

---

# WISTA

## Wirtschaft und Statistik

---

Carsten Hornbach | Simone Schüßler |  
Markus Böhnisch

Kathrin Frentzen | Roland Günther

Claudia Finke | Florian Dumpert |  
Martin Beck

Jörg Decker | Nicolai Klumpp

Matthias Bieg | Dieter Schäfer

Dr. Ivonne Lindlbauer

Dr. Felix zur Nieden |  
Dr. Alexandros Altis

Meldeaufwand für die Intrahandelsstatistik –  
eine vergleichende Analyse

Korrektur des Antwortausfalls in der  
Verdiensterhebung 2015

Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen

Strategische Neuausrichtung der Energiestatistiken

Preisentwicklung 2016

Krankenhauseffizienz – Längsschnittanalysen aus  
verschiedenen Perspektiven

Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten

---

# 2 | 2017

#### ABKÜRZUNGEN

D	Durchschnitt (bei nicht addierfähigen Größen)
Vj	Vierteljahr
Hj	Halbjahr
a. n. g.	anderweitig nicht genannt
o. a. S.	ohne ausgeprägten Schwerpunkt
Mill.	Million
Mrd.	Milliarde

#### ZEICHENERKLÄRUNG

–	nichts vorhanden
0	weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts
.	Zahlenwert unbekannt oder geheim zu halten
...	Angabe fällt später an
X	Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll
I oder —	grundsätzliche Änderung innerhalb einer Reihe, die den zeitlichen Vergleich beeinträchtigt
/	keine Angaben, da Zahlenwert nicht sicher genug
()	Aussagewert eingeschränkt, da der Zahlenwert statistisch relativ unsicher ist
	Abweichungen in den Summen ergeben sich durch Runden der Zahlen.
	Tiefer gehende Internet-Verlinkungen sind in der Online-Ausgabe hinterlegt.

# INHALT

3	Editorial
4	Kennzahlen
6	Kurznachrichten
11	Carsten Hornbach, Simone Schüßler, Markus Böhnisch <b>Meldeaufwand für die Intrahandelsstatistik – eine vergleichende Analyse</b> <i>Response burden in intra-EU trade statistics – a comparative analysis</i>
24	Kathrin Frentzen, Roland Günther <b>Korrektur des Antwortausfalls in der Verdiensterhebung 2015</b> <i>Nonresponse adjustments in the 2015 survey of earnings</i>
43	Claudia Finke, Florian Dumpert, Martin Beck <b>Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen</b> <i>The gender pay gap</i>
63	Jörg Decker, Nicolai Klumpp <b>Strategische Neuausrichtung der Energiestatistiken</b> <i>Modified strategic approach to energy statistics</i>
76	Matthias Bieg, Dieter Schäfer <b>Preisentwicklung 2016</b> <i>Price trends in 2016</i>

## INHALT

- |     |  |
|-----|--|
| 103 | Dr. Ivonne Lindlbauer<br><b>Krankenhauseffizienz – Längsschnittanalysen aus verschiedenen Perspektiven</b><br><i>Hospital efficiency – longitudinal analyses from different research streams</i> |
| 113 | Dr. Felix zur Nieden, Dr. Alexandros Altis<br><b>Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten</b><br><i>Life expectancy of public officials</i>  |

---

# EDITORIAL

---

Dieter Sarreither

---



## LIEBE LESERIN, LIEBER LESER,

die Nachfrage nach amtlichen Daten steigt seit Jahren beständig an. Doch statistische Erhebungen sind immer mit entstehenden Kosten auf Seite der Unternehmen und Privatpersonen verbunden. Diese Belastung so gering wie möglich zu halten und dabei den Qualitätsanspruch zu wahren, ist das Ziel der amtlichen Statistik. In der Strategie 2017 des Statistischen Bundesamtes findet es Ausdruck im strategischen Handlungsfeld „Partner“ und konkretisiert sich im Ziel „Wir nehmen die Belastung bei den Auskunftgebenden wahr und reduzieren deren Aufwand“.

Der erste Beitrag dieser Ausgabe beschäftigt sich mit dem Beispiel der Intrahandelsstatistik und vergleicht die in Deutschland ermittelten Bürokratiekosten und realisierte Entlastungen mit den Ergebnissen einer europaweit durchgeführten Studie.

Danach werden einige neue mathematisch-statistische Instrumentarien vorgestellt, die infolge der Reduzierung von Auskunftspflichten vermehrt zum Einsatz kommen, so zum Beispiel neue Imputationsverfahren im Rahmen der Verdiensterhebung 2015. Durch sie können Antwortausfälle korrigiert werden, die durch den Wegfall von Meldepflichten entstehen. Ein weiterer Aufsatz befasst sich mit der Anwendung von Machine-Learning-Verfahren bei der Gender-Pay-Gap-Berechnung.

Auch bei der Planung neuer Gesetze gilt das Gebot, die Belastung der Berichtspflichtigen auf ein Minimum zu beschränken. Wie dies trotz eines wachsenden Bedarfs an Daten gelingen kann, zeigt das Beispiel des neuen Energiestatistikgesetzes, das im März 2017 in Kraft getreten ist.

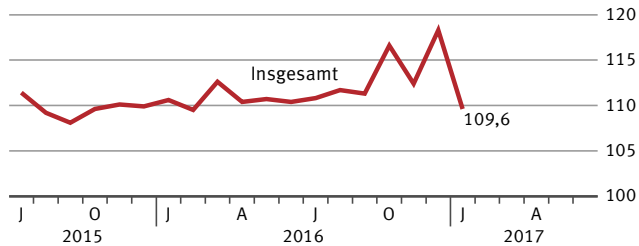
Ich wünsche Ihnen wie immer eine spannende Lektüre.



Präsident des Statistischen Bundesamtes

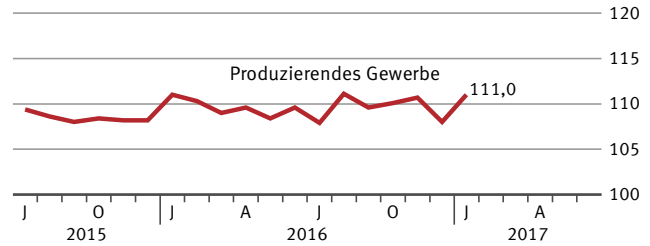
## Kennzahlen

### Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe Volumenindex 2010 = 100



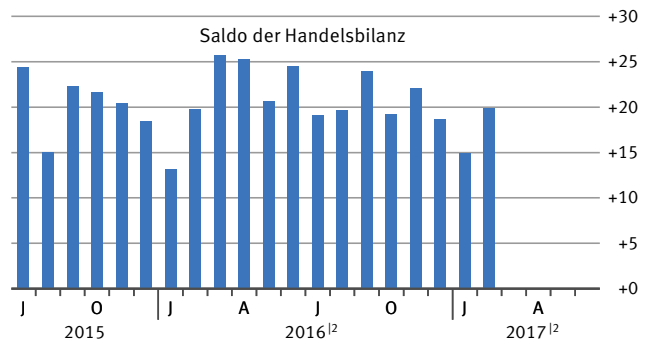
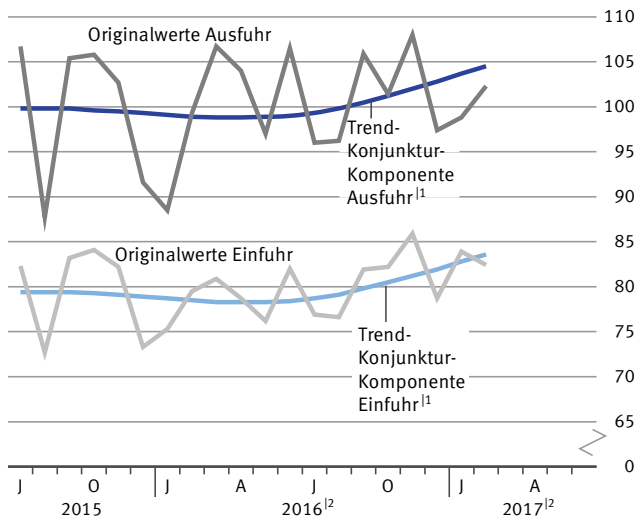
Arbeitstglich und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren Census X-12-ARIMA. – Vorlufiges Ergebnis.

### Produktion im Produzierenden Gewerbe Index 2010 = 100



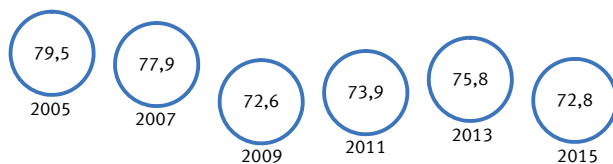
Arbeitstglich und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren Census X-12-ARIMA. – Vorlufiges Ergebnis.

### Auenhandel in Mrd. EUR

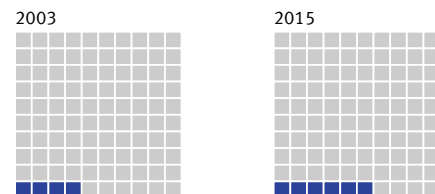


1 Berechnung nach dem Berliner Verfahren, Version 4.1 (BV 4.1).  
2 Vorlufige Ergebnisse.

### Klimaschutz Treibhausgasemissionen in CO<sub>2</sub>-quivalenten, 1990 = 100



### kologische Landwirtschaft Anteil an der landwirtschaftlich genutzten Flche in %

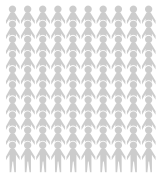


## Kennzahlen

### Bevölkerung

Stand: 31.12.2015

Insgesamt  
82,2 Millionen

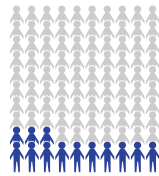


über 65 Jahre



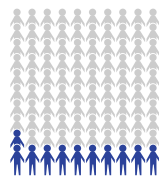
21%

unter 15 Jahre



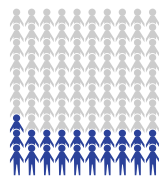
13%

Ausländeranteil



11%

Migrationshintergrund



21%

### Verbraucherpreisindex

2010 = 100

2016

Januar	106,1
Februar	106,5
März	107,3
April	106,9
Mai	107,2
Juni	107,3
Juli	107,6
August	107,6
September	107,7
Oktober	107,9
November	108,0
Dezember	108,8

2017

Januar	108,1
Februar	

108,8

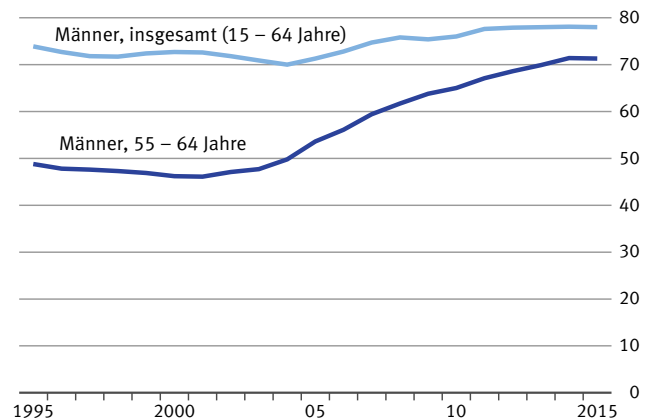
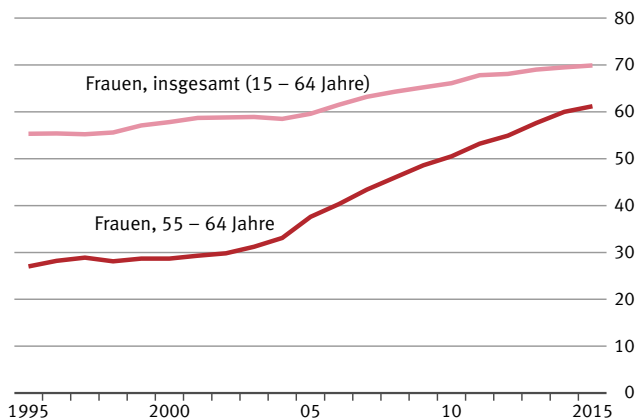
2,2%

Veränderung  
zum Vorjahresmonat



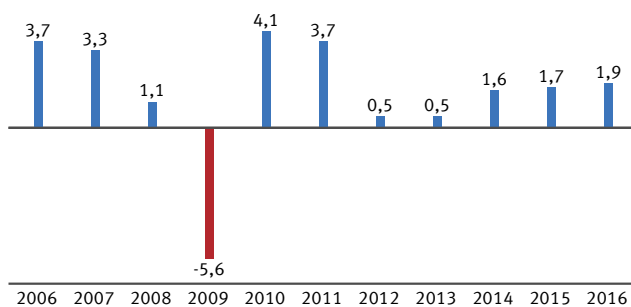
### Erwerbstätigenquote

Anteile in %



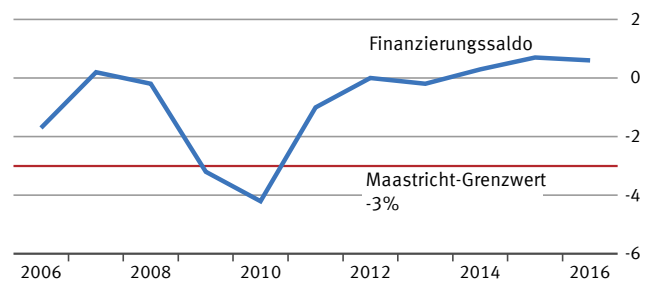
### Bruttoinlandsprodukt

preisbereinigt, Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %



### Finanzierungssaldo des Staates

in % des Bruttoinlandsprodukts



---

# KURZNACHRICHTEN

---

## IN EIGENER SACHE

---

### Neues E-Learning online: Durchschnitt und andere Mittelwerte

Auf dem StatistikCampus – dem Destatis-Angebot für Studierende – bietet das Statistische Bundesamt seit Kurzem ein neues E-Learning-Modul zum Thema Mittelwerte und Durchschnitte. Das E-Learning „Statistik“ ist eine interaktive Lernplattform, die Schritt für Schritt durch die Grundlagen der Statistik leitet, Rechenwege und Theorien erklärt und das Vermittelte durch Übungsaufgaben festigt. Das E-Learning ist ohne Anmeldung oder Registrierung nutzbar.

Das Modul „Mittelwerte und Durchschnitte“ stellt die wichtigsten Mittelwerte der Statistik vor: das arithmetische Mittel, relative Häufigkeiten, das geometrische Mittel, den Median und den Modalwert. Daneben steht noch ein zweites Modul zum Thema „Grafiken, Tabellen und Karten erstellen“ zur Verfügung. Weitere Module sind in Vorbereitung.

➤ [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

### „Jugend forscht“ zu Besuch bei den Agrarstatistikern

Anton Hohn und Peer Strömgen, beide 13 Jahre alt, nahmen mit ihrem Projekt „Äpfel und Birnen vergleichen“ am Wettbewerb „Jugend forscht“ 2017 teil. Die beiden Jungforscher gewannen im Regionalwettbewerb Bonn/Köln den ersten Platz in der Sparte Technik sowie einen Sonderpreis des Umweltministeriums Nordrhein-Westfalen.

Zur Überprüfung der Ergebnisse ihres Projektes zu Ernteschätzungen haben die jungen Forscher dabei unter anderem Daten der amtlichen Agrarstatistik herangezogen. Sie entwickelten ein Verfahren, mit dem man beispielsweise die Anzahl reifer Äpfel an einem Baum mithilfe von sogenannten NDVI-Messungen (normalisierter differenzierter Vegetationsindex) und einer Bild-Analyse-Software bestimmen kann. Die Auswertungen wurden mit Auszählungen auf dem Versuchsgut für Obstbau der Universität Bonn verglichen, dann hochgerechnet und den Ergebnissen der amtlichen Ernte- und Betriebsberichterstattung Baumobst gegenübergestellt. Als technische Hilfsmittel wurden eine Drohne sowie digitale Kameras eingesetzt.

Das vorgestellte Projekt der jungen Forscher zur Ernteschätzung könnte Landwirte beispielsweise beim Einsatz von Pflanzenschutz- oder Düngemitteln unterstützen und entwickelt darüber hinaus Ansatzpunkte, wie die Agrarstatistik moderne und innovative Techniken nutzen könnte.

## AUS ALLER WELT

---

### Statistische Kommission der Vereinten Nationen

Die Statistische Kommission der Vereinten Nationen (UN) befasst sich mit der Weiterentwicklung, Harmonisierung und Implementierung internationaler statistischer Methoden und Verfahren. In ihr sind die statistischen Institutionen der UN-Mitgliedstaaten auf Leitungsebene vertreten; das Statistische Bundesamt ist bis Ende 2020 gewähltes Mitglied der Statistischen Kommission.



Bei ihrer 48. Sitzung vom 7. bis 10. März 2017 in New York behandelte die Statistische Kommission unter anderem folgende Themen:

- › Daten und Indikatoren für die „Agenda 2030 für nachhaltige Entwicklung“
- › Transformative agenda for official statistics: Mit diesem Programm ist die Absicht verbunden, weltweit eine an generell gültigen Standards ausgerichtete Organisation und Funktionsweise nationaler amtlicher Statistiksysteme aufzubauen.
- › Big data for official statistics
- › Integration von statistischen und georeferenzierten Informationen, um unter anderem geeignete Indikatoren zur Fortschrittsmessung der Agenda 2030 bereitzustellen.

Alle Unterlagen zur Sitzung stehen auf der Website der Statistischen Kommission zur Verfügung; der Bericht wird dort ebenfalls veröffentlicht.

➤ <http://unstats.un.org>

## AUS EUROPA

---

### 32. Sitzung des AESS

Der Ausschuss für das Europäische Statistische System (AESS) befasste sich auf seiner Sitzung am 9. Februar 2017 unter anderem mit folgenden Themen:

- › mit dem Entwurf einer Durchführungsverordnung zur Verordnung 763/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates über die Volks- und Wohnungszählung;
- › mit dem Fortschrittsbericht der „Vision Implementation Group“ über die Umsetzung der ESS-Vision 2020;
- › mit der Sitzung der Statistikkommission der Vereinten Nationen vom 7. bis 10. März 2017 in New York, in der Eurostat zu den Themen „Data and indicators for the 2030 Sustainable Development Agenda“, „Big Data for official statistics“ und „Integration of statistical and geospatial information“ eine abgestimmte ESS-Position einbringen sollte;

- › mit Handbüchern im Bereich der Unternehmensregister und zur Qualität sowie dem Generic Statistical Business Process Model als ESS-Standards;
- › mit dem Reviewprozess des Verhaltenskodex für europäische Statistiken (Code of Practice);
- › mit der europäischen Amtsleiterkonferenz (DGINS) im September 2017 in Budapest, für die die Seminarthemen „Migration/Bevölkerungsbewegungen“ und „ESS strategic priorities beyond 2020“ vereinbart wurden;
- › mit dem Europäischen Statistiktage, der am 20. Oktober 2017 mit folgenden Themenschwerpunkten stattfinden wird: Unabhängigkeit der Statistik, Statistical Literacy und Statistik im Kontext der Fortschrittsmessung nachhaltiger Entwicklung (SDG).

Im Anschluss an die AESS-Sitzung fand ein Workshop zum Thema „Auswirkungen der Globalisierung und der Tätigkeiten multinationaler Unternehmen auf das Bruttoinlandsprodukt (BIP) und andere makroökonomische Statistiken“ statt.

### Konferenz “New Techniques and Technologies for Statistics (NTTS)”

Die diesjährige Konferenz NTTS veranstaltete Eurostat vom 14. bis 16. März 2017 in Brüssel. Zweijährlich befasst sich die internationale wissenschaftliche Konferenz “New Techniques and Technologies for Statistics” mit neuen Verfahren und Methoden der amtlichen Statistik sowie dem Einfluss neuer Technologien auf die Sammlung statistischer Daten, die Produktions- und Verbreitungssysteme.

Überthema war 2017 erneut die Nutzung alternativer Datenquellen (Big Data und die Nutzung administrativer Daten). Dabei wurden insbesondere Ansätze zur Analyse von Mobilfunkdaten oder Web scraping als Technologie intensiv behandelt.

➤ <http://ec.europa.eu/eurostat>

### European Big Data Hackathon

Im Rahmen der internationalen Konferenz “New Techniques and Technologies for Statistics (NTTS)” wurde vom 13. bis 15. März 2017 erstmals ein Hackathon zum Thema „Big Data“ durchgeführt. Ein Hackathon kann, wie in diesem Fall, als Programmierwettbewerb gestaltet werden: In einem vorgeschriebenen Zeitrahmen von 2,5 Tagen entwickeln jeweils dreiköpfige Teams aus Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern der amtlichen Statistik und der Wissenschaft Prototypen von neuen Statistikprodukten und verwenden dazu verschiedene zur Verfügung gestellte oder eigene Datenquellen. Der Schwerpunkt lag auf der Kombination von Big Data-Quellen mit amtlichen Statistiken, um damit innovative Anwendungen zum vorgeschriebenen Themenkomplex „Skills“ (Angebot und Nachfrage verschiedener Qualifikationen und Fähigkeiten in einem gemeinsamen EU-Arbeitsmarkt) zu entwickeln.

Das deutsche Team bildeten aus dem Statistischen Bundesamt Lara Wiengarten (Institut für Forschung und Entwicklung in der Bundesstatistik) und Simon Rothmeier (IT-Kompetenzzentrum „Auswertung und Analyse“) zusammen mit Malte Schierholz vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB). Das Siegerteam mit der kreativsten Lösung kam aus Kroatien – herzlichen Glückwunsch!

➤ <http://ec.europa.eu/eurostat>

### AUS DEM INLAND

---

#### Zensusvorbereitungsgesetz 2021

Das Zensusvorbereitungsgesetz 2021 ist im Bundesgesetzblatt verkündet worden und am 10. März 2017 in Kraft getreten.

Mit dem Zensusvorbereitungsgesetz 2021 wurden die rechtlichen Voraussetzungen für die rechtzeitige Vorbereitung des für das Jahr 2021 vorgesehenen registergestützten Zensus geschaffen. Das Gesetz regelt, anders als beim Zensus 2011, die Verantwortlichkeit des Statistischen Bundesamtes für den zentralen IT-Betrieb und für die IT-Entwicklung. Es bestimmt weiterhin den Inhalt des anschriftenbezogenen Steuerungsregisters

und legt die erforderlichen Datenübermittlungen durch das Bundesamt für Kartographie und Geodäsie, durch die für die Geobasisdaten zuständigen Behörden und die Meldebehörden und durch weitere Beteiligte an das Statistische Bundesamt und an die Statistischen Ämter der Länder zum Aufbau und zur Pflege des Registers fest.

### Fachausschuss Bevölkerungsstatistik und Nutzerkonferenz „Anforderungen an das künftige System der laufenden Bevölkerungsstatistiken“

Am 14. und 15. Februar 2017 trafen sich Fachleute aus der Bevölkerungsforschung und Demografie, Wissenschaft und Politik, Verbänden und der amtlichen Statistik zum Fachausschuss Bevölkerungsstatistik und daran anschließend zur Nutzerkonferenz „Anforderungen an das künftige System der laufenden Bevölkerungsstatistiken“ im Statistischen Bundesamt. Der Fachausschuss behandelte das zurzeit viel diskutierte Thema der bevölkerungsstatistischen Erfassung der stark gestiegenen Zuwanderung nach Deutschland. In der sich anschließenden Nutzerkonferenz ging es um die Frage, welche Anforderungen an das System der laufenden Bevölkerungsstatistiken in den nächsten Jahren zu erwarten sind. Im Mittelpunkt standen dabei Mortalität und Fertilität, die Nutzung kleinräumiger Daten sowie ob und inwieweit künftig Registerdaten verstärkt genutzt werden können.

➤ [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

### Allianz-Nachwuchspreis für Demografie

Thomas Altenhoven aus dem Statistischen Bundesamt wurde im Februar 2017 für seine Masterarbeit mit einem der Allianz-Nachwuchspreise für Demografie ausgezeichnet. Diese Preise vergibt die Allianz Deutschland AG in Zusammenarbeit mit der Deutschen Gesellschaft für Demographie (DGD) für herausragende Arbeiten, die einen Bezug zu demografischen Fragestellungen aufweisen.

In der prämierten Masterarbeit setzt sich Thomas Altenhoven mit der Frage auseinander, wie wichtig für Kinder der Kontakt zum Vater nach einer Trennung oder Scheidung ist. Auf Basis empirischer Daten aus der pairfam-Studie zeigt er die Bedingungen auf, unter denen sich der fehlende Kontakt zum Vater negativ auf das Wohlbefinden und die psychosoziale Entwicklung von Kindern auswirken kann.

## VERANSTALTUNGEN

---

### StatistikTage Bamberg|Fürth 2017

Die Otto-Friedrich-Universität Bamberg und das Bayerische Landesamt für Statistik organisieren im Rahmen des Statistik Netzwerks Bayern am 27. und 28. Juli 2017 zum sechsten Mal die StatistikTage Bamberg|Fürth. Die Veranstaltungsreihe soll den Austausch zwischen amtlicher Statistik und Wissenschaft sowie weiteren Nutzergruppen amtlicher Daten stärken. Das Thema im Jahr 2017 lautet „Wohnen in Deutschland – Daten, Fakten und Entwicklungen“.

➤ [www.statistiknetzwerk.bayern.de](http://www.statistiknetzwerk.bayern.de)

### Statistische Woche 2017

Die von der Deutschen Statistischen Gesellschaft (DStatG) gemeinsam mit dem Verband Deutscher Städtestatistiker (VDSt) und der Deutschen Gesellschaft für Demographie (DGD) veranstaltete Statistische Woche 2017 findet vom 19. bis 22. September in Rostock statt. Schwerpunktthemen vonseiten der DStatG sind „Räumliche Mobilität“, „Econometric Duration Analysis“ und „Machine Learning and Statistics“ sowie „Alterung – Arbeit – Gesundheit“ vonseiten der DGD. Die Einreichungsfrist für Tagungsbeiträge läuft noch bis zum 1. Mai 2017.

➤ [www.statistische-woche.de](http://www.statistische-woche.de)

### UNECE Workshop on Statistical Data Collection

Unter dem Vorsitz der United Nations Economic Commission for Europe (UNECE) finden jährlich internationale Treffen statt mit dem Ziel, innovative Wege und bewährte Praktiken in der statistischen Datenerfassung zu identifizieren und eine Plattform für Praktiker zu schaffen, um Erfahrungen auszutauschen und die Zusammenarbeit in diesem Bereich zu fördern.

In diesem Jahr wird der „Workshop on Statistical Data Collection“ vom 10. bis 12. Oktober in Ottawa, Kanada, stattfinden. Der Call for Papers endet am 5. Mai 2017, Anmeldungen sind bis 18. August 2017 möglich.

➤ [www.unece.org](http://www.unece.org)

## NEUERSCHEINUNGEN

---

### Spartenbericht Musik 2016

Im Rahmen des Projektes „Aufbau einer bundeseinheitlichen Kulturstatistik“ im Auftrag der Kultusministerkonferenz sowie der Beauftragten der Bundesregierung für Kultur und Medien wird mit dem Spartenbericht Musik ein umfassender statistischer Bericht zur Kultursparte Musik vorgelegt. Dieser enthält eine Vielzahl von Indikatoren und Kennzahlen unter anderem zu den Bereichen professionelles sowie Laienmusizieren in Deutschland, zum Bereich Musikwirtschaft, aber auch zur musikalischen Aus-, Fort- und Weiterbildung in Deutschland. Ermöglicht wurde diese umfassende Datenrecherche und -aufbereitung durch die Zusammenarbeit des Statistischen Bundesamtes mit den bedeutendsten Musikverbänden in Deutschland.

➤ [www.destatis.de](http://www.destatis.de)



# MELDEAUFWAND FÜR DIE INTRAHANDELSSTATISTIK – EINE VERGLEICHENDE ANALYSE

Carsten Hornbach, Simone Schüßler, Markus Böhnisch

➤ **Schlüsselwörter:** Bürokratiekosten – Außenhandel – Intrahandelsstatistik –  
Bürokratieabbau – Auskunftspflicht

## ZUSAMMENFASSUNG

Auch wenn Bürokratiekosten, die aufgrund von amtlicher Statistik entstehen, vergleichsweise niedrig sind, können einzelne Auskunftspflichten für befragte Unternehmen mit großem Aufwand verbunden sein. Ein Beispiel dafür ist die monatliche Intrahandelsstatistik (Intrastat), in der grenzüberschreitende Warenströme innerhalb der Europäischen Union statistisch erfasst werden. Parallel zur seit 2006 durchgeführten Bürokratiekostenmessung des Statistischen Bundesamtes schätzte 2016 das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) die Gesamtkosten der Intrahandelsstatistik im Rahmen der Evaluierung von Entlastungspotenzialen. Die Ergebnisse beider Untersuchungen weisen eine hohe Differenz auf. Dieser Beitrag identifiziert die methodischen Unterschiede der Vorgehensweisen sowie deren Auswirkungen auf die Gesamtergebnisse.

➤ **Keywords:** administrative burdens – foreign trade – intra-EU trade statistics –  
bureaucracy reduction – obligation to respond

## ABSTRACT

*Despite the rather low administrative burdens associated with official statistics as a whole, individual reporting obligations may involve considerable effort by the declaring businesses. An example is the monthly intra-EU trade statistics (Intrastat) which are designed to record cross-border flows of goods within the European Union. In addition to the measurement of bureaucracy costs by the Federal Statistical Office of Germany since 2006, the Statistical Office of the European Union (Eurostat) assessed the total costs of the Intrastat system in the context of evaluating potentials to reduce the administrative burdens. The results of both approaches differ largely. This article identifies the methodological differences between the approaches and their impact on the total cost calculations.*

### Carsten Hornbach

studierte Geografie und leitet in der Gruppe „Bürokratiekostenmessung“ im Statistischen Bundesamt das Referat „Ex-ante-Schätzungen, Datenauswertung, Bilanzierung“. Dabei ist er unter anderem für die Weiterentwicklung und Pflege des SAS-Datenbanksystems und die Umsetzung der Methodik der Erfüllungsaufwands- und Bürokratiekostenmessung in SAS verantwortlich.

### Simone Schüßler

ist Diplom-Verwaltungswirtin und betreute die 2004 durchgeführte, im Text vorgestellte DIW-Studie. Seit 2006 arbeitet sie in der Gruppe „Bürokratiekostenmessung“ und ist dort neben der Erfüllungsaufwands- und Bürokratiekostenmessung zuständig für die Berechnung der Daten des sogenannten Belastungsbarometers.

### Markus Böhnisch

ist Volkswirt, M. Sc. und beschäftigt sich seit 2016 als wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Aufbereitung und Mahnwesen im Außenhandel (Standort Bonn), Internationale Kontakte“ vornehmlich mit dem Zuschätzverfahren in der Intrahandelsstatistik.

## 1

### Einleitung

Der Binnenmarkt der Europäischen Union (EU) bietet den im grenzüberschreitenden Warenhandel tätigen Unternehmen weitreichende Möglichkeiten, Umsätze zu erzielen. Dabei entstehende Warenströme sind nicht nur für die jeweiligen Marktteilnehmer, sondern auch für die Gestaltung von Wirtschafts- und Handelspolitik bedeutend. Den Außenhandel mit Mitgliedern der EU erfasst in Deutschland die Intrahandelsstatistik.<sup>1</sup> Die dabei verpflichtende Intrastat-Meldung betrifft lediglich rund 9% der im Außenhandel tätigen Unternehmen. Mit fast 60 000 Meldern ist die Intrahandelsstatistik dennoch die größte Unternehmenserhebung der EU. Daher ist es sowohl für das Statistische Bundesamt als auch für die auskunftspflichtigen Unternehmen interessant, den bürokratiebedingten Aufwand für diese Statistik zu kennen und so gering wie möglich zu halten.

Im Zeitraum von 2004 bis 2006 führte das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) im Auftrag des damaligen Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie die Studie „Die Bedeutung der Belastung der Wirtschaft durch amtliche Statistiken“ durch (Stäglin und andere, 2006). Die Intrahandelsstatistik wurde dabei als die mit deutlichem Abstand zeitaufwendigste Primärerhebung der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder identifiziert: Knapp 42% des gesamten Meldeaufwandes der Auskunftspflichtigen für amtliche Statistiken entfiel auf die Intrastat-Meldung.

Die Ergebnisse dieser DIW-Studie wurden anschließend in die Bestandsmessung der Bürokratiekosten der Wirtschaft aus Informationspflichten aufgrund bundesrechtlicher Regelungen integriert. Das Statistische Bundesamt führte diese Messung im Auftrag der Bundesregierung in den Jahren 2007 und 2008 auf Basis der Methodik des international anerkannten Standardkosten-Modells durch. Ziel war es, im Anschluss an die Bestandsmessung 25% der ermittelten Bürokratiekosten (netto) abzubauen. Dieses Ziel erreichte die Bundesregierung durch zahlreiche Entlastungsmaßnahmen in allen Rechtsbereichen Ende des Jahres 2011. Seitdem schreibt das Statistische Bundesamt die Bürokratie-

kosten aus Informationspflichten in Form des Bürokratiekostenindex im Zeitablauf fort. Am Ende des Jahres 2016 stand der Bürokratiekostenindex bei 99,0 Indexpunkten (2012 = 100), insofern reduzierte die Bundesregierung die Bürokratiekosten in den letzten Jahren nochmals leicht. Im sogenannten Belastungsbarometer berechnet das Statistische Bundesamt explizit für die Zwecke der amtlichen Statistik die Bürokratiekosten aus Statistikmeldungen der Unternehmen. Das Belastungsbarometer ist demnach ein Subindex des umfassenderen Bürokratiekostenindex. Gegenwärtig (Ende März 2017) steht es bei 93,2 Indexpunkten. Nach einigen realisierten Entlastungsmaßnahmen entfielen im Jahr 2015 rund 30% des gesamten Meldeaufwandes für Erhebungen der amtlichen Statistik auf die Intrahandelsstatistik.

Initiiert vom Statistischen Amt der Europäischen Union (Eurostat) fand im Jahr 2016 eine EU-weite Erhebung des durch die Intrahandelsstatistik bedingten Bürokratieaufwandes der Unternehmen statt (Vroonhof und andere, 2016). Die Zielsetzung dieser Studie war neben der Erfassung aktueller Kosten in besonderem Maße die Identifikation künftiger Entlastungspotenziale.

Die Ergebnisse beider Ansätze weisen hinsichtlich der Gesamtkosten erhebliche Differenzen auf: Das Statistische Bundesamt wies im Rahmen seiner Bürokratiekostenmessungen für 2014 etwa 100 Millionen Euro an Meldeaufwand für die Intrahandelsstatistik aus, Eurostat hingegen ermittelte jährliche Gesamtkosten von knapp 54 Millionen Euro. Da durch rechtliche Änderungen die Anzahl an Meldepflichtigen gesunken ist, reduzieren sich ab 2016 die Gesamtkosten für die Wirtschaft auf jährlich rund 87 Millionen Euro nach Berechnungen des Statistischen Bundesamtes beziehungsweise rund 46 Millionen Euro nach Eurostat-Berechnungen. Generell bleibt der durch das Statistische Bundesamt ermittelte Aufwand etwa doppelt so hoch.

Der folgende Beitrag zeigt die Auswirkungen der unterschiedlichen Zielsetzungen und Vorgehensweisen beider Untersuchungen auf die jeweiligen Ergebnisse. Kapitel 2 stellt die beiden Studien vor. Die detaillierten Ursachen für die Abweichungen im Gesamtergebnis und deren Kostenanteile zeigt Kapitel 3.

<sup>1</sup> Den Warenverkehr mit Partnerländern außerhalb der EU erfasst die Extrahandelsstatistik auf Grundlage der Zollanmeldungen.



### 2

## Bürokratiekostenmessung am Beispiel der Intrahandelsstatistik

Durch Bürokratiekostenmessungen ist es möglich, die abstrakte Größe „Bürokratie“ in Zeitaufwandsgrößen zu überführen und über die Multiplikation mit dem Lohnsatz derjenigen Person, die im Unternehmen der rechtlichen Pflicht nachkommt, als Kosten in Euro auszudrücken. Somit lassen sich Vergleiche an einer im Alltag bekannten Maßeinheit ausrichten. Bürokratiekostenmessungen sind also als Modellrechnungen auf Grundlage einer präzisen Methodik anzusehen. Sie bilden einen Teil der Wirklichkeit hinsichtlich einer bestimmten Fragestellung ab. Insgesamt stellen sie Schätzmodelle dar, da sie auf Annahmen und Hochrechnungen basieren.

Die Belastung von Auskunftspflichtigen durch amtliche Statistiken ist insgesamt gering – verglichen mit sonstigen Vorgaben und Informationspflichten aus Bundesrecht, wie beispielsweise Buchführungspflichten oder Steuererklärungen. Eine aktuelle Auswertung der Bürokratiekosten-Datenbank des Statistischen Bundesamtes zeigt, dass Statistikpflichten weniger als 1 % aller Bürokratiekosten der Wirtschaft ausmachen. Trotz der vergleichsweise niedrigen Bürokratiekosten können einzelne Erhebungen für den Betroffenen jedoch einen punktuell großen Aufwand bedeuten. Dies trifft auch auf die Intrahandelsstatistik zu.

Unternehmen, die von Deutschland aus innerhalb der EU grenzüberschreitend handeln, sind dazu verpflichtet, ihre Warengeschäfte und Außenhandelsumsätze an das Statistische Bundesamt zu melden.<sup>12</sup> Hierbei unterscheidet man die Verkehrs- beziehungsweise Lieferrichtungen „Eingang“ (Warenimport) und „Versendung“ (Warenexport). Zum Abbau des bürokratischen Aufwandes im Zusammenhang mit der Meldeverpflichtung wurden Meldeschwellen eingeführt und im Zeitablauf schrittweise erhöht. Dies entlässt Unternehmen aus der Meldepflicht, deren Handelsvolumen in einer der

Verkehrsrichtungen einen bestimmten Wert unterschreitet. Diese Schwellen liegen seit dem 1. Januar 2016 bei 500 000 Euro je Jahr für Versendungen und bei 800 000 Euro je Jahr für Eingänge. Nach den europäischen Vorgaben ist somit sichergestellt, dass mindestens 97 % des Gesamtwertes der Exporte und 93 % des Gesamtwertes der Importe im Intrahandel erfasst werden.

### 2.1 Integration der Studienergebnisse des DIW in die nationale Bürokratiekostenmessung

Die vom Statistischen Bundesamt im Rahmen des Programms „Bürokratieabbau und bessere Rechtsetzung“ durchgeführte Bestandsmessung der Bürokratiekosten hatte die Hauptziele,

- › eine umfassende Kostenbasis für rund 9 000 Informationspflichten aus bundesrechtlichen Rechtsgrundlagen zu ermitteln,
- › die Vergleichbarkeit der je Informationspflicht berechneten Bürokratiekosten auch über die Rechtsbereiche hinweg zu gewährleisten und
- › somit eine angemessene Bezugsgröße bereitzustellen für das Ziel der Bundesregierung, mindestens 25 % der ermittelten Ausgangsbelastung abzubauen.

Die dabei angewandte Berechnungsmethodik nach dem Standardkosten-Modell wurde bei dessen Einführung bereits ausführlich in Wirtschaft und Statistik beschrieben (Chlumsky und andere, 2006).

Der Aufwand meldepflichtiger Unternehmen je Jahr ergibt sich nach dem Standardkosten-Modell als

*Jährliche Bürokratiekosten =*

$$\frac{(\text{Zeitaufwand je Meldung} \cdot \text{Kosten je Zeiteinheit} + \text{Zusatzkosten})}{\text{Preiskomponente}}$$

$$\frac{(\text{Anzahl der Meldepflichtigen} \cdot \text{Anzahl der Meldungen je Jahr})}{\text{Mengenkomponente}}$$

Vereinfacht dargestellt werden eine Preiskomponente (Einzelfallkosten) und eine Mengenkomponente (Häufigkeit des Ereignisses je Jahr) multipliziert. Die Preiskomponente setzt sich zusammen aus der für die Pflichterfüllung benötigten Zeit und den Kosten je Zeiteinheit einschließlich gegebenenfalls anfallender Zusatzkosten

<sup>12</sup> Verordnung (EG) Nr. 638/2004 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 31. März 2004 über die Gemeinschaftsstatistiken des Warenverkehrs zwischen Mitgliedstaaten und zur Aufhebung der Verordnung (EWG) Nr. 3330/91 des Rates (Amtsblatt der EU Nr. L 102, Seite 1), die zuletzt durch die Verordnung (EU) Nr. 659/2014 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 15. Mai 2014 (Amtsblatt der EU Nr. L 189, Seite 128) geändert wurde.

(zum Beispiel Porto für Briefsendungen). Die Mengenkomponte resultiert aus der Anzahl derjenigen Unternehmen, die von einer rechtlichen Vorgabe betroffen sind, und der Häufigkeit der Pflichterfüllung einer Vorgabe je Jahr. Bei Pflichten, die nicht periodisch erfüllt werden müssen, sondern anlassbezogen auftreten, wird die Zahl der Anlässe je Jahr zugrunde gelegt.

Für die jährlichen Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik bilden die im Rahmen der DIW-Studie ermittelten Zeitaufwände die Grundlage für die Bürokratiekostenberechnung. Einige meldepflichtige Unternehmen wurden gebeten, im Anschluss an ihre Statistikmeldung auf freiwilliger Basis die Bearbeitungsdauer der soeben ausgefüllten Meldung getrennt nach Geschäftsleitung, Sachbearbeitung oder externer Bearbeitung (zum Beispiel durch Steuerberater) anzugeben. Von 5 000 angeschriebenen Unternehmen konnten 2 533 Rückläufe ausgewertet werden. [↗ Grafik 1](#)

Die durchschnittliche Zeit für die Erfüllung der Meldepflicht betrug für die Intrahandelsstatistik laut DIW-Studie im arithmetischen Mittel 287 Minuten. Zusatzkosten, beispielsweise Porto, erfasste die DIW-Studie nicht. Die so ermittelten Angaben wurden in die Bürokratiekostenmessung nach dem Standardkostenmodell übernommen. Die Preiskomponte wurde mit dem sogenannten Standardlohnsatz berechnet. Dies ist der nach Wirtschaftszweigen, Unternehmensgrößenklassen und anfallenden Qualifikationsniveaus gewichtete Durchschnittslohn eines Arbeitnehmers, einschließ-

lich Zuschlägen für Fehlzeiten sowie Sonderzahlungen (Statistisches Bundesamt, 2014). Die Berechnung der Mengenkomponte fußte auf der Anzahl von 70 165 Unternehmen, die im Jahr 2006 zur Intrahandelsstatistik meldepflichtig waren. Aus der Annahme einer monatlichen Meldepflicht ergab sich die Fallzahl 841 980. Auf Grundlage der Rechenparameter resultierten daraus Bürokratiekosten in Höhe von 119,2 Millionen Euro für das Jahr 2006.

Bei der Integration der DIW-Ergebnisse in die Bestandsmessung der Bürokratiekosten aus Informationspflichten wurden die Meldungen der Auskunftspflichtigen in „One-Way-Trader“ (entweder Import oder Export) und „Two-Way-Trader“ (beide Verkehrsrichtungen) restrukturiert. Sie orientierte sich an Erfahrungswerten aus der Statistik im Verhältnis zwei Drittel zu einem Drittel. Die Fallzahl 841 980 teilte sich somit in 561 320 Monatsmeldungen der One-Way-Trader und 280 660 Monatsmeldungen der Two-Way-Trader. Dabei galt die Annahme, dass Two-Way-Trader aufgrund von Synergieeffekten für eine Monatsmeldung eine lediglich um ein Drittel erhöhte Bearbeitungszeit im Vergleich zu One-Way-Tradern aufbringen müssen. Gleichzeitig blieben die Ergebnisse der im Jahr 2004 erhobenen Daten erhalten. Anhand der Gleichungen (1) und (2) lässt sich die Übertragung der durchschnittlich 287 Minuten auf One-Way- und Two-Way-Trader nachvollziehen.

$$(1) \quad y = \frac{4}{3} x \quad (2) \quad \frac{2}{3} x + \frac{1}{3} y = 287,$$

#### Grafik 1

Auszug aus dem Fragebogen zur DIW-Studie, durchgeführt von 2004 bis 2006

**1 Welche der folgenden Stellen wurden bei der Bearbeitung der oben angeführten Erhebung beteiligt und wieviel Zeit wurde benötigt?**

*Berücksichtigen Sie bitte alle Tätigkeiten, die für die Ermittlung und Zusammenstellung der statistischen Angaben notwendig waren. Sofern mehrere Stellen oder Personen einbezogen waren, bitten wir Sie, den Zeitaufwand aller Beteiligten zu berücksichtigen, ggf. durch sorgfältige Schätzung.*

	Stunden	Minuten
Geschäftsleitung	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Sachbearbeiter(in)	<input type="text"/>	<input type="text"/>
externe(r) Bearbeiter(in), (z.B. Steuerberater)	<input type="text"/>	<input type="text"/>

**Beispiel:**  
Haben Sachbearbeiter/innen für die Bearbeitung 70 Minuten benötigt, so tragen Sie bitte ein:

	Stunden	Minuten
Sachbearbeiter(in)	<input type="text" value="1"/>	<input type="text" value="10"/>

Quelle: Stäglin und andere, 2006



wobei gilt:  $x$  = Zeitanatz One-Way-Trader  
 $y$  = Zeitanatz Two-Way-Trader

Als Ergebnis standen nach diesen Schritten 258,3 Minuten für die Monatsmeldungen bei One-Way-Tradern und 344,4 Minuten bei Two-Way-Tradern fest.

Seit dem Jahr 2006 wurden die Meldeschwellen der Intrahandelsstatistik für die Auskunftspflichtigen in mehreren Schritten gesetzlich angehoben, was zu Entlastungen führte. Zum Stichtag 1. Januar 2012 aktualisierte das Statistische Bundesamt die Bürokratiekosten der Wirtschaft umfassend. Für die Intrahandelsstatistik wurden jedoch lediglich die Fallzahlen und Standardlöhne an das zu der Zeit gültige Niveau angepasst. Anschließend wurden weitere rechtliche Änderungen, die allesamt entlastende Wirkungen hatten, in den Fortschreibungen der Bürokratiekosten berücksichtigt. Zuletzt entfielen ab dem 1. Januar 2016 die monatlichen Meldungen weiterer rund 11 000 Unternehmen durch die Anhebung des Schwellenwertes zur Intrastat-Meldung in der Lieferrichtung Eingang, wodurch die Wirtschaft jährlich um weitere rund 13,4 Millionen Euro entlastet werden konnte. Im Jahr 2016 betrugen die jährlichen Büro-

kratiekosten für die Intrahandelsstatistik 86,8 Millionen Euro. [➤ Grafik 2](#)

### 2.2 Eurostat-Studie zum Abbaupotenzial des Aufwands der Intrahandelsstatistik

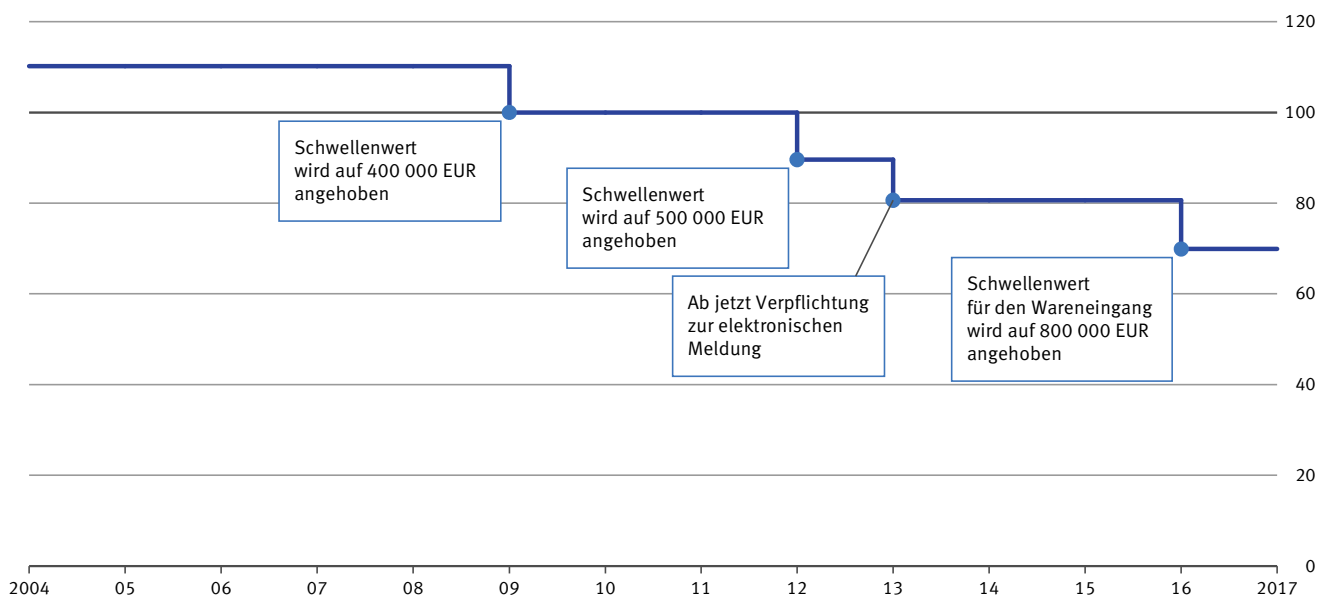
Im Rahmen des Projekts „REDESIGN“ des Europäischen Statistischen Systems (ESS) werden Alternativen zur Reduktion des bürokratischen Aufwandes der Intrahandelsstatistik evaluiert (Allafi/Duarte Fernandes, 2016). Vor diesem Hintergrund führte Eurostat von Januar bis März 2016 unter am Intrahandel beteiligten Unternehmen analog zu ähnlichen Studien in der Vergangenheit (Sturm/Blang, 2003) die EU-weite Befragung „Kosten/Nutzen-Analyse und Bürokratie-Entlastung durch Möglichkeiten zur Neugestaltung von Intrastat“<sup>3</sup> durch.

3 “Consultation on the cost-benefit and administrative burden reduction potential of options for the re-design of Intrastat”.

#### Grafik 2

Indizierte Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik (Eingang und Versendung)

1.1.2012 = 100



Die Änderungen gelten jeweils zum 1.1. eines Jahres.

2017 - 01 - 0169

Hauptziele waren dabei,

- › eine Datengrundlage zu schaffen, um den Aufwand von Unternehmen für die Intrahandelsstatistik des Jahres 2014 in der gesamten EU zu beschreiben, und
- › durch Modellrechnungen die Potenziale künftiger Entlastungsmaßnahmen, beispielsweise durch das Projekt Single Market Statistics (SIMSTAT)<sup>4</sup>, zu diskutieren.

Der Fragebogen stand online zur Verfügung und wurde in Deutschland von 4 244 Unternehmen beantwortet. Die Analyse der Daten übernahm ein von Eurostat beauftragtes Konsortium aus Forschungs- und Beratungsunternehmen. Für 2014 ergaben sich Gesamtkosten in Höhe von 53,9 Millionen Euro, für 2016 – infolge einer eingangsseitigen Erhöhung der Meldeschwelle – von 45,5 Millionen Euro.

Die Eurostat-Studie berechnete die Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik ebenfalls mit dem Standardkosten-Modell, definierte jedoch zum Teil die einzelnen Parameter anders und nahm eine nachträgliche Schichtung in zwei Dimensionen vor. Zum einen unterschied die Studie nach Verkehrsrichtung in die beiden Katego-

rien „Two-Way-Trader“ und „One-Way-Trader“. Letztere unterteilten sich zusätzlich nach reinen Importeuren beziehungsweise reinen Exporteuren. Zum anderen fand eine Schichtung über die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in vier Größenklassen statt. Die Aufteilung der im Außenhandel tätigen Unternehmen nach Verkehrsrichtung und Größenklasse im Jahr 2014 zeigt [Tabelle 1](#).

Die Aufwandsberechnungen erfolgten je Kombination von Verkehrsrichtung und Unternehmensgrößenklasse in sechs Schritten.

Getrennt nach Verkehrsrichtung erfragte Eurostat im ersten Schritt den Zeiteinsatz für eine Intrastat-Meldung nach vorgegebenen Arbeitsabläufen des Meldepflichtigen. Diese bestanden aus der Vorbereitung der Daten, Verarbeitung und Übermittlung der Meldung sowie zusätzlichen Tätigkeiten. Dabei wurde auch eine anteilige Aufteilung der erhobenen Zeit nach den fünf hierarchischen Berufsgruppen Management, Qualifizierte Fachkräfte, Fachkräfte und Techniker, Bürokräfte, kaufmännische Angestellte, Datenerfasser/-innen sowie sonstiges Personal vorgenommen.

Danach wurde die Mengenkategorie gebildet. Die zentrale Größe war dabei die sogenannte transaction line innerhalb einer Statistikmeldung. Dieser Parameter beschreibt, wie viele Meldezeilen beziehungsweise Datensätze je Monatsmeldung im Unternehmen durchschnittlich anfallen. Gleichzeitig erfragte Eurostat die Anzahl an Monaten, in denen entsprechende Daten an das Statistische Bundesamt übermittelt wurden. Aus

4 Neben der Erhöhung der Meldeschwelle im Eingang ist dabei der Austausch von spiegelbildlichen Versendungsdaten der Partnerländer vorgesehen. Damit das einführende Unternehmen weiterhin identifiziert werden kann, wird vom ausführenden Melder zusätzlich die Umsatzsteuer-Identifikationsnummer des Handelspartners erhoben. Als weiteres zu erhebendes Merkmal ist das Ursprungsland in der Diskussion. Der damit gegebenenfalls entstehende Zusatzaufwand der Exporteure soll mit einer entsprechenden versendungsseitigen Erhöhung der Meldeschwelle kompensiert werden.

**Tabelle 1**

In der Eurostat-Studie für das Jahr 2014 angewandte Einteilung der zur Intrahandelsstatistik meldepflichtigen deutschen Unternehmen nach Fallgruppen

	Verkehrsrichtung			Insgesamt
	One-Way (nur Import)	One-Way (nur Export)	Two-Way (Import und Export)	
Kleinstunternehmen (0 bis 9 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)	5 374	3 156	4 892	13 422
Kleinunternehmen (10 bis 49 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)	4 730	5 391	8 600	18 721
Mittelgroße Unternehmen (50 bis 249 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)	901	231	4 092	5 224
Großunternehmen (250 und mehr sozialversicherungspflichtig Beschäftigte)	2 162	2 769	9 047	13 978
Auskunftspflichtige insgesamt	17 814	15 199	31 784	64 797

Die Anzahl sozialversicherungspflichtig Beschäftigter ist für einige Unternehmen nicht bekannt. Hierbei handelt es sich um Fälle, in denen Daten der Intrahandelsstatistik nicht mit denen des statistischen Unternehmensregisters verknüpft werden konnten.

diesen Angaben wurde für jede Fallgruppe, das heißt jede Kombination von Verkehrsrichtung und Unternehmensgrößenklasse, der um Ausreißer bereinigte Median der monatlichen Meldezeilen festgestellt.

Zur Ermittlung der Preiskomponente bestimmte Eurostat die Kosten für jeden Meldepflichtigen. Hierzu wurde die aus den Angaben „gesamte Bearbeitungszeit“ und „Anzahl der Meldezeilen“ berechnete Zeit je Meldezeile mit dem Zeitanteil der fünf Berufsgruppen verknüpft. Bearbeitete ein Unternehmen die Meldung nicht selbst, flossen die Kosten für Outsourcing (Dienstleistungen von Drittanbietern) ein. Die beruflichen Funktionen entsprachen den Kategorien der Verdienststrukturerhebung der EU (Structure of earnings survey) aus dem Jahr 2010 und konnten so spezifischen Lohnsätzen zugeordnet werden. Eurostat imputierte die Lohnsätze der Kleinstunternehmen und fasste Unternehmen mit über 250 Mitarbeitern zu einer Klasse zusammen. Zur abschließenden Berechnung der Preiskomponente erfolgte ein 20-prozentiger Overheadaufschlag. Die in dieser Form je Meldepflichtigem vorliegenden Daten wurden ebenfalls nach einer Ausreißerbereinigung für jede Fallgruppe in Form des Medians dokumentiert.

Im Anschluss wurden die monatlichen Gesamtkosten für einen durchschnittlichen Meldepflichtigen kalkuliert. Hierfür multiplizierte Eurostat die Mengenkomponekte und Preiskomponente in Form der zuvor hergeleiteten Mediane miteinander. Die so berechneten Monatswerte multiplizierte Eurostat zur Berechnung eines Jahresergebnisses nochmals mit zwölf.

Im fünften Schritt ermittelte Eurostat die Zahl der Meldepflichtigen je Fallgruppe. Hierfür nutzte es die Strukturdaten der deutschen Außenhandelsstatistik, um die Anzahl der relevanten Unternehmen nach Größenklasse und Verkehrsrichtung analog zu Tabelle 1 zu bestimmen.

Die Bürokratiekosten je Fallgruppe berechneten sich schließlich durch Multiplikation der Kosten je Meldepflichtigem mit der Anzahl der Meldepflichtigen. Dabei können je nach angestrebtem Mindestabdeckungsgrad<sup>5</sup> unterschiedliche Szenariorechnungen durchgeführt werden, um potenzielle Bürokratieentlastungen zu simulieren.

---

<sup>5</sup> Beim Mindestabdeckungsgrad handelt es sich um den mindestens zu erfassenden Anteil am Gesamtwert des Intrahandels, differenziert nach Eingang und Versendung.

### 3

## Vergleich der beiden Studien

---

Für einen Vergleich der beiden Studien wurden Analysen zu Abgrenzungsfragen der Methodik, des Untersuchungsgegenstandes und zur Berechnungsarithmetik durchgeführt. Dabei wurde der Zusammenhang mit der jeweiligen Zielsetzung der dazugehörigen Befragung dargelegt.

Um die beiden Studien vergleichen zu können, bat das Statistische Bundesamt Eurostat, die anonymisierten Rohdaten für Deutschland und die genauen Berechnungsformeln zur Verfügung zu stellen. Eurostat kam der Bitte nur in Bezug auf den Rohdatensatz nach, wobei es aus Datenschutzgründen<sup>6</sup> nur einen Teil der Rückläufe übermittelte.

### 3.1 Umgang mit „Sowieso“-Kosten

---

Kosten von Tätigkeiten, die Unternehmen unabhängig von rechtlichen Statistikpflichten aufgrund betrieblicher Notwendigkeiten „sowieso“ erledigen, wurden in der EU-Studie aus den erhobenen Zeiten herausgerechnet. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn ein Unternehmen bestimmte Merkmale, die es der Statistik melden muss, ohnehin für betriebsspezifische Zwecke erhebt und dokumentiert. Dies geschah, um gezielt die Aufwände zu benennen, die den betroffenen Unternehmen ausschließlich durch den Gesetzgeber entstehen.

In den Fragen der DIW-Studie wurde dieser Sachverhalt nicht berücksichtigt. Insofern ließen sich die Zeiten nicht nachträglich um solche Kostenanteile bereinigen.

In den Rohdaten der EU-Studie für deutsche Unternehmen waren „Sowieso“-Kostenanteile ausgewiesen. Würden diese berücksichtigt, stiege der Bürokratieaufwand auf Basis des Medians um gut 14 % beziehungsweise absolut betrachtet um etwa 7,7 Millionen Euro.

---

<sup>6</sup> Die von Eurostat befragten Unternehmen konnten auswählen, ob sie einer Datenweitergabe an die jeweiligen nationalen Statistikämter zustimmen oder nicht.

### 3.2 Definition des Untersuchungsgegenstandes

---

Die Ergebnisse der Eurostat-Befragung enthalten explizit den rein EU-bedingten Anteil der zur Intrastat-Meldung benötigten Zeit. Der darüber hinausgehende national veranlasste Teil fiel dagegen vollständig aus der Belastungsberechnung heraus. Dies ergab sich durch das Ziel der Eurostat-Erhebung, den durch obligatorische europäische Rechtsvorschriften verursachten Kostenanteil ohne sogenanntes nationales „Goldplating“ zu identifizieren. Im Gegensatz dazu erfasste die DIW-Studie die Gesamtzeit, die ein Meldepflichtiger für Intrahandelsmeldungen innerhalb eines Monats benötigte. Somit waren neben den durch europäisches Recht auch die durch nationale Anforderungen bedingten Zeitaufwände zur Erfüllung der Berichtspflicht einbezogen. Beide Anteile wurden in die Bestandsmessung der Jahre 2007/2008 übernommen, da sie den gesamten bürokratischen Aufwand darstellte, der Betroffenen aus in nationale Anforderungen umgesetztem EU-Recht entsteht.

In der Bestandsmessung schätzte das damalige Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie den EU-Anteil der insgesamt ermittelten Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik nachträglich auf 75 %. Aus den vom Statistischen Bundesamt quantifizierten rund 100 Millionen Euro an Bürokratiekosten folgten als ausschließlicher EU-Anteil somit etwa 75 Millionen Euro. Dem stehen die eingangs erwähnten rund 54 Millionen Euro aus der EU-Erhebung entgegen. Wollte man dagegen auch die national bedingten Kostenanteile berücksichtigen, so müsste nach Angaben von Eurostat ein Kostenaufschlag in Höhe von etwa 13 % vorgenommen werden. Demzufolge würde sich der Bürokratieaufwand der EU-Studie für Deutschland um gut 7 Millionen Euro auf rund 61 Millionen Euro erhöhen, denen wiederum die rund 100 Millionen Euro auf Basis der DIW-Studie gegenüber stünden.

### 3.3 Erhebung des Zeitansatzes

---

Die DIW-Studie befragte die Auskunftspflichtigen nach der gesamten für die Meldung zur Intrahandelsstatistik benötigten Zeit, jeweils untergliedert nach drei beruflichen Funktionen.

Eurostat erfragte den Zeitansatz getrennt nach einzelnen, vorgegebenen Arbeitsschritten und nach Verkehrsrichtung. Die daraus ermittelte Gesamtzeit wurde anschließend prozentual auf die am Prozess der Meldung beteiligten fünf Berufsgruppen aufgeteilt.

Durch die methodischen Unterschiede beim Aufteilen des gesamten Prozesses in einzelne Teilschritte entstanden Differenzen hinsichtlich des Gesamtaufwandes. Grundsätzlich kennt auch das Standardkosten-Modell die Unterteilung eines Gesamtprozesses in 16 sogenannte Standardaktivitäten. Ein solch differenziertes Vorgehen fand in der DIW-Studie nicht statt, da für das Erreichen des Untersuchungsziels das Ermitteln der Gesamtzeit ohne Unterteilung in Zeitaufwände für Einzelschritte ausreichend war.

Auswertungen der Rohdaten von mittlerweile rund 12 250 Informationspflichtigen<sup>7</sup> aus dem Datenbestand der Bürokratiekostenmessung zeigten, dass die Summe der Zeitangaben zu fest definierten Arbeitsschritten (Standardaktivitäten) nicht zwangsläufig mit parallel erhobenen Gesamtzeiten übereinstimmt. Diese Aussage traf für knapp 30 % der Fälle zu, in denen das Statistische Bundesamt bei Befragungen zu den Bürokratiekosten entsprechende Kontrollfragen stellte. Die Gesamtzeit lag bei der Pauschalabfrage insgesamt um rund 12 % höher als die Gesamtzeit der Summe der parallel erfragten Zeiten für einzelne Bearbeitungsschritte. Getrennt betrachtet betragen die Überschätzungen im Durchschnitt rund +84 %, die Unterschätzungen rund –35 %. Bezogen auf die Analyseergebnisse lässt sich der über die Häufigkeit des Auftretens gewichtete Überschätzungseffekt insgesamt auf rund +3,4 % quantifizieren. Übertragen auf die vom Statistischen Bundesamt im Rahmen der Bestandsmessung berechneten Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik erklärt sich so eine Differenz von knapp 3,4 Millionen Euro zu den Ergebnissen der EU-Studie.

Ein weiterer Unterschied bestand hinsichtlich des Zeitpunkts der Erhebung. Während die DIW-Studie als freiwilliger Teil direkt an die monatliche Pflichterhebung angehängt war, fand die Eurostat-Befragung als eigenständige Untersuchung statt, die der Befragte unabhängig von seiner Intrastat-Meldung jederzeit durchführen konnte. Beide Vorgehensweisen bieten Vor- und Nachteile. Beim Erheben unmittelbar nach der Meldung kann

---

<sup>7</sup> Seit der Bestandsmessung, die sich auf das Jahr 2006 bezieht, hat sich die reine Anzahl an Informationspflichtigen erhöht.

der Befragte die zuvor aufgewandte Zeit relativ genau angeben. Weicht diese allerdings von einem üblichen Mittel ab, kann es zu Verzerrungen kommen. Beim Durchführen unabhängig vom Zeitpunkt der Meldung hat der Befragte möglicherweise eher durchschnittliche Bearbeitungszeiten im Blick und muss länger zurückliegende Zeiten eher grob schätzen.

