
WISTA

Wirtschaft und Statistik

Dr. Gerhard Fürst	70 Jahre WISTA: Verbraucherpreisstatistik damals und heute Die Entwicklung der Lebenshaltungskosten Meilensteine der Verbraucherpreisstatistik zwischen 1950 und 2019
Matthias Bieg	Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten
Nora Würz	Modellbasierte Schätzung von regionalen Warenkörben für das Vereinigte Königreich
Florian Peter	Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2015
Jens Dechent Ingo Wagner Dr. Stefan Linz	Umstellung der Konjunkturindizes im Baugewerbe auf das Basisjahr 2015
Dr. Benjamin Held	Einkommensspezifische Energieverbräuche privater Haushalte
Dr. Angela Kolbe	Europawahl 2019

2 | 2019

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
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
9	70 Jahre WISTA: Verbraucherpreisstatistik damals und heute <i>Celebrating 70 years of WISTA: consumer price statistics then and now</i>
10	Dr. Gerhard Fürst Die Entwicklung der Lebenshaltungskosten <i>The development of the cost of living</i>
21	Meilensteine der Verbraucherpreisstatistik zwischen 1950 und 2019 <i>Milestones in consumer price statistics, from 1950 to 2019</i>
25	Matthias Bieg Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten <i>Using scanner data in price statistics – an analysis based on market research data</i>
39	Nora Würz Modellbasierte Schätzung von regionalen Warenkörben für das Vereinigte Königreich <i>Model-based estimation of regional baskets based on the UK Living Cost and Food Survey</i>
46	Florian Peter Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2015 <i>Index of producer prices of industrial products (domestic sales), base 2015</i>

INHALT

- | | |
|----|---|
| 60 | Jens Dechent, Ingo Wagner, Dr. Stefan Linz
Umstellung der Konjunkturindizes im Baugewerbe auf das Basisjahr 2015
<i>Rebasing the short-term indices for the construction industry to the year 2015</i> |
| 72 | Dr. Benjamin Held
Einkommensspezifische Energieverbräuche privater Haushalte
<i>Income specific consumption of energy by households</i> |
| 86 | Dr. Angela Kolbe
Europawahl 2019
<i>2019 European Election</i> |

EDITORIAL

Dr. Georg Thiel



LIEBE LESERIN, LIEBER LESER,

mit der vorliegenden Ausgabe von WISTA begehen wir ein beachtliches Jubiläum: 70 Jahre sind seit der ersten Ausgabe in neuer Folge im April 1949 vergangen. 70 Jahre, in denen die Zeitschrift zunächst ein Bild der gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland gezeichnet hat und sich seit einigen Jahren verstärkt als Wissenschaftsmagazin positioniert. Anlässlich dieses Jubiläums greifen wir mit der Verbraucherpreisstatistik ein Schwerpunktthema auf, das damals wie heute von unveränderter Bedeutung ist. Mit dem Nachdruck des Beitrags „Die Entwicklung der Lebenshaltungskosten“ des ersten Präsidenten des Statistischen Bundesamtes, Dr. Gerhard Fürst, aus dem Jahr 1949 blicken wir zunächst auf die Anfänge des Preisindex für die Lebenshaltung in der Nachkriegszeit zurück. Es folgt ein Abriss aus 70 Jahren Verbraucherpreisstatistik, deren Meilensteine ausgewählte Artikel verdeutlichen: internationale Vergleichbarkeit, Qualitätsaspekte oder die Einführung neuer Methoden. Wie die Zukunft der Preisstatistik – oder zumindest eines Teils davon – aussehen könnte, beschreibt ein Beitrag zur möglichen statistischen Nutzung von Scannerdaten.

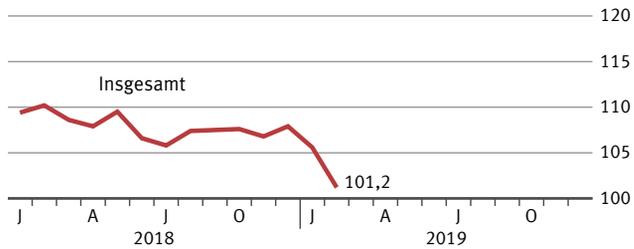
Ein weiterer Aufsatz befasst sich mit einem ganz aktuellen Thema: der Europawahl 2019. Als Bundeswahlleiter trage ich die Verantwortung für die ordnungsgemäße Durchführung der neunten Direktwahl zum Europäischen Parlament in Deutschland. Der Beitrag informiert Sie über die Rechtsgrundlagen, die Aufstellung und Zulassung der Wahlvorschläge sowie das Wahlrecht und das Wahlverfahren.

Sollten wir mit dem Aufsatz aus dem Jahr 1949 Ihr Interesse an weiteren historischen WISTA-Artikeln geweckt haben, empfehle ich einen Blick in die Statistische Bibliothek. Im Übrigen wünsche ich Ihnen eine spannende Lektüre.

Präsident des Statistischen Bundesamtes

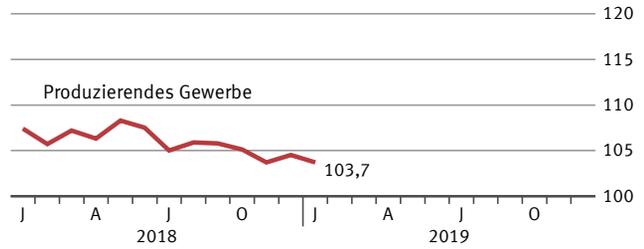
Kennzahlen

Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe Volumenindex 2015 = 100



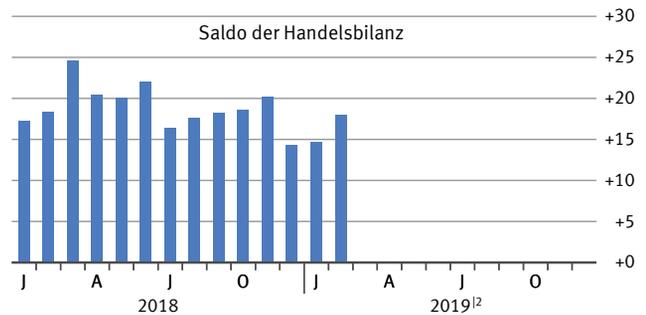
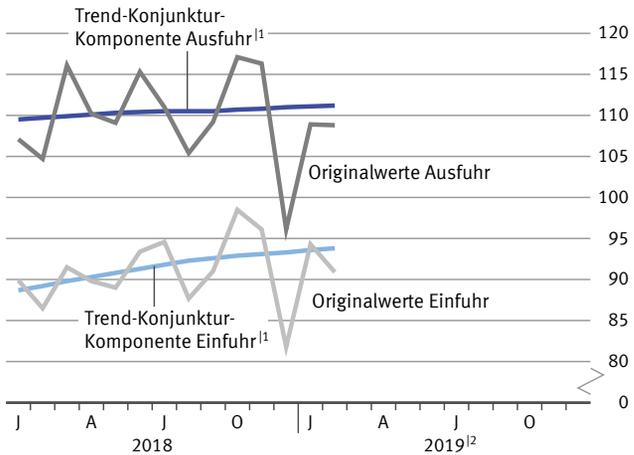
Kalender- und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Produktion im Produzierenden Gewerbe Index 2015 = 100



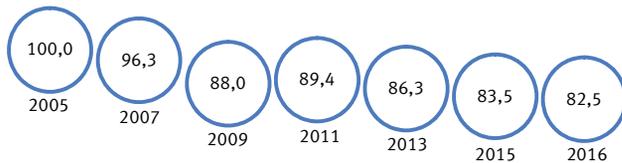
Arbeitsmäßig und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Außenhandel in Mrd. EUR

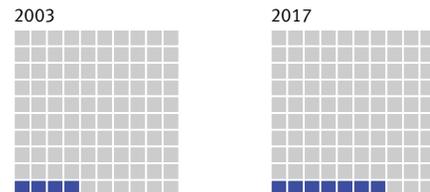


1 Berechnung nach dem Berliner Verfahren, Version 4.1 (BV 4.1).
2 Vorläufige Ergebnisse.

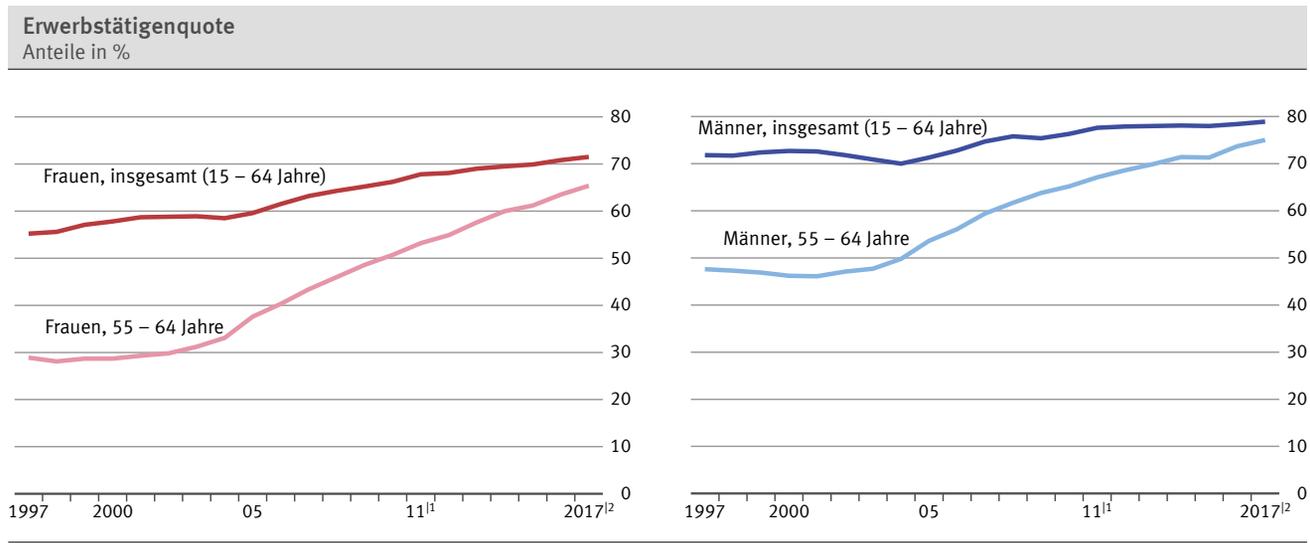
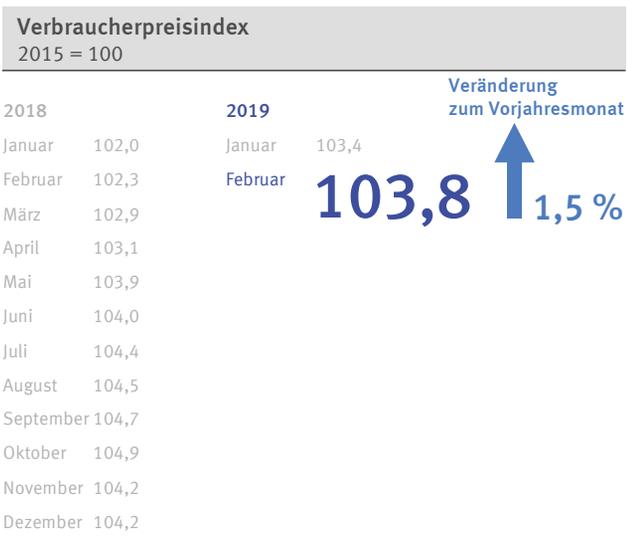
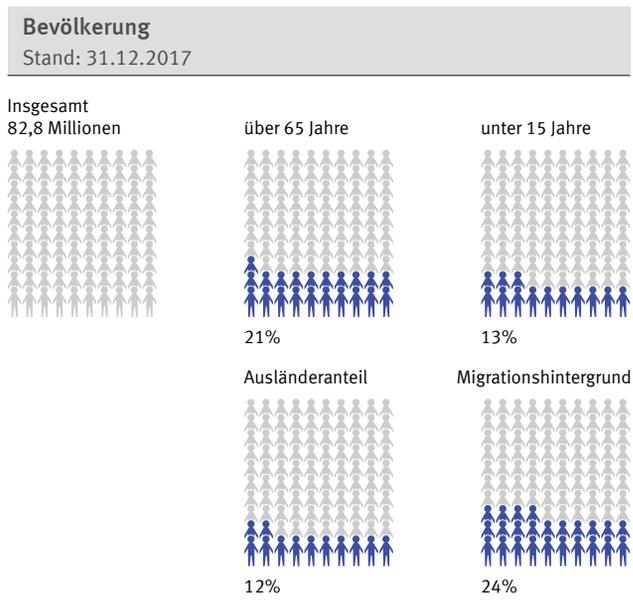
Luftbelastung Emissionen von Luftschadstoffen, 2005 = 100



Ökologische Landwirtschaft Anteil an der landwirtschaftlich genutzten Fläche in %

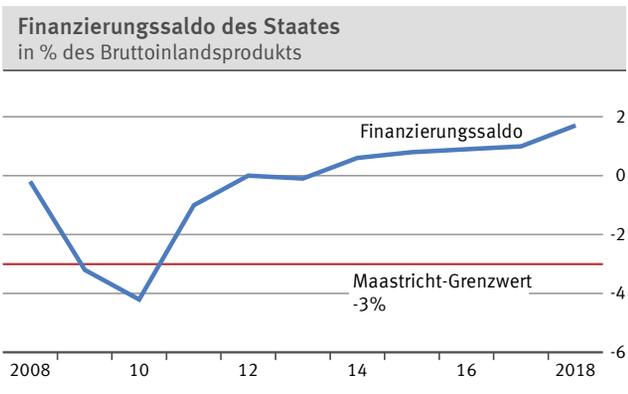
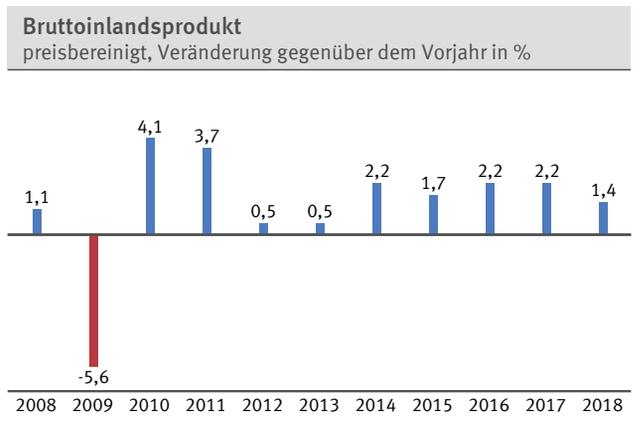


Kennzahlen



Bis 2004: Ergebnisse für eine feste Berichtswoche im Frühjahr; ab 2005: Jahresdurchschnittsergebnisse sowie geänderte Erhebungs- und Hochrechnungsverfahren.

- 1 Ab 2011: Hochrechnung anhand von Bevölkerungseckwerten auf Basis des Zensus 2011.
- 2 Ab 2016: aktualisierte Stichprobe auf Grundlage des Zensus 2011. Zeitreihenvergleiche nur eingeschränkt möglich.



KURZNACHRICHTEN

IN EIGENER SACHE

Statistische Informationen noch leichter zugänglich

Das Statistische Bundesamt hat seinen Internetauftritt grundlegend überarbeitet, für mobile Geräte optimiert und Nutzerführung sowie Suchfunktion verbessert.

Wichtige Basisdaten sind auf den neuen Seiten thematisch sortiert, sodass Recherchearbeiten leichter fallen. Wer noch tiefer einsteigen will, gelangt von den Themenseiten direkt zum passenden Angebot in der Statistik-Datenbank GENESIS-Online. Neue interaktive Angebote im Servicebereich „Statistik visualisiert“ runden das Angebot ab.

Der Servicebereich „Open Data“ wurde mit Informationen zu frei verfügbaren Daten und entsprechenden Schnittstellen neu aufgebaut. Damit optimiert das Statistische Bundesamt sein Angebot für datenbasierte Webentwicklungen und den Datenjournalismus.

↳ www.destatis.de

Neue interaktive Gemeindegarte der Baufertigstellungen

Im Jahr 2017 wurden in Deutschland mit 284 800 Wohnungen durchschnittlich 3,4 Wohnungen je 1 000 Einwohner fertiggestellt. Wo genau wurden die Wohnungen fertiggestellt und in welchen Regionen herrscht eine hohe beziehungsweise niedrige Bautätigkeit? Das zeigt die neue interaktive Gemeindegarte der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder.

Erstmals wird in dieser Karte die Anzahl der fertiggestellten Wohnungen ins Verhältnis zur Bevölkerungszahl der jeweiligen Gemeinde gesetzt. Neben dieser Verhältniszahl werden für die Gemeinden auch die absolute Zahl der fertiggestellten Wohnungen und die Einwohnerzahl angegeben.

↳ www.destatis.de

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 50. Sitzung vom 5. bis 8. März 2019 in New York behandelte die Statistische Kommission unter anderem folgende Themen:

- › Daten und Indikatoren für die „Agenda 2030 für nachhaltige Entwicklung“
- › Fundamental Principles of Official Statistics (FPOS)
- › Open Data in der amtlichen Statistik
- › Nationaler Qualitätssicherungsrahmen (NQAF)
- › Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen
- › Internationale Handels- und Wirtschaftsstatistiken

- › Internationaler Vergleich von Kaufkraftparitäten
- › Umweltökonomische Gesamtrechnungen
- › Flüchtlingsstatistiken
- › Human settlements statistics
- › Kriminalitäts- und Strafrechtspflegestatistiken
- › Strukturen und Funktionen der von der Statistikkommission eingesetzten Experten- und Arbeitsgruppen

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

↳ unstats.un.org

Konferenz „New Techniques and Technologies for Statistics 2019“

Zweijährlich organisiert das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) die Konferenz „New Techniques and Technologies for Statistics“ (NTTS). Die internationale wissenschaftliche Konferenzreihe befasst sich mit neuen Techniken und Methoden für die amtliche Statistik und mit den Auswirkungen neuer Technologien auf die Erhebung, Produktion und Verbreitung amtlicher Statistik. Ziel der Konferenz ist es, Ergebnisse aktuell laufender Forschungs- und Innovationsprojekte in der amtlichen Statistik zu präsentieren, sowie die Vorbereitung neuer innovativer Projekte zu fördern und zu erleichtern.

Unter diesem weitgefassten Ziel stellten auf der diesjährigen Konferenz vom 10. bis 14. März in Brüssel viele Akteure der amtlichen Statistik eine Vielzahl verschiedener Projekte aus nahezu allen Bereichen der amtlichen Statistik vor. Auch Teilnehmende aus dem Statistischen Bundesamt präsentierten technologisch innovative Projekte aus vielen Arbeitsbereichen in Vorträgen, Abstracts und Postern.

↳ ec.europa.eu/eurostat/cros/NTTS2019

AUS EUROPA

39. Sitzung des AESS

Der Ausschuss für das Europäische Statistische System (AESS) hat auf seiner Sitzung am 7. Februar 2019 unter anderem folgende Themen behandelt:

- › Die Projekte der Vision 2020 sind mittlerweile beendet oder befinden sich in der Schlussphase. Nun bedarf es einer Evaluierung der Vision. Ferner wurden Überlegungen für eine Umsetzung des Mehrjahresprogramms 2021 bis 2027 in konkrete innovative Projekte vorgestellt. Um die fachliche Verflechtung der Innovationsmaßnahmen zu garantieren, sollen die Projektvorschläge zunächst in den Direktorengruppen entwickelt werden.
- › Die „ESS-Leitlinien für die zeitliche Disaggregation“ und das „ESS-Validierungshandbuch“ sollen in das Standardisierungsportfolio 2019 aufgenommen werden.
- › Die derzeitige Strategie für Umweltgesamtrechnungen lief 2018 aus, daher wurde für den Zeitraum 2019 bis 2023 eine neue Strategie vorgeschlagen. Der AESS unterstützte die Strategie, jedoch soll angesichts der vielen Vorschläge zunächst eine fachliche Nutzerbefragung durchgeführt werden. Auf dieser Basis soll im Anschluss eine Priorisierung der Maßnahmen erfolgen.
- › In den Jahren 2021/2022 wird der nächste Peer Review durchgeführt. Eurostat legte den Entwurf für das Mandat einer zu gründenden strategisch und konzeptionell ausgerichteten Task Force „Peer Reviews“ auf Ebene der Generaldirektoren vor. Diese soll bei ihrer Arbeit von der Arbeitsgruppe „Qualität“ unterstützt werden. Der AESS unterstützte die Einrichtung der strategischen ESS-Task Force für Peer Reviews und billigte den Fahrplan für die Vorbereitung und Durchführung der nächsten Peer-Review-Runde.

VERANSTALTUNGEN

23. Konferenz „Messung der Preise“

Vom 6. bis 7. Juni 2019 veranstaltet das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg in Jena die 23. Konferenz „Messung der Preise“.

Fachleute aus statistischen Ämtern, aus Behörden und wissenschaftlichen Einrichtungen des In- und Auslands tauschen sich sowohl über neue Entwicklungen der theoretischen Grundlagen sowie die Durchführung der Preisstatistik als auch über Ergebnisse und Erfahrungen bei der Nutzung der Preisstatistiken in Wirtschaft und Wissenschaft aus.

↳ www.statistik-berlin-brandenburg.de

12. Berliner VGR-Kolloquium

Am 13. und 14. Juni 2019 richtet das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg das „12. Berliner VGR-Kolloquium“ aus.

Diese Veranstaltungsreihe widmet sich bereits seit den 1990er-Jahren den theoretischen Voraussetzungen und konzeptionellen Grundlagen der Systeme Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen und dient dem Gedankenaustausch zwischen Fachleuten aus statistischen Ämtern, aus Behörden und wissenschaftlichen Einrichtungen des In- und Auslands zu Fragen der VGR.

↳ www.statistik-berlin-brandenburg.de

Wissenschaftliche Tagung „Qualität bei zusammengeführten Daten“

Das Statistische Bundesamt führt gemeinsam mit dem ADM Arbeitskreis Deutscher Markt- und Sozialforschungsinstitute e.V. und der Arbeitsgemeinschaft Sozialwissenschaftlicher Institute e.V. (ASI) am 27. und 28. Juni 2019 in Wiesbaden zum 13. Mal eine wissenschaftliche Fachtagung durch. Zum Thema „Qualität bei zusammengeführten Daten – Befragungsdaten, Administrative Daten, Neue digitale Daten: Miteinander besser?“ referieren Fachleute aus dem Hochschulbereich,

der Markt- und Sozialforschung, aus Sozialwissenschaftlichen Instituten und der amtlichen Statistik.

↳ www.destatis.de

StatistikTage Bamberg|Fürth 2019

Die Otto-Friedrich-Universität Bamberg und das Bayerische Landesamt für Statistik organisieren im Rahmen des Statistik Netzwerk Bayern am 25. und 26. Juli 2019 zum achten Mal in Folge die StatistikTage Bamberg|Fürth. Ziel der Veranstaltungsreihe ist die Stärkung des Austauschs zwischen amtlicher Statistik und Wissenschaft sowie weiteren Nutzergruppen amtlicher Daten. Das Thema 2019 lautet „Vollzeit, Teilzeit, Freizeit – Erwerbstätigkeit in Deutschland“.

Nähere Informationen zum Tagungsprogramm sowie zur Teilnahme:

↳ www.statistiknetzwerk.bayern.de

NEUERSCHEINUNGEN

How's Life in the Digital Age?

Digitale Technologien können unser Leben verbessern. Sie können aber auch soziale Ungleichheit verstärken und Chancen für Menschen verbauen, die nicht sicher in der Online-Welt navigieren. Eine Mischung aus technischen, emotionalen und sozialen Fähigkeiten ist Voraussetzung dafür, dass die Menschen ihr digitales und reales Leben ausgewogen miteinander verbinden.

Der OECD-Bericht „How's Life in the Digital Age?“ nutzt die elf Dimensionen des OECD-Better-Life-Index, um die Chancen und Risiken zu bewerten, denen Menschen aufgrund ihrer Erfahrungen mit dem Internet, mobilen Geräten, großen Datenmengen und künstlicher Intelligenz in verschiedenen Ländern ausgesetzt sind. Zu diesen Dimensionen gehören Einkommen, Beschäftigung, Wohnverhältnisse oder auch gesellschaftliches Engagement und Lebenszufriedenheit.

↳ www.oecd-ilibrary.org

70 Jahre WISTA: Verbraucherpreisstatistik damals und heute

Vor nunmehr 70 Jahren, im April 1949, ist das erste Heft dieser Zeitschrift „Wirtschaft und Statistik“ in neuer Folge erschienen. Das damalige Statistische Amt des Vereinigten Wirtschaftsgebietes (ab August 1950 erhielt dieses die Bezeichnung Statistisches Bundesamt) knüpfte damit an die Tradition der gleichnamigen, erstmals 1921 herausgegebenen Zeitschrift des Statistischen Reichsamtes an.

Bereits in den ersten Ausgaben war neben einer Zusammenstellung der wichtigsten Wirtschaftszahlen und einer kurzen textlichen Übersicht über die in dem betreffenden Monat angefallenen statistischen Ergebnisse ein Aufsatzteil enthalten. Hier wurden *„jeweils wirtschaftliche oder soziale Einzelprobleme der Gegenwart statistisch untersucht oder größere Statistiken in ihrem methodischen Aufbau [...] dargelegt“* (aus dem Vorwort zu Heft 1, April 1949).

Das Thema Preisindex für die Lebenshaltung beziehungsweise Verbraucherpreisindex stand in diesen 70 Jahren häufig im Fokus der Berichterstattung. Weiterentwicklung, Methodendiskussion, vertiefende Analysen – die aktuellen Kriterien zur Schärfung des Profils von WISTA als Wissenschaftsmagazin sind in vielen dieser Aufsätze enthalten.

Nachfolgend präsentieren wir einen Abriss aus 70 Jahren Verbraucherpreisstatistik. Zu Beginn folgt ein Aufsatz aus dem Jahr 1949. Dr. Gerhard Fürst, der erste Präsident des Statistischen Bundesamtes, beschreibt die Grundgedanken und den methodischen Aufbau der neuen Preisindexziffer für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerfamilien und stellt die Ergebnisse dieser

Neuberechnung vor allem auch im Vergleich mit der Vorkriegszeit dar. Daran schließt sich ein kurzer Überblick über Meilensteine der Verbraucherpreisstatistik an, bevor mit dem Artikel „Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten“ von Matthias Bieg ein aktueller Aufsatz folgt.

Das Statistische Bundesamt setzt auf seiner Webseite auch interaktive Angebote ein, um Informationen rund um die Verbraucherpreise anschaulich zu vermitteln:

- › Der [Preismonitor](#) bietet einen Überblick über die auffälligsten Preisveränderungen derjenigen Waren und Dienstleistungen, die häufig gekauft beziehungsweise in Anspruch genommen werden.
- › Die Teuerungsrate hängt nicht nur davon ab, wie sich die Preise verändern. Entscheidend ist auch, mit welchem Gewicht die Preisentwicklung der einzelnen Güterarten in den Verbraucherpreisindex eingeht. Das [Preis-Kaleidoskop](#) zeigt die Preisentwicklung und die Gewichte verschiedener Gütergruppen im Verbraucherpreisindex.
- › Mit dem [persönlichen Inflationsrechner](#) können Interessierte die Preisentwicklung darstellen und dabei die verschiedenen Güterarten nach ihrem individuellen Konsumverhalten gewichten.



Dr. Gerhard Fürst
(1897 – 1988)

war Staats- und Wirtschaftswissenschaftler und ab 1948 zunächst Leiter des Statistischen Amtes des Vereinigten Wirtschaftsgebietes. 1949 wurde er der erste Präsident des Statistischen Bundesamtes, das er bis 1964 leitete. Er hat das Arbeitsprogramm der Bundesstatistik und ihre organisatorische und rechtliche Gestaltung maßgeblich bestimmt und erreicht, dass die amtliche Statistik zu einer wichtigen Informationsquelle für Staat, Gesellschaft und Wissenschaft geworden ist. Sein wichtigstes Ziel war stets die Schaffung eines statistischen Gesamtbildes.

DIE ENTWICKLUNG DER LEBENSHALTUNGSKOSTEN

Neuberechnung einer Preisindexziffer für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerfamilien

Dr. Gerhard Fürst

📌 **Schlüsselwörter:** Lebenshaltungskostenindex – Verbraucherpreisindex – Warenkorb – Verbrauchsschema – Wägungsschema

ZUSAMMENFASSUNG

Rationierte Nahrungsmittel, Schwarzmarktpreise und Wohnungsnot – die Lage in der Nachkriegszeit wird fassbar im folgenden Beitrag von Dr. Gerhard Fürst. Der Aufsatz erschien im Juni 1949 in der dritten Ausgabe des ersten WISTA-Jahrgangs nach neuer Folge. Er beschäftigt sich mit der Neukonzeption eines Lebenshaltungskostenindex (heute: Verbraucherpreisindex) in einer Zeit, in der im Vergleich zum Vorkriegsniveau eine um gut ein Viertel kleinere Menge an Waren und Dienstleistungen für eine um fast ein Viertel größere Bevölkerung zum Verbrauch zur Verfügung stand. Dr. Fürst greift darin auch den Vorwurf auf, der neue Index sei ein „Hungerindex“ aufgrund des ihm zugrunde liegenden spärlichen Warenkorbs, der die Mangellage statt des Vorkriegsniveaus abbildet. Er argumentiert für das vorgestellte Konzept und stellt die Ergebnisse der Indexberechnung vor.

📌 **Keywords:** cost-of-living index – consumer price index – basket of goods and services – consumption pattern – weighting pattern

ABSTRACT

Food rationing, black market prices and a housing shortage – the following article by Dr. Gerhard Fürst provides a tangible description of the post-war situation. It was published in June 1949 in the third issue of the first post-war WISTA volume. The article discusses the new design of a cost-of-living index (today: consumer price index) at a time when, compared with pre-war levels, the supply of goods and services was down by well over a quarter but had to suffice for a population that had increased by nearly a quarter. In his article, Dr. Fürst also addresses the accusation that the index was a “hunger index” because of the underlying meagre basket which reflected the prevailing shortage instead of pre-war levels. He argues in favour of the proposed design and presents the results of the index calculation.

I.

Grundgedanken und methodischer Aufbau der neuen Preisindexziffer

1. Die Aufgabe

Die Indexziffer der Lebenshaltungskosten soll messen, wie sich die Kaufkraft des Geldes in den Händen der Arbeitnehmer verändert hat. Dabei wird die Bewegung der Lebenshaltungskosten oft in sehr enger Verbindung mit der Entwicklung der Löhne und Gehälter gesehen und die Indexziffer der Lebenshaltungskosten zur Berechnung von Reallöhnen verwendet. Daß die Lohn-Preis-Relation nicht allein im Lichte der Entwicklung der Lebenshaltungskosten betrachtet werden darf, sondern daß die Größe des Sozialproduktes entscheidend ist für die mögliche Höhe des Reallohns, wird an anderer Stelle dieser Zeitschrift behandelt werden. Bei der großen lohnpolitischen Bedeutung, die damit der sogenannten Indexziffer der Lebenshaltungskosten zukommt, ist die Kritik an den Methoden und an den Ergebnissen der amtlichen Berechnung solcher Indexziffern noch zu keiner Zeit und in keinem Lande verstummt. Es gilt daher, sich zunächst darüber klar zu werden, was eine solche Indexziffer messen soll und messen kann.

