfügen somit in Sachsen über lohnrelevante Eigenschaften, die den Entgeltunterschied zu ihren Gunsten reduzieren. Anders ausgedrückt, Frauen müssten in Sachsen aufgrund ihrer Merkmale eigentlich mehr verdienen als Männer. Der Großteil der beobachtbaren Lohnlücke ist damit auf Faktoren zurückzuführen, die nicht in die Analyse einbezogen bzw. nicht messbar sind. Dies spricht für das Vorhandensein institutioneller und kultureller Rahmenbedingungen, die sich in einer indirekten Benachteiligung von Frauen auf dem Arbeitsmarkt in Sachsen äußern und zu geringeren Löhnen führen können. Es gilt somit, weiter an der beruflichen Gleichstellung von Frauen und Männern zu arbeiten. In Verbindung hiermit ist es wichtig, dass die Aufstiegschancen nicht über die Geschlechter ungleich verteilt sind. Hinzu kommt, dass Erwerbstätigkeit und Mutterschaft noch besser vereinbar sein müssten, auch wenn Sachsen und die ostdeutschen Bundesländer hier eine Vorreiterrolle in Deutschland innehaben. Zudem sollte es auch für Männer besser möglich sein, Erwerbsunterbrechungen zur Fürsorge für die Kinder und Angehörige vorzunehmen. Es sollten ebenfalls sowohl für Frauen als auch für Männer Anreize geboten werden, Berufe in geschlechtsuntypischen Branchen zu ergreifen, um die berufliche Segregation zu verringern und Geschlechterstereotypen auf dem Arbeitsmarkt entgegenzutreten. Generell müssen weiterhin Maßnahmen ergriffen werden, um mögliche Diskriminierungen gegen Frauen abzubauen und deren Position gegenüber Arbeitgebern zu stärken.

## LITERATUR

- Achatz, J. (2018), „Berufliche Geschlechtersegregation“, in: Hinz, T. (Hrsg.) (2018): Arbeitsmarktsociologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde, Springer VS, Wiesbaden, S. 389–435.
- Achatz, J., Gartner, H. und T. Glück (2005), „Bonus oder Bias? Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung“, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 57 (3), S. 466–493.
- Arrow, K. J. (1974), „Limited Knowledge and Economic Analysis“, *American Economic Review*, 64 (1), S. 1–10.
- Beblo, M., Bender, S., und E. Wolf (2006), The Wage Effects of Entering Motherhood. A Within-firm Matching Approach, ZEW Discussion Paper Nr. 53.
- Becker, G. S. (1971), *The Economics of Discrimination*, University Press, Chicago.
- Begall, K. und M. C. Mills (2013), „The Influence of Educational Field, Occupation, and Occupational Sex Segregation on Fertility in the Netherlands“, *European Sociological Review*, 29 (4), S. 720–742.
- Blinder, A. S. (1973), „Wage discrimination: Reduced form and structural estimates“, *Journal of Human Resources*, 8 (4), S. 436–455.
- Boll, C., Jahn, M., Lagemann, A., und J. Puckelwald (2016), Dauerhaft ungleich. Berufsspezifische Lebenserwerbseinkommen von Frauen und Männern in Deutschland, HWWI Policy Paper Nr. 98.
- BMFSFJ – Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.) (2015): 25 Jahre Deutsche Einheit. Gleichstellung und Geschlechtergerechtigkeit in Ostdeutschland und Westdeutschland, <https://www.bmfsfj.de/blob/93168/8018cef974d4ecaa075ab3f46051a479/25-jahre-deutsche-einheit-gleichstellung-und-geschlechtergerechtigkeit-in-ostdeutschland-und-west-deutschland-data.pdf>, abgerufen am 7. Februar 2020.
- Busch, A. und E. Holst (2013), „Geschlechtsspezifische Verdienstunterschiede bei Führungskräften und sonstigen Angestellten in Deutschland: Welche Relevanz hat der Frauenanteil im Beruf?“, *Zeitschrift für Soziologie*, 42 (4), S. 315–336.
- Busch, A. und E. Holst (2008), „Gender Pay Gap“: In Großstädten geringer als auf dem Land, Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 33.
- Dauth, W. und P. Haller (2018), Berufliches Pendeln zwischen Wohn- und Arbeitsort: Klarer Trend zu längeren Pendeldistanzen. IAB-Kurzbericht 10/2018, Nürnberg.
- England, P. (1992), *Comparable Worth. Theories and Evidence*, De Gruyter, New York.
- Frodermann, C., Schmucker, A. und D. Müller (2018), Entgeltgleichheit zwischen Frauen und Männern in mittleren und großen Betrieben, IAB-Forschungsbericht 3/2018, Nürnberg.
- Fuchs, M., Rossen, A., Weyh, A. und G. Wydra-Somaggio (2019): Gender Pay Gap von Vollzeitbeschäftigten auf Kreisebene: Unterschiede in der Lohnlücke erklären sich vor allem durch die Betriebslandschaft vor Ort, IAB-Kurzbericht 10/2019, Nürnberg.
- Gartner, H. (2005), The imputation of wages above the contribution limit with the German IAB employment sample, FDZ-Methodenreport 02/2005, Nürnberg.
- Hammermann, A. und J. Schmidt (2015), Facetten des Gender Pay Gap: Empirische Evidenz auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels, IW policy paper Nr. 8.
- Hausmann, A.-C. und C. Kleinert (2014), Berufliche Segregation auf dem Arbeitsmarkt. Männer- und Frauendomänen kaum verändert, IAB-Kurzbericht 9/2014, Nürnberg.
- Heinze, A. und E. Wolf (2006), Gender Earnings Gap in German Firms: The Impact of Firm Characteristics and Institutions, ZEW Discussion Paper Nr. 20.
- Hirsch, B., König, M. und J. Möller (2009), Regionale Unterschiede im „Gender Pay Gap“. Lohnabstand von Frauen in der Stadt kleiner als auf dem Land, IAB-Kurzbericht Nr. 22.
- Klammer, U., Klenner, C. und S. Lillemeier (2018), „Comparable Worth“ Arbeitsbewertungen als blinder Fleck in der Ursachenanalyse des Gender Pay Gaps?, WSI Study Nr. 14.
- Klenner, C., Kohaut, S. und S. Höyng (2010), „Vollzeit, Teilzeit, Minijobs“, in: Hans-Böckler-Stiftung (Hrsg.) (2010): Geschlechterungleichheiten im Betrieb. Arbeit, Entlohnung und Gleichstellung in der Privatwirtschaft, edition sigma, Berlin, S. 191–270.
- Kreyenfeld, M. und E. Geisler (2006), „Müttererwerbstätigkeit in Ost- und Westdeutschland“, *Zeitschrift für Familienforschung*, 18 (3), S. 333–360.
- Minkus, L. und A. Busch-Heinzmann (2018), „Gender wage inequalities between historical heritage and structural adjustments: A German-German comparison over time“, *Social Politics*, S. 1–31.
- Oaxaca, R. (1973), „Male–female wage differentials in urban labor markets“, *International Economic Review*, 14 (3), S. 693–709.
- Oesch, D., Lipps, O. und P. McDonald (2017), „The wage penalty for motherhood: Evidence on discrimination from panel data and a survey experiment for Switzerland“, *Demographic Research*, 37 (56), S. 1 793–1 824.
- Petersen, T. und L. A. Morgan (1995), „Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap“, *American Journal of Sociology*, 101 (2), S. 329–365.
- Weyh, A., Lawitzky, C., Rossen, A. und M. Fuchs (2019), Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Sachsen. IAB-Regional. Berichte und Analysen aus dem Regionalen Forschungsnetz. IAB Sachsen, 02/2019, Nürnberg.
- WSI – Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut (Hrsg.) (2020): Erwerbstätigenquoten und Erwerbsquoten 1991–2017, <https://www.boeckler.de/53509.htm>, abgerufen am 7. Februar 2020.

1 Vgl. Pressemitteilung Nr. 097 vom 16. März 2020 des Statistischen Bundesamtes, [https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2020/03/PD20\\_097\\_621.html](https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2020/03/PD20_097_621.html) (zuletzt abgerufen am 31. März 2020).

Joachim Ragnitz\*

# Auf die lange Bank geschoben: Zum Abschlussbericht der Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“<sup>1</sup>

Die Bundesregierung hat die Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“ damit beauftragt, Empfehlungen zur Sicherung der Nachhaltigkeit der Rentenfinanzen zu entwickeln. Der Kommissionsbericht bleibt deutlich hinter den hochgesteckten Erwartungen zurück. Die vorgeschlagenen Maßnahmen werden die Finanzierungsprobleme der Gesetzlichen Rentenversicherung nicht lösen, sondern führen letzten Endes nur dazu, dass der Bundeszuschuss an die Rentenversicherung erhöht werden muss. Ohne eine weitere Verlängerung der Lebensarbeitszeit wird sich das Finanzierungsproblem der Rentenversicherung nicht lösen lassen, da es für die erwerbsfähige Generation unerheblich ist, ob sie über Steuern oder Sozialversicherungsbeiträge für die Rentner aufzukommen hat.