### 3.4 Herleitung der Fallzahlen

---

Eurostat gewann den Fallparameter zweidimensional. Jeweils je Fallgruppe wurde der Median der “transaction lines” mit der Anzahl der Meldepflichtigen verknüpft. Unter Berücksichtigung des Ziels der Eurostat-Studie – über Modellrechnungen Prognosen zur Reduktion des unternehmensseitigen Aufwandes für die Intrahandelsstatistik zu treffen – war diese größere Detailtiefe zwingend notwendig. Nur so lassen sich Fragen des ESS-Projekts „REDESIGN“ zu einzelnen Klassen von Meldern untersuchen, insbesondere hinsichtlich der Unterschiede in der Außenhandelsstruktur der EU-Mitglieder. Durch das Verwenden der “transaction lines” können zusätzliche Fragen zu Themen der Effizienz diskutiert werden, beispielsweise der Zusammenhang zwischen IT-Integration der Meldung und Kosten je Meldezeile. Ob damit insgesamt eine höhere Präzision bei der Schätzung der Bürokratiekosten einhergeht, ist fraglich, da zusätzliche Parameter empirisch ermittelt oder über Annahmen bestimmt werden müssen. Da das Berechnen verschiedener Entlastungsszenarien und die dabei ermittelte relative Änderung der Bürokratiekosten im Fokus standen, wurde eine aufwendigere Modellierung notwendig. Somit basierten die Datenzeilen bestimmter Kombinationen von Größenklasse und Verkehrsrichtung auch nur auf wenigen Antworten der Befragungsteilnehmer, was im Rahmen der Hochrechnung mit der tatsächlichen Unternehmensanzahl in dieser Schicht zu verzerrten Bürokratiekostenschätzungen führen kann.

Die Bürokratiekostenmessung des Statistischen Bundesamtes verfolgt einen weniger differenzierten Ansatz zur Ermittlung der Fallzahl, der sich ausschließlich auf amtliche Daten aus der Außenhandelsstatistik stützt. Über die Anzahl meldepflichtiger Unternehmen je Monat ergibt sich durch eine Multiplikation mit zwölf das jährliche Mengengerüst. Die Anzahl der Unternehmen ist dabei durch die Meldeschwellen zur Intrahandelsstatistik festgelegt. Dieses Vorgehen führt – im Vergleich zur

Fallzahl der Eurostat-Studie – zu einer leichten Überschätzung, da nicht alle Unternehmen in allen Monaten eines Jahres Intrastat-Meldungen abgeben. Wird die Meldeschwelle überschritten, liegt zwar generell eine monatliche Meldepflicht vor. Diese Meldepflicht führt aber auch nur dann zu einer Meldung, wenn Umsätze durch Außenhandelsaktivitäten erzielt wurden.

Die Anzahl der Meldemonate erfasste die DIW-Studie nicht, aus der EU-Erhebung lagen diese Daten jedoch vor. Auf deren Basis betrug die durchschnittliche Anzahl an jährlichen Monatsmeldungen im Eingang 11,46 und in der Versendung 11,53 Meldungen. Gewichtet über die jeweilige Anzahl der Angaben je Verkehrsrichtung ergab sich ein Mittelwert von knapp 11,50 Meldungen je Jahr. Übertragen auf die Fallzahl der Bürokratiekostenmessung des Statistischen Bundesamtes zeigte sich hinsichtlich der über die Anzahl der Monate gebildeten Fallzahl somit eine Überschätzung um etwa 4,2 %. Setzte man die aus der EU-Befragung stammenden tatsächlichen Meldemonate an, reduzierten sich die Bürokratiekosten aus der DIW-Studie somit um rund 4,2 Millionen Euro.

### 3.5 Berechnungsgrundlage der Einzelfallkosten

---

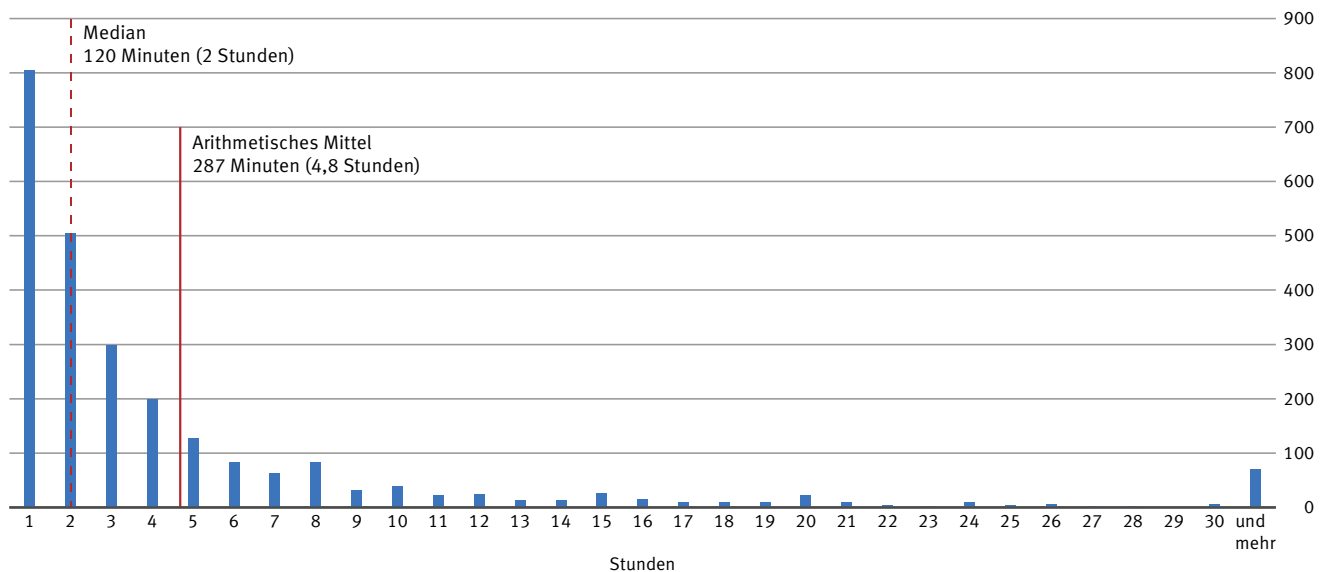
In die Ergebnisse der DIW-Studie flossen, im Gegensatz zur EU-Studie, weder Zusatzkosten noch Overhead-Kosten ein. Im Rahmen der Eurostat-Erhebung wurde dagegen ein Overhead-Aufschlag in Höhe von 20 % auf die ermittelten Gesamtkosten erhoben. Demzufolge ließ sich diese methodische Differenz mit 10,8 Millionen Euro quantifizieren. Außerdem waren die von Eurostat verwendeten Lohnsätze geringer als die der nationalen Bürokratiekostenmessung. Ein genauer Effekt ließ sich allerdings aufgrund der Einteilung in die einzelnen Fallgruppen (siehe Tabelle 1) sowie den berücksichtigten Outsourcingkosten nicht beziffern.

➤ Grafik 3 und ➤ Grafik 4 zeigen eine ähnliche Verteilung der erhobenen monatlichen Zeitaufwände in beiden Studien. Beide Abbildungen weisen einen tendenziell exponenziellen Kurvenverlauf auf, der zunächst sehr steil, anschließend immer flacher abfällt. Der sich in beiden Grafiken zeigende Peak bei einem Zeiteinsatz von acht Stunden kann durch die pauschale Abwägung entstehen, dass in etwa „ein Arbeitstag“ zur Pflicht-



**Grafik 3**

Verteilung der in der DIW-Studie erhobenen Zeiten zur Intrahandelsstatistik nach Häufigkeit



2017 - 01 - 0170

erfüllung geschätzt wurde. Der optische Anstieg der Häufigkeiten ab Werten über 30 Stunden resultiert aus der Zusammenfassung aller weiteren Bearbeitungszeiten. Grundsätzlich ergibt der Median der Bearbeitungszeit einen Mittelwert, der in einer solchen Verteilung für den Großteil der Unternehmen eher charakteristisch ist, Melder mit besonders hohem Zeitaufwand jedoch nicht berücksichtigt und so die tatsächlichen Kosten möglicherweise unterschätzt. Beide Studien wirken diesem Effekt auf unterschiedliche Arten entgegen.

Die Bürokratiekosten aus Statistikpflichten berechnete das Statistische Bundesamt im Jahr 2006 nicht mit dem Median von 120 Minuten je Fall, sondern mit dem arithmetischen Mittel des monatlichen Zeitaufwandes aller befragten Unternehmen mit 287 Minuten je Fall. Das Standardkosten-Modell sieht die Anwendung des Medians insbesondere deswegen vor, da in der Regel mit sehr kleinen Stichproben gearbeitet wird. Der Median ist dann für homogene Fallgruppen das Mittel der Wahl, da Ausreißer im Sinne besonders hoher oder geringer Zeitangaben unberücksichtigt bleiben. Bei der Verwendung der DIW-Daten zur Intrahandelsstatistik kam diese Erwägung vor allem aus zwei Gründen nicht zum Tragen: Zum einen lagen mit 2 533 Zeitwertangaben hinreichend viele Befragungspunkte vor. Zum anderen hing der individu-

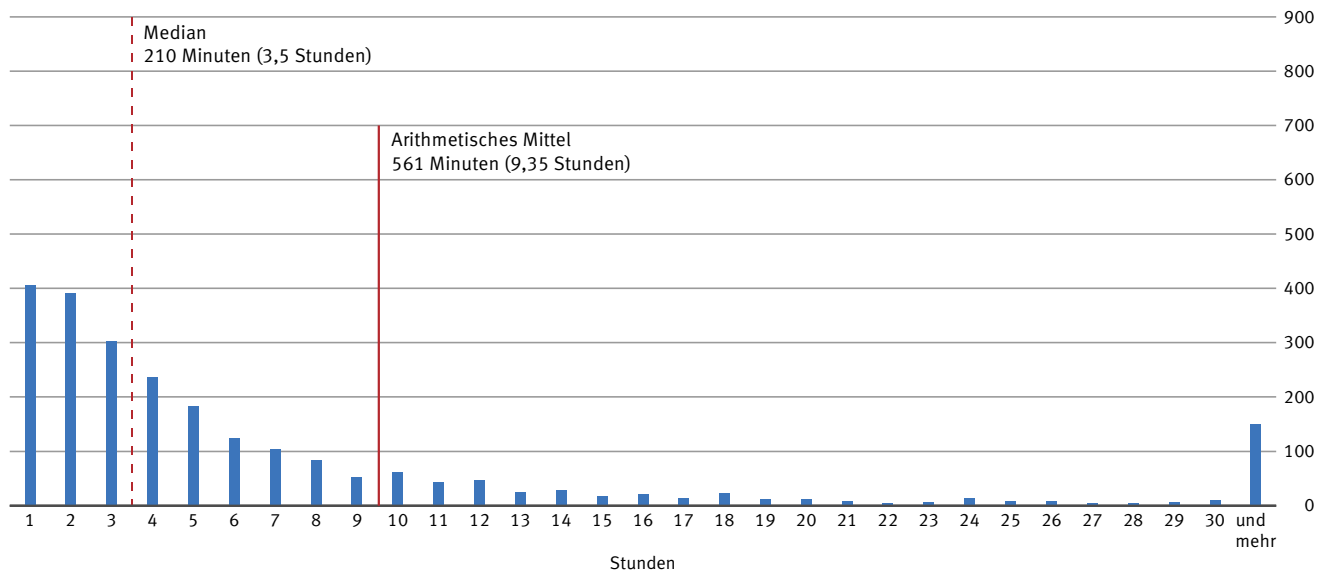
elle Zeitaufwand stark vom betrieblichen Handelsvolumen und der Heterogenität der Waren ab, die Umfang und Detaillierungsgrad der Meldung beeinflussten.

Eurostat dagegen berechnete jeweils die Mediane der Kosten je "transaction line" nach Größenklassen und Verkehrsrichtungen unterteilt. Da Eurostat die Unternehmen hinsichtlich ihrer Größe nach Anzahl der Beschäftigten und nicht nach Außenhandelsumsatz klassifizierte, können hier Verzerrungen auftreten. Aufgrund tatsächlicher Unterschiede der Verteilungen in den einzelnen Größenklassen war die Unterscheidung nach Fallgruppen für Eurostat dennoch notwendig, um die Auswirkungen von Bürokratieentlastungsmaßnahmen in Abhängigkeit von der diversifizierten Außenhandelsstruktur der einzelnen EU-Mitgliedstaaten zu untersuchen.

Berechnet man die Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik zunächst auf Basis der damaligen Rohdaten der DIW-Studie und verwendet anstelle des arithmetischen Mittels den Median der erhobenen Zeiten, beträgt die daraus resultierende Belastung rund 46,5 Millionen Euro, was einer Reduktion der ursprünglichen Gesamtbelastung um etwa 53,5 % entspricht. Dieser Wert liegt somit bereits unter den aus der EU-Studie stammenden Ergebnissen. Berücksichtigt man zusätzlich die am

**Grafik 4**

Verteilung der in der EU-Studie erhobenen Zeiten zur Intrahandelsstatistik nach Häufigkeit



2017 - 01 - 0171

1. August 2013 mit dem E-Government-Gesetz<sup>18</sup> verbundene Entlastungswirkung in Höhe von pauschal 10 %<sup>19</sup> vom Ausgangswert auf 258,3 Minuten, erreichen die Bürokratiekosten nach den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes auf Basis der Medianrechnungen mit knapp 42 Millionen Euro einen noch geringeren Wert.

Es zeigt sich also, dass die unterschiedliche Wahl des Mittelwertes der erhobenen Verteilung der Bearbeitungszeiten einen Großteil der Abweichungen erklären kann. Vergleicht man die Verteilung der vorliegenden Zeitaufwände der Meldepflichtigen je Monat, so fallen deutliche Unterschiede der Rohdaten bezüglich der Lage und Schiefe auf. Sowohl der Median (210 Minuten gegenüber 120 Minuten) als auch das arithmetische Mittel (561 Minuten gegenüber 287 Minuten) liegen in der EU-Erhebung weit über den Werten der DIW-Studie.

<sup>18</sup> Gesetz zur Förderung der elektronischen Verwaltung (E-Government-Gesetz – EGovG) vom 25. Juli 2013 (BGBl. I Seite 2749).

<sup>19</sup> Ex-ante-Schätzung der zu erwartenden Entlastung vor dem Inkrafttreten der rechtlichen Regelung im Rahmen der Gesetzesfolgenabschätzung. Dieser Schätzwert wird ex post durch Befragungen bei Betroffenen in der Regel zwei Jahre nach dem Inkrafttreten des Gesetzes validiert.

### 3.6 Abschließende Vergleichsrechnungen

Den Bürokratiekosten in Höhe von rund 100 Millionen Euro aus der Erhebung des Statistischen Bundesamtes stehen für das Berichtsjahr 2014 etwa 54 Millionen Euro aus der Eurostat-Studie gegenüber. Die aufgrund der unterschiedlichen Zielsetzungen der Untersuchungen in den vorangegangenen Kapiteln identifizierten methodischen Unterschiede bewirken im Einzelnen die in [Tabelle 2](#) dargestellten monetären Differenzen.

Dabei stehen die in Tabelle 2 enthaltenen prozentualen Angaben für die Angleichung der Methodik der einen auf die der anderen Studie. Für eine generelle Vergleichsrechnung hinsichtlich der Belastung wird festgelegt, dass im Folgenden der Anteil der national bedingten Anforderungen („Goldplating“) berücksichtigt wird. Dies ist naheliegend, da Auskunftspflichtige eine vollständige Meldung abliefern müssen und den hierfür benötigten Zeitaufwand nicht nach Rechtsgrundlagen trennen. Der 25-prozentige Abschlag unter „B: Definition Untersuchungsgegenstand“ wird in der Vergleichsrechnung für die Bürokratiekostenmessung des Statistischen Bundesamtes aus Gleichung (3) eliminiert, da hier der national bedingte Belastungsanteil bereits enthalten ist. Die übrigen Effekte (C bis E) werden jeweils in

**Tabelle 2**

**Monetäre Effekte der methodischen Unterschiede zwischen den betrachteten Studien**

	Monetärer Einzeleffekt <sup>1</sup>	
	Bürokratiekosten- messung	Eurostat-Studie
	%	
Methodischer Unterschied A: Berücksichtigung Sowieso-Kosten	–	+ 14,0
Methodischer Unterschied B: Definition Untersuchungsgegenstand	– 25,0	+ 13,0
Methodischer Unterschied C: Zeitansatz	– 3,4	–
Methodischer Unterschied D: Fallzahlherleitung	– 4,2	–
Methodischer Unterschied E: Berechnung Einzelfallkosten	– 53,5	– 20,0

<sup>1</sup> Sind beide Spalten belegt, können die jeweiligen Effekte nicht zeilenweise saldiert werden. Es handelt sich um separat bestimmte Auswirkungen, wenn man die Methodik der einen Studie als Einzeleffekt an die der anderen Studie anpassen würde.

die Berechnung übernommen. Für die Angleichung der EU-Methodik gilt Gleichung (4). Hier fließen die Effekte A, B, E ein.

$$(3) \quad \sim 100 \text{ Mill. EUR} \cdot C \cdot D \cdot E =$$

$$100 \cdot 0,966 \cdot 0,958 \cdot 0,465 \approx 43 \text{ Mill. EUR}$$

$$(4) \quad \sim 54 \text{ Mill. EUR} \cdot A \cdot B \cdot E =$$

$$54 \cdot 1,14 \cdot 1,13 \cdot 0,8 \approx 55,7 \text{ Mill. EUR}$$

Bei Angleichung der Methodik beträgt die Differenz der Gesamtkosten rund 13 Millionen Euro. Diese Diskrepanz basiert insbesondere auf den unterschiedlichen Datengrundlagen zu den Bearbeitungszeiten – aufgrund der Datenschutzbelange sind gewisse Verzerrungen nicht auszuschließen – und der Lohnsätze.

## 4

### Fazit und Ausblick

Die vorliegende Analyse belegt, dass es gute Erklärungsansätze für die Abweichungen der Gesamtbelastung aus Intrastat-Meldungen zwischen EU-Studie und der nationalen Bürokratiekostenmessung gibt. Eine qualitative Bewertung, welche Vorgehensweise die „besseren“ Werte produziert, verbietet sich aber, da beide Vorgehensweisen ausgehend von ganz spezifischen

Zielsetzungen auf in sich konsistenten methodischen Überlegungen und Berechnungsparametern basieren. Dies gilt für übergeordnete Aspekte – wie Einbezug von „Sowieso“-Kosten oder Gemeinkosten, Berücksichtigung des nationalen „Goldplatings“ –, aber auch für ganz spezifische statistische Berechnungsparameter, wie die Frage der Zugrundelegung des Medians oder des arithmetischen Mittels für die Errechnung der Durchschnittsbelastung.

Trotz der durch methodische Unterschiede bedingten abweichenden Kostenbasis ist es wichtig zu erwähnen, dass die weitere Entwicklung der Bürokratiekosten ansatzübergreifend nahezu im Gleichlauf geschieht. Beispielhaft gezeigt werden kann dies an der EU-Verordnung zur Senkung des Mindestabdeckungsgrades ab Januar 2016. Insgesamt verminderten sich die Bürokratiekosten der Intrahandelsstatistik laut Eurostat um über 15 % auf 46 Millionen Euro. Das Statistische Bundesamt erfasste nach eigener Methodik eine Kostensenkung von etwas über 13 % auf 87 Millionen Euro. Diese ergab sich dort aus einer Verringerung der Fallzahl seitens der Waren einführenden Unternehmen um rund 10 000 Fälle. Trotz der unterschiedlichen Herangehensweise wird eine beinahe deckungsgleiche relative Änderung ausgewiesen. Gerade dieser Aspekt ist von besonderer Bedeutung, denn nur so sind den für Rechtsetzung verantwortlichen Entscheidungsträgern valide Einschätzungen der Auswirkungen von rechtlichen Änderungen bei den Auskunftspflichtigen möglich.

Abschließend sei erwähnt, dass das Statistische Bundesamt gegenwärtig ein Konzept für die umfassende Aktualisierung der Datenbasis des Belastungsbarometers entwickelt. Dabei werden alle mit den verpflichtenden Statistikmeldungen korrespondierenden Zeitaufwände der Wirtschaft geprüft. Für die Intrahandelsstatistik kann dabei auch auf die Erkenntnisse aus der EU-Erhebung zurückgegriffen werden. [u](#)



### LITERATURVERZEICHNIS

---

Allafi, Sabine/Duarte Fernandes, Ilda. *Neues vom Außenhandel: REDESIGN von Intrastat*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2016, Seite 11 ff.

Chlumsky, Jürgen/Schmidt, Bernd/Vorgrimler, Daniel/Waldeck, Hans-Peter. *Das Standardkosten-Modell und seine Anwendung auf Bundesebene*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 10/2006, Seite 993 ff.

Stäglin, Reiner/Pfeiffer, Ingo/Stephan, Andreas. *Die Bedeutung der Belastung der Wirtschaft durch amtliche Statistiken*. In: DIW Berlin: Politikberatung kompakt. Ausgabe 19. Berlin 2006.

Stäglin, Reiner/Pfeiffer, Ingo. *Die Bedeutung der Belastung der Wirtschaft durch amtliche Statistiken – Ergebnisse der DIW-Studie*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 11/2006, Seite 1193 ff.

Eurostat. *Consultation on the cost-benefit and administrative burden reduction potential of options for re-design of Intrastat*. 2016. [Zugriff am 24. Februar 2017]. Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu>

Statistisches Bundesamt. *Einführung des Standardkosten-Modells*. Methodenhandbuch der Bundesregierung. Wiesbaden 2006.

Statistisches Bundesamt. *Leitfaden zur Ermittlung und Darstellung des Erfüllungsaufwands in Regelungsvorhaben der Bundesregierung*. Wiesbaden 2012.

Statistisches Bundesamt. *Die Bestandsmessung der Bürokratiekosten der deutschen Wirtschaft nach dem Standardkosten-Modell*. Band 14 der Schriftenreihe Statistik und Wissenschaft. Wiesbaden 2014.

Sturm, Roland/Blang, Dorothee. *Belastung der Befragten durch die Intrahandelsstatistik*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2003, Seite 226 ff.

Vroonhof, Paul/Kasperuniene, Valdone/Quefelec, Stephane/Carausu, Florabela/Belder, Martin. *Intrastat administrative burden study*. 2016. [Zugriff am 24. Februar 2017]. Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu>



**Kathrin Frentzen**

hat "International Economics and Public Policy" an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz studiert und arbeitet seit 2015 als wissenschaftliche Mitarbeiterin im Referat „Verdienststrukturerhebung, Arbeitskostenerhebung“ des Statistischen Bundesamtes. Ihr Aufgabenbereich umfasst hauptsächlich die Verdiensterhebung nach § 7 Absatz 1 Bundesstatistikgesetz.



**Roland Günther**

ist Volkswirt und leitet seit 2004 das Referat „Verdienststrukturerhebung, Arbeitskostenerhebung“ des Statistischen Bundesamtes. Zu seinen Aufgaben gehören Statistiken über die Verteilung der Bruttoverdienste, der Arbeitskosten und den Verdienstunterschied von Frauen und Männern.

## KORREKTUR DES ANTWORT-AUSFALLS IN DER VERDIENSTERHEBUNG 2015

Kathrin Frentzen, Roland Günther

➤ **Schlüsselwörter:** Antwortausfall – Hochrechnung – Imputation – Mindestlohn – Verdiensterhebung

### ZUSAMMENFASSUNG

Die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder haben für das Berichtsjahr 2015 zum ersten Mal Angaben über die Verdienste von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern erhoben, ohne dass für die befragten Betriebe eine Pflicht zur Auskunft bestand. Wie im Vorfeld bereits befürchtet, führte die fehlende Auskunftspflicht zu zahlreichen unvollständigen Antworten – meist sogar zum Totalausfall der Antwort. Um dennoch belastbare Ergebnisse zu erhalten, wurden verschiedene Verfahren der Hochrechnung und der Imputation eingesetzt. Sie stehen im Fokus dieses Artikels.

➤ **Keywords:** nonresponse – weighting – imputation – minimum wage – survey of earnings

### ABSTRACT

*The Federal Statistical Office and the statistical offices of the Länder collected data on the earnings of employees for the reporting year 2015 for the first time in the form of a voluntary survey, that is, employers were not obliged to respond. As had been expected, this led to a wide range of incomplete data and a high level of unit non-response. This article focuses on the methods of weighting and imputation that were used in order to obtain reliable results.*

### 1

## Einleitung

Zum 1. Januar 2015 wurde in Deutschland ein allgemeiner gesetzlicher Mindestlohn von 8,50 Euro brutto je Arbeitsstunde eingeführt. Für die Anpassung des Mindestlohns und die stetige Evaluierung der Auswirkungen ist eine Mindestlohnkommission verantwortlich, die durch das neue Mindestlohngesetz eingesetzt wurde. Vor allem für die Verdienstsituation der Beschäftigten wurden unmittelbare Auswirkungen des Mindestlohns erwartet. Das Bundesministerium für Arbeit und Soziales und die Mindestlohnkommission benötigten in dieser Situation kurzfristig Daten, um diese Auswirkungen zu messen. Die gesetzlich alle vier Jahre stattfindende Verdienststrukturerhebung der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder lieferte mit dem Berichtsjahr 2014 Informationen über die Verdienstsituation unmittelbar vor Einführung des Mindestlohns. Sie stellt damit für Vergleiche eine Art Nullpunktmessung dar. Für das Berichtsjahr 2015 – das erste Jahr nach Einführung des Mindestlohns – war gesetzlich keine vergleichbare Statistik vorgesehen. Das Bundesministerium für Arbeit und Soziales beauftragte daher im Juni 2015 das Statistische Bundesamt, eine Verdiensterhebung als Erhebung für besondere Zwecke gemäß §7 Absatz 1 Bundesstatistikgesetz durchzuführen. Diese Rechtsgrundlage ermöglicht einer obersten Bundesbehörde, kurzfristig eine Bundesstatistik in Auftrag zu geben, jedoch ohne Auskunftspflicht. Die von den statistischen Ämtern befragten Arbeitgeber hatten somit das Recht, die gestellten Fragen nicht oder nur unvollständig zu beantworten. Für die deutsche Verdienststatistik war dies Neuland, denn bislang galt für Verdiensterhebungen stets eine Pflicht zur Auskunft.<sup>1</sup> Dies wird vor allem damit begründet, dass die befragten Arbeitgeber erhebliches Interesse daran haben, keine Angaben zu machen. Denn zum einen ist die Beschaffung der Angaben aus

der betrieblichen Entgeltabrechnung mit beträchtlichem Aufwand verbunden, und zum anderen handelt es sich um sensible betriebliche und zudem personenbezogene Daten. Insofern war vorab nur schwer einzuschätzen, ob und inwieweit die Erhebung überhaupt repräsentative und belastbare Ergebnisse erbringen würde.<sup>1,2</sup> Tatsächlich war der Rücklauf wie befürchtet sehr niedrig. Er lag bei 12,8% der angeschriebenen Betriebe. Ferner wiesen viele ausgefüllte Fragebogen fehlende beziehungsweise ungültige Werte auf.

Der Beitrag beschreibt die Methoden, mit denen das Statistische Bundesamt die ungünstigen Folgen der Freiwilligkeit der Auskunftserteilung auszugleichen versuchte: Das zweite Kapitel des Artikels stellt die Verdiensterhebung 2015 vor, Kapitel 3 beschäftigt sich mit der Methode der Hochrechnung, die die geringe Antwortquote (Unit-Nonresponse<sup>3</sup>) ausgleichen sollte. Das vierte Kapitel behandelt das Imputationsverfahren, mit dem fehlende Werte (Item-Nonresponse<sup>4</sup>) vervollständigt wurden. Der Schlussteil fasst die Erfahrungen zusammen.

### 2

## Verdiensterhebung 2015

Ziel der Verdiensterhebung 2015 war es, personenbezogene Daten über Bruttoverdienste, Arbeitszeiten und verdiensterklärende Merkmale für den Berichtsmonat April 2015 zu erheben. Insbesondere galt es, die Anzahl der Beschäftigungsverhältnisse (Jobs) zu ermitteln, die mit dem neuen gesetzlichen Mindestlohn von 8,50 Euro je Arbeitsstunde bezahlt werden.

Wie bei den regulären Verdienststatistiken üblich, wurden diese arbeitnehmerbezogenen Angaben bei den Arbeitgebern (Betrieben) erhoben, die sie der betrieblichen Entgeltabrechnung beziehungsweise Personalverwaltung entnehmen. Dieses Vorgehen sorgt für eine

---

1 Die repräsentative amtliche Verdienststatistik begann in Deutschland im Grunde mit der Lohn- und Gehaltserhebung vom Februar 1920 (Statistisches Reichsamt, 1921). Die Erhebung sah im Januar 1920 noch eine freiwillige Teilnahme vor. „Da es sich bald herausstellte, daß sie auf der Grundlage einer freiwilligen Berichtserstattung nur in unzureichendem Maße durchgeführt werden konnte, erließ der Reichsarbeitsminister die Verordnung vom 9. März 1920 zur Sicherung der Durchführung der Lohnstatistik für den Monat Februar 1920 ...“, die die Arbeitgeber zur Auskunft verpflichtete. Die Beschäftigten hatten die Richtigkeit der Angaben zu überprüfen und per Unterschrift zu bestätigen (Statistisches Reichsamt, 1921, hier: Seite 19).

2 Grundsätzlich sind schriftliche Befragungen von Unternehmen und Betrieben ohne Auskunftspflicht für die amtliche Statistik nicht neu und wurden bereits mit Erfolg durchgeführt. Siehe zum Beispiel Vollmar (2013) und Bauer/Tenz (2009).

3 Unit-Nonresponse bezeichnet die Nicht-Teilnahme an einer Erhebung (Little/Rubin, 2002).

4 Item-Nonresponse bezeichnet einen partiellen Antwortausfall. Einzelne Fragen der Erhebung werden von den Auskunftgebenden nicht beantwortet (Little/Rubin, 2002).

hohe Genauigkeit bei den Merkmalen sowohl der Beschäftigten wie der Betriebe, zum Beispiel bei der Zuordnung zu einem Wirtschaftszweig. Einen Überblick über die erhobenen Merkmale und den Item-Nonresponse gibt [Tabelle 1](#).

Um die Belastung der Arbeitgeber gering zu halten, wurde die Zahl der Merkmale auf ein Mindestmaß beschränkt. Die Stichprobe im Berichtsjahr 2015 war bewusst als Teilmenge der Stichprobe der Verdienststrukturerhebung 2014 konzipiert, daher konnten die Angaben über den Betrieb auf der Grundlage von §13a Bundesstatistikgesetz aus der Verdienststrukturerhebung 2014 übernommen werden. Dieses Vorgehen bot außerdem den Vorteil, dass die Betriebe die Erhebung und die verwendeten Meldevorgänge bereits kannten und somit weniger Rüstkosten entstanden.

Bei der Verdienststrukturerhebung 2014 wurden ab Januar 2015 insgesamt 60 000 Betriebe mit Auskunftspflicht (gemäß § 5 Verdienststatistikgesetz) befragt. Im September 2015 lagen Meldungen von 51 651 Betrieben vor. Diese Betriebe bildeten den Berichtskreis der Verdiensterhebung 2015 und wurden in zwei Wellen angeschrieben. Für die erste Welle (Erststichprobe) wurde eine Unterstichprobe von 43 200 Betrieben gezogen und im Oktober 2015 angeschrieben. Wie befürchtet war die Teilnahmebereitschaft der Betriebe gering: Zum ersten Rücksendetermin am 16. November 2015 hatten lediglich 1 784 Betriebe (4 %) geantwortet. Ende November beziehungsweise Anfang Dezember verschickten die Statistischen Ämter der Länder Erinnerungsschreiben an insgesamt 40 051 Betriebe. Mitte Dezember 2016 wurde mit dem Auftraggeber, dem Bundesministerium für Arbeit und Soziales, über den Stand des Rücklaufs

**Tabelle 1**

**Erhebungsmerkmale der Verdiensterhebung 2015**

	Zwang zur Angabe <sup>1</sup>	Datensätze mit fehlenden Werten	
		Anzahl	% <sup>2</sup>
Personalnummer	ja	–	–
Geburtsjahr	nein	548	0,8
Geschlecht	nein	202	0,3
Personengruppe	ja	–	–
Tätigkeitsschlüssel Stellen 1 bis 5: Ausgeübter Beruf nach der Klassifikation der Berufe 2010	nein	2 747	3,9
Tätigkeitsschlüssel Stelle 6: Höchster allgemeinbildender Schulabschluss <sup>3</sup>	nein	25 065	35,8
Tätigkeitsschlüssel Stelle 7: Höchster beruflicher Ausbildungsabschluss <sup>3</sup>	nein	21 878	31,3
Tätigkeitsschlüssel Stelle 8: Arbeitnehmerüberlassung	nein	14 590	20,9
Tätigkeitsschlüssel Stelle 9: Vertragsform	nein	11 852	16,9
Wochenarbeitszeit oder bezahlte Arbeitsstunden ohne Überstunden	ja	–	–
Bezahlte Überstunden <sup>4</sup>	nein	–	–
Bruttomonatsverdienst	ja	–	–
darunter:			
Überstundenvergütung <sup>4</sup>	nein	–	–
Zuschläge für Schichtarbeit, Sonntags-, Nacht- und Feiertagsarbeit <sup>4</sup>	nein	–	–

1 Für die Erhebung bestand keine Auskunftspflicht. Eine Teilnahme war jedoch nur sinnvoll, wenn mindestens bestimmte Kernangaben gegeben wurden. Im Online-Formular bestand deshalb teilweise ein Eingabezwang. Der Melder konnte die Meldung nur erfolgreich abschließen, wenn die Kernangaben ausgefüllt waren.

2 Anteil an allen Datensätzen.

3 Auch die Ausprägung „9 Abschluss unbekannt“ wurde als fehlender Wert gezählt.

4 Eventuell fehlende Werte wurden als Null erfasst und konnten von zutreffenden Nullen nicht unterschieden werden.

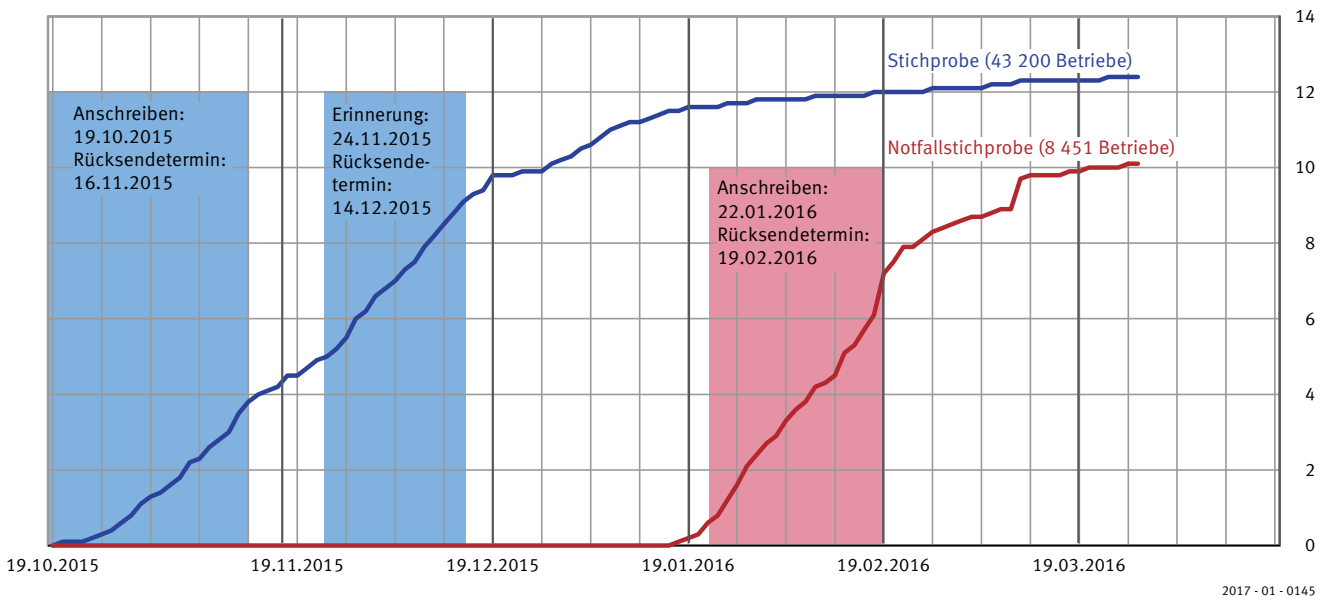
beraten und aufgrund der niedrigen Teilnahmequote beschlossen, im Januar 2016 in einer zweiten Welle (Notfallstichprobe) die restlichen 8 451 Betriebe des Berichtskreises anzuschreiben. Die Betriebe der Notfallstichprobe erhielten kein Erinnerungsschreiben. Den kumulierten Rücklauf nach Datum des Eingangs der Meldung in den Statistischen Ämtern der Länder zeigt [Grafik 1](#)<sup>5</sup>.

Um den Rücklauf weiter zu steigern, starteten die Statistischen Ämter der Länder Hessen, Nordrhein-Westfalen, Mecklenburg-Vorpommern, Saarland und Thüringen eine im Vorfeld nicht beabsichtigte Telefonaktion. In Abstimmung mit dem Statistischen Bundesamt riefen sie 275 Betriebe an, um sie an die Erhebung zu erinnern und zur

5 Als Datum des Rücklaufs wurde das Datum jenes Tages ausgewertet, an dem die Meldung erstmals in das EDV-Programm der Erfassung und Prüfung geladen wurde. Für einen unbekannten Teil der Meldungen ist anzunehmen, dass die Meldung tatsächlich einige Tage früher einging, sie jedoch erst mit Verzögerung geladen wurde. So erklären sich beispielsweise die deutlichen Anstiege des Rücklaufs vor allem der Notfallstichprobe zum 19. Februar 2016 und zum 10. März 2016. An diesen Tagen wurde für ein großes Bundesland der aus mehreren Tagen aufgelaufene Rücklauf geladen.

## Grafik 1

Kumulierter Rücklauf der Meldungen zur Verdiensterhebung 2015  
in %



2017 - 01 - 0145

Teilnahme zu motivieren. Ziel war dabei auch zu testen, inwieweit sich durch den persönlichen telefonischen Kontakt die Teilnahmebereitschaft erhöhen ließe.

Insgesamt lag der Rücklauf Ende März 2016, als die Feldphase abzuschließen war, bei 12,8% (6 609 Betriebe). Davon machten 6 143 Betriebe verwertbare Angaben über Verdienste und Arbeitszeiten ihrer Beschäftigten. Das entspricht einem verwertbaren Rücklauf von 11,9%. Die Betriebe mit nicht verwertbaren Angaben beantworteten nur die Fragen zu den bisherigen Erfahrungen mit dem gesetzlichen Mindestlohn oder lieferten keine repräsentativen Daten über ihre Beschäftigten.

## 3

### Hochrechnung

Die Verdiensterhebung 2015 war durch außerordentlich hohen Antwortausfall auf Ebene der Stichprobeneinheiten (88% Unit-Nonresponse) gekennzeichnet. Der entsprechend geringe Stichprobenumfang führte dazu, dass die Ergebnisse der Erhebung zwangsläufig eine größere stichprobenbedingte Unsicherheit aufwiesen als geplant. Das zeigte sich besonders beim Ausweis

von gegliederten Ergebnissen: Selbst auf Ebene des Bundes konnten keine belastbaren Ergebnisse nach Wirtschaftszweigen ausgewiesen werden. Auf Ebene der Bundesländer war es für einige Länder nicht möglich, Ergebnisse zu veröffentlichen.

Die noch größere Gefahr bestand jedoch in einer ernstesten Verzerrung der Ergebnisse. Wenn auch nicht allgemein bewiesen, wird in der Praxis doch meist angenommen, dass ein hoher Antwortausfall mit verzerrten und damit systematisch falsch liegenden Ergebnissen verbunden ist. In der Regel wird versucht, die vermuteten Verzerrungen im Zuge der Hochrechnung der Stichprobe auszugleichen (Brick, 2013). Das Hochrechnungsverfahren hatte somit für die Verdiensterhebung 2015 entscheidende Bedeutung.<sup>6</sup> Dabei standen verschiedene Verfahren mit unterschiedlicher Methodik zur Verfügung, die in der Praxis eingesetzt werden und einander nicht

<sup>6</sup> Die Stichprobe der Verdiensterhebung 2015 ist tatsächlich zweistufig: Auf der ersten Stufe wurden Betriebe ausgewählt, auf der zweiten Stufe innerhalb eines ausgewählten Betriebs wurden Beschäftigungsverhältnisse ausgewählt. Für jede Stufe wurden separate Hochrechnungsfaktoren berechnet. Der Gesamthochrechnungsfaktor ergibt sich aus dem Produkt der Faktoren beider Stufen. Der durch die freie Teilnahmeentscheidung ausgelöste Unit-Nonresponse wirkt sich nur auf die erste Stufe aus und war nur dort zu korrigieren. Die Darstellung beschränkt sich daher auf die erste Stufe.

per se überlegen sind. Um beurteilen zu können, inwieweit die Wahl der Methodik sich auf die statistischen Ergebnisse auswirkt und somit ein methodisch bedingter Unsicherheitsfaktor hinzukommt, wurden drei verschiedene Verfahren ausgewählt und durchgerechnet:

- › Methode 1 – Modellierung der Antwortwahrscheinlichkeit (propensity weighting)
- › Methode 2 – Kalibrierung
- › Methode 3 – Generalised regression estimator

Die folgenden Abschnitte beschreiben den Einsatz der Verfahren, vergleichen die Ergebnisse und stellen die Schlussfolgerungen vor.

### 3.1 Methode 1 – Modellierung der Antwortwahrscheinlichkeit

#### Grundzüge der Methode

Das Standardverfahren für die Hochrechnung von Stichprobendaten auf die Grundgesamtheit ist das Horvitz-Thompson-Verfahren (Horvitz/Thompson, 1952). Der Hochrechnungsfaktor (sogenannter Design-Hochrechnungsfaktor  $d_k$ ) jeder Stichprobeneinheit  $k$  der Stichprobe  $s$  ergibt sich dabei aus dem Kehrwert der Wahrscheinlichkeit  $\pi_k$ , mit der die Einheit für die Stichprobe ausgewählt wurde ( $d_k = 1/\pi_k$ ). Für den Totalwert  $Y$ , die Summe der Ausprägungen eines Merkmals  $y$  in der Grundgesamtheit, lautet der Schätzer des Horvitz-Thompson-Verfahrens:

$$(1) \quad \hat{Y} = \sum_{k \in s} d_k y_k.$$

Wenn die Stichprobeneinheiten wählen können, ob sie an der Erhebung tatsächlich teilnehmen oder nicht, und wenn dabei angenommen werden kann, dass das Ergebnis der Wahl zufällig ist, es also nicht immer gleich ausfällt, so kann der Prozess der Teilnahme beziehungsweise Antwortgewährung als zusätzliche Phase der Stichprobenauswahl angesehen werden. Aus den Stichprobeneinheiten  $s$  gewährt nur der Teilnehmerkreis  $r$  (die Respondenten,  $r \subseteq s$ ) eine Antwort, wobei die Antwort des Teilnehmers  $k \in r$  mit der Wahrscheinlichkeit  $\theta_k$  gegeben wird. Die gesamte Auswahlwahrscheinlichkeit eines Teilnehmers  $k$  setzt sich dann multiplikativ aus zwei Faktoren zusammen: der Designauswahl-

wahrscheinlichkeit und der Antwortwahrscheinlichkeit. Während die Designauswahlwahrscheinlichkeit aus der Stichprobenziehung bekannt ist, ist die Antwortwahrscheinlichkeit grundsätzlich unbekannt. Kern des Verfahrens ist es, die Antwortwahrscheinlichkeit durch geeignete Modellierung anhand einer Menge  $X$  erklärender Faktoren zu schätzen

$$(2) \quad \hat{\theta}_k = \Pr(k \in r \mid X = x_k)$$

und damit den Horvitz-Thompson-Hochrechnungsfaktor zu ergänzen (Oh/Scheuren, 1983).

$$(3) \quad \hat{Y} = \sum_{k \in r} d_k \frac{1}{\hat{\theta}_k} y_k$$

Die Stichprobe der Verdiensterhebung 2015 wurde unter anderem auch deshalb als Unterstichprobe der Verdienststrukturerhebung 2014 gestaltet, um möglichst günstige Bedingungen für die Modellierung der Antwortwahrscheinlichkeit zu schaffen. Denn so können auch die in der Verdienststrukturerhebung 2014 erhobenen Merkmale als erklärende Faktoren zur Modellierung eingesetzt werden. Das könnte die Güte der Modellierung erheblich steigern. Hier war insbesondere an jene Merkmale zu denken, die die Hauptmerkmale der Verdiensterhebung 2015 waren und für die aus der Verdienststrukturerhebung 2014 Werte aus dem Vorjahr bekannt sind, etwa die Bruttostundenverdienste der Beschäftigten.

Ähnlich wie bei Panelerhebungen standen für die Verdiensterhebung 2015 damit vergleichsweise viele erklärende Faktoren zur Modellierung zur Verfügung. Gegenüber der sonst üblichen Modellierung von Antwortgruppen (weighting class oder response homogeneity group) kam damit hier eine individuelle Modellierung infrage, mitunter als (response) propensity weighting bezeichnet (Little/Rubin, 2002, hier: Seite 48).

Gewissermaßen als Nebenprodukt gab die Modellierung zudem Antworten auf zwei methodische Fragestellungen: Zum einen ließ sie erkennen, welche Faktoren die Teilnahme vermutlich beeinflussten und wo somit in künftigen Erhebungen Einfluss genommen werden könnte. Zum anderen gab sie Aufschluss, in welcher Hinsicht der Teilnehmerkreis eventuell über- oder unterrepräsentiert war und damit möglicherweise die Ergebnisse verzerrte.



## Logit-Analyse des Teilnahmeverhaltens

Zur Modellierung der Antwortwahrscheinlichkeit wurde die Logit-Analyse verwendet, auch als logistische Regression bezeichnet. Sie ist ein statistisches Standardverfahren zur Modellierung von Ja/Nein-Entscheidungen, hier der Entscheidung über die Teilnahme an der Erhebung. Die Teilnahme eines Betriebs  $k$  wird dabei als Ergebnis eines Bernoulli-Zufallsexperiments mit Erfolgswahrscheinlichkeit  $P_k$  betrachtet. Die Logit-Analyse schätzt die Einflüsse  $\beta$  der erklärenden Faktoren  $X$  auf das sogenannte Chancenverhältnis  $P_k/(1-P_k)$ , englisch Odds:

$$(4) \quad \ln \left( \frac{P_k}{1-P_k} \right) = X_k \beta$$

Für kategoriale erklärende Variablen werden die Schätzergebnisse dabei üblicherweise als Odds Ratio dargestellt. Sie geben den relativen Unterschied des Odds im Falle der betrachteten Kategorie im Vergleich zu den Odds im Falle einer Referenzkategorie der Variablen an. Odds Ratio verdeutlichen somit anschaulich Richtung und Stärke des Einflusses einer Kategorie im Vergleich zu anderen Kategorien derselben oder anderer Variablen. Bei insgesamt kleinen Antwortwahrscheinlichkeiten, wie es hier mit etwa 12 % der Fall ist, liegen die Odds zahlenmäßig dicht an den oft eigentlich interessie-

renden Antwortwahrscheinlichkeiten.<sup>17</sup> Entsprechend können die Odds Ratio hier näherungsweise als relativer Einfluss auf die Antwortwahrscheinlichkeit interpretiert werden. Beispiel: Ein Odds Ratio von 0,80 kann näherungsweise als eine 20-prozentige Verkleinerung der Antwortwahrscheinlichkeit gegenüber der Referenzkategorie interpretiert werden, ein Odds Ratio von 1,20 als 20-prozentige Vergrößerung.

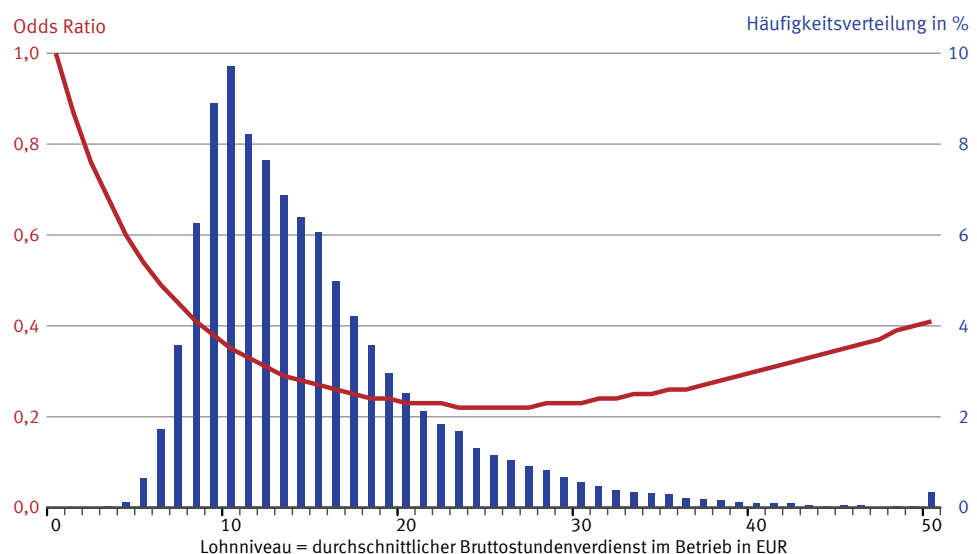
Die Schätzergebnisse stetiger erklärender Variablen können in Form der modellierten Funktionsgleichung dargestellt werden. Die abhängige Variable der Funktion ist dabei der multiplikative Einfluss der stetigen Variablen auf die Antwortwahrscheinlichkeit.

➤ Tabelle 2 gibt die Ergebnisse der Logit-Analyse für die ausgewählten kategorialen Einflussvariablen in Form der Odds Ratio nach den verschiedenen untersuchten Modellen wieder. ➤ Tabelle 3 enthält die Ergebnisse für die einzige stetige Einflussvariable, das betriebliche Lohnniveau. ➤ Grafik 2 verdeutlicht die geschätzte Funktionsgleichung des Einflusses des Lohnniveaus, wobei zusätzlich die Häufigkeitsverteilung der Betriebe nach Lohnniveau dargestellt ist, um den relevanten Bereich der Kurve beurteilen zu können. Hier ist zu erkennen,

7 Zum Beispiel: Odds( $P=0,05$ )  $\approx 0,053$ ; Odds( $P=0,10$ )  $\approx 0,111$ ; Odds( $P=0,12$ )  $\approx 0,136$ ; Odds( $P=0,2$ )  $= 0,25$ .

**Grafik 2**

Einfluss des Lohnniveaus auf die Antwortwahrscheinlichkeit (Modell 1)



2017 - 01 - 0146

Tabelle 2

## Logit-Analyse des Teilnahmeverhaltens – Teil 1: Odds Ratio

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
	voll	ohne Branche	ohne Betroffenheit	ohne Lohnniveau	Telefonaktion
Land Hamburg gegenüber Schleswig-Holstein	0,59***	0,57***	0,54***	0,36***	0,71*
Land Niedersachsen gegenüber Schleswig-Holstein	0,38***	0,36***	0,34***	0,22***	0,34***
Land Bremen gegenüber Schleswig-Holstein	0,51***	0,49***	0,45***	0,31***	0,40***
Land Nordrhein-Westfalen gegenüber Schleswig-Holstein	0,56***	0,54***	0,51***	0,34***	0,40***
Land Hessen gegenüber Schleswig-Holstein	0,52***	0,50***	0,47***	0,30***	0,29***
Land Rheinland-Pfalz gegenüber Schleswig-Holstein	0,53***	0,50***	0,46***	0,29***	0,56***
Land Baden-Württemberg gegenüber Schleswig-Holstein	0,35***	0,33***	0,32***	0,20***	0,27***
Land Bayern gegenüber Schleswig-Holstein	0,90	0,84*	0,83*	0,51***	0,63***
Land Saarland gegenüber Schleswig-Holstein	0,47***	0,45***	0,42***	0,28***	0,40***
Land Berlin gegenüber Schleswig-Holstein	0,30***	0,30***	0,26***	0,19***	0,26***
Land Brandenburg gegenüber Schleswig-Holstein	0,35***	0,34***	0,29***	0,21***	0,30***
Land Mecklenburg-Vorpommern gegenüber Schleswig-Holstein	0,68***	0,66***	0,57***	0,41***	0,35***
Land Sachsen gegenüber Schleswig-Holstein	1,78***	1,74***	1,48***	1,06	0,92
Land Sachsen-Anhalt gegenüber Schleswig-Holstein	0,38***	0,37***	0,31***	0,23***	0,37***
Land Thüringen gegenüber Schleswig-Holstein	0,58***	0,57***	0,49***	0,36***	0,40***
Arbeitgeber öffentlich gegenüber privat	1,67***	1,71***	1,68***	1,42***	1,71***
Branchenmindestlohn „ja“ gegenüber „nein“	0,96	0,96	0,96	0,91*	1,01
Branchenmindestlohn „weiß nicht“ gegenüber „nein“	0,86**	0,86**	0,86**	0,82***	0,90
1 bis 9 Beschäftigte gegenüber 250 und mehr Beschäftigten	2,04***	2,12***	1,94***	1,82***	2,87***
10 bis 49 Beschäftigte gegenüber 250 und mehr Beschäftigten	1,55***	1,61***	1,47***	1,27***	1,96***
50 bis 249 Beschäftigte gegenüber 250 und mehr Beschäftigten	1,13	1,16*	1,07	0,88*	1,29*
Tariffbindung „nein“ gegenüber „ja“	0,86***	0,85***	0,82***	0,79***	0,96
BIK-Kernbereich gegenüber „keine BIK-Region“ <sup>1</sup>	0,68***	0,64***	0,63***	0,45***	0,85
BIK-Verdichtungsgebiet gegenüber „keine BIK-Region“ <sup>1</sup>	0,75***	0,72***	0,70***	0,52***	0,88
BIK-Übergangsbereich gegenüber „keine BIK-Region“ <sup>1</sup>	0,81***	0,78***	0,75***	0,57***	0,97
BIK-Peripherer Bereich gegenüber „keine BIK-Region“ <sup>1</sup>	0,87	0,85*	0,82*	0,62***	0,97
Notfallstichprobe gegenüber Erststichprobe	0,73***	0,74***	0,75***	0,69***	–
Telefonaktion „ja“ gegenüber „nein“	0,80	0,82	0,80	0,79	1,88*
Wirtschaftsabschnitt A gegenüber C	0,91	–	0,83	0,77*	0,81
Wirtschaftsabschnitt B gegenüber C	1,37	–	1,35	1,02	1,58
Wirtschaftsabschnitt D gegenüber C	1,37	–	1,26	0,97	1,39
Wirtschaftsabschnitt E gegenüber C	1,13	–	1,11	0,93	0,72
Wirtschaftsabschnitt F gegenüber C	0,98	–	0,98	0,80**	1,14
Wirtschaftsabschnitt G gegenüber C	0,71***	–	0,67***	0,60***	0,88
Wirtschaftsabschnitt H gegenüber C	0,86	–	0,79*	0,74***	1,09
Wirtschaftsabschnitt I gegenüber C	0,65***	–	0,55***	0,61***	0,79
Wirtschaftsabschnitt J gegenüber C	0,88	–	0,83	0,72***	0,86
Wirtschaftsabschnitt K gegenüber C	0,75*	–	0,71**	0,58***	0,77
Wirtschaftsabschnitt L gegenüber C	1,10	–	1,07	0,95	1,10
Wirtschaftsabschnitt M gegenüber C	0,95	–	0,92	0,78***	1,02
Wirtschaftsabschnitt N gegenüber C	0,73***	–	0,68***	0,65***	0,85
Wirtschaftsabschnitt P gegenüber C	0,96	–	0,94	0,78	1,19
Wirtschaftsabschnitt Q gegenüber C	0,78*	–	0,75**	0,63***	0,99
Wirtschaftsabschnitt R gegenüber C	0,80*	–	0,69***	0,72***	0,88
Wirtschaftsabschnitt S gegenüber C	0,98	–	0,88	0,89	1,09
Betroffenheit „kaum/etwas“ gegenüber „nicht“	0,72***	0,68***	–	0,82***	0,74***
Betroffenheit „(sehr) betroffen“ gegenüber „nicht“	0,64***	0,59***	–	0,88*	0,59***

\*\*\*, \*\*, \* Signifikanz auf dem 0,01-%-, 0,1-%-, 1-%-Fehlerniveau. Nullhypothese: Parameter gleich Eins.  
Wirtschaftsabschnitte der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

<sup>1</sup> Regionaleinteilung der BIK Aschpurwis + Behrens GmbH, Hamburg.



**Tabelle 3**

Logit-Analyse des Teilnahmeverhaltens – Teil 2: Maximum-Likelihood-Schätzer des Lohnniveaus und Parameter der Modellgüte

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
	voll	ohne Branche	ohne Betroffenheit	ohne Lohnniveau	Telefonaktion
Lohnniveau	– 0,1430***	– 0,1550***	– 0,1203***	–	– 0,3263***
Lohnniveau^2	4,25E-03***	4,87E-03***	3,73E-03***	–	1,37E-02***
Lohnniveau^3	– 4,00E-05***	– 5,00E-05***	– 4,00E-05***	–	– 2,00E-04***
Lohnniveau^4	1,03E-07***	1,26E-07***	0,94E-07***	–	8,19E-07***
Nagelkerke-R-Quadrat	0,664	0,662	0,663	0,659	0,806
c-Wert	0,652	0,647	0,648	0,645	0,662
Anzahl Betriebe	51 651	51 651	51 651	51 651	40 480
Anzahl teilnehmender Betriebe	6 143	6 143	6 143	6 143	2 625

\*\*\*, \*\*, \* Signifikanz auf dem 0,01-%-, 0,1-%-, 1-%-Fehlerniveau. Nullhypothese: Parameter gleich Null.

dass die Antwortwahrscheinlichkeit für den Großteil der Betriebe mit zunehmendem Lohnniveau abnimmt. Erst ab einem durchschnittlichen Lohnniveau von etwa 25 Euro je Stunde kehrt sich der Trend um, und die Antwortwahrscheinlichkeit nimmt wieder zu. Das gilt jedoch nur noch für einen kleinen Teil der Betriebe.

## Interpretation der Ergebnisse der Logit-Analyse

Einen sehr deutlichen Einfluss auf die Antwortwahrscheinlichkeit hat das Bundesland, in dem der Betrieb ansässig ist. Die Odds Ratio der Bundesländer gegenüber dem als Referenzgröße gewählten Schleswig-Holstein liegen beim Modell 1 zwischen 0,3 für Berlin (damit auch geringste Antwortwahrscheinlichkeit) und 1,8 für Sachsen (höchste Antwortwahrscheinlichkeit). Hier drücken sich vermutlich regionale Unterschiede sowohl der Einstellung der Befragten als auch der Gestaltung der Feldarbeit aus: Die Feldarbeit war wie üblich länderspezifisch auf die Statistischen Ämter der Länder aufgeteilt, mit Unterschieden bei Terminen und Erhebungsunterlagen. Betriebe in Berlin wurden beispielsweise stellvertretend vom Statistischen Landesamt Bremen kontaktiert und für die Erhebung beworben.

Weiterhin besteht ein sehr deutlicher Einfluss der Größe des Unternehmens: Betriebe von Unternehmen mit bis zu 9 Beschäftigten weisen im Vergleich zu Unternehmen mit 250 und mehr Beschäftigten ein Odds Ratio von etwa 2,0 auf und nehmen somit etwa doppelt so häufig teil wie die Vergleichsgruppe. Das ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass kleine Unternehmen nur wenige

Datensätze – einen für jedes Beschäftigungsverhältnis – übermitteln mussten und somit weniger Beantwortungsaufwand hatten als größere Betriebe.

Weiterhin ist festzustellen, dass öffentliche Arbeitgeber eher an der Erhebung teilgenommen haben als private Arbeitgeber und tarifgebundene Arbeitgeber eher als nicht tarifgebundene.

Die Ergebnisse nach BIK-

Regionen<sup>18</sup> lassen erkennen, dass Betriebe in Ballungsräumen weniger geneigt waren teilzunehmen. Weniger eindeutige beziehungsweise starke Einflüsse lassen sich für die Wirtschaftszweige und die Zugehörigkeit zu einer Branche mit Branchenmindestlohn ermitteln.

Im Hinblick auf die Gestaltung der Feldarbeit ist festzustellen, dass die Notfallstichprobe mit einer geringeren Rücklaufquote einherging. Bereinigt wurde diese mit etwa drei Vierteln der Teilnahmeneigung der Erststichprobe gemessen (siehe Odds Ratio der Modelle 1 bis 4 der Tabelle 2).<sup>19</sup> Die Wirkung einer Erinnerung (oder einer längeren Wartezeit) ließe sich somit auf einen um etwa ein Drittel höheren Rücklauf schätzen.

Die positive Wirkung der Telefonaktion wurde teilweise bestätigt. Zur Beurteilung war eine eigene Modellierung, Modell 5, notwendig. Die Modelle 1 bis 4 waren dazu nicht geeignet, denn sie berücksichtigten nicht, dass die Telefonaktion nur Betriebe betreffen konnte, die bis Januar 2016 nicht teilgenommen hatten. Der Einflussfaktor Telefonaktion musste somit unabhängig

8 Regionaleinteilung der BIK Aschpurwis + Behrens GmbH, Hamburg.

9 Wie erwähnt geben Odds Ratio streng genommen nicht die Wirkung auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit wieder, sondern auf das Chancenverhältnis. Eine genauere Schätzung der Wirkung auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit (marginal effect) der Variable ergab – 2,9 Prozentpunkte. Das belegt zum einen, dass der bereinigte Einfluss im Betrag etwas größer ausfällt als der unbereinigte von – 2,3 Prozentpunkten (Differenz der Teilnahmequote der Erststichprobe von 12,3 % und der Teilnahmequote der Notfallstichprobe von 10,0 %). Zum anderen belegt es, dass die Odds Ratio hier nah an den Veränderungen der Teilnahmewahrscheinlichkeiten liegen, denn – 2,9 Prozentpunkte entsprechen bei 12,3 % Teilnahmeneigung einem Abschlag von etwa einem Viertel.

von einer letztendlichen Teilnahme an der Erhebung in diesen Modellen zwangsläufig mit einer niedrigeren Antwortwahrscheinlichkeit einhergehen. Diese Vermutung belegen auch die mit etwa 0,80 geschätzten Odds Ratio der Modelle 1 bis 4. Modell 5 dagegen wurde auf jene Betriebe der Erststichprobe eingeschränkt, die bis Anfang Dezember 2015 nicht gemeldet hatten. Die bereinigte Wirkung der Telefonaktion wurde für diese Betriebe mit einem Odds Ratio von 1,88 geschätzt. Der telefonische Kontakt ließ somit die Antwortwahrscheinlichkeit schätzungsweise um etwa 90% steigen. Dieser Effekt ergab sich jedoch nur, solange man das Bundesland Thüringen einschloss. Hier verlief die Telefonaktion besonders erfolgreich, denn hier wurden ausschließlich Betriebe angesprochen, die zuvor in der Verdienststrukturerhebung 2014 im Online-Meldeverfahren eSTATISTIK.core gemeldet hatten.<sup>10</sup> Für diese Betriebe ist der Meldeaufwand geringer, weil die Daten automatisch zusammengestellt werden können. Der positive Effekt auf die Teilnahme belegt ebenfalls, dass die Teilnahme erheblich mit dem Beantwortungsaufwand zusammenhängt. Schloss man Thüringen aus, ergab sich keine signifikant positive Wirkung der Telefonaktion.

Mit Blick auf den Zweck der Erhebung, die unmittelbaren Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf die Verdienstsituation der Beschäftigten zu messen, ist die Frage am wichtigsten, inwieweit vom Mindestlohn betroffene Betriebe über- oder unterrepräsentiert sind. Da das Merkmal Betroffenheit diesen Zusammenhang vermutlich nicht allein misst, kann die multivariate Analyse diese Frage nicht unmittelbar beantworten. Auch die Merkmale Wirtschaftszweig und Lohnniveau des Betriebs könnten hier Erklärungskraft besitzen, weil sie in einem engen Zusammenhang mit dem Merkmal Betroffenheit stehen (siehe zum Beispiel die unterdurchschnittlichen Odds Ratio der Wirtschaftsabschnitte G „Handel“ und I „Gastgewerbe“ und den negativen Anstieg der Kurve in Grafik 2 bei niedrigem Lohnniveau). Es wurden zusätzlich die Modelle 2, 3 und 4 gerechnet, die jeweils einen Einflussfaktor ausschließen, um die Stabilität der Koeffizienten beurteilen zu können. Als Ergebnis steht die Schlussfolgerung, dass vom Mindestlohn betroffene Betriebe tendenziell weniger geneigt

waren, an der Erhebung teilzunehmen: Die Koeffizienten des Merkmals Betroffenheit sind in allen Modellen kleiner eins.

### 3.2 Methode 2 – Kalibrierung

Kalibrierung ist eine häufig verwendete Methode, um

- › den Zufallsfehler von Stichprobenerhebungen zu minimieren,
- › die hochgerechneten Totalwerte von Stichprobenerhebungen in Einklang mit den Totalwerten anderer Erhebungen zu bringen und
- › Verzerrungen durch Unit-Nonresponse zu korrigieren.<sup>11</sup>

Der Kerngedanke der Methode besteht darin, die – gegebenenfalls bereits um die Antwortwahrscheinlichkeit korrigierten – Horvitz-Thompson-Hochrechnungsfaktoren der Stichprobe durch Multiplikation mit einem individuellen Faktor  $g$  so zu verändern, dass die hochgerechnete Stichprobe danach die Totalwerte (Eckwerte) bestimmter Merkmale  $X$  trifft:

$$(5) \quad \hat{Y} = \sum_{k \in r} d_k \frac{1}{\hat{\theta}_k} g_k y_k$$

$$(6) \quad \sum_{k \in r} d_k \frac{1}{\hat{\theta}_k} g_k x_k = X$$

Die Eckwerte stammen aus einer anderen, für sehr zuverlässig gehaltenen Datenquelle. Aus der Fülle möglicher Lösungen  $g$  soll dabei jene gewählt werden, die die Veränderung der Ausgangshochrechnungsfaktoren minimiert. Die Kalibrierungsverfahren unterscheiden sich untereinander in der Distanzfunktion, deren Minimum gesucht wird.