Die allgemein „Lebenshaltungskostenindex“ genannte Zahl soll messen, wie sich die Preise einer fest umrissenen Menge von Waren und Leistungen verändert haben, die für die Lebenshaltung weiter Schichten der Bevölkerung, insbesondere der Arbeitnehmer, von Bedeutung sind. Eine Preisentwicklung kann aber nur zufriedenstellend gemessen werden, wenn der Inhalt dieses „Warenkorbes“ nach Menge und Qualität der Waren grundsätzlich der gleiche bleibt zu allen Zeitpunkten, die verglichen werden sollen. Handelt man mit den statistischen Mitteln der wechselnden Gewichtung und Verkettung etwas von dieser grundsätzlichen Forderung ab, so geht dies stets zu Lasten einer klaren Vorstellung dessen, was der Index mißt und aussagt.

In der Kriegs- und Nachkriegszeit haben sich aber im Verhältnis zur Zeit vor dem Kriege die für den Verbrauch zur Verfügung stehenden Mengen und Qualitäten so stark geändert, daß dieser angenommene gleiche Inhalt des Warenkorbes immer eine Fiktion sein wird, wenn man

Nachkriegs- und Vorkriegszeit miteinander vergleicht, und gerade dieser Vergleich steht im Vordergrund des Interesses. Diese mengenmäßigen Veränderungen können nur durch Untersuchungen der Größe des Sozialproduktes und der allgemeinen Versorgungslage in Verbindung mit den Haushaltsrechnungen der Verbraucher analysiert und größenordnungsmäßig bestimmt werden, nicht dagegen durch eine Preisindexziffer.

2. Heutiger Verbrauch als Grundlage und das Problem der Schwarzmarktpreise

Da der Inhalt des Warenkorbes vor dem Kriege anders war als heute, muß man sich entscheiden, ob man für die Messung der Preisveränderungen den früheren oder den heutigen Inhalt des Warenkorbes zugrunde legen will. Möglich ist beides, und das übliche Verfahren ist es, von der Verbrauchsstruktur des Basisjahres auszugehen und die Preisentwicklung für die darauffolgende Zeit auf Grund des Warenkorbes des Ausgangszeitpunktes zu messen. In einer Zeit, in der die gesamte Menge der für den Verbrauch zur Verfügung stehenden Waren und Leistungen jedoch schätzungsweise nur noch etwa 73 vH der vor dem Kriege verbrauchten Menge erreicht und in der diese kleinere Gütermenge noch dazu zur Versorgung einer um fast ein Viertel angewachsenen Bevölkerung ausreichen muß, so daß der Anteil pro Kopf nur noch etwa 59 vH des Vorkriegsverbrauchs beträgt, hat es wenig Sinn, für die Preisberechnungen von dem besser gefüllten Warenkorb der Vorkriegszeit auszugehen. Der Krieg und seine Folgen haben die Lebenshaltung des deutschen Volkes zwangsläufig gesenkt. Diese Tatsache muß beim Aufbau der Preisindexziffer berücksichtigt werden. Nur ein auf dem Nachkriegsverbrauch gegründeter Index fügt sich außerdem in das volkswirtschaftliche Bild der tatsächlichen mengenmäßigen Versorgung ein. Die neue Preisindexziffer der Lebenshaltung beantwortet also die Frage, wie sich die Preise der heutigen Lebenshaltung entwickeln und wie sie sich gegenüber der Vorkriegszeit verändert haben.

Gegen die Verwendung des heutigen Verbrauchs als Grundlage ist der Einwand gemacht worden, daß dadurch ein Hungerindex oder ein Unterernährungsindex berechnet würde. Es sei notwendig, die tatsächlichen Rationen auf das ernährungsphysiologisch Notwendige zu erhöhen und somit einen angemessenen Lebensstandard den Berechnungen zugrunde zu legen,

auch wenn hierfür teilweise Schwarzmarktpreise einbezogen werden müßten. Berechnungen der Kosten einer Lebenshaltung, wie sie sein sollte oder sein müßte, sind zweifellos als Einzeluntersuchung von großem Wert. Auch vom Statistischen Amt des Vereinigten Wirtschaftsgebietes sind für Vergleichszwecke intern von Zeit zu Zeit derartige Berechnungen durchgeführt worden. So wurde eine Indexziffer der Lebenshaltungskosten auf Grund des Mengenschemas von 1938 für einige Monate der Nachkriegszeit berechnet, wobei die über die Zuteilungen hinausgehenden Mengen mit Schwarzmarktpreisen bewertet wurden. Bei einer derartigen Berechnung ergab sich für Oktober 1948 ein Index von 275, der bis zum April 1949 auf 214 sank (1938=100), während der bisherige amtliche Lebenshaltungskostenindex einer fünfköpfigen Arbeiterfamilie nur 141 betrug. Es darf aber keinesfalls übersehen werden, daß es nur einer sehr dünnen Schicht auf Grund ihres Einkommens möglich ist, über den schwarzen Markt zu einer besseren Lebenshaltung zu kommen. Für alle wirtschafts- und sozialpolitischen Aufgaben muß daher die amtliche Indexziffer das Bild der tatsächlichen Verbrauchsverhältnisse widerspiegeln. Die Statistik kann nur nachweisen, was ist und nicht, was sein sollte. Überdies geht jede Einbeziehung von Schwarzmarktpreisen von der Fiktion aus, daß die am Schwarzmarkt gehandelten Waren auch wirklich in dem erforderlichen Umfang zu den in Frage stehenden Schwarzmarktpreisen bezogen werden können. Gerade dies trifft aber nicht zu. Die Waren sind eben nicht ausreichend vorhanden, und die Höhe der Schwarzmarktpreise ist der Ausdruck dieser Mangellage und nur bei ihr möglich. Wie sehr bei einer reichlicheren Versorgungslage die Schwarzmarktpreise fallen und der Preis des Warenkorbes sinkt, auch wenn die illegale Versorgung in Anspruch genommen wird, zeigt der für den Monat April berechnete Index nach dem Verbrauchsschema 1938 unter teilweiser Verwendung von Schwarzmarktpreisen.

Im Vergleich zur Zeit vor der Währungsreform würde die häufig geforderte Einbeziehung von Schwarzmarktpreisen den Lebenshaltungskostenindex erheblich senken. Die damaligen hohen Schwarzmarktpreise für Lebens- und Genußmittel, z. B. 400 RM für ein Pfund Kaffee und 100 RM für ein Päckchen Zigaretten, konnten im allgemeinen nur von Leuten gezahlt werden, die auch schwarze, kompensationsfähige Waren verdienten oder noch Sachwerte besaßen, die sie veräußern konnten. In die amtliche Neuberechnung sind aus den dargelegten

Gründen Schwarzmarktpreise grundsätzlich nicht einbezogen worden.

3. Die Mängel der bisherigen Indexziffer

Nach dem Kriege wurde die amtliche Berechnung von Indexziffern der Lebenshaltungskosten auf Grund einer Kontrollratsanordnung, die auch gewisse methodische Bindungen enthielt, im Jahre 1946 wieder aufgenommen. Die Berechnungen mußten notgedrungen von der damaligen Versorgungslage ausgehen. Es gab kein brauchbares statistisches Material darüber, wie sich die Haushaltungen zusammensetzten und wie sich die Ausgaben verteilten. Es wurde daher ein Verbrauchsschema für die bei der früheren Indexberechnung berücksichtigte fünfköpfige Arbeiterfamilie mit drei Kindern unter vierzehn Jahren auf Grund der Zuteilungen konstruiert. In diesem Schema hatten nach der damaligen Versorgungslage die Ausgaben für rationierte Nahrungsmittel, für die Miete und für den Verkehr (Hamsterfahrten) ein erhebliches Gewicht. Da eine übergeordnete statistische Organisation für das Vereinigte Wirtschaftsgebiet fehlte und die Versorgungsverhältnisse 1946 regional stark voneinander abwichen, haben die Berechnungen der einzelnen Länder und Zonen zu sehr unterschiedlichen Gewichtungen der einzelnen Ausgabengruppen geführt. Es wurden ab 1946 zunächst neben der Indexziffer für die fünfköpfige Arbeiterfamilie auch noch Indexziffern für andere Familientypen berechnet (z. B. kinderlose Ehepaare, Ausgebombte). Da aber die Preise aller Waren bis zur Währungsreform im großen und ganzen dem Preisstopp unterlagen, ergaben sich für die verschiedenen Typen keine nennenswerten Unterschiede in der Preisentwicklung, so daß die Berechnung nur für die fünfköpfige Familie weitergeführt wurde. Soweit in der Zeit der Kompensationen, der teilweisen Naturalentlohnungen, der Verwendung des Exportbonus für die Aufbesserung der Lebenshaltung der Betriebsangehörigen überhaupt eine Preisstatistik möglich war, reichten diese Berechnungen auf der Grundlage des sehr bescheidenen Warenkorbes des Jahres 1946 aus.

Als das Statistische Amt des Vereinigten Wirtschaftsgebietes die methodische Vorbereitung und die Zusammenstellung der Länderergebnisse im Herbst 1948 übernahm, war es sich von vornherein darüber klar, daß das Zusammenrechnen der vorhandenen Länderindices zu einem bizonalen Index nur ein Notbehelf sein konnte.

Die Entwicklung der Versorgung und der Preise nach der Währungsreform ließ außerdem die Mängel der bisherigen Indexziffer hervortreten. Die Indexfamilie gab nach dem angenommenen Wägungsschema ihr Geld zu einem sehr erheblichen Teil für Waren und Leistungen aus, die im Preise nach wie vor gebunden blieben. Für den Ankauf von freien Lebensmitteln, von Wäsche und Kleidung, die besonders stark im Preise stiegen, blieben nur geringe Beträge, so daß sich die Preissteigerungen dieser Gruppen in der Indexziffer nicht sehr auswirken konnten. Der Verbrauch der Indexfamilie entfernte sich dadurch mehr und mehr vom tatsächlichen Verbrauch der Arbeitnehmerschichten. Das Statistische Amt hat daher bereits im Herbst 1948 eine Revision der Indexziffer angekündigt. Die Arbeiten erforderten Zeit, weil die neue Indexziffer sachlich so gut wie möglich fundiert werden sollte und hierfür die Ergebnisse der Haushaltsrechnungen in Arbeiterfamilien abgewartet werden mußten. Für die britische Zone sind diese Erhebungen erstmalig im September und im Dezember 1948 durchgeführt worden, während sie in der US-Zone bereits seit längerer Zeit liefen. Als auf Grund dieser Ergebnisse feststand, daß neue Waren in die Berechnung einbezogen werden mußten, verging wiederum einige Zeit, bis die Preiserhebungen und die nachträglich sehr schwierige Feststellung der entsprechenden Vorkriegspreise für diese Waren von den Statistischen Landesämtern abgeschlossen und die Neuberechnung durchgeführt werden konnte.

4. Die Indexfamilie und ihr Einkommen

Die Wahl der neuen Indexfamilie geht von dem Gedanken aus, daß die Größe und Zusammensetzung der Haushaltung nach Verdienern und Nichtverdienern und damit die Höhe des Familieneinkommens eine entscheidende Rolle für die Lebenshaltung spielen. Die fünfköpfige Arbeiterfamilie, die sich aus einem Verdiener und vier Nichtverdienern zusammensetzt, stellt zwar einen zweifellos vorhandenen, aber weder den häufigsten Typ noch den Durchschnitt der Arbeiterfamilie dar. Ihr Verbrauch mußte daher zwangsläufig vom durchschnittlichen Verbrauch und vom Gesamtverbrauch der Arbeitnehmerschichten abweichen. Berechnungen über die Größe und Zusammensetzung der Haushaltungen auf Grund der Ergebnisse der Berufszählung 1946 und anderer Unterlagen¹ ergaben, daß die durchschnitt-

¹ Vgl. hierzu: Die Haushaltung als Verbrauchseinheit. Wirtschaft und Statistik, 1. Jg. N. F., Heft 2 (Mai 1949), S. 40.

liche Größe der Familienhaushaltungen (unter Ausschaltung der einzeln lebenden Personen) etwa 3,5 Personen beträgt und daß die vierköpfige Familie mit einem Kind unter 14 Jahren dem Durchschnitt und der Häufigkeit besser entspricht als die fünfköpfige Familie. Da ferner das tatsächliche Verhältnis zwischen Verdienern und Nichtverdienern in den städtischen Arbeiterfamilien sich fast auf 1 : 1 und nicht auf 1 : 4 stellt, wurde davon ausgegangen, daß der Indexfamilie außer dem Arbeitseinkommen des Haushaltungsvorstandes noch das Einkommen eines weiteren Familienmitgliedes zur Verfügung steht. Für die Aufstellung des Verbrauchsschemas wurde daher von einer Familie mit einem Arbeitseinkommen von rund 320 DM ausgegangen. Der Brutto-Monatsverdienst der männlichen Industriearbeiter, der als Richtschnur für das Einkommen des Haushaltungsvorstandes diente, betrug im Dezember 1948 rund 240 DM, so daß auf den zweiten Verdiener noch etwa 80 DM entfallen. Das Familieneinkommen dürfte damit eher zu niedrig als zu hoch angesetzt sein. Einer solchen Durchschnittsfamilie stehen dann rund 270 DM für die Bezahlung der im Index berücksichtigten Waren und Leistungen zur Verfügung.

Die Wahl einer durchschnittlichen Familie und die Voraussetzung eines durchschnittlichen Verbrauchs hat große statistische Vorteile. Sie kann, wie die ganze Indexberechnung, natürlich nur eine durchschnittliche Richtzahl liefern, denn jede einzelne Familie wird nachweisen können, daß sie tatsächlich anders zusammengesetzt ist, anders verdient und eine andere Ausgabenverteilung hat.

5. Das Verbrauchsschema

Bis zum Kriegsende ist die Indexziffer der Lebenshaltungskosten nach der sogenannten reinen „Budgetmethode“ berechnet worden. Die in den Index einbezogenen Waren und Dienstleistungen waren so ausgewählt, daß im Basisjahr der Aufwand für die eingesetzten Nahrungsmittel, für Miete, Bekleidung usw. dem diesen Ausgabengruppen zugeordneten Gewicht entsprach. Es brauchten also nur die sich aus dem Produkt von Mengen und Preisen errechneten Gesamtaufwandssummen miteinander verglichen zu werden, um den Index zu erhalten. Diese einfache und leicht vorstellbare Methode setzt voraus, daß mit verhältnismäßig wenigen Waren die Preisbewegungen für ganze Ausgabengruppen repräsentativ erfaßt werden können.

Bei der ständig wechselnden Versorgungslage nach dem Kriege wurde die Methode der Gruppengewichtung eingeführt, um einer zeitlich und örtlich ständig wechselnden Versorgung im Rahmen der einzelnen Ausgabengruppen folgen und andererseits das Verhältnis zwischen den einzelnen Ausgabengruppen aufrecht erhalten zu können. In dem bisherigen Index wurde z. B. für die Ausgabengruppe Ernährung mit einem den jeweiligen Aufrufen angepaßten wechselnden Mengenschema gerechnet und die Indexziffern verkettet. Der so gewonnene Gruppenindex ging dann mit einem festen Gruppengewicht in den Gesamtindex ein.

Die Neuberechnung geht auf das bis Kriegsende verwendete alte Verfahren eines festen Mengenschemas zurück. Die außerordentliche Streuung der Preise der zu einer Ausgabengruppe gehörenden Waren zwingt jetzt dazu, statt weniger Waren eine möglichst breite Liste von Waren zu berücksichtigen. Die zeitlichen oder örtlichen Schwankungen in der Versorgungslage werden dadurch ausgeschaltet, daß man statt der wechselnden Zuteilungen von einem durchschnittlichen Jahresverbrauch ausgeht. Die größere Stabilität der Versorgung rechtfertigt dieses Verfahren. Die Gruppengewichte haben also im Grunde nur eine rechnerische Bedeutung.

Die Unterlagen über die Ausgabenstruktur in den Arbeitnehmerfamilien wurden – soweit die Verteilung auf die großen Ausgabengruppen in Betracht kommt – aus den schon erwähnten Wirtschaftsrechnungen gewonnen². Ein einwandfreies Bild kann man allerdings erst erwarten, wenn die Ergebnisse für ein ganzes Jahr geschlossen vorliegen, denn die Ausgaben sind zum Teil starken jahreszeitlichen Schwankungen unterworfen. Solche Ergebnisse können aber frühestens Anfang 1950 für das Jahr 1949 vorliegen, denn die Verbrauchsstruktur des zweiten Halbjahres 1948 war durch die Kopfquoten, durch die Verwendung umgestellter Sparguthaben und andere außerordentliche Verhältnisse so stark beeinflusst, daß sie nur unter entsprechenden Korrekturen als Ausgangsbasis verwendet werden kann. Da eine Revision der Indexziffer nicht um ein Jahr verschoben werden konnte, sind die vorhandenen Unterlagen dennoch zur Festsetzung der neuen Gruppengewichte verwendet worden. Sie wurden in eingehenden Verhandlungen

² Die Ausgaben für Steuern und Sozialversicherungsbeiträge wurden, wie auch früher, nicht in die Berechnung einbezogen. Vgl. hierzu auch den Beitrag: Reallohn und Sozialprodukt, S. 66 ff. dieses Heftes [damit ist die Ausgabe 3/1949 gemeint – Anmerkung der Redaktion].

im Fachausschuß „Preis- und Lohnstatistik“, an denen auch Vertreter der Gewerkschaften und der Arbeitgeberverbände beteiligt waren, festgelegt. Ein Vergleich mit den Ergebnissen der Wirtschaftsrechnungen einzelner süddeutscher Länder, die über einen längeren Zeitraum vorlagen, mit Ergebnissen aus den ersten Monaten 1949 ergab die Richtigkeit der nachstehenden Gruppengewichte. [↘ Tabelle 1](#)

Tabelle 1
Der Anteil der einzelnen Ausgabengruppen an den Gesamtausgaben im 1. Vierteljahr 1949

	Neuberechnung (Gruppengewicht)	Bisherige Berechnung	Veränderung in vH
Ernährung	41	36,1	+ 13,6
Genußmittel	7	5,6	+ 25,0
Miete	9	13,1	- 31,3
Heizung und Beleuchtung	6	8,1	- 26,9
Bekleidung	17	11,5	+ 47,8
Reinigung und Körperpflege	5	5,8	- 13,8
Bildung und Unterhaltung	7	7,3	- 4,1
Hausrat	5	5,1	- 2,0
Verkehr	3	7,4	- 59,5
Gesamtlebens- haltung	100	100	-

Die Wirtschaftsrechnungen haben gezeigt, daß die Ausgaben für die Ernährung im alten Index auf Grund der Lebenshaltung 1946 zu niedrig angesetzt waren. Ihr Anteil erhöht sich von rund 36 auf 41 vH. Die Ausgaben für Genußmittel liegen ebenfalls höher als 1946 angenommen wurde. Erheblich niedriger liegt der Anteil der Mieten. Die Wohnungsnot hat alle Familien gezwungen, enger zusammenzurücken. Die Tatsache, daß im „Warenkorb“ des Jahres 1949 nur sehr wenig „Wohnraum“ liegt, findet hierin ihren Ausdruck. Auch die Ausgaben für Heizung und Beleuchtung sind entsprechend geringer. Der Bekleidung kommt dagegen nach den Ergebnissen der Wirtschaftsrechnungen heute ein erheblich stärkeres Gewicht zu als 1946. Die Anteile von Reinigung und Körperpflege liegen etwas niedriger als im alten Index, während die Ausgabenanteile für Bildung und Unterhaltung und für Hausrat sich kaum verändert haben. Die stärkste Senkung zeigen die Ausgaben für den Verkehr, die infolge des Nachlassens der Hamsterfahrten heute erheblich weniger ins Gewicht fallen als vor der Währungsreform. Der Rückgang in der Zahl der beförder-

ten Personen seit der Währungsreform³ zeigt, daß der höhere Anteil der Verkehrausgaben bis zur Währungsreform zutreffend war.

Diese Veränderungen in den Gruppengewichten müssen schon allein dazu führen, daß die neue Indexziffer im Verhältnis zur Vorkriegszeit ein höheres Niveau erreicht als der bisherige Index. Die überdurchschnittlich gestiegenen Preise für Nahrungsmittel, Genußmittel und Bekleidung fallen im neuen Index stärker ins Gewicht, während die im alten Index stärker gewichteten Ausgaben für Miete, Heizung, Beleuchtung und Verkehr besonders niedrig liegen.

Für die Gewichtung der Waren und Leistungen innerhalb der einzelnen Ausgabengruppen war der Gedanke bestimmend, daß die Preisbewegung nur dann richtig erfaßt werden kann, wenn ein festes Mengenschema zugrunde gelegt wird. Nachdem sich die Versorgung einigermaßen stabilisiert hat, ist es nicht mehr, wie bisher, erforderlich, sich den wechselnden Versorgungsverhältnissen durch wechselnde Gewichtung und Verkettung anzupassen. Dieser Weg, der seit 1946 notgedrungen gegangen worden ist, wurde daher verlassen. Es wurde ferner bei den Ausgaben für Ernährung, Heizung und Beleuchtung, Bekleidung und Hausrat nicht mehr von dem an Hand individueller Zuteilungsmengen konstruierten Verbrauch eines bestimmten Familientyps ausgegangen, sondern grundsätzlich von der je Kopf der Gesamtbevölkerung bzw. je Haushaltung errechneten durchschnittlichen Verbrauchsmenge. Die Pro-Kopf-Beträge schließen also von vornherein alle an bestimmte Bevölkerungskreise gebundenen Sonderationen ein, z. B. Schwerarbeiterzulagen, Krankenzulagen, Deputate. Für die Relation der Hauptnahrungsmittel zueinander wurde der von der Verwaltung für Ernährung aufgestellte Ernährungsplan für Nichtselbstversorger für 1949 verwendet, für Kohle, Holz und Strom wurde von den von der Verwaltung für Wirtschaft für die Zuteilung geplanten Mengen ausgegangen, für Bekleidung und Hausrat lagen ebenfalls besondere Untersuchungen vor.

Es wird also die Preisbewegung der Nahrungsmittel, der Genußmittel, der Bekleidung usw. getrennt errechnet, wobei sich aus den für den durchschnittlichen Pro-Kopf-Verbrauch angesetzten Mengen mal Preisen Aufwandssummen ergeben, die mit Hilfe der Gruppengewichte

den Beträgen angeglichen werden, die im Rahmen des Familieneinkommens der Indexfamilie für die betreffende Ausgabengruppe zur Verfügung stehen. Wenn der durchschnittliche Pro-Kopf-Verbrauch höher liegt, als es der Geldbeutel der Indexfamilie erlaubt, so muß die Aufwandssumme entsprechend reduziert werden, wobei jedoch das Verhältnis der einzelnen Waren zueinander unberührt bleibt. Solange nicht auf Grund der Ergebnisse der Haushaltsrechnungen nachgewiesen werden kann, wie sich der Verbrauch der Arbeitnehmerschichten vom durchschnittlichen Pro-Kopf-Verbrauch der Bevölkerung unterscheidet – und dies ist kaum vor Ablauf eines Jahres möglich –, kommt das eingeschlagene Verfahren der Wirklichkeit am nächsten.

Welche Warenarten und Mengen bei der Indexberechnung berücksichtigt werden, ist aus der Übersicht auf Seite 188* ff. des Tabellenteils zu ersehen [*hier nicht abgedruckt – Anmerkung der Redaktion*]. Diese Übersicht zeigt in der ersten Spalte die dem angesetzten durchschnittlichen Pro-Kopf-Verbrauch entsprechenden Mengen. Aus diesen Mengen und den Preisen des jeweiligen Monats errechnet sich dann die Aufwandssumme pro Ware und die Gesamtaufwandssumme für die Gruppe Nahrungsmittel, die Gruppe Bekleidung usw. Aus dem zeitlichen Vergleich dieser Aufwandssummen ergibt sich dann der Index für die Ausgabengruppe. Die Preise und Aufwandssummen sind für den Basiszeitraum (1. Vierteljahr 1949) in Spalte 2 und 3 wiedergegeben. Spalte 4 enthält die dem Ausgabenbetrag der Indexfamilie angeglichenen Aufwandssummen. Um einen Überblick zu ermöglichen, mit welchem wertmäßigen Gewicht die einzelnen Waren und Leistungen im Index zur Geltung kommen, sind für den Basiszeitraum die Aufwandssummen für jede Warenart in Prozenten der Gesamtausgabe ausgedrückt worden (Spalte 5).

Der Raum dieser Zeitschrift gestattet es nicht, die Gründe für die Auswahl der Waren und Mengen hier im einzelnen darzulegen; dies ist aber an anderer Stelle geschehen⁴.

Bei einigen Ausgabengruppen – jedoch nicht bei allen – führt die Umstellung der Warenauswahl auf die jetzigen Verbrauchsverhältnisse dazu, daß Waren, deren Preise gegenüber der Vorkriegszeit stärker gestiegen sind als die bisher einbezogenen meist preisgebundenen Zutei-

³ Vgl.: Wirtschaft und Statistik, 1. Jg. N. F., Heft 2 (Mai 1949), S. 47.

⁴ Vgl.: Neuberechnung einer Preisindexziffer für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerfamilien, insbes. Anl. II (Methodische Bemerkungen). Statistische Berichte, Nr. VI/1/9 vom 30. Juni 1949.

lungswaren, stärker berücksichtigt werden müssen. Selbst wenn sich an der Warenauswahl nichts geändert hat, so führen z. B. größere Rationen von Fett und Fleisch, die im Preise stärker gestiegen sind als z. B. Brot oder Kartoffeln, im neuen Index ebenfalls zu einer Erhöhung der Gruppenindexziffer Ernährung. Einige Gruppenindices, auf die ein erheblicher Teil des Gesamtaufwands entfällt, haben sich aus diesen Gründen beträchtlich erhöht. Die breitere, der Wirklichkeit entsprechende Warenauswahl wirkt sich im Gesamtindex stärker aus als die Veränderung der Gruppengewichte.

6. Die zeitliche Basis

Wie schon mehrfach betont, geht der Index von den Verbrauchsmengen des Jahres 1949 aus und die Gruppengewichtung bezieht sich auf diesen Zeitraum. Als provisorische Basis wurde daher das erste Vierteljahr 1949 = 100 gewählt. Da jedoch für viele praktische Zwecke der Vergleich mit der Vorkriegszeit von größter Bedeutung ist, wurde der Index auf das Jahr 1938 = 100 umbasiert. Es sei hier nochmals darauf hingewiesen, daß diese Vergleichszahl dennoch nur aussagt, welche Preisveränderungen sich für die heutige Lebenshaltung gegenüber der Vorkriegszeit ergeben haben.

7. Die Preiserhebungen

Die für die Berechnung verwendeten Einzelhandelspreise werden in insgesamt 92 Gemeinden von den Gemeindebehörden erhoben. In jeder Gemeinde werden die Preise wiederum in mehreren Geschäften festgestellt. Die Statistischen Landesämter sammeln die Preismeldungen und stellen sie zu Landesdurchschnittspreisen zusammen. Aus diesen dem Statistischen Amt des Vereinigten Wirtschaftsgebietes übermittelten Reihen wird unter Berücksichtigung der Größe der städtischen Bevölkerung der Länder ein gewogener Durchschnittspreis für das Gesamtgebiet errechnet.

In den Zeiten rascher Preissteigerungen ist gegen das Erhebungsverfahren eingewendet worden, daß die Geschäftsinhaber dazu neigen, zu niedrige Preise anzugeben oder die Preise billiger Qualitäten einzusetzen, die der Käufer aber praktisch nicht bekäme. Eine gewisse Neigung zu einem solchen Verfahren mag hier und dort vorhanden gewesen sein. Eine Nachprüfung der

Preismeldungen durch angebliche Käufer, die in einem Lande mit Hilfe der Militärregierung und der Gewerkschaften versucht worden ist, hat jedoch gezeigt, daß ein solches, auf die Dauer ohnehin kaum anwendbares Verfahren auch zu keinem besseren Ergebnis führt. Die Kontinuität der Qualität ist bei diesem Verfahren viel weniger gesichert als bei den Angaben der Geschäftsleute, denn es ist für einen Käufer außerordentlich schwer zu beurteilen, ob die geforderte Ware genau der für die Preisstatistik vorgeschlagenen Größe, Qualität und Verarbeitungsart entspricht. Es besteht außerdem die Gefahr, daß der Käufer psychologisch dazu neigt, zu hohe Preise zu melden. Bei der veränderten Marktlage wird man daher nicht zu befürchten brauchen, daß die Zuverlässigkeit der Indexziffer durch eine bewußte oder unbewußte Färbung der Preismeldungen durch die Berichtsfirmen beeinflußt wird. Die Erhebung genauer und vergleichbarer Preise bleibt allerdings in einer Zeit, in der die Preise für die gleiche Ware von Geschäft zu Geschäft oft in der gleichen Straße wechseln, nach wie vor ein schwieriges Problem.

8. Der Vergleich mit der bisherigen Indexziffer

Aus den eingangs dargelegten Erwägungen über die Aufgabe der Preisindexziffer ergibt sich, daß es bei einem Wechsel des Verbrauchsschemas keinen genauen Vergleich mit der Bewegung einer auf anderen Voraussetzungen berechneten Reihe geben kann. Nicht die Statistik, sondern das Leben hat nun einmal die Verbrauchsstruktur nach der Währungsreform grundlegend geändert, so daß ein genauer rechnerischer Anschluß an die frühere Indexziffer nicht möglich ist. Wollte man Preise für das jetzige Verbrauchsschema aus den Jahren bis zur Währungsreform einsetzen, so scheitert ein solches Verfahren daran, daß die heute verbrauchten Waren damals entweder überhaupt nicht oder nicht in der gleichen Art und Qualität vorhanden waren und daß die Geschäftsleute infolgedessen entsprechende Preise auch nachträglich nicht melden können. Dieser Bruch muß im Interesse einer auf die heutigen Verhältnisse zutreffenden Indexziffer in Kauf genommen werden.

In allen Fällen, in denen Zahlungen vertraglich an die Bewegung der amtlichen Indexziffer gebunden sind, ergibt sich hieraus eine mißliche Situation. Es wird empfohlen, bis zur Währungsreform mit den Ergebnis-

sen der alten Indexziffer zu rechnen, da diese den Verbrauchsverhältnissen bis zu diesem Zeitpunkt lediglich entsprach. Für die Monate Juni bis November 1948, in denen sich die Versorgungslage stark veränderte, für die aber genaue Preise nachträglich nicht mehr für alle heute vorhandenen Waren erhoben werden können, muß mit den hier an anderer Stelle mitgeteilten, teilweise geschätzten und interpolierten Werten gearbeitet werden.

II.

Die Ergebnisse der Neuberechnung

Für die Zeit seit Dezember 1948, in der die Preisindexziffer alter und neuer Berechnungen einen Höchststand aufwies, zeigen die Ergebnisse der Neuberechnung ungefähr den aus dem bisherigen Index bekannten Preisverlauf. Die Indexziffer für die Gesamtlebenshaltung bleibt etwa auf gleicher Höhe mit nur leichter Tendenz nach unten. Stärkere Preisrückgänge in den Gruppen Bekleidung und Hausrat werden ausgeglichen durch einen langsamen, aber stetigen Anstieg der Preise für Nahrungsmittel, der zum Teil jahreszeitlich bedingt ist, für Heizung und Beleuchtung und für Reinigung und Körperpflege. Die Ausgabengruppen: Genußmittel, Miete, Bildung und Unterhaltung und Verkehr weisen keine oder nur geringfügige Schwankungen auf.