In ihrem Koalitionsvertrag<sup>2</sup> hatte die Große Koalition aus CDU/CSU und SPD die Einsetzung einer Rentenkommission „Verlässlicher Generationenvertrag“ vereinbart, die Empfehlungen für die nachhaltige Sicherung und Fortentwicklung der bestehenden Alterssicherungssysteme (Gesetzliche Rentenversicherung, betriebliche Alterssicherung und private Altersvorsorge) vorlegen sollte. Insbesondere sollte es darum gehen, die Stellschrauben der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) in ein langfristig tragfähiges Gleichgewicht zu bringen, ohne die Beitragszahler zu überfordern oder die Partizipation der Rentner an der allgemeinen Wirtschaftsentwicklung zu gefährden. Die Kommission hat ihren Abschlussbericht vor wenigen Wochen<sup>3</sup> vorgelegt – was aber angesichts der aktuellen Diskussion um die Folgen der Coronapandemie in der öffentlichen Wahrnehmung in den Hintergrund gerückt ist. Angesichts der langfristigen Bedeutung des Themas ist dies bedauerlich.

Worum geht es? Die Bevölkerung in Deutschland wird in den kommenden Jahrzehnten massiv altern, weil die Geburtenrate schon seit dem Ende der 1960er Jahre unter dem Bestandserhaltungsniveau von zwei Kindern je Frau liegt. Aktuell liegt sie bei knapp 1,6 Kindern je Frau. Jede Generation ist damit um beinahe ein Viertel kleiner als die jeweilige Elterngeneration, was dazu führt, dass die Zahl der Personen im erwerbsfähigen Alter zumindest für eine Übergangsphase schneller zurückgeht als die Zahl der Rentner: Der Alterskoeffizient, der die Relation dieser beiden Größen ausdrückt, wird deshalb nach der 14. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes von derzeit etwa 36 bis zum Ende der 2030er Jahre auf dann rund 54 zunehmen.<sup>4</sup> Reichen die Steuer- und Beitragszahlungen einer Person im erwerbsfähigen Alter heute noch zur Deckung der Einkommen von drei Personen im Rentenalter aus, so können damit zum Ende des kommenden Jahrzehnts nur noch zwei Rentner finanziert werden. Es ist offenkundig, dass dies bei grundsätzlicher Beibehaltung des bestehenden Systems der GRV (Beschäftigte finanzieren durch ihre laufenden Renten-

versicherungsbeiträge und Steuern die laufenden Rentenauszahlungen an die ältere Generation) nur aufrechterhalten werden kann, wenn entweder die Rentenversicherungsbeiträge bzw. die steuerfinanzierten Bundeszuschüsse an die GRV angehoben werden, die (relative) Rentenhöhe abgesenkt wird oder die Lebensarbeitszeit verlängert wird.

Im ersten Fall trägt allein die jeweilige Erwerbsgeneration die Last, im zweiten Fall die jeweilige Rentnergeneration, und im dritten Fall die künftigen Rentner (was den heutigen Erwerbstätigen entspricht).<sup>5</sup> Eine andere Lösung gibt es grundsätzlich nicht, solange man nicht vom geltenden Grundsatz der „Beitragsäquivalenz“ in der GRV abweichen will.<sup>6</sup> Denn auch wenn man kurzzeitig Entlastung durch eine Erhöhung der Erwerbsquote, durch Einbeziehung von Beamten und Selbständigen in die GRV oder auch durch vermehrte Zuwanderung von Erwerbspersonen nach Deutschland schaffen könnte, werden diese langfristig auch eigene Rentenansprüche erwerben, so dass das Problem der fehlenden Nachhaltigkeit der GRV lediglich zeitlich verschoben, aber nicht gelöst würde.

Die Rentenkommission stellt diese Tatbestände zutreffend dar, die Empfehlungen, die sie daraus ableitet, sind aber kaum geeignet, für die genannten Probleme der GRV eine Lösung zu finden. Dies wird erkennbar, wenn man die von der Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“ vorgeschlagenen Maßnahmen im Detail betrachtet. Relevant sind in diesem Zusammenhang dabei lediglich die beiden folgenden Empfehlungen<sup>7</sup>:

- Das derzeitige System der „verbindlichen“ bzw. „perspektivischen“ Haltelinien für Rentenniveau und Beitragsatz soll auch nach 2025 beibehalten werden. Dabei wird für die verbindliche Haltelinie des Standardrentenniveaus (vor Steuern) bis zum Jahr 2032 eine Spannweite

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



von 44% bis 49% des durchschnittlichen verfügbaren Einkommens (aktuell: 48%) vorgeschlagen, für den Beitragssatz ein Wert von 20% bis 24% (aktuell: 20%).<sup>8</sup> Damit sollen die Belastungen der zunehmenden Alterung ganz offenkundig zwischen Beitragszahlern und Rentnern geteilt werden. Letzten Endes erscheint dies auch durchaus vertretbar. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass die Generation der Beitragszahler zusätzlich auch durch die Finanzierung des steuerfinanzierten Bundeszuschusses an die GRV überproportional belastet ist, der nach den Schätzungen der Kommission in den kommenden Jahren ohnehin deutlich steigen wird.<sup>9</sup>

Kritisch ist allerdings zu sehen, dass die Spannbreiten für Sicherungsniveau und Beitragssatz recht breit angelegt sind und nur für eine kurze Frist (7 Jahre) vorgegeben werden sollen. Wie die von der Kommission vorgelegten Projektionsrechnungen zeigen, wird das Rentenniveau schon zur Mitte der 2030er Jahre unter die Untergrenze des vorgeschlagenen Korridors fallen. Insoweit erfüllt die Kommission an dieser Stelle ihren Auftrag ganz offensichtlich nicht, Vorschläge für die Stabilisierung des Rentensystems in der langen Frist vorzulegen.

- Der bereits existierende Sozialbeirat soll nach den Vorstellungen der Kommission<sup>10</sup> zu einem „Alterssicherungsbeirat“ weiterentwickelt werden. Dieser soll u. a. Empfehlungen zu den Haltelinien und zur weiteren Anpassung des Renteneintrittsalters abgeben, jedoch erst zu Beginn des Jahres 2026. Mit Blick auf die Planungssicherheit von Unternehmen und Versicherten erscheint dies zu spät.

Weitere Anpassungen zur Sicherung der Nachhaltigkeit des Alterssicherungssystems werden von der Kommission zwar diskutiert; es werden jedoch keine (abschließenden) Empfehlungen abgegeben:

- Als erste Möglichkeit wird eine Beschränkung des Rentenzuwachses für die Bestandsrentner auf die Inflationsrate diskutiert.<sup>11</sup> Dies hätte zur Folge, dass zwar die reale Kaufkraft der Renten erhalten bliebe, jedoch die Bezieher von Altersrenten nicht mehr an den allgemeinen Wohlfahrtssteigerungen (wie seit der Rentenreform 1957 praktiziert) partizipieren könnten. Die Bestandsrentner hätten somit im Vergleich zum geltenden Recht einen höheren Beitrag an den Kosten der Alterung zu übernehmen, der Beitragssatz könnte auf niedrigerem Niveau stabilisiert werden. Problematisch erscheint allerdings, dass nach dem diskutierten Kommissionsmodell die Anpassung der Rentenanwartschaften weiterhin entsprechend der Lohnsteigerungen erfolgen soll, so dass die individuelle Rente bei gleicher Entgeltpunktzahl umso höher ausfällt, je später der Renteneintritt erfolgt. Das Prinzip der „Teilhabeäquivalenz“ würde damit außer Kraft gesetzt. Dies spräche eher dafür, den Anstieg des Rentenwerts für alle Gruppen (Bestandsrentner und Neurentner) zu begrenzen, z. B. durch eine stärkere Berücksichtigung des Nachhaltigkeitsfaktors in der Rentenanpassungsformel.<sup>12</sup>

- Seltsam kurz fallen die Überlegungen der Kommission zur Anpassung der Regelaltersgrenze ab dem Jahr 2031 aus. Zugestanden wird lediglich, dass angesichts weiter steigender Lebenserwartung die finanzielle Tragfähigkeit umlagefinanzierter Rentensysteme nicht gewährleistet ist;<sup>13</sup> weitergehende Schlussfolgerungen werden hieraus aber nicht gezogen. Vielmehr wird darauf verwiesen, dass bei einer Entscheidung hierüber die Arbeitsmarktbedingungen für ältere Beschäftigte sowie für besondere Risikogruppen (z. B. für Personen mit körperlich anspruchsvollen Tätigkeiten) besonders berücksichtigt werden müssten und dass auch die „sozialdifferenzielle“ Lebenserwartung (also dass bestimmte Personengruppen aufgrund ihrer Einkommenssituation oder ihrer Berufswahl eine geringe Lebenserwartung aufweisen und deswegen in ihrer Gesamtlebenszeit niedrigere Rentenauszahlungen hinzunehmen haben als Gruppen mit längerer Lebenserwartung) bei einer Entscheidungsfindung einzu beziehen sei. Empfehlungen zur weiteren Anhebung der Regelaltersgrenze sollen hingegen dem noch zu gründenden Alterssicherungsbeirat (ab dem Jahr 2026) vorbehalten bleiben. Man kann sich des Eindrucks nicht erwehren, dass die Kommissionsmitglieder<sup>14</sup> angesichts unterschiedlicher Interessenlagen sich an dieser Stelle nicht zu einer klareren Empfehlung haben durchringen können und deswegen die Entscheidung hierüber vertagt haben.<sup>15</sup>

- Die in der öffentlichen Diskussion vielfach geforderte obligatorische Einbeziehung von Selbständigen und Beamten in die GRV wird von der Kommission<sup>16</sup> aus gutem Grund abgelehnt. Abgesehen von technischen Schwierigkeiten würde dies bestenfalls kurzfristig die Finanzlage der Rentenversicherung entspannen, da dem längerfristig dann höhere Rentenausgaben gegenüberstehen. Zudem dürfte selbst der temporäre Einspareffekt für die öffentlichen Haushalte insgesamt weniger stark ausfallen als vielfach vermutet, da der Bund und auch einige Länder bereits heute für die künftigen Pensionslasten ihrer Beamten eine Versorgungsrücklage aufbauen.