Für die Kalibrierung werden neben den Eckwerten der verwendeten Merkmale  $X$  auch die Ausprägungen  $x_k$  der Merkmale für alle antwortenden Stichprobeneinheiten benötigt. In vielen Anwendungsfällen wurden die Ausprägungen der Merkmale in der Stichprobenerhebung erhoben. Das ist bei der Verdiensterhebung 2015 nicht der Fall. Hier wurden ausschließlich Merkmale verwen-

10 Bei eSTATISTIK.core werden Statistikdaten automatisiert aus dem betrieblichen Rechnungswesen gewonnen und online an eine zentrale Annahmestelle übermittelt. Die entsprechenden Datenverarbeitungswerkzeuge wurden von den Betrieben selbst oder von Herstellern betrieblicher Software erstellt.

11 Zur Kalibrierung siehe Deville/Särndal (1992).

det, deren Ausprägungen für die antwortenden Stichprobeneinheiten aus einer externen Datenquelle beschafft wurden, die gleichzeitig den Eckwert bereitstellt. Das verhindert Messfehler und damit verbundene erhebliche Genauigkeitsverluste des Verfahrens.

Das Verfahren wurde mit dem SAS-Makro CALMAR ausgeführt. CALMAR (CALage sur MARGes) ist ein frei verfügbares Programm des französischen Statistikamtes INSEE zur Kalibrierung von Stichproben (Sautory, 1993). Als Distanzfunktion wurde die sogenannte Logit-Methode gewählt. Die Stichprobe wurde an 54 Eckwerte aus zwei externen Datenquellen angepasst. Da sie die Eckwerte der externen Datenquellen nach der Kalibrierung trifft, wird die Stichprobe der Verdiensterhebung 2015 quasi „am Verwaltungsdatenspeicher April 2015 und der Verdienststrukturerhebung 2014 hochgerechnet“. <sup>12</sup>

↪ Übersicht 1

- 12 Die Merkmale aus dem Verwaltungsdatenspeicher liegen für alle Einheiten der Grundgesamtheit vor, sogenannte Info-U. Das Merkmal aus der Verdienststrukturerhebung 2014 liegt nur für die Einheiten der Stichprobe der Verdienststrukturerhebung 2014 vor, sogenannte Info-S. Methodisch bestehen mehrere Möglichkeiten, die unterschiedliche Verfügbarkeit in der Kalibrierung zu berücksichtigen. Hier wurde der direkte Ansatz gewählt und die Kalibrierung an allen Merkmalen in einem einzigen Schritt vollzogen (Andersson/Särndal, 2016).

## Übersicht 1

### Eckwerte der gebundenen Hochrechnung

Anzahl der Eckwerte	CALMAR	GREG1	GREG2
	54	78	99

Merkmale aus der externen Datenquelle Verwaltungsdatenspeicher vom April 2015:

Zahl der Betriebe mit Beschäftigten im April 2015	› 6 Größenklassen des Betriebs	› 16 Bundesländer › 4 Wirtschaftszweige › 6 Größenklassen des Betriebs
Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im April 2015	› 16 Bundesländer › 3 Wirtschaftszweige › 5 Größenklassen des Betriebs	› 16 Bundesländer › 4 Wirtschaftszweige › 6 Größenklassen des Betriebs
Zahl der ausschließlich geringfügig Beschäftigten im April 2015	› 16 Bundesländer › 3 Wirtschaftszweige	› 16 Bundesländer › 4 Wirtschaftszweige › 6 Größenklassen des Betriebs

Merkmal aus der externen Datenquelle Verdienststrukturerhebung 2014:

Zahl der Beschäftigten (ohne Auszubildende) im April 2014 mit einem Bruttostundenverdienst von weniger als 8,50 Euro	› 5 Größenklassen des Betriebs	–	› 16 Bundesländer › 5 Größenklassen des Betriebs
--	--------------------------------	---	---

CALMAR ist ein SAS-Makro des französischen Statistikamtes INSEE zur Kalibrierung von Stichproben (Sautory, 1993). GREG (Generalised regression estimator) ist eine Form der gebundenen Hochrechnung.

## 3.3 Methode 3 – Generalised regression estimator

Die Methode Generalised regression estimator (GREG) ist ebenfalls eine Form der gebundenen Hochrechnung und hat dieselben Ziele wie die Kalibrierung. <sup>13</sup> Kalibrierung und GREG unterscheiden sich methodisch, es gibt jedoch auch Überlappungen. <sup>14</sup> Ähnlich der Kalibrierung lässt sich GREG auch als Anpassung der Designhochrechnungsfaktoren durch einen Faktor  $g_k$  ausdrücken.

$$(7) \quad \hat{Y} = \sum_{k \in r} d_k g_k y_k$$

Die Faktoren  $g$  ergeben sich hier jedoch aus einem Regressionsmodell der abhängigen Variable  $y$  auf Hilfsmerkmale  $X$ . Das konkrete Regressionsmodell ist eine Annahme und wird aus der antwortenden Stichprobe heraus geschätzt. Wie bei der Kalibrierung werden die Totalwerte (Eckwerte) der Hilfsmerkmale benötigt sowie die Ausprägungen der Hilfsmerkmale für alle antwortenden Stichprobeneinheiten. Es wurden die gleichen Hilfsmerkmale wie bei der Kalibrierung verwendet (siehe Übersicht 1). Im Vergleich konnte das Verfahren jedoch auch bei stärkerer Gliederung, also unter Verwendung

- 13 Zum Generalised regression estimator siehe Särndal und andere (1992).

- 14 Eine Gegenüberstellung bietet Särndal (2007).

von mehr Eckwerten, noch eine numerische Lösung finden. Die Stichprobe der Verdiensterhebung 2015 wurde mit GREG an insgesamt bis zu 99 Eckwerten hochgerechnet.

Als Ausgangshochrechnungsfaktor des GREG-Verfahrens diente wie üblich der Design-Hochrechnungsfaktor der Stichprobenauswahl einschließlich des Antwortverhaltens. In jeder Stichprobenschicht wurden die Faktoren als Quotient der Zahl der Betriebe der Auswahlgrundlage der Verdienststrukturerhebung 2014 und der Zahl der davon meldenden Betriebe der Verdiensterhebung 2015 berechnet. Wegen der geringen Fallzahlen der teilnehmenden Betriebe wurden Stichprobenschichten zusammengefasst. Man kann dieses Vorgehen auch als sogenannte Poststratifikation sehen, also als nachträgliche Schichtung der Stichprobe.

Das GREG-Verfahren wurde in zwei Varianten durchgerechnet:

- › GREG2 bezeichnet das Verfahren unter Einschluss aller genannten Hilfsmerkmale mit insgesamt 99 Eckwerten.
- › GREG1 entspricht GREG2 mit dem Unterschied, dass das aus der Verdienststrukturerhebung 2014 stammende Hilfsmerkmal „Zahl der Beschäftigten (ohne Auszubildende) im Betrieb im April 2014 mit einem Bruttostundenverdienst von weniger als 8,50 Euro“ nicht verwendet wurde. Es wurde somit an 78 Eckwerten hochgerechnet.

Beide Varianten wurden erprobt, um zu beurteilen, ob die Nutzung von Daten der Verdienststrukturerhebung 2014 zu anderen und genaueren Ergebnissen führt als ohne sie, ob also die erwähnte günstige Ausgangsposition mit der Verdiensterhebung 2015 als Unterstichprobe der Verdienststrukturerhebung 2014 zwingend notwendig für den Erfolg der Hochrechnung und damit der Stichprobenerhebung ist.

### 3.4 Ergebnisse der Verfahren

↳ Tabelle 4 enthält ausgewählte statistische Ergebnisse der Erhebung der alternativen Hochrechnungsverfahren. Alle vier Verfahren lieferten sehr ähnliche Resultate bezüglich relativer Ergebnisse, also zu Anteilen und Durchschnitten. Diese Ergebnisse scheinen somit weitgehend robust zu sein.

Das Verfahren der Modellierung der Antwortwahrscheinlichkeit (propensity weighting, in Spalte DESIGN der Tabelle 4), das keine Anpassung an Eckwerte vorsieht, lieferte etwas niedrigere absolute Ergebnisse hinsichtlich der besonders interessierenden Zahl der Jobs mit Mindestlohn.<sup>15</sup> Die drei anderen Verfahren mit Anpassung lieferten hier sehr ähnliche Ergebnisse. Das deutet darauf hin, dass die Anpassung – wie theoretisch postuliert – eine hier bestehende Verzerrung der Nettostichprobe korrigierte. Ein Verfahren mit Anpassung erscheint somit notwendig.

Obwohl methodisch unterschiedlich lieferten CALMAR und GREG1/GREG2 sehr ähnliche Ergebnisse. Die Wahl des Anpassungsverfahrens erscheint somit nicht entscheidend. GREG bietet jedoch mehrere praktische Vorteile. Zum einen liefert es gleichzeitig Schätzwerte zur statistischen Unsicherheit, siehe in Tabelle 4 die Ergebnisse zum sogenannten relativen Standardfehler. Zum anderen sind die durch eine Poststratifikation gewonnenen Ausgangshochrechnungsfaktoren wesentlich einfacher zu gewinnen als die für CALMAR zuvor geschätzten Ausgangshochrechnungsfaktoren des propensity weighting. Sollte bei künftigen Erhebungen eine weniger günstige Situation zur Modellierung des Teilnahmeprozesses bestehen, ist zudem damit zu rechnen, dass die Antwortwahrscheinlichkeiten nur in geringerer Qualität geschätzt werden können.

Die Ergebnisse von GREG2 und GREG1 unterscheiden sich kaum. Das bedeutet, dass das zusätzlich in GREG2 verwendete Hilfsmerkmal über die Zahl der Beschäftigten mit einem Bruttostundenverdienst von weniger als 8,50 Euro keinen wesentlichen Beitrag zur Schätzung leistete und somit nicht zwingend erforderlich scheint. Das ist eine gute Nachricht für eventuelle künftige ähnliche Erhebungen. Hier wäre dieses Hilfsmerkmal von vornherein nicht verfügbar, weil die Stichprobe keine Unterstichprobe einer Verdienststrukturerhebung wäre. Die anderen Hilfsmerkmale von GREG1/GREG2 scheinen jedoch bereits hinreichende Wirkung zu haben und sind bei Folgerhebungen verfügbar.

Für die Verdiensterhebung 2015 wurde letztlich GREG2 ausgewählt. Auch wenn die Ergebnisse nicht wesentlich

<sup>15</sup> Weil der Stundenlohn in der Erhebung nur näherungsweise gemessen werden konnte, werden hier auch gemessene Stundenlöhne dem Mindestlohn zugerechnet, die geringfügig unter oder über der Höhe des Mindestlohns lagen.

**Tabelle 4**

**Ergebnisse alternativer Hochrechnungsverfahren**

	Schätzwert nach Methode des Hochrechnungsverfahrens				Relativer Standardfehler des Schätzwerts (nur 1. Stufe)	
	propensity weighting	Kalibrierung	generalised regression estimator			
	DESIGN	CALMAR	GREG1	GREG2	GREG1	GREG2
	1 000				%	
Jobs insgesamt	37 485	38 355	37 839	37 896	0,4	0,5
Jobs mit Mindestlohn (brutto 8,45 bis 8,54 Euro je Stunde) <sup>1</sup>	1 608	1 879	1 960	1 907	4,1	3,4
Früheres Bundesgebiet und Berlin	1 113	1 294	1 392	1 358	4,9	3,6
Neue Länder	495	585	568	549	8,2	8,0
Frauen	992	1 168	1 189	1 158	4,3	3,3
Männer	616	711	771	749	7,5	7,1
Arbeitgeber tarifgebunden	156	200	168	165	10,9	12,3
Arbeitgeber nicht tarifgebunden	1 452	1 679	1 792	1 742	4,6	3,8
Vollzeit (ohne Minijobs)	284	299	346	322	7,2	7,1
Teilzeit (ohne Minijobs)	442	543	513	500	8,2	7,4
Minijobs	881	1 036	1 101	1 085	5,6	4,7
	Stunden				%	
Durchschnittliche Arbeitsstunden je Woche	17,2	17,2	17,3	17,1	2,7	2,5
Vollzeit (ohne Minijobs)	35,4	35,5	36,0	36,3	1,8	1,4
Teilzeit (ohne Minijobs)	23,8	24,4	23,8	24,2	2,4	2,6
Minijobs	8,0	8,0	8,4	8,2	1,7	1,6
	1 000				%	
Jobs mit weniger als Mindestlohn (brutto bis 8,44 Euro je Stunde)	909	1 017	1 009	1 014	4,6	4,5
Früheres Bundesgebiet und Berlin	726	827	828	832	5,3	5,2
Neue Länder	183	190	181	182	9,0	8,2
Frauen	496	567	554	556	6,3	6,1
Männer	413	451	455	458	6,3	6,1
Arbeitgeber tarifgebunden	204	236	239	236	9,5	9,5
Arbeitgeber nicht tarifgebunden	705	781	770	778	5,7	5,4
Vollzeit (ohne Minijobs)	255	267	307	302	9,2	9,1
Teilzeit (ohne Minijobs)	224	243	246	233	8,3	8,4
Minijobs	430	507	455	479	6,6	6,4
	Stunden				%	
Durchschnittliche Arbeitsstunden je Woche	20,4	19,7	21,0	20,4	3,7	3,7
Vollzeit (ohne Minijobs)	38,3	38,3	38,1	38,2	2,4	2,5
Teilzeit (ohne Minijobs)	23,8	23,9	23,5	23,3	3,6	3,7
Minijobs	8,0	7,9	8,1	7,8	2,9	2,8

1 Weil der Stundenlohn in der Erhebung nur näherungsweise gemessen werden konnte, werden hier auch gemessene Stundenlöhne dem Mindestlohn zugerechnet, die geringfügig unter oder über der Höhe des Mindestlohns lagen.

von GREG1 abweichen, so lässt der relative Standardfehler doch erkennen, dass sie statistisch zuverlässiger sind. Wie zu erwarten, verringert das zusätzliche Hilfsmerkmal die statistische Unsicherheit, im Falle der Zahl der Jobs mit Mindestlohn um etwa 17 % (relativer Standardfehler 3,4 % gegenüber 4,1 %).



## 4

## Imputation fehlender Werte

Neben einem hohen Antwortausfall, der in der Hochrechnung zu berücksichtigen war, kam es in der Verdiensterhebung 2015 bei einzelnen Merkmalen auch zu einem hohen Anteil von Item-Nonresponse. Die Belastung durch die Verdiensterhebung 2015 sollte für die Betriebe und die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder so gering wie möglich sein. Die Zahl der Pflichtfelder in der Erhebung wurde daher im Vergleich zur Verdienststrukturerhebung 2014 nochmals stark reduziert. Es mussten lediglich die Felder Personalnummer, laufende Nummer, Personengruppe, regelmäßige wöchentliche Arbeitszeit und Bruttomonatsverdienst plausible Angaben enthalten. Die restlichen Felder konnten fehlende, ungültige oder inhaltlich nicht verwertbare Werte – im Folgenden zusammengefasst als fehlende Werte bezeichnet – aufweisen. Besonders bei den Merkmalen des Tätigkeitschlüssels der Bundesagentur für Arbeit kam es zu fehlenden Werten (siehe Tabelle 1).<sup>16</sup>

Beim höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss sowie dem höchsten beruflichen Ausbildungsabschluss war es außerdem möglich, die Ausprägung „9 Abschluss

16 Der neunstellige Tätigkeitsschlüssel der Bundesagentur für Arbeit enthält kodierte Angaben über die Tätigkeit im Beschäftigungsbetrieb, den Schul- und Ausbildungsabschluss sowie die Vertragsform des Beschäftigten. Arbeitgeber übermitteln diesen Tätigkeitsschlüssel mit den Meldungen ihrer Beschäftigten an die Sozialversicherung. Zur Entlastung der Betriebe wurde dieser Schlüssel auch in der Verdienststrukturerhebung 2014 und der Verdiensterhebung 2015 erhoben. Nähere Informationen zum Tätigkeitsschlüssel siehe Bundesagentur für Arbeit (2016).

unbekannt“ anzugeben. Auch diese Angabe wurde als fehlender Wert behandelt und imputiert. [➔ Grafik 3](#)

Der große Anteil fehlender Werte bei diesen beiden Merkmalen ist nicht ungewöhnlich. Schon in der Verdienststrukturerhebung 2014 wurden der Schulabschluss und die Berufsausbildung häufig als unbekannt deklariert, insbesondere bei geringfügig Beschäftigten.<sup>17</sup> Untersucht man die fehlenden Werte bei dieser Personengruppe genauer, zeigt sich, dass beim Schulabschluss 42 % der Werte fehlen und bei der Berufsausbildung sogar über die Hälfte (56 %). Häufig handelt es sich bei den Tätigkeiten der geringfügig Beschäftigten um einfache Hilfsarbeiten, ein Schul- oder Ausbildungsabschluss ist für die Betriebe deshalb vermutlich nicht relevant, sodass die Betriebe diese Information nicht von den Beschäftigten erfragen beziehungsweise dokumentieren.

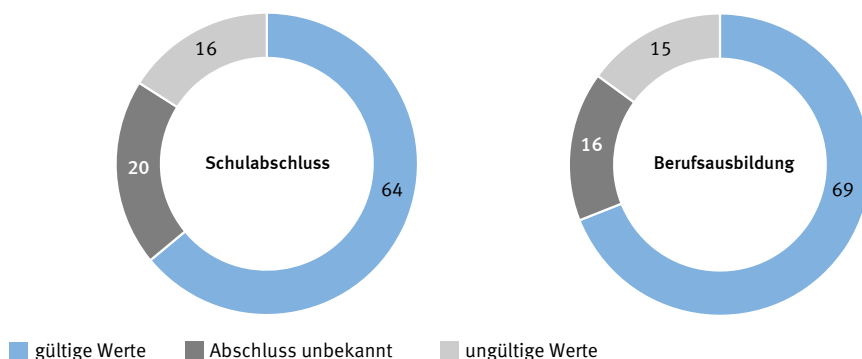
### 4.1 Nearest-Neighbour-Imputationsverfahren

Mithilfe von Imputationen können Verzerrungen durch Item-Nonresponse korrigiert werden. Hierbei werden fehlende oder ungültige Werte durch gültige Ausprägungen ersetzt. Für die Verdiensterhebung 2015 wurde das Nearest-Neighbour-(Nächster-Nachbar-)Imputationsverfahren verwendet. Es handelt sich um eine Single

17 Fitzenberger und andere (2006) sowie Hutter und andere (2015) setzen sich ebenfalls mit den als unbekannt deklarierten Bildungsabschlüssen (nach dem Schlüsselverzeichnis 2003 der Bundesagentur für Arbeit) auseinander und nutzen unterschiedliche Imputationsverfahren, um die fehlenden Werte zu ermitteln.

#### Grafik 3

Fehlende Werte bei den Merkmalen Schulabschluss und Berufsausbildung  
Anteile in %



2017 - 01 - 0147

Imputation, bei der für jeden fehlenden Wert ein einzelner Wert ermittelt wird.

Die Nearest-Neighbour-Methode zählt zu den Hot-Deck-Techniken (Little/Rubin, 2002, hier: Seite 69). Hierbei werden für fehlende Werte eines Empfängerdatensatzes aus derselben Erhebung Spenderdatensätze gesucht, die möglichst ähnliche Charakteristika aufweisen.

Bei der Verdiensterhebung 2015 sind die Arbeitnehmerdatensätze mit einem Item-Nonresponse die Empfänger, die Arbeitnehmerdatensätze mit gültigen Werten die Spender.

Beim Nearest-Neighbour-Verfahren wird der Spender gesucht und ausgewählt, der eine möglichst geringe Distanz zum Empfänger aufweist (Grunwald/Krause, 2014, hier: Seite 442). Die Distanz wird dabei numerisch durch eine sogenannte Distanzfunktion operationalisiert. Vorteil dieser Methode ist, dass Werte imputiert werden, die erhoben wurden und im Datensatz bereits vorhanden sind.

Damit das Nearest-Neighbour-Verfahren angewendet werden konnte, war es notwendig, genügend passende Spender zu finden. Naheliegend waren Datensätze aus der Verdiensterhebung 2015 mit gültigen Werten. Es wurde jedoch deutlich, dass teilweise mehr als ein Drittel der Werte eines Merkmals fehlerhaft waren oder fehlten. Die Gefahr bestand, dass nicht genug Spender gefunden werden oder dass ein und derselbe Spender immer wieder genutzt wird und somit die statistischen Ergebnisse stark beeinflusst. Als zusätzliche Quelle von Spendern bot sich die Verdienststrukturerhebung 2014 an. In der Verdiensterhebung 2015 wurden dieselben Betriebe wie in der Verdienststrukturerhebung 2014 befragt. So könnte es sein, dass Spender und Empfänger aus ein und demselben Betrieb kommen und im besten Fall sogar identisch sind. Da die Daten der Verdienststrukturerhebung 2014 aus einem anderen Berichtsjahr stammen, handelt es sich genau genommen jedoch nicht mehr um eine Hot-Deck-Imputation, sondern um eine sogenannte Cold-Deck-Imputation. Sie imputiert grundsätzlich Werte, die nicht aus derselben Erhebung stammen (Little/Rubin, 2002, hier: Seite 60).

Unterscheiden sich die bedingten Verteilungen eines imputierten Merkmals zwischen den Berichtsjahren, führt das zu Verzerrungen der statistischen Ergebnisse. Da für die zentralen Merkmale Bruttoverdienst und

Arbeitsstunden zu erwarten war, dass die Einführung des Mindestlohns die Verteilungen deutlich verändern würde, wurden diese Merkmale nicht imputiert. Es wurde erzwungen, dass die Angaben direkt vom befragten Betrieb kamen. Für die imputierten Merkmale, insbesondere für die häufig imputierten Schul- oder Ausbildungsabschlüsse, konnte dagegen angenommen werden, dass die bedingten Verteilungen stabil und vom Mindestlohn kaum beeinflusst wurden. Das Cold-Deck-Verfahren sollte hier keine Nachteile entfalten, sondern im Gegenteil wegen der großen Anzahl der Spendersätze die Qualität deutlich verbessern.

### 4.2 Imputationsprogramm CANCEIS

---

Alle Imputationen wurden mit der Software CANCEIS (Canadian Census Edit and Imputation System) ausgeführt. Sie wurde 1992 vom statistischen Amt Kanadas für die Aufbereitung und Imputation von Zensusdaten entwickelt und in den letzten Jahren so weit angepasst, dass sie heute auch für andere Erhebungen international genutzt wird (CANCEIS Development Team, 2015).<sup>18</sup>

Das Programm arbeitet nach dem “minimum change imputation system”. Hiernach sollen so wenig Variablen wie möglich innerhalb eines Datensatzes imputiert werden. Es beruht auf dem Prinzip, dass so viele originale, gültige Informationen des Antwortenden erhalten bleiben wie möglich. Folglich werden nur so viele Aktionen durchgeführt, wie nötig sind, den fehlerhaften Satz in einen gültigen umzuwandeln (CANCEIS Development Team, 2015).

### 4.3 Ablauf

---

In einem ersten Schritt werden Hilfsvariablen festgelegt, die bei der Suche nach einem passenden Spender nützlich sind. Die Auswahl wird auf Basis von Plausibilitätsüberlegungen getroffen. Da es sich bei den Meldern der Verdiensterhebung 2015 um Betriebe handelt, die auch zur Verdienststrukturerhebung 2014 meldeten, ist eine wichtige Variable die eindeutige Kennnummer des Betriebs (BerichtseinheitID). Diese sorgt dafür, dass ein Spender aus demselben Betrieb bevorzugt wird. Des

---

<sup>18</sup> Das Nearest-Neighbour-Verfahren sowie CANCEIS wurden ebenfalls bei der Gebäude- und Wohnungszählung im Rahmen des Zensus 2011 in Deutschland eingesetzt (Grunwald/Krause, 2014).

Weiteren kommen alle erhobenen Arbeitnehmerangaben infrage: Geschlecht, Geburtsjahr, Tätigkeitsschlüssel, Personengruppe und Bruttomonatsverdienst. Aber auch einige Betriebsangaben, wie der Wirtschaftszweig oder der amtliche Gemeindegeschlüssel, erscheinen sinnvoll.

Mithilfe dieser Variablen wurde die Distanz zwischen möglichen Spendern und Empfänger errechnet:

$$(8) \quad D_{fp} = \sum_i w_i D_i(V_{fi}, V_{pi}).$$

$V_{fi}$  bezeichnet die Merkmalsausprägung des Empfängers (englisch: failing record) und  $V_{pi}$  die des potenziellen Spenders (englisch: potential donor).  $V$  steht hierbei für (englisch) value. Für jede Variable  $i$  wird eine Distanzfunktion  $D_i$  ermittelt, deren Wert mit einer Gewichtungswerten  $w_i$  multipliziert wird, wobei gilt  $w_i \geq 0$ . Die Gewichtungen werden auf Basis von Plausibilitätsüberlegungen festgelegt. Die Distanzfunktion  $D_i(V_{fi}, V_{pi})$  liefert Werte im Intervall  $[0,1]$ . Die Distanz  $D_{fp}$  misst den Gesamtabstand zwischen Empfänger und Spender und ist positiv.

CANCEIS bietet 13 verschiedene Distanzfunktionen an, die für unterschiedliche Typen von Variablen genutzt werden können. Drei dieser Distanzfunktionen werden im Folgenden näher vorgestellt.

### Distanzfunktion #1: Einfacher Vergleich

Diese Distanzfunktion ist die einfachste, die CANCEIS anbietet. Sie misst, ob die Hilfsvariable des potenziellen Spenders exakt dieselbe Ausprägung wie die des Empfängers hat. In diesem Fall wird  $D_i$  gleich 0 gesetzt. Andernfalls ist  $D_i$  gleich 1. Es gilt also:

$$(9) \quad D_i = \begin{cases} 0 & \text{wenn } V_{fi} = V_{pi} \\ 1 & \text{andernfalls} \end{cases}.$$

In der Verdiensterhebung 2015 wurde sie für die Hilfsvariablen BerichtseinheitID, Geschlecht, Personengruppe sowie Arbeitnehmerüberlassung genutzt.

### Distanzfunktion #4: Distanzmatrix

Bei dieser Distanzfunktion wird eine Distanzmatrix erstellt, in der Variablen miteinander verglichen werden können. In dieser Matrix wird jeder möglichen Kombi-

nation von Ausprägungen zwischen Spender und Empfänger eine Distanz zwischen 0 und 1 zugeordnet. So können zum Beispiel Distanzen für Personen mit unterschiedlichen Schulabschlüssen zugeordnet werden. Für die Verdiensterhebung 2015 wurde für die Festlegung der Distanzen die durchschnittliche Anzahl an Jahren je Schulabschluss genutzt und wie folgt gerechnet:

$$(10) \quad D_i = 1 - \left( \frac{\min(V_{fi}, V_{pi})}{\max(V_{fi}, V_{pi})} \right).$$

Anschließend wurde das Ergebnis normiert. Jede mögliche Kombination und die dazu ermittelten Distanzen für die Hilfsvariable Schulabschluss zeigt [Tabelle 5](#).

**Tabelle 5**

Distanzmatrix für die Hilfsvariable Schulabschluss

	Ohne Schulabschluss	Haupt-/ Volksschulabschluss	Mittlere Reife	Abitur
Ohne Schulabschluss	0	0	0,4	1
Haupt-/ Volksschulabschluss	0	0	0,4	1
Mittlere Reife	0,4	0,4	0	0,67
Abitur	1	1	0,67	0

Analoge Distanzmatrizen wurden auch für die Hilfsvariablen höchster beruflicher Ausbildungsabschluss und Vertragsform festgelegt.

### Distanzfunktion #5:

#### Vergleich von kodierten Variablen

Diese Distanzfunktion eignet sich für kodierte, alphanumerische Variablen, die in ihrer Kodierung eine hierarchische Ordnung ausdrücken. CANCEIS gleicht nacheinander die Zeichen eines Merkmals zwischen Empfänger und Spender ab. Sind diese unterschiedlich, endet das Programm hier und ordnet eine vorher definierte Distanz zu. Stimmen die Abschnitte überein, springt CANCEIS zum nächsten Zeichen und vergleicht diese miteinander. So fährt es fort, bis das Ende der Zeichenkette erreicht ist oder die Zeichen nicht übereinstimmen. Je weiter CANCEIS in der Zeichenkette kommt, desto geringer ist der Abstand zwischen Empfänger und Spender in der hierarchischen Ordnung und desto geringer die zugeordnete Distanz. Für jede Stufe wird eine Distanz  $k_x$  festgelegt, die bei Nichtübereinstimmung vergeben wird. Im



Folgenden soll das Vorgehen mithilfe des Wirtschaftszweigs (WZ) verdeutlicht werden:

$D_i = 1$  wenn der WZ-Abschnitt nicht übereinstimmt

$D_i = 0,8$  wenn der WZ-Abschnitt übereinstimmt, die Abteilung aber nicht

$D_i = 0,4$  wenn der Abschnitt und die Abteilung übereinstimmen, aber die Gruppe nicht

$D_i = 0,2$  wenn der Abschnitt, die Abteilung und die Gruppe übereinstimmen, die Klasse allerdings nicht

$D_i = 0,1$  wenn die vier vorherigen Gliederungsebenen übereinstimmen, aber die Unterklasse nicht

$D_i = 0$  wenn alle Zeichen identisch sind

Je tiefer die Wirtschaftszweige übereinstimmen, desto geringer wird die Distanz. Sind die Ausprägungen identisch, ist die Distanz Null.

Die Distanzfunktion #5 wird auch für den amtlichen Gemeindeschlüssel und den ausgeübten Beruf nach der Klassifikation der Berufe 2010 genutzt.<sup>19</sup>

## Edit-Regeln

Ein weiterer wichtiger Aspekt zur Ermittlung eines optimalen Spenders ist die Festlegung von Edit-Regeln. Diese dienen dazu, Unstimmigkeiten in den Daten zu identifizieren, zu beseitigen und bei der Imputation unlogische Kombinationen zu vermeiden. Beispielsweise kann so ausgeschlossen werden, dass einem Arbeitnehmer ohne Schulabschluss als höchster Ausbildungsabschluss ein Master zugeordnet wird. Falls eine solche Kombination in den Daten vorkommt, wird sie von dem Programm erkannt und ebenfalls durch Imputation korrigiert.

## 4.4 Ergebnisse

Die Ergebnisse von Imputationen können grundsätzlich kaum einer Qualitätskontrolle unterzogen werden. Denn sowohl der wahre Einzelwert als auch die wahre Verteilung aller Einzelwerte sind unbekannt. Es ist jedoch

üblich, die ermittelten Werte auf ihre Plausibilität hin zu überprüfen. Hierfür wird die Verteilung der originalen und der imputierten Werte verglichen. Unterschiede sind dabei kein Beleg für Fehler des Imputationsverfahrens, sondern – sofern sie fachlich plausibel erscheinen – Belege für die Verzerrung der Daten durch Item-Nonresponse und für die Notwendigkeit der Korrektur.

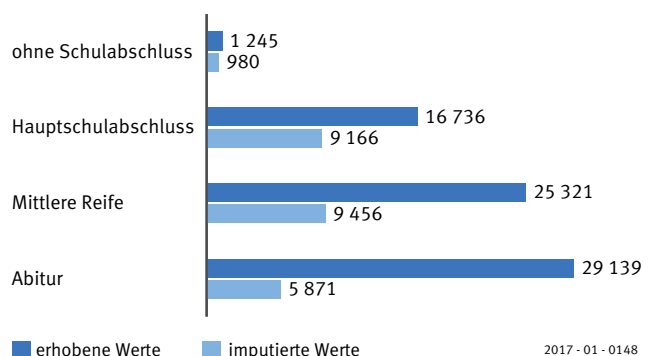
Es wurden alle Merkmale der Tabelle 1 imputiert, sodass ein vollständiger Datensatz entstand. Im Folgenden werden beispielhaft die Ergebnisse für den höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss und den höchsten beruflichen Ausbildungsabschluss vorgestellt.

Für das sehr häufig zu imputierende Merkmal Schulabschluss wurden besonders oft der Hauptschulabschluss und die mittlere Reife imputiert. Relativ zu dem Aufkommen in den erhobenen Daten hat CANCEIS auch die Ausprägung „ohne Schulabschluss“ häufig imputiert. Wie oben gezeigt wurde, liegt das vor allem an den geringfügig Beschäftigten. Knapp die Hälfte der imputierten Werte ohne Schulabschluss lassen sich den geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen zuordnen. Dieses Ergebnis ist durchaus plausibel, da man für diese Art der Jobs häufig keine spezielle Ausbildung benötigt und sie von unqualifizierten Arbeitskräften ausgeübt werden kann. So ist auch der hohe Anteil an imputierten Werten bei den Hauptschulabschlüssen zu erklären.

### ➤ Grafik 4

**Grafik 4**

Verteilung von erhobenen und imputierten Werten zum höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss



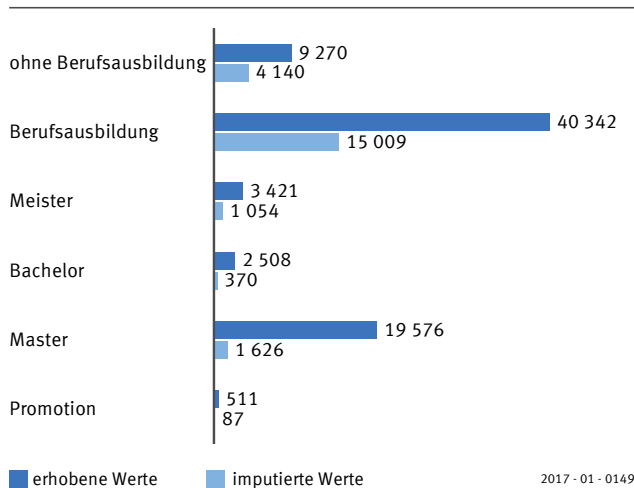
2017 - 01 - 0148

<sup>19</sup> Der Wirtschaftszweig und der amtliche Gemeindeschlüssel wurden geeignet umkodiert, damit für Abschnitt, Abteilung, Gruppe, Klasse und Unterklasse beziehungsweise Bundesland, Regierungsbezirk, Landkreis, Gemeinde nur je ein Zeichen steht.

Beim Merkmal höchster beruflicher Ausbildungsabschluss wurden vor allem niedrige Ausbildungsabschlüsse imputiert. [↗ Grafik 5](#)

**Grafik 5**

Verteilung von erhobenen und imputierten Werten zur höchsten Berufsausbildung



Wie oben erläutert, wurde die BerichtseinheitID als Hilfsvariable hinzugezogen, um möglichst Spender aus demselben Betrieb zu finden. Eine Auswertung ergibt, dass 96 % der Spender aus dem Betrieb des Empfängers kommen.

## 5

### Fazit und Ausblick

Der Antwortausfall bei der Verdiensterhebung 2015 war mit 88 % sehr groß, ebenso wie die Zahl der fehlenden Werte – bei einigen Merkmalen lag der Anteil bei über 30 %. Es war unklar, ob die Methoden der Hochrechnung und Imputation dies korrigieren können und die Erhebung dennoch tendenziell unverzerrte Ergebnisse liefern könnte.

Beim Unit-Nonresponse deutet der Befund darauf hin, dass bestehende Verzerrungen der Nettostichprobe im Zuge der Hochrechnung korrigiert werden konnten. Die Wahl des Anpassungsverfahrens scheint dabei nicht entscheidend zu sein. Alle vier getesteten Modelle lieferten ähnliche Ergebnisse.

Auch beim Item-Nonresponse deuten die Ergebnisse darauf hin, dass mögliche Verzerrungen durch fehlende Werte mithilfe der Imputation größtenteils behoben werden konnten. Die interessanterweise beobachtete abweichende Verteilung der imputierten Angaben beim Merkmal des beruflichen Ausbildungsabschlusses erscheint begründet. Besonders bei den geringfügig entlohnten Beschäftigten fehlte dieses Merkmal häufig. Es ist anzunehmen, dass für diese Art der Jobs keine spezielle Ausbildung notwendig ist.

Auf Basis dieser Einschätzung gab das Statistische Bundesamt die Ergebnisse der Verdiensterhebung 2015 zur Veröffentlichung frei und übermittelte dem Auftraggeber, dem Bundesministerium für Arbeit und Soziales, und der Mindestlohnkommission ab Mai 2016 Bundesergebnisse. Diese fanden Eingang in den „Ersten Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns“ der Mindestlohnkommission vom 28. Juni 2016. Außerdem veröffentlichte das Statistische Bundesamt am 29. Juni 2016 eine Pressemitteilung mit den wichtigsten Ergebnissen (Statistisches Bundesamt, 2016).

Im Oktober 2016 beauftragte das Bundesministerium für Arbeit und Soziales das Statistische Bundesamt, auch für die Berichtsjahre 2016 und 2017 Verdiensterhebungen nach § 7 Absatz 1 Bundesstatistikgesetz durchzuführen. Auch diese basieren auf freiwilliger Teilnahme, weshalb mit ähnlich geringen Antwortquoten und zahlreichen fehlenden Werten gerechnet werden muss. Wegen der positiven Erfahrungen bei der Verdiensterhebung 2015 sollen das Nearest-Neighbour-Verfahren sowie die GREG-Hochrechnung mithilfe des Verwaltungsdatenspeichers erneut genutzt werden.

Methodisch belegt die Verdiensterhebung 2015, dass auf Freiwilligkeit basierende verdienststatistische Erhebungen im Grundsatz verwertbare Ergebnisse erbringen können. Uneingeschränkt belastbare sowie detaillierte Verdienststatistiken lassen sich auf diesem Weg jedoch nicht gewinnen. So ist es bislang nicht möglich, Ergebnisse nach Bundesländern oder Branchen bereitzustellen. Freiwillige Erhebungen stellen somit nach wie vor keine Alternative für dauerhafte, amtliche Verdienststatistiken mit Auskunftspflicht dar. [↗](#)

### LITERATURVERZEICHNIS

---

Andersson, Per Gösta/Särndal, Carl-Erik. *Calibration for Nonresponse Treatment: In one or two Steps?* In: Statistical Journal of the IAOS. Band 32. Ausgabe 3. 2016, Seite 375 ff.

Bauer, Oliver/Tenz, Beate. *Informations- und Kommunikationstechnologien in Unternehmen*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2009, Seite 47 ff.

Brick, J. Michael. *Unit Nonresponse and Weighting Adjustments: A Critical Review*. In: Journal of Official Statistics. Band 29. Ausgabe 3. 2013, Seite 329 ff.

Bundesagentur für Arbeit. *Schlüsselverzeichnis für die Angaben zur Tätigkeit in den Meldungen zur Sozialversicherung*. 2016. [Zugriff am 16. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.arbeitsagentur.de](http://www.arbeitsagentur.de)

CANCEIS Development Team. *CANCEIS User's Guide. Version 5.2*. Ottawa 2015.

Deville, Jean-Claude/Särndal, Carl-Erik. *Calibration Estimators in Survey Sampling*. In: Journal of the American Statistical Association. Band 87. Ausgabe 418. 1992, Seite 376 ff.

Fitzenberger, Bernd/Osikominu, Aderonke/Völter, Robert. *Imputation Rules to Improve the Education Variable in the IAB Employment Subsample*. In: Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Band 126. Ausgabe 3. 2006, Seite 405 ff.

Grunwald, Sven/Krause, Anja. *Umgang mit fehlenden Angaben in der Gebäude- und Wohnungszählung 2011*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 8/2014. Seite 437 ff.

Horvitz, Daniel G./Thompson, Donovan J. *A Generalization of Sampling without Replacement from a finite Universe*. In: Journal of the American Statistical Association. Band 47. Ausgabe 260. 1952, Seite 663 ff.

Hutter, Christian/Möller, Joachim/Penninger, Marion. *Reducing the Need for Heuristic Rules – An Iterative Algorithm for Imputing the Educational Variable in SIAB*. In: Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Band 135. Ausgabe 3. 2015, Seite 355 ff.

Little, Roderick J. A./Rubin, Donald B. *Statistical Analysis with Missing Data*. 2. Auflage. Hoboken 2002.

Mindestlohnkommission. *Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns*. Berlin 2016. [Zugriff am 16. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.mindestlohn-kommission.de](http://www.mindestlohn-kommission.de)

Oh, H. L./Scheuren, F. S. *Weighting Adjustment for Unit Nonresponse*. In: Madow, William G./Nisselson, Harold/Olkin, Ingram/Rubin, Donald B. (Herausgeber). *Incomplete Data in Sample Surveys*. Ausgabe 2. Theory and Annotated Bibliography. New York 1983, Seite 143 ff.

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Särndal, Carl-Erik/Swensson, Bengt/Wretman, Jan. *Model Assisted Survey Sampling*. In: Springer Series in Statistics. New York 1992.

Särndal, Carl-Erik. *The Calibration Approach in Survey Theory and Practice*. In: Survey Methodology. Band 33. Ausgabe 2. 2007, Seite 99ff.

Sautory, Olivier. *La macro CALMAR – Redressement d'un échantillon par calage sur marges*. In: Série des documents de travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales n° F 9310. Institut National de la Statistiques et des Études Économiques (INSEE). 1993.

Statistisches Bundesamt. *1,9 Millionen Jobs mit Mindestlohn im April 2015*. Pressemitteilung Nr. 227 vom 29. Juni 2016. Wiesbaden 2016. [Zugriff am 16. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Statistisches Reichsamt. *Lohn- und Gehaltserhebung vom Februar 1920*. In: Statistik des Deutschen Reichs. Band 293. 1921.

Vollmar, Meike. *Berufliche Weiterbildung in Unternehmen 2010*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2013, Seite 276 ff.

# VERDIENSTUNTERSCHIEDE ZWISCHEN MÄNNERN UND FRAUEN

Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der  
Verdienststrukturhebung 2014

Claudia Finke, Florian Dumpert, Martin Beck

➤ **Schlüsselwörter:** geschlechtsspezifische Verdienstunterschiede – Verdienststrukturhebung – Oaxaca-Blinder-Dekomposition – Support Vector Machine – Random Forest

## ZUSAMMENFASSUNG

Anknüpfend an Analysen auf Basis der Verdienststrukturhebungen 2006 und 2010 wird im vorliegenden Beitrag mit aktuellen Daten für 2014 die Höhe des bereinigten Gender Pay Gap berechnet. Ergänzt werden die Untersuchungen um experimentelle Berechnungen zur verbesserten Schätzung der potenziellen Berufserfahrung mithilfe von Machine-Learning-Verfahren. Die Analysen zeigen, dass der bereinigte Gender Pay Gap im Zeitverlauf leicht rückläufig ist und die Ausweitung der Verdienststrukturhebung 2014 um bislang ausgeschlossene Betriebe keine nennenswerten Effekte auf die zentralen Ergebnisse hat. Die approximative Berücksichtigung von Erwerbsunterbrechungen aufgrund von Mutterschaft wirkt sich nur wenig auf die Höhe des bereinigten Gender Pay Gap aus.

➤ **Keywords:** *gender pay gap – structure of earnings survey – Oaxaca-Blinder decomposition – Support Vector Machine – Random Forest*

## ABSTRACT

*Building on previous analyses based on the structure of earnings surveys of 2006 and 2010, this article describes the calculation of the adjusted gender pay gap using current data for 2014. The research is supplemented by experimental calculations to improve the estimation of potential professional experience by means of machine learning methods. The analyses indicate that the adjusted gender pay gap has slightly declined over time. Furthermore, the results show that the integration of previously excluded companies in the structure of earnings survey 2014 has no significant effect on the essential findings. The approximate consideration of career interruptions related to motherhood has only a minor effect on the adjusted gender pay gap.*

### Claudia Finke

hat Sozialwissenschaften mit dem Schwerpunkt angewandte Sozialforschung an der Ruhr-Universität Bochum studiert und ist im Statistischen Bundesamt als Referentin im Bereich „Tarifstatistiken, Vierteljährliche Verdiensterhebung, Arbeitskostenindex, Überschildung“ tätig. Ihre Schwerpunkte liegen in der konzeptionellen und methodischen Weiterentwicklung der Vierteljährlichen Verdiensterhebung sowie in der Analyse des Gender Pay Gap.

### Florian Dumpert

ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Stochastik der Universität Bayreuth. Der Diplom-Mathematiker forscht im Bereich maschineller statistischer Lernverfahren, insbesondere Support Vector Machines.

### Martin Beck

ist Diplom-Ökonom und leitet seit 2007 im Statistischen Bundesamt die Gruppe „Unternehmensregister, Klassifikationen, Verdienste, übergreifende Unternehmensstatistiken“. Er befasst sich derzeit unter anderem mit der effizienteren Gestaltung der Datengewinnung und -analyse durch die Einführung neuer statistischer Methoden.

## 1

### Einleitung

Lohnunterschiede zwischen Männern und Frauen sind auch gegenwärtig ein relevantes politisches Thema. So wird die Umsetzung aktueller politischer Maßnahmen von der Bundesregierung unter anderem mit Differenzen im Verdienst von Arbeitnehmern und Arbeitnehmerinnen begründet (Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, 2017). Hierzu zählen etwa der Ausbau der Kinderbetreuung und die Einführung des ElterngeldPlus als Anreize für weniger und kürzere familienbedingte Erwerbsunterbrechungen sowie die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns, von der Frauen in besonderem Maße profitieren. Auch das am 11. Januar 2017 im Bundeskabinett beschlossene Gesetz zur Förderung der Transparenz von Entgeltstrukturen soll dazu beitragen, „unmittelbare und mittelbare Entgeltdiskriminierung wegen des Geschlechts zu beseitigen“.<sup>1</sup> Zudem plant die Bundesregierung eine Reform der Pflegeberufe mit dem Ziel einer Aufwertung des Berufsfelds, das insbesondere von Frauen ausgeübt wird. Vor dem Hintergrund der bestehenden Relevanz des Gender Pay Gap ist es umso wichtiger, Anhaltspunkte zur aktuellen Höhe und Entwicklung der Lohnlücke bereitzustellen.

Im Zentrum der vorliegenden Auswertungen steht die Ermittlung des bereinigten Gender Pay Gap sowie eine detaillierte Ursachenanalyse auf Basis der Verdienststrukturhebung 2014. Die Analysen knüpfen an Auswertungen zum bereinigten Gender Pay Gap auf Grundlage der Verdienststrukturhebungen 2006 und 2010 an.<sup>2</sup> Ergänzt werden die beschriebenen Untersuchun-

gen um experimentelle Berechnungen zur verbesserten Schätzung der potenziellen Berufserfahrung mithilfe von Support-Vector-Machine- und Random-Forest-Modellen.

## 2

### Rückblick: Bisheriges Vorgehen und Ergebnisse

Zur Identifikation geschlechtsspezifischer Verdienstunterschiede werden in der Regel zwei Indikatoren herangezogen: der unbereinigte und der bereinigte Gender Pay Gap. Der unbereinigte Gender Pay Gap vergleicht den Durchschnittsverdienst aller Arbeitnehmer beziehungsweise Arbeitnehmerinnen in allgemeiner Form miteinander. Mithilfe des unbereinigten Gender Pay Gap wird auf diese Weise auch der Teil des Verdienstunterschieds erfasst, der durch schlechtere Zugangschancen von Frauen hinsichtlich bestimmter Berufe oder Karriere-stufen verursacht wird, die möglicherweise ebenfalls das Ergebnis benachteiligender Strukturen sind. Der bereinigte Gender Pay Gap hingegen misst den Verdienstabstand von Männern und Frauen mit vergleichbaren Qualifikationen, Tätigkeiten und Erwerbsbiografien.

#### 2.1 Methodik bisheriger Analysen

Berechnungen zum unbereinigten Gender Pay Gap werden vom Statistischen Bundesamt seit 2006 auf Basis der Verdienststrukturhebung durchgeführt. Fortgeschrieben werden die Ergebnisse in den Jahren, in denen keine Verdienststrukturhebung stattfindet<sup>3</sup>, mit Ergebnissen der Vierteljährlichen Verdiensterhebung. Methodisch stützt sich das Statistische Bundesamt bei der Berechnung des unbereinigten Gender Pay Gap aufgrund der Bedeutung von internationalen Vergleichen auf europaweit einheitliche Vorgaben von Eurostat, dem Statistischen Amt der Europäischen Union. Hiernach wird der unbereinigte Gender Pay Gap als Differenz zwischen den durchschnittlichen Bruttostundenverdiensten männlicher und weiblicher Beschäftigter in Prozent der durchschnittlichen Bruttostundenverdienste männlicher Beschäftigter definiert (Eurostat, 2008):

---

1 Bundesrats-Drucksache 8/17 vom 12. Januar 2017: Entwurf eines Gesetzes zur Förderung der Transparenz von Entgeltstrukturen.

2 Eine ausführliche Beschreibung der Methodik und der Ergebnisse der Berechnung des bereinigten Gender Pay Gap auf Grundlage der Verdienststrukturhebung 2006 findet sich in Finke (2010) und Finke (2011). Ergebnisse zum bereinigten Gender Pay Gap auf Basis der Verdienststrukturhebung 2010 enthält Joachimiak (2013). Bereits die Vorgängerhebung der Verdienststrukturhebung wurde für Analysen der Verdienstunterschiede von Männern und Frauen herangezogen. So führte beispielsweise Kulmiz (2001) Untersuchungen auf Basis der Gehalts- und Lohnstrukturhebung (GLS) 1990 durch. Boll und andere (2016a) haben zudem auf Grundlage des Structure of Earnings Survey 2010, das sämtliche nationale Verdienststrukturhebungen der EU-Mitgliedstaaten umfasst, Auswertungen zum Gender Pay Gap in der Europäischen Union (EU) und in den einzelnen Mitgliedstaaten durchgeführt.

3 Während die Vorgängerhebungen der Verdienststrukturhebung in unregelmäßigen Abständen stattfanden, wird die seit 2006 bestehende Verdienststrukturhebung alle vier Jahre durchgeführt.



$$(1) \text{ GPG}_{\text{unadj}} = \frac{\bar{y}_m - \bar{y}_f}{\bar{y}_m} \cdot 100.$$

Dabei sind:

$\bar{y}_m$  = durchschnittlicher Bruttostundenverdienst  
ohne Sonderzahlungen von Männern;

$\bar{y}_f$  = durchschnittlicher Bruttostundenverdienst  
ohne Sonderzahlungen von Frauen.

Zur Ermittlung des bereinigten Gender Pay Gap nutzt das Statistische Bundesamt die Oaxaca-Blinder-Dekomposition (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). Die Komponentenzerlegung gilt als die am häufigsten verwendete Methode zur Ermittlung von Verdienstunterschieden (Hübler, 2003, hier: Seite 557; Neumark, 2004, hier: Seite 8). Die Oaxaca-Blinder-Dekomposition kann nicht nur genutzt werden, um Anhaltspunkte zur Höhe des bereinigten Gender Pay Gap zu erhalten, sondern ermöglicht auch eine Ursachenanalyse des Verdienstunterschieds. Grundlage des Dekompositionsverfahrens bilden zwei nach dem Geschlecht differenzierte, semilogarithmische Regressionsfunktionen, mit denen der Einfluss verschiedener Strukturmerkmale auf den logarithmierten Bruttostundenverdienst bestimmt wird. Durch Subtraktion der Lohnfunktionen für Männer und Frauen sowie durch Umformungen ergibt sich folgende Gleichung:

$$(2) \quad \overline{\ln Y_M} - \overline{\ln Y_F} = \underbrace{(\beta_0^M - \beta_0^F) + \sum_j \bar{x}_j^F (\beta_j^M - \beta_j^F)}_{\text{unexplained gap}} + \underbrace{\sum_j \beta_j^M (\bar{x}_j^M - \bar{x}_j^F)}_{\text{explained gap}}.$$

Dabei sind:

$\ln Y$  = logarithmierter Bruttostundenverdienst;

$\beta_j$  = Regressionskoeffizient eines Merkmals  $j$ ;

$\beta_0$  = Regressionskonstante;

$\bar{x}_j$  = arithmetisches Mittel eines Merkmals  $j$ ;

$M/F$  = Männer/Frauen.

Mithilfe von Formel (2) wird die Lohndifferenz in zwei Bestandteile zerlegt: Mit dem erklärten Gender Pay Gap ist der Teil der Verdienstdifferenz gemeint, der auf

geschlechtsspezifische Unterschiede in den erklärenden Variablen zurückzuführen ist. Dieser Effekt wird daher auch Merkmals- oder Ausstattungseffekt genannt. Der unerklärte Teil des Gender Pay Gap, das heißt der Teil des Verdienstunterschieds, der sich nicht mit Ausstattungsunterschieden von Männern und Frauen erklären lässt, untergliedert sich wiederum in zwei Bereiche: Einerseits enthält der unerklärte Gender Pay Gap einen Teil, der auf Unterschieden hinsichtlich der Koeffizienten – also auf der unterschiedlichen Bewertung der erklärenden Variablen – basiert (zweiter Term des “unexplained gap”). Hiermit ist beispielsweise gemeint, dass ein Masterabschluss bei Männern und Frauen monetär unterschiedlich honoriert wird oder etwa beide Geschlechtergruppen unterschiedlich stark von der Ausübung einer Leitungsposition profitieren. Andererseits umfasst der unerklärte Gender Pay Gap auch einen Teil, der nicht auf die berücksichtigten erklärenden Variablen zurückgeführt werden kann (erster Term des “unexplained gap”). Mit anderen Worten bedeutet dies: Selbst wenn sowohl die für die Lohnfindung relevanten Ausstattungsmerkmale als auch deren Honorierung für Männer und Frauen identisch wären, könnte zwischen Arbeitnehmern und Arbeitnehmerinnen ein Verdienstunterschied bestehen, der nicht auf die Modellvariablen zurückgeführt werden kann. Dieser schlägt sich empirisch in der Differenz der Konstanten der Regressionsgleichungen nieder.

Der unerklärte Gender Pay Gap – auch bereinigter Gender Pay Gap genannt – wird vom Statistischen Bundesamt als Obergrenze für Lohndiskriminierung interpretiert, da nicht sämtliche lohnrelevanten Merkmale für Analysezwecke zur Verfügung stehen.<sup>4</sup> So liegen beispielsweise in der Verdienststrukturerhebung keine Angaben zum individuellen Verhalten in Lohnverhandlungen und zu Erwerbsunterbrechungen vor. Hierauf wird in Kapitel 5 näher eingegangen.

## 2.2 Datengrundlage

Grundlage der seit 2006 vom Statistischen Bundesamt vorgenommenen Analysen zum unbereinigten und bereinigten Gender Pay Gap bildet die Verdienststrukturerhebung. Bei der europaweit harmonisierten Erhebung

<sup>4</sup> Wichtige Grenzen der Gleichsetzung des bereinigten Gender Pay Gap mit Diskriminierung werden in Finke (2011) diskutiert.

handelt es sich um eine repräsentative Stichprobe, die in Deutschland dezentral von den Statistischen Ämtern der Länder durchgeführt wird.<sup>15</sup> Die Erhebungseinheiten sind Betriebe sowie deren Beschäftigungsverhältnisse. Zur Auskunft verpflichtet sind die Arbeitgeber. Sie entnehmen die geforderten Daten der Lohnabrechnung und den Personalstammdaten.

Im Rahmen der Verdienststrukturerhebung werden neben Angaben zu den Bruttoverdiensten der Beschäftigten eine Vielzahl lohndeterminierender Merkmale erfragt. Dadurch ist die Erhebung besonders gut für eine Ursachenanalyse des Verdienstunterschieds von Männern und Frauen geeignet. So werden arbeitnehmerbezogene Angaben wie beispielsweise das Geschlecht und das Geburtsjahr, der Ausbildungsabschluss, die Leistungsgruppe<sup>16</sup>, der Beruf sowie das Eintrittsdatum in das Unternehmen und die Art der Beschäftigung (zum Beispiel befristet/unbefristet) erfragt. Schließlich liegen auch Angaben zum Betrieb vor, wie etwa der Standort, der Wirtschaftszweig, der Tarifvertrag und die Betriebsgröße. Da die erforderlichen Merkmale weitgehend im Rechnungswesen der Betriebe vorhanden sind, findet die Übermittlung der Daten in vielen Fällen direkt über das Abrechnungssystem der Betriebe statt. Dies führt zu einer hohen Datenqualität, da beispielsweise sehr genaue Verdienstangaben in die Erhebung eingehen. Einschränkungen, die mit der Datengrundlage verbunden sind, betreffen die mangelnde Übertragbarkeit auf bestimmte Beschäftigtengruppen. So werden in der Verdienststrukturerhebung generell keine Selbstständigen erfasst. Darüber hinaus wurden bis einschließlich 2010 Beschäftigte des Wirtschaftsabschnittes „A – Land- und Forstwirtschaft, Fischerei“ der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008), nicht berücksichtigt.<sup>17</sup> Zudem waren die Ergebnisse bis 2010 nicht auf Betriebe mit weniger als zehn sozialversicherungspflichtig Beschäftigten übertragbar. Für EU-weite Ver-

gleiche des Verdienstunterschieds von Männern und Frauen stellen die beschriebenen Restriktionen keine Einschränkung dar. Dies hängt damit zusammen, dass etwa die Nichtabdeckung bestimmter Branchen und Betriebsgrößen nicht nur Deutschland betrifft, sondern alle EU-Mitgliedstaaten. Denn die EU-weit einheitliche Erhebung „Structure of Earnings Survey“ sieht diesbezüglich keine verpflichtende Datenlieferung an Eurostat vor.

## 2.3 Ergebnisse

Für das Jahr 2006 ermittelte das Statistische Bundesamt für Deutschland einen unbereinigten Gender Pay Gap von 23 %. Im früheren Bundesgebiet und Berlin (24 %) fiel der Wert wesentlich höher aus als in den neuen Ländern (6 %). Der bereinigte Gender Pay Gap lag 2006 in Deutschland insgesamt bei 8 %, das heißt, Frauen verdienten auch bei gleicher Qualifikation und Tätigkeit je Stunde durchschnittlich 8 % weniger als Männer, wobei dieser Wert eine Obergrenze der nicht erklärten Verdienstunterschiede darstellt. Aus dem Ergebnis für den bereinigten Gender Pay Gap folgt, dass sich in Deutschland im Jahr 2006 zwei Drittel des unbereinigten Gender Pay Gap auf unterschiedliche, für die Entlohnung relevante Eigenschaften von Männern und Frauen zurückführen ließen. Die wichtigsten Unterschiede waren den Berechnungen zufolge die zwischen weiblichen und männlichen Arbeitnehmern ungleiche Besetzung von Leistungsgruppen sowie die zwischen den Geschlechtern unterschiedlich ausfallende Berufs- beziehungsweise Branchenwahl. Darüber hinaus gingen Frauen eher einer Teilzeitbeschäftigung nach und waren tendenziell schlechter ausgebildet.

Auswertungen differenziert nach beiden Landesteilen ergaben folgendes, eher überraschendes Bild: Während der bereinigte Gender Pay Gap in den neuen Ländern (12 %) den des früheren Bundesgebiets und Berlin (8 %) überstieg, lag der unbereinigte Gender Pay Gap im Westen über dem für den Osten. Das Phänomen, dass der bereinigte Gender Pay Gap in den neuen Ländern höher als der unbereinigte ausfiel, lässt sich damit erklären, dass in den neuen Ländern beschäftigte Frauen lohnrelevante Merkmale aufwiesen, die rechnerisch einen höheren Durchschnittsverdienst als den der Männer rechtfertigen würden. Zum Beispiel arbeiten Frauen gegenüber Männern in Ostdeutschland vermehrt in

5 Ausführliche Informationen zur Verdienststrukturerhebung lassen sich dem Qualitätsbericht der Erhebung entnehmen (Statistisches Bundesamt, 2016a).

6 Eine detaillierte Beschreibung der Leistungsgruppen kann dem Glossar der Fachserie der Verdienststrukturerhebung 2014 entnommen werden (Statistisches Bundesamt, 2016b).

7 Der Wirtschaftszweig „O – Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung“ der WZ 2008 wurde bereits 2010 in die Verdienststrukturerhebung integriert (Günther, 2013, hier: Seite 127). Die Branche wird jedoch entsprechend der EU-Vorgaben nicht in die Berechnung des EU-weit vergleichbaren unbereinigten Gender Pay Gap einbezogen und ist laut EU-Verordnung auch kein Bestandteil der Verdienststrukturerhebung.

**Tabelle 1**

**Unbereinigter und bereinigter Gender Pay Gap**

	2006		2010	
	unbereinigter Gender Pay Gap	bereinigter Gender Pay Gap	unbereinigter Gender Pay Gap	bereinigter Gender Pay Gap
	%			
Deutschland	23	8	22	7
Früheres Bundesgebiet und Berlin	24	8	24	7
Neue Länder	6	12	7	9

großen Unternehmen und verfügen über ein höheres Dienstalter.

Die vier Jahre später auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2010 ermittelten Ergebnisse lassen darauf schließen, dass es sich beim Gender Pay Gap um einen vergleichsweise persistenten Indikator handelt. Sowohl der unbereinigte als auch der bereinigte Gender Pay Gap verringerten sich bundesweit im Vergleich zu 2006 um jeweils einen Prozentpunkt. Im Westen lässt sich beim unbereinigten Verdienstunterschied keine Veränderung im betrachteten Zeitraum feststellen, während sich der bereinigte Indikator analog zum Bundestrend um einen Prozentpunkt reduziert hat. Für den Osten kann eine leichte Erhöhung des unbereinigten geschlechtsspezifischen Verdienstunterschieds von einem Prozentpunkt konstatiert werden. Beim bereinigten Gender Pay Gap lässt sich dagegen eine Verringerung von 3 Prozentpunkten feststellen. ➤ [Tabelle 1](#)

### 3

## Weiterentwicklungspotenzial und aktuelles Vorgehen

In die Verdienststrukturerhebung 2014 konnten wichtige Beschäftigtengruppen, die bislang nicht repräsentiert wurden, integriert werden. Hierzu zählen Beschäftigte im Wirtschaftsabschnitt „A – Land- und Forstwirtschaft, Fischerei“. Bereits seit 2010 liegen Angaben zu den Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern im Bereich „O – Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung“ vor. Auch Beschäftigte, die in Kleinstbetrieben tätig sind, werden ab 2014 abgedeckt. Auf diese Weise ist es möglich, die Berechnungen zum geschlechtsspezifischen Verdienstunterschied für alle abhängig Beschäftigten der Land- und

Forstwirtschaft, der Fischerei, des Produzierenden Gewerbes und des Dienstleistungsbereichs durchzuführen. Für EU-Vergleiche und Analysen im Zeitverlauf können die Daten jedoch alternativ so eingegrenzt werden, dass ausschließlich die Grundgesamtheit der für die Jahre 2006 und 2010 durchgeführten Auswertungen zum Gender Pay Gap betrachtet wird. In Kapitel 4 werden für beide Abgrenzungen der Verdienststrukturerhebung – das heißt mit beziehungsweise ohne die Berücksichtigung von Beschäftigten in den Wirtschaftsabschnitten A und O sowie in Kleinstbetrieben – Ergebnisse zum bereinigten Verdienstunterschied von Männern und Frauen dargestellt. Vor dem Hintergrund, auch für 2014 mit den bisherigen Berechnungen vergleichbare Ergebnisse zu generieren, sind die für 2006 und 2010 berechneten Regressionsmodelle hinsichtlich der berücksichtigten Variablen soweit wie möglich übernommen worden. Infolge grundsätzlicher Änderungen bestimmter Merkmale in der Erhebung waren jedoch geringfügige Modifikationen bei der Spezifikation der Modelle notwendig. Aus ➤ [Übersicht 1](#) lassen sich sämtliche in das Regressionsmodell und anschließend in die Oaxaca-Blinder-Zerlegung einbezogenen Variablen entnehmen.

Die in der Übersicht 1 als Berufserfahrung benannte Variable wird in ➤ [Tabelle 2](#) näher erläutert. Hier werden die rechnerisch möglichen Jahre der entgangenen Berufserfahrung (Ausbildungsjahre) aufgrund von Bildungsphasen dargestellt.

In der ➤ [Übersicht 2](#) werden die nach der International Standard Classification of Occupations bezeichneten Berufshauptgruppen, eine weitere Variable für die Regressionsanalyse, aufgeführt.