[Die Grafik „Die Preisindexziffer für die Lebenshaltung einer Arbeitnehmerfamilie – 1. Vierteljahr 1949 = 100 – Neuberechnung und bisheriger Index“ kann wegen fehlender Daten nicht dargestellt werden. – Anmerkung der Redaktion]

Im Vergleich zur Vorkriegszeit weist der neuberechnete Index für die Lebenshaltung im April 1949 mit einem Stand von rund 164 (1938 = 100) eine erheblich stärkere Steigerung auf als die alte Berechnung, bei der sich für die Gesamtlebenshaltung der fünfköpfigen Arbeiterfamilie nur eine Indexziffer von etwa 143 bis 144 ergab. Dieser Unterschied im Niveau ergibt sich aus den in der methodischen Einleitung dargelegten Gründen. Einmal heben die veränderten Gruppengewichte der Neuberechnung – in denen die Ausgabengruppen mit größerer Preissteigerung ein stärkeres Gewicht haben als im bisherigen Index – das Niveau des Gesamtindex.

Würde man die in der Neuberechnung für 1949 verwendeten Anteile der einzelnen Ausgabengruppen auf die alten Gruppenindices anwenden, so würde sich allein dadurch die alte Indexziffer im April 1949 von 143,1 auf 148,3 erhöhen. Darüber hinaus hat aber die Einbeziehung von Waren mit freier Preisbildung und die Anpassung an den tatsächlichen Verbrauch der Arbeitnehmer, wie er sich aus den Haushaltsrechnungen und aus den zur Versorgung verfügbaren Mengen ergab, auch die Indexziffern für einzelne Ausgabengruppen erheblich erhöht.

Die Ausgaben für die **Ernährung** erreichen im April 1949 in der neuen Zusammensetzung rund 170 vH des Vorkriegsstandes, während der alte, vorwiegend auf die rationierten, preisgebundenen Nahrungsmittel abgestellte Index nur einen Stand von 151 vH für den gleichen Zeitpunkt aufwies. Gerade auf diesem Gebiet haben die Ergebnisse der Wirtschaftsrechnungen gezeigt, daß feinere Gemüsearten, Kleingebäck, Fisch-, Gemüse- und Obstkonserven und andere nunmehr reichlicher angebotene Lebensmittel im Arbeitnehmerhaushalt eine beträchtliche Rolle spielen. Auch die der verbesserten Versorgung entsprechende stärkere Berücksichtigung von Eiern, von Fleisch- und Wurstwaren und entrahmter Frischmilch, also von Waren, die im Verhältnis zur Vorkriegszeit eine stärkere Preissteigerung aufweisen, hat zu dem höheren Niveau der Indexziffer für die Ernährung beigetragen.

Der Index der Gruppe **Genußmittel** weist mit einem Stand von 290 im April die stärkste Steigerung aller Ausgabengruppen auf. Der alte Index, der mit rund 180 erheblich niedriger lag, war gemäß der Versorgungslage von 1946 zu stark am Bierkonsum orientiert. Nach den Ergebnissen der Wirtschaftsrechnungen spielen Tabak und Zigaretten, Kaffee und Trinkbranntwein, die alle infolge der sehr hohen Verbrauchssteuern im Preise weit stärker gestiegen sind als das Bier, im tatsächlichen Ausgabenbudget eine größere Rolle. [↘ Tabelle 2](#)

Die Gruppe **Miete** weist gegenüber der Vorkriegszeit keine wesentliche Steigerung auf, denn es wurde auch im neuen Index von der Miete für Altbauwohnungen ausgegangen. Die höheren Mieten für Bauten nach dem Kriege und die indirekte Belastung durch Baukostenzuschüsse treffen bisher nur eine kleine Schicht von Verbrauchern, so daß diese statistisch schwer meßbaren Verhältnisse im Index nicht berücksichtigt worden

sind. Auch die indirekte Verteuerung der Ausgaben für die Wohnung durch die Qualitätsverschlechterung des Wohnraums, also die Tatsache, daß heute die gleiche Miete für meist sehr heruntergewirtschafteten Wohnraum bezahlt wird, kommt im Index nicht zum Ausdruck.

Die Gruppe **Heizung und Beleuchtung** liegt mit rund 120 auf dem gleichen Niveau wie in der alten Berechnung.

Der Index der Gruppe **Bekleidung** hat durch die Hereinnahme einer größeren Auswahl von Wäsche und Kleidungsstücken das Niveau von 230 im April 1949 (gegen 269 im Dezember 1948) erreicht. Der Unterschied zum alten Index, der für den gleichen Zeitraum nur bei 205 (bzw. 234) lag, hat zwei Gründe. Die geringere Zahl der früher einbezogenen Artikel war für die Preisentwicklung der Textilien nicht repräsentativ. Ferner wurden die für die Instandsetzung und das Ausbessern von Kleidung und Wäsche eingesetzten Preise (Lohn einer Haus-

schneiderin usw.) nicht mehr berücksichtigt, da zuverlässige Preisangaben hierfür kaum erhältlich waren und im Grunde nicht den Preis für eine bestimmte Leistung, sondern einen Zeitlohn darstellten.

Die Gruppe **Reinigung und Körperpflege** weist ebenfalls wegen der Einbeziehung von Waren besserer Qualität und stärkerer Preissteigerung im April 1949 einen Stand von rund 158 auf gegen rund 139 für den gleichen Zeitraum nach der alten Berechnung.

In der Gruppe **Bildung und Unterhaltung** hat das neue Mengenschema zu einer leichten Senkung des Niveaus der Gruppenindexziffer geführt; sie liegt bei rund 145 gegenüber rund 148 nach der alten Berechnung.

Für die Gruppe **Hausrat** führte die Erweiterung der Warenliste im neuen Mengenschema, insbesondere die Einbeziehung von Öfen und Herden, aber auch von

Tabelle 2

Preisindexziffer für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerfamilien im Vereinigten Wirtschaftsgebiet

	Ernährung	Genußmittel	Miete	Heizung und Beleuchtung	Bekleidung	Reinigung und Körperpflege	Bildung und Unterhaltung	Hausrat	Verkehr	Lebenshaltung insgesamt
Neuberechnung (Verbrauchsschema 1949)										
vierköpfige Arbeitnehmerfamilie mit 1 Kind unter 14 Jahren										
Originalbasis 1. Vierteljahr 1949 = 100										
1948 Juni	81	136	100	91	82	90	95	93	100	90
Juli	91	136	100	91	86	90	96	95	101	95
August	85	135	100	95	93	92	97	97	96	94
September	86	136	100	97	98	93	96	98	97	95
Oktober	90	136	100	98	104	94	96	101	98	99
November	94	99	100	99	109	96	98	103	97	99
Dezember	97,3	99,4	99,9	99,2	108,7	98,4	99,8	104,3	99,5	100,4
1949 Januar	98,2	99,7	100,0	99,3	104,1	99,6	99,9	101,8	100,6	100,0
Februar	100,6	99,9	100,0	99,9	99,9	99,9	100,1	100,3	100,1	100,2
März	101,2	100,4	100,0	100,8	96,0	100,4	99,9	97,9	99,3	99,8
April	98,6	99,9	100,0	100,8	92,7	101,5	99,8	94,8	98,6	98,0
umbasiert auf 1938 = 100										
1948 Juni	140	394	100	108	202	140	138	187	137	151
Juli	157	394	100	108	213	141	140	192	140	159
August	147	392	100	113	230	143	142	195	133	157
September	147	393	100	115	242	145	139	198	134	159
Oktober	155	395	100	116	258	146	140	203	136	165
November	162	286	100	117	269	150	143	208	134	165
Dezember	167,5	288,1	100,2	117,7	269,1	153,3	145,1	210,7	137,4	167,9
1949 Januar	169,0	289,0	100,3	117,8	257,7	155,1	145,2	205,7	139,0	167,2
Februar	173,1	289,6	100,3	118,5	247,3	155,6	145,5	202,6	138,3	167,6
März	174,2	291,0	100,3	119,6	237,6	156,4	145,2	197,8	137,2	166,9
April	169,7	289,6	100,3	119,6	229,5	158,1	145,1	191,5	136,2	163,9

Die Entwicklung der Lebenshaltungskosten

noch Tabelle 2

Preisindexziffer für die Lebenshaltung von Arbeitnehmerfamilien im Vereinigten Wirtschaftsgebiet

	Ernährung	Genußmittel	Miete	Heizung und Beleuchtung	Bekleidung	Reinigung und Körperpflege	Bildung und Unterhaltung	Hausrat	Verkehr	Lebenshaltung insgesamt
Bisheriger Index (Verbrauchsschema 1946)										
fünfköpfige Arbeiterfamilie mit 3 Kindern unter 14 Jahren										
umbasiert auf 1. Vierteljahr 1949 = 100										
1948 Juni	90,4	116,7	99,9	91,6	82,5	95,3	95,6	80,5	106,4	93,3
Juli	96,5	113,4	99,9	93,0	85,7	95,6	96,4	89,0	106,4	96,3
August	91,1	113,9	99,9	95,6	91,8	95,8	97,8	90,8	98,5	95,0
September	88,9	117,8	99,9	97,4	96,4	95,6	95,2	93,6	98,6	95,0
Oktober	94,2	119,0	99,9	98,3	102,4	96,4	95,5	98,7	98,8	98,3
November	97,6	100,3	99,9	98,8	107,7	98,0	97,2	102,9	98,6	99,6
Dezember	99,1	98,9	99,9	99,2	108,5	98,9	100,0	104,2	98,6	100,6
1949 Januar	99,3	99,3	100,0	99,8	102,7	99,2	100,1	101,5	99,5	100,0
Februar	100,7	99,7	100,0	100,0	99,7	100,2	100,2	100,5	100,0	100,3
März	100,1	101,0	100,0	100,3	97,5	100,6	99,7	98,0	100,5	99,8
April	100,6	102,5	100,0	100,2	95,4	101,2	99,9	95,6	100,7	99,8
1938 = 100										
1948 Juni	135,5	204,4	100,2	110,9	177,5	130,6	142,1	177,2	124,7	133,7
Juli	144,6	198,5	100,2	112,6	184,5	131,0	143,3	195,8	124,7	138,0
August	136,6	199,5	100,2	115,8	197,6	131,3	145,4	199,8	115,4	136,2
September	133,2	206,3	100,2	118,0	207,5	131,0	141,5	205,9	115,6	136,2
Oktober	141,2	208,4	100,2	119,1	220,3	132,0	141,9	217,1	115,8	140,8
November	146,3	175,7	100,2	119,6	231,7	134,3	144,4	226,4	115,6	142,7
Dezember	148,6	173,1	100,2	120,1	233,5	135,5	148,6	229,2	115,6	144,1
1949 Januar	148,8	173,9	100,3	120,8	221,1	135,9	148,8	223,4	116,6	143,3
Februar	150,9	174,5	100,3	121,1	214,6	137,3	148,9	221,0	117,2	143,7
März	150,1	176,9	100,3	121,5	209,9	137,8	148,2	215,6	117,8	143,0
April	150,8	179,5	100,3	121,4	205,2	138,6	148,4	210,4	118,0	143,0

Weckgläsern usw., zu einer Senkung des Niveaus der Indexziffer; sie liegt im April bei 192 nach der neuen Berechnung, während der alte Index für den gleichen Zeitpunkt eine Preissteigerung auf rund 210 gegenüber dem Jahre 1938 anzeigte.

Die Ausgabengruppe **Verkehr** liegt im April bei rund 136. Die notwendige stärkere Berücksichtigung der Ausgaben für Fahrräder und Fahrradbereifung hat dazu geführt, daß der Index etwas höher liegt als die alte Berechnung mit 118.

[Die Grafik „Die Preisindexziffer für die Lebenshaltung einer Arbeitnehmerfamilie – Originalbasis 1. Vierteljahr 1949 = 100; umbasiert auf 1938 = 100“ kann wegen fehlender Daten nicht dargestellt werden. – Anmerkung der Redaktion]

*

Die vorstehenden Darlegungen der Ergebnisse der Neuberechnung zeigen nochmals, in wie starkem Maße das Niveau und die Bewegung einer Preisindexziffer vom methodischen Aufbau und der Zahl, Art und Menge der in die Berechnung einbezogenen Waren abhängig ist. In einer Zeit großer Preisstreuung mußte es daher das Ziel sein, den Index auf eine möglichst große Zahl von Preisreihen zu gründen, um Zufälligkeiten in der Preisbewegung auszuschalten. Es galt ferner, die tatsächlichen Einkommens- und Verbrauchsverhältnisse zu berücksichtigen. Wenn eine Preisindexziffer auch nie vollkommen sein wird, so ist die Neuberechnung doch durch die Zusammenarbeit aller interessierten Kreise so sorgfältig fundiert worden, wie es bei dem augenblicklichen Stand der statistischen Unterlagen möglich war. Die neue Indexziffer liegt zwar erheblich höher als die alte Berechnung, sie erreicht aber nicht das Niveau einer vom Gewerkschaftsinstitut errechneten behelfsmäßigen

Indeziffer, die eine Steigerung auf rund 190 gegenüber der Vorkriegszeit ergab.

Das Niveau der Preisindexziffer der Lebenshaltung muß auch im Rahmen der allgemeinen Preisentwicklung gesehen werden. Das Preisniveau auf dem Weltmarkt hat sich gegenüber 1938 ungefähr verdoppelt, und der Index der Grundstoffpreise für das Vereinigte Wirtschaftsgebiet lag im ersten Vierteljahr 1949 bei rund 190 (1938=100). Die Steigerung der Lebenshaltungskosten im Vereinigten Wirtschaftsgebiet seit der Vorkriegszeit hält sich nach der Neuberechnung auf etwa dem gleichen Niveau wie in anderen Ländern, in denen Währungsänderungen das Bild nicht verschoben haben. So liegen z. B. die Indexziffern der Lebenshaltungskosten in Dänemark, Norwegen, Schweden, der Schweiz und den USA ebenfalls auf einem Stande von etwa 165 bis 170 (1938=100).

Sollten sich die Verbrauchsverhältnisse in Deutschland weiter erheblich verändern, so werden neue Revisionen der Indexziffer unvermeidlich sein. Für die nächste Zukunft dürfte die neue Preisindexziffer jedoch ein brauchbares und einwandfreies Instrument zur Kontrolle des Preisverlaufs der von den Arbeitnehmern verbrauchten Güter und Leistungen sein.

[Die zitierten Beiträge aus „Wirtschaft und Statistik“ stehen über das gemeinsame Archiv der Online-Publikationen der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, die Statistische Bibliothek, digitalisiert zur Verfügung: https://www.destatis.de/GPStatistik/receive/DESerie_serie_000000012?list=all – Anmerkung der Redaktion.] 

Meilensteine der Verbraucherpreisstatistik zwischen 1950 und 2019

1950

Zur Preisindexziffer für die Lebenshaltung

(Dr. Peter Deneffe in Wirtschaft und Statistik 6/1950, Seite 207 ff.)

Der Aufsatz nimmt die nach Preiserhöhungen für Getreideerzeugnisse und Fleisch Mitte Juli 1950 in der Öffentlichkeit geübte Kritik an den Ziffern des Preisindex für die Lebenshaltung zum Anlass, die Ziele und Methoden der Indexberechnung kurz darzustellen. Dazu beleuchtet er insbesondere folgende Aspekte:

- › Die Preisindexziffer für die Lebenshaltung ist kein Kostenindex.
- › Die Indexziffer beschreibt die Wirkung der Preisänderungen für ein bestimmtes Lebenshaltungsniveau.
- › Die Ergebnisse von Indexberechnungen mit verschiedenen Verbrauchsbudgets werden als Beispiele aufgeführt.
- › Die künftigen Aufgaben zur Verbesserung der Preisindexziffer für die Lebenshaltung werden skizziert.

1952

Der neue Preisindex für die Lebenshaltung

(Dr. Gerhard Fürst/Dr. Peter Deneffe in Wirtschaft und Statistik 11/1952, Seite 439 ff.)

Die vorher veröffentlichte Preisindexziffer wurde verhältnismäßig bald nach der Währungsreform aufgrund der damals noch wenig stabilen und übersehbaren Verbrauchsverhältnisse auf der Basis 1. Vierteljahr 1949 = 100 berechnet. Der neue Index auf der Basis 1950 = 100 wies eine Fülle methodischer Verbesserungen auf, die ihn zu einem anerkannten Messinstrument der Preisbewegung für bestimmte Verbraucherschichten machen sollten. Die wichtigsten Verbesserungen waren:

- › Berechnung von drei verschiedenen Indexziffern für eine mittlere, eine untere und eine gehobene Verbrauchergruppe
- › Verwendung der Ergebnisse der Wirtschaftsrechnungen für die Festlegung des Warenkorbs
- › bessere Erhebung der Mietausgaben aufgrund neu vorliegenden statistischen Materials
- › Verbesserung der Preiserhebungen in den Gemeinden und der Methoden der Zusammenfassung der Einzelmeldungen zum Bundesergebnis
- › bessere Berücksichtigung beziehungsweise Ausschaltung der jahreszeitlichen Einflüsse

1954

Internationaler Vergleich der Preise für die Lebenshaltung

(Dr. Gerhard Fürst/Dr. Peter Deneffe in [Wirtschaft und Statistik 11/1954](#), Seite 516 ff.)

Bereits Mitte der 1950er-Jahre gab es Untersuchungen, wie zwischen zwei Ländern die Preise aller jener Waren und Leistungen verglichen werden können, die in beiden Ländern gemeinsam angeboten und gekauft werden. Der Aufsatz legt die Methoden und Ergebnisse von Berechnungen dar, die aufgrund der Preise und Kosten für die Lebenshaltung einen internationalen Vergleich der „Kaufkraft des Verbraucher-Geldes“ ermöglichen sollten.

1956

Zum Preisindex für die Lebenshaltung (Zur Kritik am Preisindex)

(Dr. Peter Deneffe/Dr. Josef Keller in [Wirtschaft und Statistik 10/1956](#), Seite 510 ff.)

Erneut befasste sich ein Aufsatz mit der Kritik an der Aussagekraft des Preisindex für die Lebenshaltung. Kontrollrechnungen sollten dazu dienen, die Anwendbarkeit des Preisindex auf die damalige Situation zu prüfen. Die Berechnungsergebnisse bekräftigten den Entschluss, die Indexberechnungen in der damaligen Form zunächst beizubehalten. Es wurde für tragbar angesehen, dass der damalige Preisindex für die Lebenshaltung die von den breiten Schichten der Bevölkerung hinzunehmende Preiseinwirkung auf die Verbrauchsausgaben eher etwas zu stark als zu gering zum Ausdruck brachte.

1963

Qualitätsänderungen und Preisindices

(Dr. Kurt Horstmann und Mitarbeiter in [Wirtschaft und Statistik 10/1963](#), Seite 594 ff.)

Beim (zeitlichen) Vergleich von Preisen muss grundsätzlich von bestimmten Gütern gleicher Menge, gleicher Qualität und zu gleichen Lieferbedingungen ausgegangen werden. Thema dieses Artikels ist das Problem, wie qualitative Veränderungen bei der Berechnung von Preisindizes berücksichtigt werden können. Das Vorgehen bei der Ausschaltung von Qualitätsänderungen wird beschrieben, ebenso der Umfang der damaligen Verkettingspraxis. Insgesamt sei die Güte eines Index, der die „reinen“ Preisveränderungen anzeigen soll, nur verhältnismäßig wenig von unberücksichtigten oder nicht im genauen Maß berücksichtigten Qualitätsveränderungen beeinträchtigt.

1970er-, 1980er- und Beginn der 1990er-Jahre

In diesem Zeitraum behandelten die meisten Aufsätze zum Thema Preisindex für die Lebenshaltung/Verbraucherpreisindex die Umbasierung auf neue Basisjahre und damit verbundene methodische Änderungen. Ab Mitte der 1990er-Jahre rückte verstärkt auch die europäische Harmonisierung thematisch in den Blick der preisstatischen Beiträge in *Wirtschaft und Statistik*. In den Jahren seit 2000 liegen die inhaltlichen Schwerpunkte vor allem auf der technischen und methodischen Weiterentwicklung der Verbraucherpreisstatistik.

1997

Zur Einführung Harmonisierter Verbraucherpreisindizes in Europa

(Günther Elbel in [Wirtschaft und Statistik 3/1997](#), Seite 187 ff.)

Der Beitrag informiert über die Bedeutung der mit Berichtsmonat Januar 1997 für die damals 15 Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) sowie für Norwegen und Island eingeführten Harmonisierten Verbrau-

cherpreisindizes, über ihre Beziehung zu den nationalen Verbraucherpreisindizes und zu den vorher berechneten Interimsindizes. Entwickelt wurden die harmonisierten Verbraucherpreisindizes, um vergleichbare Inflationsraten messen und das Maastricht-Kriterium „Preisstabilität“ für die einzelnen Mitgliedstaaten der EU überprüfen zu können.

2002

Zur Einführung hedonischer Methoden in die Preisstatistik

[*\(Dr. Stefan Linz/Gudrun Eckert in Wirtschaft und Statistik 10/2002, Seite 857 ff.\)*](#)

Der Aufsatz schildert die Aktivitäten des Statistischen Bundesamtes bei der Einführung der hedonischen Methoden in die Preisstatistik und beschreibt insbesondere die Methodik des hedonischen Teilindex für Personalcomputer im Verbraucherpreisindex.

2004

Vom Preisindex für die Lebenshaltung zum Verbraucherpreisindex

[*\(Wolfgang Buchwald in Wirtschaft und Statistik 1/2004, Seite 11 ff.\)*](#)

Mit der Einführung des neuen Basisjahres 2000 in der deutschen Preisstatistik wurde der Preisindex für die Lebenshaltung in Verbraucherpreisindex für Deutschland umbenannt. Die Namensänderung diente der Klarstellung dessen, was der Index leisten kann und will. Der Artikel geht zusammenfassend auf Zielsetzung und Methodik der Preismessung in Deutschland und ihre Veränderungen ein.

2014

Sind ärmere Haushalte stärker von Inflation betroffen? (Eine äquivalenzeinkommensspezifische Analyse)

[*\(Benjamin Held in Wirtschaft und Statistik 11/2014, Seite 680 ff.\)*](#)

Dieser Artikel ist ein Beispiel dafür, wie die Wissenschaft Daten der amtlichen Statistik nutzt und in Forschungsprojekten weiterentwickelt. Die am Verbraucherpreisindex gemessene Inflationsrate sorgt bei starken Teuerungen, beispielsweise in den Bereichen Lebensmittel und Energie, häufig für Diskussionen. Die besondere Problematik von Preissteigerungen in diesen Bereichen liegt darin, dass ärmere Haushalte im Vergleich zu reicheren Haushalten durch diese überproportional belastet werden; sie müssen hierfür im Durchschnitt einen größeren Anteil ihrer Ausgaben aufwenden. Der Beitrag betrachtet unter anderem den Umfang dieser Unterschiede für den Zeitraum Januar 2005 bis Juli 2014.

2018

Dynamische Preissetzung als Herausforderung für die Verbraucherpreisstatistik

[*\(Christian Blaudow/Florian Burg in WISTA Wirtschaft und Statistik 2/2018, Seite 11 ff.\)*](#)

Für den deutschen Verbraucherpreisindex und den Harmonisierten Verbraucherpreisindex werden monatlich etwa 10 000 Preise im Internet erhoben, im Regelfall zu einem festgelegten Zeitpunkt. Mithilfe von automatisierten Algorithmen können Internetgeschäfte die Preise von Gütern in kurzen Zeitabständen ändern (dynamische Preissetzung). Dies stellt die Verbraucherpreisstatistik vor die Herausforderung, die Preisentwicklung weiterhin repräsentativ zu erfassen und dabei auch volatile Preise zu verarbeiten. Der Artikel beschreibt eine Studie, die das Preissetzungsverhalten von Internetgeschäften untersuchte; als Technik für die Erfassung der Preise wurde Web Scraping eingesetzt.

2019

Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten

(Matthias Bieg in WISTA Wirtschaft und Statistik 2/2019, Seite 25 ff.)

Eine weitere vielversprechende Datenquelle, die die amtliche Preisstatistik in Zukunft für die deutsche Verbraucherpreisstatistik nutzen könnte, sind digital verfügbare Kassendaten des Einzelhandels, sogenannte Scannerdaten. Der folgende Aufsatz von Matthias Bieg prüft drei verschiedene Ansätze zur Indexberechnung mittels Scannerdaten und vergleicht die ermittelten Preisindizes mit den Ergebnissen des Verbraucherpreisindex.

Verbraucherpreisstatistik auf neuer Basis 2015

Die Umbasierung des Verbraucherpreisindex auf das neue Basisjahr 2015 wird in der kommenden Ausgabe 3/2019 Thema eines Aufsatzes sein.

*

Die hier kurz vorgestellten Artikel aus 70 Jahren WISTA Wirtschaft und Statistik stehen – neben vielen weiteren Aufsätzen zur Verbraucherpreisstatistik – derzeit ab dem Jahr 2015 im Aufsatzarchiv unter www.destatis.de zur Verfügung, die älteren Aufsätze über die jeweiligen Ausgaben in der [Statistischen Bibliothek](#), dem gemeinsamen Informationsangebot der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder. 

NUTZUNG VON SCANNERDATEN IN DER PREISSTATISTIK – EINE UNTERSUCHUNG ANHAND VON MARKTFORSCHUNGSDATEN

Matthias Bieg

↳ **Schlüsselwörter:** Verbraucherpreise – Scannerdaten – multilaterale Preisindizes – Digitalisierung – maschinelles Lernen

ZUSAMMENFASSUNG

Digital verfügbare Kassendaten des Einzelhandels, sogenannte Scannerdaten, sind eine vielversprechende Datenquelle für die Preisstatistik. Im Vergleich mit der traditionellen Preismessung treten bei der Nutzung von Scannerdaten jedoch teilweise völlig neue Herausforderungen auf. Um zu evaluieren, in welcher Form Scannerdaten in der deutschen Verbraucherpreisstatistik genutzt werden können, kaufte das Statistische Bundesamt einen Datensatz mit Kassendaten ausgewählter Lebensmittel und Getränke von einem Marktforschungsinstitut. Dieser Datensatz bildete die Basis für eine Untersuchung im Rahmen eines Projekts, bei der drei verschiedene Ansätze zur Indexberechnung mittels Scannerdaten getestet wurden. Die ermittelten Preisindizes wurden anschließend mit den Ergebnissen des Verbraucherpreisindex verglichen.

↳ **Keywords:** *consumer prices – scanner data – multilateral price indices – digitalisation – machine learning*

ABSTRACT

Digital point-of-sale (POS) data of the retail sector, also referred to as scanner data, are a promising data source for price statistics. However, compared to the traditional price collection methods, some completely new challenges arise when scanner data are used. In order to evaluate how scanner data can be employed in German consumer price statistics, the Federal Statistical Office bought a set of POS data on selected foods and beverages from a market research institute. As part of a project, this dataset served as basis for an analysis which focused on testing three different approaches to calculate price indices based on scanner data. Subsequently, the resulting price indices were contrasted with the consumer price index results.



Matthias Bieg

ist M. Sc. in International Economics and Public policy und als Referent im Referat „Methoden und Kommunikation in der Preisstatistik“ des Statistischen Bundesamtes tätig. Schwerpunktmäßig beschäftigt er sich mit der Implementierung von Scannerdaten in der Preisstatistik.

1

Einleitung

In der Verbraucherpreisstatistik wird die manuelle Preiserhebung vor Ort in den Geschäften beziehungsweise Dienstleistungsunternehmen bei einer Vielzahl von Statistikämtern weltweit mehr und mehr durch neue Formen der Preiserhebung ergänzt oder teilweise ersetzt. Zu nennen sind hier insbesondere die automatisierte Preiserhebung im Internet (Web Scraping) oder die Nutzung von Scannerdaten. Im Gegensatz zum Web Scraping werden Scannerdaten bislang noch nicht in der deutschen Verbraucherpreisstatistik genutzt.¹ Scannerdaten sind digitale Transaktionsdaten über Umsatz, Menge, Preis und Art der verkauften Artikel² auf Ebene der Global Trade Item Number (GTIN)³, die an den Kassen von Einzelhandelsgeschäften erfasst werden. Dabei sind für die Preisstatistik nicht Daten über einzelne Transaktionen relevant, sondern zusammengefasste Verkaufsdaten zu einzelnen Artikeln in großen, umsatzstarken Einzelhandelsketten beziehungsweise -geschäften. Insgesamt haben Scannerdaten das Potenzial, mit langfristig eher geringem Aufwand die Genauigkeit und Qualität der Messung der Verbraucherpreise für ausgewählte Produktgruppen zu verbessern. Die zunehmende Menge an Beobachtungen steigert die Genauigkeit und ermöglicht zusätzliche Auswertungen, zum Beispiel die Preisentwicklung von Bio-Produkten. Mit der Nutzung von Scannerdaten können Preise und Mengen zudem in den jeweiligen Geschäften für einen wesentlich längeren Zeitraum erfasst werden als derzeit. Bislang werden Preise in einem spezifischen Geschäft in der Regel nur an einem Tag im Monat erhoben.

Untersuchungen zur Nutzung von Scannerdaten in der deutschen Verbraucherpreisstatistik führte das Statistische Bundesamt erstmals im Jahr 2015 durch. Dabei wurden Scannerdaten zu Butter und Vollwaschmittel für den Zeitraum März bis Mai 2012 ausgewertet. Datenbasis dafür waren Testdatensätze, die verschiedene Marktforschungsinstitute bereitstellten. Der Test lieferte

erste Erkenntnisse über die Beschaffenheit von Scannerdaten. Aufgrund des kurzen Beobachtungszeitraums und der geringen Anzahl an Produkten war der Erkenntnisgewinn jedoch begrenzt. Für weitere Analysen war es notwendig, sowohl die Produktpalette als auch den Beobachtungszeitraum auszudehnen und dabei möglichst Scannerdaten direkt von den Einzelhandelsunternehmen zu erhalten.

Aus Gründen der schnelleren Verfügbarkeit entschied sich das Statistische Bundesamt, für eine zweite Testphase zunächst noch einen Scannerdatensatz von einem Marktforschungsinstitut einzukaufen. Ziel war es, parallel zu dieser zweiten Testphase, Einzelhandelsunternehmen für Datenlieferungen von Scannerdaten zu gewinnen, um in einer dritten Phase das zuvor aufgebaute Wissen auf „echte“ und unbearbeitete Scannerdatensätze anzuwenden. Der eingekaufte Scannerdatensatz beschränkte sich auf ausgewählte Produktgruppen aus den Bereichen Nahrungsmittel und Getränke. Bei diesen Produktgruppen fällt es im Vergleich zu Produktgruppen mit sehr stark wechselndem Sortiment wie Bekleidung oder Elektrogeräte leichter, valide Preisindizes zu erstellen, da Produktersetzungen oder Qualitätsbereinigungen seltener erforderlich sind.