- Schließlich beschäftigt sich die Kommission – wenn auch eher am Rande – mit der betrieblichen Altersvorsorge sowie der Förderung privater Vorsorge. Die Empfehlungen beschränken sich aber im Wesentlichen auf Prüfanträge; Entscheidungen (z. B. über die Einführung einer Pflicht zur zusätzlichen Altersvorsorge) sollen nach Kommissionsauffassung erst nach dem Jahr 2025 beschlossen werden.

Alles in allem bleibt der Kommissionsbericht damit hinter den Erwartungen zurück, die der Koalitionsvertrag geweckt hat. Die vorgeschlagenen Maßnahmen werden die Finanzierungsprobleme der GRV nicht lösen, sondern verschieben sie bestenfalls auf die Bundesebene, da die Festlegung verbindlicher Haltelinien für Beitragssatz und Rentenhöhe letzten Endes dazu führt, dass der Bundeszuschuss an die Rentenversicherung erhöht werden muss – mit Verteilungs- und Wachstumswirkungen, die von der Kommission überhaupt nicht

thematisiert werden. Die von der Kommission angeführten Projektionsrechnungen zeigen, dass der Finanzbedarf der GRV selbst dann stark zunehmen wird, wenn keine weitergehenden Reformen umgesetzt werden. Dass es für die erwerbsfähige Generation allerdings unerheblich ist, ob sie über Steuern oder Sozialversicherungsbeiträge für die Rentner aufzukommen hat, wird nicht thematisiert – allenfalls spricht für eine verstärkte Steuerfinanzierung der Rente, dass damit die Finanzierungslasten breiter verteilt werden können; systemgerecht ist dies aber nicht.

Begründet wird der Verzicht auf weitergehende Empfehlungen damit, dass diese „komplexe Folgewirkungen nach sich ziehen würden, die (...) teilweise positiv, im Hinblick auf andere Auswirkungen aber auch negativ bewertet wurden.“<sup>17</sup> Dass es zu solchen Folgewirkungen kommt, ist dabei nicht weiter verwunderlich; dass die Kommission sich aber nicht einmal zu Empfehlungen hat durchringen können (die ja noch keine politische Entscheidung implizieren), ist ärgerlich. Ihrem Auftrag wurde die Kommission damit ganz offenkundig nicht gerecht. Es wäre schön, wenn es wenigstens in der (wissenschaftlichen und politischen) Öffentlichkeit im Nachgang zu einer Diskussion käme, die dieses so wichtige Thema weiterbringt und Lösungen vorbereitet, die dann weit vor dem Jahr 2026 (dem von der Kommission genannten Datum) umgesetzt werden können.

1 Eine erste Fassung dieses Beitrags erschien am 9. Mai 2020 als Online-Fassung in „Wirtschaftliche Freiheit – Das ordnungspolitische Journal“, vgl. <http://wirtschaftlichefreiheit.de/wordpress/?p=27177#more-27177>

2 Vgl. CDU/CSU und SPD (Hrsg.) (2018), Koalitionsvertrag für die 19. Legislaturperiode, Berlin, S. 92.

3 Vgl. Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“ (Hrsg.) (2020), Abschlussbericht Teil 1: Empfehlungen, 27. März 2020, Berlin (im Folgenden zitiert als „Kommissionsbericht“).

- 4 Vgl. Kommissionsbericht, S. 49. Zu beachten ist dabei, dass diesem „Alterskoeffizient“ eine Regelaltersgrenze von 65 Jahren zugrunde liegt. Die bereits beschlossene Anhebung des Renteneintrittsalters auf 67 Jahre bis zum Jahr 2031 dämpft zwar den Anstieg des Alterskoeffizienten, ändert aber nichts an der grundsätzlichen Problematik.
- 5 Die heutigen Beschäftigten arbeiten zwar länger, erwerben aber dadurch auch höhere monatliche Rentenansprüche. Da die Rentenbezugsdauer aber abnimmt, sinkt insgesamt der Barwert der Rentenzahlungen. Deswegen wird die Belastung in diesem Fall ausschließlich von den zukünftigen Rentnern getragen. Vgl. Schubert, A. (2012), „Rente mit 67: Auswirkungen auf die Höhe des Rentenanspruchs“, ifo Dresden berichtet, Heft 6/2012, S. 9–13.
- 6 Unter Beitragsäquivalenz versteht man den Grundsatz, dass die Höhe der individuellen Rente proportional zur Höhe der in der Erwerbsphase gezahlten Beiträge sein soll. Denkbar wäre es, die Höhe der Rente nach oben zu begrenzen, also ein (zusätzliches) Umverteilungselement in die GRV einzuführen.
- 7 Weitere Empfehlungen der Kommission beziehen sich auf die Neudefinition der sozialstaatlichen Bezugsgrößen (S. 69 ff.), zur unterjährigen Liquiditätssicherung (S. 94 ff.), zur Verbesserung der Arbeitsmarktintegration von Älteren (S. 105 ff.) und zur Gesundheitsprävention (S. 107 ff.).
- 8 Die gleichen Korridore werden auch für die perspektivischen Haltelinien bis zum Jahr 2040 vorgeschlagen.
- 9 Vgl. Kommissionsbericht, S. 61.
- 10 Vgl. Kommissionsbericht, S. 75.
- 11 Vgl. Kommissionsbericht S. 80–82. Daneben werden auch Mischmodelle präsentiert, die Elemente der Lohnorientierung wie der Inflationsorientierung des Rentenanstiegs kombinieren, bspw. durch Beibehaltung der geltenden Berechnungsweise nur für einen Teil der erworbenen Rentenansprüche, vgl. Kommissionsbericht, S. 82–90.
- 12 Der Nachhaltigkeitsfaktor begrenzt den Anstieg des Rentenwerts, wenn sich die Relation von Rentnern zu Beitragszahlern ungünstig entwickelt. Allerdings wird der Anstieg des Rentnerquotienten derzeit nur mit einem Viertel berücksichtigt. Dieser Gewichtungsfaktor wäre dann entsprechend zu erhöhen.
- 13 Vgl. Kommissionsbericht, S. 92.
- 14 Von den zehn Kommissionsmitgliedern waren fünf aktive oder frühere Politiker, zwei Vertreter der Sozialpartner sowie drei Wissenschaftler.
- 15 In diese Richtung lassen sich jedenfalls Presseberichte zur Kommissionsarbeit deuten; vgl. z. B. Waschinski, G. (2020), „Die Rentenkommission steht vor dem Scheitern“, Handelsblatt vom 17. Februar 2020, [www.handelsblatt.com/politik/deutschland/alterssicherung-die-rentenkommission-steht-vor-dem-scheitern-und-mit-ihre-rentenpolitik-der-groko/25551478.html?ticket=ST-1623140-6PUpQF3fln2mQtuzF65g-ap4](http://www.handelsblatt.com/politik/deutschland/alterssicherung-die-rentenkommission-steht-vor-dem-scheitern-und-mit-ihre-rentenpolitik-der-groko/25551478.html?ticket=ST-1623140-6PUpQF3fln2mQtuzF65g-ap4)
- 16 Vgl. Kommissionsbericht, S. 98–104.
- 17 Vgl. Kommissionsbericht, S. 76.

Christopher Leisinger und Felix Rösel\*

# Kaum mehr als ein Strohfeder – Evaluationsstudien zu Abwrackprämien im Überblick

**Wir geben einen Überblick über Studien zur Wirkung von Abwrack- und Kaufprämien für Autos. Diese Prämien kurbeln kurzfristig die Autoverkäufe an. Mittelfristig werden aber kaum mehr Autos verkauft. Viele Verbraucher hätten sich ohnehin ein Auto gekauft, ziehen den Kauf durch die Prämie vor, oder geben nach dem Autokauf weniger Geld für andere Konsumgüter aus. Die Umweltwirkung von Kaufprämien ist unklar.**

Im April 2020, dem wohl bisher am stärksten von Corona-Schutzmaßnahmen geprägten Monat des Jahres, stürzten die Fahrzeugneuzulassungen in Deutschland um 40% zum Vormonat und um mehr als 60% zum Vorjahresmonat ab (KBA 2020). Vor diesem Hintergrund und angesichts der weltweit einbrechenden Konjunktur werden inzwischen wieder Forderungen nach einer Neuauflage der Abwrackprämie von 2009 laut. In der Finanz- und Wirtschaftskrise von 2008/2009 führten zahlreiche Länder einen Zuschuss für den Erwerb eines Neufahrzeugs gegen die Verschrottung des alten Autos ein. Inzwischen wurden zahlreiche datengestützte Studien vorgelegt, die die Effekte dieser Abwrack- bzw. Kaufprämien evaluiert haben. Dieser Beitrag gibt einen kurzen Überblick über diese Studien (vgl. Tab. 1).

## MEHR AUTOS HEUTE, ABER WENIGER AUTOS MORGEN

Alle von uns gesichteten Studien zeigen, dass Kaufprämien kurzfristig zu mehr Autoverkäufen führen. Auf die Party folgt jedoch der Kater. Studien zur deutschen und US-amerikanischen Abwrackprämie belegen, dass nach Auslaufen der Prämien die Autoverkäufe spürbar einbrechen. Abwrackprämien bedeuten mehr Autokäufe heute, aber weniger morgen. Viele Verbraucher hätten sich außerdem ohnehin ein Auto gekauft („Mitnahmeeffekt“) oder haben ihren Autokauf einfach vorgezogen („Vorzieheffekt“). Copeland und Kahn (2012) zeigen zudem, dass die US-Kaufprämie nicht in der Lage war, die Produktion anzukurbeln. Verkäufe wurden vor allem aus Beständen getätigt. Einige Studien finden aber auch, dass durch die Prämie unter dem Strich mehr Autos verkauft wurden.