Eine zusätzliche Möglichkeit zur Weiterentwicklung der bisher durchgeführten Analysen besteht darin, weitere,

## Übersicht 1

### In die Regressionsanalysen einbezogene Variablen

Variablen	Definition/Ausprägung
<b>Unabhängige Variablen</b>	
Höchster beruflicher Ausbildungsabschluss	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: Abschluss einer anerkannten Berufsausbildung Weitere Kategorien: ohne beruflichen Ausbildungsabschluss, Meister-/Techniker- oder gleichwertiger Fachschulabschluss, Bachelor, Diplom/Magister/Master/Staatsexamen und Promotion
Berufserfahrung <sup>1</sup> Berufserfahrung quadriert <sup>2</sup>	Berufserfahrung = Alter – Ausbildungsjahre – 6
Dienstalalter	Dienstalalter = Berichtsjahr – Eintrittsjahr
Leistungsgruppe	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: angelernte Arbeitnehmer Weitere Kategorien: Arbeiter in leitender Stellung, herausgehobene Fachkräfte, Fachangestellte, ungelernete Arbeitnehmer, geringfügig Beschäftigte, Auszubildende
Berufshauptgruppe (nach ISCO-08) <sup>3</sup>	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: ISCO 4 (Bürokräfte und verwandte Berufe) Weitere Kategorien: ISCO 0, ISCO 1, ISCO 2, ISCO 3, ISCO 5, ISCO 6, ISCO 7, ISCO 8, ISCO 9 (siehe Übersicht 2)
Art des Arbeitsvertrags	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: unbefristet Weitere Kategorie: befristet
Beschäftigungsumfang	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: vollzeitbeschäftigt Weitere Kategorie: teilzeitbeschäftigt
Altersteilzeit	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: keine Altersteilzeit Weitere Kategorie: Altersteilzeit
Tarifbindung des Betriebes <sup>4</sup>	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: keine Tarifbindung Weitere Kategorie: mit Tarifbindung
Zulagen für Schicht-, Wochenend-, Feiertags- und Nachtarbeit	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: keine Zulagen Weitere Kategorie: Zulagen
Gebietsstand	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: früheres Bundesgebiet und Berlin Weitere Kategorie: neue Länder
Differenzierter Regionstyp <sup>5</sup>	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: ländlicher Raum Weitere Kategorie: städtischer Raum
Unternehmensgröße <sup>6</sup>	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: 1 000 Arbeitnehmer und mehr Weitere Kategorien: 1 bis 9 Arbeitnehmer, 10 bis 49 Arbeitnehmer, 50 bis 249 Arbeitnehmer, 250 bis 499 Arbeitnehmer, 500 bis 999 Arbeitnehmer
Einfluss der öffentlichen Hand auf die Unternehmensführung	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: kein oder eingeschränkter Einfluss der öffentlichen Hand auf die Unternehmensführung durch Kapitalbeteiligung (50 % und weniger), Satzung oder sonstige Bestimmungen Weitere Kategorie: beherrschender Einfluss der öffentlichen Hand auf die Unternehmensführung durch Kapitalbeteiligung (mehr als 50 %), Satzung oder sonstige Bestimmungen
Wirtschaftsgruppe <sup>7</sup>	Dummy-Codierung, Referenzkategorie: Wirtschaftsgruppe Q 86.1 (Krankenhäuser) Weitere Kategorien: Wirtschaftsgruppen A 01.1 bis S 96.0, ohne Q 86.1
<b>Abhängige Variable</b>	
ln(Bruttostundenverdienst)	Logarithmierter Bruttostundenverdienst Bruttostundenverdienst = (Bruttomonatsverdienst – Sonderzahlungen)/bezahlte Stunden

1 Um die Berufserfahrung als erklärende Variable auch in Untersuchungen berücksichtigen zu können, in denen das Merkmal nicht direkt abgefragt wurde, erfolgt in der Regel eine näherungsweise Ermittlung dieser Größe über das Alter und die Ausbildungsdauer (Achatz und andere, 2005, hier: Seite 474). Den Arbeitnehmern wird im Rahmen dieses Vorgehens ein ununterbrochener Erwerbsverlauf unterstellt. Da jedoch vor allem bei Frauen Erwerbsunterbrechungen zu beobachten sind, führt dies insbesondere bei weiblichen Arbeitnehmern zu einer Überschätzung der Berufserfahrung (Hinz/Gartner, 2005, hier: Seite 26). Zur Umrechnung des höchsten (Aus-)Bildungsabschlusses in Jahre siehe Tabelle 2. Aufgrund von Änderungen in Bezug auf die Erfassung der Bildungsinformationen in der Verdienststrukturerhebung ergeben sich Unterschiede zwischen den für 2006 und 2010 durchgeführten Berechnungen und den vorliegenden Analysen.

2 An dieser Stelle wird auch der quadrierte Term in die Regressionsanalyse einbezogen, da zwischen der Berufserfahrung und dem Verdienst ein kurvilinearere Zusammenhang besteht.

3 ISCO (International Standard Classification of Occupations) ist eine von der Internationalen Arbeitsorganisation (ILO) vorgenommene Klassifikation der Berufe (International Labour Organization, 2007; siehe Übersicht 2). Die Kategorie ISCO 0 (Angehörige der regulären Streitkräfte, Soldaten) ist nur für die Regressionsanalysen relevant, bei denen sämtliche im Rahmen der Verdienststrukturerhebung 2014 erfassten Wirtschaftsabschnitte einbezogen wurden.

4 Im Rahmen der Berechnung des bereinigten Gender Pay Gap 2006 und 2010 wurden Angaben zur Tarifbindung des Arbeitnehmers herangezogen. Für die Analysen der Verdienststrukturerhebung 2014 erfolgte die Berücksichtigung der Tarifbindung des Betriebes. Die Betriebsangabe ist die Angabe, die üblicherweise für Analysen der Tarifbindung genutzt wird. Vergleichsrechnungen, in denen – ceteris paribus – die Tarifbindung des Arbeitnehmers beziehungsweise alternativ die des Betriebs herangezogen wurde, zeigen keine relevanten Auswirkungen auf die Höhe des bereinigten Gender Pay Gap. Auch der Betrag beider Merkmale auf den erklärten Anteil des Gender Pay Gap unterscheidet sich nur unwesentlich.

5 Während unter „Ballungsraum“ für die 2006 und 2010 durchgeführten Analysen Kreistypen subsummiert wurden, die entsprechend der Typologie des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung als Kernstädte in Agglomerationen und (hoch-)verdichtete Kreise in Agglomerationen definiert wurden, fasste die Ausprägung „kein Ballungsraum“ alle übrigen Kreistypen zusammen. Da die Kreistypen in der beschriebenen Form nicht mehr existieren, wurde im Zusammenhang mit den vorliegenden Untersuchungen auf den in der Verdienststrukturerhebung 2014 vorliegenden differenzierten Regionstyp zurückgegriffen. Dieser kategorisiert die Regionen in städtische und ländliche Räume. Durch die Nutzung dieser Information soll die Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen der bisherigen Untersuchungen gewährleistet werden. Für Informationen zur aktuellen Kategorisierung der siedlungsstrukturellen Kreistypen siehe Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung ([www.bbsr.bund.de](http://www.bbsr.bund.de)).

6 Die Kategorie 1 bis 9 Arbeitnehmer ist ausschließlich für die Regressionsanalysen relevant, in die auch Angaben der Kleinbetriebe einfließen.

7 Die Wirtschaftszweige A 01.1 bis A 03.2 und O 84.1 bis O 84.3 der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008), sind ausschließlich für die Regressionsanalysen relevant, bei denen sämtliche im Rahmen der Verdienststrukturerhebung 2014 erfassten Wirtschaftsabschnitte einbezogen wurden.

**Tabelle 2**

Entgangene Berufserfahrung aufgrund von Bildungsphasen

Höchster beruflicher Ausbildungsabschluss	Höchster allgemeinbildender Schulabschluss				
	ohne Abschluss	Hauptschulabschluss	Mittlere Reife	Abitur	unbekannt
	Jahre				
Ohne Abschluss	9	9	10	13	10
Berufsausbildung	12	12	13	16	13
Meister/Techniker/Fachschulabschluss	12	12	13	16	13
Bachelor	12,5	12,5	13,5	16,5	13,5
Diplom/Master und ähnliche Abschlüsse	15	15	16	19	16
Promotion	18	18	19	22	19
Unbekannt	11,5	11,5	12,5	15,5	12,5

die Lohnhöhe bestimmende Informationen in die Schätzmodelle einzubeziehen. Hierauf wird in Kapitel 5 mit Blick auf Erwerbsunterbrechungen und die tatsächliche Berufserfahrung näher eingegangen.

## Übersicht 2

Berufshauptgruppen der ISCO-08

Code	Bezeichnung
ISCO 1	Angehörige der gesetzgebenden Körperschaft, leitende Verwaltungsbedienstete und Führungskräfte
ISCO 2	Akademische Berufe/Wissenschaftler
ISCO 3	Techniker und gleichrangige nichttechnische Berufe
ISCO 4	Bürokräfte und verwandte Berufe
ISCO 5	Dienstleistungsberufe und Verkäufer
ISCO 6	Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft und Fischerei
ISCO 7	Handwerks- und verwandte Berufe
ISCO 8	Bediener von Anlagen und Maschinen und Montageberufe
ISCO 9	Hilfsarbeitskräfte
ISCO 0	Angehörige der regulären Streitkräfte, Soldaten

ISCO: International Standard Classification of Occupations.

## 4

### Ergebnisse für das Berichtsjahr 2014

Um Anhaltspunkte für die Entwicklung des bereinigten Gender Pay Gap zu erhalten, wurde zunächst eine Oaxaca-Blinder-Zerlegung durchgeführt, die auf Regressionsanalysen basiert, die mit dem für 2006 und 2010 berechneten Modell hinsichtlich der einbezogenen

nen Variablen und der zugrunde gelegten Abgrenzung der Beschäftigten vergleichbar sind.

Die getrennt für Männer und Frauen berechneten Regressionsmodelle zeigen, dass mithilfe der in den Analysen berücksichtigten Variablen rund 76% der Varianz des Bruttostundenverdienstes der Frauen erklärt werden. Bei den Männern liegt die Erklärungskraft bei etwa 79%. Die Güte

der Modelle ist somit verglichen mit ähnlichen Studien hoch.<sup>18</sup> ➔ Tabelle 3 auf Seite 50 f.

In beiden Regressionsanalysen geht von fast allen Variablen ein signifikanter Einfluss aus. Ausnahmen bilden lediglich einige Branchen (Wirtschaftsgruppen).<sup>19</sup> Die Koeffizienten der Dummy-Variablen „Handwerks- und verwandte Berufe“ (ISCO 7) sowie „Dienstleistungsberufe und Verkäufer“ (ISCO 5) sind zudem lediglich im Modell für die Frauen signifikant.

Anhand der Ergebnisse lässt sich zudem feststellen, dass – unter Konstanthaltung aller anderen in die Analysen einbezogenen Merkmale – beispielsweise Arbeitnehmerinnen beziehungsweise Arbeitnehmer in leitender Stellung, herausgehobene Fachkräfte und Fachangestellte über ein verglichen mit angelernten Beschäftigten höheres Gehalt verfügen. Demgegenüber erzielen Ungelernte einen gegenüber Angelernten geringeren Verdienst. Während etwa der Stundenlohn von ungelernten Arbeitnehmern um fast 7 % unter dem der angelernten männlichen Beschäftigten liegt, ist der

8 Geisberger und Glaser erhalten im Rahmen von Analysen zum geschlechtsspezifischen Lohnunterschied auf Basis der für Österreich durchgeführten Verdienststrukturerhebung ebenfalls hohe Werte von jeweils rund 68 % (Geisberger/Glaser, 2014, hier: Seite 8). Strub und andere (2016) kommen in ihren auf Grundlage der Lohnstrukturerhebung 2012 durchgeführten Analysen, in denen sie die geschlechtsspezifischen Verdienstunterschiede von Männern und Frauen in der Schweiz analysieren, auf einen korrigierten Determinationskoeffizienten von 62 % beziehungsweise 69 %.

9 Die Regressionskoeffizienten und die dazugehörigen beobachteten Signifikanzniveaus der Wirtschaftsgruppendifferenzen können auf Anfrage bei den Autoren bezogen werden. Aus Übersichtsgründen wurde auf eine Darstellung der entsprechenden Werte verzichtet.



**Tabelle 3**

Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2014

	Ohne die Wirtschaftsabschnitte A und O <sup>1</sup> sowie ohne Kleinbetriebe				Einschließlich der Wirtschaftsabschnitte A und O <sup>1</sup> sowie der Kleinbetriebe			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	Koeffizient	p	Koeffizient	p	Koeffizient	p	Koeffizient	p
Einflussfaktoren								
Neue Länder (Referenz: früheres Bundesgebiet und Berlin)	- 0,217	< 0,0001	- 0,176	< 0,0001	- 0,210	< 0,0001	- 0,178	< 0,0001
Städtischer Raum (Referenz: ländlicher Raum)	0,039	< 0,0001	0,046	< 0,0001	0,040	< 0,0001	0,048	< 0,0001
Berufshauptgruppen nach ISCO-08 (Referenz: ISCO 4)								
ISCO 0	-	-	-	-	0,096	< 0,0001	0,039	0,001
ISCO 1	0,384	< 0,0001	0,266	< 0,0001	0,328	< 0,0001	0,244	< 0,0001
ISCO 2	0,171	< 0,0001	0,115	< 0,0001	0,160	< 0,0001	0,115	< 0,0001
ISCO 3	0,111	< 0,0001	0,045	< 0,0001	0,082	< 0,0001	0,027	< 0,0001
ISCO 5	- 0,005	0,016	- 0,103	< 0,0001	- 0,024	< 0,0001	- 0,110	< 0,0001
ISCO 6	- 0,032	< 0,0001	- 0,100	< 0,0001	- 0,042	< 0,0001	- 0,125	< 0,0001
ISCO 7	0,002	0,306	- 0,113	< 0,0001	- 0,014	< 0,0001	- 0,118	< 0,0001
ISCO 8	- 0,032	< 0,0001	- 0,126	< 0,0001	- 0,048	< 0,0001	- 0,125	< 0,0001
ISCO 9	- 0,072	< 0,0001	- 0,155	< 0,0001	- 0,073	< 0,0001	- 0,142	< 0,0001
Dienstalter	0,004	< 0,0001	0,005	< 0,0001	0,004	< 0,0001	0,005	< 0,0001
Unternehmensgröße (Referenz: 1 000 Arbeitnehmer und mehr)								
1 bis 9 Arbeitnehmer	-	-	-	-	- 0,205	< 0,0001	- 0,157	< 0,0001
10 bis 49 Arbeitnehmer	- 0,148	< 0,0001	- 0,109	< 0,0001	- 0,155	< 0,0001	- 0,113	< 0,0001
50 bis 249 Arbeitnehmer	- 0,095	< 0,0001	- 0,072	< 0,0001	- 0,098	< 0,0001	- 0,073	< 0,0001
250 bis 499 Arbeitnehmer	- 0,046	< 0,0001	- 0,043	< 0,0001	- 0,047	< 0,0001	- 0,044	< 0,0001
500 bis 999 Arbeitnehmer	- 0,012	< 0,0001	- 0,014	< 0,0001	- 0,013	< 0,0001	- 0,014	< 0,0001
Höchster beruflicher Ausbildungsabschluss (Referenz: Abschluss einer anerkannten Berufsausbildung)								
ohne beruflichen Ausbildungsabschluss	- 0,044	< 0,0001	- 0,025	< 0,0001	- 0,042	< 0,0001	- 0,025	< 0,0001
Meister-/Techniker- oder gleichwertiger Fachschulabschluss	0,039	< 0,0001	0,034	< 0,0001	0,038	< 0,0001	0,033	< 0,0001
Bachelor	0,074	< 0,0001	0,059	< 0,0001	0,059	< 0,0001	0,042	< 0,0001
Diplom/Magister/Master/ Staatsexamen	0,160	< 0,0001	0,130	< 0,0001	0,137	< 0,0001	0,112	< 0,0001
Promotion	0,310	< 0,0001	0,334	< 0,0001	0,300	< 0,0001	0,303	< 0,0001
Leistungsgruppe (Referenz: angelernte Arbeitnehmer)								
Arbeitnehmer in leitender Stellung	0,535	< 0,0001	0,500	< 0,0001	0,537	< 0,0001	0,505	< 0,0001
herausgehobene Fachkräfte	0,337	< 0,0001	0,328	< 0,0001	0,333	< 0,0001	0,327	< 0,0001
Fachangestellte	0,130	< 0,0001	0,130	< 0,0001	0,128	< 0,0001	0,128	< 0,0001
ungelernte Arbeitnehmer	- 0,068	< 0,0001	- 0,048	< 0,0001	- 0,073	< 0,0001	- 0,057	< 0,0001
geringfügig Beschäftigte	- 0,181	< 0,0001	- 0,137	< 0,0001	- 0,136	< 0,0001	- 0,105	< 0,0001
Auszubildende	- 0,908	< 0,0001	- 0,816	< 0,0001	- 0,898	< 0,0001	- 0,821	< 0,0001
Tarifbindung des Betriebes (Referenz: keine Tarifbindung)	0,069	< 0,0001	0,078	< 0,0001	0,070	< 0,0001	0,081	< 0,0001
Potenzielle Berufserfahrung								
Berufserfahrung	0,014	< 0,0001	0,010	< 0,0001	0,012	< 0,0001	0,009	< 0,0001
Berufserfahrung (quadriert)	- 0,0002	< 0,0001	- 0,0002	< 0,0001	- 0,0002	< 0,0001	- 0,0002	< 0,0001



**Tabelle 3 (Fortsetzung)**

Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2014

	Ohne die Wirtschaftsabschnitte A und O <sup>1</sup> sowie ohne Kleinbetriebe				Einschließlich der Wirtschaftsabschnitte A und O <sup>1</sup> sowie der Kleinbetriebe			
	Männer		Frauen		Männer		Frauen	
	Koeffizient	p	Koeffizient	p	Koeffizient	p	Koeffizient	p
Befristeter Arbeitsvertrag (Referenz: unbefristeter Arbeitsvertrag)	- 0,079	< 0,0001	- 0,066	< 0,0001	- 0,078	< 0,0001	- 0,069	< 0,0001
Teilzeitbeschäftigt (Referenz: vollzeitbeschäftigt)	- 0,049	< 0,0001	- 0,009	< 0,0001	- 0,064	< 0,0001	- 0,010	< 0,0001
Beherrschender Einfluss der öffentlichen Hand (Referenz: kein oder eingeschränkter Einfluss der öffentlichen Hand)	- 0,020	< 0,0001	- 0,014	< 0,0001	- 0,015	< 0,0001	- 0,011	< 0,0001
Altersteilzeit (Referenz: keine Altersteilzeit)	0,347	< 0,0001	0,300	< 0,0001	0,361	< 0,0001	0,298	< 0,0001
Zulagen für Schicht-, Wochenend-, Feiertags- und Nachtarbeit (Referenz: keine Zulagen)	0,065	< 0,0001	0,074	< 0,0001	0,062	< 0,0001	0,079	< 0,0001
Wirtschaftsgruppen-Dummys	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>	ja <sup>12</sup>
Konstante	2,472	< 0,0001	2,440	< 0,0001	2,511	< 0,0001	2,463	< 0,0001
R <sup>2</sup>	0,791		0,756		0,784		0,745	
Korrigiertes R <sup>2</sup>	0,791		0,755		0,784		0,745	
n (Stichprobenumfang)	419 794		368 124		530 808		503 353	
Fallzahl hochgerechnet	15 186 465		13 474 845		19 060 496		18 092 029	
Abhängige Variable: logarithmierter Brutto- stundenverdienst								

- 1 Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008. Wirtschaftsabschnitt A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Wirtschaftsabschnitt O: Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung.  
2 Die Regressionskoeffizienten und die dazugehörigen beobachteten Signifikanzniveaus der Wirtschaftsgruppendifferenzdummys können auf Anfrage bei den Autoren bezogen werden. Aus Übersichtsgründen wurde auf eine Darstellung der entsprechenden Werte verzichtet.

entsprechende Wert bei den Frauen knapp 5 %. Die mit Abstand größten Lohnabschläge im Vergleich zur Referenzgruppe der Angelernten müssen weibliche und männliche geringfügig Beschäftigte sowie Auszubildende hinnehmen.

Beschäftigte mit einem Hochschulabschluss oder einer Promotion verdienen deutlich mehr als ihre Kollegen, die den Abschluss einer anerkannten Berufsausbildung aufweisen. Dies gilt für beide Geschlechtergruppen. Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer ohne Abschluss einer anerkannten Berufsausbildung beziehen wie erwartet jeweils einen geringeren Bruttostundenlohn als Beschäftigte mit abgeschlossener Berufsausbildung.

Anhand der Ergebnisse lässt sich darüber hinaus feststellen, dass zwischen der Berufserfahrung und dem Verdienst ein umgekehrt U-förmiger Zusammenhang besteht. Dies trifft sowohl für männliche als auch für weibliche Beschäftigte zu.

Hinsichtlich des Gebietsstandes zeigt sich, dass im Osten tätige Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer

einen geringeren Stundenverdienst erzielen als Beschäftigte im Westen, wobei der Effekt bei den Männern etwas stärker ausgeprägt ist als bei den Frauen.

Wenig überraschend ist auch, dass beispielsweise „Angehörige der gesetzgebenden Körperschaft sowie leitende Verwaltungsbedienstete und Führungskräfte“ (ISCO 1) verglichen mit Bürokräften und verwandten Berufen (ISCO 4) einen Lohnzuschlag erhalten. Demgegenüber beziehen „Hilfsarbeitskräfte“ (ISCO 9) einen im Vergleich zu den Bürokräften und verwandten Berufen geringeren Bruttostundenverdienst.

Der Effekt, der von der Dummy-Variablen ausgeht, die zur Abbildung des Einflusses der Altersteilzeit auf den Verdienst generiert wurde, fällt in beiden Modellen positiv aus. Beschäftigte in Altersteilzeit verfügen demnach verglichen mit den übrigen Arbeitnehmern über einen höheren Bruttostundenverdienst. Begründen lässt sich dies damit, dass Altersteilzeitbeschäftigte ihre Arbeitsstunden zwar um die Hälfte reduzieren, jedoch weiterhin zumindest 70 % des ursprünglichen Nettogehalts beziehen.

Männliche Arbeitnehmer in Unternehmen mit 10 bis 49 Angestellten erzielen gegenüber Beschäftigten in Unternehmen mit 1000 und mehr Arbeitskräften einen um etwa 15 % geringeren Lohn. Frauen in kleinen Unternehmen müssen im Vergleich zu den in großen Firmen tätigen Kolleginnen Lohnseinbußen in Höhe von lediglich 11 % hinnehmen. Generell gilt, dass das Lohnniveau mit der Unternehmensgrößenklasse ansteigt.

Hinsichtlich der Wirtschaftsgruppen zeigt sich beispielsweise, dass Beschäftigte im Bereich Fondsmanagement (Wirtschaftszweig K 66.3) einen höheren Lohn erhalten als Männer und Frauen, die in Krankenhäusern tätig sind. Demgegenüber weisen Arbeitskräfte, die in Call Centern (Wirtschaftszweig N 82.2) beschäftigt sind, einen gegenüber dem Krankenhauspersonal geringeren Verdienst auf. Die beschriebenen Resultate ergeben sich sowohl für Männer als auch für Frauen.

Die Ergebnisse der für beide Geschlechtergruppen separat geschätzten Lohnfunktionen bilden die Grundlage der im Folgenden mithilfe der Oaxaca-Blinder-Dekomposition vorgenommenen Zerlegung der Lohn Differenz. Das Dekompositionsverfahren bestimmt zum einen den Teil des Verdienstabstands, der auf strukturelle Unterschiede der Beschäftigten zurückzuführen ist, und zum anderen den Teil der Lohnlücke, der nicht mithilfe dieser Unterschiede erklärt werden kann.

➤ **Tabelle 4** zeigt, dass sich der unbereinigte Gender Pay Gap in Deutschland im Jahr 2014 auf 22,3 % beläuft. Insgesamt 16,5 Prozentpunkte des Gender Pay Gap lassen sich auf Unterschiede zwischen Männern und Frauen hinsichtlich der in die Analysen einbezogenen Merkmale zurückführen. Damit beträgt der erklärte Anteil am Verdienstunterschied 73,9 %. Die restlichen 5,8 Prozentpunkte beziehungsweise 26,1 % des Lohnabstands

**Tabelle 4**

#### Zerlegung des Gender Pay Gap

Ergebnisse der Verdienststrukturerhebung 2014 ohne die Wirtschaftsabschnitte A und O<sup>1</sup> sowie ohne Kleinbetriebe

	Verdienstunterschied	Anteil
	%	
Unbereinigter Gender Pay Gap	22,3	100
Erklärter Teil	16,5	73,9
Unerklärter Teil (= bereinigter Gender Pay Gap)	5,8	26,1

<sup>1</sup> Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008. Wirtschaftsabschnitt A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Wirtschaftsabschnitt O: Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung.

können nicht durch Differenzen in den berücksichtigten Merkmalen erklärt werden. Dies bedeutet, dass der Gender Pay Gap um rund 16 Prozentpunkte geringer wäre, wenn Männer und Frauen dieselben im Rahmen der Analyse betrachteten Charakteristika aufweisen würden. Dennoch bliebe auch dann ein Verdienstunterschied von etwa 6 % bestehen. Da nicht alle lohdeterminierenden Merkmale in die Analyse einbezogen werden konnten, ist dieser Wert als Obergrenze der nicht erklärten Verdienstunterschiede zu interpretieren.

➤ **Tabelle 5** gibt Anhaltspunkte zum Beitrag einzelner Faktoren auf den erklärten und unerklärten Teil des Gender Pay Gap. In Bezug auf den **erklärten** Teil des Gender Pay Gap zeigt sich, dass etwa 7 Prozentpunkte der Lohnlücke durch den höheren Anteil von Frauen in eher niedrig bezahlten Tätigkeiten zurückzuführen sind.<sup>10</sup> Zudem lassen sich fast 5 Prozentpunkte des Lohnabstands mit Unterschieden in den Leistungsgruppen erklären.

Mit deutlichem Abstand wirken sich neben der Leistungsgruppe und der Tätigkeit auch der Beschäftigungsumfang und die geringfügige Beschäftigung auf den erklärten Teil des Gender Pay Gap aus. Dass Frauen häufiger teilzeitbeschäftigt sind, erklärt 2,1 Prozentpunkte des Unterschieds in den Stundenlöhnen und dass sie zudem eher einer geringfügigen Beschäftigung nachgehen weitere 1,3 Prozentpunkte.

Die mangelnde Relevanz des Faktors Berufserfahrung deutet darauf hin, dass Männer und Frauen hinsichtlich dieses Merkmals nur marginale Unterschiede aufweisen. Bei der Interpretation des Faktors Berufserfahrung sollte jedoch beachtet werden, dass im Rahmen der an dieser Stelle betrachteten Analysen lediglich die potenzielle Berufserfahrung der Beschäftigten ohne jegliche Berücksichtigung etwaiger Erwerbsunterbrechungen berücksichtigt wurde. Dieser Aspekt wird in Kapitel 5 noch einmal aufgegriffen.

<sup>10</sup> Unter Tätigkeit wird in diesem Zusammenhang der gemeinsame Erklärungsbeitrag der Faktoren Beruf und Wirtschaftszweig verstanden. Im Rahmen der für 2006 und 2010 durchgeführten Analysen wurde die Zusammenfassung beider Merkmale vorgenommen, da beide Beiträge inhaltlich kaum voneinander zu trennen sind. So sind bestimmte Berufe in der Regel nur in gewissen Wirtschaftszweigen vorzufinden. Aus diesem Grund ist es nicht möglich, sowohl den Wirtschaftszweig als auch den Beruf auf einer tief gegliederten Ebene in die Analysen einzubeziehen. Um einen Vergleich mit den für 2006 und 2010 erzielten Ergebnissen zu gewährleisten, wird im Rahmen der vorliegenden Analysen analog zur Vorgehensweise der Vorgängeruntersuchungen verfahren.

**Tabelle 5**

**Detaillierte Zerlegung des unbereinigten Gender Pay Gap**  
Ergebnisse der Verdienststrukturerhebung 2014 ohne die Wirtschaftsabschnitte A und O<sup>1</sup>  
sowie ohne Kleinbetriebe

Erklärungsfaktoren	Erklärter Teil des Gender Pay Gap	Anteil des erklärten Teils am gesamten Gender Pay Gap	Unerklärter Teil des Gender Pay Gap: bereinigter Gender Pay Gap	Anteil des unerklärten Teils am Gender Pay Gap insgesamt
	Prozentpunkte	%	Prozentpunkte	%
Insgesamt	16,5	73,9	5,8	26,1
Konstante	X	X	5,4	24,1
Gebietsstand	0,2	1,0	1,7	7,4
Differenzierter Regionstyp	0,2	0,7	- 0,1	- 0,6
Tätigkeit	6,7	30,1	- 3,2	- 14,4
Dienstalter	0,2	1,1	- 1,1	- 4,8
Unternehmensgröße	- 0,2	- 1,1	- 0,5	- 2,1
Ausbildungsabschluss	0,6	2,8	- 0,0	- 0,0
Leistungsgruppen 1 bis 5	4,7	21,2	1,6	7,3
Geringfügige Beschäftigung	1,3	5,8	- 0,5	- 2,3
Auszubildende	- 0,3	- 1,4	- 0,3	- 1,3
Tarifbindung	0,1	0,3	0,0	0,2
Potenzielle Berufserfahrung	0,0	0,1	4,7	21,2
Art des Arbeitsvertrags	0,3	1,2	0,4	2,0
Beschäftigungsumfang	2,1	9,4	- 0,3	- 1,3
Einfluss der öffentlichen Hand auf die Unternehmensführung	0,2	0,7	0,2	0,9
Altersteilzeit	0,1	0,4	- 2,5	- 11,4
Zulagen	0,3	1,5	0,3	1,4

<sup>1</sup> Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008. Wirtschaftsabschnitt A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Wirtschaftsabschnitt O: Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung.

In Bezug auf den **unerklärten** Teil des Gender Pay Gap bildet die Konstante den bedeutendsten Faktor. Der positive Wert der Konstante verdeutlicht, dass Frauen unabhängig von den berücksichtigten Einflussfaktoren im Durchschnitt einen um 5,4 Prozentpunkte geringeren Verdienst erhalten würden. Der positive Wert ist jedoch nicht allein mit Diskriminierung weiblicher Arbeitnehmer gleichzusetzen. So enthält der unerklärte Gender Pay Gap auch Effekte, die auf nicht im Modell abgebildete, lohnrelevante Unterschiede zwischen Männern und Frauen, wie beispielsweise das individuelle Verhalten in Lohnverhandlungen, zurückzuführen sind. Diese Effekte werden von der Konstanten aufgefangen (Achatz und andere, 2005, hier: Seite 478). Der Rest des unerklärten Teils des Gender Pay Gap kommt dadurch zustande, dass bei gleicher Ausstattung von Männern und Frauen die Bewertung, das heißt die Entlohnung auf dem Arbeitsmarkt, für einige Merkmale diskriminierend gegenüber Frauen und die Bewertung mancher Merkmale wiederum benachteiligend gegen-

über Männern wirkt. Die positive Summe dieser Effekte bedeutet, dass die berücksichtigten Merkmale insgesamt zuungunsten von Frauen wirken.

Ein Merkmal, das deutlich zulasten von Frauen wirkt, ist die Berufserfahrung. Ein zusätzliches Jahr an Berufserfahrung wird bei Frauen nach den Ergebnissen der Analyse in geringerem Maße honoriert als bei Männern. Allerdings gilt auch hier die bereits erwähnte Einschränkung, dass lediglich die potenzielle und nicht die tatsächliche Berufserfahrung in die Analysen einbezogen wurde. Auch der Gebietsstand und die Leistungsgruppe wirken zulasten von Frauen. Vor allem im Zusammenhang mit den einzelnen Leistungsgrup-

pen sollte jedoch deren Heterogenität beachtet werden, da diese unter Umständen zu Verzerrungen bei der Ermittlung des Gender Pay Gap bei gleicher Leistungsgruppe führt. Dies hängt damit zusammen, dass auch innerhalb der jeweiligen Leistungsgruppe eine gewisse vertikale Segregation besteht. Diese Unterschiede werden im Rahmen der vorliegenden Analyse nicht erfasst und schlagen sich dementsprechend im unerklärten Teil des Gender Pay Gap nieder. Zugunsten von Frauen, das heißt diskriminierend für Männer, wirken demgegenüber insbesondere die Faktoren Tätigkeit, Altersteilzeit und Dienstalter (siehe Tabelle 5, Spalte 3).

In einem weiteren Schritt erfolgte die Berechnung der Oaxaca-Blinder-Dekomposition unter Rückgriff auf sämtliche in der Verdienststrukturerhebung 2014 abgedeckten Beschäftigtengruppen, das heißt abweichend von den zuvor dargestellten Analysen auch unter Einbezug von Beschäftigten der Wirtschaftsabschnitte A und O sowie der Arbeitnehmerinnen und Arbeitneh-

mer in Kleinstbetrieben. Auf Grundlage der beschriebenen Datenabgrenzung ergibt sich für im Rahmen der für Arbeitnehmerinnen durchgeführten Regressionsanalysen ein korrigierter Determinationskoeffizient von 74 %. Der entsprechende Wert bei den Männern liegt mit 78 % sogar noch etwas höher.

Mit wenigen Ausnahmen sind sämtliche Variablen der an dieser Stelle betrachteten Schätzungen signifikant. Insgesamt lassen sich hinsichtlich der Effektstärke und der Richtung des Zusammenhangs einzelner Merkmale kaum Unterschiede zu den Regressionsmodellen feststellen, die auf Basis der zuvor dargestellten Abgrenzung der Verdienststrukturerhebung 2014 berechnet wurden. Der Effekt der ausschließlich in den vorliegenden Modellen relevanten Dummy-Variablen für die Kleinstbetriebe signalisiert, dass männliche Beschäftigte in Unternehmen mit lediglich ein bis neun Angestellten gegenüber Arbeitnehmern in Firmen mit mindestens vierstelligem Mitarbeiterstab einen um etwa 20 % geringeren Lohn aufweisen. Bei den in Kleinstbetrieben tätigen Arbeitnehmerinnen beläuft sich der Wert auf knapp 16 %. Von der Dummy-Variablen „Angehörige der regulären Streitkräfte, Soldaten“ (ISCO 0), die erst durch die Ausweitung der Abgrenzung der Verdienststrukturerhebung 2014 auf den Wirtschaftsabschnitt O „Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung“ relevant wird, geht sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen ein schwacher positiver Einfluss auf die abhängige Variable aus.

Die Oaxaca-Blinder-Dekomposition ergibt ein mit den Ergebnissen der für die Verdienststrukturerhebung 2014 vorgenommenen Abgrenzung entsprechend der Arbeitnehmerabdeckung der Verdienststrukturerhebung 2006 vergleichbares Bild: 16,2 Prozentpunkte beziehungsweise etwa drei Viertel des unbereinigten Verdienst-

abstands zwischen Männern und Frauen in Höhe von 21,9 % lassen sich auf geschlechtsspezifische Unterschiede in den berücksichtigten Variablen zurückführen. Und 5,6 Prozentpunkte beziehungsweise ein Viertel des Verdienstunterschieds kann nicht auf derartige Ausstattungsunterschiede zurückgeführt werden. [↗ Tabelle 6](#)

Auch die detaillierte Zerlegung zeigt überwiegend vergleichbare Ergebnisse mit der Dekomposition auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2006, die zu Beginn dieses Kapitels vorgestellt wurde. Zu den wichtigsten Faktoren zählen die Tätigkeit und die Leistungsgruppe. So sind 5,3 Prozentpunkte der Lohndifferenzen auf Unterschiede hinsichtlich der Verteilung von Männern und Frauen nach Tätigkeiten zurückzuführen. Weitere 4,9 Prozentpunkte lassen sich durch geschlechtsspezifische Unterschiede bei der Besetzung der Leistungsgruppen erklären. Schließlich erklärt auch hier der jeweils höhere Anteil von Frauen, die einer Teilzeitbeschäftigung oder einer geringfügigen Beschäftigung nachgehen, einen Teil der Differenzen in den Stundenverdiensten. Der Faktor „potenzielle Berufserfahrung“ hat in der vorliegenden Arbeitnehmerabgrenzung der Verdienststrukturerhebung ebenfalls keine relevante Bedeutung. [↗ Tabelle 7](#)

Anhand des Ergebnisses der Dekomposition des unerklärten Teils des Lohnabstands zwischen Männern und Frauen lässt sich feststellen, dass die Konstante nicht nur den größten Anteil ausmacht, sondern auch den gesamten unerklärten Teil des Verdienstunterschieds übersteigt. Daraus kann geschlossen werden, dass die berücksichtigten Merkmale in der Summe zulasten von Männern wirken. Die Betrachtung einzelner Merkmale zeigt ferner, dass insbesondere die Faktoren Altersteilzeit und Tätigkeit benachteiligend für Männer sowie die potenzielle Berufserfahrung, die Leistungsgruppe und der Gebietsstand zulasten von Frauen wirken.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass der bereinigte Verdienstunterschied zwischen Männern und Frauen unabhängig von der Abgrenzung der in die Analyse einbezogenen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer 2014 bei rund 6 % lag.

**Tabelle 6**

**Zerlegung des Gender Pay Gap**

Ergebnisse der Verdienststrukturerhebung 2014 einschließlich der Wirtschaftsabschnitte A und O<sup>1</sup> sowie der Kleinstbetriebe

	Verdienstunterschied	Anteil
	%	
Unbereinigter Gender Pay Gap	21,9	100
Erklärter Teil	16,2	74,2
Unerklärter Teil (= bereinigter Gender Pay Gap)	5,6	25,8

<sup>1</sup> Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008. Wirtschaftsabschnitt A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Wirtschaftsabschnitt O: Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung.

**Tabelle 7**

**Detaillierte Zerlegung des unbereinigten Gender Pay Gap**

Ergebnisse der Verdienststrukturerhebung 2014 einschließlich der Wirtschaftsabschnitte A und O<sup>1</sup> sowie der Kleinbetriebe

	Erklärter Teil des Gender Pay Gap		Unerklärter Teil des Gender Pay Gap: bereinigter Gender Pay Gap	
	Prozentpunkte	%	Prozentpunkte	%
Erklärungsfaktoren				
Insgesamt	16,2	74,2	5,6	25,8
Konstante	X	X	6,5	29,9
Gebietsstand	0,2	0,9	1,3	5,7
Differenzierter Regionstyp	0,1	0,6	-0,1	-0,5
Tätigkeit	5,3	24,1	-2,9	-13,5
Dienstalter	0,2	1,0	-0,8	-3,6
Unternehmensgröße	0,6	2,5	-0,3	-1,4
Ausbildungsabschluss	0,6	2,9	-0,4	-1,7
Leistungsgruppen 1 bis 5	4,9	22,3	1,2	5,6
Geringfügige Beschäftigung	1,2	5,5	-0,4	-1,9
Auszubildende	-0,3	-1,5	-0,3	-1,2
Tarifbindung	0,2	0,8	0,1	0,3
Potenzielle Berufserfahrung	-0,1	-0,3	4,6	20,9
Art des Arbeitsvertrags	0,1	0,6	0,4	1,6
Beschäftigungsumfang	2,8	12,7	-0,6	-2,6
Einfluss der öffentlichen Hand auf die Unternehmensführung	0,1	0,4	0,1	0,7
Altersteilzeit	0,1	0,3	-3,5	-15,8
Zulagen	0,3	1,5	0,7	3,1

<sup>1</sup> Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008. Wirtschaftsabschnitt A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Wirtschaftsabschnitt O: Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialversicherung.

eine „Obergrenze“ des Ausmaßes von Lohndiskriminierung handelt, da in die Modellberechnung nicht alle lohndeterminierenden Variablen einfließen können (Finke, 2010, hier: Seite 10). Beispielsweise liegen in der Verdienststrukturerhebung keine Angaben zum individuellen Verhalten in Lohnverhandlungen, zum Familienstand oder auch zur tatsächlichen Berufserfahrung vor, da diese vom nationalen und vom EU-Gesetzgeber nicht als Erhebungsmerkmale vorgesehen wurden.

Die tatsächliche Berufserfahrung wird in den Lohnfunktionen und damit auch im Oaxaca-Blinder-Dekompositionsmodell durch die potenzielle Berufserfahrung (siehe Übersicht 1) approximiert. Diese wie-

derum erklärt in den empirischen Modellen einen erheblichen Teil des bereinigten Gender Pay Gap. Das Analyseergebnis besagt also, dass ein zusätzliches Jahr potenzieller Berufserfahrung bei Frauen geringer honoriert wird als bei Männern. Wenn die Arbeitgeber jedoch die tatsächliche Berufserfahrung kennen und diese bei der Entlohnung berücksichtigen, wären die Schätzergebnisse verzerrt, wenn die Differenz von potenzieller und tatsächlicher Berufserfahrung von Frauen größer als die der Männer ist. Dann würde bei einer Berücksichtigung der tatsächlichen anstelle der potenziellen Berufserfahrung in den Schätzmodellen der bereinigte Gender Pay Gap niedriger ausfallen. Beide Variablen unterscheiden sich durch die Dauer der Erwerbsunterbrechungen. Zu berücksichtigen wären unter anderem Arbeitslosigkeit sowie Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit aufgrund der Geburt und Erziehung von Kindern. Da letztere ganz überwiegend die tatsächliche Berufserfahrung von Frauen mindern und somit hinsichtlich

## 5

### Weiterentwicklung der Schätzmodelle

#### 5.1 Berücksichtigung von Erwerbsunterbrechungen

Analysen zum bereinigten Gender Pay Gap sind umso aussagekräftiger, je umfassender und genauer lohnbestimmende Variablen bei der Schätzung der Lohnfunktion berücksichtigt werden können. Allerdings verfügt keine der üblicherweise herangezogenen Datenquellen über den vollständigen relevanten Datenkranz. Bereits in der ersten Untersuchung zum bereinigten Gender Pay Gap auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2006 wurde daher ausdrücklich darauf hingewiesen, dass es sich bei dem empirisch ermittelten Wert von 8 % eher um



Männern und Frauen asymmetrisch wirken, wäre deren Berücksichtigung in den Schätzmodellen zum bereinigten Gender Pay Gap anzustreben, um Verzerrungen zu vermeiden. Zu erwarten wäre dann ein niedrigerer bereinigter Gender Pay Gap.

Da die Dauer der Erwerbsunterbrechungen wegen Mutterschaft in der Verdienststrukturerhebung nicht vorliegt und auch aus der Literatur hierfür kein Schätzmodell bekannt ist, wurde die Fragestellung dahingehend vereinfacht, ob eine erwerbstätige Frau Mutter von mindestens einem Kind ist. Auch diese Information liegt in der Verdienststrukturerhebung nicht vor. Um die Mutterschaft dennoch in der Lohnfunktion berücksichtigen zu können, wurden zwei Ansätze verfolgt, nämlich die Schätzung der Eigenschaft „Mutter“ (a) auf der Basis von Merkmalen, die in der Verdienststrukturerhebung vorliegen, beziehungsweise (b) mithilfe von Daten aus externen Quellen.

Der erste Ansatz nutzt die Tatsache aus, dass in der Verdienststrukturerhebung neben dem Bruttomonatsverdienst auch die an das Finanzamt abgeführte Lohnsteuer einschließlich Solidaritätszuschlag erhoben wird. Mittels dieser Informationen und den Berechnungsformeln der Einkommensteuer wurde versucht, auf die Steuerklasse und von dieser auf einkommensteuerlich zu berücksichtigende Kinder zu schließen. Dies war jedoch nicht in hinreichendem Maße erfolgreich, da die Zuordnung zu den Steuerklassen unter anderem wegen individueller Abzugsbeträge oft nicht zweifelsfrei möglich war und zudem der Rückschluss auf die steuerlich zu berücksichtigenden Kinder häufig erfolglos blieb. Der Ansatz musste letztlich verworfen werden.

Daraufhin wurden als externe Quellen die Einkommensteuerstatistik und der Mikrozensus näher untersucht. Die Grundidee bestand darin, Datenbestände zu finden, die für erwerbstätige Frauen die Information über die Geburt mindestens eines Kindes enthalten, und diese geeignet auf die Verdienststrukturerhebung zu „übertragen“. Dafür war es zusätzlich erforderlich, dass die externe Quelle auch Variablen enthielt, die die Mutterschaft statistisch erklären können und die in der Verdienststrukturerhebung ebenfalls zur Verfügung stehen. Für die Einkommensteuerstatistik war dies nicht der Fall. Es konnten nur steuerlich relevante, das heißt in der Regel Kinder unter 25 Jahren indirekt ihren Müttern zugeordnet werden, was insbesondere bei älteren

erwerbstätigen Frauen zu einer Unterschätzung der Muttereigenschaft geführt hätte. Darüber hinaus war die Schnittmenge der Variablen mit der Verdienststrukturerhebung zu gering. Den weiteren Analysen wurden daher die Daten des Mikrozensus 2012 zugrunde gelegt.

Um die potenzielle Berufserfahrung verbessert schätzen zu können, wird also in einem ersten Schritt die Information benötigt, ob eine Arbeitnehmerin überhaupt Mutter<sup>11</sup> wenigstens eines Kindes ist (und somit eine Erwerbsunterbrechung angenommen werden kann<sup>12</sup>) oder nicht. Mit dieser Minimalanforderung beginnt die weitere Untersuchung. Es handelt sich daher um ein (binäres) Klassifikationsproblem, also um die Frage, welcher der beiden Gruppen (im Folgenden abgekürzt durch „Mutter“ oder „nicht Mutter“) eine Arbeitnehmerin zugehörig ist. Da a priori unklar ist, welche Merkmale und Merkmalskombinationen der Verdienststrukturerhebung für eine gute Schätzung der Mutterschaft einer Arbeitnehmerin herangezogen werden sollten und welche Verteilung diese Merkmale aufweisen, wurden statistische Verfahren in Erwägung gezogen, welche auf derartige A-priori-Annahmen nicht angewiesen sind. In die engere Auswahl kamen Random Forests (Feuerhake/Dumpert, 2016; Hastie und andere, 2008) und Support Vector Machines (SVMs) (Dumpert und andere, 2016; Feuerhake/Dumpert, 2016; Hamel, 2009), zwei nichtparametrische Machine-Learning-Methoden, die in der Regel mindestens die gleiche Güte erreichen wie andere Klassifikationsverfahren (Bennett/Campbell, 2000; Caruana/Niculescu-Mizil, 2006; Kotsiantis, 2007; Caruana und andere, 2008; Fernández-Delgado und andere, 2014; Wainberg und andere, 2016). Random Forests sind im Vergleich zu Support Vector Machines schneller im Lernen und späteren Klassifizieren. Support Vector Machines weisen hingegen einen deutlich reichhaltigeren theoretischen Hintergrund hinsichtlich ihrer statistischen Eigenschaften auf. Aus diesem Grund wurden zunächst Support Vector Machines als Klassifikationsmethode gewählt. Das Ziel des Einsatzes

11 Die Untersuchung wurde auf Arbeitnehmerinnen beschränkt. Selbstverständlich wird die potenzielle Berufserfahrung auch bei Vätern überschätzt, die aufgrund der Geburt eines Kindes längere Zeit nicht im Arbeitsleben standen. Aufgrund der betrachteten Altersjahrgänge ist jedoch davon auszugehen, dass die Zahl dieser Fälle im Vergleich zu der von Müttern, die dem Arbeitsmarkt eine gewisse Zeit nicht zur Verfügung standen, zu vernachlässigen ist.

12 Es ist zu beachten, dass es nicht darum geht, die Dauer der Erwerbsunterbrechung zu schätzen. Jedoch wird angenommen, dass Frauen, die wenigstens ein Kind geboren haben, eine Erwerbsunterbrechung vorweisen.




zes der Support Vector Machines bestand darin, Muster im Zusammenspiel erklärender Merkmale aus der Verdienststrukturhebung zu erkennen, welche eine korrekte Vorhersage der Mutterschaft einer Arbeitnehmerin erlauben. Ohne weitere Informationen muss ein solches Vorhaben jedoch scheitern, da die Verdienststrukturhebung kein Merkmal „Mutterschaft“ enthält. Von keiner Arbeitnehmerin in der Stichprobe der Verdienststrukturhebung ist bekannt, ob sie jemals ein Kind geboren hat oder nicht. Obwohl die Muttereigenschaft für Arbeitnehmerinnen in der Verdienststrukturhebung geschätzt werden soll, gibt es dort keine Möglichkeit für die statistische Methode, das zugrunde liegende Muster zu erlernen. Es bedarf daher einer weiteren Datenquelle, die sowohl Merkmale enthält, die auch in der Verdienststrukturhebung vorhanden sind, als auch das binäre Merkmal „Mutterschaft“. Der Mikrozensus 2012 erfüllt

### Übersicht 3

#### Relevante Merkmale des Mikrozensus 2012

- › Erwerbsstatus
- › Alter
- › Geschlecht
- › gegenwärtiger Beruf
- › Berufsschlüssel
- › Stellung im Beruf
- › Führungs-/Aufsichtskraft
- › Öffentlicher Dienst
- › Wirtschaftszweig
- › Größenklasse des Betriebes
- › Bundesland der Arbeitsstätte
- › Befristung des Arbeitsvertrages
- › Jahr des Beginns der jetzigen Tätigkeit
- › Vollzeit-/Teilzeittätigkeit
- › geringfügige Beschäftigung
- › Vertrag mit Zeitarbeitsvermittlung
- › Wochenarbeitszeit
- › Überstunden der letzten Woche
- › Samstagsarbeit, Sonntagsarbeit, Feiertagsarbeit
- › Abendarbeit, Nachtarbeit
- › Schichtarbeit
- › höchster allgemeinbildender Schulabschluss
- › höchster Berufs- oder Hochschulabschluss
- › Einkommen aus Erwerbstätigkeit
- › Nettoeinkommen des letzten Monats

diese Voraussetzungen und wurde deshalb als Datenquelle ausgewählt.<sup>13</sup>  Übersicht 3 zeigt die Merkmale einer Person im Mikrozensus 2012, die auch in der Verdienststrukturhebung 2014 vergleichbar vorliegen und sinnvoll auswertbar sind.

Um die für die Klassifikation „Mutter/nicht Mutter“ relevanten erklärenden Merkmale zu finden, wurden Testrechnungen mit verschiedenen Kombinationen der genannten Merkmale durchgeführt. Dabei stellte sich heraus, dass das Alter der Arbeitnehmerin sowie die Größe des Betriebes, in welchem sie beschäftigt ist, die wichtigsten Merkmale darstellen. Die Hinzunahme weiterer Merkmale zu diesen beiden verbesserte das Ergebnis nur noch marginal. Im Weiteren wurde daher stets mit den erklärenden Merkmalen Alter der Arbeitnehmerin und Größe des Betriebes gearbeitet, die übrigen Merkmale wurden nicht mehr herangezogen.

Jedes auf statistischem Lernen basierende Klassifikationsverfahren führt in der Praxis unvermeidlich auch zu Missklassifikationen. Deren Ausmaß und Verteilung lassen sich schätzen, indem man die mittels der Trainingsdaten gelernte Support Vector Machine auf Testdaten anwendet, für die das korrekte Klassifikationsergebnis „Mutter/nicht Mutter“ bereits bekannt ist. Die mittlere Missklassifikationsrate über mehrere verschiedene, zufällige Aufteilungen des Datensatzes (in Trainings- und Testdatensatz) sowie über Tests mit verschiedenen Unterstichproben des zur Verfügung stehenden Mikrozensus-Datenmaterials betrug etwa 20 %. Gleichzeitig wurde eine starke Disparität zwischen den auftretenden Fehlern festgestellt. Der Fehler, dass eine Mutterschaft geschätzt wurde, obwohl eine solche nicht vorlag, trat ungefähr dreimal so häufig auf wie der entgegengesetzte Fehler (irrtümliches Schätzen, dass keine Mutterschaft vorliegt). In den derzeitigen Modellen zur Erklärung des Verdienstunterschiedes zwischen Männern und Frauen werden alle Frauen so behandelt, als läge keine Erwerbsunterbrechung aufgrund einer Mutterschaft vor. Das irrtümliche Unterstellen einer Mutterschaft ist daher der schwerer wiegende Fehler, wenn man einen konservativen Ansatz zur Verbesserung des bisherigen Verfahrens verfolgt. Aus diesem Grund wurden weitere Anpassungen vorgenommen, um einen Ausgleich zwischen den beiden beschriebenen Arten

13 Hintergrundinformationen zum Mikrozensus liefert die Internetseite des Statistischen Bundesamtes ([www.destatis.de](http://www.destatis.de)).

der Fehlklassifikation zu erreichen (SVM-Modell „Parität“). Diese Anpassungen waren erfolgreich, gingen allerdings zu Lasten der Gesamtmissklassifikationsrate, sodass folgende (über mehrere verschiedene, zufällige Aufteilungen des Datensatzes) gemittelte Ergebnisse erzielt wurden. ➤ Tabelle 8

**Tabelle 8**

Ergebnisse des Tests der Güte der Klassifikation des Support-Vector-Machine-Modells „Parität“

	%
Missklassifikationsrate	26
Irrtümlich als „nicht Mutter“ klassifiziert	14
Irrtümlich als „Mutter“ klassifiziert	12
Anteil der „Mütter“, die richtigerweise als „Mütter“ klassifiziert wurden	78
Anteil der „nicht Mütter“, die richtigerweise als „nicht Mütter“ klassifiziert wurden	68

Es zeigte sich, dass die SVM-Methodik ihre eigentliche Stärke, nämlich die Mustererkennung (unter Inkaufnahme langer Rechenzeiten), nicht ausspielen konnte. Random Forests lieferten bei deutlich kürzeren Berechnungsdauern vergleichbar gute Ergebnisse hinsichtlich der Gesamtmissklassifikationsraten. Allerdings weisen die Random Forests eine deutlich höhere Disparität zwischen den auftretenden Fehlern als die Support Vector Machines auf. Für die weitere Analyse wurde daher das SVM-Modell „Parität“ verwendet.

## 5.2 Ergebnisse

Mittels des SVM-Modells „Parität“ wurden die Arbeitnehmerinnen in der Verdienststrukturerhebung 2014 hinsichtlich der Eigenschaft „Mutter/nicht Mutter“ klassifiziert. Um den Effekt der Erwerbsunterbrechungen wegen der Geburt und Erziehung mindestens eines Kindes auf den bereinigten Gender Pay Gap messen zu können, muss die Information über die Mutterschaft in den Regressionsanalysen und im Dekompositionsmodell berücksichtigt werden. Naheliegender wäre die Bildung einer Dummy-Variablen. Da diese bei den Männern allerdings definitionsgemäß immer die Ausprägung „nicht Mutter“ hat, führt dies dazu, dass die Dummy-Variable in der Regression für die Männer nicht berücksichtigt wird. Dies wiederum hat zur Folge, dass die Dekomposition nicht durchgeführt werden kann. Daher bleibt methodisch nur die Möglichkeit, die Mutterschaft über einen

Abzug bei der Berechnung der potenziellen Berufserfahrung zu berücksichtigen. Hierfür sind Informationen über die (durchschnittliche) Dauer der Erwerbsunterbrechungen wegen der Geburt und Erziehung von Kindern notwendig. Da hierzu weder Erkenntnisse aus der Verdienststrukturerhebung noch Schätzergebnisse aus den Modellen vorliegen, wurde auf Angaben aus der Literatur zurückgegriffen. In Anlehnung an Boll und andere (2016b, hier: Seite 88 ff.) wird eine durchschnittliche Erwerbsunterbrechung durch Mutterschaft von acht Jahren unterstellt und die potenzielle Berufserfahrung von Müttern entsprechend modifiziert.

Mit dieser Annäherung an die tatsächliche Berufserfahrung wurde der bereinigte Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen für 2014 mit dem oben geschilderten Verfahren und ansonsten gleichen Daten neu berechnet, und zwar sowohl ausschließlich (Abgrenzung der Verdienststrukturerhebung 2006) als auch einschließlich (Abgrenzung der Verdienststrukturerhebung 2014) der Beschäftigten in Kleinstbetrieben und in den Wirtschaftsabschnitten A und O. Dabei war zu beachten, dass das zugrunde liegende SVM-Modell „Parität“ mithilfe einer Zufallsstichprobe aus den zur Verfügung stehenden Mikrozensusdaten trainiert wurde. Um Zufallseffekte auszuschließen, wurden insgesamt zehn solcher Trainingsdatensätze zufällig erzeugt und zum Lernen des SVM-Modells „Parität“ verwendet. Somit standen auch zehn Klassifikationen der Eigenschaft „Mutter/nicht Mutter“ zur Verfügung, die in die Regressionen und die Dekompositionen einfließen. Letztlich wurden auf diese Weise zehn Werte für den bereinigten Verdienstabstand zwischen Männern und Frauen

**Tabelle 9**

Bereinigter Gender Pay Gap 2014 unter Berücksichtigung kindbedingter Erwerbsunterbrechungen

	Abgrenzung Verdienststrukturerhebung 2006	Abgrenzung Verdienststrukturerhebung 2014
Kennzahl		
Arithmetisches Mittel	5,62	5,33
Standardabweichung	0,10	0,10
Minimum	5,38	5,10
Maximum	5,77	5,48
Spannweite	0,39	0,38
Bereinigter Gender Pay Gap ohne Berücksichtigung von Erwerbsunterbrechungen	5,83	5,63
Differenz in Prozentpunkten	0,21	0,30

geschätzt, die sich jedoch nur marginal unterscheiden.<sup>14</sup> ➔ Tabelle 9

Die Berücksichtigung der Erwerbsunterbrechungen durch Mutterschaft führt also unter den gemachten Annahmen zu einem um rund 0,2 bis 0,3 Prozentpunkte niedrigeren bereinigten Gender Pay Gap.

## 6


---

### Fazit und Ausblick

---

Mit den Daten der Verdienststrukturerhebung 2014 konnte für Deutschland zum dritten Mal nach 2006 und 2010 der bereinigte Gender Pay Gap ermittelt und eine detaillierte Ursachenanalyse durchgeführt werden. Für 2014 war es dabei möglich, auch die Beschäftigten in Kleinstbetrieben und in den Wirtschaftsabschnitten A und O einzubeziehen und so Aussagen für die gesamte Wirtschaft zu treffen. Zu Vergleichszwecken wurde der bereinigte Gender Pay Gap auch in der Abgrenzung der Beschäftigten der Verdienststrukturerhebung 2006 berechnet. Unabhängig von dieser Abgrenzung lag der bereinigte Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen 2014 bei 6 %. Seit 2006 lässt sich ein kontinuierlicher Rückgang feststellen (2006: 8 %; 2010: 7 %) bei annähernd gleichen Werten für den unbereinigten Gender Pay Gap (22 % bis 23 %).

Durch den Einsatz von Machine-Learning-Verfahren wurde erstmals versucht, Erwerbsunterbrechungen durch Mutterschaft approximativ in den Schätzmodellen zu berücksichtigen und so eine seit langem bekannte Schwachstelle der Modelle auszuräumen oder zumindest deren Relevanz abzuschätzen. Unter den gemachten Annahmen ergab sich für 2014 eine Abnahme des bereinigten Gender Pay Gap um rund 0,3 Prozentpunkte.

Wegen der vierjährlichen Periodizität der Verdienststrukturerhebung werden für 2018 das nächste Mal Daten zur Berechnung des bereinigten Gender Pay Gap vorliegen. Bis dahin ist geplant, die Modellrechnungen weiter zu verbessern. 

---

14 Um die Stabilität und Validität der Ergebnisse zu überprüfen, wurden außerdem zehn Random-Forest-Modelle mit ebenfalls zufällig gezogenen Trainingsdatensätzen gerechnet. Diese bestätigten die auf Basis des SVM-Modells „Parität“ ermittelten Ergebnisse.

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Achatz, Juliane/Gartner, Hermann/Glück, Timea. *Bonus oder Bias? Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung*. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Jahrgang 57. Heft 3. 2005, Seite 466 ff.

Bennett, Kristin P./Campbell, Colin. *Support Vector Machines: Hype or Hallelujah?* In: SIGKDD Explorations Newsletter. Band 2. Ausgabe 2. 2000, Seite 1 ff.

Blinder, Alan S. *Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates*. In: The Journal of Human Resources. Band 8. Ausgabe 4. 1973, Seite 436 ff.

Boll, Christina/Rossen, Anja/Wolf, André. *The EU Gender Earnings Gap: Job Segregation and Working Time as Driving Factors*. In: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. IAB-Discussion Paper. Band 36. 2016a.

Boll, Christina/Jahn, Malte/Lagemann, Andreas/Puckelwald, Johannes. *Dauerhaft ungleich – berufsspezifische Lebenserwerbseinkommen von Frauen und Männern in Deutschland*. In: Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut HWWI Policy Paper 98. Hamburg 2016b.

Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung. *Siedlungsstrukturelle Kreistypen*. [Zugriff am 28. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.bbsr.bund.de](http://www.bbsr.bund.de)

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. *Lohnungerechtigkeit*. Hintergrundmeldung vom 11. Januar 2017.

Caruana, Rich/Karampatziakis, Nikos/Yessenalina, Ainur. *An Empirical Evaluation of Supervised Learning in High Dimensions*. In: Proceedings of the 25<sup>th</sup> International Conference on Machine Learning. Helsinki 2008, Seite 96 ff.

Caruana, Rich/Niculescu-Mizil, Alexandru. *An Empirical Comparison of Supervised Learning Algorithms*. In: Proceedings of the 23<sup>rd</sup> International Conference on Machine Learning. Pittsburgh 2006, Seite 161 ff.

Dumpert, Florian/Eschwege, Katja von/Beck, Martin. *Einsatz von Support Vector Machines bei der Sektorzuordnung von Unternehmen*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2016, Seite 87 ff.

Eurostat. *Working Group Labour Market Statistics. State of the Play on the SES 2006 and Gender Pay Gap 2007*. Arbeitsunterlage. Luxemburg 2008.

Fernández-Delgado, Manuel/Cernadas, Eva/Barro, Senén. *Do we Need Hundreds of Classifiers to Solve Real World Classification Problems?* In: Journal of Machine Learning Research. Band 15. 2014, Seite 3133 ff.

Feuerhake, Jörg/Dumpert, Florian. *Erkennung nicht relevanter Unternehmen in den Handwerksstatistiken*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2016, Seite 79 ff.

### LITERATURVERZEICHNIS

---

Finke, Claudia. *Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen 2006*. Projektbericht. Statistisches Bundesamt. Oktober 2010. [Zugriff am 1. März 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Finke, Claudia. *Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2011, Seite 36 ff.

Geisberger, Tamara/Glaser, Thomas. *Geschlechtsspezifische Verdienstunterschiede. Analysen zum „Gender Pay Gap“ auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2010*. In: Statistische Nachrichten. Ausgabe 3/2014, Seite 1 ff.

Günther, Roland. *Methodik der Verdienststrukturerhebung 2010*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2013, Seite 127 ff.

Hamel, Lutz. *Knowledge Discovery with Support Vector Machines*. Hoboken 2009.

Hammermann, Andrea/Schmidt, Jörg. *Facetten des Gender Pay Gap: Empirische Evidenz auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels*. In: Institut der deutschen Wirtschaft IW policy papers. Ausgabe 8/2015.

Hastie, Trevor/Tibshirani, Robert/Friedman, Jerome. *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction*. Second Edition. New York 2009.

Hinz, Thomas/Gartner, Hermann. *Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Branchen, Berufen und Betrieben*. In: Zeitschrift für Soziologie. Jahrgang 34. Ausgabe 1/2005, Seite 22 ff.

Hübler, Olaf. *Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede*. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Jahrgang 36. Ausgabe 4/2003, Seite 539 ff.

International Labour Organization. *ISCO International Standard Classification of Occupations*. [Zugriff am 24. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.ilo.org](http://www.ilo.org)

James, Gareth/Witten, Daniela/Hastie, Trevor/Tibshirani, Robert. *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R*. New York 2013.

Joachimiak, Walter. *Frauenverdienste – Männerverdienste: Wie groß ist der Abstand wirklich?* In: STATmagazin. Wiesbaden 2013. [Zugriff am 29. Januar 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Kotsiantis, Sotiris B. *Supervised Machine Learning: A Review of Classification Techniques*. In: Informatica. Band 31. Heft 3/2007, Seite 249 ff.

Kulmiz, Leontine von. *Lohndiskriminierung von Frauen*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2001, Seite 406 ff.

Neumark, David. *Sex Differences in Labor Markets*. London, New York 2004.

Oaxaca, Ronald. *Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets*. In: International Economic Review. Band 14. Ausgabe 3/1973, Seite 693 ff.

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Statistisches Bundesamt. *Verdienststrukturerhebung*. Qualitätsbericht. Wiesbaden 2016a. [Zugriff am 1. März 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Statistisches Bundesamt. *Fachserie 16, Heft 1, Verdienststrukturerhebung 2014*. Wiesbaden 2016b. [Zugriff am 1. März 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Strub, Silvia/Abrassart, Aurélien/Bannwart, Livia/Oesch, Thomas. *Analyse der Löhne von Frauen und Männern anhand der Lohnstrukturerhebung 2012*. Schlussbericht. Büro für arbeits- und sozialpolitische Studien. Bern 2016.

Wainberg, Michael/Alipanahi, Babak/Frey, Brendan J. *Are Random Forests Truly the Best Classifiers?* In: Journal of Machine Learning Research. Band 17. 2016, Seite 1 ff.



# STRATEGISCHE NEUAUSRICHTUNG DER ENERGIESTATISTIKEN

Jörg Decker, Nicolai Klumpp

➤ **Schlüsselwörter:** Energiestatistiken – Energiebilanzen – Wärmeerzeugung – Kraft-Wärme-Kopplung – Erneuerbare Energien

## ZUSAMMENFASSUNG

Die Energiestatistiken setzen sich derzeit aus 16 Einzelerhebungen zusammen und stellen statistische Daten zur Erzeugung und Verwendung von Strom, Gas und Wärme zur Verfügung. Die rechtliche Grundlage ist das Energiestatistikgesetz. Mit der im Februar 2017 verabschiedeten Novelle wird insbesondere der gestiegenen Datenanfrage in den Bereichen erneuerbare Energien, Kraft-Wärme-Kopplung und Wärme Rechnung getragen. Der Beitrag stellt die wesentlichen Neuerungen des Energiestatistikgesetzes im Einzelnen vor und skizziert die damit verbundenen Auswirkungen auf die Erhebungen.

➤ **Keywords:** *energy statistics – energy balances – heat generation – combined heat and power generation – renewable energy sources*

## ABSTRACT

*Energy statistics currently comprise 16 individual surveys. They provide data on the production and use of electricity, gas and heat. The legal basis is the Energy Statistics Act. Because of new data requirements, especially in the area of renewable energy, combined heat and power generation and heat production, amendments to the legal basis were adopted in February 2017. This article presents the most important amendments to the Energy Statistics Act in a detailed manner and outlines the associated impacts on the relevant surveys.*



**Jörg Decker**

ist Diplom-Sozialwissenschaftler und leitet das Referat „Energie, Ver- und Entsorgungswirtschaft“ des Statistischen Bundesamtes. Sein Schwerpunkt liegt in der Erweiterung des Angebots energiestatistischer Daten, um die steigenden nationalen und internationalen Anforderungen möglichst vollständig mit amtlichen Energiestatistiken erfüllen zu können.