Die zweite Testphase wurde im Rahmen eines vom Statistischen Amt der Europäischen Union (Eurostat) geförderten Projekts von Februar 2017 bis September 2018 durchgeführt und ist Gegenstand dieses Textes. Das Projekt zielte im Wesentlichen darauf ab, die Prozessschritte aufzubauen, die ab dem Dateneingang notwendig sind, um Preisindizes auf Basis von Scannerdaten zu berechnen. Dazu zählen neben der Datenaufbereitung und der eigentlichen Indexberechnung auch die Zuordnung der einzelnen Artikel zur Klassifikation des Verbraucherpreisindex (VPI)⁴ sowie die Suche nach Ersetzungsprodukten bei Produktausfällen. Insgesamt wurden auf Basis des Scannerdatensatzes drei verschiedene Preistypen berechnet, die mit den Ergebnissen des Verbraucherpreisindex verglichen wurden. Dabei wurden scannerdatenbasierte Indexreihen für Deutschland insgesamt ermittelt, die den entsprechenden Teilindizes des Verbraucherpreisindex gegenübergestellt wurden.

1 Zur Nutzung von Web Scraping im Verbraucherpreisindex für Deutschland siehe Blaudow (2018).

2 Mit dem Begriff „Artikel“ ist ein unverwechselbares, spezifisches Produkt gemeint, beispielsweise bei Butter die 200-g-Packung gesalzene Butter einer bestimmten Marke.

3 Bei der GTIN handelt es sich um eine Identifikationsnummer, mit der Artikel weltweit eindeutig zugeordnet werden können.

4 Die VPI-Klassifikation leitet sich aus der Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte (SEA) ab, welche wiederum auf der Klassifikation der Verwendungszwecke des Individualverbrauchs der Vereinten Nationen (Classification of Individual Consumption by Purpose – COICOP) basiert.

Kapitel 2 beschreibt zunächst den verwendeten Datensatz. In Kapitel 3 wird untersucht, wie einzelne Artikel der VPI-Klassifikation zugeordnet werden können. Kapitel 4 widmet sich der Analyse der Produktstabilität, das heißt der Frage, wie häufig Artikel vom Markt verschwinden. Kapitel 5 erläutert dann die Formeln und Parameter, die zur Berechnung der scannerdatenbasierten Preisindizes angewandt wurden, gefolgt von einer Analyse der ermittelten Ergebnisse in Kapitel 6. Kapitel 7 gibt einen kurzen Ausblick auf die nächsten geplanten Schritte hin zur Nutzung von Scannerdaten in der deutschen Verbraucherpreisstatistik.

2

Der Datensatz

Der Datensatz für die vorliegende Untersuchung wurde beim Marktforschungsinstitut Nielsen Services Deutschland gekauft und enthält wöchentliche Scannerdaten über den Zeitraum Januar 2015 bis Dezember 2016. Das im Datensatz abgebildete Sortiment umfasst etwa 95 000 Artikel in 44 Produktgruppen (COICOP-10-Steller) der Bereiche Lebensmittel und Getränke.⁵ [↗ Übersicht 1](#) Für diese Produktgruppen decken die Daten im genannten Zeitraum den Großteil der Umsatz- und Absatzzahlen (verkaufte Stückzahlen) des Lebensmitteleinzelhandels in Deutschland ab. Der Quotient aus Umsatz und Absatz bildet den sogenannten Unit-Value, der sich als absatzgewichteter Durchschnittspreis eines Artikels interpretieren lässt.

Neben Umsatz und Absatz enthält der Datensatz weitere Informationen, beispielsweise zu Hersteller, Marke, Produktmerkmalen und GTIN. [↗ Übersicht 2](#) Bereitgestellt wurden die Daten auf unterschiedlichen Aggregations-ebenen. So wurden die Daten beispielsweise nach verschiedenen Geschäftstypen wie „Supermarkt“ (groß/klein), „Verbrauchermarkt“ (groß/klein), „kooperierende Discounter“, „nicht kooperierende Discounter“⁶, „Drogeriemärkte“ sowie „Getränkeabholmärkte“ (nur für Getränke) unterschieden. Zudem standen auch Scan-

⁵ Produktgruppe und COICOP werden im Folgenden synonym verwendet. Beide Begriffe bezeichnen in diesem Text den COICOP-10-Steller, die tiefste Gliederungsebene in der VPI-Klassifikation.

⁶ Die Zahlen für die nicht mit Nielsen kooperierenden Discounter wurden von Nielsen aufbauend auf Haushaltsbefragungen geschätzt.

Übersicht 1

Die 44 Produktgruppen im Datensatz

COICOP-Nummer	COICOP-Name
0114110100	Vollmilch
0114210100	Teilentrahmte Milch
0114300100	Kondensierte Milch
0114400200	Joghurt
0114507100	Quark
0114507200	Friskkäse
0114601100	Sahne
0114604100	Fertigdessert
0114606100	Buttermilch oder anderes Milchgetränk
0115100100	Butter
0115201100	Margarine
0115209100	Pflanzenfett zum Braten und Backen
0115300100	Olivenöl
0115400100	Sonnenblumenöl, Rapsöl oder Ähnliches
0115500100	Schmalz oder anderes tierisches Speisefett
0118100100	Zucker
0118201100	Marmelade, Konfitüre oder Gelee
0118203100	Honig
0118205100	Brotaufstrich auf Nougatbasis
0118301100	Schokoladentafel
0118309100	Riegel oder andere Erzeugnisse aus Schokolade
0118401100	Pralinen
0118405100	Bonbons
0118409100	Kaugummi, Gummibärchen oder Ähnliches
0118500100	Speiseeis
0118601100	Süßstoff
0121110200	Kaffeepads oder Kaffeekapseln
0121110300	Bohnenkaffee
0121121100	Instantkaffee oder Ähnliches
0121201100	Schwarzer Tee oder grüner Tee
0121203100	Früchtetee oder Kräutertee
0121300100	Kakaopulver oder Ähnliches
0122100100	Mineralwasser mit Kohlensäure
0122100200	Mineralwasser ohne Kohlensäure
0122211100	Colagetränk
0122219100	Koffeinfreie Limonade
0122311100	Apfelsaft oder ähnlicher Fruchtsaft
0122312200	Orangensaft
0122315100	Multivitaminensaft
0122320300	Gemüsesaft
0213100100	Pils, Lager, Schwarzbier oder anderes untergäriges Bier
0213200100	Weizenbier, Altbier oder Ähnliches
0213300100	Alkoholfreies Bier, Malzbier oder Ähnliches
0213400100	Biermixgetränk

Übersicht 2

Auszug aus dem Nielsen-Datensatz

GTIN ¹	Produktname	Hersteller	Marke	Absatz in Stück	Umsatz in EUR	Inhalt
SENSITIVE	EIGENMARKE WENIG CO2 NORMAL COFF FR 1 1.5 L EW PETFL	HANDEL	EIGENMARKE	15 357	3 993	1,5 L
NA	BECK S PILS OA AH 0.33 L RW LONGNECK 2 X 24	BECK'S	BECK S	98	2 055	0,33 L
4001686363263	HARIBO BRIXX FRUCHT 200 G BTL	HARIBO	HARIBO	7 104	5 126	200 G
4011800262013	SCHWARTAU FRUTTISSIMA HIMBEER 250 G BE	SCHWARTAU	SCHWARTAU	1 452	2 982	250 G

1 Global Trade Item Number.

nerdaten für verschiedene Handelsorganisationen separat zur Verfügung.

Im Zuge der Datenaufbereitung wurde eine erste Plausibilitätskontrolle in Form einer Boxplot-Ausreißerbereinigung vorgenommen.¹⁷ Darüber hinaus wurden nicht alle im Datensatz vorhandenen Wochen berücksichtigt, sondern je Monat jeweils nur die ersten drei vollständigen Wochen herausgefiltert. Diese Vorgehensweise ließe in der Praxis zeitlichen Spielraum, um das vorläufige Ergebnis des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (flash estimate) rechtzeitig, das heißt bis zum Ende des Berichtsmonats, an Eurostat zu übermitteln. Die Variable „GTIN“ im Datensatz war als eindeutige Identifikationsnummer auf Artikelebene nicht geeignet, da in einigen Fällen keine GTIN vorlag („NA“) oder diese wurde von Nielsen als sensibel („SENSITIVE“) eingestuft und daher nicht bereitgestellt (siehe Übersicht 2). Die eindeutige Identifizierung der Artikel erfolgte stattdessen über hausinterne Produkt- und Marktkennungen von Nielsen, die ebenfalls im Datensatz vorhanden waren.

3

Klassifizierung der Artikel

Eine der größten Herausforderungen bei der Nutzung von Scannerdaten zur Preisindexberechnung ist die Zuordnung der einzelnen Artikel zur VPI-Klassifikation. Aufgrund der Vielzahl an verfügbaren Artikeln wäre eine manuelle Klassifizierung mit sehr hohem Zeitaufwand

7 Je COICOP und Einzelhandelsunternehmen wurden Beobachtungen gelöscht, wenn ihr Unit-Value um mehr als den 3,5-fachen Interquartilsabstand (IQR) über dem Unit-Value des dritten Quartils oder um mehr als den 1,5-fachen IQR unter dem Unit-Value des ersten Quartils lag.

und damit einhergehend mit entsprechend hohen Kosten verbunden. Daher werden alternative Möglichkeiten zur Klassifizierung von Artikeln getestet. Insbesondere die Verwendung von maschinellen Lernverfahren stellt einen vielversprechenden Lösungsansatz dar. So wurde von Eurostat Anfang 2018 ein Softwareprototyp zur Verfügung gestellt, der einzelne Artikel mittels ausgewählter maschineller Lernverfahren, nämlich (i) logistische Regression, (ii) Random Forests und (iii) Support Vector Machines, klassifiziert.¹⁸ Dabei dienen der Produktname, alle Wörter im Produktnamen und Buchstaben-trigramme des Produktnamens für jedes dieser Verfahren als Inputvariable.

Wie bereits erwähnt, deckte der Datensatz wöchentliche Um- und Absätze für zugehörige Artikel der in Übersicht 1 gelisteten Produktgruppen ab. Eine Klassifizierung der Artikel war nicht erforderlich, weil die entsprechende COICOP-Nummer im Datensatz als Variable gekennzeichnet war. Aufgrund der bereits erfolgten Zuordnung eignete sich der Datensatz hervorragend, um für künftige Verwendungen die Genauigkeit der im Softwareprototyp implementierten maschinellen Lernmethoden zu testen. Dazu wurde ein Trainingsdatensatz erstellt, der als zufällige Stichprobe gezogen wurde und 10 % des gesamten Datensatzes ausmachte.

In einem ersten Test wurden mit den drei genannten Verfahren jeweils nur jene Artikel klassifiziert, die mit einer geschätzten Eintrittswahrscheinlichkeit (predicted probability rate) von mehr als 80 % richtig zugeordnet werden konnten. Dabei fielen die Ergebnisse höchst unterschiedlich aus. Während mit dieser Einstellung bei der logistischen Regression nahezu alle Artikel (97 %)

8 Nähere Informationen zu maschinellen Lernverfahren finden sich beispielsweise bei Hastie und andere (2009).

klassifiziert wurden, waren es bei Random Forests 82 % und bei Support Vector Machines sogar weniger als jeder zweite Artikel (41 %). Betrachtet man bei diesem Test die Fehlerrate, das heißt den Prozentsatz der Abweichungen von der durch Nielsen vorgenommenen Zuordnung, dann zeigt sich, dass diese bei der logistischen Regression zwar am höchsten und dabei mehr als doppelt so hoch lag wie bei Support Vector Machines, jedoch immer noch deutlich unter 1 %. Da die logistische Regression bei diesem Test zudem mehr Artikel zuordnete als die beiden anderen Ansätze, war dieser Test nicht aussagekräftig, um zu beurteilen, welches Verfahren am besten klassifiziert. Aus diesem Grund wurde in einem zweiten Test die erforderliche Grenze für die geschätzte Eintrittswahrscheinlichkeit auf 0 % gesetzt, sodass alle Artikel im Datensatz zugeordnet wurden.⁹ Hier wies die logistische Regression mit 1,4 % die niedrigste, Support Vector Machines mit 4,6 % dagegen die höchste Fehlerrate auf.

↳ **Tabelle 1**

Tabelle 1
Maschinelle Lernverfahren zur Klassifizierung von Artikeln im Test

	Geschätzte Eintrittswahrscheinlichkeit	Klassifizierte Artikel	Abweichungen von der Nielsen-Zuordnung
	%		
Logistische Regression	> 80	97,2	0,63
Random Forests	> 80	82,4	0,30
Support Vector Machines	> 80	40,7	0,24
Logistische Regression	> 0	100	1,44
Random Forests	> 0	100	2,11
Support Vector Machines	> 0	100	4,58

Aus beiden Tests zusammen lässt sich schlussfolgern, dass die logistische Regression bei einem Trainingsdatensatz mit einer Abdeckungsquote von 10 % die beste Performance bei der Zuordnung von Artikeln zur COICOP liefert. Allerdings wurde bislang bei allen drei Methoden nur mit den Standardeinstellungen gearbeitet. Inwieweit Optimierungen verschiedener Parameter diese Rangfolge verändern, müssen künftige Untersuchungen zeigen. Darüber hinaus lässt sich nicht aus-

⁹ Zugeordnet wurde ein Artikel immer zur COICOP mit der höchsten geschätzten Eintrittswahrscheinlichkeit.

schließen, dass bei höheren Abdeckungsquoten des Trainingsdatensatzes die Ansätze Random Forests oder Support Vector Machines besser zur Produktklassifizierung geeignet sind als die logistische Regression.

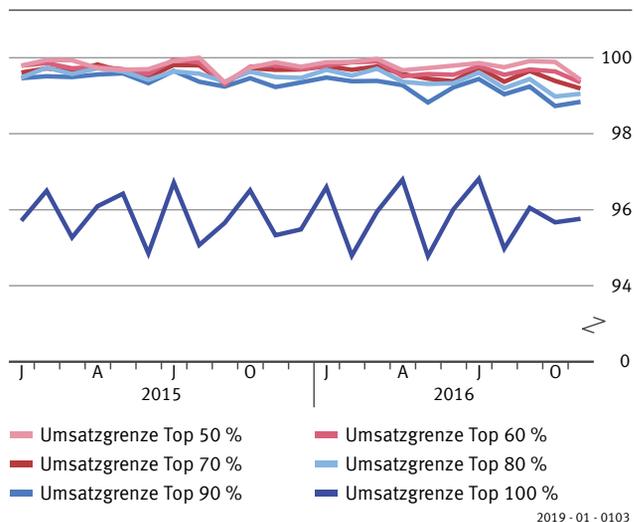
4

Analyse der Produktstabilität

Kenntnisse über die Produktstabilität sind bei der Nutzung von Scannerdaten zur Erstellung von Preisindizes wichtig. Hohe Produktstabilität bei Scannerdaten erleichtert die Berechnung von Preisindizes und reduziert das Risiko von fehlerhaften Berechnungen. Je nach Berechnungsart können Preisindizes bei Produktgruppen, deren Artikel insgesamt betrachtet eher kurze Lebenszyklen aufweisen, mehr oder weniger stark von nicht realen Abwärtstendenzen („Downward-Drifts“) betroffen sein. Dieser Downward-Drift kommt dadurch zustande, dass gerade bei innovativen Produkten mit schnellem Lebenszyklus zunächst ein hoher Markteinführungspreis angesetzt wird, der im weiteren Zeitverlauf kontinuierlich sinkt. Wenn dann Nachfolgeprodukte indexneutral in die Berechnung eingehen, ist die Gefahr groß, dass bei der Preismessung fälschlicherweise eine durchgehend fallende Entwicklung nachgewiesen wird.

Bei der Untersuchung der Produktstabilität des Datensatzes zu Nahrungsmitteln und Getränken wurde zunächst analysiert, ob merkliche Unterschiede für verschiedene Stichprobengrößen zu beobachten waren. In jeder der Stichproben waren jeweils die umsatzstärksten Artikel enthalten, wobei je COICOP Abschneidegrenzen von 50 %, 60 %, ..., 100 % angewendet wurden. Als Maß für die Produktstabilität wurde je Monat der Anteil an Artikeln, die auch im Folgemonat vorhanden waren, herangezogen. Nimmt man beispielsweise an, dass in Monat 1 vier verschiedene Artikel (A, B, C, D) und in Monat 2 fünf verschiedene Artikel (B, C, D, E, F) verkauft wurden, dann würde in diesem Fall für Monat 1 eine Produktstabilitätsrate von 75 % ausgewiesen. Diese Kennzahl zielt auf die Notwendigkeit von Ersetzungen ab (Artikel A) und lässt Artikel, die neu beziehungsweise erneut auf den Markt kommen (Artikel E und F) außen vor. ↳ **Grafik 1** zeigt jeweils je Abschneidegrenze die durchschnittliche monatliche Produktstabilitätsrate der

Grafik 1
Durchschnittliche monatliche Produktstabilität gruppiert nach Umsatzabschneidegrenzen in %



44 Produktgruppen gemessen anhand des arithmetischen Mittels. Für fast alle ausgewählten Stichproben lagen die durchschnittlichen Produktstabilitätsraten im gesamten Zeitverlauf über 98%. Lediglich bei der vollen Stichprobe fielen die Produktstabilitätsraten merklich ab, waren aber mit Werten von durchgehend über 94% immer noch auf einem hohen Niveau.

Die vorangehende Analyse war insbesondere für den später in Kapitel 5.2 beschriebenen „traditionellen“ Ansatz der scannerdatenbasierten Indexberechnung von Interesse, da dieser auf einer abgeschnittenen Stichprobe (cut-off sample) aufbaut, die im Zeitverlauf konstant gehalten wurde. Dazu musste im Vorfeld eine Abschneidegrenze für die Stichprobe ausgewählt werden. Aufbauend auf den Ergebnissen in Grafik 1 ließ sich schlussfolgern, dass sich alle Cut-off-Samples hinsichtlich der Produktstabilität nur geringfügig unterschieden und sich diesbezüglich gleichermaßen für den „traditionellen“ Ansatz eigneten.

Neben der Produktstabilität in Abhängigkeit von der Stichprobengröße wurde auch die Produktstabilität innerhalb der 44 Produktgruppen untersucht. Dabei wurde das gleiche Maß zur Messung der Produktstabilität angewandt wie zuvor und diesmal ausschließlich die volle Stichprobe betrachtet. In diesem Fall wurde jedoch nicht das arithmetische Mittel je Monat über alle 44 COICOP berechnet, sondern je COICOP über

alle 23 Monate (von Januar 2015 bis November 2016). Grafik 2 bestätigt die insgesamt hohe Produktstabilität der im Datensatz vorhandenen COICOP aus den Bereichen Nahrungsmittel und Getränke. Die Produktstabilitätsraten je COICOP lagen allesamt zwischen 93 und 98%, wobei bei Olivenöl und Zucker die niedrigsten, dagegen bei Schokoladentafel und Pralinen die höchsten Werte zu beobachten waren.

Insgesamt können die Produktgruppen im Datensatz als stabil angesehen werden. Die Gefahr eines Downward-Drift konnte aufgrund der gegebenen Produktstabilität als äußerst gering eingestuft werden. Empirische Untersuchungen (beispielsweise Chessa und andere, 2017) deuten darauf hin, dass ein Downward-Drift erst bei deutlich niedrigeren Produktstabilitätsraten auftritt.

5

Die Indexberechnung

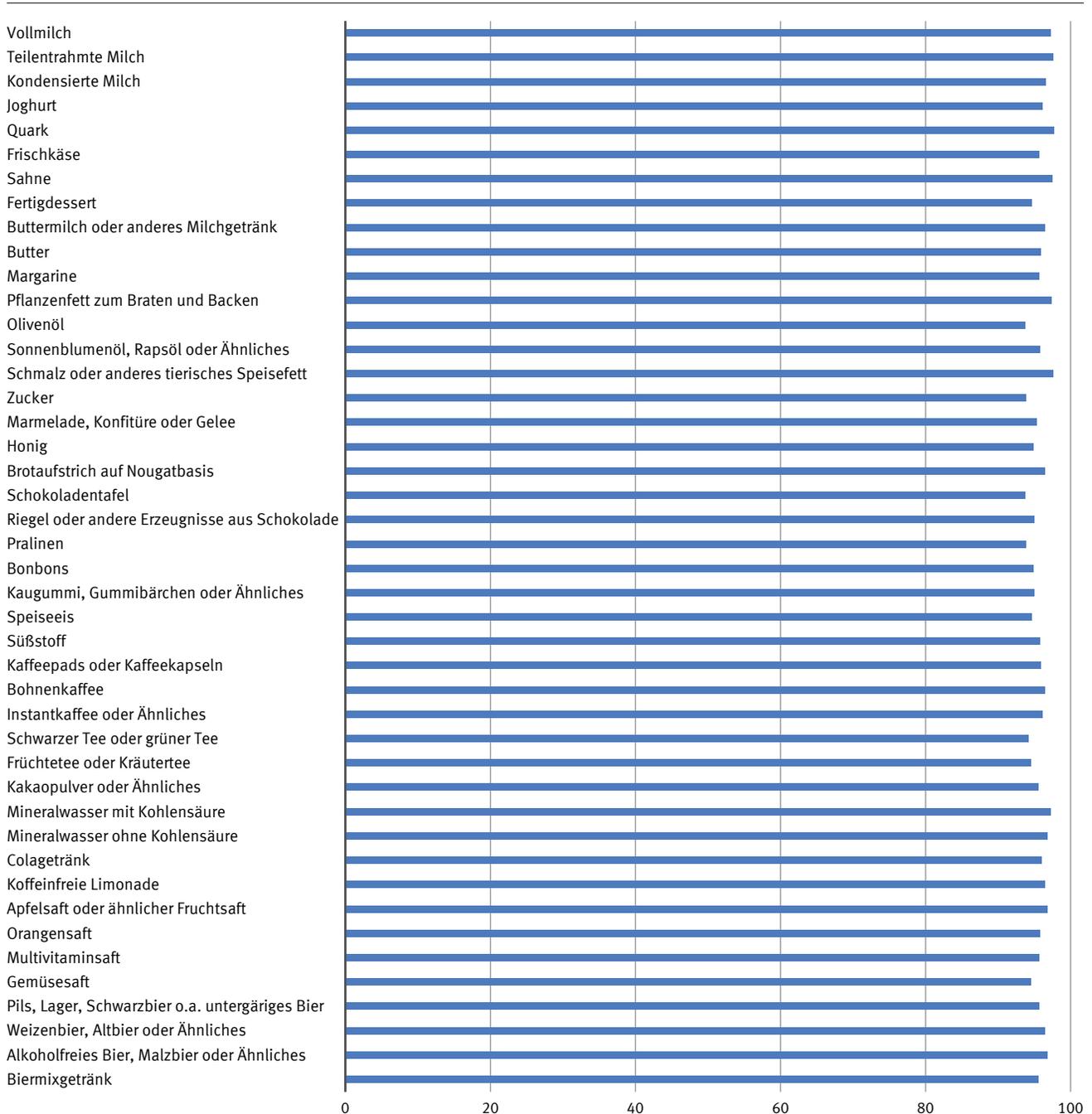
5.1 Vorbemerkungen

Im Rahmen der Untersuchung wurden mit dem „traditionellen“ Ansatz (SDTA, Abschnitt 5.2), dem QAUV-Index (Abschnitt 5.3) und dem GEKS-Index (Abschnitt 5.4) beispielhaft drei verschiedene scannerdatenbasierte Methoden zur Berechnung von Preisindizes getestet. Dabei wurde aus den wöchentlichen Umsatz- und Absatzzahlen ein Unit-Value gebildet, der als Preisrepräsentant diente. Der SDTA-Index ist konzeptionell an den Verbraucherpreisindex angelehnt, in dem Sinne, dass die Laspeyres-Indexformel verwendet wurde. Im Gegensatz zum Verbraucherpreisindex wurden die Elementarindizes jedoch nicht auf Basis (ungewichteter) Dutot-Indizes berechnet. Da im Scannerdatensatz die Umsätze je Artikel vorlagen, konnte stattdessen direkt mit dem Laspeyres-Index gerechnet werden. Ähnlich dem Verbraucherpreisindex wurde bei der Berechnung eine Stichprobe verwendet. Um den Stichprobenumfang zu erhalten, mussten Ersetzungsprodukte gesucht werden, wann immer ein Artikel für mehr als einen Monat nicht mehr im Datensatz vorhanden war.

Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten

Grafik 2

Produktstabilitätsraten nach Produktgruppen¹
 Durchschnitt über 23 Monate², in %



1 10-Steller der COICOP (Klassifikation der Verwendungszwecke des Individualverbrauchs).
 2 Januar 2015 bis November 2016.

Im Unterschied zum SDTA-Index wurde sowohl beim QAUV- als auch beim GEKS-Index die volle Stichprobe genutzt, die sich monatlich entsprechend der aktuellen Marktentwicklungen verändert. QAUV- und GEKS-Index

zählen beide zu den multilateralen Indizes, das heißt sie beziehen im Gegensatz zum bilateralen SDTA-Index mehr als nur die Basisperiode und die Beobachtungsperiode mit in die Berechnung ein. Auch Ersetzungen

Übersicht 3

Gewählte Parameter der verschiedenen Berechnungsmethoden

	SDTA	QAUV	GEKS
Umsatzabdeckung der Stichprobe	70 %	100 %	100 %
Ausreißerbereinigungs-Filter	<ul style="list-style-type: none"> • $p_t < 0.05$ oder $p_t > 2000$ • $p_t < 0.1 * p_{t-1}$ oder $p_t = > 10 * p_{t-1}$ 		
Dumping-Filter	<ul style="list-style-type: none"> • $p_t < 0.65 * p_{t-1}$ und $q_t < 0.65 * q_{t-1}$ 	nein	<ul style="list-style-type: none"> • $p_t < 0.65 * p_{t-1}$ und $q_t < 0.65 * q_{t-1}$
Preisbasis	Dezember 2015	Dezember 2015	–
Indexbasis	Dezember 2015	Dezember 2015	Dezember 2015
Ersetzungen	ja	nein	nein
Zeitfenster	–	13 Monate	13 Monate
Monatliche Verkettung	–	fixed based moving window	fixed based moving window

SDTA: ScannerDatenTraditioneller-Ansatz-Index; QAUV: Quality-Adjusted-Unit-Value-Index; GEKS: Gini-Eltető-Köves-Szulc-Index.

spielen keine Rolle, da die Stichprobe dynamisch und nicht statisch gehalten wird.¹⁰

Gleich waren bei dieser Untersuchung für alle drei Berechnungsarten zum einen die Wahl des Dezember 2015 als Indexbasis und zum anderen die Filter zur Ausreißerbereinigung. Preisrepräsentanten unter 5 Cent blieben ebenso unberücksichtigt wie Preisrepräsentanten über 2000 Euro. Darüber hinaus wurden auch Beobachtungen aus der Stichprobe entfernt, die im Vergleich zum Vormonat Preisveränderungen auf das Zehnfache oder mehr beziehungsweise auf ein Zehntel oder weniger aufwiesen. [↪ Übersicht 3](#)

Zusätzlich zur Ausreißerbereinigung wurde mit Ausnahme des QAUV-Index auch ein Dumping-Filter in den Berechnungsprozess einbezogen (siehe Übersicht 3).¹¹ Mit dem Dumping-Filter sollen Artikel aus der Berechnung ausgeschlossen werden, für die ein Abverkauf stattfindet, das heißt deren Absatz und Preis im Vergleich zum Vormonat stark zurückgeht. Solche Artikel sind nicht länger repräsentativ für das Konsumverhalten der privaten Haushalte in Deutschland und verursachen tendenziell einen (unangemessenen) Downward-Drift. Basierend auf den Erfahrungen anderer nationaler Statistikämter wurde der Dumping-Filter so gewählt, dass alle Beobachtungen entfernt wurden, bei denen gleichzeitig Preis und Absatz gegenüber dem Vormonat um mindestens 35 % zurückgingen.

10 Ausgenommen ist die Erkennung von Produkt-Relaunches, die im Rahmen dieser Untersuchung jedoch nicht gesondert berücksichtigt wurde.
 11 Dumping-Filter werden laut Chessa (2016) für den QAUV-Index nicht benötigt und wurden daher auch bei dieser Untersuchung außen vor gelassen.

5.2 Der SDTA-Index

Bei der Ermittlung von scannerdatenbasierten Preisindizes nach „traditionellem“ Ansatz (SDTA – ScannerDaten-Traditioneller Ansatz) wurde je COICOP folgende Formel vom Typ Laspeyres angewandt:

$$I_t^L = \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^{N^r} \frac{p_t^{r,i}}{p_0^{r,i}} \cdot \frac{\sum_{z=1}^{12} p_{z,2015}^{r,i} \cdot q_{z,2015}^{r,i}}{\sum_{s=1}^R \sum_{j=1}^{N^s} \sum_{z=1}^{12} p_{z,2015}^{s,j} \cdot q_{z,2015}^{s,j}} = \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^{N^r} \frac{p_t^{r,i}}{p_0^{r,i}} \cdot w^{r,i}$$

Dabei ist:

- I_t^L der Laspeyres-Index für Monat t
- $p_t^{r,i}$ der Preis von Einzelhandelsunternehmen r für Artikel i in Monat t
- $p_{z,2015}^{r,i}$ der Preis von Einzelhandelsunternehmen r für Artikel i in Monat z im Jahr 2015
- $q_{z,2015}^{r,i}$ der Absatz von Einzelhandelsunternehmen r mit Artikel i in Monat z im Jahr 2015
- $w^{r,i}$ der Wägungsanteil für Artikel i von Einzelhandelsunternehmen r gemessen am Jahresumsatz 2015 der COICOP
- N^r die Anzahl der in der Stichprobe enthaltenen Artikel von Einzelhandelsunternehmen r
- R die Anzahl der in der Stichprobe enthaltenen Einzelhandelsunternehmen

Im Gegensatz zur „klassischen“ Laspeyres-Formel unterscheiden sich in der obenstehenden Formel Preisbasis und Wägungsbasis. Preisbasis war der Dezember 2015,

während als Wägungsbasis die Umsatzzahlen für das gesamte Jahr 2015 herangezogen wurden.

Die Stichprobe wurde je Einzelhandelsunternehmen und COICOP bei 70% des Gesamtumsatzes je Schicht abgeschnitten. Dabei wurden ausschließlich die umsatzstärksten Artikel des Jahres 2015 berücksichtigt. Im Falle von Artikelausfällen wurde der Preis fortgeschrieben, sofern er im Vormonat noch vorhanden war. War bereits im Vormonat kein Preis mehr vorhanden, so wurde nach einem Ersetzungsprodukt gesucht. Dabei kam ein automatisiertes Verfahren zum Einsatz, das aus einem Pool an potenziellen Ersetzungsprodukten den ähnlichsten Artikel herausfilterte. Auswahlkriterien waren zum einen die Ähnlichkeit des Artikelnamens und zum anderen der Übereinstimmungsgrad bei den produktbeschreibenden Merkmalen.