## (ZU) TEURER UMWELTSCHUTZ

Klößner und Pfeifer (2018) berechnen, dass sich durch die Abwrackprämie der CO<sub>2</sub>-Ausstoß der deutschen Fahrzeugflotte erhöht hat, da trotz der offiziellen Bezeichnung „Umweltprämie“ kaum Anreize zum Kauf verbrauchsarmer Fahrzeuge bestanden. In anderen Ländern waren die Prämien stärker an Umweltkriterien geknüpft. Die Verbraucher folgten diesen Anreizen und kauften bevorzugt kleinere und verbrauchsärmere

Autos. Mit kuriosen Effekten: Für die USA finden Hoekstra et al. (2017), dass durch den Wechsel auf kleinere Fahrzeuge die Autoausgaben der Verbraucher stärker sanken als durch die staatliche Prämie zusätzlich in den Markt gepumpt wurde. Für die USA können Studien durch das „Downgrading“ der Flotte auch substantielle Einsparungen bei Emissionen und Kraftstoffverbrauch belegen. Mehrere Studien zeigen jedoch, dass die CO<sub>2</sub>-Einsparung teuer erkauft wurde. In anderen Sektoren hätte mit den gleichen Staatsausgaben deutlich mehr CO<sub>2</sub> eingespart werden können.

## PREISEFFEKTE UNKLAR

Die Effekte der Abwrackprämie auf die Autopreise sind nicht eindeutig belegt. Kaul et al. (2016) finden, dass in Deutschland die Abwrackprämie im Schnitt an die Verbraucher weitergegeben wurde – in niedrigeren Preissegmenten sanken die Autopreise allerdings weniger als die Höhe der Prämie. Auch in Spanien kompensierten Autohändler die Abwrackprämie durch eine Preissteigerung in fast gleicher Höhe des Prämienbeitrags der Automobilindustrie (Jiménez et al. 2016). Zudem hinterlässt die Abwrackprämie auf dem Gebrauchtwagenmarkt Spuren. Die Preise „abwrackfähiger“ Autos stiegen; die Preise jüngerer gebrauchter Autos, für deren Verschrottung keine Prämie gezahlt worden wäre, sanken hingegen.

## VERBRAUCHER KAUFEN MEHR AUTOS, ABER WENIGER MÖBEL

Kaufprämien für Autos haben branchenübergreifende Nebenwirkungen. Wenn die Verbraucher ihre Ausgaben für Autos erhöhen, sinken die Ausgaben für andere Konsumgüter wie Möbel oder Elektronikartikel, wie Studien zeigen konnten. Das Instrument wirkt aber auch grenzüberschreitend. Ein beachtlicher Teil der deutschen Abwrackprämie kam der tschechischen Wirtschaft zu Gute (Maleček und Melcher 2016).

\* Christopher Leisinger war Praktikant, Dr. Felix Rösel ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

**Tab. 1**  
**Ökonomische Effekte von Abwrackprämien**

|                             |                       |                       |                    |                            |                            |                           |                              |                        |                      |                          |                  |                        |                      |                              |                       |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|------------------------------|------------------------|----------------------|--------------------------|------------------|------------------------|----------------------|------------------------------|-----------------------|
| <b>Studie</b>               | Böckers et al. (2012) | Gürtler et al. (2016) | Kaul et al. (2016) | Maleček und Melcher (2016) | Klößner und Pfeifer (2018) | Leuwer und Süßmuth (2018) | Heimeshoff und Müller (2013) | Grigolon et al. (2016) | Mian und Sufi (2012) | Copeland und Kahn (2012) | Li et al. (2013) | Hoekstra et al. (2017) | Miller et al. (2020) | Cantos-Sánchez et al. (2015) | Jiménez et al. (2016) |
| <b>Land</b>                 | DEU                   | DEU                   | DEU                | DEU                        | DEU                        | DEU                       | OECD                         | EU                     | USA                  | USA                      | USA              | USA                    | USA                  | ESP                          | ESP                   |
| <b>Methodik<sup>a</sup></b> | AR, VAR               | DiD                   | Reg                | VECM                       | SYN                        | ARI-MA                    | FE                           | DiD                    | FE                   | DiD, VECM                | DiD              | RDD                    | PG                   | Reg                          | DiD                   |

**Neuwagenabsatz, -zulassungen, -nachfrage oder -produktion**

|                                        |   |  |  |  |   |   |   |   |   |   |   |   |   |   |  |
|----------------------------------------|---|--|--|--|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|--|
| Während Förderperiode                  | ▲ |  |  |  | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ |  |
| Nach Ende der Förderperiode            | ● |  |  |  | ▼ | ▼ | ● | ● | ▼ | ▼ | ▼ | ▼ | ▼ |   |  |
| Während und nach Förderperiode (netto) | ▲ |  |  |  | ▲ | ▲ | ▲ |   | ● | ● | ● | ● | ● |   |  |
| „Vorzieheffekte“                       | ● |  |  |  | ▲ | ▲ |   | ● | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ | ▲ |   |  |
| „Mitnahmeeffekte“                      |   |  |  |  | ▲ | ▲ |   |   |   |   |   | ▲ | ▲ |   |  |

**Umwelt**

|                                        |  |  |  |  |   |  |  |   |  |  |   |   |   |  |   |
|----------------------------------------|--|--|--|--|---|--|--|---|--|--|---|---|---|--|---|
| (Flotten-)Emission                     |  |  |  |  | ▲ |  |  |   |  |  | ▼ | ● | ● |  |   |
| Kraftstoffverbrauch                    |  |  |  |  |   |  |  | ● |  |  |   | ▼ |   |  |   |
| Kosteneffizienz der Emissionsreduktion |  |  |  |  |   |  |  |   |  |  | ▼ |   |   |  | ▼ |

**Verbraucherverhalten**

|                                |  |  |  |  |  |  |  |   |  |  |   |   |  |   |  |
|--------------------------------|--|--|--|--|--|--|--|---|--|--|---|---|--|---|--|
| Geförderte Fahrzeugtypen       |  |  |  |  |  |  |  | ● |  |  |   | ▲ |  |   |  |
| Inländische Fahrzeugmarken     |  |  |  |  |  |  |  | ▲ |  |  | ● |   |  |   |  |
| Zahlungsbereitschaft für Autos |  |  |  |  |  |  |  |   |  |  |   | ▼ |  | ▼ |  |

**Preise**

|                                     |  |   |   |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |   |
|-------------------------------------|--|---|---|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|--|---|
| Neuwagen                            |  |   | ▼ |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  | ▲ |
| Gebrauchtwagen „abwrackfähig“       |  | ▲ |   |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |   |
| Gebrauchtwagen nicht „abwrackfähig“ |  | ▼ |   |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |   |

**Gesamtwirtschaft**

|                                                            |  |  |  |   |  |   |  |  |   |   |  |  |  |  |   |
|------------------------------------------------------------|--|--|--|---|--|---|--|--|---|---|--|--|--|--|---|
| Anderer Konsumgüter                                        |  |  |  |   |  | ▼ |  |  |   |   |  |  |  |  | ▼ |
| Wirtschaftswachstum im eigenen Land                        |  |  |  |   |  |   |  |  |   | ● |  |  |  |  |   |
| Wirtschaftswachstum im Nachbarland                         |  |  |  | ▲ |  |   |  |  |   |   |  |  |  |  |   |
| Arbeitslosigkeit, Immobilienpreise, Verbraucherinsolvenzen |  |  |  |   |  |   |  |  | ● |   |  |  |  |  |   |

Notation: ▲=Anstieg/Vorhandensein; ▼=Reduktion/Nicht-Vorhandensein; ●=geringe oder mehrdeutige Effekte. a) AR: Autoregressives Modell; VAR: Vektorautoregressives Modell; DiD: Differenz-von-Differenzen-Modell; Reg: Konventionelles Regressionsmodell ohne fixe Effekte (OLS, Probit, Tobit); VECM: Vektor-Fehlerkorrekturmodell; SYN: Synthetische Kontrollgruppe; ARIMA: Autoregressives-Integriertes-Moving-Average-Modell; FE: Fixed-Effects-Modell; RDD: Regressions-Diskontinuitäten-Design; PG: Partielles Gleichgewichtsmodell

Quelle: ifo Institut.

© ifo Institut

Die fehlende gesamtwirtschaftliche Treffsicherheit der Abwrackprämie könnte erklären, warum Studien keinen signifikanten Beitrag der Prämie zur Reduktion der Arbeitslosigkeit und Verbraucherinsolvenzen oder Änderungen von Immobilienpreisen nachweisen können.

## FAZIT

Die Idee einer Abwrack- oder Kaufprämie für Autos ist einfach, die wirtschaftlichen Folgen sind jedoch komplex, vielschichtig und nicht zwingend zum Vorteil der Automobilindustrie. Abwrackprämien kurbeln zwar kurzfristig die Autoverkäufe an, mittelfristig werden aber insgesamt kaum mehr Autos verkauft. Kaufprämien entfachen also tendenziell eher ein Strohfeuer. Ob die Prämie langfristig zur Nachhaltigkeit des Verkehrssektors beiträgt, ist unklar. Mit dem gleichen Geld könnte in anderen Bereichen mehr CO<sub>2</sub> eingespart werden. Verbraucher reduzieren außerdem die Ausgaben für andere hochwertige Konsumgüter wie Möbel, weshalb auch die gesamtwirtschaftlichen Konjunkturreffekte unklar sind. Schließlich reduziert das Verschrotten von funktionsfähigen Fahrzeugen den volkswirtschaftlichen Kapitalstock. Es dürfte effizientere und treffsicherere Maßnahmen zur Stimulierung der Konjunktur geben.