**Nicolai Klumpp**

hat Elektrotechnik und Informationstechnik studiert. Er ist im Statistischen Bundesamt im Referat „Energie, Ver- und Entsorgungswirtschaft“ als wissenschaftlicher Mitarbeiter hauptsächlich mit der Umsetzung der Novelle des Energiestatistikgesetzes befasst. Das Aufbereitungsprogramm EnStat, das von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder zur Erfassung und Aufbereitung der Energiestatistiken eingesetzt wird, betreut er in allen technischen Fragen.

## 1

### Einleitung

Nach Abschluss des parlamentarischen Verfahrens ist die Novelle des Energiestatistikgesetzes (EnStatG) zum 10. März 2017 in Kraft getreten. Damit wurde nach vielen Jahren der Vorbereitung die Rechtsgrundlage geschaffen, die Energiestatistiken den geänderten Rahmenbedingungen in der Energiewirtschaft anzupassen. Vorrangiges Ziel ist die Schließung bestehender Datenlücken, vor allem in den Bereichen erneuerbare Energien, Kraft-Wärme-Kopplung (KWK) und Wärme. Die Anwendung des novellierten Energiestatistikgesetzes erfolgt für die Monatserhebungen ab dem Berichtsmonat Januar 2018. Aufgrund der engen Verzahnung von monatlichen und jährlichen Erhebungen sind die neuen Jahresehebungen folglich erstmals für das Berichtsjahr 2018 auszuführen. Bis dahin sieht das neue Energiestatistikgesetz 2017 die Durchführung der Erhebung nach dem bisherigen Energiestatistikgesetz 2003 vor.<sup>1</sup>

Die Novelle war erforderlich, da das Energiestatistikgesetz 2003 den erforderlichen Bedarf an energiestatistischen Daten nur unzureichend abdeckte. Für diese Entwicklung lassen sich zwei Gründe nennen:

Zum einen trat das bisherige Gesetz zu einer Zeit in Kraft, als die Strom- und Gasmärkte einen hohen Zentralisierungsgrad aufwiesen. Dadurch lag der Großteil der benötigten Informationen zur Produktion, Verteilung und Verwendung von Energie bei nur wenigen Unternehmen vor. Dies änderte sich durch die vom Gesetzgeber verordnete Liberalisierung der Strom- und Gasmärkte sowie durch die Entflechtung von Versorgungsunternehmen (Unbundling). Als Folge entstanden neue Unternehmen, die letztlich zu einer veränderten Struktur des Energiemarktes führten, die nicht vom Energiestatistikgesetz 2003 abgebildet werden konnte. Bereits im August 2011 wurde in dieser Zeitschrift auf die Folgen des Unbundling auf die Energiestatistiken hingewiesen: „Aber auch aus den knappen Ausführungen wird deutlich, dass es das im Energiestatistikgesetz als Auskunftspflichtiger genannte „Elektrizitäts- oder Gasver-

sorgungsunternehmen“ nicht mehr gibt. An seine Stelle sind nun eine Vielzahl von Unternehmen getreten, die – je nach Aufgabenstellung – über entsprechende Daten verfügen und somit in die jeweiligen Berichtskreise der amtlichen Energiestatistik integriert werden müssten. Das wiederum würde dazu führen, dass die vom Gesetzgeber festgelegte Zahl von Berichtspflichtigen deutlich überschritten würde. Erkennbar wird auch, dass die im Energiestatistikgesetz genannten Auskunftspflichtigen nicht mehr über alle Daten verfügen und sie daher der amtlichen Statistik auch nicht zur Verfügung stellen können.“ (Bayer, 2011, Seite 756 f.)

Zum anderen waren erneuerbare Energieträger und effiziente Energieproduktionen, wie beispielsweise Kraft-Wärme-Kopplung, seinerzeit vernachlässigbare Größen und waren daher nur unzureichend Bestandteil des Energiestatistikgesetzes 2003.<sup>2</sup> Aufgrund der nach 2003 eingetretenen Strukturveränderungen wurden daher bisher nur Teile der Entwicklungen auf den Energiemärkten statistisch erfasst. Es fehlten vor allem Daten zu dem wichtigen Sektor der erneuerbaren Energien. Die Konsequenzen waren deutlich spürbar: So wurden beispielsweise Daten, die für das vom Gesetzgeber angeordnete Monitoring der Energiewende relevant waren, nur unzureichend durch die amtlichen Energiestatistiken abgedeckt. Defizite gab es auch bei Angaben, die für die Erstellung der Energiebilanzen auf Bundes- und Landesebene benötigt wurden, sodass für diese Zwecke die Verwendung von nicht amtlichen Daten sowie Schätzungen notwendig waren. Ohne die gesetzliche Anpassung hätten die bestehenden Datenlücken mittelfristig zu einem Bedeutungsverlust der amtlichen Energiestatistiken gegenüber anderen Datenanbietern geführt. Darüber hinaus war in den Jahren zuvor die Anzahl an Merkmalen gewachsen, die trotz bestehender europäischer und internationaler Verpflichtungen nicht vorlagen. Auf europäischer Ebene wäre daher bei einer weiteren Fortsetzung dieser Praxis die Einleitung eines Vertragsverletzungsverfahrens nicht mehr auszuschließen gewesen.

---

1 Zu besserer Unterscheidung der beiden Fassungen des Energiestatistikgesetzes wird im Folgenden das bislang gültige Gesetz als Energiestatistikgesetz (EnStatG) 2003, die novellierte und nunmehr gültige Fassung als Energiestatistikgesetz 2017 bezeichnet.

---

2 Der Anteil der erneuerbaren Energien an der Bruttostromerzeugung lag 1992 bei knapp 4 % und im Jahr 2016 bei rund 30 % (Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen, 2017).

## 2

### Entstehungsgeschichte

Erste Überlegungen zur Novellierung des Energiestatistikgesetzes 2003 gab es bereits mit dem Beschluss des Bundestages zur Energiewende Mitte 2011.<sup>13</sup> In dem vom Bundestag verabschiedeten Gesetz für den Vorrang erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien-Gesetz – EEG) heißt es unter anderem: „Das Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit berichtet der Bundesregierung bis zum 31. Dezember 2012 und dann jährlich über den Ausbau der erneuerbaren Energien, die Erreichung der Ziele nach § 1 Absatz 2 und die sich daraus ergebenden Herausforderungen.“



Diese Gesetzesnovelle stellte eine grundlegende und umfassende Überarbeitung des bis dahin bestehenden Erneuerbare-Energien-Gesetzes 2009 dar. Durch das Gesetz zur Neuregelung des Rechtsrahmens für die Förderung der Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien vom 28. Juli 2011 (BGBl. I Seite 1634) wurde zum 1. Januar 2012 das neue Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG 2012) in Kraft gesetzt. Das Gesetz sah erstmals einen Monitoringbericht (§ 65a EEG 2012) vor.

Um die benötigten Daten für dieses neu eingeführte jährliche Monitoring der Energiewende zu erhalten, hat sich das Bundesministerium für Wirtschaft und Energie Ende 2011 für eine Novellierung des bestehenden Energiestatistikgesetzes ausgesprochen. Zur Sicherung der unterschiedlichen Nutzerinteressen wurde entschieden, dem Gesetzentwurf ein Fachkonzept vorzuschalten. In diesem von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder mit fachlicher Unterstützung durch den Bundesverband der Energie- und Wasserwirtschaft e.V. erstellten Fachkonzept wurde detailliert beschrieben, welche Anpassungen notwendig sind. Der erste Referentenentwurf zur Novelle des Energiestatistikgesetzes lag schließlich Ende 2015 vor. In der Zwischenzeit wurden viele Merkmale genauer definiert sowie zahlreiche Merkmale gestrichen. Zusätzlich wurden übergeordnete Maßnahmen, wie beispielsweise eine stärkere Nutzung von Verwaltungsdaten sowie eine Verordnungsermächtigung zur Sicherung von Flexibilisierungsmöglichkeiten, ins Gesetz aufgenommen. Neu hinzugekommen

<sup>13</sup> Eine detaillierte Auflistung der aufgrund des Bundestagsbeschlusses erforderlichen Anpassungen des Energiestatistikgesetzes enthält Bayer (2011).

sind zudem Begriffsdefinitionen, die monatliche Erfassung von Energiespeichern sowie die Aufnahme einer „Schnellstatistik Gas“.

Für den vergleichsweise langen Zeitraum zwischen Fertigstellung des Fachkonzepts und Abschluss des parlamentarischen Verfahrens lassen sich viele Gründe anführen: Während der Bearbeitungszeit stieg der Bedarf an energiestatistischen Daten. So gab es auf Bundesebene Überlegungen, Ergebnisse zur Energieverwendung, die bislang nur aufgrund externer Studien vorliegen, dauerhaft gesetzlich abzusichern. Auf Länderebene führte das zunehmende Monitoring der Energiewende zu einem Mehrbedarf an regionalen Daten. Zudem sollte der Wegfall der für die Erstellung von Länderenergiebilanzen genutzten Mineralöldaten, die vom Mineralölwirtschaftsverband zur Verfügung gestellt wurden, durch eine Ausweitung der Novelle kompensiert werden. Daneben führte auch die juristische Ausgestaltung neuer Aspekte, wie die verpflichtende Nutzung von Verwaltungsdaten und der Verordnungsermächtigung, zu einem erheblichen Zeitverzug. Gleichzeitig ist anzumerken, dass während dieser Zeit viele noch bestehende gesetzliche „Unebenheiten“ im Rahmen der fachlichen Umsetzung der Novelle in einer

### Übersicht 1

#### Erhebungen nach dem Energiestatistikgesetz 2017

##### Monatserhebungen:

- › Elektrizitäts- und Wärmeerzeugung der allgemeinen Versorgung (066K)
- › Elektrizitätsversorgung der Netzbetreiber (066N)
- › Einfuhr von Kohle (061)
- › Gewinnung sowie Ein- und Ausfuhr von Gas bei Gasversorgungsunternehmen (068)

##### Jahreserhebungen:

- › Energieverwendung in der Industrie (060)
- › Erzeugung, Bezug, Verwendung und Abgabe von Wärme (064)
- › Elektrizitäts- und Wärmeerzeugung der Industrie (067)
- › Stromeinspeisung und -ausspeisung bei Netzbetreibern (070)
- › Aufkommen und Abgabe von Gas sowie Erlöse der Gasversorgungsunternehmen (082)
- › Stromabsatz und Erlöse der allgemeinen Versorgung (083)
- › Gewinnung, Verwendung und Abgabe von Klärgas (073)
- › Verwendung und Abgabe von Wärme und Elektrizität aus Tiefengeothermie (062)
- › Erzeugung von Biokraftstoffen (063)
- › Abgabe von Mineralölprodukten (071)
- › Abgabe von Flüssiggas (075)

Statistik-Nummern der einzelnen Erhebungen in Klammern.

speziellen Bund-Länder-Projektgruppe identifiziert und durch den Gesetzgeber nachträglich behoben wurden, um hinsichtlich der Durchführung der Erhebungen nunmehr Rechtssicherheit zu gewährleisten.

Ungeachtet der fachlichen Notwendigkeit, beinhaltet die Novelle eine Vielzahl von Herausforderungen an die amtlichen Energiestatistiken, die sich schon allein auf die hohe Zahl an Einzelerhebungen zurückführen lässt. So bestehen die Energiestatistiken trotz Streichung und Zusammenlegung einzelner Erhebungen auch nach der Novelle aus 15 Einzelerhebungen, wovon vier monatlich durchgeführt werden. ➤ Übersicht 1

### 3

## Nutzertagung verdeutlicht die gestiegenen Anforderungen

Die Anforderungen an energiestatistische Daten sind seit Inkrafttreten des Energiestatistikgesetzes 2003 deutlich gestiegen. Dies zeigte sich auf der im Juni 2016 im Statistischen Bundesamt stattgefundenen Nutzertagung zur Novelle des Energiestatistikgesetzes. Hier skizzierten die nationalen und internationalen Datennutzer ihren aktuellen Datenbedarf.<sup>4</sup> Aus europäischer Sicht wurde auf die derzeit bestehenden Datenlücken in Deutschland hingewiesen. Dazu gehört auch eine neue Datenanforderung im Bereich der Gasstatistiken, von der Deutschland aufgrund einer Ausnahmegenehmigung bis September 2014 befreit war. Diese Datenlieferung, die laut der EU-Verordnung zu den Energiestatistiken<sup>5</sup> 30 Tage nach Ende des Berichtsmonats erfolgen muss, ist im Energiestatistikgesetz 2003 nicht enthalten, sodass für eine Erhebung die Rechtsgrundlage fehlt. Zudem wurde auf die bevorstehende Novelle dieser EU-Verordnung hingewiesen, die insbesondere im Bereich der erneuerbaren Energien eine deutliche Ausweitung vorsieht. Auch hierfür gab es im Energiestatistikgesetz 2003 aufgrund fehlender Flexibilisierungsmaßnahmen keine Möglichkeiten für eine Ausweitung der bestehen-

den Erhebungen. Eine weitere Meldepflicht für die amtlichen Energiestatistiken existiert durch die europäische Energieeffizienz-Richtlinie<sup>6</sup> und umfasst statistische Angaben zu Kraft-Wärme-Kopplungs-Anlagen. Auch an dieser Stelle kann von Deutschland bislang nur ein Teil der angeforderten Daten geliefert werden. Eine vollständige Datenlieferung ist erst nach Inkrafttreten der Novelle des Energiestatistikgesetzes möglich.

Seitens der Wissenschaft wurden insbesondere unterjährige Daten gefordert, die sich beispielsweise zur Prognose des unterjährigen Energieverbrauchs eignen. Zusätzlich besteht eine große Nachfrage nach tief disaggregierten Angaben zu Energieträgern und Subsektoren, um insbesondere Mehrgleichungsmodelle erstellen zu können.

Bei der Präsentation über die Erstellung der Energiebilanzen für Deutschland wurde betont, dass dafür nahezu alle amtlichen Energiestatistiken zum Einsatz kommen. Allerdings muss aufgrund der in der amtlichen Energiestatistik bestehenden Abschneidegrenzen und Untererfassungen, beispielsweise bei dezentralen Erzeugern, ergänzend auf andere Datenquellen zurückgegriffen werden. Dies gilt insbesondere für die Berechnung vorläufiger Energiebilanzen. Auch für die Erstellung der Länderenergiebilanzen werden zunehmend länderscharfe Daten erforderlich, um die beschlossenen energiepolitischen Maßnahmen zur Energiewende quantitativ bewerten zu können.

Auf der Nutzertagung wurde auch auf die Verwendung der Energiestatistiken bei der Berechnung von Konjunkturindikatoren hingewiesen. So veröffentlicht das Statistische Bundesamt derzeit etwa 90 Konjunkturindikatoren zur Beschreibung der wirtschaftlichen Entwicklung.<sup>7</sup> Dazu zählt auch der Produktionsindex für das produzierende Gewerbe, der die kurzfristige Entwicklung der wirtschaftlichen Leistung der Unternehmen in diesem Bereich abbildet. Während ein Großteil der benötigten Daten frühzeitig vorliegt, stehen Daten für die Elektrizitätsversorgung erst rund 70 Tage nach Berichtsmonat

4 Sämtliche Präsentationen der Nutzertagung zur Novelle des Energiestatistikgesetzes sowie Kurzfassungen der Vorträge sind verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

5 Verordnung (EG) Nr. 1099/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 22. Oktober 2008 über die Energiestatistik (Amtsblatt der EU Nr. L 304, Seite 1).

6 Richtlinie 2012/27/EU des Europäischen Parlaments und des Rates vom 25. Oktober 2012 zur Energieeffizienz, zur Änderung der Richtlinien 2009/125/EG und 2010/30/EU und zur Aufhebung der Richtlinien 2004/8/EG und 2006/32/EG (Amtsblatt der EU Nr. L 315, Seite 1).

7 Die Konjunkturindikatoren, einschließlich umfangreicher Tabellen mit monatlichen oder vierteljährlichen Ergebnissen, teilweise ergänzt mit kalender- und saisonbereinigten Werten, sind verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

zur Verfügung. Da erste vorläufige Ergebnisse bereits 40 Tage nach Ende des Berichtmonats veröffentlicht werden, müssen die dafür benötigten Angaben auch an dieser Stelle mittels externer Daten und Schätzungen vervollständigt werden.

Der Forderung nach einer Ausweitung des Angebots energiestatistischer Daten und dem damit impliziten Ausbau der Erhebungen, steht seitens der Verbände die Forderung nach einer Reduzierung der durch die Erhebungen verursachten Bürokratiekosten gegenüber. Daher ist ein generelles Ziel der Novelle die Herstellung eines Gleichgewichts zwischen Melde- und Veröffentlichungspflichten einerseits und Datennutzung andererseits. Dazu können nach Ansicht der Verbände verschiedene Maßnahmen, unter anderem die Vereinheitlichung von Definitionen, die Vermeidung unterschiedlicher Erhebungszeiträume und Erhebungszeitpunkte sowie die Nutzung bereits an andere Behörden oder Ämter gemeldeter Daten, beitragen.

Viele der auf der Nutzertagung angesprochenen Forderungen sind in der Novelle enthalten und werden im Folgenden ausführlich dargestellt.

## 4

---

### Methodische und technische Herausforderungen

---

#### 4.1 Mehrbelastung für Auskunftspflichtige vermeiden

---

Wie bereits in der Einleitung beschrieben, ist das wesentliche Ziel der Novellierung die Schließung bestehender Datenlücken. Dies wird durch Hinzufügen neuer Berichtskreise und die Ergänzung neuer oder die Erweiterung bestehender Erhebungsmerkmale erreicht.

Eine wesentliche Rahmenbedingung bei der Erstellung neuer Gesetze ist das Gebot, die Belastung der Berichtspflichtigen auf ein Minimum zu beschränken. Neue Belastungen in Form von neuen Datenanforderungen sind grundsätzlich mit Entlastungen an anderer Stelle zu kompensieren. Daher lassen sich die Berichtspflichten trotz des stark gestiegenen Datenbedarfs nicht beliebig

ausdehnen. Es ist vielmehr notwendig, einen Kompromiss zwischen der Vollständigkeit der erhobenen Daten und der Belastung der Berichtspflichtigen zu erarbeiten. So muss beispielsweise entschieden werden, ob ein Merkmal direkt erhoben werden soll oder möglicherweise aus anderen, für den Berichtspflichtigen einfacher verfügbaren Merkmalen berechnet werden kann. Dazu zählt beispielsweise der Primärenergieeinsparungsfaktor. Die Ermittlung dieses Merkmals ist für den Befragten oft sehr schwierig. Allerdings kann es auch durch Angaben berechnet werden, die wiederum leicht verfügbar sind (siehe Erläuterung im Exkurs). Ein anderer Ansatz zur Reduzierung der Belastung ist, bewährte Schätzverfahren beizubehalten und lediglich die Datengrundlage für diese Verfahren zu verbessern.

Eine weitere Herausforderung ist die Abgrenzung der neuen Berichtskreise. Dies ist vor allem bei Betreibern von Klein- und Kleinstanlagen, zum Beispiel bei privaten Betreibern von Photovoltaik-Anlagen oder Blockheizkraftwerken, der Fall, da nicht jede Kleinstanlage bekannt ist. Es ist daher sinnvoll, an der bisherigen Abschneidegrenze von 1 Megawatt Nettonennleistung festzuhalten und den Anteil der Klein- und Kleinstanlagen weiterhin hinzu zu schätzen. Um die Datenqualität in diesem Bereich zu erhöhen, ist es aber, wie oben angesprochen, notwendig, eine Möglichkeit zu finden, mit der die Datengrundlage für die Schätzungen verbessert werden kann.

#### 4.2 Vielzahl neuer Anforderungen an Erhebungsprogramme

---

Neben den methodischen Anforderungen beinhaltet die Novelle auch technische Fragestellungen, die zu lösen sind. Dazu zählt unter anderem der Neuaufbau der Erhebungsinfrastruktur. Da sich Aufbau und Inhalt vieler Erhebungen grundlegend ändern werden, müssen sowohl die elektronischen Erhebungsformulare als auch das Datenaufbereitungsprogramm neu programmiert werden. Zudem sind, wie oben beschrieben, für einige Merkmale komplexe Berechnungen durchzuführen. Zur Entlastung der Berichtspflichtigen und zur Verbesserung der Datenqualität ist geplant, diese Berechnungen direkt in das Erhebungsformular zu integrieren. Sollten die Daten auf einem anderen Weg gemeldet werden, erfolgt die Berechnung im Datenaufbereitungsprogramm.



Als weitere Herausforderungen sind perspektivisch die Integration von Verwaltungsdaten (hauptsächlich das im Jahr 2017 in Betrieb gehende Marktstammdatenregister) in das Datenaufbereitungsprogramm sowie die automatische Erstellung der Qualitätsdatenblätter schon während der Plausibilisierungsprüfungen zu nennen. Beim Marktstammdatenregister handelt es sich um ein von der Bundesnetzagentur geführtes Register, in dem die Stammdaten der Marktteilnehmer und Anlagen der leitungsgebundenen Energieversorgung im Strom- und Gasmarkt erfasst werden. Mit der in der amtlichen Statistik vorgesehen Einführung von Qualitätsdatenblättern sollen wichtige Kennzahlen zur Einschätzung der Datenqualität zur Verfügung gestellt werden. Dies bedingt eine unmittelbare Integration in die Datenaufbereitungsprogramme.

## Exkurs:

### Methodik zur Berechnung des Primärenergieeinsparungsfaktors

Der Primärenergieeinsparungsfaktor (PEEF) einer Anlage gibt an, welchen Anteil an Primärenergie durch den Einsatz effizienter Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozesse im Vergleich zur Verwendung herkömmlicher, ungekoppelter Erzeugungsprozesse eingespart werden kann.

Als Grundlage für die Berechnung des Primärenergieeinsparungsfaktors dient Formel (1), die in der Richtlinie 2012/27/EU des Europäischen Parlaments und des Rates angegeben und im Arbeitsblatt FW 308<sup>8</sup> des AGFW (früher: Arbeitsgemeinschaft für Fernwärme, jetzt: Energieeffizienzverband für Wärme, Kälte und Kraft-Wärme-Kopplung) näher erläutert ist.

$$(1) \quad PEEF = 1 - \frac{W_{KWK}}{\frac{A_{KWK}}{ref_A} + \frac{Q_{KWK}}{ref_Q}}$$

Dabei gilt:

$W_{KWK}$  = der gesamte im Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess eingesetzte Brennstoff,

$A_{KWK}$  = die im Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess erzeugte Menge an Elektrizität,

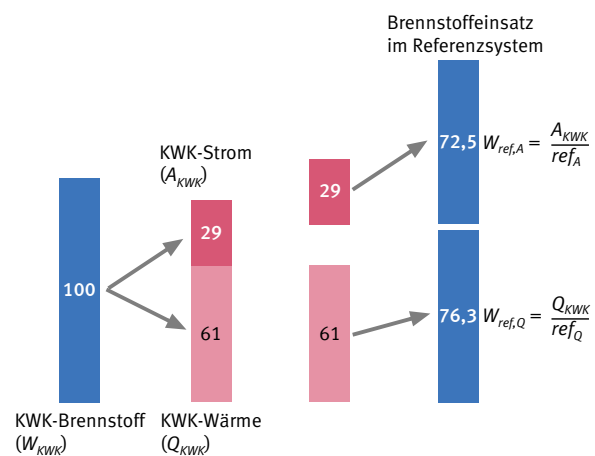
$Q_{KWK}$  = die im Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess erzeugte Wärmemenge und

$ref_A, ref_Q$  = die Referenzwirkungsgrade für die Strom- beziehungsweise Wärme-erzeugung aus dem ungekoppelten Vergleichsprozess.

Die Bedeutung von Formel (1) wird mithilfe der [Grafik 1](#) und einer kurzen Herleitung veranschaulicht:

**Grafik 1**

Herleitung des Primärenergieeinsparungsfaktors [Formel (1)]



Quelle: AGFW – Der Energieeffizienzverband für Wärme, Kälte und KWK e. V.  
Verfügbar unter: [www.agfw.de](http://www.agfw.de)

2017 - 01 - 0168

Der Grundgedanke ist, dass der tatsächliche Kraft-Wärme-Kopplungs-Brennstoffeinsatz mit dem Brennstoffeinsatz verglichen wird, der in einem ungekoppelten Prozess nötig wäre, um die gleiche Menge an Strom und Wärme wie im Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess zu erzeugen [ $W_{ref}$  in Formel (2)].

$$(2) \quad PEEF = \frac{W_{ref} - W_{KWK}}{W_{ref}}$$

Für die Berechnung werden zunächst  $A_{KWK}$  und  $Q_{KWK}$  benötigt (Grafik 1, linker Teil). Diese Angaben müssen als Erhebungsmerkmal erfragt werden. Dann kann über den Referenzwirkungsgrad der ungekoppelten Erzeugung der Vergleichsbrennstoffeinsatz ( $W_{ref} = W_{ref,A} + W_{ref,Q}$ ) berechnet werden [Grafik 1, rechter Teil, und Formeln (3) und (4)].

<sup>8</sup> Siehe AGFW – Der Energieeffizienzverband für Wärme, Kälte und KWK e. V. Verfügbar unter: [www.agfw.de](http://www.agfw.de)



$$(3) \quad W_{ref,A} = \frac{A_{KWK}}{ref_A}$$

$$(4) \quad W_{ref,Q} = \frac{Q_{KWK}}{ref_Q}$$

Setzt man die Formeln (3) und (4) in Formel (2) ein, erhält man Formel (1).

Die zur Berechnung des Primärenergieeinsparungsfaktors ebenfalls benötigten Werte für die Referenzwirkungsgrade ( $ref_A$  und  $ref_Q$ ) sind im entsprechenden Durchführungsbeschluss<sup>9</sup> der Europäischen Kommission festgelegt. Sie sind abhängig von Brennstoff, Baujahr der Anlage, Umgebungstemperatur, Temperatur der abgegebenen Wärme und der Netzspannung der Anlage.

Die Einflussfaktoren werden dabei teilweise geschätzt oder aus anderen Angaben abgeleitet. So wird beispielsweise die Netzspannung aus der Anlagenleistung abgeleitet.

Der Primärenergieeinsparungsfaktor liegt bei hoch-effizienten Kraft-Wärme-Kopplungs-Anlagen üblicherweise zwischen 0,1 und 0,35. Das bedeutet, dass mit dem Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess im Vergleich zum ungekoppelten Prozess 10 % bis 35 % an Primärenergie eingespart werden kann. Der theoretische Maximalwert von 1 % beziehungsweise 100 % kann in der Praxis nicht erreicht werden, da die Erzeugung ohne Brennstoffeinsatz erfolgen würde ( $W_{ref} = 0$ ).

Theoretisch können sich nach Formel (1) auch negative Werte für den Primärenergieeinsparungsfaktor ergeben. In diesem Fall würde im Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozess mehr Primärenergie eingesetzt als bei ungekoppelter Erzeugung.

Im Beispiel der Grafik 1 ergibt sich ein Wert für den Primärenergieeinsparungsfaktor von 0,33. Dieser berechnet sich mit  $1 - \frac{100}{72,5 + 76,3}$ ;  $W_{ref,A}$  beträgt in diesem Fall 0,4 und  $W_{ref,Q}$  ungefähr 0,8.

<sup>9</sup> Durchführungsbeschluss der Kommission vom 19. Dezember 2011 zur Festlegung harmonisierter Wirkungsgrad-Referenzwerte für die getrennte Erzeugung von Strom und Wärme in Anwendung der Richtlinie 2004/8/EG des Europäischen Parlaments und des Rates und zur Aufhebung der Entscheidung 2007/74/EG der Kommission (Amtsblatt der EU Nr. L 343, Seite 91).

## 5

### Strukturelle und inhaltliche Neuerungen

Zunächst beinhaltet die Novelle einige strukturelle Neuerungen. Hierzu zählt unter anderem die Aufnahme von Merkmalsdefinitionen in das Energiestatistikgesetz 2017, die im bisherigen Energiestatistikgesetz 2003 nicht enthalten waren. Dies dient der Harmonisierung gegenüber bestehenden Gesetzen, wie beispielsweise dem Energiewirtschaftsgesetz und dem Erneuerbare-Energien-Gesetz. Die übereinstimmende Verwendung allgemein anerkannter Merkmals- und Begriffsdefinitionen soll die Verständlichkeit des Gesetzes und der Erhebungsunterlagen für die Berichtspflichtigen verbessern und so zu einer Reduzierung der Belastung und zugleich zu einer Erhöhung der Datenqualität führen.

#### 5.1 Verordnungsermächtigung und Verwaltungsdatennutzung

Eine weitere strukturelle Neuerung ist die im Gesetz vorgesehene Verordnungsermächtigung. Sie ermöglicht dem Gesetzgeber, in Zukunft schneller und flexibler auf Veränderungen im Energiemarkt zu reagieren und neue Entwicklungen zeitnah durch eine Erweiterung bestehender oder den Aufbau neuer Erhebungen abzubilden. Aber auch die Streichung nicht mehr benötigter Erhebungsmerkmale wird erleichtert.

Um bei neuen Datenanforderungen eine Ausweitung der Berichtspflichten auf das Notwendigste zu beschränken, sieht das Energiestatistikgesetz 2017 verpflichtend die Prüfung vor, ob die zusätzlich benötigten Angaben nicht bereits als Verwaltungsdaten in anderen Behörden vorliegen. Ferner ist zu prüfen, ob nicht auch die im Energiestatistikgesetz 2017 vorgesehenen Merkmale künftig durch Verwaltungsdaten ersetzt und somit Belastungen bei den Auskunftgebenden reduziert werden können.

#### 5.2 Deutlich verbesserte Datenlage

Entscheidender als die strukturellen sind die inhaltlichen Änderungen. Besonders hervorzuheben sind hierbei die Neuerungen im Bereich der Wärmewirt-

schaft, der erneuerbaren Energien und der Speicheranlagen. Im Bereich der Wärmewirtschaft entsteht mithilfe der Novelle des Energiestatistikgesetzes die umfassendste Quelle für statistische Daten zu Wärmeerzeugung und Wärmeabgabe. So werden beispielsweise erstmals Daten zu Wärmenetzen erfasst. Außerdem liegen künftig Daten zu Heizwerken deutlich detaillierter und zudem standortbezogen vor. Blockheizkraftwerke, die bisher nur dann erfasst wurden, wenn ihre elektrische Engpassleistung größer als 1 Megawatt war, werden nun grundsätzlich befragt, sobald sie Wärme in ein öffentliches Versorgungsnetz einspeisen. Bei Blockheizkraftwerken, deren elektrische Leistung weniger als 1 Megawatt beträgt und die Wärme nur zur Eigenversorgung erzeugen, wird dagegen von einer Befragung abgesehen. Die benötigten Angaben werden mittels einer Befragung der Netzbetreiber erfasst, an deren elektrisches Versorgungsnetz sie angeschlossen sind. Dies stellt einen der in Kapitel 4 „Methodische und technische Herausforderungen“ beschriebenen Kompromisse dar. Anstatt jeden Betreiber eines kleinen Blockheizkraftwerks einzeln zu befragen und damit eine erhebliche Belastung für die Betreiber zu verursachen, wird nur der Netzbetreiber befragt, da dort alle benötigten Daten zu den eingespeisten Strommengen vorliegen. Aus diesen Daten kann mithilfe der leistungsbezogenen Stromkennzahl auch die erzeugte Wärmemenge ermittelt werden. Eine Erfassung dieser kleinen Blockheizkraftwerke ist dringend nötig, da sie nach derzeitigen Schätzungen einen Anteil von etwa 30 % an der gesamten in Blockheizkraftwerken erzeugten Stromerzeugung ausmachen.

Auch der Bereich der großen Kraft-Wärme-Kopplungs-Anlagen mit einer installierten elektrischen Nettonennleistung von mehr als 1 Megawatt erfährt eine deutliche Erweiterung. So werden zum Beispiel erstmals Daten zur Hocheffizienz und der Primärenergieeinsparung gesammelt. Außerdem wird der Brennstoffeinsatz in Kraft-Wärme-Kopplungs-Anlagen künftig den einzelnen Erzeugungseinheiten zugeordnet werden können. Bisher war eine Brennstoffzuordnung nur auf Betriebsebene möglich. Diese zusätzliche Detaillierung ist aufgrund europäischer Datenanforderungen notwendig.

Eine deutliche Verbesserung der Datenlage im Bereich der erneuerbaren Energien ergibt sich hauptsächlich aus der stark erweiterten monatlichen Erhebung bei den Betreibern von elektrischen Versorgungsnetzen.

Hier wird künftig die eingespeiste Menge an Elektrizität, unterteilt nach den bei der Erzeugung eingesetzten Energieträgern erfragt. Außerdem wird bei der Einspeisung nun zwischen der aus Anlagen mit einer elektrischen Nettonennleistung von mehr und der von weniger als 1 Megawatt unterschieden. Dadurch liegen nun auch erstmals amtliche Daten zur Einspeisung von Anlagen mit einer elektrischen Nettonennleistung von weniger als 1 Megawatt vor. Auch hier werden zur Belastungsreduzierung nicht die Betreiber der Anlagen, sondern die Netzbetreiber befragt. Der Vorteil liegt, wie auch schon bei den kleinen Blockheizkraftwerken, darin, dass nicht jeder Betreiber von Klein- und Kleinstanlagen einzeln befragt werden muss. Der Nachteil ist allerdings, dass den Netzbetreibern nur Daten für die Einspeisung und nicht für die Erzeugung vorliegen. Da aber beide Werte nur um den Eigenverbrauch der Anlagen voneinander abweichen und für den Eigenverbrauch verschiedener Anlagenarten sehr gute Schätzmodelle existieren, lie-

## Übersicht 2

### Wesentliche Neuerungen durch das Energiestatistikgesetz 2017

Energiestatistikgesetz 2003	Energiestatistikgesetz 2017
<b>Erneuerbare Energien</b>	
Angaben zur eingespeisten Strommenge: › vierteljährliche Ergebnisse für Menge insgesamt › jährliche Angaben nach einzelnen Energieträgern › Veröffentlichung acht Monate nach Berichtsjahr	Angaben zur eingespeisten Strommenge: › monatliche Ergebnisse nach einzelnen Energieträgern › Veröffentlichung drei Monate nach Berichtsmonat › zusätzlich Unterteilung nach Anlagen unter beziehungsweise über 1 Megawatt Nennleistung › Einbeziehung von Speicheranlagen
<b>Kräfte-Wärme-Kopplung</b>	
› Unterteilung nach KWK- und Nicht-KWK-Prozessen › Angaben für Anlagen insgesamt	› Unterteilung nach KWK- und Nicht-KWK-Prozessen › Angaben für jede Erzeugungseinheit › Angaben zur Hocheffizienzeigenschaft › Angaben zur Primärenergieeinsparung
<b>Wärmedaten</b>	
› Wärmeerzeugung rechtlich selbstständiger Heizwerke	› Wärmeerzeugung bei Wärmenetzbetreibern und › rechtlich selbstständigen Heizwerken sowie › wärmegeführten Blockheizkraftwerken › Angaben zu Wärmenetzen › Speicherkapazitäten
<b>Mineralöle</b>	
› keine Angaben	› von Händlern abgegebene Mengen an Mineralölerzeugnissen › getrennt nach Erzeugnissen und Abnehmergruppen

fern die Daten zur Einspeisung eine sehr gute Grundlage für die Schätzung der Erzeugung.

Fast vollständig neu ist die monatliche Befragung der Betreiber von Energiespeicheranlagen. Während in den bisherigen Erhebungen nur Pumpspeicheranlagen enthalten sind, werden nach Inkrafttreten der Novelle alle Speicheranlagen mit einer Nettonennleistung von mindestens 1 Megawatt oder einer Speicherkapazität von mindestens 1 Megawattstunde erfasst, unabhängig davon, welche Speichertechnologie eingesetzt wird. Da im Zuge der Energiewende in den nächsten Jahren mit einem starken Ausbau der Speicheranlagen in Deutschland zu rechnen ist, ist hierbei die frühzeitige Verfügbarkeit von statistischen Daten von großer Bedeutung.

In einer weiteren neuen Erhebung werden jährlich Daten zum Mineralölhandel bei den Mineralölhändlern befragt. Daten zum Mineralölhandel lagen der amtlichen Energiestatistik bisher noch nicht vor, werden aber dringend benötigt, insbesondere für die Erstellung der Länderenergiebilanzen.

➤ **Übersicht 2** stellt die wesentlichen Neuerungen des Energiestatistikgesetzes 2017 dar.

### 5.3 Erhöhte Datenqualität durch engere Verknüpfung von Erhebungen

Einen weiteren Qualitätsanstieg erfahren die amtlichen Energiestatistiken durch eine deutlich engere Verzahnung der einzelnen Erhebungen. Aufgrund der hohen Komplexität der Prozesse zur Energiegewinnung und -verwendung sind zur Beantwortung wichtiger Fragen stets die Ergebnisse mehrerer Erhebungen einzubeziehen. Beispielsweise entstammen die Angaben zur jährlichen Stromerzeugung sowohl der monatlichen Stromerhebung der allgemeinen Versorgung und der monatlichen Befragung der Netzbetreiber als auch den Jahresehebungen zur Stromerzeugung durch industrie-eigene Kraftwerke, durch Tiefengeothermie und durch Klärgas sowie der Jahresehebungen zur Wärmeerzeugung und Stromeinspeisung bei Netzbetreibern.

#### ➤ **Übersicht 3**

Dabei sind die Beiträge der einzelnen Erhebungen zum Gesamtergebnis sehr unterschiedlich. So stammt der Hauptteil der Merkmale zur Darstellung der jährlichen Stromerzeugung aus der monatlichen Stromerhebung der allgemeinen Versorgung (neun Merkmale). Weitere sechs Merkmale werden im Rahmen der Befragung der Industriekraftwerke erhoben. Aber auch aus den Jahresehebungen zur Wärmeerzeugung sowie zur Energieverwendung der Industrie fließen jeweils drei Merkmale

#### Übersicht 3

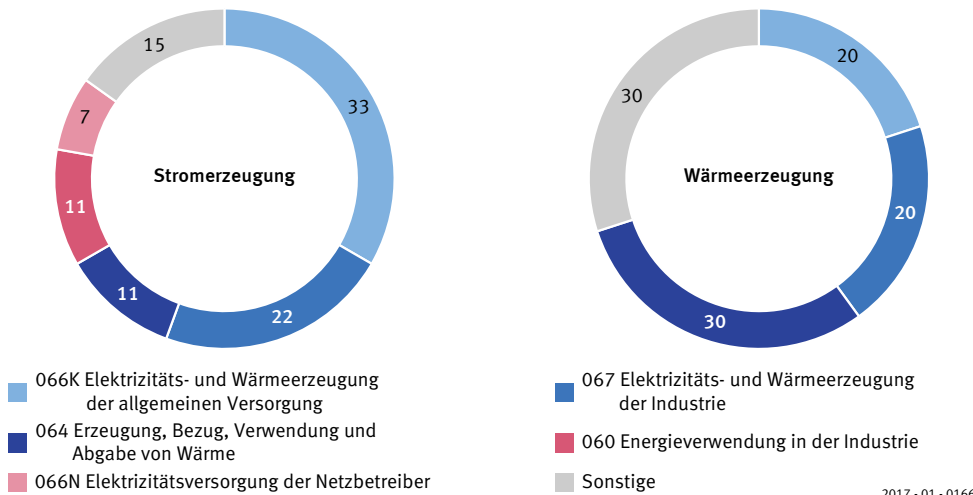
Ausgewählten Themen der Energieberichterstattung zugeordnete Erhebungen nach dem Energiestatistikgesetz 2017

	Unterjährige Daten (aus Monatserhebungen)	Jahresdaten (aus Monats- und Jahresehebungen)
Stromerzeugung	066K (nur Energieversorgungsunternehmen)	066K und 066N zusammen mit 064 und 067, 062, 060, 070 und 073
Wärmeerzeugung	066K (nur Energieversorgungsunternehmen)	064 zusammen mit 066K und 067, 062, 070, 073
Erneuerbare Energien	066N (nur eingespeiste Strommengen)	070 (nur eingespeiste Strommengen)
Kraft-Wärme-Kopplung-Strom und -Wärme	066K	066K zusammen mit 064 und 067
Energieverwendung	–	060 (nur Industrie)
Energiespeicher	066K (Strom), 068 (Gas)	082
Gasimporte	068 (physische Mengen nach Land des Grenzübertritts)	082 (vertragliche Mengen nach Land des exportierenden Unternehmens, physische Mengen nach Land des Grenzübertritts)
Ein- und Ausfuhr von Strom	066N (physische Mengen)	066N (physische Mengen)
Produktion von Biodiesel	–	063
Einfuhr von Kohle	061	061
Mineralölhandel	–	071

Die ausführlichen Bezeichnungen der einzelnen Erhebungen enthält Übersicht 1.

## Grafik 2

Beiträge der genutzten Merkmale aus den verschiedenen Erhebungen nach dem Energiestatistikgesetz 2017 in %



2017 - 01 - 0166

zur Darstellung des Gesamtergebnisses ein. Dagegen werden zur Berechnung der im Jahr produzierten Wärmemenge weniger Merkmale und weniger Erhebungen benötigt. Neben drei Merkmalen aus der jährlichen Wärmeerhebung werden auch jeweils zwei Merkmale aus der monatlichen Stromerhebung der allgemeinen Versorgung und aus der Jahresehebung zur Stromerzeugung durch industrie-eigene Kraftwerke berücksichtigt. In beiden Erhebungen werden neben Daten für die Strom- auch die für die Wärmeproduktion erhoben. [↗ Grafik 2](#)

## 6

### Fazit

Die Novelle des Energiestatistikgesetzes schließt wesentliche Lücken im Datenbestand der amtlichen Energiestatistiken und somit auch in den nationalen Energiebilanzen. Mit detaillierten Befragungen zu Wärmeerzeugung, zu Kraft-Wärme-Kopplungs-Prozessen und den erneuerbaren Energien werden bestehende Erhebungen sinnvoll erweitert, und mit den Erhebungen zu Speicheranlagen und Mineralölhandel sind neue wichtige Bereiche hinzugekommen. Insbesondere die Ausweitung des Datenangebots zu erneuerbaren Energien wird zu einem Bedeutungszuwachs der amtlichen Energiestatistiken führen. So plant beispielsweise die Arbeitsgruppe Erneuerbare Energien-Statistik (AGEE-

Stat) bei der Erstellung ihrer Zeitreihen, die auch ein fester Bestandteil der deutschen Energiebilanzen sind, nach der Umsetzung der Novelle verstärkt auf Daten der amtlichen Statistik zurückzugreifen.<sup>10</sup>

Einen deutlichen Qualitätsanstieg erfahren die amtlichen Energiestatistiken durch eine bessere Harmonisierung der Merkmalsdefinitionen über die Erhebungen hinweg, die letztlich zu einer engeren Verzahnung der Erhebungen führt.


Aufgrund der Beibehaltung der Abschneidegrenzen können nicht alle Datenlücken geschlossen werden. Gleichwohl konnten negative Auswirkungen auf die Datenqualität durch eine Erweiterung der Befragung von Netzbetreibern aber weitestgehend vermieden werden.

Der einzige Bereich, in dem nach wie vor größere Datenlücken in der amtlichen Statistik bestehen werden, ist der Bereich des Energieverbrauches. Mit Ausnahme von Daten für das Verarbeitende Gewerbe muss hier sowohl für die nationalen Energiebilanzen als auch zur Erfüllung internationaler Berichtspflichten weiterhin auf die Daten externer Datenlieferanten, wie Verbände und Forschungsinstitute, zurückgegriffen werden.

<sup>10</sup> Insbesondere in den Bereichen Biomasse, Wasserkraft und Wind ist explizit die Prüfung der erweiterten monatlichen Datenbasis vorgesehen (Arbeitsgruppe Erneuerbare Energien-Statistik: Datenquellen und Methodik der AGEE-Stat-Zeitreihen zur Entwicklung der erneuerbaren Energien in Deutschland).

Insgesamt ergibt sich nach der Novelle ein deutlich vollständigeres Bild des Energiemarktes in Deutschland: „Zusammenfassend werden mit der vorliegenden Novelle des EnStatG einige Datenlücken geschlossen bzw. eine verbesserte Datenqualität erreicht.“ (Glauber, 2016).

Bei einer Bewertung des Gesetzgebungsprozesses ist rückblickend die frühe Einbindung der Bundesländer als sehr positiv zu bewerten, da deren Interessen schon vor Beginn des offiziellen parlamentarischen Verfahrens berücksichtigt werden konnten. Aufgrund der Komplexität der Novelle des Energiestatistikgesetzes war auch der ständige Austausch mit den verschiedenen Verbänden eine große Hilfe. Insbesondere zur Klärung von Detailfragen ist eine Unterstützung durch Fachexperten unerlässlich. Zu guter Letzt ist die – gemessen am Datum des Inkrafttretens – rasche Umsetzung der Erhebungen nur möglich, da viele Vorarbeiten bereits vor dem Vorliegen eines gesicherten Gesetzentwurfes begannen. Die für die praktische Umsetzung des Energiestatistikgesetzes 2017 eingesetzte Bund-Länder-Projektgruppe startete bereits im Juli 2015.

Als eher nachteilig hat sich die Beibehaltung der alten Gesetzesstruktur herausgestellt, da sie heutigen formaljuristischen Anforderungen nicht mehr entspricht. Die Beibehaltung der bisherigen Struktur war dem Umstand geschuldet, die notwendigen Anpassungen im Energiestatistikgesetz 2003 möglichst frühzeitig umzusetzen. Die seinerzeit vorgenommenen Änderungen bedurften dann aber im weiteren Verlauf an vielen Stellen zusätzlicher Konkretisierungen, die wiederum an anderen Stellen des Gesetzes zu neuen Unstimmigkeiten führten. Vor diesem Hintergrund wäre eine Neustrukturierung des Gesetzes von Vorteil gewesen, in der auch die enge Verzahnung der verschiedenen Erhebungen zum Ausdruck kommt. Während des Gesetzgebungsverfahrens wurde zudem deutlich, wie hoch die Zahl der Nutzer der amtlichen Energiestatistiken ist. Dies führte auch zu einer erhöhten Zahl von Änderungsvorschlägen, die stets fachlich zu bewerten und mit allen Beteiligten abzustimmen waren. 

## LITERATURVERZEICHNIS

---

AGEB Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen. *Auswertungstabellen zur Energiebilanz für die Bundesrepublik Deutschland 1990 bis 2015*. [Zugriff am 7. März 2017].  
Verfügbar unter: [www.ag-energiebilanzen.de](http://www.ag-energiebilanzen.de)

AGEE-Stat. *Datenquellen und Methodik der AGEE-Stat-Zeitreihen zur Entwicklung der erneuerbaren Energien in Deutschland – Stromerzeugung und installierte Leistung*. Herausgeber: Umweltbundesamt. Dokumentationen 09/2016. [Zugriff am 7. März 2017]. Verfügbar unter: [www.umweltbundesamt.de](http://www.umweltbundesamt.de)

Bayer, Wolfgang. *Sich ständig wandelnde Energiemärkte – eine Herausforderung für die amtliche Energiestatistik*. In: *Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 8/2011, Seite 753 ff.

Glauber, Sebastian. *Empirie der bayerischen Energiebilanzen: Ein Blick aus der amtlichen Statistik auf die Veränderungen der bayerischen Energieversorgung von 1998 bis 2013*. In: *Bayern in Zahlen*. Ausgabe 11/2016, Seite 708 ff.

Statistisches Bundesamt. *Nutzertagung zur Novelle des Energiestatistikgesetzes*. Zusammenstellung der Präsentationen sowie Kurzfassungen der Vorträge zur Nutzertagung am 21. Juni 2016. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)



### RECHTSGRUNDLAGEN

---

Durchführungsbeschluss der Kommission vom 19. Dezember 2011 zur Festlegung harmonisierter Wirkungsgrad-Referenzwerte für die getrennte Erzeugung von Strom und Wärme in Anwendung der Richtlinie 2004/8/EG des Europäischen Parlaments und des Rates und zur Aufhebung der Entscheidung 2007/74/EG der Kommission (Amtsblatt der EU Nr. L 343, Seite 91).

Energiestatistikgesetz (EnStatG) vom 6. März 2017 (BGBl. I Seite 392).

Gesetz über Energiestatistik (Energiestatistikgesetz – EnStatG) vom 26. Juli 2002 (BGBl. I Seite 2867), das zuletzt durch Artikel 273 der Verordnung vom 31. August 2015 (BGBl. I Seite 1474) geändert wurde (Inkrafttreten des Gesetzes im Jahr 2003, deshalb als EnStatG 2003 bezeichnet).

Gesetz für den Vorrang Erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien-Gesetz – EEG) vom 25. Oktober 2008 (BGBl. I Seite 2074), das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 17. August 2012 (BGBl. I Seite 1754) geändert wurde.

Gesetz für den Ausbau erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien-Gesetz – EEG 2017) vom 21. Juli 2014 (BGBl. I Seite 1066), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 22. Dezember 2016 (BGBl. I Seite 3106) geändert wurde.

Richtlinie 2012/27/EU des Europäischen Parlaments und des Rates vom 25. Oktober 2012 zur Energieeffizienz, zur Änderung der Richtlinien 2009/125/EG und 2010/30/EU und zur Aufhebung der Richtlinien 2004/8/EG und 2006/32/EG (Amtsblatt der EU Nr. L 315, Seite 1).

Verordnung (EG) Nr. 1099/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 22. Oktober 2008 über die Energiestatistik (Amtsblatt der EU Nr. L 304, Seite 1).



**Matthias Bieg**

ist M. Sc. in International Economics and Public Policy und seit 2015 als wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Methoden und Kommunikation in der Preisstatistik“ des Statistischen Bundesamtes tätig. Er betreut schwerpunktmäßig Publikationen zu den Ergebnissen und zur Qualitätsberichterstattung.



**Dieter Schäfer**

ist Diplom-Volkswirt und leitet das Referat „Methoden und Kommunikation in der Preisstatistik“ des Statistischen Bundesamtes. Er befasst sich mit Fragen der methodischen Weiterentwicklung der Preisstatistik und der medialen Darstellung der Ergebnisse.

## PREISENTWICKLUNG 2016

Matthias Bieg, Dieter Schäfer

➤ **Schlüsselwörter:** Verbraucherpreise – Erzeugerpreise – Baupreise – Außenhandelspreise – Großhandelspreise – Inflation

### ZUSAMMENFASSUNG

Der vorliegende Aufsatz analysiert die Preisentwicklung im Jahr 2016 in Deutschland über alle Wirtschaftsstufen. Beginnend mit einem Gesamtüberblick werden nachfolgend Teuerungsraten auf den Stufen Import, Erzeugung, Handel und Verbrauch kommentiert. Einerseits setzte sich bei der Preisentwicklung im Jahresdurchschnitt der Trend aus dem Jahr 2015 fort. Dabei standen Preisrückgängen bei der Einfuhr, der Erzeugung gewerblicher Produkte und dem Großhandel Anstiege bei Bau-, Verbraucher- und zum Teil bei den Dienstleistungspreisen gegenüber. Andererseits zeigte sich bei einer Betrachtung der monatlichen Indizes im Jahr 2016, dass sich viele Gesamtindizes trotz jahresdurchschnittlichem Preisrückgang durch ansteigende Trends auszeichneten. Wie schon im Vorjahr waren die Preisveränderungsraten maßgeblich von der Entwicklung der Energiepreise geprägt. Deren Entwicklung wird abschließend eingehender betrachtet.

➤ **Keywords:** consumer prices – producer prices – construction prices – foreign trade prices – wholesale prices – inflation

### ABSTRACT

*This article provides an analysis of the price developments across all stages in the economic process in Germany in 2016. After giving a general overview, the article comments on the rates of price increase at the levels of imports, production, trade and consumption. As regards the average annual price development, the 2015 trends continued in 2016. While the prices of imports, the production of industrial products and wholesale trade recorded a decline, construction prices, consumer prices and partly service prices were on the rise. As far as the 2016 monthly indices are concerned, many overall indices showed upward trends despite an average annual decline in prices. As in the previous year, the development of energy prices had a significant impact on the rates of price change. For this reason their development is discussed in greater detail.*

### 1

## Einleitung

In der Preisstatistik werden Ergebnisse von zeitlichen Preisvergleichen in Form von Indizes monatlich beziehungsweise vierteljährlich veröffentlicht. Die Indizes beziehen sich auf die Wirtschaftsstufen der Einfuhr, der Erzeugung, des Großhandels sowie des privaten Konsums. Die Preisindizes dienen als Grundlage für wirtschafts- und geldpolitische Entscheidungen. Der nationale Verbraucherpreisindex und der europaweit harmonisierte Verbraucherpreisindex werden zum Beispiel zur Messung von Inflation aus Sicht der privaten Endverbraucherinnen und Endverbraucher verwendet. Auch sind Preisindizes in Form von Wertsicherungsklauseln häufig Bestandteil vertraglicher Vereinbarungen über laufende Zahlungen, die sowohl in privaten als auch in gewerblichen Verträgen vorkommen. Mithilfe von Preisindizes werden zudem nominale wirtschaftliche Größen wie das Bruttoinlandsprodukt um Preisänderungen bereinigt und somit reale Wachstumsraten berechnet.

Der vorliegende Aufsatz beschreibt und analysiert zusammenfassend die Preisentwicklung in Deutschland 2016 über alle Wirtschaftsstufen hinweg.<sup>1</sup> Nach einem Überblick über die Entwicklungen der Gesamtindizes stellt der Beitrag weitere wichtige Entwicklungen innerhalb der einzelnen Wirtschaftsstufen dar. Dabei geht er auf die Energie- und die Nahrungsmittelpreise zunächst nicht näher ein. Beide Gütergruppen werden durch besondere externe Faktoren wie Weltmarktpreise beziehungsweise Witterungsbedingungen beeinflusst. Die Kapitel 4 und 5 widmen sich daher gesondert den Preisentwicklungen bei der Energie und den Nahrungsmitteln. Insbesondere die Energiepreise hatten entscheidenden Einfluss auf die Entwicklung der Gesamtindizes 2016.

---

1 Die monatlichen beziehungsweise vierteljährlichen Ergebnisse der Preisindizes veröffentlicht das Statistische Bundesamt jeweils zeitnah und nach Wirtschaftsstufen getrennt in Fachserien, auf seiner Homepage ([www.destatis.de](http://www.destatis.de)) und zum Teil auch in Pressemitteilungen.

### 2

## Überblick über die Entwicklungen der Gesamtindizes

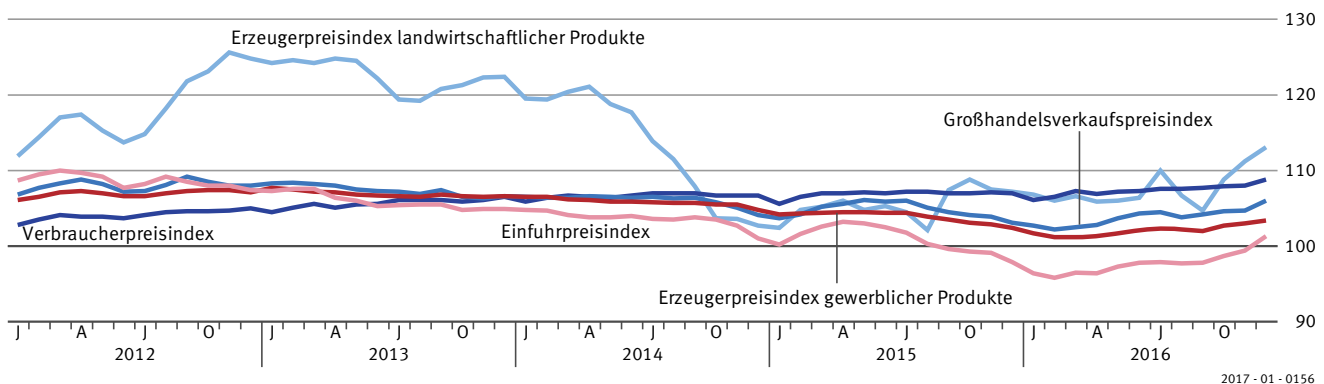
Die Preisentwicklung war im Jahr 2016 von unterschiedlichen Tendenzen auf den verschiedenen Wirtschaftsstufen sowie bei der Betrachtung von Jahresdurchschnitten und Monatswerten geprägt. Einerseits waren auf den frühen Stufen im Wirtschaftskreislauf bei den Einfuhrpreisen, den Erzeugerpreisen gewerblicher Produkte und den Großhandelspreisen im Jahresdurchschnitt im vierten Jahr in Folge Preisrückgänge zu verzeichnen. Dabei sanken die Einfuhrpreise 2016 im Jahresdurchschnitt mit  $-3,1\%$  gegenüber dem Vorjahr nochmals deutlicher als 2015 ( $-2,6\%$ ). Bei den Erzeugerpreisen gewerblicher Produkte war mit  $-1,7\%$  gegenüber dem Vorjahr ein ähnlicher Rückgang wie 2015 zu beobachten ( $-1,8\%$ ), genauso wie bei den Großhandelspreisen, deren jahresdurchschnittliche Veränderungsrate 2016 mit  $-1,0\%$  etwas über dem Wert der beiden Vorjahre lag (jeweils  $-1,2\%$ ).

Andererseits wiesen die Verbraucherpreise, die Baupreise und zum überwiegenden Teil auch die Erzeugerpreise für Dienstleistungen 2016 im Jahresdurchschnitt Preissteigerungen auf. Höhere Preisanstiege als im Vorjahr gab es im Jahresdurchschnitt bei den Verbraucherpreisen und den Baupreisen. Mit dem Jahresergebnis von  $+0,5\%$  beim Verbraucherpreisindex wurde der seit 2011 andauernde Trend sich abschwächender Teuerungsraten gestoppt (2015:  $+0,3\%$ ). Gleiches gilt für die Baupreise, die gegenüber dem Vorjahr auch erstmals seit fünf Jahren wieder stärker anstiegen. So erhöhten sich beispielsweise die Preise für den Neubau von Wohngebäuden in konventioneller Bauart (einschließlich Umsatzsteuer) im Jahr 2016 um  $2,1\%$ , nachdem sich zuvor die Veränderungsraten von  $2,8\%$  im Jahr 2011 sukzessive bis auf  $1,6\%$  im Jahr 2015 abgeschwächt hatten. Bei den Erzeugerpreisen für Dienstleistungen waren wie zumeist etwas geringere Preissteigerungen als im Vorjahr zu beobachten.

Auffallend war im Jahr 2016 nicht nur, dass viele Preisindizes wie im Vorjahr im Jahresdurchschnitt Rückgänge beziehungsweise moderate Teuerungsraten verbuchten, sondern dass sich die Veränderungsraten zum Vorjahresmonat der jeweiligen Indizes ab dem zweiten Quartal

**Grafik 1**

Preisindizes im Überblick  
2010 = 100



durch ansteigende Trends auszeichneten. Dies gilt nicht nur für die Verbraucherpreise, sondern auch für die Einfuhrpreise, die Erzeugerpreise gewerblicher Produkte und die Großhandelspreise, die den Jahrestiefstwert gemessen an der Veränderungsrate zum Vorjahresmonat im April erreichten und sich anschließend durchgehend bis Jahresende wieder nach oben bewegten. Auf allen Wirtschaftsstufen hat sich dieser Trend zum Jahresende beschleunigt: Beispielsweise lagen die Verbraucherpreise im Dezember 2016 um 1,7% höher als im Dezember 2015, die Einfuhrpreise sogar um 3,5%.

↘ Grafik 1

Maßgeblich prägend für die Preisentwicklung über sämtliche Wirtschaftsstufen hinweg waren 2016 die Energiepreise. Auf allen Wirtschaftsstufen, von der Einfuhr, über Erzeugung, Großhandel bis zur Verbraucherebene, setzten die Energiepreise ihren starken Rückgang Ende 2015 zu Jahresbeginn 2016 zunächst fort, stiegen dann aber schon im ersten Quartal bis Jahresende in der Tendenz kontinuierlich an. Ohne Energie veränderten sich die Einfuhrpreise im Jahresdurchschnitt um -1,4% (Gesamtindex: -3,1%), die Erzeugerpreise gewerblicher Produkte um -0,3% (Gesamtindex: -1,7%) und die Verbraucherpreise stiegen um 1,2% (Gesamtindex: +0,5%). Die Veränderungsrate ohne Energie lagen damit deutlich über den jeweiligen Gesamtindexveränderungsrate. Bei den Verbraucherpreisen ohne Energie beziehungsweise ohne Energie und Nahrungsmittel ist aber kein eindeutiger Inflationsanstieg erkennbar, weder im mittelfristigen Vergleich der Jahresdurchschnitte seit 2011 noch bei den Index-

werten im Jahresverlauf für 2016 – trotz eines höheren Wertes im Dezember 2016.

Wie eng die Entwicklung der Gesamtindizes 2016 an die Entwicklung der Energiepreise geknüpft war, zeigt auch eine Analyse der monatlichen Vorjahresveränderungsrate mithilfe von Korrelationskoeffizienten. Insbesondere bei der Einfuhr, der Erzeugung gewerblicher Produkte, dem Großhandel und den Verbraucherpreisen sind im Jahr 2016 die monatlichen Vorjahresveränderungsrate der Energie mit Werten von über 0,95 sehr stark mit den monatlichen Vorjahresveränderungsrate der Gesamtindizes korreliert.

### 3

## Preisentwicklung nach Wirtschaftsstufen

Sowohl zwischen den als auch innerhalb der Wirtschaftsstufen waren 2016 unterschiedliche Preisentwicklungen und gegenläufige Trends festzustellen. Vor allem die Entwicklung der Energiepreise prägte die Preisentwicklung 2016 auf allen Wirtschaftsstufen, aber auch die Nahrungsmittelpreise zeigen immer wieder größere Schwankungen, die bedeutsamen Einfluss auf die Ergebnisse haben können. Bei beiden Produktgruppen haben externe Einflussfaktoren, wie die Entwicklung der Rohölpreise am Weltmarkt beziehungsweise die unterschiedlichen Witterungsbedingungen und Ernten in den Jahren

2015 und 2016, die inländische Preisentwicklung stark beeinflusst. Für diese beiden Produktgruppen erfolgt daher in den Kapiteln 4 und 5 eine wirtschaftsstufenübergreifende, detailliertere Untersuchung. Neben den Energie- und Nahrungsmittelpreisen gab es im Jahr 2016 aber auch in anderen Güterbereichen markante Preisentwicklungen, die im Folgenden im Vordergrund stehen. Mitunter kamen in diesen Bereichen die Impulse von der Entwicklung der Rohstoffpreise am Weltmarkt, die sich in der Folge zumindest teilweise bis hin zum Verbraucher fortsetzten. Um den Zusammenhang zwischen den Preisentwicklungen auf den einzelnen Wirtschaftsstufen zu verdeutlichen, skizziert der Beitrag als Hintergrund jeweils einleitend wichtige Einflussfaktoren auf die Preisentwicklung einer Stufe sowie die gesamtwirtschaftliche Entwicklung 2016 im jeweiligen Bereich.

### 3.1 Weltmarkt- und Einfuhrpreise

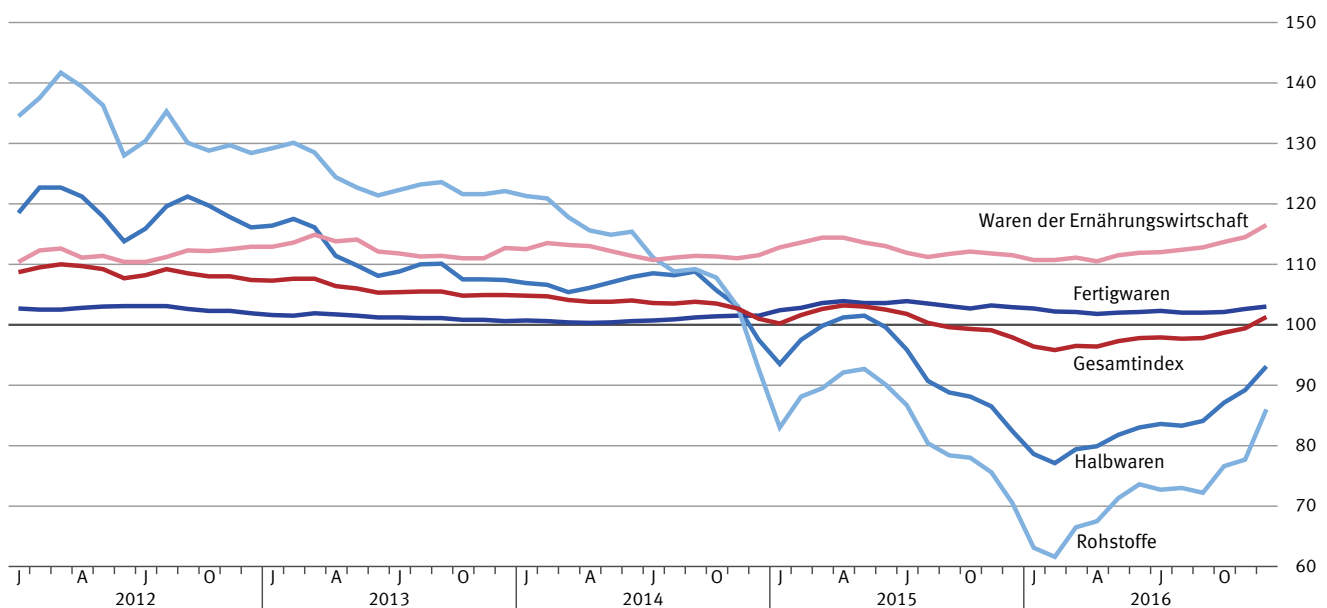
Die Entwicklung der Rohstoffpreise auf den Weltmärkten spielt eine wichtige Rolle für die Preisentwicklung in Deutschland. Gemessen am Rohstoffpreisindex des Hamburgischen WeltWirtschaftsinstituts (HWWI) auf US-

Dollar-Basis für den Euroraum sind die Weltmarktpreise für Rohstoffe<sup>2</sup> im Jahresdurchschnitt 2016 im Vergleich zum Vorjahr um 14 % gesunken. Nach dem Rekordjahresverlust des vergangenen Jahres (2015: – 39 %) hielt damit der Preisverfall auch im Jahr 2016 im Vergleich zum Vorjahr weiter an. Der Indexverlauf selbst zeigt, dass der HWWI-Rohstoffpreisindex im Januar 2016 so tief lag wie zuletzt im April 2004. Über das Jahr 2016 hinweg verzeichnete der Index dann jedoch eine ansteigende Tendenz. Der Preisanstieg im Jahresverlauf 2016 fiel aber etwas schwächer aus als die starken Preisrückgänge am Weltmarkt im Jahr 2015, wodurch sich bei einer jahresdurchschnittlichen Betrachtung ein Preisrückgang zum Vorjahr ergab.