5.3 Der QAUV-Index

Der Quality-Adjusted-Unit-Value(QAUV)-Index beruht auf einem Konzept nach Geary (1958) und Khamis (1972), das für interregionale Preisvergleiche angewandt wird. Im Gegensatz zum Geary-Khamis(GK)-Index vergleicht der QAUV-Index jedoch Preisniveaus nicht zwischen verschiedenen Ländern, sondern zwischen verschiedenen Zeitperioden, in diesem Fall Monaten. Als multilaterale Methode berechnet der QAUV-Index gleichzeitig Preisindizes für alle berücksichtigten Monate. Für Monate am aktuellen Rand muss jeweils eine neue Preisindexreihe berechnet werden und der jeweils neue Monat dann mit der bestehenden Preisindexreihe verkettet werden. Die Berechnung der QAUV-Indizes je COICOP basierte auf folgender Formel nach Chessa (2016):

$$I_t^{QAUV} = \frac{\sum_{r=1}^{R_t} \sum_{i=1}^{N_t^r} p_t^{r,i} \cdot q_t^{r,i}}{\sum_{r=1}^{R_t} \sum_{i=1}^{N_t^r} v^{r,i} \cdot q_t^{r,i}} \bigg/ \frac{\sum_{r=1}^{R_0} \sum_{i=1}^{N_0^r} p_0^{r,i} \cdot q_0^{r,i}}{\sum_{r=1}^{R_0} \sum_{i=1}^{N_0^r} v^{r,i} \cdot q_0^{r,i}}$$

mit

$$v^{r,i} = \sum_{z \in T} \varphi_z^{r,i} \frac{p_z^{r,i}}{I_z^{QAUV}}$$

und

$$\varphi_z^{r,i} = \frac{q_z^{r,i}}{\sum_{u \in T} q_u^{r,i}}$$

Dabei ist:

I_t^{QAUV} der QAUV-Index für Monat t

$p_t^{r,i}$ der Preis von Einzelhandelsunternehmen r für Artikel i in Monat t

$q_t^{r,i}$ der Absatz von Einzelhandelsunternehmen r mit Artikel i in Monat t

$v^{r,i}$ der Qualitätsanpassungsfaktor für Artikel i von Einzelhandelsunternehmen r

$\varphi_z^{r,i}$ der Wägungsanteil für Artikel i von Einzelhandelsunternehmen r in Monat z gemessen am Gesamtumsatz des Artikels im Berechnungszeitraum

N_t^r die Anzahl der in der Stichprobe enthaltenen Artikel von Einzelhandelsunternehmen r in Monat t

R_t die Anzahl der in der Stichprobe enthaltenen Einzelhandelsunternehmen in Monat t

T die Menge an Monaten, die bei der Berechnung der Preisindexreihe berücksichtigt werden

Da sich der Preisindex I_t^{QAUV} und die Qualitätsanpassungsfaktoren $v^{r,i}$ gegenseitig bedingen, musste für die Berechnung der Ergebnisse ein Preisindexwert I_t^{QAUV} ermittelt werden, aus dem Qualitätsanpassungsfaktoren $v^{r,i}$ resultieren, die wiederum den Preisindex I_t^{QAUV} nicht mehr oder zumindest nicht mehr wesentlich veränderten. Wie bei Chessa (2016) wurde dazu ein iteratives Verfahren verwendet. Sobald der Preisindex I_t^{QAUV} nach Aktualisieren der Qualitätsanpassungsfaktoren $v^{r,i}$ um weniger als 0,001 Indexpunkte vom letzten ermittelten Wert abwich, stoppte die Berechnung.

Das Zeitfenster für die Berechnung einer Indexreihe lag bei 13 Monaten. Dadurch wurden am aktuellen Rand auch immer die Preise des Vorjahresmonats mitberücksichtigt. Dies war für die Monate im Zeitraum Februar 2016 bis Dezember 2016 relevant, deren Indizes jeweils neu ermittelt wurden und anhand der Fixed-Based-Moving-Window-Methode nach Lamboray (2017) mit der bestehenden Indexreihe verkettet wurden. Bei Anwendung dieses Ansatzes wurde die Spanne des Zeitfensters durchgehend konstant gehalten und die Verkettung erfolgte analog zum Harmonisierten Verbraucherpreisindex immer über den Dezember des Vorjahres.¹²

12 Eine ausführliche Übersicht über die verschiedenen Verkettungsmethoden findet sich bei van Loon und andere (2018).

5.4 Der GEKS-Index

Genauso wie der QAUV-Index hat auch der GEKS-Index, benannt nach den Arbeiten von Gini (1931), Éltető und Köves (1964) sowie Szulc (1964), seinen Ursprung auf dem Gebiet der internationalen Kaufkraftvergleiche. Analog zum QAUV-Index werden beim GEKS-Index jedoch Preisniveaus zwischen verschiedenen Monaten miteinander verglichen. Als multilateraler Index bestehen auch beim GEKS-Ansatz die gleichen Herausforderungen wie bei der QAUV-Methode hinsichtlich der Verkettung der Ergebnisse. Daher wurden Zeitfenster (13 Monate) und Verkettungsart (fixed based moving window) genauso gewählt wie beim QAUV-Index (siehe Übersicht 3). Die Berechnung der GEKS-Indizes je COICOP orientierte sich an Ivancic, Diewert und Fox (2011):

$$I_t^{GEKS} = \prod_{z \in T} \left(\frac{I_{t,z}^{Fish}}{I_{0,z}^{Fish}} \right)^{\frac{1}{|T|}}$$

mit

$$I_{t,z}^{Fish} = \sqrt{I_{t,z}^L \cdot I_{t,z}^{Pa}}$$

wobei

$$I_{t,z}^L = \frac{\sum_{r=1}^{R_{t,z}} \sum_{i=1}^{N_{t,z}^r} p_t^{r,i} \cdot q_z^{r,i}}{\sum_{r=1}^{R_{t,z}} \sum_{i=1}^{N_{t,z}^r} p_z^{r,i} \cdot q_t^{r,i}}$$

und

$$I_{t,z}^{Pa} = \frac{\sum_{r=1}^{R_{t,z}} \sum_{i=1}^{N_{t,z}^r} p_t^{r,i} \cdot q_t^{r,i}}{\sum_{r=1}^{R_{t,z}} \sum_{i=1}^{N_{t,z}^r} p_z^{r,i} \cdot q_t^{r,i}}$$

Dabei ist:

I_t^{GEKS} der GEKS-Index für Monat t

$I_{t,z}^{Fish}$ der Fisher-Index für Monat t mit Monat z als Preisbasis

$I_{t,z}^L$ der Laspeyres-Index für Monat t mit Monat z als Preisbasis

$I_{t,z}^{Pa}$ der Paasche-Index für Monat t mit Monat z als Preisbasis

$p_t^{r,i}$ der Preis von Einzelhandelsunternehmen r für Artikel i in Monat t

$q_t^{r,i}$ der Absatz von Einzelhandelsunternehmen r mit Artikel i in Monat t

$N_{t,z}^r$ die Anzahl der in der Stichprobe sowohl in Monat t als auch in Monat z gleichzeitig enthaltenen Artikel von Einzelhandelsunternehmen r

$R_{t,z}$ die Anzahl der in der Stichprobe sowohl in Monat t als auch in Monat z gleichzeitig enthaltenen Einzelhandelsunternehmen

T die Menge an Monaten, die bei der Berechnung der Preisindexreihe berücksichtigt werden

Bei der Berechnung einer Preisindexreihe wurden für jeden Monat im Zeitfenster zunächst 13 verschiedene Fisher-Indizes erstellt und anschließend jeweils das geometrische Mittel dieser 13 Fisher-Indizes gebildet. Abschließend wurde für die Indexreihe das geometrische Mittel der Fisher-Indizes für Dezember 2015 als Indexbasis herangezogen. Wie beim QAUV-Index wurden für die Preisindizes von Februar 2016 bis Dezember 2016 jeweils neue Preisindexreihen berechnet und danach nur der Monat am aktuellen Rand mit der durchgängigen Preisindexreihe verkettet.

6

Analyse der Ergebnisse

Mit den in Kapitel 5 beschriebenen Indexformeln wurden für die 44 im Datensatz enthaltenen Produktgruppen je drei scannerdatenbasierte Preisindizes für den Zeitraum von Januar 2015 bis Dezember 2016 berechnet. Beispielfhaft werden in [Grafik 3](#) die Indizes für die vier COICOP-Positionen Margarine, Honig, Bohnenkaffee und Orangensaft oder ähnlicher Fruchtsaft gezeigt und diese den jeweiligen Teilindizes des Verbraucherpreisindex als Vergleichsmaßstab gegenübergestellt. Dabei wurden die Indexreihen jeweils auf den Jahresdurchschnitt 2015 umbasiert. Tendenziell skizzieren die scannerdatenbasierten Preisindizes in Grafik 3 ähnliche Entwicklungen im Zeitverlauf wie der Verbraucherpreisindex.

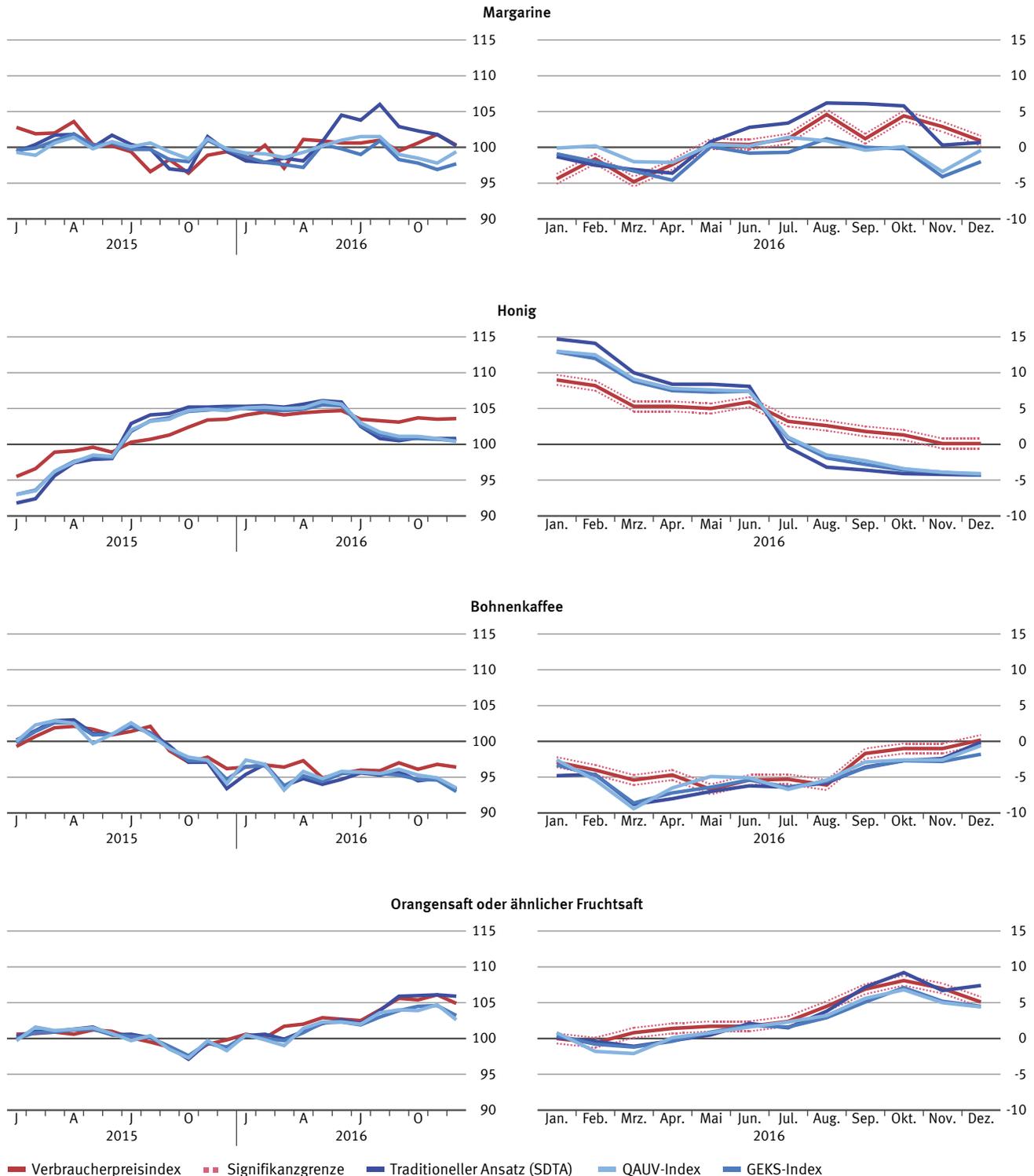
Es fällt auf, dass bei Margarine die Indexreihe des „traditionellen“ Ansatzes (SDTA) in der zweiten Jahreshälfte 2016 etwas stärker abweicht. Dies liegt daran, dass bei der in Abschnitt 5.2 beschriebenen automatisier-

Nutzung von Scannerdaten in der Preisstatistik – eine Untersuchung anhand von Marktforschungsdaten

Grafik 3
Preisentwicklungen ausgewählter Produktgruppen

Preisindizes
2015 = 100

Veränderungsraten zum Vorjahresmonat
in %



2019 - 01 - 0105

ten Suche nach Ersetzungsprodukten in einem Fall ein nicht adäquater Artikel ausgewählt wurde. Für künftige Untersuchungen müsste daher das Verfahren zur automatisierten Suche nach Ersetzungsprodukten optimiert werden.

Bei Bohnenkaffee sowie Orangensaft oder ähnlicher Fruchtsaft sind für die scannerdatenbasierten Indizes insbesondere Ende 2015 bis Anfang 2016 stärkere Preisschwankungen zu beobachten als beim entsprechenden Teilindex des Verbraucherpreisindex. Dies lässt sich möglicherweise darauf zurückführen, dass Sonderangebote durch den erweiterten Erhebungszeitraum (von wenigen Tagen auf drei Wochen je Monat) besser abgedeckt werden und diese durch die Verwendung von Unit-Values auch stärker zur Geltung kommen.

Um abzuschätzen, ob sich die scannerdatenbasierten Preisindizes signifikant von den jeweiligen Teilindizes des Verbraucherpreisindex unterscheiden, wurden die Veränderungsraten zum Vorjahresmonat herangezogen, die in Grafik 3 ebenfalls dargestellt sind. Gemäß EU-Verordnung 2016/792¹³ ist eine methodische Änderung als signifikant zu deklarieren, wenn in einem beliebigen Zeitraum die Veränderungsrate des Harmonisierten Verbraucherpreisindex insgesamt zum Vorjahresmonat um mehr als 0,1 Prozentpunkte, eines COICOP-2-Stellers um mehr als 0,3 Prozentpunkte, eines COICOP-3-Stellers um mehr als 0,4 Prozentpunkte, eines COICOP-4-Stellers um mehr als 0,5 Prozentpunkte und eines COICOP-5-Stellers um mehr als 0,6 Prozentpunkte beeinflusst wird. Diesem Konzept folgend wurde für diese Untersuchung die Grenze für die COICOP auf 10-Steller-Ebene bei 0,7 Prozentpunkten gesetzt. Trotz der augenscheinlich relativ ähnlichen Indizes würde basierend auf den Ergebnissen dieser Untersuchung der Umstieg von traditioneller Preiserhebung hin zur Nutzung von Scannerdaten eine signifikante methodische Veränderung bedeuten, denn bei allen drei scannerdatenbasierten Indizes weichen die Veränderungsraten zum Vorjahresmonat in über 60% der Fälle um mehr als 0,7 Prozentpunkte im Vergleich zur entsprechenden Veränderungsrate beim Verbraucherpreisindex ab. In Grafik 3 wird speziell bei Margarine und Honig deutlich, dass sich die Verände-

rungsdaten zum Vorjahresmonat zum Teil erheblich vom Verbraucherpreisindex unterscheiden.

Künftige Untersuchungen müssen zeigen, inwieweit sich diese Einschätzung auch mit „echten“ Scannerdaten bestätigt. Der vom Marktforschungsinstitut Nielsen eingekaufte Datensatz war nicht perfekt für die Berechnung von Preisindizes geeignet, weil Nielsen Zahlen für einige Einzelhandelsunternehmen schätzen musste und für manche Einzelhandelsunternehmen Ergebnisse nicht separat zur Verfügung stellen konnte. Zudem wurden für die Berechnungen national aggregierte Daten verwendet, was ursächlich dafür sein kann, dass die ermittelten Indizes nicht wie vorgesehen die „reine“ Preisveränderung messen. Stattdessen werden beispielsweise auch regionale Preisunterschiede in Kombination mit wechselndem Einkaufsverhalten als Preisveränderungen ausgewiesen.

7

Fazit und Ausblick

Im Zuge der vorliegenden Untersuchung konnten umfangreiche Erfahrungen bei der Berechnung von Preisindizes basierend auf Scannerdaten gewonnen werden. Hervorzuheben sind die Klassifizierung von Artikeln, die Suche nach Ersetzungsprodukten oder die Frage, welche Formel zur scannerdatenbasierten Indexberechnung herangezogen werden soll. Durch die Arbeiten an diesem Projekt konnte im Statistischen Bundesamt Know-how aufgebaut werden, das zur Überwindung der Hürden bei der Berechnung von Preisindizes aus Scannerdaten unabdingbar ist.

Da das Statistische Bundesamt inzwischen „echte“ Transaktionsdaten im Bereich Nahrungsmittel einwerben konnte, können die in diesem Projekt getesteten Ansätze in den nächsten Schritten auf „echte“ Scannerdaten angewandt und weiterentwickelt werden. Neben dem QAUV- und dem GEKS-Index sollen in diesem Zusammenhang auch noch weitere international diskutierte Berechnungsverfahren wie die Time-Product-Dummy (TPD)-Methode getestet werden.

Neben der Anwendung muss außerdem eine Bewertung der verschiedenen Ansätze erfolgen, sodass eine fundierte Entscheidung zur Methodik getroffen werden

13 Verordnung (EU) 2016/792 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 11. Mai 2016 über harmonisierte Verbraucherpreisindizes und den Häuserpreisindex sowie zur Aufhebung der Verordnung (EG) Nr. 2494/95 des Rates (Amtsblatt der EU Nr. L 135, Seite 11).

kann, mit der Scannerdaten in den Produktionsprozess des Verbraucherpreisindex integriert werden sollten. Unabhängig vom Berechnungsansatz deuten die Ergebnisse in Kapitel 6 darauf hin, dass die Implementierung von Scannerdaten eine erhebliche methodische Änderung für die betroffenen Produktgruppen des Verbraucherpreisindex bedeuten würde.

Zur Implementierung von Scannerdaten in der deutschen Verbraucherpreisstatistik müssen jedoch nicht nur methodische Fragestellungen evaluiert, sondern es muss auch eine geeignete IT-Infrastruktur geschaffen werden. Diese umfasst neben der in diesem Aufsatz beschriebenen Datenaufbereitung den Dateneingang, die Datenhaltung sowie eine Schnittstelle mit dem Verbundprogramm, mit dem monatlich die Berechnung der Verbraucherpreisindizes durchgeführt wird. Zudem wird an einer Anpassung der nationalen Gesetzesgrundlage gearbeitet, um regelmäßige Lieferungen von Scannerdaten an die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder sicherzustellen.

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass die vorliegende Untersuchung wichtige Erkenntnisse zur Nutzung von Scannerdaten in der deutschen Verbraucherpreisstatistik liefert. Generell ist die Verwendung von Scannerdaten mit neuen, teilweise großen Herausforderungen verbunden, deren Bewältigung jedoch bisher als machbar erscheint. Allerdings sind noch eine Vielzahl an Arbeiten auf unterschiedlichsten Ebenen erforderlich, um Scannerdaten als neue Datenquelle zu erschließen und in den preisstatistischen Produktionsprozess zu integrieren. 

LITERATURVERZEICHNIS

Blaudow, Christian. *Fortschritte und Herausforderungen beim Web Scraping – Automatisierung von Preiserhebungen im Internet*. In: Methoden – Verfahren – Entwicklungen. Ausgabe 1/2018.

Chessa, Antonio G. *A new methodology for processing scanner data in the Dutch CPI*. In: Eurostat review of National Accounts and Macroeconomic Indicators. Ausgabe 1/2016, Seite 49 ff.

Chessa, Antonio G./Verburg, Johan/Willenborg, Leon. *A Comparison of Price Index Methods for Scanner Data*. Aufsatz vorgestellt beim 15. Treffen der Ottawa-Gruppe. Eltville am Rhein 2017.

Éltető, Ödön/Köves, Pál. *On an Index Computation Problem in International Comparisons*. Statiztikai Szemle. 1964. Band 42, Seite 507 ff. [auf Ungarisch].

Gini, Corrado. *On the Circular Test of Index Numbers*. In: Metron. 1931. Band 9, Seite 3 ff.

Geary, Robert Charles. *A Note on the Comparison of Exchange Rates and Purchasing Power between Countries*. In: Journal of the Royal Statistical Society A. Band 121. Nummer 1/1958, Seite 97 ff.

Hastie, Trevor/Tibshirani, Robert/Friedmann, Jerome. *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction*. 2. Auflage. New York 2009.

Ivancic, Lorraine/Diewert, Walter Erwin/Fox, Kevin J. *Scanner Data, Time Aggregation and the Construction of Price Indices*. In: Journal of Econometrics. Band 161. Ausgabe 1/2011, Seite 24 ff.

Khamis, Salem Hanna. *A New System of Index Numbers for National and International Purposes*. In: Journal of the Royal Statistical Society A. Band 135. Nummer 1/1972, Seite 96 ff.

Lamboray, Claude. *The Geary Khamis index and the Lehr index: how much do they differ?* Aufsatz vorgestellt beim 15. Treffen der Ottawa-Gruppe. Eltville am Rhein 2017.

Szulc, Bohdan. *Index Numbers of Multilateral Regional Comparisons*. In: Przegląd Statystyczny. Band 3/1964, Seite 239 ff. [auf Polnisch].

van Loon, Ken/Roels, Dorien. *Integrating big data in the Belgian CPI*. Aufsatz vorgestellt beim Treffen der Expertengruppe zu Verbraucherpreisindizes. Genf 2018.

MODELLBASIERTE SCHÄTZUNG VON REGIONALEN WARENKÖRBEN FÜR DAS VEREINIGTE KÖNIGREICH

Nora Würz

↳ **Schlüsselwörter:** Small-Area-Schätzung – Verbraucherpreisindex – Fay-Herriot-Modell – regionale Warenkörbe – Wägungsschemata

ZUSAMMENFASSUNG

Der Verbraucherpreisindex wird sowohl von staatlicher als auch von privatwirtschaftlicher und gesellschaftlicher Seite zur Beurteilung von Preisentwicklungen verwendet. Für seine Berechnung werden für einen Warenkorb aus Produkten Preise und ihr Wägungsschema benötigt. In dieser Arbeit wird die Analyse zur Zusammensetzung der Warenkörbe sowie ihre Wägungsschemata auf regionaler Ebene vorgestellt. Als Datengrundlage wird die „Living Cost and Food“-Umfrage des Vereinigten Königreichs Großbritannien und Nordirland verwendet. Um die durchschnittlichen Ausgaben in jeder Region mit höherer Genauigkeit zu schätzen, werden Small-Area-Methoden angewendet. Dies führt zu einer Abnahme der Unsicherheit sowie zu einer stabileren regionalen Zusammensetzung der Warenkörbe über die Zeit.

↳ **Keywords:** *small area estimation – consumer price index – Fay-Herriot model – regional baskets – weighting patterns*

ABSTRACT

The consumer price index is used by the government, businesses and society to assess price developments. The prices of the products in a basket and their weighting patterns are needed to calculate the index. This article analyses the baskets' composition as well as their weighting patterns on a regional level. The Living Cost and Food Survey of the United Kingdom of Great Britain and Northern Ireland is used as the data basis. To estimate the mean expenditures in each region with greater accuracy, small area methods are applied. This reduces uncertainty and results in a more stable regional composition of the baskets over time.



Nora Würz

promoviert am Lehrstuhl für Angewandte Statistik an der Freien Universität Berlin und ist Stipendiatin der Studienstiftung. Neben ihrer Promotion arbeitet sie bei der statistischen Beratungseinheit der Freien Universität (fu:stat). Im Jahr 2017 hat sie ihr Masterstudium in Statistik beendet. Ihre Masterarbeit „Model-based Estimation of Regional Baskets based on the UK Living Cost and Food Survey“ wurde mit dem Gerhard-Fürst-Preis 2018 in der Kategorie Master-/Bachelorarbeiten ausgezeichnet. Die Arbeit entstand in Kooperation mit der Universität Southampton und verwendet amtliche britische Daten des Office for National Statistics.

1

Einleitung

Der Verbraucherpreisindex (VPI) dient als wichtiger Maßstab zur Beurteilung von Inflation und beeinflusst aufgrund seiner Schlüsselrolle viele Bereiche des öffentlichen Lebens. Um diesen Index zu bestimmen, ist neben der Schätzung der Preiskomponente auch die Schätzung des Warenkorbs und dessen Wägung essentiell. Das Interesse an regionalen Schätzungen für diesen Index ist besonders hoch. Dabei wird zwischen zwei Typen von regionalen Verbraucherpreisindizes unterschieden: Verbraucherpreisindizes zum Vergleich zwischen Regionen (basierend auf einem nationalen Wägungsschema) und regionale Verbraucherpreisindizes zur zeitlichen Darstellung von Inflation innerhalb einer Region (basierend auf regionalen Wägungsschemata). Die folgenden Analysen sind für die Berechnung des zweiten Typs von regionalen Verbraucherpreisindizes notwendig. Sie fokussieren sich auf die dafür benötigte modellbasierte Schätzung von regionalen Warenkörben und ihrer Wägungsschemata. Der Vorteil von regionalen Warenkörben liegt in der genauen Beachtung der regionalen Ausgabenstruktur, sodass beispielsweise die regional differierenden Anteile der Wohnungskosten an den Gesamtkosten beachtet werden können. Als Ergebnis können innerhalb einer Region die Preisentwicklungen über die Zeit dargestellt werden, wobei der zugrunde liegende Warenkorb und seine Wägungen an das innerregionale Kaufverhalten angepasst ist.

Als Datengrundlage für die vorliegenden Untersuchungen dient die „Living Cost and Food“ (LCF)-Umfrage (Office for National Statistics, 2014; Office for National Statistics, 2015; Office for National Statistics, 2016) des Vereinigten Königreichs Großbritannien und Nordirland (Vereinigtes Königreich). Dieser Datensatz enthält neben Individualdaten mit zweiwöchigen Ausgaben-Tagebüchern auch strukturelle Haushaltsdaten. Wie auch in Deutschland wird im Vereinigten Königreich der Verbraucherpreisindex als Laspeyres-Index berechnet. Da die Stichprobengröße auf der Zielebene der zwölf Government-Official-Regionen klein ist und viele Produktklassen nur selten konsumiert werden, bieten sich Small-Area-Methoden an, um die Schätzunsicherheit der regionalen Wägungsschemata zu reduzieren. Alle hier dargestellten Berechnungen und Analysen haben

einen experimentellen Charakter, da neben der zentral wichtigen LCF-Umfrage weitere Datenquellen in die britische VPI-Berechnung einfließen.

2

Methodik

Direkte Schätzung von regionalen Warenkörben und ihrer Wägungsschemata

Die Zusammensetzung der regionalen Warenkörbe und ihre Wägungsschemata können mittels einer direkten Schätzung der mittleren Ausgaben für eine Produktkategorie in einer Region erstellt werden. Dazu werden in einem ersten Schritt über eine direkte Schätzung die mittleren Ausgaben für eine Produktklasse in einer Region bestimmt. Anschließend wird der Anteil dieser mittleren Ausgaben für eine Produktklasse an den geschätzten regionalen mittleren Gesamtausgaben bestimmt. Ist dieser Anteil größer als 0,1 %, so wird die entsprechende Produktklasse in den Warenkorb aufgenommen. Anschließend findet für die im Warenkorb inkludierten Produkte eine Neuberechnung der prozentualen Anteile statt.

➤ **Tabelle 1** zeigt die Verteilung der in den zwölf Government-Official-Regionen befragten Haushalte. Auf den ersten Blick scheint die Stichprobenzahl ausreichend zu sein. Da allerdings viele Produktklassen nur von sehr wenigen Haushalten in einer Region gekauft werden, ist eine zuverlässige Schätzung der mittleren Ausgaben oft nicht möglich.

Tabelle 1

Verteilung der Stichprobenanzahl im Haushaltsdatensatz der „Living Cost and Food“-Umfrage über die zwölf Government-Official-Regionen in den drei betrachteten Jahren

	Minimum	1. Quantil	Median	2. Quantil	Maximum
2012	171	385	492	532	783
2013	151	372	446	504	681
2014	152	369	428	477	740

Insbesondere für Produktgruppen mit vereinzelt sehr hohen Ausgaben (zum Beispiel Schmuckstücke) sind die Schätzungen der mittleren Ausgaben in einer Region mit

sehr großer Unsicherheit behaftet. Treten solche Ausreißer auf, so führt dies auf der regionalen Zielebene zu einer unrealistisch hohen Wägung dieser Produktklasse. Daraus resultieren sehr hohe Schwankungen in den prozentualen Anteilen der einzelnen Produktklassen zwischen den betrachteten Jahren 2012, 2013 und 2014. Um die Schätzunsicherheit und die daraus resultierenden Schwankungen der regionalen mittleren Ausgaben zu minimieren, bieten sich Small-Area-Methoden an.

Small-Area-Methoden

Unter dem Begriff Small-Area-Verfahren werden Methoden zusammengefasst, die sich mit der Verbesserung der Schätzung von Parametern bei sehr kleinen Stichprobenumfängen beschäftigen. Eine geringe Stichprobenanzahl birgt bei der Schätzung von Parametern das Risiko von großen Stichprobenfehlern (Rao, 2003). Small-Area-Verfahren bieten eine Alternative zu klassischen Methoden. Sie können die Reliabilität der Schätzungen deutlich erhöhen, indem sie zusätzliche Informationen, sogenannte Hilfsinformationen, einbeziehen und Modellannahmen treffen. Zu diesen Verfahren gehören das Modell von Fay und Herriot (1979), das Hilfsinformationen auf Ebene der zu betrachtenden Untergliederung (Area-Level) verwendet, sowie das Modell von Battese und anderen (1988), welches Hilfsinformationen auf Individualebene (Unit-Level) mit einbezieht. Als Hilfsinformationen kommen strukturelle Daten aus der Haushaltsbefragung der LCF-Umfrage, wie zum Beispiel das Haushaltsäquivalenzeinkommen oder die Haushaltsgröße, infrage.

Fay-Herriot-Modell

Für die Berechnung von regionalen Warenkörben mittels Small-Area-Methoden ist das Fay-Herriot-Modell (Fay/Herriot, 1979) der zentrale Ausgangspunkt. Dieses Modell verbessert die Schätzung eines Parameters, indem Hilfsvariablen aus dem Haushaltsdatensatz mit einbezogen werden. Die Verbesserung des Modells wird bezüglich der Reduktion des mittleren quadratischen Fehlers (mean squared error – MSE) evaluiert. Der MSE setzt sich aus der Varianz sowie der Verzerrung eines Schätzers zusammen. Durch den Einbezug von Hilfsinformationen wird zwar die Verzerrung erhöht, anderer-

seits wird die Varianz so verkleinert, dass insgesamt der MSE durch den Einbezug von Hilfsvariablen sinkt.

Der Fay-Herriot-Schätzer ($\hat{\theta}_d^{FH}$) ist wie folgt definiert:

$$\hat{\theta}_d^{FH} = \underbrace{\hat{\gamma}_d \hat{\theta}_d}_{\text{direkter Schätzer}} + \underbrace{(1 - \hat{\gamma}_d) x_d^t \hat{\beta}}_{\text{synthetischer Schätzer}}$$

Der Index $d = 1, \dots, D$ kennzeichnet die D unterschiedlichen Regionen. Mit x_d^t werden die Werte einer oder mehrerer Hilfsvariablen für die d -te Area beschrieben. Diese Informationen müssen auf der gleichen fachlichen oder räumlichen Ebene wie die auf der Zielebene vorliegen. Außerdem wird angenommen, dass die Hilfsinformationen linear mit dem „wahren“ Wert des gesuchten Indikators verbunden sind, sodass ein Regressionskoeffizient $\hat{\beta}$ bestimmt werden kann, der die Stärke des linearen Zusammenhangs ausdrückt.