## LITERATUR

- Böckers, V., Heimeshoff, U. und A. Müller (2012), Pull-Forward Effects in the German Car Scrappage Scheme: A Time Series Approach, DICE Discussion Paper 56, Düsseldorf.
- Cantos-Sánchez, P., Gutiérrez-i-Puigarnau, E. und I. Mulalic (2015), The Impact of Scrappage Programs on the Demand for New Vehicles: Evidence from Spain, MPRA Paper 61224, München.
- Copeland, A., und J. Kahn (2012), „The Production Impact of ‘Cash-for-Clunkers’: Implications for Stabilization Policy“, *Economic Inquiry* 51, S. 288–303.
- Grigolon, L., Leheyda, N. und F. Verboven (2016), „Scrapping Subsidies During the Financial Crisis – Evidence from Europe“, *International Journal of Industrial Organization* 44, S. 41–59.
- Gürtler, M., Gutknecht, S. und M. T. Hibbeln (2016), The Price Effect of Supply and Demand Shocks on Secondary Markets – Evidence from the „Cash-for-Clunkers“ Program in Germany, online abrufbar unter <https://ssrn.com/abstract=2740925>.
- Heimeshoff, U. und A. Müller (2013), Evaluating the Causal Effects of Cash-for-Clunkers Programs in Selected Countries: Success or Failure?, Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2013: Wettbewerbspolitik und Regulierung in einer globalen Wirtschaftsordnung – Session: Empirics: Markets and Media F13-V3, Deutsche Zentralbibliothek für Wirtschaftswissenschaften, Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel und Hamburg.
- Hoekstra, M., Puller, S. L. und J. West (2017), „Cash for Corollas: When Stimulus Reduces Spending“, *American Economic Journal: Applied Economics* 9 (3), S. 1–35.
- Jiménez, J. L., Perdiguero, J. und C. García (2016), „Evaluation of Subsidies Programs to Sell Green Cars: Impact on Prices, Quantities and Efficiency“, *Transport Policy* 47, S. 105–118.
- Kaul, A., Pfeifer, G. und S. Witte (2016), „The Incidence of Cash for Clunkers: Evidence from the 2009 Car Scrappage Scheme in Germany“, *International Tax and Public Finance* 23 (6), S. 1093–1125.
- KBA (Hrsg.) (2020), „Pressemitteilung Nr. 12/2020: Fahrzeugzulassungen im April 2020“, online abrufbar unter [https://www.kba.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/DE/2020/pm\\_12\\_2020\\_fahrzeugzulassungen\\_04\\_2020.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=5](https://www.kba.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/DE/2020/pm_12_2020_fahrzeugzulassungen_04_2020.pdf?__blob=publicationFile&v=5).
- Klößner, S. und G. Pfeifer (2018), Synthesizing Cash for Clunkers: Stabilizing the Car Market, Hurting the Environment?, MPRA Paper 88175, München.
- Leuwer, D. und B. Süßmuth (2018), Assessing Temporary Product-Specific Subsidies: A Time Series Intervention Analysis, CESifo Working Paper 6946, München.
- Li, S., Linn, J. und E. Spiller (2013), „Evaluating ‘Cash-for-Clunkers’: Program Effects on Auto Sales and the Environment“, *Journal of Environmental Economics and Management* 65 (2), S. 175–193.
- Maleček, P. und O. Melcher (2016), „Cross-Border Effects of Car Scrapping Schemes: The Case of the German Car Scrapping Programme and its Effects on the Czech Economy“, *Prague Economic Papers* 25 (5), S. 560–576.
- Mian, A. und A. Sufi (2012), „The Effects of Fiscal Stimulus: Evidence from the 2009 Cash for Clunkers Program“, *The Quarterly Journal of Economics* 127 (3), S. 1107–1142.
- Miller, K. S., Wilson, W. W. und N. G. Wood (2020), „Environmentalism, Stimulus, and Inequality Reduction through Industrial Policy: Did Cash for Clunkers Achieve the Trifecta?“, *Economic Inquiry* 58, S. 1109–1128.

Wolfgang Nierhaus\*

# Vierteljährliche VGR für Sachsen: Ergebnisse für das vierte Quartal 2019<sup>1</sup>

Das preisbereinigte Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist im vierten Vierteljahr 2020 nur 0,4% gestiegen, nach einem deutlichen Anstieg von 1,2% im dritten Quartal (vgl. Tab. 1). Im Jahresdurchschnitt beläuft sich die Zuwachsrate auf 0,5%. Im Produzierenden Gewerbe (ohne Baugewerbe) hat sich der Rückgang der

Bruttowertschöpfung wieder beschleunigt. Im Baugewerbe konnte das Vorjahresniveau erstmals nicht mehr erreicht werden (-3,8%). Die Trend-Konjunktur-Komponente des BIP ist gegen Jahresende leicht abwärtsgerichtet, nach einem leichten Anstieg in den ersten drei Quartalen 2019 (vgl. Abb. 1).

**Tab. 1**  
Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung in Sachsen (preisbereinigt)

| Jahr, Quartal | Bruttoinlandsprodukt                        | Gütersteuern abzüglich Subventionen | Bruttowertschöpfung aller Wirtschaftsbereiche | Bruttowertschöpfung                  |                                        |            |                                                             |                                                                |                                                             |
|---------------|---------------------------------------------|-------------------------------------|-----------------------------------------------|--------------------------------------|----------------------------------------|------------|-------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------|
|               |                                             |                                     |                                               | Land- und Forstwirtschaft, Fischerei | Produzierendes Gewerbe ohne Baugewerbe | Baugewerbe | Handel, Verkehr, Gastgewerbe, Information und Kommunikation | Grundstücks- u. Wohnungswesen, Finanz- u. Unternehmensdienstl. | Öffentl. u. sonstige Dienstleister, Erziehung u. Gesundheit |
|               | Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr in % |                                     |                                               |                                      |                                        |            |                                                             |                                                                |                                                             |
| 2017          | 2,1                                         | 1,4                                 | 2,2                                           | -7,8                                 | 3,3                                    | -1,5       | 3,8                                                         | 0,8                                                            | 2,5                                                         |
| 2018          | 1,2                                         | 1,5                                 | 1,1                                           | -4,4                                 | 0,7                                    | 3,2        | 1,6                                                         | 0,8                                                            | 1,1                                                         |
| 2019          | 0,5                                         | 1,4                                 | 0,4                                           | 1,3                                  | -3,9                                   | 4,5        | 2,8                                                         | 1,1                                                            | 0,9                                                         |
| 1   2017      | 2,9                                         | 2,0                                 | 3,1                                           | -2,8                                 | 4,8                                    | -1,8       | 5,0                                                         | 1,5                                                            | 3,0                                                         |
| 2   2017      | 0,8                                         | 2,1                                 | 0,7                                           | -9,3                                 | -0,2                                   | -2,1       | 2,7                                                         | -0,8                                                           | 2,2                                                         |
| 3   2017      | 1,9                                         | 0,6                                 | 2,0                                           | -8,4                                 | 2,3                                    | -1,2       | 4,0                                                         | 1,1                                                            | 2,4                                                         |
| 4   2017      | 2,8                                         | 1,1                                 | 3,0                                           | -10,3                                | 6,4                                    | -0,9       | 3,4                                                         | 1,2                                                            | 2,4                                                         |
| 1   2018      | 1,3                                         | 0,2                                 | 1,5                                           | -5,3                                 | 2,1                                    | 0,8        | 2,1                                                         | 1,1                                                            | 1,3                                                         |
| 2   2018      | 2,3                                         | 2,5                                 | 2,3                                           | -3,9                                 | 4,0                                    | 3,2        | 2,3                                                         | 1,5                                                            | 1,2                                                         |
| 3   2018      | 0,9                                         | 2,1                                 | 0,7                                           | -4,4                                 | 0,0                                    | 3,3        | 0,9                                                         | 0,4                                                            | 1,0                                                         |
| 4   2018      | 0,2                                         | 1,3                                 | 0,0                                           | -4,0                                 | -3,2                                   | 5,3        | 1,2                                                         | 0,2                                                            | 1,0                                                         |
| 1   2019      | 0,8                                         | 1,9                                 | 0,6                                           | -0,8                                 | -3,0                                   | 7,8        | 2,6                                                         | 0,6                                                            | 1,1                                                         |
| 2   2019      | -0,4                                        | 0,3                                 | -0,4                                          | 0,6                                  | -6,6                                   | 4,3        | 2,4                                                         | 0,8                                                            | 0,9                                                         |
| 3   2019      | 1,2                                         | 2,3                                 | 1,1                                           | 2,4                                  | -2,2                                   | 4,4        | 3,7                                                         | 1,4                                                            | 0,9                                                         |
| 4   2019      | 0,4                                         | 1,3                                 | 0,3                                           | 2,9                                  | -3,8                                   | 2,1        | 2,4                                                         | 1,7                                                            | 0,6                                                         |

Quelle: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Berechnungen des ifo Instituts.