Neben den Rohstoffen werden auch weiterverarbeitete Produkte importiert, die nicht nur von den Rohstoffpreisen, sondern auch von tendenziell stabileren Faktoren wie Löhnen oder Mieten beeinflusst werden. Daher ist der starke Preisverfall der Rohstoffe am Weltmarkt

<sup>2</sup> Die Angaben zu den Rohstoffpreisen am Weltmarkt beziehen sich in diesem Aufsatz immer auf den HWWI-Preisindex „Euroland“ in US-Dollar-Notierung. Bei diesem Index dienen die Importe des Euroraums aus Drittländern als Gewichtung.

**Grafik 2**  
Einfuhrpreisindizes  
2010 = 100



2017 - 01 - 0157

nicht der einzige Einflussfaktor auf die Entwicklung des gesamten Einfuhrpreisindex. Beispielsweise können sich auch Schwankungen des US-Dollar-Wechselkurses zum Euro entsprechend im Einfuhrpreisindex niederschlagen. Dies dürfte aber im Jahr 2016 bei einer Abwertung des Euros von 0,2% im Jahresdurchschnitt keine große Rolle gespielt haben.<sup>13</sup> Die deutschen Einfuhrpreise lagen im Jahresdurchschnitt 2016 um 3,1% unter denen des Vorjahres und sind damit etwas stärker gefallen als noch im Jahr 2015 (– 2,6%). Bedingt durch die weltweit verhaltene Wirtschaftslage setzte sich der Rückgang der Einfuhrpreise, der bereits im September 2012 begonnen hatte, auch im Jahr 2016 zunächst fort. Nachdem der Einfuhrpreisindex im Februar 2016 auf den tiefsten Stand seit Januar 2010 fiel, stieg er jedoch im weiteren Jahresverlauf bis Dezember um 5,7% an.

#### ➤ Grafik 2

Für das anhaltende Absinken des HWWI-Rohstoffpreisindex Euroland in US-Dollar-Notierung waren 2016 insbesondere die Energierohstoffe Rohöl und Erdgas mit Preisrückgängen von 16% beziehungsweise 28% verantwortlich.<sup>14</sup> Kohle war dagegen auf dem Weltmarkt aufgrund stark anziehender Preise im letzten Quartal im Jahresdurchschnitt 2016 um 12% teurer als im Vorjahr. Die Entwicklung des HWWI-Rohstoffpreisindex im Jahr

2016 spiegelte sich auch größtenteils im Einfuhrpreisindex für Rohstoffe wider, der insgesamt um 14% niedriger war als noch ein Jahr zuvor. Wie auf dem Weltmarkt verbilligten sich insbesondere die deutschen Importe von Rohöl und Erdgas, die Preisrückgänge von 18% (Rohöl) beziehungsweise 16% (Erdgas) verzeichneten. Der Preisanstieg bei Kohle auf dem Weltmarkt ist dagegen bei den Einfuhrpreisen für Kohle 2016 im Jahresdurchschnitt noch nicht durchgeschlagen. Hier zahlten deutsche Importeure 6,8% weniger als 2015, obwohl auch die Einfuhrpreise für Kohle im letzten Quartal stark anstiegen (siehe Abschnitt 4.2).

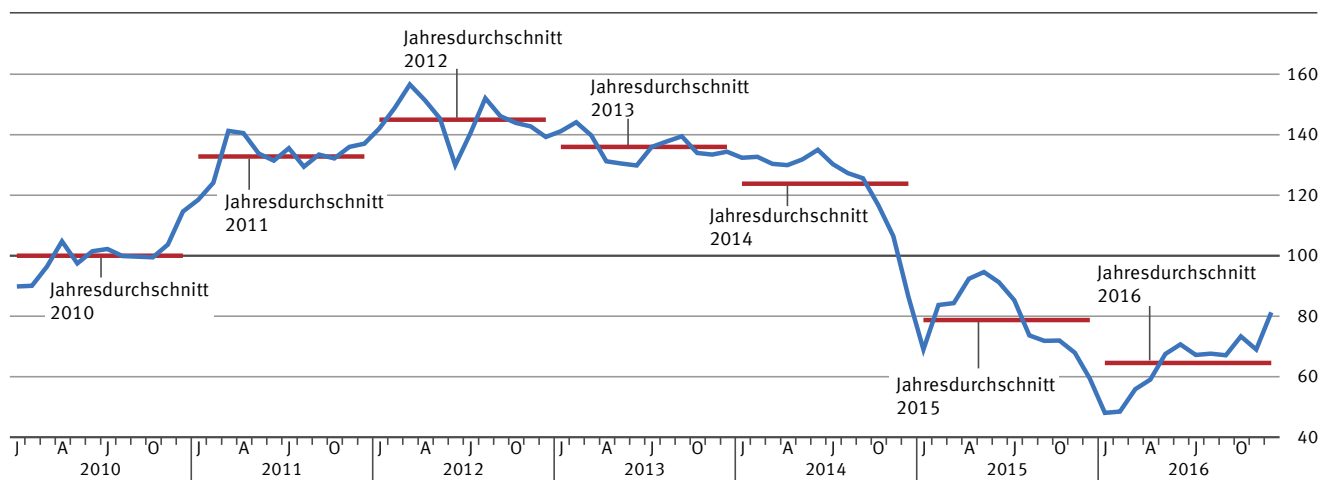
Die Preisentwicklung beim Rohöl war 2016 sehr stark von einem Basiseffekt durch die Preisentwicklung im Jahr 2015 geprägt. Dies zeigt insbesondere der Blick auf die Inflationsraten – das heißt die monatlichen beziehungsweise jährlichen Veränderungsraten zum Vorjahr. Während der HWWI-Rohölpreisindex beispielsweise im Mai 2016 um 10% gegenüber dem Vormonat April 2016 anstieg, lag die Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahresmonat Mai 2015 bei – 27%. Trotz kontinuierlicher Steigerungen im weiteren Jahresverlauf erreichten die Rohölpreise auf dem Weltmarkt erst im letzten Quartal 2016 wieder das Niveau des Vorjahres. Da die Rohölpreise bereits Ende 2015 spürbar abgesunken waren, drehte sich der Basiseffekt am Jahresende 2016 in Richtung positiver Veränderungsraten zum Vorjahresmonat um. So lag der HWWI-Rohölpreisindex im Dezember 2016 um 41% höher als im Dezember 2015, obwohl

3 Euro-Referenzkurse der Europäischen Zentralbank – Jahres- und Monatsdurchschnitte. Verfügbar unter: [www.bundesbank.de](http://www.bundesbank.de)

4 Siehe auch Abschnitt 4.1.

#### Grafik 3

Einfuhrpreisindex für Rohöl  
2010 = 100



2017 - 01 - 0158



er gegenüber November 2016 lediglich um 17 % angestiegen war. Der Basiseffekt beim Rohöl wirkte sich in Deutschland auf allen Wirtschaftsstufen von der Einfuhr bis zur Verbraucherebene bei der Entwicklung der monatlichen Veränderungsraten im Vergleich zum Vorjahr deutlich aus. So erreichten die Einfuhrpreise für Rohöl 2016 im Oktober wieder das Niveau des Vorjahres und lagen im Dezember 2016 sogar um 37 % höher als im Dezember des Vorjahres. [↗ Grafik 3](#)

Neben der Energie wurden vor allem Industrierohstoffe, zu denen auch Eisenerz, Schrott und Nicht-Eisen-Metalle (NE-Metalle) zählen, im Jahr 2016 am Weltmarkt günstiger (–4,1 %). Während bei Eisenerz und Stahlschrott um 1,2 % steigende Preise zu verzeichnen waren, fielen dagegen die Preise bei den Nicht-Eisen-Metallen im Jahresdurchschnitt um 7,5 %. Der Anstieg der Jahresdurchschnittspreise für Eisenerz und Stahlschrott um 1,2 % ist auf die allmähliche Wiederbelebung der Weltwirtschaft im Jahresverlauf 2016 zurückzuführen. Zudem wurden Rohstoffe generell auch wieder stärker als Wertanlage zum Schutz gegen die in der zweiten Jahreshälfte gestiegenen US-Inflationsraten nachgefragt (HWWI, 2017). Speziell in den beiden letzten Monaten des Jahres zogen die Preise für Eisenerz und Stahlschrott spürbar an (Dezember 2016 gegenüber Oktober 2016: +36 %). Die Preise bei den international gehandelten Nicht-Eisen-Metallen, wie Kupfer oder Blei, fielen zwar im Jahresdurchschnitt im Vergleich zu 2015, zogen aber aus ähnlichen Gründen wie die Eisenerze im Jahresverlauf 2016 und dabei vor allem ab November merklich an. Die Entwicklung der Preise für Industrierohstoffe am Weltmarkt zeigte sich vor allem bei der Einfuhr von NE-Metallerzen, deren Preise im Jahresdurchschnitt 2016 um 7 % gegenüber 2015 nachgaben. Dagegen schlugen sich die deutlichen Preisanstiege auf dem Weltmarkt bei Eisenerzen und Stahlschrott am Jahresende zumindest 2016 noch nicht voll in den Einfuhrpreisen nieder. Für Eisenerze mussten deutsche Importeure im Jahresdurchschnitt 2016 um 1,2 %, für Abfälle und Schrott aus Eisen oder Stahl sogar um 13 % weniger zahlen als 2015. Allerdings wurden am Jahresende auch Eisenerzimporte merklich teurer (Dezember 2016 gegenüber Oktober 2016: +17 %).

Die internationalen Rohstoffpreise für Nahrungsmittel, die oft sehr stark witterungsabhängig sind, entwickelten sich 2016 in unterschiedliche Richtungen. Während die Getreidepreise auf dem Weltmarkt nach dem HWWI-Rohstoffpreisindex im Jahresdurchschnitt weiter sanken

(2016: –9,5 %, 2015: –14 %), wurden hingegen Ölsaaten und Öle (2016: +4,9 %, 2015: –23 %) ebenso wieder teurer wie Genussmittel (2016: +2,4 %, 2015: –14 %), zum Beispiel Kaffee, Tee oder Zucker. Dementsprechend reagierten 2016 auch die Einfuhrpreise für Nahrungsmittelrohstoffe. Die Einfuhrpreise für Waren der Ernährungswirtschaft, zu denen neben Nahrungsmitteln (siehe Abschnitt 5.1) auch lebende Tiere und Genussmittel gehören, waren im Jahresdurchschnitt 2016 um 0,3 % niedriger als 2015. Dabei waren Getreideimporte 2016 um 7,0 % günstiger als 2015. Ebenso fielen die Einfuhrpreise für Ölsaaten und ölhaltige Früchte, wenn auch mit –0,3 % nur leicht. Unbehandelte pflanzliche Öle verzeichneten dagegen einen Preisanstieg von 5,7 %. Darüber hinaus stiegen die Preise für Genussmittelimporte 2016 mit +0,6 % moderat gegenüber dem Vorjahr an.

Halbwaren – und noch stärker Fertigwaren – zeigen in der Regel eine stabilere Preisentwicklung als Rohstoffe. Dies ist unter anderem auf den höheren Verarbeitungsgrad und die damit verbundenen tendenziell stabileren Kostenbestandteile der Weiterverarbeitung, beispielsweise die Lohnkosten, zurückzuführen. Bei Halbwaren war der Preisrückgang im Jahr 2016 mit –11 % gegenüber dem Vorjahr weniger stark ausgeprägt als bei den Rohstoffen. Neben Mineralölerzeugnissen (–19 %) wurden vor allem chemische Grundstoffe, die zu den Halbwaren gerechnet werden, im Jahresdurchschnitt mit –5,4 % billiger importiert als 2015. Die Einfuhrpreise für Fertigwaren lagen 2016 im Jahresdurchschnitt um 1,1 % niedriger als 2015. In diesem Bereich fielen die Preise für Datenverarbeitungsgeräte, elektronische und optische Erzeugnisse um 2,6 % und für elektrische Ausrüstungen sowie für Kraftwagen und Kraftwagenteile jeweils um 0,2 %. Teurer wurde dagegen die Einfuhr von Bekleidung (+0,7 %) und von Maschinen (+0,1 %).

Die Abhängigkeit der Preisstabilität vom Verarbeitungsgrad wird bei den Einfuhrpreisen insbesondere im mittel- beziehungsweise langfristigen Verlauf deutlich. Bei Rohstoffen bewegten sich die monatlichen Indexwerte (2010=100) im Zeitraum Januar 2012 bis Dezember 2016 innerhalb einer Spanne von 80,1 Punkten (Standardabweichung: 24,3 Punkte). Die Importe von Halbwaren wiesen mit einer Spanne von 45,6 Punkten und einer Standardabweichung von 13,3 Punkten deutlich geringere Preisschwankungen auf. Der kleinste Korridor ist erwartungsgemäß bei den Einfuhrpreisen von Fertigwaren zu beobachten, deren Indexwerte zwischen 100,3

(April 2014) und 103,9 (Juli 2015) mit einer Standardabweichung von 1,0 Punkten pendelten.

### 3.2 Erzeugerpreise

Die Preisentwicklung auf der Stufe der Erzeugung von Waren und Dienstleistungen wies wie im Vorjahr auch 2016 keine einheitliche Richtung auf. Die Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte waren um 1,7 % niedriger als 2015, die Erzeugerpreise für landwirtschaftliche Produkte sanken im Vergleich zu 2015 um 0,3 %. Bei den einzelnen Dienstleistungsbereichen waren im Vergleich zu 2015 überwiegend Preisanstiege zu beobachten, die bis zu +2,8 % bei den Wach- und Sicherheitsdiensten ausmachten. Ausnahmen mit Preissenkungen waren hier die Bereiche Information und Kommunikation sowie Telekommunikationsdienstleistungen. Steigende Preise waren 2016 im Baubereich zu verzeichnen: für den Neubau von Wohngebäuden um 2,1 %, von Bürogebäuden um 2,2 % sowie von gewerblichen Betriebsgebäuden um 2,0 %.

In den Erzeugerpreisen gewerblicher Produkte schlagen sich die Einfuhrpreise zusammen mit anderen Kostenfaktoren der Produktion in Deutschland nieder. Während die Einfuhrpreise 2016 mit – 3,1 % im Jahresdurchschnitt deutlich gefallen sind, erzeugten andere Kostenfaktoren wie die Löhne 2016 einen Druck zu Preissteigerungen. Insgesamt war die Entwicklung des Produzierenden Gewerbes 2016 wie im Vorjahr weiter durch ein Wachstum der Wertschöpfung von 1,6 % gekennzeichnet, das im Verarbeitenden Gewerbe sogar leicht höher ausfiel (Braakmann/Hauf, 2017). Die Erzeugerpreise gewerb-

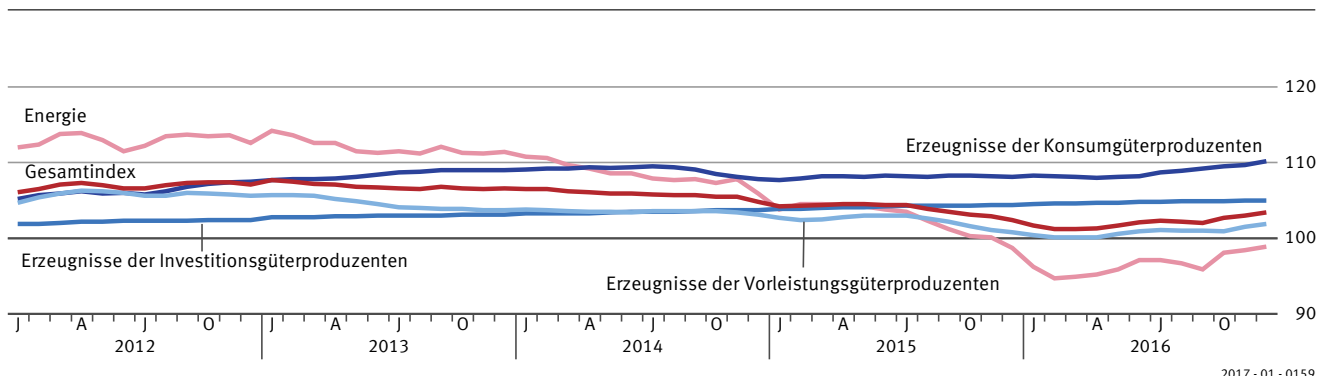
licher Produkte wiesen in diesem Umfeld 2016 mit – 1,7 % im Jahresdurchschnitt einen deutlichen Rückgang auf. Den größten Einfluss auf die Jahresveränderungsrate der Erzeugerpreise hatten 2016 die in Abschnitt 4.3 dargestellten Energiepreise (– 5,8 %). Ohne Berücksichtigung der Energie fielen die Erzeugerpreise 2016 im Vorjahresvergleich lediglich um 0,3 % und damit nur geringfügig weniger als 2015 (– 0,5 %).

Bei den gewerblichen Produkten waren neben der Energie insbesondere Vorleistungsgüter – das sind beispielsweise Metalle und chemische Grundstoffe, die im Produktionsprozess verbraucht, verarbeitet oder umgewandelt werden – günstiger als im Vorjahr. Nicht nur die Preise der Rohstoffe am Weltmarkt wiesen in diesem Bereich Rückgänge auf, auch die Erzeugerpreise für Vorleistungsgüter gingen 2016 im Jahresdurchschnitt um 1,5 % zurück. Hierzu trugen insbesondere Preisrückgänge bei chemischen Grundstoffen (– 3,5 %) und Metallen (– 4,7 %) bei. Die Preise für Investitionsgüter, wie Leichtmetallbauerzeugnisse, Maschinenbauerzeugnisse oder Kraftwagen und Kraftwagenteile, sind dagegen im Jahresdurchschnitt 2016 insgesamt um 0,6 % gegenüber 2015 gestiegen. Bei den Konsumgütern verteuerten sich die Gebrauchsgüter, zu denen beispielsweise Haushaltsgeräte gehören, auf der Erzeugerstufe im Jahresdurchschnitt 2016 um 1,2 % gegenüber dem Vorjahr. Für Verbrauchsgüter, zu denen unter anderem die Nahrungsmittel (siehe Kapitel 5) gehören, lagen die Preise im Jahresdurchschnitt 2016 um 0,5 % höher als im Vorjahr.

➤ Grafik 4 verdeutlicht, dass der jahresdurchschnittliche Rückgang der Erzeugerpreise insgesamt, der Erzeu-

#### Grafik 4

Erzeugerpreisindizes gewerblicher Produkte  
2010 = 100



gerpreise für Energie und für Vorleistungsgüter wesentlich auf die Preisrückgänge im Jahr 2015 zurückzuführen ist. Betrachtet man ausschließlich den Verlauf der Erzeugerpreise im Jahr 2016 beziehungsweise den Vergleich mit den Vormonatswerten, so lässt sich nicht nur beim Gesamtindex, sondern auch bei den Teilindizes eine steigende Tendenz erkennen. Infolge der gegenläufigen Entwicklungen in den Jahren 2015 und 2016 lagen die monatlichen Veränderungsraten im Vergleich zum Vorjahr beim Erzeugerpreisindex für gewerbliche Produkte bis zum Oktober 2016 zum Teil deutlich im negativen Bereich. Im Dezember 2016 stiegen dagegen die Erzeugerpreise im Vergleich zum Vorjahresmonat um 1,0 % an.

Bei Dienstleistungen spielen im Vergleich zu den Waren allgemeine Kostenfaktoren wie Löhne und Mieten zumeist eine bedeutendere Rolle als andere im Produktionsprozess eingesetzte Güter, wie Rohstoffe, Betriebsstoffe oder andere Dienstleistungen. Je nach Branche können aber unterschiedliche Faktoren wesentlichen Einfluss auf die Preisbildung haben: So werden zum Beispiel Transportleistungen oft auch relativ stark von Energiekosten beeinflusst. Insgesamt war 2016 in Deutschland auch in vielen Dienstleistungsbereichen eine positive wirtschaftliche Entwicklung festzustellen. Insbesondere in den Bereichen Handel, Verkehr und Gastgewerbe sowie im Bereich der Information und Kommunikation und bei den Finanz- und Versicherungsdienstleistungen nahm die reale Bruttowertschöpfung überdurchschnittlich zu (Braakmann/Hauf, 2017).

Da noch nicht für alle Dienstleistungsbereiche Preisindizes vorliegen, wird bisher kein Gesamtindex berechnet. Dennoch zeigen die vorliegenden Ergebnisse für die einzelnen Dienstleistungsbereiche, dass die Dienstleistungspreise 2016 insgesamt angestiegen sind, wenn auch in den meisten Bereichen in geringerem Ausmaß als im Vorjahr. Im Bereich Verkehr und Lagerei waren trotz der sinkenden Energiepreise im Jahr 2016 in fast allen Branchen moderate Preissteigerungen zu verzeichnen: Die Preise des Schienengüterverkehrs lagen um 0,4 % und die der Post-, Kurier- und Expressdienste um 1,5 % höher als 2015. Bei den Gütertransporten im Straßenverkehr dürfte der leichte Preisrückgang (–0,4 %) auch mit der Weitergabe der im Jahr 2016 im Durchschnitt erneut gesunkenen Kraftstoffpreise zu tun haben. Deutlich stärker gefallen sind die Preise für Güterbeförderung in der See- und Küstenschifffahrt: im Vorjahresvergleich um 12 %. Dies ist insbesondere auf den anhaltend star-

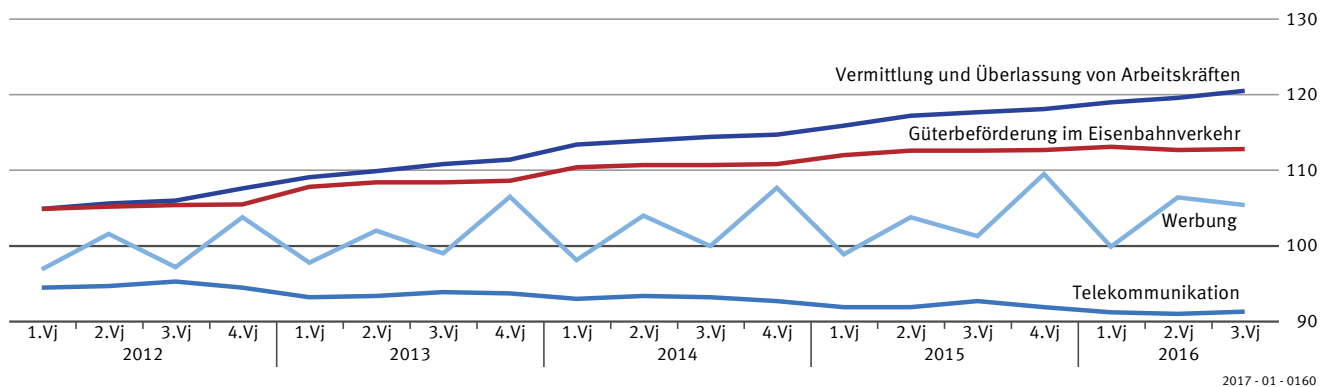
ken Preisverfall im Güterverkehr mit Asien zurückzuführen. In den einzelnen Branchen des Bereichs Freiberufliche, wissenschaftliche und technische Dienstleistungen waren durchgehend moderate Preissteigerungen zu beobachten. Außergewöhnlich stark stiegen hier die Preise mit +2,5 % im Jahresvergleich nur für Werbung. Ursache hierfür waren starke Preissteigerungen für TV-Werbepplätze im Zusammenhang mit der Fußball-Europameisterschaft. Die Preise für Verwaltungs- und Unterstützungsleistungen stiegen 2016 tendenziell etwas stärker als für freiberufliche, wissenschaftliche und technische Dienstleistungen, blieben aber unter den Preisveränderungen von 2014 auf 2015. Die deutlichsten Preissteigerungen waren hier bei der Vermittlung und Überlassung von Arbeitskräften (+2,4 %) und bei Wach- und Sicherheitsdiensten (+2,8 %) zu verzeichnen. Ein Grund für die Preisanstiege in diesen beiden Branchen war vermutlich die Weitergabe von Lohnsteigerungen infolge von Tarifanpassungen.

Im Bereich Information und Kommunikation waren dagegen auch für 2016 teilweise wieder Preissenkungen im Vergleich zum Vorjahr zu beobachten: Der Preisindex für Telekommunikation lag 2016 durchschnittlich um 1,1 % niedriger als 2015. Somit sanken die Preise genauso wie im Jahr zuvor. Die Preisrückgänge für Dienstleistungen des Mobilfunks fielen mit –2,2 % (2015: –2,3 %) auch 2016 wieder deutlich stärker aus als die Preisrückgänge für Festnetztelefonie und Internetzugang, die um 0,4 % niedriger lagen als im Jahresdurchschnitt 2015 (2015: –0,2 %). Die deutlichen Preisrückgänge im Mobilfunk in den Jahren 2015 und 2016 resultierten aus der verstärkten Nutzung von Datenflatrates. Bei Mobilfunktarifen mit Datenflatrates stieg das tatsächlich genutzte Übertragungsvolumen der Mobilfunkteilnehmer in den Jahren 2015 und 2016 merklich gegenüber dem jeweiligen Vorjahr an, sodass der Preis je Megabyte übertragener Daten entsprechend sank. Auch die Preise für Dienstleistungen der Informationstechnologie sind mit –0,4 % gegenüber dem Vorjahr nur leicht gesunken, die Preise für Datenverarbeitung, Hosting gingen hingegen gegenüber dem Vorjahr etwas deutlicher zurück (–1,9 %).  
➤ Grafik 5 auf Seite 84

Für den Baubereich zeigen die Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für 2016 – auch begünstigt durch den milden Winter – eine deutliche Zunahme der wirtschaftlichen Leistung (+2,8 %), die deutlich höher ausfiel als im Vorjahr (Braakmann/

**Grafik 5**

Erzeugerpreisindizes für Dienstleistungen  
2010 = 100



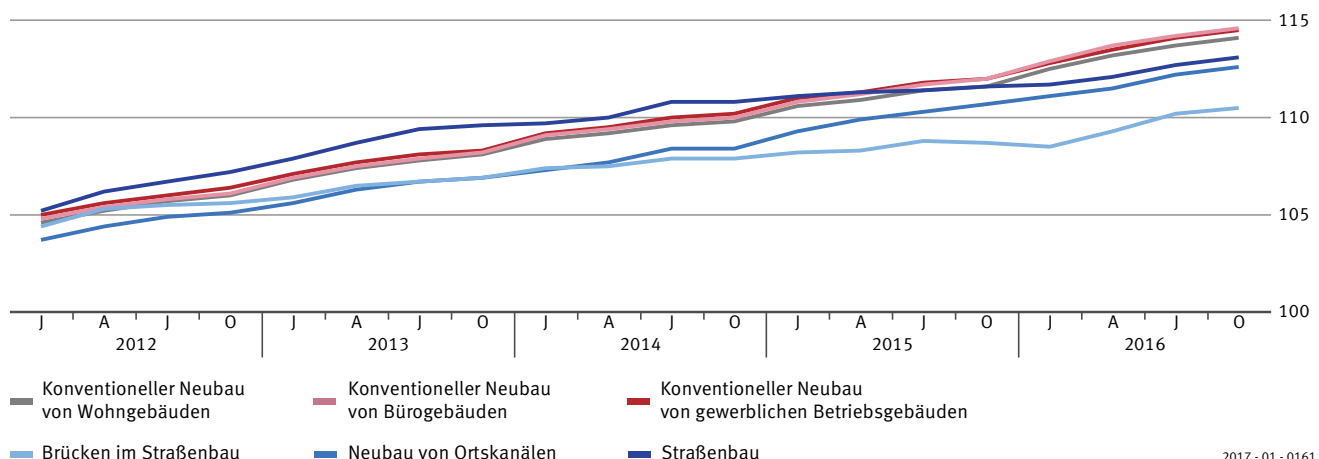
Hauf, 2017). Die Baupreise sind in diesem Umfeld 2016 – ebenso wie die meisten Dienstleistungspreise – im Vorjahresvergleich gestiegen: So erhöhten sich die Preise für den Neubau von Wohngebäuden in konventioneller Bauart im Jahresdurchschnitt 2016 gegenüber 2015 um 2,1%. Auch die Preise für den Neubau von gewerblichen Betriebsgebäuden und die Preise für den Neubau von Bürogebäuden stiegen im Jahr 2016 um 2,0% beziehungsweise 2,2%. Innerhalb des ausgewiesenen Ingenieurbaus gab es die größte Preissteigerung beim Neubau von Ortskanälen mit +1,6%. Im Straßenbau lagen die Preise im Jahr 2016 um 0,9% und bei Brü-

cken im Straßenbau um 1,0% über denen des Vorjahres. Insgesamt sind die Baupreise im Vorjahresvergleich weiter gestiegen, allerdings überwiegend in etwas geringerem Umfang als in den Jahren 2011 bis 2015. Wichtige Einflussfaktoren für die Baupreise sind neben den Preisen für Baumaterialien vor allem Löhne, die im Jahr 2016 tendenziell preissteigernd wirkten. Bei längerfristiger Betrachtung zeigt sich bei allen Bauwerksarten eine relativ ähnliche Preisentwicklung. [↪ Grafik 6](#)

Zusammenfassend lässt sich somit für die Erzeugerstufe feststellen, dass sich im Jahresdurchschnitt 2016

**Grafik 6**

Baupreisindizes  
2010 = 100



die Preissenkungen im Vorjahresvergleich vor allem auf die landwirtschaftlichen Produkte, die Energie, die Herstellung von Vorleistungsgütern, ausgewählte Verkehrsdienstleistungen sowie die IT-Dienstleistungen konzentrierten. Die Herstellung von Verbrauchs- und Gebrauchsgütern sowie von Investitionsgütern, nahezu alle Dienstleistungsbereiche und der Baubereich wiesen dagegen bei der jahresdurchschnittlichen Betrachtung wie schon 2015 steigende Preise auf. Im Jahresverlauf 2016 wiesen die Indexwerte beziehungsweise die Vergleiche mit dem Vormonat auch bei der Energie und den Vorleistungsgütern eine steigende Tendenz auf, die sich allerdings in den Vergleichen der Jahresdurchschnitte mit 2015 aufgrund der starken Preisrückgänge im Jahr 2015 nicht entsprechend niederschlugen.

### 3.3 Großhandelsverkaufspreise

Nur selten verkaufen Erzeuger oder Importeure ihre Waren direkt an den Konsumenten. In der Regel durchlaufen die Waren erst noch eine oder mehrere Handelsstufen, bevor sie zum Endverbraucher beziehungsweise zu anderen Erzeugern gelangen. Der Großhandel spielt dabei eine bedeutende Rolle, indem er Waren beschafft, um sie beispielsweise an Wiederverkäufer oder Weiterverarbeiter abzusetzen.

In der Entwicklung der Großhandelsverkaufspreise sind die Preisschwankungen der vorgelagerten Wirtschafts-

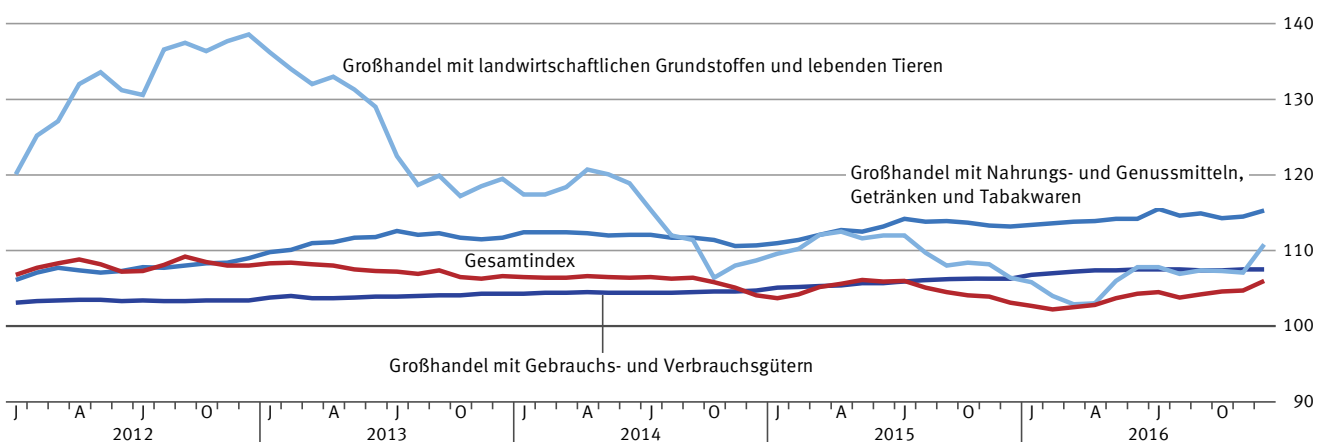
stufen noch deutlich zu erkennen. Allerdings kommen bei den Großhandelsverkaufspreisen vermehrt weitere Einflussfaktoren wie Löhne oder Mieten hinzu, die 2016 eher preissteigernd wirkten. Mit Blick auf die wirtschaftliche Lage war im Großhandel 2016 nur eine leichte und im Vergleich zum Einzelhandel deutlich geringere Zunahme der wirtschaftlichen Leistung zu verzeichnen (Braakmann/Hauf, 2017). Vor diesem Hintergrund ist der Preisrückgang bei den Großhandelspreisen 2016 mit  $-1,0\%$  im Jahresdurchschnitt gegenüber dem Vorjahr insgesamt etwas moderater ausgefallen als auf vorgelagerten Wirtschaftsstufen.

Auch im Großhandel wurde der Preisrückgang wesentlich durch die Energie beeinflusst: Die Preise im Großhandel mit festen Brennstoffen und Mineralölerzeugnissen lagen im Jahresdurchschnitt 2016 um  $9,5\%$  unter denen des Vorjahres. Allerdings wiesen auch andere Bereiche deutliche Preisrückgänge auf, beispielsweise der Großhandel mit Altmaterial und Reststoffen ( $-7,0\%$ ), der Großhandel mit Getreide, Rohtabak, Saaten und Futtermitteln ( $-6,8\%$ ) und der Großhandel mit chemischen Erzeugnissen ( $-5,4\%$ ). Preissteigerungen waren dagegen im Großhandel mit lebenden Tieren ( $+4,6\%$ ), Tabakwaren ( $+3,7\%$ ) und im Großhandel mit Obst, Gemüse und Kartoffeln ( $+3,1\%$ ) zu verzeichnen. [↗ Grafik 7](#)

Zwar fielen die Großhandelspreise im Jahresdurchschnitt 2016 spürbar gegenüber 2015, erkennbar war aber auch bei den Großhandelspreisen ein deutliches Anziehen

**Grafik 7**

Großhandelsverkaufspreisindizes  
2010 = 100



2017 - 01 - 0162



der monatlichen Veränderungsrate im Laufe des Jahres. Bis September 2016 waren bei den monatlichen Veränderungsrate im Vergleich zum Vorjahresmonat Preisrückgänge festzustellen, mit dem höchsten Rückgang im April 2016 (–2,7%). Im letzten Quartal 2016 stiegen die Großhandelspreise jedoch wieder an, im Dezember 2016 sogar um 2,8%. Dies war der größte Anstieg gegenüber dem Vorjahresmonat seit Oktober 2012. Ein wesentlicher Einflussfaktor waren auch hier die Energiepreise. Allerdings zeigten auch andere Teilindizes des Großhandels am Jahresende zunehmende Preissteigerungen.

### 3.4 Verbraucherpreise in Deutschland

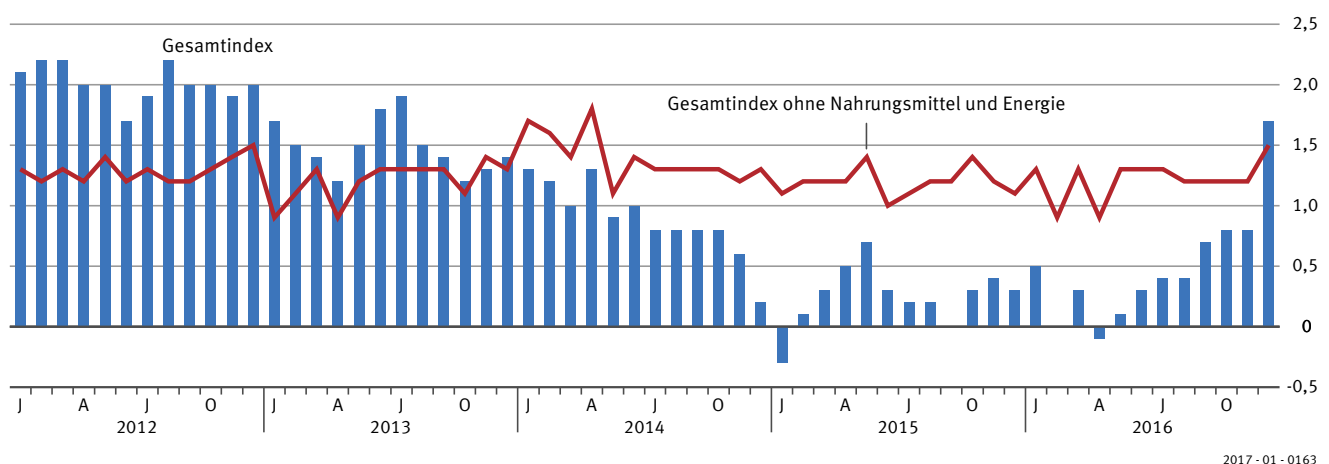
Die Preisentwicklungen auf den vorgelagerten Wirtschaftsstufen Einfuhr und Erzeugung wirken sich oft nicht unmittelbar auf die Verbraucherpreise aus. So gelangen Waren zumeist über den Groß- und/oder Einzelhandel zu den Konsumenten. Damit schlagen sich neben den Einfuhr- und Erzeugerpreisen beziehungsweise Einkaufspreisen des Handels auch andere Kosten des Handels, wie Löhne oder Mieten, in den Verbraucherpreisen nieder. Dagegen werden Dienstleistungen häufig ohne Handelsstufen an die Verbraucher abgegeben, weshalb sich Preisentwicklungen von konsumentenorientierten Dienstleistungen auf der Erzeugerebene zumeist unmittelbar im Verbraucherpreisindex widerspiegeln. Neben den entsprechenden Preisentwicklungen auf den vorgelagerten Wirtschaftsstufen dürfte sich auch die starke

Binnennachfrage im Jahr 2016 auf die Verbraucherpreise in Deutschland ausgewirkt haben. Die privaten Konsumausgaben trugen 2016 preisbereinigt mit einer Zunahme von 2,0% erheblich zum Wachstum des Bruttoinlandsprodukts bei (Braakmann/Hauf, 2017).

Die Verbraucherpreise lagen im Durchschnitt des Jahres 2016 um 0,5% über dem Vorjahresniveau. Damit ist die Inflationsrate – gemessen am Verbraucherpreisindex – erstmals seit 2011 wieder höher als im Jahr zuvor. Im Jahr 2011 lag sie noch bei +2,1% und verringerte sich seitdem kontinuierlich mit +2,0% im Jahr 2012, +1,5% im Jahr 2013, +0,9% im Jahr 2014 und +0,3% im Jahr 2015. Zu Beginn des Jahres 2016 bewegten sich die monatlichen Inflationsraten zunächst auf ähnlich moderatem Niveau wie 2015 und rutschten dabei einmalig im April 2016 in den negativen Bereich ab (–0,1%). Mitentscheidend dafür dürfte gewesen sein, dass Ostern 2016 bereits im März gefeiert wurde. Durch diesen Kalendereffekt waren beispielsweise Pauschalreisen im April 2016 um 8,8% günstiger als im April des Vorjahres. Gegen Mitte des Jahres zogen die Verbraucherpreise dann langsam an, lagen mit +0,7% im September und +0,8% im Oktober und November allerdings noch bis kurz vor Jahresende unter der 1%-Marke. Diese wurde schließlich im Dezember 2016 mit einem Sprung auf +1,7% wieder überschritten, wobei dieser Wert die höchste Inflationsrate in einem Berichtsmonat seit Juli 2013 (+1,9%) darstellte. [↗ Grafik 8](#)

#### Grafik 8

Verbraucherpreisindex für Deutschland  
Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat in %





Starken Einfluss auf die Verbraucherpreisentwicklung hatten 2016 wie im Vorjahr die Energiepreise. Im Vergleich zu 2015 gingen die Energiepreise für die Verbraucher 2016 um durchschnittlich 5,4 % zurück. Ohne Berücksichtigung der Energiepreise lag die Teuerungsrate 2016 mit +1,2 % deutlich über der Gesamtteuerung von +0,5 %. Damit lag sie etwas über der entsprechenden Veränderungsrate des Vorjahres (+1,1 %), aber knapp unter dem jährlichen Durchschnitt der letzten fünf Jahre (+1,3 %). Im Gegensatz zur Energie wirkte die Entwicklung bei den Nahrungsmitteln 2016 mit +0,8 % – wenn auch nur leicht – preistreibend auf den Verbraucherpreisindex. Der Gesamtindex ohne Nahrungsmittel und Energie lag 2016 wie der Gesamtindex ohne Energie um 1,2 % höher als im Vorjahr. Damit hatten die Nahrungsmittelpreise zumindest im Jahresdurchschnitt keinen spürbaren Effekt auf den Verbraucherpreisindex insgesamt. Aufgrund der für Nahrungsmittel charakteristisch starken Preisschwankungen war jedoch in einzelnen Monaten des Jahres 2016 ein erkennbarer Einfluss auf die Verbraucherpreise zu beobachten. So lag beispielsweise die Teuerungsrate beim Gesamtindex ohne Nahrungsmittel und Energie im Juni 2016 um 1,3 % höher als im Vorjahresmonat, beim Gesamtindex ohne Energie dagegen nur 1,1 %. Während im Juni 2016 die Nahrungsmittelpreise damit dämpfend auf den Gesamtindex wirkten, war im Dezember 2016 das Gegenteil der Fall: Der Gesamtindex ohne Nahrungsmittel und Energie blieb mit einer Veränderungsrate von +1,5 % gegenüber Dezember 2015 unter der Veränderungsrate des Gesamtindex ohne Energie (+1,6 %). Somit ist die niedrige Inflationsrate im Jahresdurchschnitt 2016 in erster Linie auf die Entwicklung der Energiepreise zurückzuführen. Bei Betrachtung der monatlichen Inflationsraten gegenüber dem Vorjahr hatten 2016 neben den Energiepreisen aber auch die Nahrungsmittelpreise zumindest in einzelnen Monaten einen spürbaren Einfluss auf den Verbraucherpreisindex. Die Kapitel 4 und 5 betrachten daher ausführlich Energie und Nahrungsmittel und ihre Rolle bei der Jahreststeuerung der Verbraucherpreise.

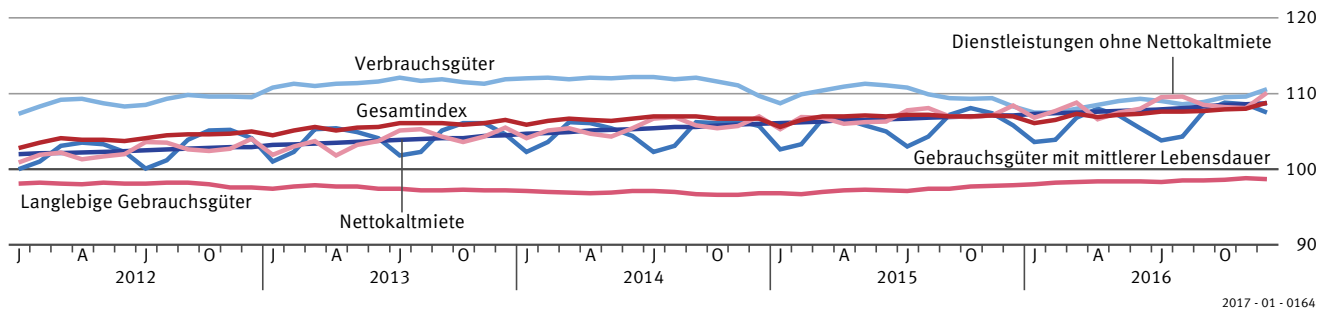
Den Preissteigerungen bei Dienstleistungen von durchschnittlich +1,3 % standen im Jahr 2016 sinkende Preise bei Waren (–0,4 %) gegenüber. Die negative Teuerungsrate für Waren wurde deutlich geprägt durch die Verbrauchsgüter, für die die Konsumenten durchschnittlich 1,1 % weniger bezahlen mussten als 2015 und zu denen auch die Energieprodukte und Nahrungs-

mittel zählen. Dabei wirkte die Preisentwicklung bei Verbrauchsgütern, aber auch bei Waren insgesamt im Jahr 2016 nicht mehr ganz so stark dämpfend auf die Gesamtteuerung wie noch im Vorjahr. Im Jahr 2015 wurden bei Verbrauchsgütern Preisrückgänge um 1,5 % und bei Waren um 0,8 % beobachtet. Im Jahr 2016 waren bei einigen Verbrauchsgütern, wie Zeitungen und Zeitschriften (+4,2 %), Gemüse (+3,7 %), Obst (+3,6 %) sowie pharmazeutischen Erzeugnissen (+2,4 %), jedoch erhebliche Preissteigerungen gegenüber dem Vorjahr zu verzeichnen. Zudem sind Tabakwaren auch ohne Erhöhung der Tabaksteuer im Jahr 2016 erneut deutlich teurer geworden (+3,6 %, darunter Tabak: +5,2 %). Im Jahr 2015 waren nach Inkrafttreten der letzten von fünf im Jahr 2010 beschlossenen Tabaksteuererhöhungen Preisanstiege in Höhe von 4,0 % bei Tabakwaren (darunter Tabak: +7,4 %) zu beobachten gewesen. Seit 2010 sind die Preise für Tabakwaren damit um 23 % und für Tabak sogar um 46 % gestiegen.

Bei Gebrauchsgütern mit mittlerer Lebensdauer, wie Bekleidung oder Schuhen, erhöhten sich die Preise um 0,8 % und damit etwas stärker als in den beiden Jahren zuvor (jeweils +0,7 %). Nachdem sich die Preise für langlebige Gebrauchsgüter, wie Fahrzeuge, Geräte der Unterhaltungselektronik und Möbel, über fast zwei Jahrzehnte im Jahresdurchschnitt durchgängig gegenüber dem Vorjahr verbilligten, verzeichneten sie 2016 das zweite Jahr in Folge einen Preisanstieg. Mit +1,1 % fiel dieser zudem weitaus kräftiger aus als noch 2015 (+0,4 %). Dies dürfte auch mit der Wechselkursentwicklung des Euro zum US-Dollar zusammenhängen. Der Euro wertete im Jahr 2015 im Vergleich zu 2014 um 16 % gegenüber dem US-Dollar ab. Dadurch verteuerten sich beispielsweise auch die Importe von elektronischen Bauteilen. Da der Euro-US-Dollar-Wechselkurs im Jahresdurchschnitt 2016 im Vergleich zu 2015 mit einer Veränderungsrate von –0,2 % nahezu konstant blieb, ist der Euro im Verhältnis zum US-Dollar wie 2015 deutlich schwächer als in den Jahren davor. Dieser Wechselkurseffekt dürfte sich mit Zeitverzögerung in der Preisentwicklung einzelner Güter auf Verbraucherebene im Jahr 2016 niederschlagen. Insbesondere bei Desktop-PC und tragbaren Computern ist eine solche Tendenz zu beobachten. Nachdem 2015 bei Desktop-PC (–2,0 %) und tragbaren Computern (–6,4 %) die Preise im Vorjahresvergleich noch rückläufig waren, stiegen sie 2016 im Jahresdurchschnitt um 4,4 % (Desktop-PC) beziehungs-

**Grafik 9**

Verbraucherpreisindizes  
2010 = 100



weise 2,3 % (tragbare Computer) an. Merkleich teuer wurden 2016 auch Schmuck (zum Beispiel Schmuck aus Edelmetall: +4,4 %) sowie Foto- und Filmausrüstungen, optische Geräte und Zubehör (+ 5,0 %, darunter digitale Kameras: + 6,8 %), deren Preisanstiege zudem ebenfalls deutlich über den jeweiligen Veränderungsraten der Jahresdurchschnitte aus dem Jahr 2015 lagen. [↗ Grafik 9](#)

Die Dienstleistungspreise stiegen 2016 um 1,3 % gegenüber dem Vorjahr. Die Erhöhung der Dienstleistungspreise ist insbesondere auf die Preisentwicklung der Wohnungsmieten (Nettokaltmiete) zurückzuführen, die ein Gewicht von rund 21 % im Wägungsschema des Verbraucherpreisindex haben und knapp 40 % der Preisentwicklung bei den Dienstleistungen ausmachen. Die Nettokaltmiete stieg 2016 wie schon 2015 um 1,2 % und damit deutlich stärker als der Verbraucherpreisindex insgesamt (+0,5 %). Auffallend bei der Nettokaltmiete war der im Jahresverlauf 2016 zu beobachtende kontinuierliche Anstieg der monatlichen Vorjahresveränderungsraten, die sich von + 1,1 % zu Beginn des Jahres insbesondere in der zweiten Jahreshälfte auf + 1,5 % im Dezember 2016 nach oben bewegten.

Die Dienstleistungspreise ohne Nettokaltmiete stiegen im Jahr 2016 wie schon 2015 um 1,3 % und damit etwas stärker als die Nettokaltmiete. Auch im zweiten Jahr nach der flächendeckenden Einführung des gesetzlichen Mindestlohns ist kein durchschlagender Effekt auf die Preisentwicklung in Deutschland erkennbar. So liegt die Jahresteuersatzrate bei Dienstleistungen im Jahr 2016 weiter unter dem jährlichen Durchschnitt der drei Jahre vor der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns (2012 bis 2014: + 1,5 %). Preisanstiege waren

2016 beispielsweise bei Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen zu beobachten (+ 2,0 %). Deutliche Preiserhöhungen bei den Dienstleistungen verzeichneten 2016 Dienstleistungen sozialer Einrichtungen (+ 4,0 %, darunter Dienstleistungen der Pflegeheime: + 4,1 %) sowie Versicherungsdienstleistungen und stationäre Gesundheitsdienstleistungen (jeweils + 2,4 %).

Preisrückgänge im Dienstleistungsbereich gab es beispielsweise bei Mietwagen und Pauschalreisen, die 2016 um 3,0 % beziehungsweise 0,8 % (darunter Pauschalreisen ins Ausland: – 1,1 %) günstiger wurden. Wie in den Vorjahren sanken 2016 die Preise für Telekommunikationsdienstleistungen. Hier lagen die Preise um 1,5 % unter dem Niveau von 2015.

### 3.5 Verbraucherpreise – Entwicklungen in Europa

Zusätzlich zu den bisher dargestellten Ergebnissen des nationalen Verbraucherpreisindex (VPI) berechnet das Statistische Bundesamt einen Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI). Dieser wird in Europa nach einheitlichen Konzepten ermittelt, um Preisentwicklungen international vergleichen und zu einer Gesamtinflationssrate für Europa und für die Eurozone zusammenfassen zu können.<sup>15</sup> Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex für Deutschland ist im Jahresdurchschnitt 2016 mit + 0,4 % ebenso wie der nationale Verbraucherpreisindex für Deutschland (+ 0,5 %) erstmals seit 2011 wieder

5 Weitere methodische Erläuterungen zum Harmonisierten Verbraucherpreisindex sind verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

etwas stärker gestiegen als ein Jahr zuvor. Im Jahr 2015 verzeichnete der HVPI für Deutschland noch eine Veränderungsrate von +0,1 % gegenüber dem Vorjahr. Die Unterschiede in den Veränderungsraten zwischen VPI und HVPI erklären sich insbesondere durch das niedrigere Gewicht, das die Mieten – die derzeit stärker als der Gesamtindex steigen – im HVPI im Vergleich zum VPI haben. Im HVPI werden im Gegensatz zum VPI unterstellte Mietzahlungen für selbst genutztes Wohneigentum nicht einbezogen. Im europäischen Vergleich lag die

**Tabelle 1**

Harmonisierte Verbraucherpreisindizes –  
Europäischer Vergleich

	Veränderung 2016 gegenüber 2015 %
Belgien	+ 1,8
Deutschland	+ 0,4
Estland	+ 0,8
Finnland	+ 0,4
Frankreich	+ 0,3
Griechenland	+ 0,0
Irland	– 0,2
Italien	– 0,1
Lettland	+ 0,1
Litauen	+ 0,7
Luxemburg	+ 0,0
Malta	+ 0,9
Niederlande	+ 0,1
Österreich	+ 1,0
Portugal	+ 0,6
Slowakei	– 0,5
Slowenien	– 0,2
Spanien	– 0,3
Zypern	– 1,2
Eurozone	+ 0,2
Bulgarien	– 1,3
Dänemark	+ 0,0
Kroatien	– 0,6
Polen	– 0,2
Rumänien	– 1,1
Schweden	+ 1,1
Tschechische Republik	+ 0,6
Ungarn	+ 0,4
Vereinigtes Königreich	+ 0,7
Europäische Union	+ 0,3
Island	+ 0,8
Norwegen	+ 3,9
Europäischer Wirtschaftsraum	+ 0,3
Schweiz	– 0,5

Quelle: Eurostat

Inflationsrate für Deutschland – gemessen am Harmonisierten Verbraucherpreisindex – mit +0,4 % dennoch über dem Durchschnitt der Eurozone (+0,2 %) und der Europäischen Union (+0,3 %). [↗ Tabelle 1](#)

Auch in der Eurozone, die im Jahr 2016 insgesamt 19 Mitgliedstaaten umfasste, lag die Inflationsrate bei einer jahresdurchschnittlichen Betrachtung erstmals seit 2011 wieder höher als im Jahr zuvor. Allerdings fiel die Erhöhung der Verbraucherpreise mit +0,2 % im Jahresdurchschnitt nur schwach aus. Es ist nach 2015 (+0,0 %) immer noch die zweitniedrigste Jahresteuerrate für die Eurozone seit Beginn der Berechnung im Jahr 1997. Die höchste Inflationsrate war 2016 in Belgien mit +1,8 % zu beobachten, dahinter folgen Österreich mit +1,0 %, Malta mit +0,9 % sowie Estland mit +0,8 %.

Negative Jahresteuerraten verzeichnete 2016 knapp ein Drittel der Länder der Eurozone. Dabei setzte sich in Zypern mit –1,2 % (2015: –1,5 %), Slowenien –0,2 % (2015: –0,8 %), Spanien –0,3 % (2015: –0,6 %) und der Slowakei –0,5 % (2015: –0,3 %) der Trend rückläufiger Preisniveaus im Jahresdurchschnitt 2016 fort. In Italien lag der HVPI im Jahresdurchschnitt mit –0,1 % dagegen zum ersten Mal seit Beginn der Berechnung des HVPI in den 1990er-Jahren unter dem Niveau des Vorjahres. Irland musste bereits 2009 und 2010 inmitten der weltweiten Finanzmarkt- und Wirtschaftskrise deflationäre Tendenzen überstehen, die damals (2009: –1,7 %; 2010: –1,6 %) allerdings wesentlich stärker ausfielen als 2016 mit –0,2 %.

Die moderaten Jahresteuerraten des HVPI seit 2014 waren für alle Mitgliedstaaten der Eurozone maßgeblich von der Energiepreisentwicklung geprägt. Ohne Berücksichtigung der Energie verzeichnete der HVPI 2016 über alle Länder hinweg höhere Inflationsraten. Der HVPI ohne Energie<sup>6</sup> lag für die Eurozone im Jahr 2016 wie schon 2015 um 0,9 % über dem Niveau des Vorjahres. Für Deutschland lag der HVPI ohne Energie sogar um 1,1 % höher als im Jahr zuvor (2015: ebenfalls +1,1 %). Wie im Vorjahr war Zypern mit –0,5 % (2015: –0,2 %) als einziges Land der Eurozone von einer negativen Inflationsrate gemessen am HVPI ohne Energie betroffen.

6 Diese Daten können der Datenbank von Eurostat, dem Statistischen Amt der Europäischen Union, entnommen werden. [Zugriff am 8. März 2017]. Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu>

## 4

Energiepreise<sup>17</sup>

Energie ist für deutsche Unternehmen und Haushalte von großer Bedeutung. Dies zeigt sich unter anderem daran, dass der Primärenergieverbrauch je Einwohner in Deutschland als Land mit starker Industrie und hohem Exportanteil um 25 % über dem der Europäischen Union liegt (Statistisches Bundesamt, 2016, hier: Seite 676). Im Jahr 2016 ist der Verbrauch von Primärenergie mit + 1,6 % das zweite Jahr in Folge gegenüber dem Vorjahr angestiegen. Der höhere Verbrauch im Jahr 2016 ist insbesondere auf die im Vergleich zum Vorjahr kältere Witterung, den Schalttag (29. Februar), die anhaltend positive wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland und den Bevölkerungszuwachs zurückzuführen. Diese Faktoren haben Verbesserungen der Energieeffizienz überkompensiert. Den weitaus größten Anteil am Primärenergieverbrauch in Deutschland hat trotz des Ausbaus der erneuerbaren Energien nach wie vor das Rohöl, gefolgt von Kohle, die knapp vor Erdgas rangiert (Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen, 2016a). Da Deutschland die fossilen Energieträger größtenteils einführen muss, beeinflussen die Weltmarktpreise für Energierohstoffe entscheidend die heimische Preisentwicklung.

## 4.1 Weltmarktpreise für Energie

Wie bereits in den Jahren zuvor sind 2016 die Weltmarktpreise für Energie nach Angaben des HWWI im Vergleich zum Vorjahr gesunken. Gegenüber 2015 verbilligte sich Energie auf dem globalen Markt gemäß den Angaben des HWWI-Euroland-Rohstoffpreisindex in US-Dollar im Jahresdurchschnitt um 17 % (2015: – 42 %, 2014: – 11 %).

Beim Rohöl hielt die im Juni 2014 begonnene rasante Talfahrt – abgesehen von einer kurzen Erholungsphase Anfang 2015 – bis zu Beginn des Jahres 2016 an. So fiel zum Beispiel im Januar 2016 der Preis für ein Barrel (159 Liter) des Öls der Nordseesorte Brent auf unter 32 US-Dollar im Monatsdurchschnitt und damit auf den tiefsten Stand seit Februar 2004. Ab Januar 2016 stiegen

die Rohölpreise auf dem Weltmarkt bis Ende des Jahres wieder nach und nach an, Beschlüsse der Ölförderstaaten der Organisation erdölexportierender Länder (OPEC) führten jedoch im zweiten Halbjahr auch zu merklichen Ölpreisschwankungen. Im Jahresdurchschnitt lagen die Rohölpreise auf dem Weltmarkt 2016 dennoch um 16 % unter dem Niveau von 2015. Gegen Jahresende bewegten sich die monatlichen Veränderungsdaten im Vergleich zum Vorjahr allerdings wieder deutlich im positiven Bereich.

Die Weltmarktpreise für Erdgas gingen noch stärker zurück als die für Rohöl. Die Jahresdurchschnitte der Erdgaspreise sind seit geraumer Zeit in einem Abwärtstrend. Im Jahresdurchschnitt ging der Erdgaspreis auf dem Weltmarkt 2016 gemäß dem HWWI-Euroland-Rohstoffpreisindex in US-Dollar-Notierung um 28 % – und damit das dritte Jahr in Folge – im Vergleich zum Vorjahr zurück (2015: – 23 %, 2014: – 19 %). Beim Erdgas haben insbesondere die Vereinigten Staaten als mittlerweile weltweit größter Erdgasproduzent – vor allem durch die Förderung aus unkonventionellen Erdgasquellen wie Schiefergestein – ihre Fördermenge erhöht, so zum Beispiel von 2010 bis 2015 um 26 % (Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe, 2016, hier: Seite 128). Das durchschnittliche jährliche Nachfragewachstum ging zudem im gleichen Zeitraum nach Angaben der International Energy Agency (IEA, Internationale Energieagentur) auf 1,4 % zurück. Im ersten Jahrzehnt dieses Jahrtausends hatte es noch bei 3,0 % gelegen. Dabei ist der Nachfragerückgang bei Erdgas teilweise auch auf die Preisentwicklung bei Kohle und bei den erneuerbaren Energien zurückzuführen, die in Konkurrenz zu Erdgas als Rohstoff zur Energieerzeugung stehen. Die Kohlepreise zum einen lagen in den letzten Jahren auf einem generell relativ niedrigen Niveau und bei erneuerbaren Energien zum anderen sind zunehmend geringere Kosten bei gleichzeitig anhaltender finanzieller Förderung zu beobachten (IEA 2016b, hier: Seite 10; IEA 2016c, hier: Seite 162).


Im Gegensatz zu Rohöl und Erdgas stieg der Kohlepreis auf dem Weltmarkt – erstmals seit 2012 – im Jahresdurchschnitt wieder an. Dabei verteuerte sich auf den internationalen Märkten gehandelte Kohle nach Angaben des HWWI-Euroland-Rohstoffpreisindex in US-Dollar-Notierung im Jahr 2016 gegenüber dem Vorjahr um 12 %, nachdem 2015 gegenüber dem Vorjahr noch ein Preisrückgang von 19 % zu beobachten war. Diese Ent-

<sup>17</sup> Der Großhandel wird in diesem Kapitel nicht berücksichtigt, da die Gliederungstiefe des Index der Großhandelsverkaufspreise für eine solche Darstellung nicht ausreicht.



wicklung ist maßgeblich von Nachfrageschwankungen durch China geprägt, das die Hälfte der weltweiten Kohlenachfrage für sich verbucht. So war 2015 der globale Preistrückgang bei Kohle noch auf ein schwaches Wachstum der Volkswirtschaft in China zurückzuführen, die zudem begann, vermehrt auf alternative Energieträger zurückzugreifen. Im Jahr 2016 hingegen verursachten Abbaubeschränkungen und höhere Umweltstandards in China eine massive Ausweitung der Kohleimporte und ließen Kohle damit insbesondere im zweiten Halbjahr weltweit wieder teurer werden (HWWI, 2017; IEA, 2016a, hier: Seite 57 ff.). Allerdings befand sich der Preis für Kohle auch 2016 noch auf niedrigem Niveau: Er lag gemäß HWWI-Angaben im Jahresdurchschnitt nur knapp höher als 2007.

### 4.2 Einfuhrpreise für Energie

Der Rückgang der Energiepreise am Weltmarkt im Jahresdurchschnitt 2016 schlägt sich entsprechend auch in den deutschen Einfuhrpreisen – in Euro – nieder. Der deutsche Einfuhrpreisindex für Energie bildet sowohl die Preisentwicklung der eingeführten Primärenergieträger, wie Rohöl, Kohle oder Erdgas, als auch die der eingeführten Sekundärenergieträger, zum Beispiel Strom oder Mineralölprodukte wie Benzin oder Diesel, ab. Die nach Deutschland eingeführte Primär- und Sekundärenergie insgesamt war im Jahr 2016 um 17 % günstiger als im Vorjahr. Auffallend ist, dass sich die Einfuhrpreise für Energie 2016 im Jahresverlauf von den starken Preistrückgängen im Jahr 2015 erholten, aber erst zum Jahresende wieder das Niveau des Vorjahres erreichten. Dabei zogen sie insbesondere im Dezember spürbar an. Im Dezember 2016 lag der Index der Einfuhrpreise für Erzeugnisse der Energieproduzenten sogar wieder um 23 % höher als im Dezember 2015.  Grafik 10

Deutschland ist insbesondere bei Primärenergie mit einer Nettoimportquote von fast 70 % sehr stark von Rohstoffeinfuhren abhängig (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Rohöl und Kohle werden auf dem Weltmarkt in US-Dollar gehandelt, sodass unterschiedliche Entwicklungen zwischen den Weltmarktpreisen und den deutschen Einfuhrpreisen unter anderem durch Wechselkursschwankungen bedingt sind. Dieser Effekt dürfte 2016 über das ganze Jahr gesehen jedoch keine große Rolle gespielt haben, da der Eurowechselkurs gegenüber dem US-Dollar im Jahresdurchschnitt nahezu

unverändert im Vergleich zu 2015 blieb (–0,2 %).<sup>18</sup> So fielen für die deutschen Importeure die jahresdurchschnittlichen Preistrückgänge bei Rohöl mit –18 % ähnlich aus wie auf dem Weltmarkt (–16 %). Auch im Jahresverlauf spiegelten 2016 die deutschen Importpreise für Rohöl mit einem insgesamt ansteigenden Trend und einem spürbaren Anziehen der Preise im Dezember die globale Entwicklung des Weltmarktes wider.