Die Fay-Herriot-Schätzung ist aus zwei Komponenten aufgebaut: Zunächst wird ein direkter Schätzer ($\hat{\theta}_d$) für jede regionale beziehungsweise fachliche Einheit bestimmt. Dieser wird dann zu einem synthetischen Schätzer ($x_d^t \hat{\beta}$) addiert. Über $\hat{\gamma}_d$ findet eine Gewichtung beider Komponenten statt. Dabei wird mehr Gewicht auf den synthetischen Schätzer gelegt, je geringer die Verlässlichkeit in den direkten Schätzer ist.

$\hat{\gamma}_d = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_{e_d}^2}$ wird somit aus zwei unterschiedlichen Varianzkomponenten berechnet, wobei $\hat{\sigma}_u^2$ die geschätzte Varianz zwischen den einzelnen Einheiten ist und $\hat{\sigma}_{e_d}^2$ die Varianz des direkten Schätzers für Einheit d beschreibt. Überschreitet $\hat{\sigma}_{e_d}^2$ dabei $\hat{\sigma}_u^2$, so ist die Unsicherheit des direkten Schätzers verglichen mit der Variation zwischen den Einheiten groß und der synthetische Schätzer wird stärker gewichtet.

Anwendung

Durch die Anwendung des Fay-Herriot-Modells [mittels des sae-Pakets in R (Molina/Marhuenda, 2015)] sind die mittleren Ausgaben in einer Region für jede Produktklasse geschätzt worden. Würde für jede Produktkategorie ein einzelnes Fay-Herriot-Modell erstellt werden, so würden für diese Berechnungen jeweils nur zwölf direkte Schätzungen einfließen, nämlich eine für jede Government-Official-Region. Da eine geringe Anzahl an regionalen Einheiten problematisch für den Schätzprozess des Fay-Herriot-Modells ist (Yoshimori/Lahiri, 2014), sind

hier unterschiedliche Produktkategorien-Bündelungen gemeinsam in ein Fay-Herriot-Modell eingeflossen. Diese Bündelung ist analog zu der hierarchischen Struktur der Produktklassen, der COICOP-Klassifikation¹, durchgeführt worden. Die COICOP-Klassifikation ordnet Produktklassen in fünf unterschiedlichen Stufen Oberkategorien zu. In der Anwendung sind bezüglich der fünf unterschiedlichen Bündelungsebenen Fay-Herriot-Modelle (je nach Ebene sind das zwischen 13 und 427 Modelle) geschätzt worden.

Für die Fay-Herriot-Modelle sind die Ergebnisse der direkten Schätzungen ($\hat{\theta}_d$) und ihre Varianzen ($\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_d}^2$) eingeflossen. Da die Varianz des direkten Schätzers nicht bekannt ist, wird diese über einen naiven nicht parametrischen Bootstrap geschätzt. Diese Methode ist auf Grundlage einer Simulationsstudie ausgewählt worden.

Um aus der Vielzahl an möglichen Hilfsvariablen der strukturellen Haushaltsdaten der LCF-Umfrage auszuwählen, ist eine Variablenselektion mittels einer Lasso-Regression für jedes einzelne Fay-Herriot-Modell durchgeführt worden. Hierbei ist auch auf die Problematik der Multikollinearität zu achten.

3

Ergebnisse

Reduktion der Schätzunsicherheit

Insgesamt sind der MSE und der Variationskoeffizient durch die Anwendung des Fay-Herriot-Modells gesunken. Der Variationskoeffizient setzt dabei den MSE in Bezug zu der Größe des Fay-Herriot-Schätzers. [↘ Tabelle 2](#) stellt exemplarisch die Verteilung des Variationskoeffizienten für das Jahr 2014 dar. Aufgrund der unterschiedlichen Bündelung nach der hierarchischen Struktur der Produktklassen werden unterschiedliche Fay-Herriot-Modelle aufgestellt. Ein Fay-Herriot-Modell mit Bündelung auf Ebene 1 beschreibt das Zusammenfassen auf der höchsten Produkt-Oberkategorie, sodass nur 13 Modelle angepasst werden. Ein Fay-Herriot-Modell

¹ Klassifikation der Verwendungszwecke des Individualverbrauchs (Classification of Individual Consumption by Purpose – COICOP) der Statistikabteilung der Vereinten Nationen.

Tabelle 2

Verteilung des Variationskoeffizienten für die direkte Schätzung sowie die unterschiedlich gebündelten Fay-Herriot-Modelle

	Erstes Quantil	Median	Drittes Quantil
Direkte Schätzung	15.76	30.62	58.75
Fay-Herriot-Schätzung mit Bündelung auf Ebene 1	14.71	30.44	61.67
Fay-Herriot-Schätzung mit Bündelung auf Ebene 2	13.68	26.23	48.02
Fay-Herriot-Schätzung mit Bündelung auf Ebene 3	13.38	25.07	44.65
Fay-Herriot-Schätzung mit Bündelung auf Ebene 4	12.15	23.32	43.30
Fay-Herriot-Schätzung mit Bündelung auf Ebene 5	10.92	19.31	32.58

mit Bündelung auf Ebene 5 passt für jede Produktklasse separat ein Fay-Herriot-Modell an, sodass je Fay-Herriot-Modell nur zwölf direkte Schätzer einfließen. Je weniger Produktklassen zusammen in ein Fay-Herriot-Modell einfließen, desto geringer ist der Variationskoeffizient. Durch die Bündelung sind keine besseren Ergebnisse in Bezug auf die Reduktion der Schätzunsicherheit erzielt worden. Dies könnte daran liegen, dass Korrelationen zwischen den direkten Schätzungen innerhalb eines gebündelten Fay-Herriot-Modells auftreten. Außerdem könnte die hierarchische Struktur der COICOP-Klassifikation nicht das optimale Bündelungsschema sein.

Zeitliche Schwankungen

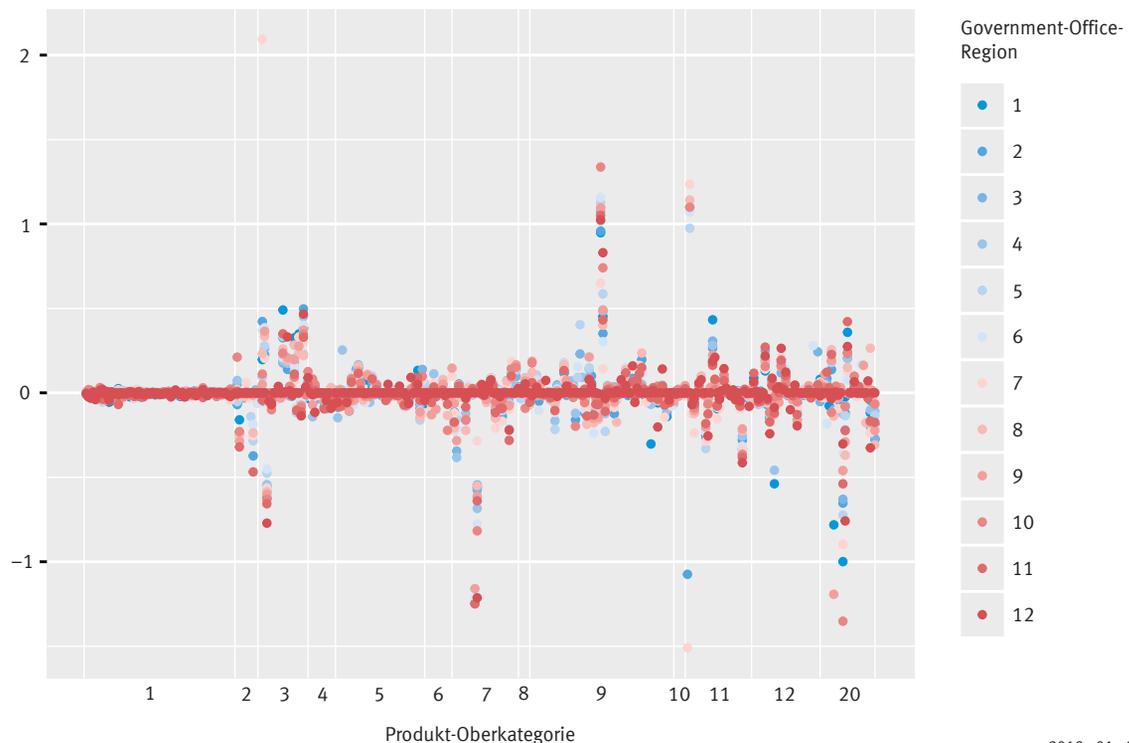
Neben der Erhöhung der Schätzunsicherheit ist die Begrenzung der starken zeitlichen Schwankungen in der Zusammensetzung der Warenkörbe eine der Motivationen für die Anwendung von Small-Area-Methoden. Die starken Schwankungen bei direkter Schätzung sind durch Ausreißer zu erklären und erzeugen dadurch unrealistisch große Unterschiede in der Zusammensetzung der Warenkörbe sowie in den einzelnen Wägungen.

Nach Anwendung des Fay-Herriot-Modells zeigen die Wägungsschemata deutlich geringere Fluktuationen zwischen den Jahren. Diese Fluktuationssenkung in den Wägungen der einzelnen Produktklassen wird in den beiden [↘ Grafiken 1 und 2](#) exemplarisch für den Vergleich zwischen den Jahren 2012 und 2013 deutlich. Auf der Ordinate sind die absoluten Änderungen der prozentualen Anteile eines Produkts dargestellt. Diese absoluten Änderungen schwanken bei der direkten Schät-

Grafik 1

Absolute Veränderung des Anteils einer Produktklasse an den Gesamtkosten nach Produkt-Oberkategorien 2013 gegenüber 2012 – ermittelt aus direkt geschätzten mittleren Ausgaben

Basis: „Living Cost and Food“-Umfrage des Vereinigten Königreichs



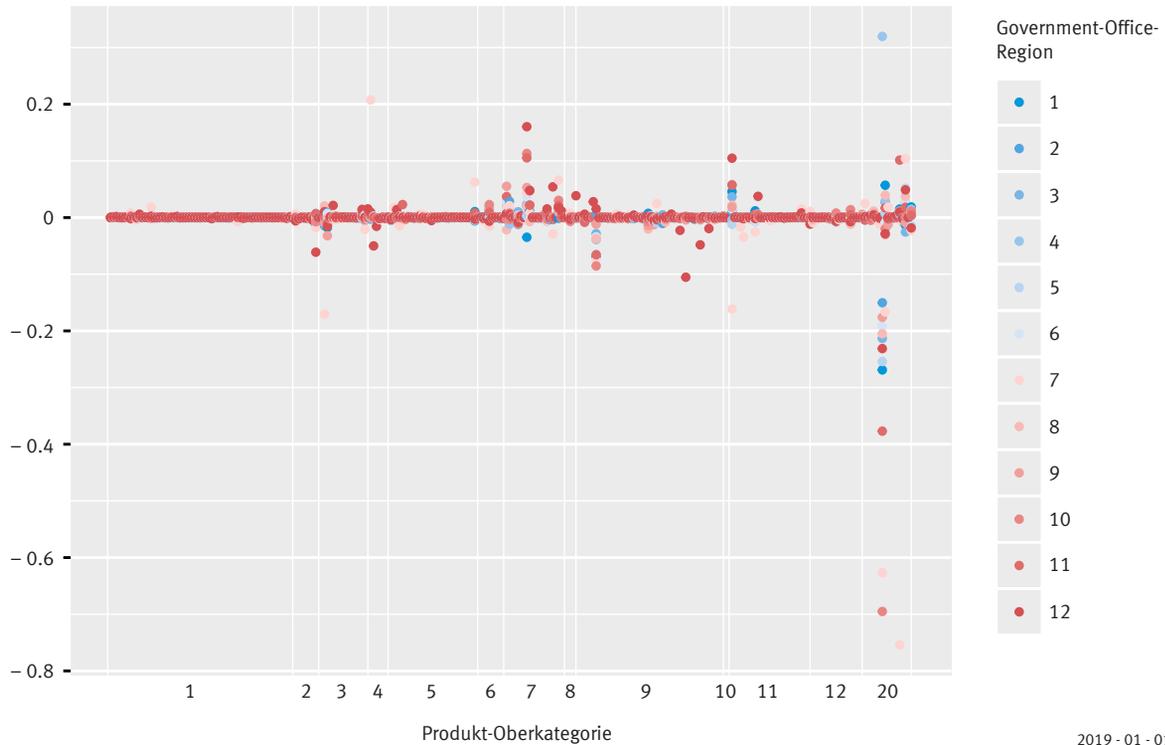
2019 - 01 - 0110

zung deutlich stärker als nach Anwendung des nicht gebündelten Fay-Herriot-Modells, was sich auch in der Skalierung der Ordinate zeigt. Zusätzlich lässt sich in den beiden Plots erkennen, dass stärkere Schwankungen besonders in den selten konsumierten oder mit Ausreißern behafteten Produkt-Oberkategorien, wie den Kategorien 3 (Kleidung und Schuhe) und 9 (Kultur), auftreten. Produkte solcher Oberkategorien haben bei der direkten Schätzung besonders große absolute Abweichungen zwischen den beiden Jahren. Allerdings profitieren diese Produktklassen besonders stark von der Anwendung der Small-Area-Methoden, da diese zu einer deutlichen Senkung der Änderung zwischen den verglichenen Jahren führt. Eine Reduktion der Änderung in den Wägungsanteilen lässt sich auch für sehr häufig in ähnlichem Preisrahmen konsumierte Produktkategorien, zum Beispiel für Kategorie 1 (Lebensmittel), erkennen. Allerdings sind für solche Produktkategorien die Schwankungen, auch für die direkte Schätzung, sehr gering.

Unrealistisch hohe Wägungen sind unbedingt zu vermeiden. Diese rufen weitere Probleme hervor, da sie auch eine Heruntergewichtung von anderen Produktkategorien bewirken. Besonders kritisch ist es, wenn durch solche Ausreißer in den Wägungen Produktkategorien die 0,1%-Schwelle zur Aufnahme in den Warenkorb nicht überschreiten.

Grafik 2

Absolute Veränderung des Anteils einer Produktklasse an den Gesamtkosten nach Produkt-Oberkategorien 2013 gegenüber 2012 – geschätzt aus produktklassenspezifischen Fay-Herriot-Modellen (separat für jede Produktklasse)
 Basis: „Living Cost and Food“-Umfrage des Vereinigten Königreichs



2019 - 01 - 0111

4

Fazit und Ausblick

Die Anwendung von Fay-Herriot-Modellen zur Schätzung von regionalen Warenkörben und ihren Wägungsschemata ist sehr hilfreich, um die Schätzsicherheit für die regionalen Warenkörbe und ihre Wägungsschemata zu erhöhen. Zusätzlich werden durch die Anwendung von Fay-Herriot-Modellen die unrealistisch hohen Schwankungen in den Wägungen über die Zeit reduziert. Insgesamt zeigt diese Voruntersuchung, dass die Anwendung von Fay-Herriot-Modellen im Kontext der Schätzung regionaler Warenkörbe sehr sinnvoll ist. Es sollten keine Bündelungen von Produktklassen stattfinden, oder nur auf sehr feinen Ebenen. Die Produktklassen können jeweils in ein separates Fay-Herriot-Modell einfließen.

In Kooperation mit der Universität Southampton sind diese Ergebnisse weiterverwendet worden. In dem Bericht „The development of regional CPIH: assessment of small area estimation for regional expenditure

weights“ (Dawber und andere, 2019) wird der Fokus auf die Bewertung von produktspezifischen Fay-Herriot-Modellen zur Schätzung der Wägungen gelegt. Daraus resultierend werden regionale Verbraucherpreisindizes bestimmt. Thematisch fokussiert dieser Bericht dabei besonders auf die folgenden Fragestellungen: Welche Produktkategorien profitieren am meisten von der Small-Area-Schätzung, und wie wirken sich die regionalen Wägungsschemata auf den Verbraucherpreisindex im Vergleich zum nationalen Wägungsschema aus? Dabei ist, wie gewünscht, der Effekt eingetreten, dass durch die regionalen Schätzungen größere Variationen in den Preisentwicklungen zwischen den Regionen sichtbar werden. Dies ist dadurch zu erklären, dass zusätzlich zu den unterschiedlichen Preisen nun auch verschiedene Warenkörbe in die Berechnung mit einfließen. Allerdings treten Unregelmäßigkeiten im Verbraucherpreisindex beim Übergang zwischen unterschiedlichen Jahren mit Wechsel des Warenkorbs auf. Um diese Unregelmäßigkeiten, die allerdings schwächer sind als für regionale direkt geschätzte Warenkörbe, zu minimieren, werden Lösungen in dem Bericht vorgestellt. [!!!](#)

LITERATURVERZEICHNIS

Battese, George E./Harter, Rachel M./Fuller, Wayne A. *An Error-Components Model for Prediction of County Crop Areas Using Survey and Satellite Data*. In: Journal of the American Statistical Association. Jahrgang 83. Ausgabe 401/1988, Seite 28 ff.

Dawber, James/Würz, Nora/Smith, Paul. *The development of regional CPIH: assessment of small area estimation for regional expenditure weights*. 2019. Verfügbar unter: www.ons.gov.uk

Fay, Robert E./ Herriot, Roger A. *Estimates of Income for Small Places: An Application of James-Stein Procedures to Census Data*. In: Journal of the American Statistical Association. Jahrgang 74. Ausgabe 366a/1979, Seite 269 ff.

Molina, Isabel/Marhuenda, Yolanda. *sae: An R Package for Small Area Estimation*. In: The R Journal. Jahrgang 7. Ausgabe 1/2015, Seite 81 ff.

Office for National Statistics, Department for Environment, Food and Rural Affairs. (2014). *Living Costs and Food Survey, 2012*. [data collection]. 2nd Edition. UK Data Service. SN: 7472, <http://doi.org/10.5255/UKDA-SN-7472-2>

Office for National Statistics, Department for Environment, Food and Rural Affairs. (2015). *Living Costs and Food Survey, 2013*. [data collection]. UK Data Service. SN: 7702, <http://doi.org/10.5255/UKDA-SN-7702-1>

Office for National Statistics, Department for Environment, Food and Rural Affairs. (2016). *Living Costs and Food Survey, 2014*. [data collection]. 2nd Edition. UK Data Service. SN: 7992, <http://dx.doi.org/10.5255/UKDA-SN-7992-3>

Rao, John N. K. *Small Area Estimation*. New Jersey 2003.

Würz, Nora. *Model-based Estimation of Regional Baskets based on the UK Living Cost and Food Survey*. Unveröffentlichte Masterarbeit. 2017.

Yoshimori, Masayo/Lahiri, Partha. *A new adjusted maximum likelihood method for the Fay-Herriot small area model*. In: Journal of Multivariate Analysis. Band 124. Ausgabe Februar 2014, Seite 281 ff.



Florian Peter

ist Volkswirt und Referent im Referat „Erzeugerpreise, Außenhandelspreise, Großhandelsverkaufspreise“ des Statistischen Bundesamtes. Seine Arbeitsschwerpunkte sind Energiepreise und die Weiterentwicklung der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte, Außenhandelspreise und Großhandelsverkaufspreise.

INDEX DER ERZEUGERPREISE GEWERBLICHER PRODUKTE (INLANDSABSATZ) AUF BASIS 2015

Florian Peter

↘ **Schlüsselwörter:** Erzeugerpreisindex – Basisjahrumstellung – Warenkorb – Wägungsschema – Indexrevision – Preisstatistik

ZUSAMMENFASSUNG

Der Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte wird im Rhythmus von fünf Jahren auf eine neue Basis umgestellt, grundlegend überarbeitet und durch die neuen Ergebnisse revidiert. Dabei werden Warenkorb, Wägungsschema, Berichtsstellen- und Preisrepräsentantenstichprobe auf Grundlage eines neuen Basisjahres ermittelt, aktuell auf das Basisjahr 2015. Die revidierten Ergebnisse auf neuer Basis 2015 = 100 wurden im Oktober 2018 veröffentlicht. Der vorliegende Beitrag beschreibt die methodischen Arbeiten zur Basisjahrumstellung und die wichtigsten Neuerungen und Veränderungen seit der letzten Basisjahrumstellung. Abschließend werden Unterschiede zwischen den Ergebnissen auf neuer Basis und Basis 2010 = 100 analysiert.

↘ **Keywords:** *producer price index – rebasing to a new base year – basket of goods – weighting pattern – index revision – price statistics*

ABSTRACT

At intervals of five years, the index of producer prices of industrial products is updated to a new base year and fundamentally revised, and the new results are published. This includes updating the basket of goods, the weighting pattern, and the sample of reporting units and price representatives to the new base year, which is currently 2015. The revised results using the new base year (2015 = 100) were published in October 2018. This article describes the methodological work for the index rebasing and the most important new features and changes since the last rebasing. It concludes with an analysis of the differences between the results using the new base year and those calculated on the base year of 2010 = 100.

1

Einleitung

Der Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) misst auf repräsentativer Grundlage die durchschnittliche Entwicklung der Preise für die vom Verarbeitenden Gewerbe sowie der Energie- und Wasserwirtschaft in Deutschland hergestellten und im Inland verkauften Erzeugnisse. Die Indexberechnung folgt dem Laspeyres-Konzept, das heißt Warenkorb und Wägungsschema werden für eine Basisperiode festgelegt, sodass der Index die Preisveränderung dieses Warenkorbs zwischen der jeweils aktuellen Berichtsperiode gegenüber der Basisperiode ausdrückt. Diese Basisperiode wurde nun auf das Jahr 2015 umgestellt. Dies geschieht regelmäßig im Abstand von fünf Jahren¹, um Veränderungen der Produktionsstruktur und die Einführung neuer Produkte zu erfassen. Dabei werden der Warenkorb und das Wägungsschema, das heißt die Gewichte der Warenkorbpositionen zur Indexberechnung, an die Strukturen der Gütermärkte im neuen Basisjahr angepasst. In der Zwischenzeit bleibt das Wägungsschema unverändert.

Mit dem aktuellen Wechsel der Basisperiode wurden nicht nur das Wägungsschema und der Warenkorb an die Verhältnisse des Jahres 2015 angepasst, sondern auch die Berichtsstellen- und Preisrepräsentantenstichprobe überarbeitet. Mit diesen neuen Berechnungsgrundlagen wurden der Gesamtindex der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte und alle Subindizes ab Januar 2015, dem Beginn des neuen Basiszeitraums, neu berechnet. Die bisher berechneten Indizes für den Zeitraum von Januar 2015 bis Juli 2018 auf der Basis 2010 wurden durch die neuen Ergebnisse auf Basis 2015 ersetzt.

2

Warenkorb und Wägungsschema

Für die Umstellung des Erzeugerpreisindex auf das neue Basisjahr 2015 werden sowohl der Warenkorb (die Auswahl der Güter für die Preisbeobachtung) als auch das Wägungsschema (die Gewichtung, mit der

diese Güter in die Indexberechnung einfließen) gleichzeitig neu ermittelt.

Die Verordnung (EG) Nr. 1165/98 über Konjunkturstatistiken bestimmt, für welche Wirtschaftszweige der Erzeugerpreisindex die Preisentwicklung abbilden und was die Grundlage für die Gewichtung des Index sein soll. Dementsprechend umfasst der Warenkorb die Abschnitte B „Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“, C „Verarbeitendes Gewerbe“, D „Energieversorgung“ und E „Wasserversorgung“ der deutschen Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008). Die Gewichte der Erzeugnisse leiten sich aus den Inlandsumsätzen dieser Wirtschaftszweige ab. Als Quelle für die Inlandsumsätze werden verschiedene amtliche Statistiken kombiniert sowie weitere Informationen von Wirtschaftsverbänden und Umsätze der Strom- und Erdgasbörsen verwendet.

2.1 Datenquellen

Die tiefste Gliederung des Warenkorbs des Erzeugerpreisindex besteht aus den neunstelligen Güterarten nach dem Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken (GP)². Bei der Gewichtung dieser Warenkorbpositionen wird ein zweistufiges Verfahren angewendet. Zunächst werden die Gewichte für die vierstelligen Wirtschaftszweigklassen gebildet und hiervon ausgehend in einem zweiten Schritt die Gewichte für die Güterarten definiert.

Im ersten Schritt werden die Gewichte der Wirtschaftszweigklassen aus deren Inlandsumsätzen berechnet. Wie schon für das Wägungsschema auf Basis 2010 bildeten die nach fachlichen Betriebsteilen gegliederten Inlandsumsätze aus dem Monatsbericht für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie die Inlandsumsätze aus dem Jahresbericht für Betriebe mit weniger als 50 tätigen Personen die Grundlage der Gewichte für die Abschnitte Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe. Die Kombination dieser beiden Statistiken war notwendig, da der Berichtskreis des Monatsberichts ab dem Berichtsmonat Januar 2007 durch eine höhere Abschneidegrenze stark verändert wurde. Dadurch änderten sich Struktur und Relation der Wirtschaftszweige zueinander so, dass eine Vergleichbarkeit mit den Vorjahren nur noch einge-

¹ Die vorherige Indexrevision wurde im August 2013 durchgeführt (Peter, 2014).

² Grundlage war das Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2009 (GP 2009), Version 2012, das zum Zeitpunkt der Indexrevision noch aktuell war. Mittlerweile ist das neue Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2019 (GP 2019) erschienen.

schränkt möglich war.¹³ Die Gewichtung der Abschnitte D „Energieversorgung“ und E „Wasserversorgung“ wird aus den Erhebungen über Aufkommen und Abgabe von Gas sowie Erlöse der Gasversorgungsunternehmen und Gashändler, der Erhebung über Stromabsatz und Erlöse der Elektrizitätsversorgungsunternehmen¹⁴ sowie aus der Investitions- und Kostenstrukturhebung bei Unternehmen der Energieversorgung¹⁵ gewonnen. Anhand der berechneten Gewichte wird eine erste Auswahl der in den Warenkorb einzubeziehenden Wirtschaftszweigklassen getroffen. Hier gibt die Verordnung (EG) Nr. 1165/98 vor, dass mindestens 90% der Wertschöpfung des Abschnitts C „Verarbeitendes Gewerbe“ der Statistischen Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (NACE Rev. 2) im jeweiligen Basisjahr zu erfassen sind. Damit soll eine ausreichend hohe Abdeckung der Gütermärkte durch die Preiserhebung sichergestellt werden. Das bedeutet aber auch, dass besonders kleine Wirtschaftszweige nicht erfasst werden müssen.¹⁶ Daneben ergibt sich eine weitere Entlastung der Unternehmen, da einige Wirtschaftszweige von vornherein durch die Konjunkturverordnung von der Preisbeobachtung ausgeschlossen werden.¹⁷

In einem zweiten Schritt wurden die Gewichte einzelner Güterarten innerhalb der Wirtschaftszweigklassen bestimmt. Die Güterarten für den Bergbau und das Verarbeitende Gewerbe werden nach dem GP 2009, Version 2012, gegliedert. Die Produkte der Energie- und Wasserwirtschaft werden in verschiedene Verkaufsfälle von elektrischem Strom, Erdgas, Fernwärme oder Wasser nach Wirtschaftsstufen und Abgabemengen gegliedert (Statistisches Bundesamt, 2014, hier: Kapitel 10).

3 Zu den Auswirkungen der Änderungen des Berichtskreises für das Jahr 2006 siehe Statistisches Bundesamt (2007).

4 Die Ergebnisse der beiden Erhebungen sind über die Datenbank GENESIS-Online abrufbar (Tabellen 43331 und 43341).

5 Aus der Fachserie 4, Reihe 6.1 werden die Ergebnisse für die Wirtschaftszweige Wärme- und Kälteversorgung; Wasserversorgung und Rückgewinnung von Sekundärrohstoffen verwendet.

6 So wurden im Warenkorb 2015 die Wirtschaftszweige Steinkohlenbergbau, Bergbau auf chemische und Düngemittelminerale, Torfgewinnung, Gewinnung von Steinen und Erden a. n. g., Herstellung von Apfelwein und anderen Fruchtweinen, Herstellung von Wermutwein und sonstigen aromatisierten Weinen, Herstellung von Seilerwaren, Herstellung von Pelzwaren, Herstellung von sonstigen keramischen Erzeugnissen, Herstellung von magnetischen und optischen Datenträgern, Herstellung von Glasfaserkabeln, Boots- und Yachtbau, Herstellung von Schmuck, Gold- und Silberschmiedewaren (ohne Fantasieschmuck) und Herstellung von Fantasieschmuck nicht einbezogen.

7 Anhang A der Verordnung (EG) Nr. 1165/98.

Datenbasis für die Gütergewichtung war die vierteljährliche Produktionserhebung im Produzierenden Gewerbe für das Jahr 2015, in der die Produktionswerte der zum Absatz bestimmten Produktion für 5137 Güterarten ermittelt wurden (Statistisches Bundesamt, 2016a). Für die Gewichtung der Güterarten des elektrischen Stroms und der Gasversorgung wurden die Ergebnisse der Erhebungen über Aufkommen und Abgabe von Gas sowie Erlöse der Gasversorgungsunternehmen und Gashändler und über Stromabsatz und Erlöse der Elektrizitätsversorgungsunternehmen, sowie die Material- und Wareneingangserhebung (Statistisches Bundesamt, 2016b) nach dem Verbrauch von elektrischem Strom und Erdgas ausgewertet. Die Gewichtung der Güterarten der Wasserversorgung wurden mit den Ergebnissen der Erhebung der öffentlichen Wasserversorgung und der Erhebung über die Wassereigenversorgung und -entsorgung privater Haushalte (Statistisches Bundesamt, 2015) erstellt.

In der Produktionserhebung wird keine Unterscheidung nach Absatz im Inland oder Ausland vorgenommen. Bei der Ableitung des Wägungsschemas wurde unterstellt, dass für die einzelnen Güterarten dieselben Strukturen hinsichtlich Inlands- und Auslandsabsatz gelten wie für die entsprechenden Wirtschaftszweigklassen. Zusätzlich war zu berücksichtigen, dass die Produktionswerte ohne Verbrauchsteuern beziehungsweise verbrauchsteuerähnliche Abgaben ausgewiesen werden. Die für die Berechnung der Gewichte verwendeten Daten sollen jedoch den gleichen Abgrenzungskriterien unterliegen wie die Umsatzgewichte der Wirtschaftszweigklassen und die bei der Preiserhebung erfragten Erzeugerpreise. Dies bedeutete, dass für bestimmte Güter (Mineralöl-erzeugnisse, Tabakerzeugnisse, alkoholische Getränke) die Produktionswerte um die entsprechenden Verbrauchsteuern⁸, die sowohl Preis- als auch Umsatzbestandteil sind, zu ergänzen waren.