© ifo Institut

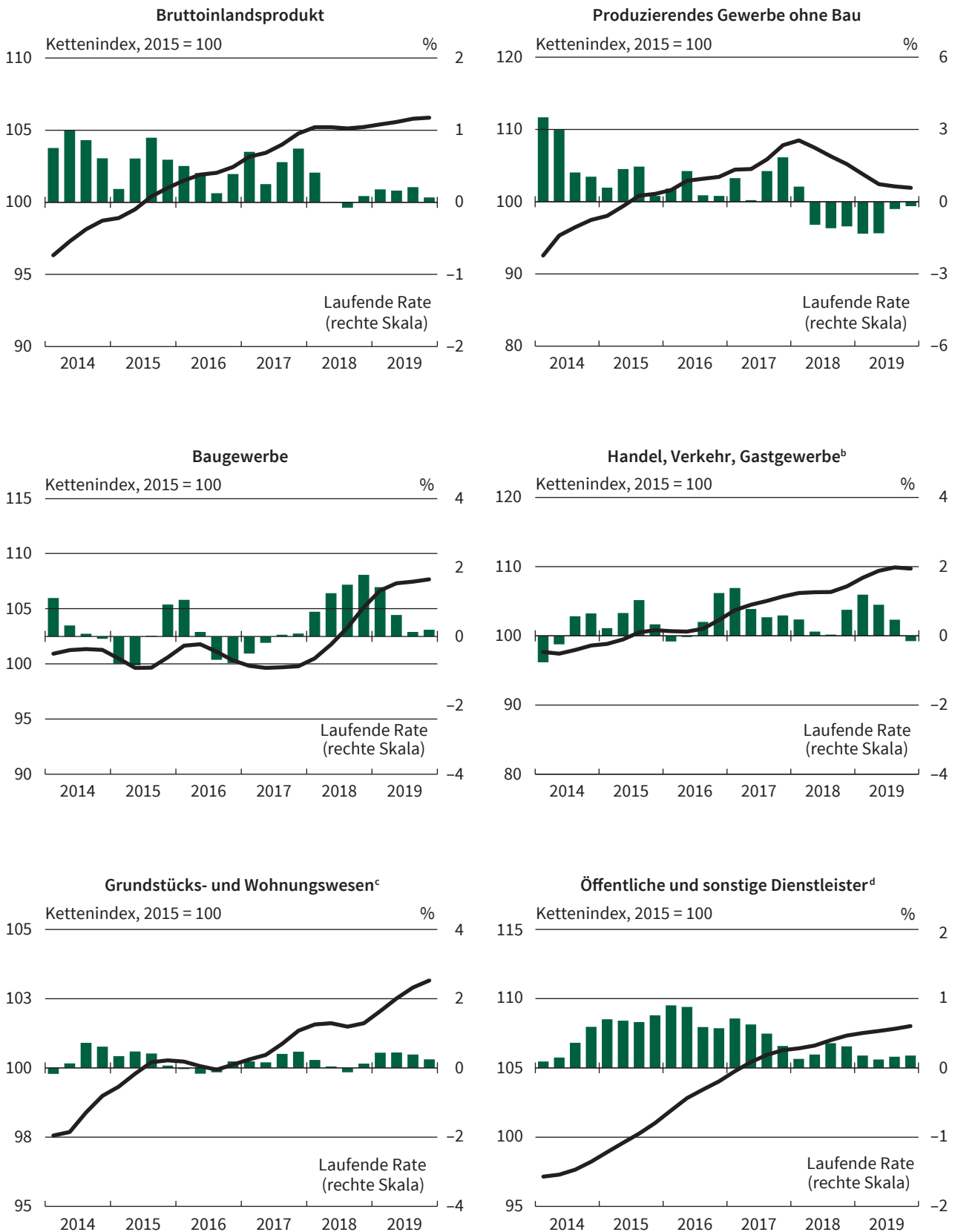
<sup>1</sup> Die Bereitstellung vierteljährlicher Ergebnisse für Sachsen erfolgt in Verantwortung des ifo Instituts. Die Berechnungen fußen auf den amtlichen Länderdaten, die vom Arbeitskreis VGR der Länder ermittelt werden. Zudem werden seitens des Statistischen Landesamtes des Freistaates Sachsen aktuelle konjunkturstatistische Informationen bereitgestellt. Dies erfolgt im Rahmen der 2007 unterzeichneten Kooperationsvereinbarung mit der Niederlassung Dresden des ifo Instituts. In dieser Ausgabe werden erstmals die Ergebnisse für das vierte Vierteljahr 2019 nachgewiesen. Die Berechnungen sind abgestimmt auf die vom Arbeitskreis VGR der Länder am 30. März 2020 veröffentlichten Jahresergebnisse, die methodisch auf der Generalrevision der VGR 2019 beruhen. Allerdings unterbleibt eine bundesweite Koordinierung,

wie dies bei den amtlichen Daten des Arbeitskreises üblich ist. Der vollständige Datensatz für den Zeitraum Q1/1996 bis Q4/2019 steht auf der ifo Dresden Homepage zum Download zur Verfügung. Zur Methodik vgl. Nierhaus, W. (2019), „Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen für den Freistaat Sachsen mit Hilfe temporärer Disaggregation“, Statistik in Sachsen, 1/2008, S. 1–15.

\* Dr. Wolfgang Nierhaus ist wissenschaftlicher Mitarbeiter des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung München an der Universität München e. V.

**Abb. 1**

**Trend-Konjunktur-Komponenten von Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung in ausgewählten Wirtschaftsbereichen in Sachsen (preisbereinigt, verkettet)<sup>a</sup>**



a) Saisonbereinigt nach Census X-12-ARIMA. – b) Einschließlich Information und Kommunikation. – c) Einschließlich Finanz- und Unternehmensdienstleister. – d) Einschließlich Erziehung und Gesundheit.

Quelle: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Berechnungen des ifo Instituts.

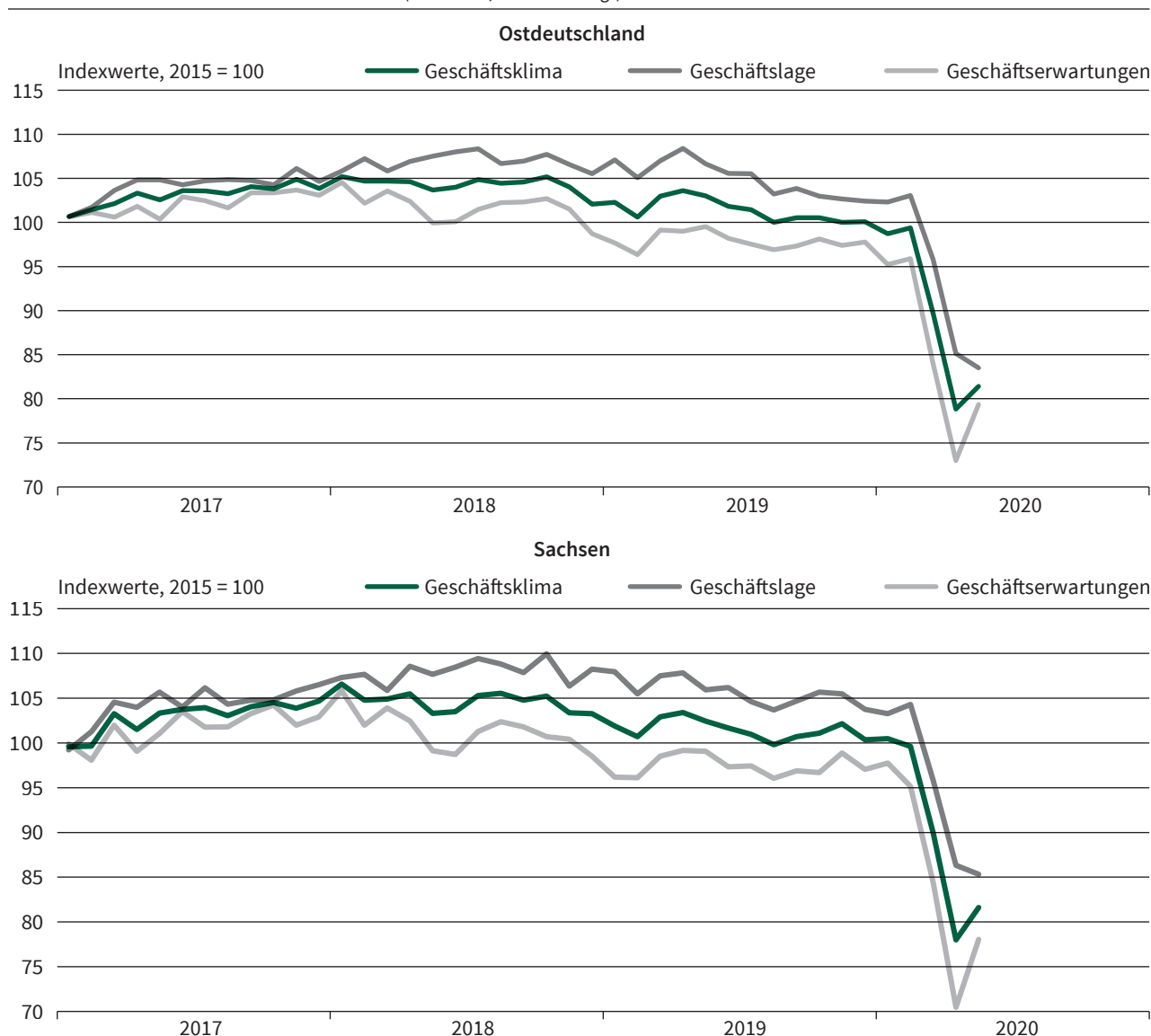
© ifo Institut

Niels Gillmann und Jannik A. Nauerth\*

# ifo Konjunkturumfragen Ostdeutschland und Sachsen

Das ifo Geschäftsklima Ostdeutschland basiert auf ca. 1700 monatlichen Meldungen von Unternehmen, von denen ca. 500 aus Sachsen stammen. Die Befragungsteilnehmer kommen aus dem Verarbeitenden Gewerbe, dem Dienstleistungssektor, dem Handel und dem Bauhauptgewerbe. Die Unternehmer werden gebeten, ihre gegenwärtige Geschäftslage zu beurteilen und ihre Erwartungen für die nächsten sechs Monate mitzuteilen.