Beim Erdgas gab es 2016 dagegen etwas größere Abweichungen zwischen der Entwicklung der Preise im internationalen Handel und der Einfuhrpreise. Für die deutschen Erdgasimporteure fielen die Preistrückgänge mit –16 % um einiges geringer aus als auf den ausländischen Märkten (–28 %). Eine Ursache für diesen Unterschied könnte sein, dass Erdgasverträge teilweise auch an die Ölpreisentwicklung gekoppelt sind, wobei diese dann zumeist mit einer Zeitverschiebung von einigen Monaten berücksichtigt wird (International Gas Union, 2016, hier: Seite 14 f.). Zudem sorgt der verstärkte globale Handel mit verflüssigtem Erdgas (Liquid Natural Gas=LNG) seit einiger Zeit mehr und mehr für ein Zusammenwachsen der überregionalen Erdgasmärkte, die sich zum Teil deutlich hinsichtlich ihrer Versorgungslage unterscheiden. Die mit dem Zusammenwachsen verbundene globale Annäherung der Erdgaspreise kann daher auch als mögliche Ursache für ungleiche Preisentwicklungen auf internationaler Ebene ausgemacht werden (Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe, 2016, hier: Seite 47).

Bei der Einfuhr von Kohle ist für deutsche Importeure nur die Steinkohle von Interesse. Die in Deutschland verwendete Braunkohle wird fast ausschließlich aus heimischem Tagebau bezogen. Steinkohle kann dagegen in vielen anderen Ländern wesentlich kostengünstiger gefördert werden, weshalb 93 % des Steinkohleaufkommens in Deutschland im Jahr 2015 aus dem Ausland importiert wurden (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Bei der Steinkohle lagen die Einfuhrpreise im Jahr 2016 um 6,8 % unter dem Preisniveau von 2015. Beim Vergleich mit dem HWWI-Euro-Land-Kohlepreisindex in US-Dollar-Notierung zeigt sich mit einer nachgewiesenen Steigerungsrate von +12 % eine deutliche Abweichung. Diese Steigerungsrate ist auf einen sehr starken Anstieg der globalen Kohlepreise vor allem in den letzten drei Monaten des Jahres 2016

8 Euro-Referenzkurse der Europäischen Zentralbank – Jahres- und Monatsdurchschnitte; verfügbar unter: [www.bundesbank.de](http://www.bundesbank.de)

**Grafik 10**  
Preisindizes für Energie  
2010 = 100



zurückzuführen, nachdem sie bis Mitte 2016 zunächst auf niedrigem Niveau verweilen. Aufgrund von Terminkontrakten dürfte sich diese Preisentwicklung teilweise zeitverzögert in den Einfuhrpreisen niederschlagen, wodurch deutsche Kohleimporteure 2016 im Jahresdurchschnitt letztlich noch einen Preistrückgang gegenüber dem Vorjahr verbuchen konnten. Dennoch zogen auch die Einfuhrpreise für Kohle im letzten Quartal 2016 spürbar an und lagen im Dezember 2016 um 42 % über dem Niveau vom Dezember 2015 und 43 % über dem Niveau vom September 2016.

Neben Primärenergieträgern werden auch Sekundärenergieträger, zum Beispiel Strom oder Mineralölprodukte wie Benzin oder Diesel, nach Deutschland importiert. Die in Deutschland verbrauchten Sekundärenergieträger werden allerdings zum Großteil in Deutschland produziert. Im Jahr 2016 wurden beispielsweise 28 % des inländischen Aufkommens an Mineralölprodukten aus dem Ausland bezogen, bei Strom waren es nur 3,9 % (Bundesamt für Wirtschaft und Ausfuhrkontrolle,

2017; Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen, 2016b). Da Sekundärenergieträger aus Primärenergieträgern gewonnen werden, sind die Preisentwicklungen der Sekundärenergieträger zumeist eng mit denen der jeweiligen Primärenergieträger verknüpft. Besonders deutlich wird dies bei den aus Rohöl gewonnenen Mineralöl-erzeugnissen, deren Einfuhr sich 2016 durchschnittlich um 19 % gegenüber dem Vorjahr verbilligte. Die Rohölimporte nach Deutschland wurden im gleichen Zeitraum um 18 % günstiger. Neben den Mineralölerzeugnissen war auch beim importierten Strom ein Preistrückgang mit – 2,8 % im Vergleich zu 2015 zu beobachten.

### 4.3 Erzeugerpreise für Energie

Der Erzeugerpreisindex für Energie umfasst sowohl die Teuerung der in Deutschland geförderten und abgesetzten Primärenergieträger, wie Braunkohle, Erdöl oder Erdgas, als auch die Preisentwicklung der in Deutschland hergestellten und abgesetzten Sekundärenergieträger,



wie Strom, Gas oder Mineralölprodukte. Aufgrund der bereits erwähnten hohen Abhängigkeit Deutschlands von Rohstoffeinfuhren bei Primärenergieträgern – die Nettoimportquote beträgt etwa 70 % – spielt deren heimische Erzeugung jedoch in fast allen Bereichen eine untergeordnete Rolle (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Umgekehrt ist die Situation bei der Sekundärenergie, die zum Großteil in Deutschland erzeugt und nicht importiert wird. Im Vergleich zum Vorjahr ist der Erzeugerpreisindex für Energie im Jahr 2016 um 5,8 % gefallen. Damit setzte sich der Trend zunehmend rückläufiger Erzeugerpreise für Energie seit 2013 fort. Im Jahr 2013 waren die Erzeugerpreise für Energie im Jahresdurchschnitt um 0,9 % gesunken, im Jahr 2014 um 3,1 % und schließlich 2015 um 5,4 %. Wie auch die Einfuhrpreise waren die Erzeugerpreise für Energie 2016 im Vorjahresvergleich von einem Basiseffekt durch die rückläufigen Preise 2015 beeinflusst. Die Erzeugerpreise waren durch die hohe Bedeutung der Sekundärenergie jedoch wesentlich stabiler als die Einfuhrpreise, die stark von den Preisen für Primärenergieträger bestimmt werden (siehe Grafik 10).

Die Primärenergieerzeugung ist in Deutschland hauptsächlich durch die Braunkohleförderung geprägt. So machte in Deutschland, dem weltweit größten Braunkohleproduzenten, die Braunkohle im Jahr 2015 fast 40 % der in Deutschland gewonnenen Primärenergie aus. Im Gegensatz zur Steinkohle, deren Anteil an der heimischen Primärenergieerzeugung 2015 nur noch bei 4,6 % lag, ist Braunkohle in Deutschland im Wettbewerb mit Importenergieträgern immer noch wirtschaftlich konkurrenzfähig (Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe, 2016, hier: Seite 25; Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Braunkohle weist einen relativ geringen Energiegehalt auf, der sie bei weiten Transportwegen als Energieträger unrentabel macht; sie kann daher nicht wie Steinkohle günstiger aus dem Ausland importiert werden. Für die in Deutschland geförderte und abgesetzte Braunkohle setzte sich der seit 2014 anhaltende Trend rückläufiger Preise auch im Jahr 2016 mit –0,5 % gegenüber dem Vorjahr fort (2015: –1,5 %, 2014: –1,0 %). Diese Entwicklung geht einher mit einer abnehmenden Nachfrage beziehungsweise einem nachlassenden Primärenergieverbrauch an Braunkohle in Deutschland (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Während der Braunkohlepreis hauptsächlich durch die inländische Nachfrage

beeinflusst wird, orientieren sich die Erzeugerpreise für Rohöl und Erdgas hingegen sehr stark an der globalen Entwicklung von Angebot und Nachfrage. Mit einer Nettoimportquote von fast 100 % bei Mineralöl und 89 % bei Naturgasen (Stand für 2015), zu denen auch Erdgas zählt, hat die nationale Produktion in diesen Bereichen wenig Bedeutung und muss deshalb bei der Erzeugung mit dem Weltmarkt konkurrieren (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2017). Entsprechend folgten die Erzeugerpreise für Rohöl der Entwicklung im globalen Handel und sanken 2016 im Jahresdurchschnitt um 22 % im Vergleich zum Vorjahr. Bei Erdgas war im gleichen Zeitraum ein Preisrückgang von 21 % zu beobachten.

Die Erzeugung von Sekundärenergie spielt im Vergleich zur Primärenergie eine wesentlich dominantere Rolle in der deutschen Produktionslandschaft. So stammten 2016 Mineralölerzeugnisse gemessen am Gesamtaufkommen in Deutschland zu 72 % aus heimischen Raffinerien, während Strom sogar zu 96 % in Deutschland erzeugt wurde (Bundesamt für Wirtschaft und Ausfuhrkontrolle, 2017; Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen, 2016b). Mineralölerzeugnisse aus inländischer Produktion wurden von der günstigen Rohölpreisentwicklung auf dem Weltmarkt stark beeinflusst und waren 2016 durchschnittlich 9,5 % günstiger als im Vorjahr. So waren beispielsweise die Erzeugerpreise für Kraftstoffe 2016 um 7,8 % niedriger als 2015, darunter Motorenbenzin (einschließlich Flugbenzin) um 7,0 % und Dieselmotorenstoff um 8,4 %. Auch für Heizöl gingen die Erzeugerpreise zurück und sanken um 17 % gegenüber dem Vorjahr. Darüber hinaus wurde auch die Erzeugung des zur Einspeisung ins Netz aufbereiteten Erdgases samt der zugehörigen Dienstleistungen der Gasversorgung 2016 gegenüber dem Vorjahr um 11 % billiger. Die Erzeugerpreise für Fernwärme mit Dampf und Warmwasser verringerten sich ebenfalls im Jahresdurchschnitt 2016 um 5,5 %.

Die Erzeugerpreise für Strom waren im Jahresdurchschnitt 2016 über alle Abnehmergruppen betrachtet um 2,7 % billiger als 2015. Bei den Preisen für Weiterverteiler, die sich häufig an der Preisentwicklung an der Strombörse orientieren, setzte sich der Mitte 2011 begonnene Preisrückgang weiter fort. Im Jahresdurchschnitt war Strom bei Abgabe an Weiterverteiler 8,2 % billiger als im Vorjahr. Anders als im letzten Jahr kam der Preisrückgang jedoch nicht als solcher bei den

Verbrauchern an: Sondervertragskunden mussten im Durchschnitt des Jahres 2016 für Strom 0,5 % mehr als im Vorjahr bezahlen (2015: – 3,2 %). Für kleinere Endabnehmer war Strom 2016 um 1,0 % teurer. Dabei haben gestiegene Preise für die Dienstleistungen der Elektrizitätsversorgung<sup>9</sup> mit für einen überkompensierenden Effekt auf die Strompreise für die Endabnehmer gesorgt. Insbesondere bei den Dienstleistungen der Elektrizitätsübertragung<sup>10</sup> kam es zu Preisanstiegen (+ 11 %), die im Wesentlichen auf gesteigerte Investitionen für den Ausbau der Onshore- und Offshore-Leitungen sowie für Netz- und Systemsicherheitsmaßnahmen zurückzuführen sein dürften (Bundesnetzagentur, 2016, hier: Seite 76 f.). Zudem verteuerten sich auch die Preise für Dienstleistungen der Elektrizitätsverteilung<sup>11</sup> (+ 6,3 %) und des Elektrizitätshandels<sup>12</sup> (+ 3,9 %).

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass der Rückgang des Erzeugerpreisindex für Energie (– 5,8 %) im Jahr 2016 wesentlich moderater ausfiel als der Rückgang des Einfuhrpreisindex für Energie (– 17 %). Der Unterschied erklärt sich in erster Linie dadurch, dass im Erzeugerpreisindex die Sekundärenergie stärker gewichtet wird als die Primärenergie, während beim Einfuhrpreisindex genau das Gegenteil der Fall ist. Dadurch wirkt sich der starke Rückgang der Weltmarktpreise 2016 für die Primärenergieträger Rohöl (– 16 %) und Erdgas (– 28 %) im Einfuhrpreisindex deutlicher aus als im Erzeugerpreisindex für Energie. Aus dem gleichen Grund spiegelte sich daher auch der Anstieg der Weltmarktpreise für Energie bis 2012 stärker im Einfuhrpreisindex als im Erzeugerpreisindex wider (siehe Grafik 10).

#### 4.4 Verbraucherpreise für Energie

Der Rückgang der jahresdurchschnittlichen Preise für Rohöl und Mineralölerzeugnisse auf den vorgelagerten Wirtschaftsstufen wie Einfuhr oder Erzeugung zeigte sich auch auf Verbraucherebene. Die Verbraucherpreise für Energie insgesamt, also für Haushaltsenergie und Kraftstoffe zusammen, waren im Jahr 2016 um 5,4 % niedriger als 2015 und sind damit wie schon im vergangenen Jahr gefallen. Dabei war der preisdämpfende

Effekt der Energie 2016 geringer als 2015, als sich Haushaltsenergie und Kraftstoffe im Vorjahresvergleich noch um 7,0 % verbilligten. Bereits 2014 wurde Energie auf Verbraucherebene mit einem Rückgang von – 2,1 % erstmals seit 2009 gegenüber dem Vorjahr günstiger. Im Jahresverlauf 2016 haben die Verbraucherpreise für Energie wie die Erzeugerpreise seit Februar 2016 kontinuierlich zugelegt. Im Dezember 2016 lag die Veränderungsrate zum Vorjahresmonat bei den Verbraucherpreisen für Energie mit + 2,5 % erstmals seit Dezember 2013 wieder im positiven Bereich. Insgesamt schwankten die Verbraucherpreise für Energie wie die Erzeugerpreise über die letzten Jahre deutlich geringer als die Einfuhrpreise (siehe Grafik 10).

Kraftstoffe kosteten 2016 mit – 7,3 % nochmals deutlich weniger als im Vorjahr (2015: – 10 %), darunter verbilligten sich Dieselmotorkraftstoff um – 8,2 % (2015: – 13 %) und Superbenzin um – 6,9 % (2015: – 8,8 %). Letztlich auch bedingt durch den von Mitte 2015 bis Anfang 2016 wieder sinkenden Rohölpreis auf dem Weltmarkt waren Kraftstoffe an deutschen Zapfsäulen im Februar 2016 so günstig wie seit März 2009 nicht mehr. Anschließend stiegen die Verbraucherpreise für Kraftstoffe im Einklang mit der Entwicklung der Rohölpreise auf dem Weltmarkt ab Februar 2016 bis Ende des Jahres nach und nach wieder an. Neben Dieselmotorkraftstoff und Superbenzin wurde auch Autogas im Jahr 2016 mit einer Veränderungsrate von – 10 % gegenüber dem Vorjahr spürbar günstiger und verzeichnete damit allerdings auch – wie die anderen beiden Kraftstoffe – einen geringeren Preisrückgang als noch 2015 (– 16 %).

Für Haushaltsenergie – also für Strom, Gas, leichtes Heizöl, feste Brennstoffe (wie Brennholz oder Pellets), Zentralheizung und Fernwärme – bezahlten die deutschen Verbraucher im Jahr 2016 durchschnittlich 4,4 % weniger als im Jahr 2015. Damit sind die Verbraucherpreise für Haushaltsenergie erneut kräftig gefallen, nachdem bereits im vergangenen Jahr mit – 5,6 % ein deutlicher Rückgang zu beobachten war. Wie bei den Kraftstoffen zeigte sich auch hier der Einfluss der Preisentwicklung der Primärenergieträger Kohle, Erdöl sowie Erdgas auf den vorgelagerten Wirtschaftsstufen wie Einfuhr und Erzeugung. Insbesondere beim leichten Heizöl fielen die Preise mit – 17 % sehr stark und lagen im Februar 2016 so niedrig wie seit Juli 2004 nicht mehr. Aber auch Zentralheizung und Fernwärme mit – 8,5 %, Gas mit – 3,0 % sowie feste Brennstoffe mit – 1,9 % ver-

9 Dazu zählen: Netznutzungsentgelte mit Entgelten für die Abrechnung, Messung und Messstellenbetrieb.

10 Netzentgelte auf Höchstspannungsebene.

11 Netzentgelte auf der Hoch- und Mittelspannungsebene.

12 Netzentgelte auf Niederspannungsebene.

zeichneten zum Teil deutlich rückläufige Preisentwicklungen. Lediglich Strom verteuerte sich 2016 mit +0,6 % wieder leicht gegenüber dem Vorjahr, nachdem er 2015 noch mit –0,8 % erstmals seit dem Jahr 2000 für die Verbraucher günstiger geworden war. Der Preisanstieg 2016 bei Strom dürfte im Wesentlichen auf Erhöhungen der Umlage nach dem Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG-Umlage) und der Netzentgelte zurückzuführen sein, die sich im Jahr 2016 gegenüber dem Vorjahr um 2,9 % auf 6,35 Cent je Kilowattstunde (EEG-Umlage) beziehungsweise um durchschnittlich 4,6 % je Haushalt (Netzentgelte) erhöhten (Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, 2016).

Als Fazit lässt sich zur Energiepreisentwicklung sagen, dass sie 2016 die Entwicklung der Gesamtindizes bei den Einfuhr-, Erzeuger-, Großhandels- und Verbraucherpreisen deutlich geprägt hat. Das erneute Absinken der Rohölpreise auf dem Weltmarkt im zweiten Halbjahr 2015, der schrittweise Anstieg seit Anfang 2016 begleitet von Preisschwankungen in der zweiten Jahreshälfte 2016 hat insbesondere bei den Einfuhrpreisen stark durchgeschlagen. Auch beim Erdgas konnten die Verbraucher im Jahr 2016 von anhaltenden Preiserückgängen im globalen Handel profitieren. Zudem ergaben sich bei den Erzeugerpreisen und den Verbraucherpreisen für Energie rückläufige Jahresdurchschnittspreise im Vergleich zum Vorjahr. Im Jahresverlauf jedoch waren die monatlichen Energiepreisindizes 2016 tendenziell von Preissteigerungen geprägt (siehe Grafik 10).

## 5

### Nahrungsmittelpreise<sup>13</sup>

In Deutschland würde die heimische Erzeugung an Nahrungsmitteln ausreichen, um 99 %<sup>14</sup> des gesamten inländischen Ernährungsbedarfs zu decken (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2017, hier: Seite 191). Dennoch ist der Lebensmittelkonsum in Deutschland auch durch weitreichende Außenhandelsverflechtungen geprägt. Nach Angaben der World

Trade Organization (WTO, Welthandelsorganisation)<sup>15</sup> war Deutschland 2015 weltweit sowohl der drittgrößte Importeur als auch der drittgrößte Exporteur von landwirtschaftlichen Erzeugnissen. Dabei machten Waren der Ernährungswirtschaft 5,7 % der Exporte und 8,4 % der Importe von Waren aus beziehungsweise nach Deutschland aus. Durch den internationalen Handel beeinflussen Preisentwicklungen an den Weltmärkten die Nahrungsmittelpreise in Deutschland, nicht nur bei der Einfuhr, sondern ebenso bei der Erzeugung. Da die deutschen Anbieter ihre Produkte sowohl im Inland als auch im Ausland verkaufen können, konkurriert die inländische mit der ausländischen Nachfrage, wodurch auch die Preise inländischer Produkte von den Weltmarktpreisen beeinflusst werden (Statistisches Bundesamt, 2012). Insbesondere wechselnde Witterungsbedingungen sorgen immer wieder für ein unterschiedliches Angebot und führen dazu, dass die Nahrungsmittelpreise sich sehr volatil entwickeln.

### 5.1 Weltmarktpreise für Nahrungsmittel

Die Nahrungsmittelpreise am Weltmarkt sind im Jahr 2016 erstmals wieder seit 2011 gegenüber dem Vorjahr gestiegen. Allerdings fiel der Preisanstieg im Jahr 2016 gemäß den Angaben des HWWI mit +1,0 % relativ moderat aus, auch vor dem Hintergrund, dass der Nahrungsmittelpreisindex (einschließlich Genussmittel) zwischen 2011 und 2015 um 33 % zurückgegangen war. Für die verschiedenen Nahrungsmittel waren 2016 gegenläufige Preisentwicklungen zu beobachten. Insbesondere bei Getreide haben reiche Ernten in den letzten Jahren zu weltweit hohen Vorräten geführt, was generell zu einer geringeren Anfälligkeit für Preisschwankungen aufgrund von Angebots- oder Nachfrageschocks führt (FAO, 2015, hier: Seite 70 f.). Laut Schätzungen der Ernährungs- und Landwirtschaftsorganisation der Vereinten Nationen (Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO) ging die weltweite Getreideproduktion im Wirtschaftsjahr 2015/2016 um 1,3 % gegenüber der Vorperiode zurück. Allerdings reichte diese Ernte weiterhin zur Befriedigung der globalen Nachfrage aus, sodass 2016 die weltweiten Getreidevorräte weiter stiegen (FAO, 2016a, hier: Seite 1). Entsprechend war 2016 bei Getreide mit –9,5 % ein beachtlicher Preiserück-

13 Der Großhandel wird im folgenden Kapitel nicht berücksichtigt, da die Gliederungstiefe des Index der Großhandelsverkaufspreise für eine solche Darstellung nicht ausreicht.

14 Selbstversorgungsgrad bei Nahrungsmitteln insgesamt ohne Erzeugung aus Auslandsfutter.

15 Siehe Datenbank der Welthandelsorganisation, WTO. [Zugriff am 15. März 2017]. Verfügbar unter: <http://stat.wto.org>

gang zu verzeichnen, der jedoch geringer ausfiel als in den vergangenen beiden Jahren (2015: –14%; 2014: –20%). Anders war 2016 die Situation bei den sieben wichtigsten Ölsaaten<sup>16</sup>, bei denen die laufenden Ernterträge aufgrund ungünstiger Wetterbedingungen im Wirtschaftsjahr 2015/2016 um 2,7% gegenüber der Vorperiode sanken und dabei allein nicht zur Deckung der in den letzten Jahren steigenden Nachfrage nach Verarbeitungsprodukten wie Speiseölen und Speisefetten oder Ölkuchen ausreichten (FAO, 2016a, hier: Seite 6). Ein „Rekord-El-Niño“ war mitverantwortlich dafür, dass zum einen die Produktion von Sojabohnen in Südamerika aufgrund von Überschwemmungen sowie extremer Regenfälle und zum anderen die Produktion von Palmkernen in Südostasien wegen zu geringer Niederschläge unter den Erwartungen blieb. Dies ließ insbesondere zur Jahresmitte 2016 die Weltmarktpreise für Ölsaaten deutlich ansteigen (FAO, 2016b, hier: Seite 5 und Seite 28). Im Jahresdurchschnitt 2016 waren nach HWWI-Angaben Ölsaaten und Öle auf dem Weltmarkt um 4,9% teurer als 2015.

Generell dürften die Nahrungsmittelpreise 2016 zwar hauptsächlich durch die jeweilige Ernte, aber zumindest teilweise auch durch die weltweit anhaltend niedrigen Energiepreise beeinflusst worden sein. Diese drücken nicht nur die Kosten der Nahrungsmittelproduktion durch günstiger zu betreibende Maschinen, sondern auch die Preise für die aus Nahrungsmitteln gewonnenen Biokraftstoffe, die in Konkurrenz zum Rohöl stehen (FAO, 2015, hier: Seite 70).

## 5.2 Einfuhrpreise für Nahrungsmittel

Die Preise der nach Deutschland importierten Nahrungsmittel – in Euro – entwickeln sich bei einer Gesamtbetrachtung weniger volatil als die Weltmarktpreise für Nahrungsmittelrohstoffe, weil neben Rohstoffen auch weiterverarbeitete Produkte eingeführt werden. Durch die Weiterverarbeitung gewinnen stabilere Faktoren wie Lohn-, Betriebs- oder Verpackungskosten an Gewicht, sodass die Preise weiterverarbeiteter Nahrungsmittel weniger stark schwanken als die Preise für Nahrungsmittelrohstoffe. Hinzu kommt, dass etwa 71% der nach Deutschland importierten Nahrungsmittel aus der Euro-

päischen Union (EU) stammen. Auch wenn die EU mehr und mehr von einer Politik der Preis- und Marktstabilisierung zu einer Politik der Einkommensstabilisierung übergeht, sorgen immer noch vorhandene Subventionen, Mindestpreise, Quoten und Zölle bei einigen Gütern für stabilere Preise auf dem europäischen Binnenmarkt als auf dem Weltmarkt. Bei den von außerhalb der EU eingeführten Nahrungsmitteln spielen dagegen besonders Wechselkursschwankungen eine Rolle. Im Jahr 2016 aber waren diese – zumindest was die Entwicklung des Euro zum US-Dollar angeht – mit einer Abwertung von 0,2% vernachlässigbar.<sup>17</sup>

Die Einfuhrpreise für Nahrungsmittel<sup>18</sup> insgesamt lagen 2016 um 0,9% unter den Vorjahrespreisen. Nachdem die Einfuhrpreise 2015 tendenziell rückläufig waren, blieben sie im ersten Halbjahr 2016 zunächst stabil, zogen in der zweiten Jahreshälfte aber spürbar an. Aufgrund des Basiseffektes aus dem Jahr 2015 blieben sie 2016 jedoch knapp unter dem Vorjahresniveau.

➤ Grafik 11

Günstiger als im Vorjahr war beispielsweise der Import von Getreide 2016 (–7,0%). Dabei spiegelte sich die Entwicklung auf dem Weltmarkt für Getreide, die 2016 im Wesentlichen geprägt war von anhaltend guten Ernterträgen und niedrigen Energiepreisen, auch in den Einfuhrpreisen wider. So konnte 2016 beispielsweise Weizen trotz EU-weit starker Ernterückgänge bei Weizen (–12%) durchschnittlich 11% billiger als noch 2015 nach Deutschland eingeführt werden (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2016a, hier: Seite 7). Preisrückgänge gab es zudem bei den Importen von Milch und Milcherzeugnissen (–3,5%) und speziell bei Käse und Quark (–5,1%). Dies erklärt sich zum einen durch eine 2016 nach Vorausschätzungen weltweit um 1,1% gestiegene Milchproduktion, die zum anderen vor allem im ersten Halbjahr 2016 auf eine global stagnierende Nachfrage traf und dadurch bis Mai 2016 die Importpreise nach unten trieb. Infolge des Wegfalls der Milchquotenregelung in der EU seit April 2015 war auch europaweit Anfang 2016 zunächst noch eine steigende Milchproduktion zu beobachten. Da dies wiederum fallende Abnahmepreise in fast allen EU-Mit-

16 Sojabohnen, Baumwollsaat, Raps, Sonnenblumen, Erdnüsse, Palmkerne, Kopro.

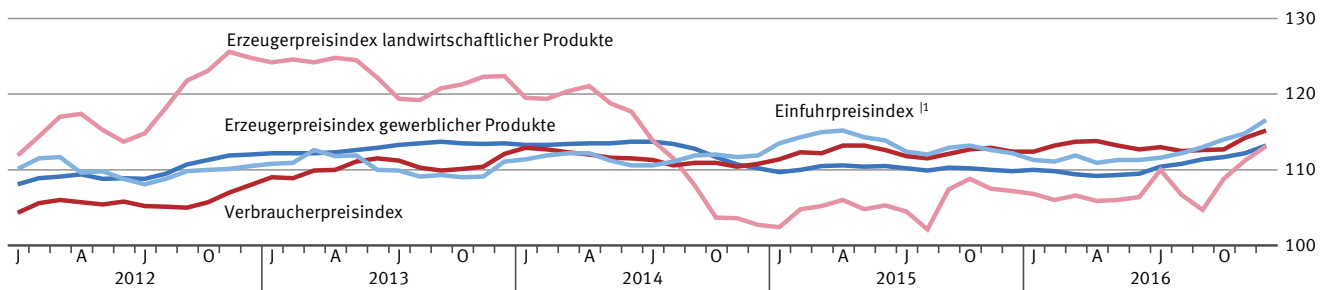
17 Euro-Referenzkurse der Europäischen Zentralbank – Jahres- und Monatsdurchschnitte, verfügbar unter: [www.bundesbank.de](http://www.bundesbank.de)

18 Internationales Warenverzeichnis für den Außenhandel (Standard International Trade Classification, SITC Rev. 4), Kapitel 01 bis 07 und 09.



**Grafik 11**

Preisindizes für Nahrungsmittel  
2010 = 100



1 Internationales Warenverzeichnis für den Außenhandel (SITC, Rev. 4) 01-07; 09.

2017 - 01 - 0166

gliedstaaten nach sich zog – durchschnittlich 14% im ersten Halbjahr –, ging die Milchproduktion in der EU in der zweiten Jahreshälfte 2016 merklich zurück. Dies ließ die Importpreise für Milch und Milcherzeugnisse von Mai bis Dezember 2016 wieder um 18% ansteigen (Milchindustrieverband, 2016; FAO, 2016a, hier: Seite 55). Dennoch war im Jahresdurchschnitt 2016 wie bereits 2015 (–11%) ein Preisrückgang bei Milch und Milcherzeugnissen zu beobachten.

Auch Gemüse- und Früchteimporte verbilligten sich 2016 gegenüber dem Vorjahr (–1,6%). Vor allem die Preise für aus dem Ausland importierte Nüsse (Mandeln: –38%, Haselnüsse: –29%) erholten sich von ihren starken Preisanstiegen aus dem Vorjahr, als Missernten und schwierige Witterungsbedingungen die Einfuhrpreise um +50% (Haselnüsse) beziehungsweise +40% (Mandeln) in die Höhe trieben. Auffallend war bei der Einfuhr von Gemüse und Früchten zudem die Preisentwicklung bei frischen Weintrauben sowie bei Zitrusfrüchten, die sich 2016 im Jahresdurchschnitt um 10% (Weintrauben) beziehungsweise 9,8% (Zitrusfrüchte) gegenüber 2015 verteuerten. Fast unverändert gegenüber 2015 waren 2016 die Einfuhrpreise von Fleisch und Zubereitungen von Fleisch, die im Jahresdurchschnitt nur leicht um 0,1% zurückgingen. Insbesondere aus dem Ausland bezogenes Geflügelfleisch verbilligte sich deutlich (–5,2%), etwas moderater war der Preisrückgang bei Rindfleisch (–2,7%). Die Importe von Schweinefleisch kosteten hingegen 6,5% mehr.

Einen deutlichen Preisanstieg von +18% gab es 2016 bei den Importen von Fischen und Fischereierzeugnissen (einschließlich Aquakulturerzeugung). Eine weltweit starke Nachfrage nach Lachs bei gleichzeitig verknappendem Angebot sowie mutmaßlich mit El Niño in Verbindung stehende niedrige Fischereierträge in Südamerika zählen zu einer Vielzahl unterschiedlicher Erklärungsfaktoren (Norwegian Seafood Council, 2017; FAO, 2016a, hier: Seite 62 f.). Nach besonders starken Preisrückgängen in den vergangenen Jahren (2015: –19%, 2014: –16%) wurde auch Zucker im Jahr 2016 wieder teurer (+6,7%). Schlechte Ernteaussichten aufgrund ungünstiger Wetterbedingungen in den beiden führenden Zuckerexportnationen Brasilien und Indien ließen die Preise für deutsche Importeure im letzten Quartal 2016 nach oben schnellen (FAO, 2016a, hier: Seite 131). Moderate Preiserhöhungen waren unter anderem bei den Importen von Mahl- und Schälmlühlenerzeugnissen, Stärke und Stärkeerzeugnissen (+1,9%) sowie bei den Importen von Back- und Teigwaren (+1,0%) zu beobachten.

### 5.3 Erzeugerpreise für Nahrungsmittel

Die Erzeugerpreise landwirtschaftlicher Produkte gingen 2016 im Jahresdurchschnitt um 0,3% zurück. Damit schwächte sich im Vergleich zu den beiden Vorjahren (2015: –3,8%, 2014: –8,0%) der Preisrückgang bei den Erzeugerpreisen landwirtschaftlicher Produkte deutlich ab.

Allerdings waren im Jahr 2016 bei den verschiedenen landwirtschaftlichen Produkten stark gegenläufige Trends zu erkennen. Bei den Erzeugerpreisen für Getreide (einschließlich Saatgut) war der Preisrückgang um 11 % im Jahr 2016 wesentlich von der Entwicklung auf dem Weltmarkt für Getreide (– 9,5 %, HWWI-Euro-land-Getreidepreisindex) beeinflusst und das, obwohl die Erntemenge (einschließlich Körnermais) 2016 in Deutschland um 6,9 % unter der des Vorjahres blieb (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2016a, hier: Seite 8 und Seite 13). Auch Milch (– 7,9 %) und Produkte aus tierischer Erzeugung (– 2,4 %) verzeichneten Preisrückgänge auf der landwirtschaftlichen Erzeugerebene. Dabei war die Situation der deutschen Milchindustrie stark von der Weltmarktentwicklung und dem Wegfall der EU-Milchquote seit April 2015 beeinträchtigt. Insbesondere das erste Halbjahr 2016 war für die Situation bei den deutschen Milcherzeugern von Überangebot und Preisdruck gekennzeichnet. Nach rückläufigen Milchanlieferungsmengen im weiteren Jahresverlauf erholten sich die Milchpreise im letzten Quartal wieder etwas (Zentrale Milchmarkt Berichterstattung GmbH, 2016, hier: Seite 1 f.).

Starke Preisanstiege waren 2016 bei Obst zu beobachten, das nach einer moderaten Preiserhöhung im Jahr 2015 (+ 0,2 %) auf Erzeugerebene durchschnittlich um 12 % teurer wurde. Speziell Tafeläpfel und Erdbeeren verteuerten sich im Jahresdurchschnitt erheblich. Der Preisanstieg bei Tafeläpfeln ist wesentlich durch das niedrige Preisniveau in der ersten Jahreshälfte 2015 geprägt, das wiederum auf ein durch die Rekordapfelernte 2014 bedingtes Überangebot sowie durch eine aufgrund eines Importstopps der Russischen Föderation bedingte schwächelnde Nachfrage zurückzuführen war (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2015, hier: Seite 24). Durch diesen Basiseffekt lagen die Erzeugerpreise für Äpfel beispielsweise im Februar 2016 um 18 % höher als im Februar 2015. Im Jahresverlauf 2016 waren die Erzeugerpreise für Äpfel überwiegend stabil und schließlich im letzten Quartal steigend, obwohl die Ernte um 8 % über der des Vorjahres lag (Deutscher Bauernverband, 2016a). Bei Freilanderdbeeren lag die Erntemenge um 26 % unter der des Vorjahres. Ein Rückgang der Anbaufläche um 12 % war dafür ebenso verantwortlich wie ungünstige Wetterbedingungen und Probleme mit Schadinsekten (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2016a,

hier: Seite 24). Diese Entwicklung spiegelte sich in den Erzeugerpreisen für Erdbeeren wider, die 2016 um 12 % gegenüber 2015 anzogen.

Preiserhöhungen waren zudem bei Gemüse zu beobachten, das 2016 auf Erzeugerebene durchschnittlich um 5,5 % teurer wurde. Damit blieb es allerdings deutlich unter der Jahresteuerrate des Vorjahres (2015: + 11 %). Abbild dieser Entwicklung der vergangenen beiden Jahre war die inländische Erzeugung von Speisekartoffeln, die sich zwar auch 2016 mit + 33 % deutlich verteuerte, jedoch weit unter dem Preisanstieg von 2015 gegenüber 2014 (+ 63 %) blieb. Zurückzuführen ist dieser erneute Preisanstieg einerseits auf eine im Vergleich zu 2015 weitere Verknappung des Angebotes. Nach vorläufigen Ergebnissen des Sachverständigenausschusses von Bund und Ländern zur „Besonderen Ernte- und Qualitätsermittlung“ lag die Kartoffelernte aufgrund rückläufiger Anbauflächen und schwieriger Wetterverhältnisse um 1,9 % unter der Ernte des Vorjahres. Andererseits dürften auch höhere Produktionskosten (unter anderem für Pflanzenschutz oder Absortierungen) preistreibend gewirkt haben (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2016a, hier: Seite 20; Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, 2016b). Nennenswerte Preiserhöhungen bei Gemüse verzeichneten im Jahr 2016 auf Erzeugerebene neben Speisekartoffeln auch Spargel (+ 8,9 %), dessen Ernte um 3,2 % unter der des Vorjahres blieb, sowie Tomaten (+ 8,7 %) (Deutscher Bauernverband, 2016b).

Die Preise für weiterverarbeitete Nahrungsmittel aus gewerblicher Erzeugung lagen 2016 im Jahresdurchschnitt erstmals nach zwei Jahren wieder höher als im Jahr zuvor. Den Preisrückgängen in den Jahren 2014 (– 0,1 %) und 2015 (– 2,3 %) stand 2016 ein moderater Preisanstieg von + 0,4 % gegenüber. Dabei stoppten die Preise gewerblich erzeugter Nahrungsmittel den Mitte des Jahres 2014 begonnenen tendenziellen Rückgang nach zwei Jahren zur Mitte 2016 und stiegen im weiteren Jahresverlauf wieder kontinuierlich an (siehe Grafik 11). Insgesamt sind die weiterverarbeiteten Nahrungsmittel aus gewerblicher Erzeugung weniger anfällig für Preisschwankungen als die entsprechenden Nahrungsmittelrohstoffe, da auch hier mit zunehmendem Verarbeitungsgrad die Bedeutung der Rohstoffkosten für den Verkaufspreis abnimmt und stabilere Kostenfaktoren wie Lohn-, Betriebs- oder Verpackungskosten an Gewicht gewinnen.



Für die einzelnen Produktgruppen der gewerblich erzeugten Nahrungsmittel waren gegenläufige Preisentwicklungen zu beobachten. Bedingt durch die gesunkenen Einfuhr- und landwirtschaftlichen Erzeugerpreise bei einigen Lebensmittelrohstoffen gingen unter anderem die Erzeugerpreise für Milch und Milcherzeugnisse um 2,3 % sowie für Mahl- und Schälmuehlenerzeugnisse, Stärke und Stärkeerzeugnisse (– 2,2 %) zurück. Eine Ausnahme bei Milch und Milcherzeugnissen bildete die Butter<sup>19</sup>, die im Jahresdurchschnitt 2016 um 4,7 % teurer wurde.

Gestiegene Preise für rohen Zucker, rohen Fisch sowie Obst- und Gemüserohstoffe schlugen sich auch bei der Weiterverarbeitung in Form von Preiserhöhungen nieder. So verteuerten sich 2016 Zucker aus gewerblicher Erzeugung (+ 4,8 %) sowie Fischereierzeugnisse und andere Meeresfrüchte (+ 3,2 %) genauso wie Obst- und Gemüseerzeugnisse (+ 2,6 %). Wie auf der Ebene der Einfuhr stiegen die Preise für weiterverarbeitete Back- und Teigwaren 2016 gegenüber 2015 um + 1,0 %.

## 5.4 Verbraucherpreise für Nahrungsmittel

Die Preisrückgänge auf den Stufen der Einfuhr und bei den Erzeugerpreisen landwirtschaftlicher Produkte haben 2016 kaum zu Preissenkungen auf der Verbraucherebene geführt. Auch auf der vorgelagerten Wirtschaftsstufe weiterverarbeiteter Nahrungsmittel aus gewerblicher Erzeugung war 2016 bereits ein Preisanstieg im Jahresdurchschnitt zu beobachten. Insgesamt sind die Verbraucherpreise für Nahrungsmittel 2016 wie 2015 um 0,8 % gegenüber dem Vorjahr gestiegen. Seit 2010 verteuerten sich Nahrungsmittel auf der Verbraucherebene und dabei vor allem in den Jahren 2012 (+ 3,4 %) und 2013 (+ 4,4 %) jeweils im Vergleich zum Verbraucherpreisindex insgesamt überdurchschnittlich. Analog zum Verbraucherpreisindex insgesamt schwächte sich ab 2014 auch bei den Nahrungsmitteln der Anstieg mit + 1,0 % und + 0,8 % in den beiden darauffolgenden Jahren merklich ab.

<sup>19</sup> Bei den Erzeugerpreisen gewerblicher Produkte ist die Butter gemäß dem Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken (GP2009) unter Milch und Milcherzeugnissen eingestuft. Der Verbraucherpreisindex orientiert sich dagegen an der Systematik für Einnahmen und Ausgaben (SEA), bei der die Butter den Speiseölen und Speisefetten zugeordnet ist.

Im Jahr 2015 gab es im Vorjahresvergleich bei den einzelnen Nahrungsmittelgruppen sowohl Preiserhöhungen als auch Preisrückgänge. Im Jahresdurchschnitt 2016 dagegen stiegen in fast allen Warengruppen die Preise gegenüber dem Vorjahr an. Deutliche Preiserhöhungen gab es 2016 erneut bei Gemüse (+ 3,7 %) und Obst (+ 3,6 %). Teurer wurden auch Fisch und Fischwaren (+ 3,3 %) sowie Speisefette und Speiseöle (+ 2,1 %, darunter Butter: + 2,9 %). Etwas mehr bezahlen als vor einem Jahr mussten die Verbraucher zudem für Süßwaren (+ 0,8 %), für Brot und Getreideerzeugnisse (+ 0,6 %) sowie für Fleisch und Fleischwaren (+ 0,4 %). Spürbar günstiger waren im Jahresdurchschnitt hingegen nur Molkereiprodukte und Eier (– 3,2 %). Zwar stieg der Preis für Eier um 8,0 %, allerdings wurden Molkereiprodukte im Vergleich zum Vorjahr um 4,4 % günstiger.

Bei einer mittelfristigen Betrachtung waren bei den Nahrungsmittelpreisen auf Verbraucherebene im Vergleich zu den gesamten Verbraucherpreisen überdurchschnittliche Preisanstiege zu beobachten. Während der Verbraucherpreisindex beispielsweise von 2012 bis 2016 um 3,2 % angestiegen ist, verzeichneten Nahrungsmittel im gleichen Zeitraum mit + 7,2 % eine mehr als doppelt so hohe Steigerungsrate. Insbesondere bei Obst (+ 16 %) und Gemüse (+ 12 %), aber auch bei Fisch und Fischwa-

**Tabelle 2**  
Verbraucherpreise für Nahrungsmittel

	Gewichtung 2010	Veränderung	
		2016 gegen- über 2015	2016 gegen- über 2012
	‰	%	
Nahrungsmittel	90,52	+ 0,8	+ 7,2
Brot und Getreideerzeugnisse	17,35	+ 0,6	+ 5,8
Fleisch und Fleischwaren	20,76	+ 0,4	+ 4,3
Fisch und Fischwaren	3,65	+ 3,3	+ 10,4
Molkereiprodukte und Eier	14,33	– 3,2	+ 3,5
Molkereiprodukte	12,76	– 4,4	+ 3,2
Eier	1,57	+ 8,0	+ 6,4
Speisefette und Speiseöle	2,59	+ 2,1	+ 3,1
darunter:			
Butter	1,26	+ 2,9	+ 5,9
Margarine	0,64	+ 0,2	– 4,8
Obst	8,76	+ 3,6	+ 16,4
Gemüse	11,26	+ 3,7	+ 11,9
Zucker, Marmelade, Honig und andere Süßwaren	7,54	+ 0,8	+ 8,0
Nahrungsmittel, anderweitig nicht genannt	4,28	+ 1,1	+ 4,7

ren (+10 %) waren auch bei mittelfristiger Betrachtung auffallende Preisanstiege zu beobachten. [↘ Tabelle 2](#)

Über alle Wirtschaftsstufen hinweg lässt sich damit zusammenfassend festhalten, dass die Nahrungsmittelpreise im Jahr 2016 keinen starken Einfluss auf den Verbraucherpreisindex insgesamt hatten. Bei den einzelnen Warengruppen haben sich Preisentwicklungen der vorgelagerten Wirtschaftsstufen in abgeschwächter Form auch bei den Verbraucherpreisen niedergeschlagen. Vor allem in der zweiten Jahreshälfte 2016 zeigen die Nahrungsmittelindizes beziehungsweise die Veränderungsraten im Vergleich zum Vormonat auf der Einfuhr-, der Erzeuger- und auch der Verbraucherebene eine deutlich steigende Tendenz. [!!!](#)

### LITERATURVERZEICHNIS

---

AG (Arbeitsgemeinschaft) Energiebilanzen. *Energieverbrauch legt 2016 zu*. Pressedienst Nr. 05/2016. 2016a. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.ag-energiebilanzen.de](http://www.ag-energiebilanzen.de)

AG Energiebilanzen. *Bruttostromerzeugung in Deutschland ab 1990 nach Energieträgern*. 2016b. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.ag-energiebilanzen.de](http://www.ag-energiebilanzen.de)

Braakmann, Albert/Hauf, Stefan. *Bruttoinlandsprodukt 2016*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2017, Seite 9 ff.

Bundesamt für Wirtschaft und Ausfuhrkontrolle. *Amtliche Mineralölzeiten für die Bundesrepublik Deutschland Dezember 2016*. 2017. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bafa.de](http://www.bafa.de)

Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe. *Energiestudie 2016*. 2016. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bgr.bund.de](http://www.bgr.bund.de)

Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft. *Ernte 2016: Mengen und Preise*. 2016a. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bmel.de](http://www.bmel.de)

Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft. *Kartoffelernte 2016 fällt regional sehr unterschiedlich aus*. Pressemitteilung Nr. 111 vom 21. September 2016. 2016b. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bmel.de](http://www.bmel.de)

Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft. *Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten 2016*. Jahrgang 60. Münster-Hiltrup. 2017 (im Erscheinen). Verfügbar unter: [www.bmel-statistik.de](http://www.bmel-statistik.de)

Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft. *Ernte 2015: Mengen und Preise*. 2015. [Zugriff am 14. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bmel.de](http://www.bmel.de)

Bundesministerium für Wirtschaft und Energie. *Zahlen und Fakten – Energiedaten*. 2017. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bmwi.de](http://www.bmwi.de)

Bundesministerium für Wirtschaft und Energie – Informationsportal Erneuerbare Energien. *EEG-Umlage 2017: Fakten und Hintergründe*. 2016. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.erneuerbare-energien.de](http://www.erneuerbare-energien.de)

Bundesnetzagentur/Bundeskartellamt. *Monitoringbericht 2016*. 2016. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bundesnetzagentur.de](http://www.bundesnetzagentur.de)

Deutscher Bauernverband. *Die Agrarmärkte zum Jahreswechsel 2016/2017*. Pressemitteilungen. 2016a. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bauernverband.de](http://www.bauernverband.de)

Deutscher Bauernverband. *Wetterextreme beeinflussen Ernte von Kartoffeln, Obst und Gemüse*. Pressemitteilungen. 2016b. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bauernverband.de](http://www.bauernverband.de)

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Deutsche Bundesbank. *Euro-Referenzkurse der Europäischen Zentralbank*. 2017.

[Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.bundesbank.de](http://www.bundesbank.de)

FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations). *Food Outlook – October 2016*. 2016a. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.fao.org](http://www.fao.org)

FAO. *Food Outlook – June 2016*. 2016b. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter:

[www.fao.org](http://www.fao.org)

FAO. *Food Outlook – October 2015*. 2015. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter:

[www.fao.org](http://www.fao.org)

HWWI (Hamburgisches WeltWirtschaftsInstitut). *Öl- und Gaspreise lassen den HWWI-Rohstoffpreisindex zum Jahresende steigen*. Pressemitteilung vom 13. Januar 2017.

[Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: [www.hwwi.org/home.html](http://www.hwwi.org/home.html)

International Energy Agency (Herausgeber). *Medium-Term Coal Market Report 2016*. Paris 2016a.

International Energy Agency (Herausgeber). *Medium-Term Gas Market Report 2016*. Paris 2016b.

International Energy Agency (Herausgeber). *World Energy Outlook 2016*. Paris 2016c.

International Gas Union. *2016 World LNG Report*. 2016. [Zugriff am 2. März 2017].

Verfügbar unter: [www.igu.org](http://www.igu.org)

Milchindustrie-Verband. *Lage der Milchbauern braucht besonnenes Handeln der Politik*. Pressemitteilungen. 2016. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter:

[www.milchindustrie.de](http://www.milchindustrie.de)

Norwegian Seafood Council. *Salmon and trout exports treble in 3 years – NOK 65 billion in 2016*. 2017. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter: <http://en.seafood.no/>

Statistisches Bundesamt. *Statistisches Jahrbuch 2016*. Wiesbaden 2016.

Touil, Sabine/Kuhn, Andreas. *Nahrungsmittelpreise in Zeiten der Globalisierung*.

In: STATmagazin. Wiesbaden 2012. [Zugriff am 2. März 2017].

Zentrale Milchmarkt Berichterstattung GmbH. *Jahresrückblick 2016: Milchmarkt 2016 mit starken Schwankungen*. 2016. [Zugriff am 2. März 2017]. Verfügbar unter:

[www.milk.de](http://www.milk.de)

# KRANKENHAUSEFFIZIENZ – LÄNGSSCHNITTANALYSEN AUS VERSCHIEDENEN PERSPEKTIVEN

Dr. Ivonne Lindlbauer

📌 **Schlüsselwörter:** Krankenhäuser – Effizienz – Spezialisierung –  
Rechtsformwechsel – Qualitätsmanagementzertifizierung

## ZUSAMMENFASSUNG

Der Beitrag fasst wesentliche Aussagen der kumulativen Dissertation “Efficiency and Risk Adjustment of German Hospital Care” zusammen, die drei Studien aus unterschiedlichen Forschungsperspektiven zum Thema Einflussfaktoren von Krankenhauseffizienz enthält. Die erste Studie untersucht die Beziehung zwischen Spezialisierung und Effizienz. Sie verwendet verschiedene Spezialisierungsmaße, unter anderen zwei neu entwickelte Maße, die auf Patientenvolumen statt auf Patientenanteilen basieren. Die zweite Studie analysiert, ob Rechtsformwechsel öffentlicher Krankenhäuser in Bezug auf Effizienz eine wirksame Alternative zur Privatisierung darstellen können. Die dritte Studie prüft, ob Zertifizierungen von prozessorientierten Qualitätsmanagementsystemen in Krankenhäusern einen Einfluss auf Effizienz haben.

📌 **Keywords:** hospitals – efficiency – specialisation – corporatisation –  
quality management certification

## ABSTRACT

*This article summarises major statements in the thesis by publication entitled “Efficiency and Risk Adjustment of German Hospital Care” consisting of three studies on factors affecting hospital efficiency from different research streams. The first study focuses on the relationship between hospital specialisation and efficiency using different measures of specialisation, including two novel approaches based on patient volumes rather than patient proportions. The second study addresses the idea of corporatising public hospitals to improve efficiency, as an alternative to privatisation. The third study analyses whether certifications of process-oriented quality management systems in hospitals affect efficiency.*



**Dr. Ivonne Lindlbauer**

ist Diplom-(Wirtschafts-)Mathematikerin und wurde für ihre Dissertation mit dem Titel “Efficiency and Risk Adjustment of German Hospital Care”, die am Lehrstuhl für Management im Gesundheitswesen, Universität Hamburg, entstanden ist, mit dem einmaligen Peter-von-Lippe-Gedenkpreis 2016 ausgezeichnet.

## 1

### Einleitung

Der Krankenhaussektor in Deutschland hat seit Jahren zahlreiche Herausforderungen zu bewältigen, verursacht unter anderem durch den demografischen Wandel, die steigende Anzahl chronischer Krankheiten, den teuren medizinischen Fortschritt, sowie allgemein durch die steigenden Ausgaben und begrenzten Budgets (Herr, 2008). Während im Jahr 1992 die Gesundheitsausgaben 9,4% des Bruttoinlandsproduktes ausmachten, stieg dieser Wert bis 2014 auf 11,3 % an (GBE-Bund, 2017a). Ein mit 86,2 Milliarden Euro (26,2% der gesamten Gesundheitsausgaben 2014) nicht unerheblicher Anteil entfiel hierbei auf den Krankenhaussektor (GBE-Bund, 2017b; eigene Berechnungen).

Die eigentliche Funktion von Krankenhäusern besteht darin, die Gesundheit der Patienten zu verbessern und der Geburtshilfe zu dienen [§107 Sozialgesetzbuch Fünftes Buch (SGB V)]. Dennoch sind deutsche Krankenhäuser angehalten, ökonomisch zu handeln, Ressourcen effizient zu nutzen und die Verschwendung öffentlicher Gelder zu vermeiden. Um dies zu erreichen, wurde im Jahr 2004 ein neues, prospektives Vergütungssystem eingeführt, das die tagesgleichen Pflegesätze im Bereich der stationären Krankenhausversorgung abgelöst hat. Die diagnosebezogenen Fallpauschalen (DRG, diagnoses-related groups) wurden mit der Intention eingeführt, die Dauer von Krankenhausaufenthalten zu reduzieren und die Effizienz durch Wettbewerb zu erhöhen (Shleifer, 1985; Hafsteinsdottir/Siciliani, 2010). Seit dieser Reform stieg der Kostendruck auf Krankenhäuser aller Trägerschaften (öffentlich, freigemeinnützig, privat) an und erhöhte den Effizienzdruck, um weiterhin auf dem Markt existieren zu können. Da die Vergütung auf den Durchschnittskosten aller Krankenhäuser basiert, haben bisher ineffiziente Krankenhäuser somit einen Anreiz, die gleiche Anzahl an Patienten mit geringerem Ressourceneinsatz zu behandeln.

Aufgrund der hohen nationalen und auch internationalen Bedeutsamkeit ist es nicht verwunderlich, dass die Krankenhaus-Effizienzanalyse zwischenzeitlich zu einem wichtigen Forschungsthema geworden ist (Hollingsworth, 2008). So wurden bereits zahlreiche empirische Studien durchgeführt, die sich mit verschiedenen

Einflussfaktoren beschäftigt haben. Dennoch bietet dieses Feld noch weitere Forschungsmöglichkeiten aus unterschiedlichen Perspektiven, die zu den folgenden Themen der Dissertation geführt haben.

**Ökonomische Perspektive:** Eine weit verbreitete Annahme ist, dass eine hohe Spezialisierung aufgrund von Skalenerträgen zu höherer Effizienz führt. Allerdings ist Spezialisierung keine Variable, die einfach aus Daten abgelesen werden kann, sondern muss unter Verwendung bestimmter Annahmen konstruiert werden. Daher stellt sich die Frage, wie Krankenhausspezialisierung gemessen werden kann und wie die verschiedenen Spezialisierungsmaße mit der Krankenhauseffizienz zusammenhängen. Diese Studie (Lindlbauer/Schreyögg, 2014) wird im Folgenden als „Spezialisierungsstudie“ abgekürzt.

**Public-Management-Perspektive:** Öffentliche Einrichtungen, darunter auch öffentliche Krankenhäuser, gelten allgemein als bürokratisch, ineffizient und wenig serviceorientiert. Der Kostendruck der vergangenen Jahre hat eine regelrechte Privatisierungswelle öffentlicher Krankenhäuser ausgelöst. Während die Auswirkungen der Privatisierung umfangreich erforscht wurden (Tiemann/Schreyögg, 2012; Cuervo/Villalonga, 2000), wurde die Möglichkeit des Rechtsformwechsels (formale Privatisierung) hinsichtlich der Effizienz bislang kaum untersucht. Diese Studie (Lindlbauer und andere, 2016a) wird im Folgenden als „Rechtsformwechselstudie“ abgekürzt.

**Operational-Research-Perspektive:** Qualitätsmanagementsysteme (QMS) bilden eine Grundlage zur Durchführung standardisierter Prozesse, wodurch qualitativ hochwertige Produkte und Dienstleistungen sichergestellt werden sollen (Tzelepis und andere, 2006). Während in anderen Branchen gezeigt werden konnte, dass QMS zu einer Performancesteigerung (gemessen mit unterschiedlichsten Kennzahlen) im Unternehmen führen können, gibt es noch keine Evidenz, weder im Krankenhaussektor, noch bezüglich dem Outcome Effizienz. Diese Studie (Lindlbauer und andere, 2016b) wird im Folgenden als „Zertifizierungsstudie“ abgekürzt.



## 2

### Daten und Methoden

Die Analysen basieren auf eigenen Berechnungen mit longitudinalen Daten der amtlichen Krankenhausstatistik 2000 bis 2010, die über die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder ([www.forschungsdatenzentrum.de](http://www.forschungsdatenzentrum.de)) zur Verfügung steht. Die Krankenhausstatistik enthält Informationen sowohl auf Krankenhausebene, wie zum Beispiel Trägerschaft, Anzahl Betten und Anzahl Personal, als auch auf Patientenebene, wie zum Beispiel Alter, Geschlecht und Hauptdiagnose. Die Information, ob und wann ein Krankenhaus zertifiziert wurde, wird mithilfe einer manuellen Datenerhebung auf Grundlage der Qualitätsberichte der Krankenhäuser ermittelt (Lindlbauer und andere, 2016b). Während bei der Spezialisierungs- beziehungsweise der Zertifizierungsstudie wenige Einschränkungen gemacht werden, betrachtet die Rechtsformwechselstudie ausschließlich Krankenhäuser in öffentlicher Trägerschaft aus den Jahren 2002 bis 2010. Allerdings fließen sowohl in die Zertifizierungsstudie als auch in die Rechtsformwechselstudie letztendlich nur die Angaben solcher Krankenhäuser ein, die die jeweilige Intervention „Rechtsformwechsel“ beziehungsweise „Zertifizierung“ hatten beziehungsweise vergleichbare Krankenhäuser ohne die Intervention [Identifikation mithilfe von Genetic Matching (Diamond/Sekhon, 2013; Sekhon/Grieve, 2012)].

In den vorliegenden Studien handelt es sich bei der Effizienz um die „technische“ Effizienz, das heißt den Zusammenhang zwischen Inputfaktoren (Personalinput: Anzahl Ärzte, Anzahl Pflegepersonal und so weiter; Kapitalinput approximiert durch die Anzahl Betten beziehungsweise Sachmittelkosten) und Outcome (Anzahl behandelter Fälle, risikoadjustiert<sup>1</sup>). Die Effizienz wird auf Ebene der Organisationseinheit gemessen (hier: Krankenhäuser) und anschließend deren Zusammenhang mit exogenen Faktoren, die von Interesse sind

(unter anderem Spezialisierung, formale Privatisierung, Qualitätsmanagementzertifizierung) untersucht. Hierfür existieren zwei bekannte Methoden:

Die “Data envelopment analysis” (DEA) ist ein nicht-parametrischer Ansatz, der die Input- und Outcome-Verhältnisse der “decision making units” (DMU) untersucht. Die besten DMUs bilden die Effizienzhülle, während die anderen darunter liegen und – gemessen an ihrem Abstand zur Hülle – entsprechend weniger effizient sind. Zur Analyse der Beziehung zwischen Effizienz und exogenen Faktoren empfehlen Simar und Wilson (1998; 2000; 2007), die Effizienzwerte zunächst mithilfe eines Bootstrapping-Verfahrens hinsichtlich möglicher Verzerrungen zu korrigieren, bevor diese in einer trunkierten Regression als abhängige Variable verwendet werden. Diese Methode wird sowohl in der Rechtsformwechsel- als auch in der Zertifizierungsstudie verwendet und mit einem Difference-in-Difference-Ansatz kombiniert. Dieser ermöglicht es, die Auswirkungen der Intervention „Rechtsformwechsel“ beziehungsweise „Zertifizierung“ zu schätzen.

Die zweite Möglichkeit, Effizienz zu messen, ist die “Stochastic frontier analysis” (SFA). Dies ist ein parametrischer Ansatz, der eine Produktionsfunktion (abhängige Variable: Outcome, erklärende Variablen: Inputs) zugrunde legt. Während bei den meisten Regressionen die Beziehung zwischen abhängigen und erklärenden Variablen von Interesse ist, liegt der Fokus hier auf der Abweichung zwischen der geschätzten Produktionsfunktion und den beobachteten Werten. Bei Verwendung der SFA wird das Residuum als eine Mischung aus Messfehler und Ineffizienz interpretiert. Bezüglich der Analyse zwischen Effizienz und exogenen Faktoren empfiehlt Schmidt eine einstufige SFA, um die Effizienzwerte und die exogenen Faktoren in einem Schritt schätzen zu können (Schmidt, 2011). Diese Methode wird in der Spezialisierungsstudie verwendet.

1 Hierbei werden die Fälle nach Schweregrad gewichtet. Das Verfahren basiert auf der Annahme, dass Verweildauer ein guter Proxy für die Inanspruchnahme von Ressourcen ist (Herr, 2008). Da die tatsächliche Verweildauer jedoch aufgrund von wenig oder zu viel Effizienz (Stichwort „blutige Entlassung“) beeinflusst sein kann, wird stattdessen die geschätzte Verweildauer, relativ zum Durchschnitt verwendet. Für weitere Details siehe Lindlbauer/Schreyögg, 2014.

### 3

## Spezialisierung und Krankenhauseffizienz

Der Begriff der Spezialisierung geht auf Adam Smith zurück, der bereits im 18. Jahrhundert eine Arbeitsteilung im Produktionsprozess vorgeschlagen hat, um eine höhere Produktivität zu erreichen (Smith, 1776). Diese Arbeitsteilung führte dazu, dass sich Arbeiter entsprechend ihrer Fähigkeiten auf eine Art von Tätigkeit konzentrieren und sich somit „spezialisieren“ sollten. Dies muss nicht unbedingt auf Unternehmen zutreffen, da sie sowohl eine hohe Diversifizierung aufweisen und trotzdem in einzelnen Bereichen hoch spezialisiert sein können.

Bislang werden im Krankenhauskontext Spezialisierungsmaße<sup>2</sup> verwendet, die darauf basieren, zunächst die behandelten Patienten in verschiedene (Diagnose-) Kategorien einzuteilen, um anschließend die jeweiligen Patientenanteile zu berechnen. Diese fließen dann wiederum in das jeweilige Spezialisierungsmaß ein. Durch dieses Verfahren wird die Gesamtanzahl der behandelten Patienten jedoch immer auf 100% normiert und zueinander in Bezug gesetzt. Indirekt liegt dem die Annahme zugrunde, dass diese Kategorien voneinander abhängig sind, was zwei entscheidende Nachteile hat:

Zum einen hat dies zur Folge, dass sich Anteile von Kategorien mit konstantem Patientenvolumen verändern können, nur weil sich das Volumen in anderen Kategorien verändert hat, was zum anderen besonders für große Krankenhäuser ungünstig ist. Denn diese bieten in der Regel viele Leistungen an und behandeln in jedem Bereich eine große Anzahl an Patienten, ohne dass ein Bereich anteilmäßig besonders hervorsteicht, obwohl sie in jedem einzelnen dieser Bereiche medizinisch spezialisiert sind, also zum Beispiel über entsprechend Erfahrung, Personal und Ausstattung verfügen. Durch diese Art der Messung können eigentlich nur besonders kleine Krankenhäuser als spezialisiert angenommen werden – was sie ja sowohl bezüglich der Konzentration auf bestimmte Behandlungen wie auch bezüglich ihrer

medizinischen Ausrichtung sind. Daraus folgt, dass ein Krankenhaus Behandlungen in verschiedenen Kategorien anbieten und gleichzeitig in jeder Kategorie spezialisiert sein kann, unabhängig vom Diversifizierungsgrad des Krankenhauses.

Um der Diversifizierung von Organisationen und der Idee, dass Krankenhäuser sich in Bezug auf ihre professionelle Expertise oder ihre technische Ausrüstung spezialisieren können, Rechnung zu tragen, werden zwei Spezialisierungsmaße basierend auf Patientenvolumen entwickelt (Lindlbauer/Schreyögg, 2014): Das erste Maß ist die „Kategorie-Spezialisierung“ (Category medical specialization, CMS); diese ist definiert als das Verhältnis der Anzahl der spezialisierten Kategorien zu allen vorhandenen Kategorien. Die Kategorien basieren auf den 22 Kapiteln der Internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification (ICD-10-GM). Ein Krankenhaus gilt in der jeweiligen Kategorie als spezialisiert, wenn es darin eine bestimmte Anzahl an Patienten behandelt. Die Schwelle der jeweiligen Kategorie wird dadurch bestimmt, wie viele Patienten im Mittelwert deutschlandweit je Krankenhaus behandelt werden. Um kleine, aber hoch spezialisierte Krankenhäuser nicht zu benachteiligen, kann ein Krankenhaus in der jeweiligen Kategorie auch als spezialisiert gelten, wenn es – anstatt den Schwellenwert zu überschreiten – mindestens 80% seiner Patienten in dieser Kategorie behandelt. Eine Verfeinerung der CMS stellt die „Inner-Kategorie-Spezialisierung“ (inner-category medical specialization, ICMS) dar. Dabei werden spezialisierte Kategorien nicht nur gezählt, sondern vorher mit einem Gewicht zwischen 0 und 1 multipliziert, je nachdem, wie hoch die Konzentration auf bestimmte Behandlungen darin ist.

In der Effizienzanalyse sind die bekannten Spezialisierungsmaße negativ mit Effizienz assoziiert, während die neuen Spezialisierungsmaße positiv assoziiert sind. Eine mögliche Erklärung hierfür kann sein, dass bei den bekannten Spezialisierungsmaßen Krankenhäuser mit großer Diversifizierung einen niedrigen Spezialisierungswert erhalten, es sich dabei aber genau um die großen Krankenhäuser handelt, die von hohen Skaleneffekten profitieren und damit effizienter sind.

<sup>2</sup> Information-Theory-Index (ITI) (Farley, 1989; Farley/Hogan, 1990; Evans/Walker, 1972), Distance (Zwanziger und andere, 1996; Baumgardner/Marder, 1991), Herfindahl-Hirschman Index (HHI) (Zwanziger und andere, 1996), Gini (Daidone/D’Amico, 2009).

## 4

### Rechtsformwechsel und Krankenhauseffizienz

In der Rechtsformwechselstudie (Lindlbauer und andere, 2016a) wird der Rechtsformwechsel öffentlicher Krankenhäuser untersucht. Unter Rechtsformwechsel versteht man, wenn ein Krankenhaus von einer öffentlich-rechtlichen Form zu einer privatrechtlichen Form wechselt, jedoch weiterhin ein öffentliches Krankenhaus bleibt. Zum besseren Verständnis und zur Abgrenzung des Rechtsformwechsels von der Privatisierung siehe [Grafik 1](#).