In den endgültigen Warenkorb wurden nicht alle 5137 Güterarten der Güterklassifikation aufgenommen, es wurde vielmehr eine repräsentative Auswahl getroffen. Die Entscheidung, ob eine Güterart einbezogen wird oder nicht, hing von unterschiedlichen Kriterien ab. Hauptkriterium war die Höhe des Produktionswer-

8 Die Verbrauchsteuern werden nach Besteuerungsgegenstand in Fachserie 14 Finanzen und Steuern in Reihe 9.1.1 Absatz von Tabakwaren, Reihe 9.2.1 Absatz von Bier, Reihe 9.2.2 Brauwirtschaft, Reihe 9.3 Energiesteuer, Reihe 9.5 Schaumweinsteuer- und Zwischenerzeugnissteuerstatistik dargestellt.

tes der Güterart beziehungsweise dessen Signifikanz für den Umsatz der entsprechenden Wirtschaftszweigklasse. Innerhalb einer Wirtschaftszweigklasse wurden alle einzelnen Güterarten absteigend nach ihren Produktionswerten sortiert in den Warenkorb aufgenommen, bis kumuliert mindestens 60% des Produktionswertes der Wirtschaftszweigklasse repräsentiert waren. Darüber hinaus wurden in den Warenkorb Güterarten mit hohen Zuwachsraten bei den Produktionswerten aufgenommen, um bedeutende neue Güterarten frühzeitig im Index zu berücksichtigen. Außerdem war zu beachten, dass die Ergebnisdarstellung auch für systematische Zusammenfassungen unterhalb der Ebene der Wirtschaftszweigklassen möglich sein sollte. Bei der Zusammenstellung des Warenkorbs wurden außerdem Anliegen der Statistikerinnen und Statistiker in Betracht gezogen. Damit sollte erreicht werden, dass auch nach Revision des Erzeugerpreisindex vor allem dessen Subindizes weiterhin möglichst friktionslos in Preisgleitklauseln von Wirtschaftsverträgen genutzt werden können. Dazu wurde ein erster Entwurf des Warenkorbs im Jahr 2017 wichtigen Wirtschaftsfachverbänden zur Stellungnahme zugeleitet. Änderungswünsche wurden soweit möglich in die endgültige Fassung von Warenkorb und Wägungsschema eingearbeitet.

2.2 Ergebnisse und Analyse

Um sicherzustellen, dass für neue Warenkorbpositionen Preisbeobachtungen in ausreichender Form ab 2015 zur Verfügung stehen, und um die notwendigen neuen Preiserhebungen aufbauen zu können, war frühzeitig mit den Arbeiten am neuen Warenkorb und Wägungsschema zu beginnen. Die Ergebnisse der meisten zur Ableitung des Warenkorbs und des Wägungsschemas genutzten Statistiken waren für das neue Basisjahr erst ab 2016, teilweise aber auch erst in den Jahren 2017 oder 2018 verfügbar. Daher mussten erste vorläufige Warenkörbe auf Grundlage von Statistiken aus den Vorjahren ermittelt werden. So wurde bereits Mitte 2014 ein vorläufiger Warenkorb erstellt, mit dem die neuen Erhebungen für das Basisjahr 2015 vorbereitet werden konnten. Sukzessive wurden dann der endgültige Warenkorb und das Wägungsschema fertiggestellt.

In den Warenkorb für das Basisjahr 2015 wurden insgesamt 1976 Güterarten aufgenommen und zu 1343 Warenkorbpositionen zusammengefasst. Bei diesen

Warenkorbpositionen handelt es sich also um einzelne Güterarten oder Zusammenfassungen mehrerer Güterarten. Insgesamt repräsentieren die 1976 ausgewählten Güterarten etwa 84% des gesamten Produktionswertes des Jahres 2015. Im Berechnungsverfahren zur Gewichtung der Güterarten wurden die entsprechenden Produktionswerte von nicht berücksichtigten Güterarten solchen Warenkorbpositionen zugeordnet, deren Preisentwicklung als repräsentativ für das nicht einbezogene Erzeugnis gelten kann.

Im Vergleich zum Warenkorb des Basisjahres 2010 wurden 148 Positionen neu aufgenommen und 51 Positionen aus dem Warenkorb 2015 gestrichen. [↪ Tabelle 1 auf Seite 50](#)

Die größte Änderung im Warenkorb auf Basis 2015 betrifft in der Güterabteilung Metalle die Gütergruppe Roheisen, Stahl und Ferrolegierungen. Diese Änderung resultiert aus der geänderten Gütersystematik. Die Systematik des GP 2009 wurde bereits im Jahr 2011 für diese Gütergruppe an die Systematik der Fachstatistik Eisen und Stahl⁹ angepasst. Die Fachstatistik Eisen und Stahl wurde mit dem Berichtsjahr 2009 eingestellt, die vierteljährliche Produktionserhebung wurde mit der neuen Systematik ab dem Berichtsjahr 2012 durchgeführt. Somit konnte diese Änderung der Systematik erst mit der Umstellung auf das Basisjahr 2015 in den Erzeugerpreisindex aufgenommen werden. Damit werden die Eisen- und Stahlprodukte aber grundlegend anders strukturiert, die Ergebnisse der Teilindizes der Güterklasse für Eisen und Stahl auf neuer Basis sind nicht mehr mit den Indizes auf alter Basis vergleichbar. Einzige Ausnahme ist der Betonstahl, der in beiden Systematiken als Güterart aufgeführt wird.

Das Wägungsschema des Erzeugerpreisindex gewerblicher Produkte für das Basisjahr 2015 weist gegenüber dem für das Basisjahr 2010 in vielen Bereichen nur geringfügige Änderungen auf. In Tabelle 2 sind die Güterabteilungen nach dem GP 2009 für die beiden Basisjahre einander gegenübergestellt. Bei der Betrachtung der Strukturverschiebungen ist interessant, in welchem Verhältnis die Veränderungen in den Wägungsanteilen auf Preis- oder auf Mengeneffekte zurückzuführen sind. Resultiert also die Veränderung des Wägungsanteils aus den Preisveränderungen von 2010 zu 2015 oder

⁹ Die Systematik wird im GP 2009 ab Seite 533 aufgeführt.

Tabelle 1

Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) – Änderungen im Warenkorb des Basisjahres 2015 gegenüber dem Warenkorb des Basisjahres 2010

	Warenkorbpositionen	
	neu aufgenommen	gelöscht
05 Kohle	0	0
06 Erdöl und Erdgas	0	0
08 Steine und Erden, sonstige Bergbauerzeugnisse	0	0
10 Nahrungs- und Futtermittel	4	1
11 Getränke	2	0
12 Tabakerzeugnisse	1	0
13 Textilien	2	2
14 Bekleidung	3	1
15 Leder und Lederwaren	2	0
16 Holz sowie Holz- und Korkwaren (ohne Möbel); Flecht- und Korbmacherwaren	2	0
17 Papier, Pappe und Waren daraus	2	0
18 Druckerzeugnisse, bespielte Ton-, Bild- und Datenträger	3	1
19 Kokereierzeugnisse und Mineralölerzeugnisse	1	0
20 Chemische Erzeugnisse	18	6
21 Pharmazeutische und ähnliche Erzeugnisse	2	0
22 Gummi- und Kunststoffwaren	8	0
23 Glas und Glaswaren, Keramik, verarbeitete Steine und Erden	7	3
24 Metalle	25	21
25 Metallerzeugnisse	20	2
26 Datenverarbeitungsgeräte, elektronische und optische Erzeugnisse	11	1
27 Elektrische Ausrüstungen	12	1
28 Maschinen	10	7
29 Kraftwagen und Kraftwagenteile	2	0
30 Sonstige Fahrzeuge	2	1
31 Möbel	2	0
32 Waren a.n.g.	3	2
33 Reparatur, Instandhaltung und Installation von Maschinen und Ausrüstungen (einschließlich Wartung)	4	0
35 Energie und Dienstleistungen der Energieversorgung	0	0
36 Wasser und Dienstleistungen der Wasserversorgung	0	0
383 Sekundärrohstoffe	0	2

Güterabteilungen/Gütergruppe des Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2009 (GP 2009).

aus realen Mengenveränderungen, das heißt aus einer gestiegenen oder gesunkenen Produktion der entsprechenden Produkte? Für die Interpretation der neuen Indexergebnisse ist diese Unterscheidung relevant. Der nur auf einen Preisanstieg zurückzuführende Anstieg des Gewichts einer Warenkorbposition führt unter sonst gleich gebliebenen Bedingungen zu einem Anstieg des Gesamtindex, obwohl die reale Struktur der Produktion unverändert blieb. Tabelle 2 zeigt, wie sich die Gewichte geändert haben. Dargestellt sind auch die Gewichte der Basis 2010 inflationiert zu Preisen von 2015. Der Vergleich der inflationierten Gewichte mit den tatsäch-

lichen Gewichten zeigt, ob die Änderungen des Wägungsschemas in den verschiedenen Güterabteilungen mehr auf Preis- oder Mengenänderungen zurückzuführen sind. Des Weiteren muss unterschieden werden zwischen relativen und absoluten Änderungen der Gewichte einzelner Abteilungen. Die Gewichte geben den Anteil einer Warenkorbposition am Gesamtumsatz an. Daher kann ein Rückgang eines einzelnen Gewichts daraus resultieren, dass der Umsatz dieser Position tatsächlich gesunken ist, oder aber der Umsatz nur weniger stark gestiegen ist als der Gesamtumsatz aller Warenkorbpositionen. Bei der Unterscheidung zwischen absoluten und relativen Veränderungen gab es beim Vergleich der Wägungsschemata auf alter und neuer Basis nur geringe Auffälligkeiten. So verringerte sich der Wägungsanteil der Elektrischen Ausrüstungen von Basis 2010 auf Basis

2015, obwohl die Umsätze in dieser Abteilung gestiegen sind. ➔ Tabelle 2

Der Wägungsanteil der Güterabteilung Sonstige Fahrzeuge ist stark gestiegen, insbesondere Krafträder und Schienenfahrzeuge wurden in größeren Mengen verkauft. Auch der Wägungsanteil des Maschinenbaus stieg auffallend stark, hervorzuheben sind hier höhere Wägungsanteile für Verbrennungsmotoren und Turbinen sowie der Werkzeugmaschinen für die Metallverarbeitung. Auch hier handelt es sich überwiegend um reale Mengenänderungen. Für anderweitig nicht genannte

Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2015

Tabelle 2

Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) – Wägungsschemata Basis 2015 und Basis 2010 im Vergleich

	Gewicht Wägungsschema 2015	Gewicht Wägungsschema 2010	Gewicht Wägungsschema 2010 in Preisen von 2015	Unterschied 2010 gegenüber 2015	Unterschied 2010 in Preisen von 2015 gegenüber 2015
	Promille			%	
05 Kohle	.	.	.	- 39,8	- 43,8
06 Erdöl und Erdgas	.	.	.	- 50,0	- 51,9
08 Steine und Erden, sonstige Bergbauerzeugnisse	3,65	3,76	3,98	- 2,9	- 8,4
10 Nahrungs- und Futtermittel	102,46	98,31	104,66	+ 4,2	- 2,1
11 Getränke	16,18	16,50	17,22	- 1,9	- 6,0
12 Tabakerzeugnisse	4,85	5,90	6,64	- 17,8	- 26,9
13 Textilien	5,60	5,90	6,17	- 5,1	- 9,2
14 Bekleidung	4,49
15 Leder und Lederwaren	1,83	1,96	2,10	- 6,6	- 13,0
16 Holz sowie Holz- und Korkwaren (ohne Möbel); Flecht- und Korbmacherwaren	13,81	12,51	13,17	+ 10,4	+ 4,8
17 Papier, Pappe und Waren daraus	20,94	21,77	21,79	- 3,8	- 3,9
18 Druckerzeugnisse, bespielte Ton-, Bild- und Datenträger	12,50	14,46	13,85	- 13,6	- 9,7
19 Kokereierzeugnisse und Mineralölerzeugnisse	31,05
20 Chemische Erzeugnisse	48,25	51,85	52,05	- 6,9	- 7,3
21 Pharmazeutische und ähnliche Erzeugnisse	11,40	12,40	11,66	- 8,1	- 2,2
22 Gummi- und Kunststoffwaren	40,45	37,79	38,99	+ 7,0	+ 3,7
23 Glas und Glaswaren, Keramik, verarbeitete Steine und Erden	25,37	24,10	24,59	+ 5,3	+ 3,2
24 Metalle	49,54	54,95	51,62	- 9,9	- 4,0
25 Metallerzeugnisse	70,12	63,70	63,40	+ 10,1	+ 10,6
26 Datenverarbeitungsgeräte, elektronische und optische Erzeugnisse	26,40	28,98	23,77	- 8,9	+ 11,1
27 Elektrische Ausrüstungen	38,25	39,12	39,50	- 2,2	- 3,2
28 Maschinen	80,00	68,21	70,58	+ 17,3	+ 13,4
29 Kraftwagen und Kraftwagenteile	104,32	97,65	96,16	+ 6,8	+ 8,5
30 Sonstige Fahrzeuge	14,45	10,63	10,88	+ 35,9	+ 32,9
31 Möbel	12,46	12,29	12,94	+ 1,4	- 3,7
32 Waren a.n.g.	10,30	9,31	9,63	+ 10,6	+ 6,9
33 Reparatur, Instandhaltung und Installation von Maschinen und Ausrüstungen (einschließlich Wartung)	27,97	25,69	26,88	+ 8,9	+ 4,1
35 Energie und Dienstleistungen der Energieversorgung	194,66	207,61	207,23	- 6,2	- 6,1
36 Wasser und Dienstleistungen der Wasserversorgung	11,38	10,81	11,29	+ 5,3	+ 0,8
383 Sekundärrohstoffe	12,71	8,72	7,26	+ 45,8	+ 75,1

Güterabteilungen/Gütergruppe des Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2009 (GP2009).

Waren (Waren a.n.g.) resultiert der Anstieg des Wägungsanteils vor allem aus dem gestiegenen Absatz von Sportgeräten und medizinischen und zahnmedizinischen Apparaten und Materialien. Die Zunahme des Anteils von Holz und Holz-, Kork-, Korb-, Flechtwaren hingegen scheint überwiegend durch den Preisanstieg dieser Güter zwischen den beiden Basisjahren begründet zu sein. Einzig bei den Holzverpackungen, Holzbehältern, Holzladungsträgern kam es in dieser Güterabteilung zu Mengensteigerungen, die deutlich über den Preisent-

wicklungen lagen. Trotz deutlich gefallener Preise zwischen den beiden Basisjahren hatte die Güterabteilung Sammlung, Behandlung und Beseitigung von Abfällen; Rückgewinnung – diese enthält im Erzeugerpreisindex aber nur die Güterklasse der Rückgewinnung sortierter Werkstoffe – den prozentual deutlichsten Anstieg des Wägungsanteils. Die Gewichte dieser Güterklasse zu ermitteln war allerdings besonders schwierig. Die Güterabteilung wurde mit der Aktualisierung der Gütersystematik auf die Ausgabe 2009 nicht mehr dem Produ-

zierenden Gewerbe zugeordnet und wird entsprechend nicht mehr in der vierteljährlichen Produktionserhebung erfasst. Diese fehlende Grundlage für eine Gewichtung der Güterarten konnte durch eine Auswertung verschiedener Statistiken von Wirtschaftsverbänden¹⁰ ersetzt werden.

Deutlich gefallen sind die Wägungsanteile im Bereich Energie. Ausnahme waren hier nur Erdgas in der Verteilung und Wasser. Die Güterabteilungen Erdgas und Erdöl, Kohle, Kokerei und Mineralölerzeugnisse, elektrischer Strom und auch Fernwärme verzeichneten größtenteils starke Rückgänge der Wägungsanteile. Bei Erdgas, Erdöl und Kohle waren reale Mengenänderungen der Hauptgrund für den Rückgang. Bei den Kokerei- und Mineralölerzeugnissen kam auch noch ein Rückgang der Preise zwischen 2010 und 2015 verstärkend hinzu. Beim elektrischen Strom war der Rückgang überwiegend auf die gesunkenen Preise zwischen den Basisjahren zurückzuführen. Der Anteil von Fernwärme blieb praktisch unverändert, trotz deutlich gestiegener Preise. Der Anteil der Tabakerzeugnisse sank ebenfalls trotz gestiegener Preise. Zum einen gab es in den letzten Jahren Umstrukturierungen von Unternehmen, die beispielsweise dazu führten, dass die Tabakwarenproduktion nicht mehr dem Verarbeitenden Gewerbe angehört, sondern dem Großhandel. Zum anderen wurde aber auch Produktion ins Ausland verlagert. Der Rückgang des Wägungsanteils von Druckereierzeugnissen resultiert ebenfalls überwiegend aus realen Mengenveränderungen. Dagegen ergaben sich die gesunkenen Wägungsanteile von Metallen und Datenverarbeitungsgeräten vor allem aus der Preisentwicklung.

10 Angaben der Wirtschaftsvereinigung Metalle e. V., des Verbands Deutscher Papierfabriken e. V. und der Wirtschaftsvereinigung Stahl wurden zur Ermittlung der Wägungsanteile genutzt. Für die im Warenkorb 2010 noch erfassten Güterarten zu Sekundärrohstoffen aus Bauschutt und Sekundärrohstoffen aus Kunststoffen konnten keine Gewichte für 2015 ermittelt werden. Da diese Positionen 2010 ohnehin deutlich kleiner waren als die für Sekundärrohstoffe aus Stahl- und Eisenschrott, aus Aluminium oder aus Papier, wurden sie im Warenkorb 2015 nicht mehr berücksichtigt.

3

Berichtsstellen- und Preisrepräsentantenstichprobe

Als letzter Schritt vor der Indexberechnung auf neuer Basis müssen die Stichproben der Berichtsstellen und der Preisrepräsentanten an das neue Wägungsschema und den neuen Warenkorb angepasst werden. Im Zuge der Indexrevision werden Berichtsstellen- und Preisrepräsentantenstichprobe vollständig überarbeitet und aktualisiert auf den Stand des neuen Basisjahres. Hierbei werden für neue Indexpositionen die Anzahl der Preisrepräsentanten und die Auswahl der Berichtsstellen festgelegt. Für Indexpositionen, die nicht mehr im neuen Warenkorb enthalten sind, werden die Berichtsstellen aus der Berichtspflicht entlassen.

Die Auswahl der Berichtsstellen erfolgt in der Erzeugerpreisstatistik durch eine gezielte Stichprobe. Zu diesem Zweck wurde in einem ersten Arbeitsschritt die Zielstichprobe definiert, indem für jede der 1 343 Warenkorbpositionen die Anzahl der künftig benötigten Preisreihen (Preisrepräsentanten) festgelegt wurde. Mit dieser Indexrevision wurde ein neues Verfahren eingeführt, um den Stichprobenumfang festzulegen. Damit soll eine bessere Preiserhebung erreicht und die Preisentwicklung der verschiedenen Gütermärkte besser abgebildet werden. Bislang wurde für die Größe der Stichprobe nur die Höhe des Wägungsanteils berücksichtigt, je 0,1‰ Wägungsanteil einer Warenkorbposition wurde ein Preisrepräsentant festgelegt. Aus verschiedenen Gründen wurde von dieser Regel in bestimmten Fällen abgewichen. So wurde bislang etwa bei relativ großen Warenkorbpositionen mit einer homogenen Preisentwicklung zwischen den verschiedenen Preisrepräsentanten die Anzahl der Preisrepräsentanten nach unten korrigiert. Andererseits wurde bei Warenkorbpositionen mit sehr heterogenen Preisentwicklungen die Stichprobengröße erhöht. Dabei ist auch zu berücksichtigen, dass das Preisstatistikgesetz¹¹ eine Höchstgrenze von Unternehmen festlegt, die zur Preiserhebung herange-

11 Das Preisstatistikgesetz setzt für die Erhebung der Preise für land- und forstwirtschaftliche und gewerbliche Güter auf der Stufe der Erzeugung oder Gewinnung, der Be- und Verarbeitung, des Großhandels, des Einzelhandels und des Außenhandels eine Höchstgrenze von 34 000 Auskunftspflichtigen.

zogen werden können. Diese Höchstgrenze beschränkt zum einen den Stichprobenumfang und macht es zum anderen auch notwendig, den Gesamtstichprobenumfang möglichst effizient auf die Warenkorbpositionen zu verteilen. Das bisherige Verfahren konnte dazu führen, dass vereinzelt umsatzstarke Warenkorbpositionen mit einer sehr homogenen Preisentwicklung mit zu vielen Preisreihen ausgestattet waren und eher kleinere Warenkorbpositionen mit heterogenen Preisentwicklungen mit zu wenigen Preisreihen besetzt waren. Dies führte zu erheblichem manuellen Aufwand beim Festlegen der Zielstichprobe. Daher wurde ein neues Verfahren zur Bestimmung der Stichprobengröße eingeführt: Es berücksichtigt mehr Einflussgrößen als nur den Umsatz einer Warenkorbposition und mit ihm kann die Stichprobenplanung gleichzeitig kosteneffizienter und weitgehend automatisiert durchgeführt werden.

Ziel war es, ein standardisiertes Verfahren zur Bestimmung des notwendigen Stichprobenumfangs zu finden. Bei der Planung der Stichprobe und des Stichprobenumfangs müssen die grundlegenden Rahmenbedingungen der Erhebung berücksichtigt werden. Dies sind zum einen das Untersuchungsziel der Erhebung und die Grundgesamtheit der Erhebung, zum anderen aber auch, wie die Erhebungseinheiten ausgewählt werden (Kreienbrock, 1993). Beim Punkt Auswahl der Erhebungseinheiten mussten für die Planung des Stichprobenumfangs auch mögliche Antwortausfälle berücksichtigt werden. Der Stichprobenumfang wird für den kompletten Zeitraum einer Indexbasis fest definiert und soll entsprechend dem Laspeyres-Konzept nicht verändert werden. Da die Stichprobenziehung der Berichtsstellen auf Ebene der Güterarten geschieht, musste hier berücksichtigt werden, dass viele Güterarten nur von einer kleinen Anzahl von Unternehmen produziert und verkauft werden. Ein zu großer Stichprobenumfang kann in diesen Fällen dazu führen, dass die Stichprobe nicht vollständig gefüllt werden kann.

Untersuchungsziel der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte ist die Preisentwicklung der Güter und Dienstleistungen, die in den Wirtschaftszweigen des Bergbaus, des Verarbeitenden Gewerbes und der Energie- und Wasserwirtschaft produziert und verkauft werden. Die Grundgesamtheit besteht in diesem Fall aus allen Preisen von im Inland produzierten und verkauften Gütern im Basiszeitraum. Diese Grundgesamtheit ist allerdings unbekannt. Weder sind die Anzahl der Verkäufe und

deren Volumen hinreichend bekannt, noch sind alle produzierten und verkauften Güter in ihren unterschiedlichen Varianten bekannt. Bekannt sind die Anzahl der Unternehmen mit Inlandsproduktion und -absatz, deren Gesamtumsatz sowie der Produktionswert für einzelne Güterarten. Aus den bisherigen Preiserhebungen ist auch die Preisentwicklung für die im Warenkorb berücksichtigten Güterarten bekannt.

Unabhängig von der Art des Stichprobenverfahrens (einfache Zufallsstichprobe, zweistufige geschichtete Stichprobe oder Klumpenstichprobe) werden die gleichen Bestimmungsgrößen für die Ermittlung des notwendigen Stichprobenumfangs benötigt beziehungsweise müssen festgelegt werden.¹² Dies sind die gewünschte Genauigkeit und Sicherheit der Stichprobe sowie ein Maß für die Homogenität der Grundgesamtheit. Da für die Stichprobe vom Ziehen ohne Zurücklegen ausgegangen wird, wird ebenso eine Größe für die Grundgesamtheit, aus der gezogen werden kann, benötigt. Die Genauigkeit wird entweder als absoluter oder als relativer Fehler definiert, der so eine gewünschte relative oder eine absolute Schwankungsbreite vorgibt.¹³ Die Sicherheit wird als Wahrscheinlichkeit angegeben, mit der die Ergebnisse der Stichprobenerhebung innerhalb der durch die Genauigkeit definierten Schwankungsbreite liegen. Die Homogenität der Grundgesamtheit wird durch ein Streuungsmaß dieser Grundgesamtheit beschrieben.

Um den notwendigen Stichprobenumfang nun für die Erhebung der Erzeugerpreise bestimmen zu können, müssen einige Annahmen getroffen und anschließend das Stichprobenverfahren festgelegt werden. Zunächst muss eine Alternative zur unbekanntem Grundgesamtheit aller Verkäufe beziehungsweise Verkaufspreise bestimmt werden. Bei der Preiserhebung werden Unternehmen herangezogen, die für eine bestimmte Warenkorbposition über einen bestimmten Zeitraum (mindestens einen Basiszeitraum) vergleichbare Verkaufspreise melden sollen. Anspruch der Preiserhebung ist es, dass die Verkaufspreise sich auf ein umsatzstarkes Produkt beziehen, das repräsentativ für die Preisentwicklung

12 Zum Überblick über die verschiedenen Stichprobenverfahren siehe Quatember (2014), für einen Überblick über die Verfahren zum Bestimmen der notwendigen Stichprobengröße siehe von der Lippe (2011).

13 Zur Definition des absoluten Fehlers siehe Quatember (2014), hier: Seite 41 ff.

aller Produkte dieser Güterart ist, die von dem Unternehmen produziert werden. Dies ist oft eine nur schwer umsetzbare Anforderung an die Preismeldung und erfordert dementsprechend engen Kontakt mit den Berichtsstellen und eine sorgfältige Auswahl des gemeldeten Produkts.¹⁴ Um sich einer Grundgesamtheit für das Stichprobenverfahren anzunähern, musste eine, für bestimmte sehr heterogene Produktbereiche auch schwierige Annahme getroffen werden. So wird für das Stichprobenverfahren davon ausgegangen, dass durch die Erhebung eines Preises einer Warenkorbposition die Preisentwicklung des Unternehmens für dessen gesamtes Produktportfolio der Warenkorbposition repräsentativ erfasst wird. Somit kann die eigentliche Grundgesamtheit aller Verkaufsfälle und aller Preise durch die Grundgesamtheit aller Unternehmen ersetzt werden.

Für die Homogenität der Grundgesamtheit kann wieder auf das eigentliche Untersuchungsziel, nämlich die Preisentwicklung, Bezug genommen werden. Als Streuungsmaß wird somit die aus der Preiserhebung gewonnene Stichprobenstandardabweichung der Differenzen der Preisveränderungen der verschiedenen Preisreihen einer Warenkorbposition verwendet. Damit wird erreicht, dass Warenkorbpositionen, die eine eher heterogene Preisentwicklung aufweisen, bei denen also große Abweichungen zwischen den einzelnen Preisveränderungen vorliegen, mit einem größeren Stichprobenumfang versehen werden. Warenkorbpositionen mit sehr homogener Preisentwicklung dagegen können mit kleinerem Stichprobenumfang auskommen. Ferner wird hier der Einfachheit halber für das Stichprobenverfahren eine Normalverteilung dieser Preisdifferenzen angenommen.

Für das Stichprobenverfahren wurde die einfache Zufallsauswahl für jede Warenkorbposition gewählt, damit die Auswahlwahrscheinlichkeit für alle Unternehmen, die Güter der jeweiligen Warenkorbposition produzieren, gleich groß ist. Mit der Anzahl der Unternehmen je Warenkorbposition als Grundgesamtheit

und der Stichprobenstandardabweichung aus der Preiserhebung lässt sich die notwendige Stichprobengröße für eine Warenkorbposition mit der Standardlehrbuchformel bestimmen.

$$n_i^* = \frac{u_{1-\alpha/2}^2 \cdot S_i^2}{\varepsilon_i^2 + \frac{1}{N_i} \cdot u_{1-\alpha/2}^2 \cdot S_i^2}$$

Dabei wurde für den Fehlerwert ε_i ein relativer Fehler von 10% der Standardabweichung angenommen und für α das Sicherheitsniveau von 5% gesetzt. N_i ist die Anzahl der Unternehmen der Warenkorbposition i und n_i^* die notwendige Stichprobengröße für diese Warenkorbposition. Als Ergebnis konnte so für die 1 343 Warenkorbpositionen eine Stichprobengröße bestimmt werden, die abhängig ist von der Anzahl der Unternehmen, die das entsprechende Gut produzieren, und der bisherigen Preisentwicklung dieser Warenkorbposition. Für neue Warenkorbpositionen, für die keine Preisentwicklungen aus der Vergangenheit vorlagen, wurde die Preisentwicklung des nächst höheren Aggregats des Warenkorbs unterstellt. Der so bestimmte Gesamtumfang der Stichprobe entspricht in etwa dem, der sich nach dem Verfahren, wie es für die vergangenen Basisjahre angewendet wurde, ergeben hätte. Dies liegt zum einen daran, dass in den meisten Güterabteilungen eine hohe Korrelation zwischen Umsatz und Unternehmensanzahl herrscht. Zum anderen zeigt sich in Abteilungen, die diesen Zusammenhang nicht haben (wie etwa die Güterabteilungen Maschinen oder Kraftwagen und Kraftwagenteile), dass insbesondere dort häufig die Güterarten von einer kleinen Anzahl von Unternehmen produziert werden. Unabhängig von dem Verfahren, wie die Stichprobengröße bestimmt wird, ergibt sich in diesen Abteilungen ein ähnliches Ergebnis für den Stichprobenumfang.

Mit der Indexrevision verbunden ist eine turnusmäßige Rotation der Berichtsstellen. Bei dieser wird entschieden, welche Berichtsstellen aus der Preiserhebung entlassen werden und welche über die neue Indexbasis weitergeführt werden. Darüber hinaus wurde die neu gewonnene Zielstichprobe mit der bisherigen Stichprobe verglichen. Daraus wurde ermittelt, für welche Warenkorbpositionen weitere Berichtsstellen und Preiserhebungen benötigt werden, und für welche weniger Preiserhebungen notwendig sind. Auf dieser Basis wurde die Heranziehung der neu einzubeziehenden Unternehmen

14 In Zusammenarbeit mit den Berichtsstellen werden eventuelle Alternativen oder aber auch die Preismeldung für mehrere verschiedene Produkte diskutiert, um eine repräsentative Preisentwicklung darstellen zu können. Anspruch an die Preismeldung ist, dass das Produkt, für das die Preise gemeldet werden,

- › langfristig in gleicher Qualität produziert und abgesetzt wird,
- › häufig verkauft wird,
- › von großer Umsatzbedeutung für das Unternehmen ist und
- › repräsentativ für die entsprechende Güterart ist.

veranlasst. Insgesamt melden für den Erzeugerpreisindex gewerblicher Produkte auf Basis 2015 etwa 7 500 Berichtsstellen rund 10 100 Preisrepräsentanten.

4

Ergebnisse der Indexneuberechnung

Mit den neuen Berechnungsgrundlagen (Warenkorb, Wägungsschema, Berichtsstellen- und Preisrepräsentantenstichprobe) erfolgte eine Neuberechnung aller Indexergebnisse ab Januar 2015.