**Abb. 1**  
ifo Geschäftsklima Ostdeutschland und Sachsen (2015 = 100, saisonbereinigt)



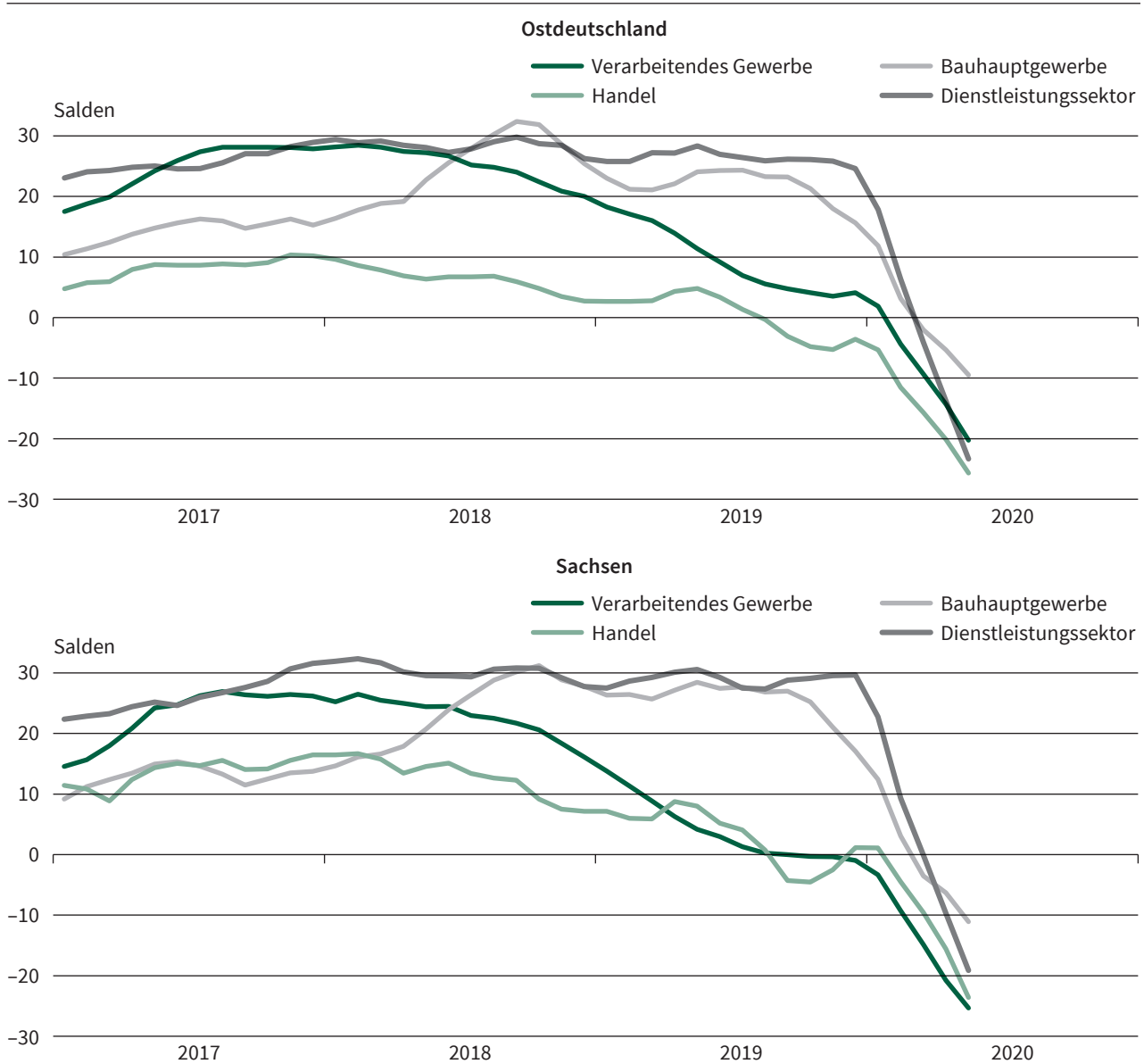
Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Mai 2020.

© ifo Institut

\* Niels Gillmann und Jannik A. Nauerth sind Doktoranden an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.



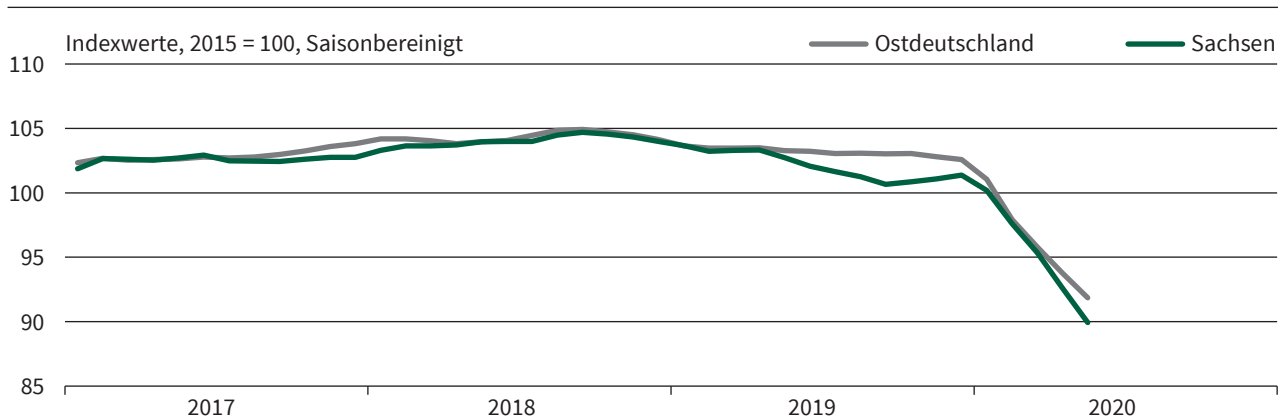
**Abb. 2**  
ifo Geschäftsklima nach Wirtschaftsbereichen (Salden, saisonbereinigt und geglättet)



Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Mai 2020.

© ifo Institut

**Abb. 3**  
ifo Beschäftigungserwartungen (Salden, saisonbereinigt und geglättet)



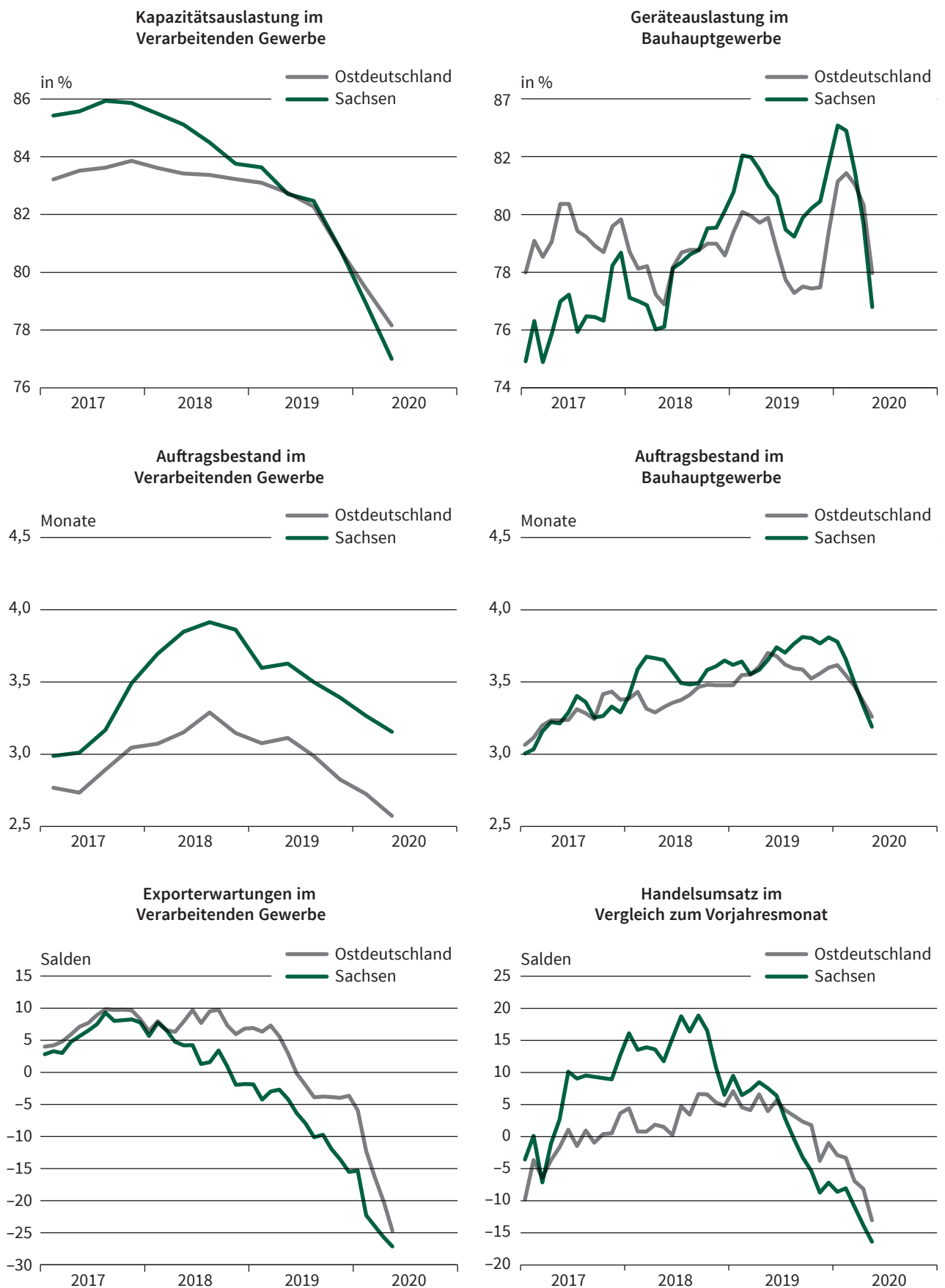
Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Mai 2020.