Öffentlich-rechtliche Krankenhäuser können weiterhin danach unterschieden werden, ob sie rechtlich unselbstständig sind (zum Beispiel als reiner Regiebetrieb, Eigenbetrieb) oder rechtlich selbstständig sind (zum Beispiel als Körperschaft des öffentlichen Rechts). In öffentlich-rechtlichen Krankenhäusern, die rechtlich unselbstständig sind, haftet der Träger unbegrenzt, während bei rechtlich selbstständigen Krankenhäusern die Haftung beschränkt ist. Außerdem haben rechtlich unselbstständige Krankenhäuser wesentlich weniger Handlungsspielraum aufgrund politischer Einflussnahme als rechtlich selbstständige Krankenhäuser. Privatrechtliche Krankenhäuser dagegen sind beispielsweise als Gesellschaft mit beschränkter Haftung oder als Aktiengesellschaft organisiert. Die Geschäftsführung wird durch einen Aufsichtsrat kontrolliert. Das Management ist außerdem wesentlich flexibler, zum Beispiel bezüglich der Personalpolitik.

Zunächst werden vier Hypothesen (H1 bis H4) entwickelt, die mit der Intervention des Rechtsformwechsels zusammenhängen, und anschließend untersucht:

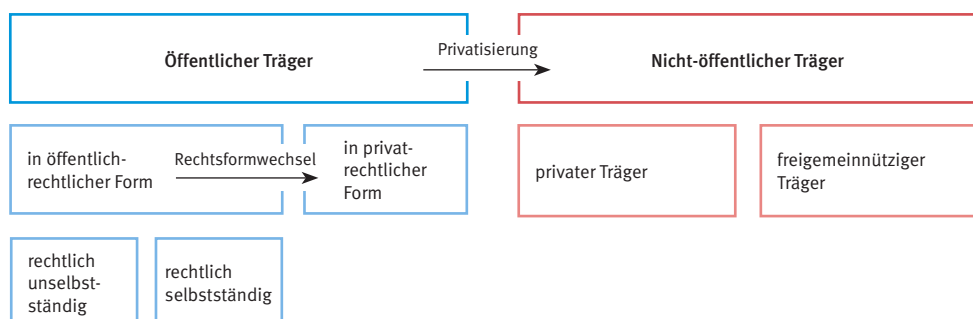
- › *H1: Wettbewerb erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Rechtsformwechsels.*  
Diese Hypothese kann bestätigt werden. Der Schätzer ist positiv und signifikant.
- › *H2: In den Jahren rund um die DRG-Einführung ist die Wahrscheinlichkeit für einen Rechtsformwechsel erhöht.*  
Diese Hypothese kann bestätigt werden. Im Jahr 2004 ist sie besonders hoch, ab 2006 sind die Schätzer nicht mehr signifikant.
- › *H3: Öffentlich-rechtliche Krankenhäuser, die rechtlich unselbstständig sind, haben eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen Rechtsformwechsel als Krankenhäuser, die rechtlich selbstständig sind.*  
Diese Hypothese kann bestätigt werden, der Schätzer ist positiv und signifikant.
- › *H4: Eine niedrige Ausgangseffizienz ist mit einer höheren Wahrscheinlichkeit für einen Rechtsformwechsel assoziiert.*  
Diese Hypothese kann nicht bestätigt werden, der Schätzer ist positiv, aber nicht signifikant.

Anschließend werden zwei Hypothesen (H5 bis H6) bezüglich der Auswirkungen auf die Effizienz nach Rechtsformwechsel entwickelt und untersucht:

- › *H5: Der Rechtsformwechsel öffentlicher Krankenhäuser hat einen positiven Effekt auf die Effizienz.*  
Diese Hypothese kann bestätigt werden. Der Difference-in-Difference-Schätzer ist positiv und signifikant.

**Grafik 1**

Abgrenzung von Rechtsformwechsel und Privatisierung öffentlicher Krankenhäuser



In Anlehnung an Lindlbauer und andere, 2016a.

2017-01-0144

- › *H6: Der Effekt des Rechtsformwechsels auf die Effizienz ist bei Krankenhäusern, die vorher rechtlich unselbstständig waren, größer als bei Krankenhäusern, die vorher rechtlich selbstständig waren (moderierender Effekt des Grades an rechtlicher Autonomie).*

Diese Hypothese kann nicht bestätigt werden. Der Effekt ist bei Krankenhäusern, die vorher rechtlich selbstständig waren, größer als bei denen, die vorher rechtlich unselbstständig waren.

Aus dieser Studie folgt, dass zum einen bestimmte Faktoren die Wahrscheinlichkeit für einen Rechtsformwechsel begünstigen (Wettbewerb, rechtliche Unselbstständigkeit, DRG-Einführung), und dass ein Rechtsformwechsel in Bezug auf Effizienz eine wirksame Alternative zur Privatisierung darstellen kann.

## 5

### Qualitätsmanagementzertifizierung und Krankenhauseffizienz

Seit dem Jahr 2000 sind alle deutschen Krankenhäuser dazu verpflichtet, einrichtungsintern ein Qualitätsmanagement einzuführen und weiterzuentwickeln (§ 135a SGB V). Jedoch gibt es keine Vorgaben, nach welchen Verfahren dies zu erfolgen hat. Und obwohl Zertifizierungen freiwillig und noch dazu kostenintensiv sind, hat die Anzahl der Zertifizierungen – insbesondere nach DIN ISO 9001 (im Folgenden abgekürzt durch ISO), einer internationalen und branchenübergreifenden Norm, und nach KTQ (Kooperation für Transparenz und Qualität im Gesundheitswesen), einem Katalog, der speziell für das

deutsche Gesundheitswesen entwickelt wurde – zugenommen. Qualitätsmanagementsysteme (QMS) werden in erster Linie mit dem Ziel der Qualitätssicherung eingesetzt, jedoch konnten frühere Studien auch zeigen, dass QMS zu Performancesteigerungen führen (Corbett und andere, 2005; Naveh/Marcus, 2005). Grund hierfür scheinen die standardisierten Verfahren zu sein, die eine effektive Planung, Durchführung und Kontrolle ermöglichen. Da es bezüglich der Effizienz, insbesondere im Krankenhaussektor, kaum Evidenz gibt, wird in dieser Studie (Lindlbauer und andere, 2016b) untersucht, wie sich ISO- beziehungsweise KTQ-Zertifizierung zu verschiedenen Zeitpunkten vor ( $t_{-1}$ ), während ( $t_0$ ) und in den Jahren nach der Zertifizierung ( $t_1$ ,  $t_2$ ,  $t_3$ ,  $t_4$ ) auswirkt, jeweils verglichen mit einer nicht zertifizierten Kontrollgruppe und zum Zeitpunkt zwei Jahre vor Zertifizierung ( $t_{-2}$ ).

➤ **Tabelle 1** zeigt die Ergebnisse der Difference-in-Difference-Regression (Lindlbauer und andere, 2016b). In den KTQ-Analysen sind die Schätzer, die als Effekt auf die Zertifizierung interpretiert werden können, durchweg positiv. Des Weiteren sind die Schätzer im Jahr der Zertifizierung ( $t_0$ ) und in den beiden Jahren danach ( $t_1$  und  $t_2$ ) signifikant. In den ISO-Analysen sind die Schätzer durchweg negativ und bis auf die Jahre zwischen Zertifizierung und Re-Zertifizierung ( $t_1$  und  $t_2$ ) signifikant. Daraus resultiert, dass KTQ einen positiven Effekt auf Effizienz hat, während ISO negativ auf die Effizienz wirkt. Jedoch sollte bedacht werden, dass es auch immer einen Trade-off bezüglich Effizienz und Qualität geben kann, und dass diese Studie aufgrund der Datenlage keine Evidenz bezüglich der Auswirkungen auf die Qualität liefern kann.

**Tabelle 1**

Ergebnisse der trunkierten Regression, abhängige Variable Effizienz

Vergleichsperiode: $t_{-2}$	KTQ-Zertifizierung				ISO-Zertifizierung			
	n	N	Difference-in-Difference-Schätzer		n	N	Difference-in-Difference-Schätzer	
$t_{-1}$ : ein Jahr vor Zertifizierung	540	1 080	0.001	(0.004)	201	402	- 0.016 ***	(0.006)
$t_0$ : Jahr der Zertifizierung	540	1 080	0.008 *	(0.005)	200	400	- 0.020 **	(0.008)
$t_1$ : ein Jahr nach Zertifizierung	539	1 078	0.017 ***	(0.005)	200	400	- 0.012	(0.009)
$t_2$ : zwei Jahre nach Zertifizierung	485	970	0.019 ***	(0.006)	167	334	- 0.015	(0.010)
$t_3$ : Jahr der Re-Zertifizierung	419	838	0.004	(0.007)	143	286	- 0.042 ***	(0.011)
$t_4$ : ein Jahr nach Re-Zertifizierung	358	716	0.006	(0.007)	117	234	- 0.032 **	(0.013)


\* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$ ; Standardfehler in Klammern; n: Anzahl Krankenhäuser; N: Anzahl Beobachtungen.  
Quelle: Lindlbauer und andere, 2016b

### 6

---

#### Fazit

---

In dieser Dissertation wird Krankenhauseffizienz aus drei verschiedenen Perspektiven empirisch untersucht. Aus ökonomischer Sicht zeigt sie auf, dass es verschiedene Möglichkeiten gibt, Spezialisierung zu messen, und dass die Wirkung der Spezialisierung auf die Effizienz unterschiedlich ist, je nachdem, wie Spezialisierung gemessen wird. Darüber hinaus ist es für Entscheidungsträger wichtig zu wissen, welche Form der Spezialisierung zu einer Reduzierung der Ineffizienz im Gesundheitssystem führen kann. Aus Public-Management-Perspektive führt sie zu Erkenntnissen darüber, dass Rechtsformwechsel öffentlicher Krankenhäuser eine wirksame Alternative zur Privatisierung darstellen kann. Damit liefert sie wichtige Implikationen für Forschung und Management öffentlicher Organisationen. Aus Perspektive des Operational Research ist Krankenhauseffizienz außerdem besonders wichtig, weil Zertifizierungen von Qualitätsmanagementsystemen grundsätzlich zur Qualitätsverbesserung gedacht sind, und anscheinend auch mit Effizienz – allerdings nicht immer positiv – verbunden sind. 

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Baumgardner, James R./Marder, William D. *Specialization Among Obstetrician/Gynecologists: Another Dimension of Physician Supply*. In: Medical Care. Band 29. Ausgabe 3. 1991, Seite 272 ff.

Corbett, Charles J./Montes-Sancho, Maria J./Kirsch, David A. *The financial impact of ISO 9000 certification in the United States: An empirical analysis*. In: Management Science. Band 51. Ausgabe 7. 2005, Seite 1046 ff.

Cuervo, Alvaro/Villalonga, Belen. *Explaining the Variance in the Performance Effects of Privatization*. In: The Academy of Management Review. Band 25. Ausgabe 3. 2000, Seite 581 ff.

Daidone, Silvio/D'Amico, Francesco. *Technical efficiency, specialization and ownership form: evidences from a pooling of Italian hospitals*. In: Journal of Productivity Analysis. Band 32. 2009, Seite 203 ff.

Diamond, Alexis/Sekhon, Jasjeet Singh. *Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies*. In: The Review of Economics and Statistics. Band 95. Ausgabe 3. 2013, Seite 932 ff.

Evans, Robert G./Walker, Hugh D. *Information Theory and the Analysis of Hospital Cost Structure*. In: Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique. Band 5. Ausgabe 3. 1972, Seite 398 ff.

Farley, Dean E. *Measuring casemix specialization and the concentration of diagnoses in hospitals using information theory*. In: Journal of Health Economics. Band 8. Ausgabe 2. 1989, Seite 185 ff.

Farley, Dean E./Hogan, Christopher. *Case-Mix Specialization in the Market for Hospital Services*. In: Health Services Research. Band 25. Ausgabe 5. 1990, Seite 757 ff.

GBE-Bund (Gesundheitsberichterstattung des Bundes). *Indikator 10.1 des Indikatorensatzes der GBE der Länder: Gesundheitsausgaben als Anteil am BIP (in %) und in Millionen Euro (absolut), Deutschland, ab 1992*. 2017a. [Zugriff am 21. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.gbe-bund.de](http://www.gbe-bund.de)

GBE-Bund (Gesundheitsberichterstattung des Bundes). *Gesundheitsausgaben in Deutschland in Mio. €. Gliederungsmerkmale: Jahre, Art der Einrichtung, Art der Leistung, Ausgabenträger*. 2017b. [Zugriff am 21. Februar 2017]. Verfügbar unter: [www.gbe-bund.de](http://www.gbe-bund.de)

Hafsteinsdottir, Elin Johanna Gudrun/Siciliani, Luigi. *DRG prospective payment systems: refine or not refine?* In: Health Economics. Band 19. Ausgabe 10. 2010, Seite 1226 ff.

Herr, Annika. *Cost and technical efficiency of German hospitals: does ownership matter?* In: Health Economics. Band 17. Ausgabe 9. 2008, Seite 1057 ff.



### LITERATURVERZEICHNIS

---

Hollingsworth, Bruce. *The measurement of efficiency and productivity of health care delivery*. In: Health Economics. Band 17. Ausgabe 10. 2008, Seite 1107 ff.

Lindlbauer, Ivonne/Schreyögg, Jonas. *The relationship between hospital specialization and hospital efficiency: do different measures of specialization lead to different results?* In: Health Care Management Science. Band 17. Ausgabe 4. 2014, Seite 365 ff.

Lindlbauer, Ivonne/Winter, Vera/Schreyögg, Jonas. *Antecedents and Consequences of Corporatization: An Empirical Analysis of German Public Hospitals*. In: Journal of Public Administration Research and Theory. Band 26. Ausgabe 2. 2016a, Seite 309 ff.

Lindlbauer, Ivonne/Schreyögg, Jonas/Winter, Vera. *Changes in technical efficiency after quality management certification: A DEA approach using difference-in-difference estimation with genetic matching in the hospital industry*. In: European Journal of Operational Research. Band 250. Ausgabe 3. 2016b, Seite 1026 ff.

Naveh, Eitan/Marcus, Alfred A. *Achieving Competitive Advantage Through Implementing a Replicable Management Standard: Installing and Using ISO 9000*. In: Journal of Operations Management. Band 24. Ausgabe 1. 2005, Seite 1 ff.

Schmidt, Peter. *One-step and two-step estimation in SFA models*. In: Journal of Productivity Analysis. Band 36. Ausgabe 2. 2011, Seite 201 ff.

Sekhon, Jasjeet Singh/Grieve, Richard D. *A matching method for improving covariate balance in cost effectiveness analyses*. In: Health Economics. Band 21. Ausgabe 6. 2012, Seite 695 ff.

Shleifer, Andrei. *A Theory of Yardstick Competition*. In: The RAND Journal of Economics. Band 16. Ausgabe 3. 1985, Seite 319 ff.

Simar, Léopold/Wilson, Paul W. *Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models*. In: Management Science. Band 44. Ausgabe 1. 1998, Seite 49 ff.

Simar, Léopold/Wilson, Paul W. *A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models*. In: Journal of Applied Statistics. Band 27. Ausgabe 6. 2000, Seite 779 ff.

Simar, Léopold/Wilson, Paul W. *Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes*. In: Journal of Econometrics. Band 136. Ausgabe 1. 2007, Seite 31 ff.

Smith, Adam. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. London 1776.

Tiemann, Oliver/Schreyögg, Jonas. *Changes in hospital efficiency after privatization*. In: Health Care Management Science. Band 15. Ausgabe 4. 2012, Seite 310 ff.

## LITERATURVERZEICHNIS

---

Tzelepis, Dimitris/Tsekouras, Kostas/Skuras, Dimitris/Dimara, Efthalia. *The effects of ISO 9001 on firms' productive efficiency*. In: International Journal of Operations & Production Management. Band 26. Ausgabe 10. 2006, Seite 1146 ff.

Zwanziger, Jack/Melnick, Glenn A./Simonson, Lisa. *Differentiation and specialization in the California Hospital Industry 1983 to 1988*. In: Medical Care. Band 34. Ausgabe 4. 1996, Seite 361 ff.

# LEBENSERWARTUNG VON BEAMTINNEN UND BEAMTEN

## Befunde und Auswirkungen auf künftige Versorgungsausgaben

Dr. Felix zur Nieden, Dr. Alexandros Altis

➤ **Schlüsselwörter:** Sterbetafel – Lebenserwartung – Beamtinnen/Beamte –  
Versorgungsausgaben – Versorgungsbericht

### ZUSAMMENFASSUNG

Die Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten beeinflusst künftige Versorgungsausgaben für Pensionen und Beihilfeleistungen. Bei Vorausberechnungen dieser Kosten gilt es etwaige Unterschiede zur Gesamtbevölkerung zu berücksichtigen. Dieser Beitrag legt dar, wie die Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten zu diesem Zweck ermittelt und vorausberechnet wurde. Es zeigt sich, dass Beamtinnen und Beamte eine höhere Lebenserwartung haben als Frauen und Männer der Gesamtbevölkerung. Berücksichtigt man diesen Vorteil, ergeben sich hierdurch bis zu 11 % höhere Versorgungsausgaben auf Bundesebene. Trotz dieses Effektes ist aufgrund der Privatisierungen bei der Deutschen Bahn und der Deutschen Post in der Vergangenheit tendenziell mit einem Rückgang der künftigen Versorgungsausgaben zu rechnen.

➤ **Keywords:** *life table – life expectancy – public officials – expenditure on pensions – pensions report*

### ABSTRACT

*The life expectancy of public officials affects future expenditures on pensions and allowances. For projections of these costs it is imperative to consider differences with the general population. This article explains how the life expectancy of public officials was measured for this purpose and projected into the future. It is revealed that public officials have a higher life expectancy than men and women in the general population. If this advantage is taken into account, the expenditures on pensions increase by up to 11 % at federal level. Despite this effect, the future expenditures on pensions can be expected to decline because of the past privatisations of Deutsche Bahn and Deutsche Post.*



**Dr. Felix zur Nieden**

studierte Demografie und ist seit 2014 im Referat „Natürliche Bevölkerungsbewegungen, demografische Analysen, Vorausberechnungen“ des Statistischen Bundesamtes tätig. Dort befasst er sich mit der Erstellung von Sterbetafeln und Sterblichkeitsvorausberechnungen.



**Dr. Alexandros Altis**

ist Diplom-Mathematiker und arbeitet seit 2009 im Referat „Beschäftigte des öffentlichen Dienstes“ des Statistischen Bundesamtes. Er ist zuständig für versicherungsmathematische Fragen und Vorausberechnungen im Bereich der Beamtenversorgung.

## 1

### Einleitung

Die Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten bestimmt die Bezugsdauer der Pensionen und somit auch die Gesamtzahl der (künftigen) Pensionärinnen und Pensionäre des öffentlichen Dienstes. Ebenso beeinflusst sie die Dauer, während der Beihilfeleistungen<sup>1</sup> in Anspruch genommen werden. Um die entsprechenden Staatsausgaben systematisch planen zu können ist es deshalb unerlässlich, etwaige Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen Beamtinnen und Beamten und der Gesamtbevölkerung zu berücksichtigen.

Bisherige Befunde zur Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten sind rar. Vorhandene Studien deuten auf eine höhere Lebenserwartung im Vergleich zur Gesamtbevölkerung hin. Dies gilt sowohl für eine Untersuchung auf Basis von Vollerhebungen (Himmelsreicher und andere, 2008) sowie für Studien, die auf Surveydaten beruhen (Luy, 2006; Luy und andere, 2015). Für das Alter von 65 Jahren quantifizieren Himmelsreicher und andere (2008) den Vorteil in der ferneren Lebenserwartung für das Jahr 2003 auf 2,0 Jahre für Pensionäre im Vergleich zu Männern, die eine gesetzliche Rente empfangen. Luy und andere (2015) hatten für den Zeitraum 1991/1993 bei Beamten einen Vorsprung in der Lebenserwartung von 0,6 Jahren im Alter 65 und von 1,1 Jahren im Alter 40 gegenüber Männern der Gesamtbevölkerung ermittelt. Für Beamtinnen haben die vorgenannten Autoren einen deutlichen höheren Vorteil in der ferneren Lebenserwartung errechnet. Er beträgt gegenüber Frauen der Gesamtbevölkerung 4,4 Jahre im Alter 65 und sogar 5,6 Jahre im Alter 40. Beide Untersuchungen weisen zudem eine mit den Laufbahngruppen steigende Lebenserwartung nach. Neben diesen Untersuchungen, welche die Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten in der Periodenperspektive – für ein Kalenderjahr beziehungsweise mehrere Kalenderjahre – erfasst haben, hat Luy (2006) auch Daten für die Geburtsjahrgänge 1934 bis 1952 als Gesamtheit vorgelegt. Diesen Ergebnissen zufolge haben Beamte im Alter 65 eine um

2,0 Jahre und Beamtinnen eine um 2,9 Jahre längere Lebenserwartung als Männer beziehungsweise Frauen der Gesamtbevölkerung. Im Alter 45 betrugen die Unterschiede 3,4 Jahre bei den Männern und 3,8 Jahre bei den Frauen.

Die existierenden Studien haben den Sterblichkeitsvorteil von Beamtinnen und Beamten nur für Männer (Himmelsreicher und andere, 2008) quantifiziert oder beziehen sich auf den 1998 durchgeführten, nicht mehr ganz aktuellen Lebenserwartungssurvey des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung (Luy, 2006; Luy und andere, 2015). Für eine aktuelle Vorausberechnung der Versorgungskosten ist es deshalb ratsam, die Sterblichkeitsunterschiede für beide Geschlechter erneut zu quantifizieren. Eine solche Auswertung führt der vorliegende Artikel auf Basis amtlicher Statistiken durch. In einem zweiten Schritt wird erörtert, welche Annahmen getroffen wurden, um die identifizierten Sterblichkeitsunterschiede vorauszuberechnen. Auf dieser Basis zeigt der Beitrag dann beispielhaft mithilfe von Modellrechnungen aus dem Sechsten Versorgungsbericht der Bundesregierung (Bundestagsdrucksache, 2017), wie sich das Berücksichtigen der Sterblichkeitsvorteile von Beamtinnen und Beamten auf das Abschätzen der künftigen Entwicklung der Versorgungskosten auswirkt.

## 2

### Sterblichkeitsunterschiede

#### 2.1 Methoden und Daten

Um die Sterblichkeit von Beamtinnen und Beamten mithilfe einer Sterbetafel zu quantifizieren, ist der Bestand der Ruhegehaltsempfängerinnen und Ruhegehaltsempfängern nach Beamten- und Soldatenversorgungsrecht besonders geeignet. Dieser wird jährlich im Rahmen der Versorgungsempfängerstatistik des öffentlichen Dienstes zum 1. Januar erhoben (Statistisches Bundesamt, 2016). Es handelt sich dabei um eine Vollerhebung von Pensionärinnen und Pensionären, deren Bestand sich in der Regel<sup>2</sup> nur durch Zugänge durch Pensionierung und Abgänge durch Tod verändert. Zugänge spielen ab Alter

---

1 Beihilfe ist eine finanzielle Unterstützung in Krankheits-, Geburts-, Pflege- und Todesfällen für deutsche Beamtinnen/Beamte, Soldatinnen/Soldaten und Berufsrichter/-innen, deren Kinder sowie deren Ehepartner/-innen, soweit diese nicht selbst sozialversicherungspflichtig sind. Beihilfe wird für diesen Personenkreis auch nach der Pensionierung geleistet.

2 In ganz seltenen Fällen kann die Pension disziplinarrechtlich ab-erkannt werden.

70 praktisch keine Rolle mehr<sup>3</sup>, sodass Bestandsveränderungen ab diesem Altersjahr nahezu ausschließlich auf Sterbefälle zurückgeführt werden können. Folglich kann die Zahl der Sterbefälle nach Geburtsjahr aus der Differenz der Bestände zum jeweiligen 1. Januar eines Jahres ermittelt werden. Es wird angenommen, dass sich die Sterbefälle in einem Kalenderjahr auf die beiden möglichen Altersjahre des entsprechenden Geburtsjahrgangs von Pensionärinnen und Pensionären gleich aufteilen. Mithilfe der Bestände zum jeweiligen Jahresanfang und den Sterbefällen nach Altersjahren lassen sich dann altersspezifische Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten ab einem Alter von 70 Jahren berechnen. Sterbewahrscheinlichkeiten bilden die Grundlage der Berechnung einer Sterbetafel, aus der die Werte für die Lebenserwartung hervorgehen.

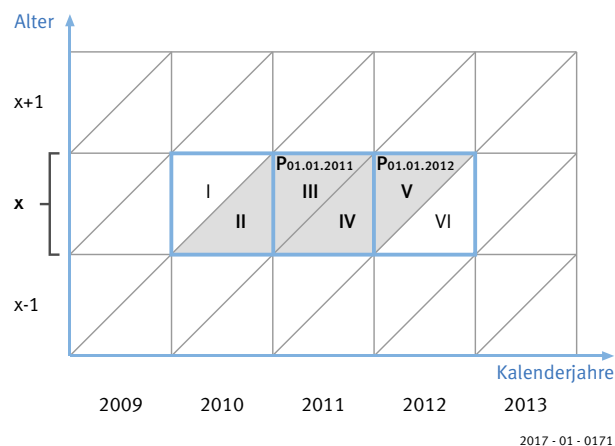
Wie bei den für die Gesamtbevölkerung berechneten Sterbetafeln üblich, werden die altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten für einen Dreijahreszeitraum berechnet, um Zufallsschwankungen auszugleichen. Als Betrachtungszeitraum wurden hierfür die Jahre 2010 bis 2012 ausgewählt. Für diesen Zeitraum liegt auch eine allgemeine Sterbetafel vor, die als Basissterbetafel der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung diente (Statistisches Bundesamt, 2015b). Auf diese Vorausberechnung bezieht sich auch der aktuelle Sechste Versorgungsbericht der Bundesregierung (siehe Kapitel 3).

In [Grafik 1](#) sind die verwendeten Eingangsdaten zur Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten für Beamtinnen und Beamte nach der verwendeten Geburtsjahrmethode am Beispiel eines einzelnen Altersjahres mithilfe des sogenannten Lexis-Diagramms schematisch dargestellt. Ein Lexis-Diagramm ermöglicht durch die Abbildung der Kalenderjahre auf der x-Achse und der Altersjahre auf der y-Achse gleichzeitig auch die Geburtsjahrgänge entlang der Diagonalen in diesem Diagramm zu betrachten.

Im Zähler zur Berechnung der altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten ( $q_x$ ) werden alle Sterbefälle (D)

**Grafik 1**

Veranschaulichung der verwendeten Daten zur Berechnung der altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten für Beamtinnen und Beamte nach der Geburtsjahrmethode



von zwei Geburtsjahrgängen genutzt, die im Betrachtungszeitraum das entsprechende Altersjahr ( $x$ ) komplett durchlebt haben. Im Nenner werden die Bestände der Beamtinnen und Beamten ( $P$ ) zum 1. Januar des zweiten und des dritten Betrachtungsjahres genutzt und mit den Sterbefällen des jeweiligen Geburtsjahrgangs addiert, die im Vorjahr im entsprechenden Altersjahr verstorben sind. Auf diese Weise werden die Bestände zu Beginn des Altersjahres ermittelt, zu denen dann die Sterbefälle im Zähler ins Verhältnis gesetzt werden, um eine Sterbewahrscheinlichkeit für das entsprechende Alter zu berechnen:

$$q_x = \frac{D_{II} + D_{III} + D_{IV} + D_V}{P_{01.01.2011} + D_{II} + P_{01.01.2012} + D_{IV}}$$

Die Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten wurde somit so weit wie möglich analog zu deren Berechnung im Rahmen der allgemeinen Sterbetafel 2010/2012 (Statistisches Bundesamt, 2015a) durchgeführt. Der einzige Unterschied besteht darin, dass für die allgemeine Sterbetafel die Anfangsbestände direkt aus den Beständen des Zensus 2011<sup>4</sup> berechnet wurden und nicht aus den Beständen zum Jahreswechsel. Ebenfalls analog zum Vorgehen bei der allgemeinen Sterbetafel 2010/2012 wurden verbliebene Zufallsschwankungen mithilfe eines Glättungsverfahrens ausgeglichen und Sterbewahrscheinlichkeiten für besonders hohe Alters-

<sup>3</sup> Durch eine hinausgeschobene Regelaltersgrenze auf Antrag oder beispielsweise bei Wahlbeamtinnen/Wahlbeamten oder Professorinnen/Professoren sind Zugänge bis zum Alter 69 noch so häufig, dass sich erst ab dem Alter 70 zuverlässig Sterbewahrscheinlichkeiten auf Basis der Bestände von Ruhegehaltsempfängerinnen und Ruhegehaltsempfängern ableiten lassen.

<sup>4</sup> Es wurden die optimierten Ausgangsdaten für die Bevölkerungsfortschreibung zum Stichtag 9. Mai 2011 genutzt.

jahre mithilfe eines Extrapolationsverfahrens generiert (zur Nieden und andere, 2016).

Mit der beschriebenen Vorgehensweise lassen sich für Beamtinnen und Beamte Sterbewahrscheinlichkeiten ab einem Alter von 70 Jahren ermitteln. Entsprechend können auf empirischer Basis nur Aussagen zur ferneren Lebenserwartung ab diesem Alter getroffen werden. Es ist jedoch naheliegend, dass die Sterblichkeitsunterschiede zwischen Beamtinnen und Beamten (beziehungsweise von Personen, die später einmal verbeamtet werden) sich im Laufe des Erwerbslebens aufbauen und nicht erst nach der Pensionierung relevant werden. Für eine Vorausberechnung des Bestands der Pensionäre gilt es dies zu berücksichtigen, um die zu erwartenden Versorgungsleistungen nicht systematisch zu unterschätzen. Aus diesem Grund wurden Annahmen getroffen, wie der messbare Teil der Sterblichkeit von Beamtinnen und Beamten sinnvoll zu einer kompletten Sterbetafel ergänzt werden kann. Hierfür wurde ein indirektes demografisches Modell (Logit-Modell) herangezogen, welches es ermöglicht, mithilfe einer Basissterbetafel<sup>5</sup> den kompletten Verlauf einer unvollständigen Sterbetafel zu schätzen (Brass, 1971; Brass, 1975). Aufgrund der Annahme, dass sich die Sterblichkeitsunterschiede im Erwerbsleben aufbauen, wurden die Modellwerte allerdings nur als Indikator für die maximalen Differenzen zwischen Beamtinnen und Beamten und der Gesamtbevölkerung herangezogen. Es wurde angenommen, dass sich die Differenzen ab Alter 26 bis hin zu diesen Maximaldifferenzen im Alter 60 aufbauen und sich dann entsprechend dem Anpassungstrend, der sich ab Alter 70 zeigt, wieder reduzieren.

Im Ergebnis ist der altersspezifische Verlauf der Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten in drei verschiedene Bereiche zu unterteilen:

- › Von Alter 0 bis 25 handelt es sich um die Werte der Gesamtbevölkerung aus der allgemeinen Sterbetafel 2010/2012. Da die Sterblichkeit in dieser Altersklasse ohnehin bereits sehr gering ist, sind die Werte für die Lebenserwartung von dieser Annahme kaum beeinflusst.
- › Von Alter 26 bis 69 wurden Schätzwerte entsprechend der angenommenen Entwicklung im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung verwendet.

---

<sup>5</sup> Hierfür wurde die allgemeine Sterbetafel 2010/2012 verwendet.

- › Ab Alter 70 wurden die direkt empirisch ermittelten Sterbewahrscheinlichkeiten der Beamtinnen und Beamten berücksichtigt.

Das gewählte Vorgehen stellt dabei sicher, dass eine plausible Verlaufsform der Sterbewahrscheinlichkeiten generiert wird, ohne sprunghafte Veränderungen von Altersjahr zu Altersjahr. Solche Sprünge wären bei empirisch erhobenen Verläufen basierend auf zu niedrigen Fallzahlen beziehungsweise bei simplifizierten Annahmen zu beobachten.

Werte für die fernere Lebenserwartung für junge Altersjahre von Beamtinnen und Beamten oder gar „bei Geburt“ können aufgrund der notwendigen Berücksichtigung von Annahmen nur als technische Kennwerte betrachtet werden. Tatsächlich kann der Status Beamtin beziehungsweise Beamter erst im Laufe des Erwerbslebens erworben werden, weswegen eine inhaltliche Interpretation dieser Werte nicht angebracht ist. Der Fokus bei der Darstellung der Ergebnisse soll deshalb auf Werten liegen, für die keine oder nur wenige Schätzwerte notwendig sind. Hierfür bietet sich das Alter 70 an, ab dem die Ergebnisse empirisch fundiert sind, beziehungsweise das Alter 60, für das die höchsten Differenzen in den altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten angenommen wurden.

## 2.2 Ergebnisse

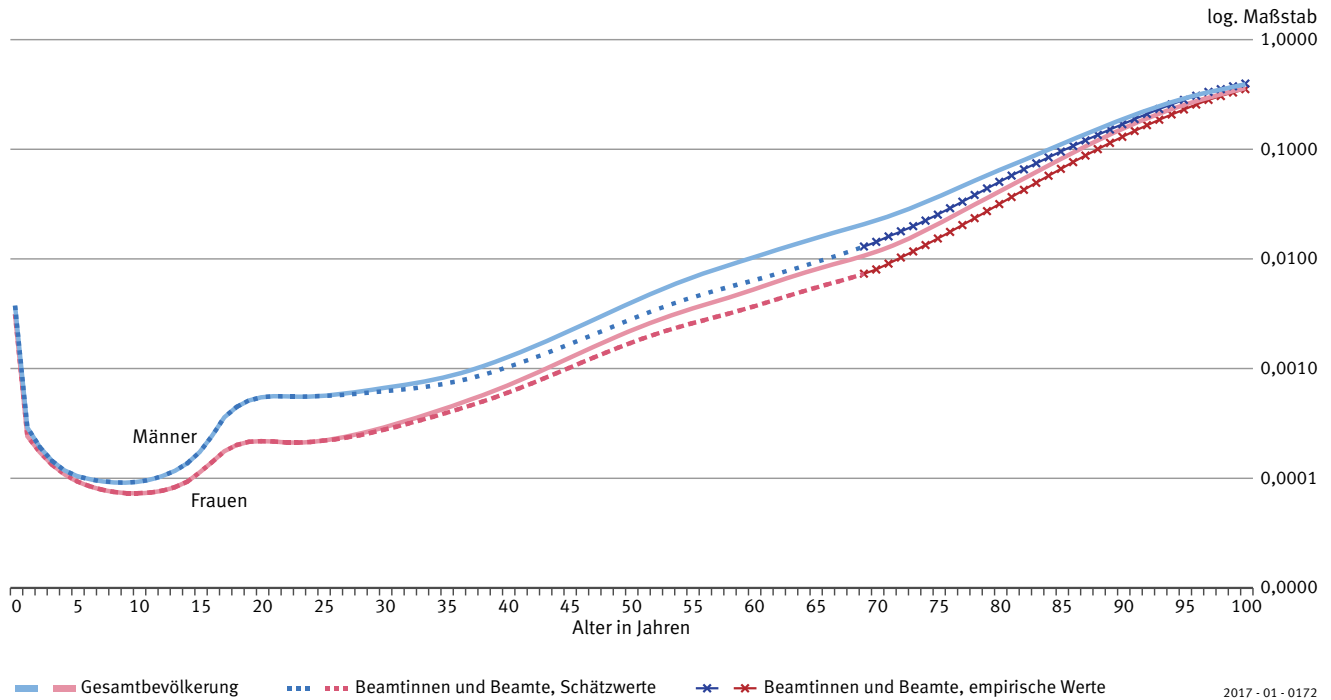
---

Die Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten liegen in den nachweisbaren Altersjahren deutlich unter denen der Gesamtbevölkerung. Im Alter 70 sind sie bei Beamtinnen um 31 % und bei Beamten um 36 % niedriger. Mit steigendem Alter nehmen die relativen Unterschiede dann ab – im Alter von 80 Jahren sind die Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen (um 23 %) und Beamten (um 22 %) noch geringer als die der Gesamtbevölkerung. In den hohen 90er-Altersjahren sind die Differenzen dann praktisch nicht mehr vorhanden. Vor Alter 70 basieren die Verläufe auf der Annahme, dass sich Sterblichkeitsunterschiede zwischen Beamtinnen und Beamten und der Gesamtbevölkerung erst ab Alter 26 und im Laufe des weiteren Erwerbslebens aufbauen, bevor sie entsprechend des beobachtbaren Anpassungstrends wieder abnehmen. Die kompletten Verläufe der altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten für Beamte und Beamtinnen im Vergleich



**Grafik 2**

Altersspezifische Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten und Männern/Frauen der Gesamtbevölkerung 2010/12



zur Gesamtbevölkerung sind in der [Grafik 2](#) dargestellt. Die Schätzwerte für Beamtinnen und Beamte (beziehungsweise für Personen, die später einmal verbeamtet werden) sind als gestrichelte Linie dargestellt, um den hypothetischen Charakter dieser Werte zu unterstreichen.

den beschriebenen Annahmen einfließen, würden die Unterschiede für Frauen 1,9 Jahre und für Männer 2,5 Jahre zugunsten der ferneren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten betragen. Die Unterschiede scheinen demnach bei den Männern etwas stärker ausgeprägt zu sein als bei den Frauen. Das Alter 25

Die fernere Lebenserwartung von Beamtinnen im Alter von 70 Jahren beträgt den beobachtbaren Sterbewahrscheinlichkeiten zufolge 18,1 Jahre, die von Beamten 15,5 Jahre. Dies entspricht einem Vorteil von 1,5 Jahren bei den Frauen und 1,6 Jahren bei den Männern gegenüber der Gesamtbevölkerung. Im Alter von 60 Jahren, für das schon erste Schätzwerte unter

**Tabelle 1**

Vergleich der ferneren Lebenserwartung in ausgewählten Altersjahren für die Gesamtbevölkerung sowie für Beamte und Beamtinnen 2010/2012

Vollendetes Alter in Jahren	Männer			Frauen		
	Gesamtbevölkerung	Beamte	Differenz	Gesamtbevölkerung	Beamtinnen	Differenz
	Jahre					
25	53,4	56,4 <sup>1</sup>	+ 3,0	58,3	60,5 <sup>1</sup>	+ 2,2
60	21,3	23,7 <sup>1</sup>	+ 2,5 <sup>2</sup>	25,0	26,9 <sup>1</sup>	+ 1,9
65	17,5	19,5 <sup>1</sup>	+ 2,1 <sup>2</sup>	20,7	22,4 <sup>1</sup>	+ 1,7
70	13,9	15,5	+ 1,6	16,6	18,1	+ 1,5
80	7,7	8,4	+ 0,7	9,2	10,2	+ 1,0
90	3,7	3,9	+ 0,2	4,2	4,6	+ 0,4
100	1,9	1,9	± 0,0	2,1	2,1	± 0,0

1 Schätzwerte unter Berücksichtigung von Annahmen.  
2 Abweichungen durch Rundungsdifferenzen.

wurde als Startpunkt der geschätzten und der tatsächlich beobachteten Unterschiede in der Sterblichkeit von Beamtinnen und Beamten angenommen. In diesem Alter kumuliert sich der Sterblichkeitsvorteil in der ferneren Lebenserwartung zur Gesamtbevölkerung auf 2,2 Jahre bei den Frauen und 3,0 Jahre bei den Männern.

➔ Tabelle 1

## 3

### Entwicklung der Versorgungsausgaben

Die Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten bestimmt direkt die Bezugsdauer der Pensionen und somit auch die Gesamtzahl der (künftigen) Pensionärinnen und Pensionäre des öffentlichen Dienstes. Ebenso beeinflusst sie die Dauer der Inanspruchnahme von Beihilfeleistungen. Beim Vorausberechnen der Zahl der Versorgungsempfänger sowie der Versorgungsausgaben ist es daher unerlässlich, der im Vergleich zur Bevölkerung niedrigeren Sterblichkeit von Beamtinnen und Beamten Rechnung zu tragen, um die auf die öffentliche Hand zukommenden Kosten nicht zu unterschätzen.

Das Statistische Bundesamt führt im Auftrag des Bundesministeriums des Innern in jeder Legislaturperiode die Vorausberechnungen zum Versorgungsbericht der Bundesregierung durch. Die wie oben beschrieben ermittelten Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten im Zeitraum 2010/12 ermittelte das Statistische Bundesamt anlassbezogen für den Sechsten Versorgungsbericht der Bundesregierung (Bundestagsdrucksache, 2017). Für die Vorausberechnungen der Zahl der Versorgungsempfänger benötigt es auch Sterbewahrscheinlichkeiten bis zum Vorausberechnungshorizont 2050. Die resultierenden Sterbetafeln verwendet das Statistische Bundesamt außerdem in der Vermögensrechnung des Bundes, um Rückstellungen für Pensions- und Beihilfeleistungen zu ermitteln sowie für versicherungsmathematische Berechnungen zum Versorgungsfonds des Bundes. Im Folgenden soll beispielhaft für den Sechsten Versorgungsbericht der Bundesregierung aufgezeigt werden, wie groß der Einfluss dieser höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten auf die vorausgerechneten Pensionsausgaben ist.

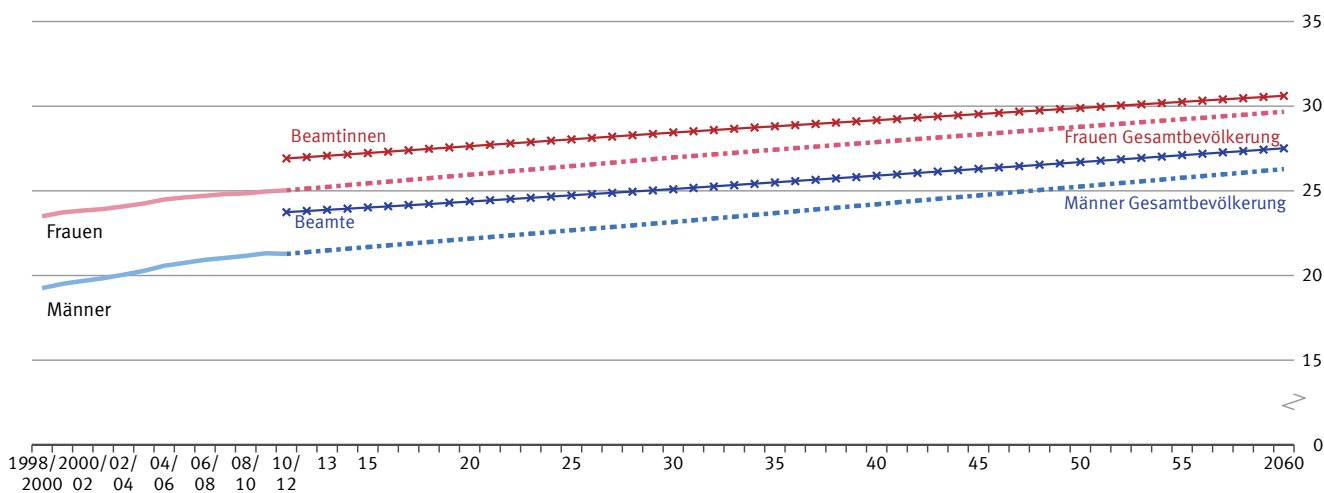
### 3.1 Vorausberechnung der Sterblichkeit

Um den Anstieg der Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten für den Versorgungsbericht der Bundesregierung bis zum Jahr 2050 zu modellieren, zog das Statistische Bundesamt die Basisannahme L1 zur Entwicklung der Sterblichkeit aus der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung als Maßstab heran, die bis zum Jahr 2060 reicht (Statistisches Bundesamt, 2015b). Da Beamtinnen und Beamte allerdings zu Beginn der Vorausberechnung eine deutlich höhere Lebenserwartung als die Gesamtbevölkerung aufweisen, wurde zusätzlich das etwas geringere Potenzial für einen weiteren Anstieg berücksichtigt. Hierfür wurde angenommen, dass sich der Abstand in der ferneren Lebenserwartung im Alter 60 zwischen Beamtinnen und Beamten und der Gesamtbevölkerung im Vorausberechnungszeitraum bis 2060 auf die Hälfte reduziert. Die dazu notwendigen proportionalen Anpassungen der altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten finden dabei ausschließlich oberhalb des Alters 25 statt – also in den Altersjahren, in denen Unterschiede identifiziert beziehungsweise angenommen wurden. Die vorausgerechneten Sterbewahrscheinlichkeiten bis zum Alter 25 sind somit für die Beamtinnen und Beamten und für die Gesamtbevölkerung identisch.

Im Ergebnis resultiert für Beamtinnen im Jahr 2060 eine fernere Lebenserwartung im Alter 60 von 30,6 Jahren, für Beamte von 27,5 Jahren. Das entspricht einem Zuwachs von 3,7 beziehungsweise 3,8 Jahren im Vergleich zu den für den Zeitraum 2010/2012 ermittelten Werten. Bei den technischen Kennwerten für die Lebenserwartung im Alter 25 ergibt sich aus dem gewählten Vorgehen ein Anstieg um rund viereinhalb Jahre auf 64,9 Jahre bei den Beamtinnen und etwa fünf Jahre auf 61,3 Jahre bei den Beamten. ➔ Grafik 3

**Grafik 3**

Lebenserwartung in Jahren im Alter von 60 – ab 2013 Annahmen für Beamtinnen und Beamte sowie aus der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung für die Gesamtbevölkerung (L1)



2017 - 01 - 0173

## 3.2 Inhalt und Methodik der Modellrechnungen

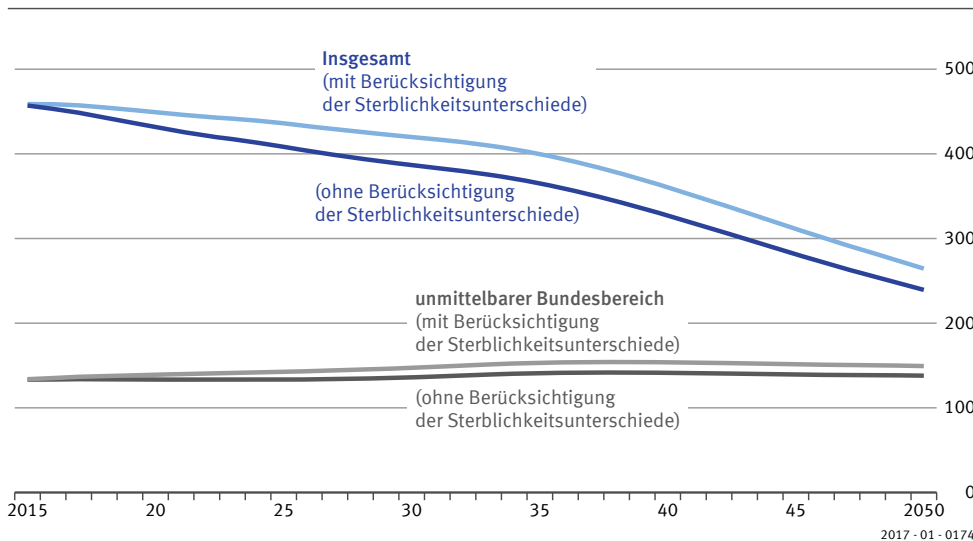
Der Sechste Versorgungsbericht der Bundesregierung enthält neben der bisherigen Entwicklung der Versorgungsleistungen des Bundes die Vorausberechnungen der Zahl der Versorgungsempfänger sowie der Versorgungsausgaben bis zum Jahr 2050. Da der Bund seit der ersten Föderalismusreform im Jahr 2006 nur noch die Gesetzgebungskompetenz für seine eigenen Beamtinnen und Beamten sowie Versorgungsempfängerinnen und Versorgungsempfänger besitzt, werden im Versorgungsbericht der Bundesregierung seit seiner vierten Ausgabe keine Ergebnisse mehr über (ehemalige) Beamtinnen und Beamte der Bundesländer dargestellt. Einige Länder sind daher dazu übergegangen, eigene Versorgungsberichte zu veröffentlichen. Im Rahmen dieses Aufsatzes wird nur der aktuelle Bundesbericht betrachtet, das heißt die Entwicklung bei den Pensionärinnen und Pensionären des unmittelbaren Bundesbereiches<sup>6</sup> und der sonstigen

6 Im unmittelbaren Bundesbereich werden die Versorgungsausgaben unmittelbar aus dem Bundeshaushalt gedeckt und dort auch als solche verbucht. Die sonstigen Einrichtungen erhalten üblicherweise allgemeine Zuweisungen aus dem Bundeshaushalt. Ihre Versorgungsausgaben werden im Bundeshaushalt nicht direkt als solche ausgewiesen. Auch die Deutsche Bahn AG und die Postnachfolgeunternehmen beteiligen sich an den Versorgungsausgaben der Pensionärinnen und Pensionäre des Bundeseisenbahnvermögens und der Post.

Bereiche des Bundes (insbesondere Bundeseisenbahnvermögen, Deutsche Post und Sozialversicherungsträger des Bundes). Die Altersstruktur der heutigen Beamtinnen und Beamten sowie Berufssoldatinnen und Berufssoldaten bestimmt die Entwicklung des Pensionärbestands in den kommenden Jahrzehnten. Gewisse Unsicherheiten ergeben sich aus dem Pensionierungsalter und der Lebenserwartung. Annahmen über künftige Verbeamtungen beziehungsweise über Berufungen zur Berufssoldatin/zum Berufssoldaten spielen erst in etwa 30 Jahren und damit gegen Ende des Betrachtungszeitraums eine nennenswerte Rolle. Die vorausgerechneten Sterbewahrscheinlichkeiten wurden für die Vorausberechnung der Bestände von Beamtinnen und Beamten und Berufssoldatinnen/Berufssoldaten verwendet. Für Witwen und Witwer wurden die Sterbetafeln für die Gesamtbevölkerung benutzt. Die Höhe der künftigen Versorgungsausgaben wird neben einigermaßen gut schätzbaren Größen wesentlich von der langfristig kaum prognostizierbaren, aber politisch auch kurzfristig steuerbaren Höhe der Versorgungsanpassungen beeinflusst. Es wurde davon ausgegangen, dass die künftigen Bezügeanpassungen genau in der Höhe des (für die Zwecke des Sechsten Versorgungsberichts projizierten) Bruttoinlandsprodukts ausfallen. Es wurde somit angenommen, dass diese beiden Größen bis zum Jahr 2050 im Schnitt um 2,8% je Jahr ansteigen. Bezieht man die resultierenden jährlichen Versorgungsausgaben auf das

**Grafik 4**

Entwicklung der Anzahl der Pensionärinnen und Pensionäre des Bundes von 2015 bis 2050  
in 1 000



entsprechende Bruttoinlandsprodukt, so erhält man die sogenannte Versorgungsquote. In der Versorgungsquote neutralisieren sich also die Effekte der schwer prognostizierbaren Versorgungsanpassungen und des Wirtschaftswachstums. Daher ist diese Größe sehr aussagekräftig, um die Tragfähigkeit des Versorgungssystems zu beurteilen. Außerdem enthält der Bericht die Versorgungs-Steuer-Quote, bei der man die künftigen Versorgungsausgaben ins Verhältnis zum prognostizierten Steueraufkommen des Bundes setzt. Eine detaillierte Beschreibung aller Annahmen ist im Versorgungsbericht enthalten. [↗ Grafik 4](#)

### 3.3 Entwicklung der Zahl von Pensionärinnen und Pensionären

Insgesamt zeigen die Vorausberechnungen des Sechsten Versorgungsberichts der Bundesregierung trotz der allgemeinen demografischen Entwicklung (geburtstarke Jahrgänge insbesondere in der zweiten Hälfte der 1950er- und den 1960er-Jahren und steigende Lebenserwartung) einen deutlichen Rückgang der Gesamtzahl an Versorgungsempfängerinnen und -empfängern. Im Folgenden konzentrieren wir uns nur auf die Entwicklung der Zahl von Pensionärinnen und Pensionären, da für die Vorausberechnung der Hinterbliebenen, wie bereits erwähnt, Sterbetafeln für die Gesamtbevölke-

rung angewendet wurden. Im Gegensatz zum Landesbereich (Altis/Koufen, 2014, hier: Seite 189) ist beim Bund nicht mit einer Pensionierungswelle zu rechnen. Tatsächlich kommt es beim Bund insgesamt zu einem Rückgang der Empfänger von Ruhegehalt. Dessen Hauptursache sind die Privatisierungen von Bahn und Post, die zur Folge hatten, dass in diesen Bereichen keine neuen Verbeamten stattfanden. Darüber hinaus wurde nach der deutschen Vereinigung die

Zahl der Berufssoldatinnen und Berufssoldaten erheblich reduziert und auch bei den Beamtinnen und Beamten gab es einen Stellenabbau. Grafik 4 verdeutlicht den Rückgang der Zahl der Ruhegehaltsempfängerinnen und -empfänger des Bundesbereichs von 459 000 im Jahr 2015 auf rund 265 000 im Jahr 2050. Dies entspricht einem Rückgang um 42 %. Betrachtet man nur den unmittelbaren Bundesbereich, so steigt die Zahl der pensionierten Beamtinnen/Beamten sowie die der Richterinnen/Richter entsprechend der allgemeinen demografischen Entwicklung bis zum Ende der 2030er-Jahre an und sinkt dann bis 2050 wieder etwas ab. Damit müssen am Ende des Vorausberechnungshorizonts voraussichtlich 12 % mehr Pensionärinnen und Pensionäre des unmittelbaren Bundesbereiches versorgt werden als 2015.

Inwieweit unterschätzt man die künftige Zahl der Pensionärinnen und Pensionäre des Bundes, wenn man anstelle der Sterbetafel für Beamtinnen und Beamte die für die Gesamtbevölkerung verwendet? Hierfür führte das Statistische Bundesamt eine alternative Simulationsberechnung zum Versorgungsbericht mit Bevölkerungssterbetafeln durch. Das Ergebnis zeigt Grafik 4, die die Bestandsentwicklung in Abhängigkeit von der verwendeten Sterbetafel darstellt. Die niedrigere Lebenserwartung der Gesamtbevölkerung wirkt sich bereits unmittelbar ab dem ersten vorausberechneten Jahr aus, sodass der Kurvenverlauf bei Verwendung der Sterbe-

tafel für die Gesamtbevölkerung unter der ursprünglichen Entwicklung liegt. Der prozentuale Abstand erreicht in den 2040er-Jahren sein Maximum von – 10 % (Bundesbereich insgesamt) beziehungsweise – 8 % (unmittelbarer Bundesbereich) und verringert sich dann wieder etwas. Letzteres liegt daran, dass sich der momentane Abstand der Lebenserwartung annahmegemäß verringert (siehe Abschnitt 3.1). Auch ohne Simulationsrechnung kann man grob überschlagen, dass eine um ein Jahr geringere Lebenserwartung im durchschnittlichen Pensionierungsalter langfristig zu einem um rund 5 % verminderten Bestand an Pensionärinnen und Pensionären führt, wenn man von rund 20 Zahljahren an Pensionsbezügen ausgeht ( $1/20 = 5\%$ ).

### 3.4 Entwicklung der Ausgaben für Pensionen

Um die Ausgabenseite zu betrachten, werden die Versorgungsausgaben ins Verhältnis zum künftigen Bruttoinlandsprodukt gesetzt. Da die Versorgungsbezüge und das Bruttoinlandsprodukt sich annahmegemäß identisch entwickeln, nimmt die Versorgungsquote einen qualitativ vergleichbaren Verlauf zur Bestandsentwicklung. Somit ist auch bei den Ausgaben für Pensionen mit einem deutlichen Rückgang zu rechnen.

↘ **Tabelle 2** fasst darüber hinaus zusammen, um wie viel Prozent die projizierten Pensionsausgaben nur aufgrund der Verwendung der Sterbewahrscheinlichkeiten von Beamtinnen und Beamten erhöht sind. Die Annahme zur höheren Lebenserwartung sorgt bis etwa 2045 für einen

steigenden Abstand der beiden Versorgungsquoten um bis zu 11 %, im Jahr 2050 sind es dann noch rund 10 % mehr. Zu beachten ist, dass die Versorgungsquote tatsächlich bereits im Jahr 2015 aufgrund der Langlebigkeit von Beamten deutlich erhöht ist. Die Versorgungsquoten in Tabelle 2 unterscheiden sich anfänglich jedoch nicht, da die wirkliche Versorgungsquote gemeinsamer Ausgangspunkt für beide alternativen Vorausberechnungen ist.

## 4

### Fazit/Schlussfolgerung

Die in diesem Artikel vorgestellten Analysen haben die bisherigen Befunde zu einer höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten gegenüber der Gesamtbevölkerung bestätigt und auf den aktuellen Stand gebracht. Auch im betrachteten Zeitraum 2010/2012 wurde auf Basis einer amtlichen Vollerhebung von Ruhegehaltsempfängerinnen und Ruhegehaltsempfängern ein deutlicher Vorteil in der (ferneren) Lebenserwartung gemessen. Dabei ist zu beachten, dass aufgrund der Datenlage nur die Ergebnisse ab dem Alter 70 empirisch fundiert sind. Sterblichkeitsunterschiede vor dem Alter 70 lassen sich allerdings unter Berücksichtigung des ab dem Alter 70 beobachtbaren Anpassungstrends, der Zuhilfenahme eines demografischen Modells und der Annahme, dass sich die Sterblichkeitsunterschiede im Laufe des Erwerbslebens aufbauen, plausibel ermitteln. Dabei gilt, dass selbst bei einer relativ deutlichen

Abweichung der (unbekannten) tatsächlichen Sterbewahrscheinlichkeiten von den Schätzwerten für junge Altersjahre die Größenordnung der Unterschiede in der (ferneren) Lebenserwartung vergleichsweise verlässlich ermittelbar ist. Der Grund hierfür ist die generell sehr geringe Sterblichkeit in jungen Altersjahren und die somit sehr geringe Auswirkung von

**Tabelle 2**


Versorgungsquote für die Ruhegehaltsempfängerinnen und -empfänger

	Anteil der Pensionsausgaben am Bruttoinlandsprodukt		Veränderung durch Berücksichtigung der höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten
	ohne Berücksichtigung der höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten	mit Berücksichtigung der höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten	
	%		
2015	0,434	0,436	+ 0
2020	0,400	0,417	+ 4
2025	0,377	0,403	+ 7
2030	0,356	0,387	+ 9
2035	0,335	0,368	+ 10
2040	0,302	0,333	+ 10
2045	0,263	0,291	+ 11
2050	0,228	0,252	+ 10

Unterschieden in den Sterbewahrscheinlichkeiten auf die fernere Lebenserwartung.

Die Berechnung einer Lebenserwartung in jungen Altersjahren im Kontext der vorliegenden Untersuchung ist dennoch ein hypothetisches Konstrukt, da der Status Beamtin beziehungsweise Beamter erst im Laufe des Lebens erworben wird. Eine geringere Sterblichkeit von späteren Beamtinnen und Beamten im Vergleich zur Gesamtbevölkerung schon vor der Verbeamtung beziehungsweise der Berufung zur Berufssoldatin/zum Berufssoldaten erscheint jedoch auch theoretisch nachvollziehbar. So sorgt beispielsweise die Untersuchung der gesundheitlichen Eignung vor der Verbeamtung für eine Auswahl von Personen ins Beamtentum, die bereits zuvor geringere Sterberisiken als die Gesamtbevölkerung aufgewiesen haben dürften. Über weitere Gründe für die geringere Sterblichkeit von Beamtinnen und Beamten gibt es bisher keine gesicherten Erkenntnisse. Himmelsreicher und andere (2008) nennen hier die unter Beamtinnen und Beamten weit verbreitete private Krankenversicherung, welche die Versorgung im Krankheitsfall verbessert. Außerdem führen die zuvor genannten Autoren auch die hohe Arbeitsplatz- und Einkommenssicherheit und deren positiven Einfluss auf die Lebensführung als möglichen Grund für die höhere Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten an (Himmelsreicher und andere, 2008, hier: Seite 279).

Im Hinblick auf eine Vorausberechnung der Versorgungskosten auf Bundesebene hat sich gezeigt, dass es sinnvoll ist, die höhere Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamtinnen einzubeziehen. Hierdurch wird berücksichtigt, dass die Versorgungsausgaben um bis zu 11 % höher liegen werden, als wenn lediglich die Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung zur Abschätzung dieser Kosten herangezogen worden wäre. Trotz der Berücksichtigung dieses Effektes werden die Versorgungskosten im Bundesbereich allerdings insgesamt zurückgehen. Dieser Befund ist auf den ersten Blick überraschend. Durch das Älterwerden der Babyboomer-Jahrgänge<sup>7</sup>, und deren Ausscheiden aus dem Erwerbsleben im Vorausberechnungszeitraum wird in vielen Kontexten generell mit einer deutlichen Zunahme von Versorgungslasten in den nächsten Jahrzehnten gerechnet. Bei Bundesbeamten und -beamtinnen wurde durch die ausgebliebenen Verbeamtungen aufgrund von Privatisierungen in den letz-

ten Jahrzehnten dieser Effekt jedoch überkompensiert, sodass trotz demografischer Alterung nicht mit einer Zunahme der Versorgungskosten gerechnet werden muss. Aus diesen Gründen ergibt sich im Bundesbereich eine grundlegend andere Situation als in der Rentenversicherung oder bei der Beamtenversorgung der Länder. Die grundsätzlichen Auswirkungen der höheren Lebenserwartung von Beamtinnen und Beamten sind natürlich auch auf Vorausberechnungen im Landesbereich übertragbar und sollten berücksichtigt werden, um bei etwaigen Vorausberechnungen einem Langlebkeitsrisiko für die Versorgungsausgaben entgegen zu wirken. 

---

<sup>7</sup> Damit werden die geburtenstarken Jahrgänge von Mitte der 1950er- bis Ende der 1960er-Jahre bezeichnet.



### LITERATURVERZEICHNIS

---

Altis, Alexandros/Koufen, Sebastian. *Ist die Beamtenversorgung langfristig noch finanzierbar?* In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2014, Seite 181 ff.

Becker, Karl. *Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen*. Berlin 1874.

Brass, William. *On the Scale of Mortality*. In: Brass, William (Herausgeber). *Biological Aspects of Demography*. London 1971, Seite 69 ff.

Brass, William. *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Chapel Hill 1975.

Bundestagsdrucksache 18/11040. *Sechster Versorgungsbericht der Bundesregierung*. 25. Januar 2017.

Himmelsreicher, Ralf K./Sewöster, Daniela/Scholz, Rembrandt/Schulz, Anne. *Die fernere Lebenserwartung von Rentnern und Pensionären im Vergleich*. In: WSI-Mitteilungen. Ausgabe 5. 2008.

Luy, Marc. *Differentielle Sterblichkeit: die ungleiche Verteilung der Lebenserwartung in Deutschland*. Rostocker Zentrum – Diskussionspapier 6. 2006. [Zugriff am 13. März 2017]. Verfügbar unter: [www.rostockerzentrum.de](http://www.rostockerzentrum.de)

Luy, Marc/Wegner-Siegmundt, Christian/Wiedemann, Angela/Spijker, Jeroen. *Life Expectancy by Education, Income and Occupation in Germany: Estimations Using the Longitudinal Survival Method*. In: *Comparative Population Studies*. Volume 40. Nr. 4. 2015. [Zugriff am 13. März 2017]. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.12765/CPoS-2015-16en>

Nieden, Felix zur/Rau, Roland/Luy, Marc. *Allgemeine Sterbetafel 2010/12*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2016, Seite 63 ff.

Statistisches Bundesamt. *Allgemeine Sterbetafel 2010/12 – Methodische Erläuterungen und Ergebnisse*. 2015a. [Zugriff am 13. März 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Statistisches Bundesamt. *Bevölkerung Deutschlands bis 2060 – 13. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung*. 2015b. [Zugriff am 13. März 2017]. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Statistisches Bundesamt. *Fachserie 14 Finanzen und Steuern, Reihe 6.1 Versorgungsempfänger des öffentlichen Dienstes 2016*. 2016. Verfügbar unter: [www.destatis.de](http://www.destatis.de)

Zeuner, Gustav. *Abhandlungen zur mathematischen Statistik*. Leipzig 1869.

#### **Herausgeber**

Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

---

#### **Schriftleitung**

Dieter Sarreither, Präsident des Statistischen Bundesamtes

Redaktionsleitung: Kerstin Hänsel

Redaktion: Ellen Römer

---

#### **Ihr Kontakt zu uns**

[www.destatis.de/kontakt](http://www.destatis.de/kontakt)

---

#### **Erscheinungsfolge**

zweimonatlich, erschienen im April 2017

Das Archiv aller Ausgaben ab Januar 2001 finden Sie unter [www.destatis.de/publikationen](http://www.destatis.de/publikationen)

---

#### **Print**

Einzelpreis: EUR 18,- (zzgl. Versand)

Jahresbezugspreis: EUR 108,- (zzgl. Versand)

Bestellnummer: 1010200-17002-1

ISSN 0043-6143

ISBN 978-3-8246-1061-7

---

#### **Download (PDF)**

Artikelnummer: 1010200-17002-4, ISSN 1619-2907

---

#### **Vertriebspartner**

IBRo Versandservice GmbH

Bereich Statistisches Bundesamt

Kastanienweg 1

D-18184 Roggentin

Telefon: + 49 (0) 382 04 / 6 65 43

Telefax: + 49 (0) 382 04 / 6 69 19

[destatis@ibro.de](mailto:destatis@ibro.de)

---

Papier: Metapaper Smooth, FSC-zertifiziert, klimaneutral, zu 61% aus regenerativen Energien

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2017

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.