© ifo Institut

**Abb. 4**

**Ausgewählte Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest für Ostdeutschland und Sachsen**

Saisonbereinigt (außer Handelsumsätze) und geglättet



Quelle: ifo Konjunkturumfragen, Mai 2020.

© ifo Institut

# ifo Veranstaltungen

Der für den 3. und 4. September 2020 geplante **ifo Dresden Workshop Regional Economy** ist abgesagt. Wann bzw. ob die abgesagten Veranstaltungen nachgeholt werden, finden Sie zu einem späteren Zeitpunkt auf der Homepage von ifo Dresden ([www.ifo-dresden.de](http://www.ifo-dresden.de)) unter der Rubrik Veranstaltungen.

# ifo Vorträge

Ragnitz, Joachim: **„Und was wird morgen sein? Shared Economy und Strukturwandel – erleben wir das Ende des Kapitalismus?“**, Online-Podiumsdiskussion der Sächsischen Landeszentrale für Politische Bildung, **27. April 2020** und **19. Mai 2020**, Dresden.

Ragnitz, Joachim: **„Fiskalischer Handlungsbedarf im Freistaat Sachsen nach der Corona Krise“**, Vortrag anlässlich einer Tagung des Haushaltsausschusses der CDU-Landtagsfraktion Sachsen, **11. Mai 2020**, Dresden.

Ragnitz, Joachim: **„Auswirkungen der Coronapandemie auf Ostdeutschland und wirtschaftspolitischer Handlungsbedarf“**, Webinar des Ostdeutschen Bankenverbands, **14. Mai 2020**, Dresden.

Ragnitz, Joachim: **„Raus aus dem Corona-Loch!“**, Podiumsdiskussion beim Industrie- und Innovationsausschuss der IHK Chemnitz (Online-Veranstaltung), **28. Mai 2020**, Chemnitz.

Rösel, Felix: **„Forced migration, stayers, and new societies: Evidence from ethnic cleansing in Czechoslovakia“**, Online-Vortrag beim 3<sup>rd</sup> UZH Workshop on Political Economy and Development, **29. Mai 2020**, Zürich.

Ragnitz, Joachim: **„Regionalentwicklung außerhalb von Metropolregionen“**, Podiumsdiskussion, Unternehmerverband Altenburg, **5. Juni 2020**, Altenburg.

## ifo Veröffentlichungen

Dorn, Florian, Gäbler, Stefanie und Felix Rösel (2020), „Ineffective fiscal rules? The effect of public sector accounting standards on budgets, efficiency, and accountability“, *Public Choice*, im Erscheinen.

Farzanegan, Mohammad und Marcel Thum (2020), „Does Oil Rents Dependency Reduce the Quality of Education?“, *Empirical Economics* 58, S. 1 863–1 911.

Frei, Xenia, Langer, Sebastian, Lehmann, Robert und Felix Rösel (2020), „Electoral externalities in federations – Evidence from German opinion polls“, *Kyklos* 73 (2), S. 227–252.

Knabe, Andreas, Schöb, Ronnie und Marcel Thum (2020), „Alles im grünen Bereich?“, *ifo Schnelldienst* 73 (4), S. 3–6.

Knabe, Andreas, Schöb, Ronnie und Marcel Thum (2020), „Alles im grünen Bereich? Prognostizierte und tatsächliche Beschäftigungswirkungen des Mindestlohns“, *Ökonomenstimme*, 14. Mai 2020, online abrufbar unter [oekonomenstimme.org](http://oekonomenstimme.org).

Knabe, Andreas, Schöb, Ronnie und Marcel Thum (2020), „Prognosen und empirische Befunde: Wie groß ist die Kluft beim Mindestlohn wirklich?, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 21 (1), S. 25–29.

Konrad, Kai A. und Marcel Thum (2020), „Never Let a Good Crisis Go to Waste!“, *SUERF Policy Briefs* 6, May 2020.

Konrad, Kai A. und Marcel Thum (2020), „The Better Route to Global Tax Coordination: Gradualism or Multilateralism?“, *Canadian Journal of Economics*, im Erscheinen.

Lehmann, Robert und Joachim Ragnitz (2020), „Wirtschaftliche Folgen der Coronakrise: Szenarienrechnung für die einzelnen Bundesländer“, *ifo Schnelldienst digital* 73 (4).

Ochsner, Christian und Felix Rösel (2020), „Migrating extremists“, *The Economic Journal*, im Erscheinen.

Pilny, Adam und Felix Rösel (2020), „Are Doctors Better Health Ministers?“, *American Journal of Health Economics*, im Erscheinen.

Pilny, Adam und Felix Rösel (2020), *Are Doctors Better Health Ministers?*, *ifo Working Paper* 328, München.

Potrafke, Niklas und Felix Rösel (2020), „Opening hours of polling stations and voter turnout: Evidence from a natural experiment“, *The Review of International Organizations* 15 (1), S. 133–163.

Ragnitz, Joachim (2020), „Auferstanden aus Ruinen – Sachsen nach der Wiedervereinigung“, in: Spring, Thomas (Hrsg.), *Boom. 500 Jahre Industriekultur in Sachsen*. Sandstein Verlag, Dresden, S. 315–322.

Thum, Marcel und Alfons Weichenrieder (2020), „Corona-Bonds und ihre Alternativen“, *SAFE Policy Letters* 83.

## ifo in den Medien

Heisig, Katharina und Larissa Zierow, „First 12 Months with Mum: Will You Be Happier Later On?“, Podcast, *DIAL*, 8. April 2020.

Herbst, Torsten und Joachim Ragnitz, „Wie bedrohlich ist die Coronakrise für Sachsens Wirtschaft?“, Videochat unter [www.fpd-sachsen.de](http://www.fpd-sachsen.de), 16. April 2020.

Rösel, Felix, „Gebt den Dörfern die Macht zurück!“, Podcast *Digitale Provinz*, 4. März 2020.

Thum, Marcel und Kai A. Konrad, „Corona und der Tunnelblick“, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 3. April 2020.





# Hinweis für externe Autor\*innen

Die Redaktion von „ifo Dresden berichtet“ möchte an dieser Stelle darauf hinweisen, dass es auch für externe Autor\*innen die Möglichkeit gibt, in unserer Zeitschrift zu publizieren. Wir möchten ausdrücklich dazu ermuntern, neue wissenschaftliche Befunde in unserem Medium zu veröffentlichen. Vorzugsweise sollte es sich um Beiträge handeln, die sich mit regionalökonomischen Themen mit Ostdeutschlandbezug befassen. Mögliche Beiträge können jederzeit per E-Mail an die Niederlassung Dresden unter [dresden@ifo.de](mailto:dresden@ifo.de) eingereicht werden. Die eingereichten Aufsätze durchlaufen ein Auswahlverfahren durch die Redaktion der Zeitschrift „ifo Dresden berichtet“.

## Formale Anforderungen:

Der Leser\*innenkreis der Zeitschrift „ifo Dresden berichtet“ umfasst neben Akademiker\*innen vor allem Entscheider\*innen aus Unternehmen, Behörden, Politik und Presse in Ostdeutschland. Sie sind an Ergebnissen interessiert und weniger an der methodischen Vorgehensweise. Daher sollte der **Schwerpunkt des Textes ergebnisorientiert** sein. Die Datengewinnung und methodische Vorgehensweisen dürfen kurz abgehandelt werden. Der Text sollte auch für interessierte Laien verständlich sein.

Es sollte auf ein ausgewogenes **Verhältnis von Text und Abbildungen** geachtet werden. Gibt es zu viele Abbildungen für zu wenig Text, rutschen Abbildungen mehrere Seiten nach hinten und der Aufsatz wird sehr schwer lesbar.

- Textlänge zwischen 5 und 10 Seiten
- Text als Word-Datei (Fließtext einspaltig)
- Abbildungen und Tabellen als Excel-Dateien (mit zugrundeliegenden Daten)
- Grafiken als pdf- oder jpg-Dateien in möglichst hoher Auflösung
- Das Heft erscheint in den Farben Schwarz/Grün (bitte beim Einfärben der Abbildungen und Grafiken beachten)

Die **Autor\*innen** werden immer ausschließlich nach dem Alphabet sortiert, nicht nach „Rang“ der Autoren oder Anteil der Mitarbeit am Text.

Für jede ifo Publikation bitten wir um die Anfertigung eines **Abstracts**, dies meint eine kurze inhaltliche Zusammenfassung von maximal 12 Zeilen Umfang.

Da die Beiträge nicht sehr lang sind, sollten die **Überschriften** möglichst nicht nummeriert werden (nur gleichrangige Teilüberschriften, nicht zu viele Stufungen verwenden).