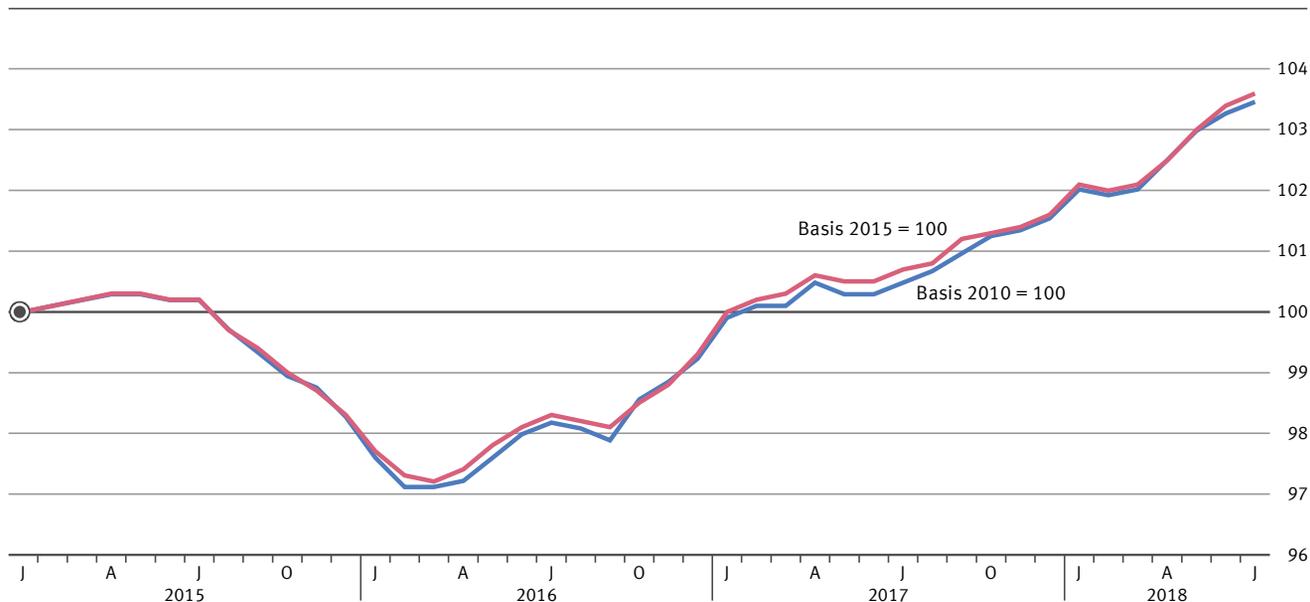
Im Allgemeinen wird erwartet, dass für einen parallel berechneten Zeitraum ein Preisindex auf einer neuen Basis weniger stark ansteigt (beziehungsweise noch stärker sinkt) als der Index auf alter Basis (Neubauer, 1996, hier: Seite 57). Es wird davon ausgegangen, dass die Preiselastizitäten der Güter des Warenkorbs negativ sind und somit Güter, deren Preise steigen, durch Güter mit niedrigeren Preisen oder mit weniger stark steigenden Preisen ersetzt werden. Dieser sogenannte Laspeyres-Effekt wird durch Substitutionseffekte erklärt. Das Gewicht der Positionen mit einer niedrigeren Preisentwicklung im Warenkorb sollte steigen, da deren Umsätze steigen; die Unternehmen mit einer günstigeren Preis-

entwicklung sollten mit einer größeren Wahrscheinlichkeit in die Befragung aufgenommen werden, da deren Produktions- und Umsatzwerte steigen. Im Gegensatz zu den Indexrevisionen 2005 (Peter, 2009) und 2010 (Peter, 2014) trifft dies diesmal auf den Gesamtindex der Erzeugerpreise nicht zu. Auch die meisten Güterabteilungen zeigen eine gegenteilige Entwicklung. In [Grafik 1](#) ist der Verlauf des Gesamtindex auf Basis 2010 und Basis 2015 abgebildet. Die Indizes sind für den Vergleich auf Januar 2015 = 100 normiert. Sie verlaufen im Jahr 2015 weitestgehend gleich, erst im Jahr 2016 ergeben sich Differenzen. Die größte Differenz mit jeweils 0,2 Prozentpunkten, die der Index auf Basis 2015 über dem Index auf Basis 2010 liegt, verzeichnen der Mai und der August 2016. Nachdem die Indizes Ende 2016 wieder zusammenlaufen, beträgt die größte Differenz im Jahr 2017 wieder 0,2 Prozentpunkte, und zwar im Juli. Im Jahr 2018 weist wiederum der Juli, der letzte vergleichbare Monat, den größten Unterschied auf: Der neue Index auf Basis 2015 liegt um 0,1 Prozentpunkte über dem alten Index auf Basis 2010.

Für den Zeitraum Januar 2015 bis Juli 2018 wurden zwei Indizes auf unterschiedlicher Basis berechnet. In diesem Zeitraum lagen die Veränderungsraten von den 29 zu vergleichenden Güterabteilungen nur bei neun Abteilungen auf neuer Basis unter denen auf alter Basis. Bei

Grafik 1

Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2010 und Basis 2015 im Vergleich
Januar 2015 = 100



2019 - 01 - 00120

20 Abteilungen lagen die Indizes auf Basis 2015 über denen auf Basis 2010. Die beiden größten Abweichungen betrafen Erdöl und Erdgas mit +12,8 Prozentpunkten und Sekundärrohstoffe mit +5,7 Prozentpunkten. Sieht man davon ab, lagen die Abweichungen der Güterabteilungen von neuer Basis zu alter Basis zwischen +0,7 Prozentpunkten (Papier, Pappe und Waren daraus) und –1,3 Prozentpunkten (Tabakerzeugnisse).

↘ Tabelle 3

Eine eindeutige Identifizierung von Laspeyres-Effekten (Substitutionseffekten) oder die genaue Zuordnung von Gründen für die Abweichungen sind nur schwer möglich. Zumeist treten verschiedene Ursachen gemeinsam auf, die zu den unterschiedlichen Verläufen auf neuer und alter Basis führen. Mit dem Austausch von Warenkorpositionen, der neuen Gewichtung und dem Tausch von Berichtsstellen können mehrere Gründe für einen veränderten Verlauf vorliegen, deren Einflüsse nur sehr schwer

Tabelle 3

Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2010 und Basis 2015

	Veränderungsraten Juli 2018 gegenüber Januar 2015		
	Basis 2010	Basis 2015	Differenz in Prozentpunkten
	%		
Erzeugerpreisindex gewerblicher Produkte insgesamt	+ 3,5	+ 3,6	+ 0,1
05 Kohle	– 1,6	– 1,6	± 0,0
06 Erdöl und Erdgas	– 7,3	+ 5,5	+ 12,8
08 Steine und Erden, sonstige Bergbauerzeugnisse	+ 4,9	+ 5,4	+ 0,5
10 Nahrungs- und Futtermittel	+ 5,6	+ 5,7	+ 0,1
11 Getränke	+ 4,5	+ 5,5	+ 1,0
12 Tabakerzeugnisse	+ 9,0	+ 7,7	– 1,3
13 Textilien	+ 1,8	+ 1,5	– 0,2
14 Bekleidung	+ 2,7	+ 3,1	+ 0,4
15 Leder und Lederwaren	+ 4,6	+ 4,9	+ 0,3
16 Holz sowie Holz- und Korkwaren (ohne Möbel); Flecht- und Korbmacherwaren	+ 5,6	+ 5,9	+ 0,3
17 Papier, Pappe und Waren daraus	+ 6,7	+ 7,3	+ 0,7
18 Druckerzeugnisse, bespielte Ton-, Bild- und Datenträger	± 0,0	– 0,5	– 0,5
19 Kokereierzeugnisse und Mineralölerzeugnisse	+ 16,0	+ 16,4	+ 0,4
20 Chemische Erzeugnisse	+ 4,0	+ 3,7	– 0,3
21 Pharmazeutische und ähnliche Erzeugnisse	+ 1,7	+ 2,2	+ 0,5
22 Gummi- und Kunststoffwaren	+ 2,1	+ 1,9	– 0,2
23 Glas und Glaswaren, Keramik, verarbeitete Steine und Erden	+ 5,0	+ 5,2	+ 0,2
24 Metalle	+ 8,3	+ 8,8	+ 0,5
25 Metallerzeugnisse	+ 4,4	+ 4,6	+ 0,2
26 Datenverarbeitungsgeräte, elektronische und optische Erzeugnisse	– 0,6	– 0,2	+ 0,4
27 Elektrische Ausrüstungen	+ 3,5	+ 3,8	+ 0,3
28 Maschinen	+ 3,8	+ 3,8	± 0,0
29 Kraftwagen und Kraftwagenteile	+ 2,1	+ 2,1	± 0,0
30 Sonstige Fahrzeuge	+ 2,8	+ 2,5	– 0,3
31 Möbel	+ 5,3	+ 5,0	– 0,3
32 Waren a.n.g.	+ 3,8	+ 3,9	+ 0,1
33 Reparatur, Instandhaltung und Installation von Maschinen und Ausrüstungen (einschließlich Wartung)	+ 6,9	+ 7,0	+ 0,2
35 Energie und Dienstleistungen der Energieversorgung	– 0,9	– 1,5	– 0,5
36 Wasser und Dienstleistungen der Wasserversorgung	+ 4,4	+ 4,8	+ 0,4
383 Sekundärrohstoffe	+ 9,9	+ 15,6	+ 5,7

Güterabteilungen/Gütergruppe des Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2009 (GP 2009).

voneinander zu trennen sind. Die größte Abweichung betrifft die Güterabteilung Erdöl und Erdgas. Hier kam es zu Verschiebungen der relativen Gewichte, sodass die Preisentwicklung von Erdöl einen stärkeren Einfluss auf die Entwicklung der Güterabteilung hat. Vergleicht man die Abweichungen der Subindizes für Erdöl und Erdgas separat, ergibt sich ein differenzierteres Bild. So betrug der Anstieg der Preise für Erdöl zwischen Januar 2015 und Juli 2018 auf alter Basis 43,6%, auf neuer Basis beläuft er sich auf 49,2%. Der Rückgang der Preise bei Erdgas beträgt auf alter Basis –15,0% gegenüber –12,7% auf neuer Basis. Diese Abweichungen resultieren aus der Überarbeitung der Berichtsstellenstichprobe. Bei den Tabakerzeugnissen veränderten sich die Indexverläufe vor allem durch die Neuaufnahme von Feinschnitt in die Preiserhebung und die Neugewichtung der Warenkorbpositionen. Ebenso sind die Veränderungen des Warenkorbs und die damit verbundenen Änderungen der Gewichte bei den Sekundärrohstoffen für die hohe Differenz verantwortlich. Der niedrigere Verlauf der Preise der Güterabteilung elektrischer Strom, Erdgas in der Verteilung und Fernwärme resultiert größtenteils aus der Verschiebung der Gewichtung hin zu höheren Anteilen von Erdgas.

Im Zuge einer Basisumstellung müssen auch die bisherigen Indexergebnisse vor Januar 2015 auf das neue Basisjahr 2015 umgerechnet werden. Diese langen Indexreihen, teilweise mit Monatswerten bis 1976 und Jahreswerten bis 1949, werden mittels multiplikativer Verknüpfung der Werte auf alter Basis mit den neuen Indexergebnissen gebildet. Hierfür werden die Indexwerte auf Basis 2010 = 100 vor 2015 mit den Indexwerten auf Basis 2015 = 100 ab 2015 mithilfe des Quotienten der Januarwerte 2015 auf neuer und alter Basis verkettet. Dabei wurde geprüft, ob Änderungen der Gütersystematik, wie im Fall der Metalle, die Verkettung verhindern, oder ob Änderungen im Warenkorb oder Wägungsschema, etwa die Neuaufnahme von Güterarten in den Warenkorb oder deren Streichung, gegen eine Verkettung sprechen. In diesen Fällen erfolgt keine Rückrechnung der Indizes.

5

Veröffentlichung der Indexergebnisse

Die Ergebnisse der Erzeugerpreisstatistik liegen etwa 20 Tage nach dem Ende des jeweiligen Berichtszeitraums vor. Die detaillierten Ergebnisse werden in unterschiedlichen Formen veröffentlicht:

- › Eine Pressemitteilung informiert über die Eckwerte und erläutert besondere Entwicklungen.
- › Das Datenbanksystem GENESIS-Online (www.destatis.de) bietet alle Ergebnisse der Erzeugerpreisstatistik in unterschiedlichen Datenformaten (xls, xlsx, html und csv).
- › Die Fachserie 17 Preise, Reihe 2 Preise und Preisindizes für gewerbliche Produkte (Erzeugerpreise) steht im Themenbereich Preise auf der Webseite des Statistischen Bundesamtes zur Verfügung.¹⁵ Die Fachserie enthält Werte des aktuellen Monats, des Vormonats, des Vorjahresmonats und den Jahresdurchschnitt des Vorjahres für 649 ausgewählte Positionen des Warenkorbs, ebenso Durchschnittspreise für ausgewählte Mineralölzeugnisse (Superbenzin, Dieselkraftstoffe und leichtes Heizöl).
- › Für die Positionen der Fachserie sind lange Indexreihen als Download verfügbar. 

15 www.destatis.de

LITERATURVERZEICHNIS

Kreienbrock, Lothar. *Einführung in die Stichprobenverfahren*. 2. Auflage. München 1993.

Neubauer, Werner. *Preisstatistik*. München 1996.

Peter, Florian. *Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz) auf Basis 2005*. In: *Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 8/2009, Seite 809 ff.

Peter, Florian. [*Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte \(Inlandsabsatz\) auf Basis 2010*](#). In: *Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 3/2014, Seite 202 ff.

Quatember, Andreas. *Datenqualität in Stichprobenerhebungen*. Berlin 2014.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Fachserie 4 Produzierendes Gewerbe Reihe 3.1 Produktion im Produzierenden Gewerbe 2015*. Wiesbaden 2016a.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Fachserie 4 Produzierendes Gewerbe Reihe 4.1.1 Beschäftigung und Umsatz der Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden 2006*. Wiesbaden 2007.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Fachserie 4 Produzierendes Gewerbe Reihe 4.2.4 Material- und Wareneingangserhebung im Verarbeitenden Gewerbe sowie im Bergbau und in der Gewinnung von Steinen und Erden 2015*. Wiesbaden 2016b.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Fachserie 4 Produzierendes Gewerbe Reihe 6.1 Beschäftigung, Umsatz, Investitionen und Kostenstruktur der Unternehmen in der Energieversorgung, Wasserversorgung, Abwasser- und Abfallentsorgung, Beseitigung von Umweltverschmutzungen 2015*. Wiesbaden 2017.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Fachserie 19 Umwelt Reihe 2.1.1 Öffentliche Wasserversorgung und öffentliche Abwasserentsorgung 2013*. Wiesbaden 2015.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken 2009*. Wiesbaden 2008.

Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008*. Wiesbaden 2009.

Statistisches Bundesamt. *Handbuch zur Methodik. Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz)*. Wiesbaden 2014.

Verband Deutscher Papierfabriken e.V. *Papier Kompass 2016/2015*. Bonn 2016.

von der Lippe, Peter. *Wie groß muss meine Stichprobe sein, damit sie repräsentativ ist?* 2011. [Zugriff am 19. März 2019]. Verfügbar unter: www.von-der-lippe.org/downloads1.php

Wirtschaftsvereinigung Metalle e.V. *Statistik der Nichteisen-Metallindustrie 15.16*. [Zugriff am 19. März 2019]. Verfügbar unter: www.wvmetalle.de/presse/alle-publikationen/

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz über die Preisstatistik in der im Bundesgesetzblatt Teil III, Gliederungsnummer 720-9, veröffentlichten bereinigten Fassung, das zuletzt durch Artikel 71 des Gesetzes vom 8. Juli 2016 (BGBl. I Seite 1594) geändert worden ist.

Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsblatt der EG Nr. L 162, Seite 1).

Jens Dechent

ist Diplom-Ingenieur und leitet das Referat „Baugewerbe, Bautätigkeit“ des Statistischen Bundesamtes. Er ist dort unter anderem für die konzeptionelle und methodische Weiterentwicklung der Baustatistiken verantwortlich.

Ingo Wagner

ist Diplom-Volkswirt und Referent im oben genannten Referat. Er beschäftigt sich dort insbesondere mit der konzeptionellen und methodischen Weiterentwicklung der Bautätigkeitsstatistiken.

Dr. Stefan Linz

ist Volkswirt und leitet das Referat „Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe, Methodenentwicklung in der Konjunkturstatistik, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes.

UMSTELLUNG DER KONJUNKTUR-INDIZES IM BAUGEWERBE AUF DAS BASISJAHR 2015

Jens Dechent, Ingo Wagner, Dr. Stefan Linz

↳ **Schlüsselwörter:** Baugewerbe – Konjunkturindikator – Bauhauptgewerbe – Ausbaugewerbe – Umbasierung

ZUSAMMENFASSUNG

Mit dem Berichtsmonat September 2018 beziehungsweise dem dritten Berichtsquartal 2018 wurde bei den Konjunkturindizes im Baugewerbe das bisher geltende Basisjahr 2010 turnusmäßig durch das neue Basisjahr 2015 abgelöst. Bei den Umsatz- und Beschäftigtenindizes im Baugewerbe wurde die Bezugsgröße der Indizes auf das neue Basisjahr umgestellt. Bei den Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes erfolgte darüber hinaus eine Aktualisierung der Indexgewichte. Der vorliegende Aufsatz beschreibt die Indizes und die Umstellungsmaßnahmen.

↳ **Keywords:** *construction industry – short-term indicator – short-term economic monitoring – main construction industry – building completion work – rebasing*

ABSTRACT

As of reference month September 2018 or the third reference quarter of 2018, the base year of the short-term indices for the construction industry has been moved from 2010 to 2015 as part of a regular procedure. Regarding the indices of turnover and persons employed in the construction industry, the reference variable of the indices was re-based on the new base year. For the indices of new orders and of the stock of orders, the index weights were updated as well. This article describes the indices and the re-basing procedures.

1

Einleitung

In den amtlichen Unternehmensstatistiken werden mit den „kurzfristigen Statistiken“ monatliche und vierteljährliche Statistikergebnisse zur wirtschaftlichen Tätigkeit von Betrieben oder Unternehmen in verschiedenen Wirtschaftsbereichen bereitgestellt. Die Statistikmerkmale können sich auf die wirtschaftliche Leistung oder auf Preise und Kosten beziehen, die Ergebnisse werden als Summenergebnisse oder als Indizes veröffentlicht.¹ Dieser Aufsatz bezieht sich auf die Indizes zur wirtschaftlichen Leistung im Bereich des Baugewerbes.²

Die Indizes geben das Verhältnis der aktuellen Werte einer Messgröße zu den entsprechenden Werten im Basisjahr an. Ein Wert von zum Beispiel 110 für den Umsatzindex eines Wirtschaftsbereichs bedeutet, dass der Umsatz in diesem Bereich in der aktuellen Berichtsperiode 10% höher lag als im Basisjahr. Im Rahmen der turnusmäßigen Umbasierung wird das Basisjahr der Indizes der kurzfristigen Statistiken in der Regel alle fünf Jahre auf ein aktuelleres Bezugsjahr umgestellt.

Im Folgenden werden zunächst die Funktionen und Geltungsbereiche der betreffenden Indizes kurz charakterisiert. Danach werden grundlegende Schritte zum Aufbau der Indizes und zur Vorgehensweise bei ihrer Umbasierung erläutert. In den Kapiteln 3 bis 6 werden die Indizes im Einzelnen näher beschrieben.

- 1 Als Summenergebnisse werden hier Summen der Absolutwerte bezeichnet, die von einzelnen Betrieben gemeldet wurden – zum Beispiel die Umsatzsumme in Euro, die in einem Wirtschaftszweig im betreffenden Monat von den befragten Betrieben erzielt wurde.
- 2 Zur Basisumstellung von Indizes zur wirtschaftlichen Leistung aus anderen Bereichen des Produzierenden Gewerbes und zum Produktionsindex für das Baugewerbe wurde bereits in dieser Zeitschrift berichtet (Linz und andere, 2018).

2

Übersicht über die Konjunkturindizes im Baugewerbe

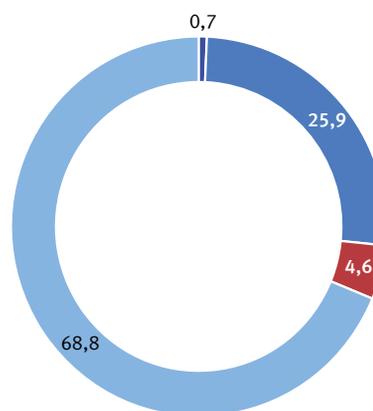
2.1 Funktionen und Geltungsbereiche

Die Konjunkturindizes im Baugewerbe spielen eine wichtige Rolle für die Konjunkturbeobachtung. Für die Bundesregierung, Landesregierungen, Bau- und Handwerksverbände sowie Kammern liefern sie Basisdaten und sind somit eine unverzichtbare Grundlage für zahlreiche Entscheidungen auf dem Gebiet der Wirtschaftspolitik und insbesondere der Baupolitik. Unternehmen und ihre Fachverbände benötigen Informationen zur Konjunkturentwicklung zum Verständnis ihrer Märkte und um ihre Tätigkeit und Leistung mit Wettbewerbern im Baugewerbe auf nationaler und internationaler Ebene zu vergleichen.³

- 3 Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsblatt der EG Nr. L 162, Seite 1).

Grafik 1

Anteile der Wirtschaftszweige¹ an der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten 2015 in %



- A: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei
- B bis E: Verarbeitendes Gewerbe, Energieversorgung und weitere Bereiche
- F: Baugewerbe
- G bis T: Dienstleistungsbereiche

1 Abschnitte der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

↳ Grafik 1 zeigt, wie sich die gesamtwirtschaftliche Bruttowertschöpfung in Deutschland auf verschiedene Wirtschaftsbereiche verteilt. Auf das Baugewerbe (Abschnitt F) als Teil des Produzierenden Gewerbes entfällt ein gesamtwirtschaftlicher Wertschöpfungsanteil von knapp 5 %.

Die Einordnung der wirtschaftlichen Tätigkeiten der Betriebe des Baugewerbes folgt dabei der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008; Statistisches Bundesamt, 2009). Wie sich die Wertschöpfung innerhalb des Baugewerbes auf die Abteilungen und Gruppen des Abschnitts F der Wirtschaftszweigklassifikation verteilt, ist ↳ Tabelle 1 zu entnehmen.

Auf den Wirtschaftszweig 41 „Hochbau“ – hierzu gehört vor allem die Errichtung von Gebäuden – entfällt rund ein Fünftel der Wertschöpfung des Baugewerbes. Der Wirtschaftszweig 42 „Tiefbau“ umfasst den Bau von Straßen und Bahnverkehrsstrecken, aber auch den Leitungstiefbau und Kläranlagenbau sowie den sonstigen Tiefbau (darunter vor allem Fabrikanlagen ohne Gebäude oder Sportanlagen). Der Wirtschaftszweig 43 enthält die Durchführung von Teilarbeiten an Hoch- und Tiefbauten. Dabei handelt es sich meist um spezialisierte Tätigkeiten, wie Fundamentarbeiten, Rohbau, Maurerarbeiten, Gerüstbau, Dachdeckung, Elektroinstallation.

Parallel zur Wirtschaftszweigklassifikation wird in der deutschen amtlichen Statistik für die statistische Abbil-

dung des Baugewerbes eine Branchengliederung nach sogenannten Bausparten verwendet, nämlich dem Bauhauptgewerbe und dem Ausbaugewerbe. Es ist zu beachten, dass in dieser Gliederung die Begriffe „Baugewerbe“ und „Hochbau“ etwas anders abgegrenzt sind als in der Wirtschaftszweigklassifikation. In der Gliederung nach Bausparten gehört zum Hochbau der Rohbau in einem umfassenderen Sinne, also zum Beispiel auch die vorbereitenden Baustellenarbeiten, Fundamentarbeiten oder die Errichtung von Dächern. Zum Ausbaugewerbe werden in der Gliederung nach Bausparten nur die Wirtschaftszweige gezählt, die mit dem nachfolgenden Ausbau von Gebäuden zu tun haben, wie Elektroinstallation, Gas-, Wasser-, Heizungs-, Lüftungs- und Klimainstallation oder das Maler- und Raumausstattergewerbe. In der ↳ Tabelle 2 sind die Wertschöpfungsanteile in dieser Gliederung dargestellt. Die Gruppen der Klassifikation der Wirtschaftszweige lassen sich jeweils

Tabelle 2
Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten nach Bausparten 2015

	Anteile in %
Baugewerbe (Abschnitt F ohne 41.1)	100
Bauhauptgewerbe	45,0
Hochbau (41.2 + 43.1 + 43.9)	32,4
Tiefbau (42)	12,6
Ausbaugewerbe (43.2 + 43.3)	55,0

Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

Tabelle 1
Bruttowertschöpfung im Baugewerbe (Abschnitt F) 2015

		Anteile an der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten
		%
F	Baugewerbe	100
41	Hochbau	18,8
	41.1 Erschließung von Grundstücken; Bauträger	4,4
	41.2 Bau von Gebäuden	14,3
42	Tiefbau	12,1
	42.1 Bau von Straßen und Bahnverkehrsstrecken	6,2
	42.2 Leitungstiefbau und Kläranlagenbau	3,7
	42.9 sonstiger Tiefbau	2,1
43	Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallation und sonstiges Ausbaugewerbe	69,1
	43.1 Abbrucharbeiten und vorbereitende Baustellenarbeiten	2,3
	43.2 Bauinstallation	34,0
	43.3 Sonstiger Ausbau	18,6
	43.9 Sonstige spezialisierte Bautätigkeiten	14,3

Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

dem Hochbau, Tiefbau oder dem Ausbaugewerbe zuordnen. Die Zuordnung der betreffenden Wirtschaftszweige ist in Klammern hinter den Bauspartenbezeichnungen angegeben.⁴

In der Gliederung nach Bausparten kommt dem Hochbau wegen der breiteren Definition ein Wertschöpfungsanteil von fast einem Drittel zu. Das Ausbaugewerbe hat wegen der engeren Abgrenzung in dieser Gliederung eine etwas geringere wirtschaftliche Bedeutung, es umfasst aber immer noch mehr als die Hälfte der gesamten Wertschöpfung im Baugewerbe.

↳ **Übersicht 1** gibt einen Überblick über die Konjunkturindizes im Baugewerbe und informiert über die Geltungsbereiche in der Gliederung nach Bausparten und Wirtschaftszweigen sowie über die Periodizität der Indizes. Für das Bauhauptgewerbe werden Auftragseingangsindizes monatlich und Auftragsbestandsindizes vierteljährlich berechnet. Umsatz- und Beschäftigtenindizes sind für das Bauhauptgewerbe und für das Ausbaugewerbe verfügbar. Dabei werden die Indizes für das Bauhauptgewerbe monatlich und für das Ausbaugewerbe vierteljährlich erstellt.

Übersicht 1

Geltungsbereiche und Periodizität der Konjunkturindizes im Baugewerbe

Indizes	Geltungsbereich nach Bausparten (Wirtschaftszweigen)	Periodizität
Auftragseingangsindizes	Bauhauptgewerbe (41.2 + 43.1 + 43.9 + 42)	monatlich
Auftragsbestandsindizes	Bauhauptgewerbe (41.2 + 43.1 + 43.9 + 42)	vierteljährlich
Umsatzindizes	Bauhauptgewerbe (41.2 + 43.1 + 43.9 + 42)	monatlich
Umsatzindizes	Ausbaugewerbe (43.2 + 43.3)	vierteljährlich
Beschäftigtenindizes	Bauhauptgewerbe (41.2 + 43.1 + 43.9 + 42)	monatlich
Beschäftigtenindizes	Ausbaugewerbe (43.2 + 43.3)	vierteljährlich

Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008).

2.2 Basisumstellung bei den Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes

Der Aufbau der Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes kann durch drei grundlegende Berechnungsschritte beschrieben werden: Normierung, Aggregation und Preisbereinigung.⁵

Mit der Normierung werden im ersten Schritt Indizes für tiefer gegliederte Bauarten, zum Beispiel für den Wohnungsbau, berechnet.⁶ Hierfür werden die aktuellen Auftragswerte für eine Bauart ins Verhältnis zum Durchschnitt derselben Größe im Basisjahr gesetzt. Ein Indexwert von 100 entspricht zum Beispiel dem Wert der Auftragseingänge, der in der betreffenden Bauart in den Monaten des Basisjahres durchschnittlich erzielt wurde.

Mit der Aggregation werden im zweiten Schritt die Indizes für Bauarten zu Indizes für die höheren Gliederungsebenen zusammengefasst, den sogenannten Indexaggregaten. Zum Beispiel wird ein Gesamtindex für das Bauhauptgewerbe gebildet oder es werden Indexaggregate für andere Zusammenfassungen der Bauarten berechnet. Beim Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindex werden übergeordnete Indizes jeweils als gewichtete Mittelwerte der einbezogenen Indizes für Bauarten gebildet. Die Gewichte sollen die wirtschaftliche Bedeutung der jeweiligen Bauarten widerspiegeln.

Mit dem dritten Berechnungsschritt, der Preisbereinigung, wird der Einfluss der durchschnittlichen Preisentwicklung im betreffenden Wirtschaftsbereich ausgeschaltet. Für die Preisbereinigung werden die nominalen Indizes durch geeignete Preisindizes geteilt. Da die einzelnen Preisindizes der amtlichen Preisstatistik nicht immer exakt den unterschiedlichen Bauarten zugeordnet werden können, werden nur ausgewählte Auftrags- und Auftragsbestandsindizes preisbereinigt, zum Teil erfolgt die Preisbereinigung nur für übergeordnete Aggregate.

4 Der Wirtschaftszweig 41.1 „Erschließung von Grundstücken; Bauträger“ wird in der Gliederung nach Bausparten nicht berücksichtigt, weil dieser Wirtschaftszweig bis zum Jahr 2008 den Dienstleistungsbereichen der Wirtschaftszweigklassifikation zugeordnet war. Um die Konsistenz der Zeitreihen zu wahren, wird der Bereich bei der Betrachtung der Bausparten weiterhin ausgeklammert.

5 Die Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes für das Baugewerbe sind ähnlich aufgebaut wie die Konjunkturindizes für das restliche Produzierende Gewerbe, die in dieser Zeitschrift bereits ausführlicher beschrieben wurden (Linz und andere, 2018).

6 Zur Abgrenzung der tiefer gegliederten „Bauarten“ siehe den Exkurs auf Seite 65.

Die Konjunkturindizes im Baugewerbe werden alle fünf Jahre umgestellt, wobei aus Gründen der internationalen Vergleichbarkeit die Basisjahre auf 0 oder 5 enden sollen. Bei den Auftragsbestands- und Auftragsbestandsindizes umfasst die Umstellung zwei zentrale Aspekte:

- (1) Aus praktischen Gründen erfolgt eine Normierung der Indizes auf ein neues Basisjahr, damit die Zahlenwerte einfach zu interpretieren sind und am aktuellen Rand nicht zu groß werden: Mit den Indizes wird ab Beginn der Umstellung nicht mehr das Verhältnis der aktuellen Werte zu den Durchschnittswerten des Jahres 2010, sondern zu denen des Jahres 2015 angegeben.
- (2) Die Gewichtungsinformationen werden auf das neue Basisjahr 2015 aktualisiert. Mit der jeweils über fünf Jahre konstanten Gewichtung soll in diesem Zeitraum ausgeschlossen werden, dass strukturelle Verschiebungen zwischen den Wirtschaftszweigen die Entwicklung des Index beeinflussen. Nach der Umstellung beziehen sich die Gewichte der Indizes auf die ökonomischen Verhältnisse im Jahr 2015 anstelle von 2010. Durch die Aktualisierung der Gewichte soll den wirtschaftlichen Strukturveränderungen in Deutschland Rechnung getragen werden, die im Fünfjahreszeitraum jeweils stattgefunden haben. Die Gewichte werden nur für den Berichtszeitraum ab dem Basisjahr aktualisiert – die Indizes für frühere Zeitpunkte bleiben von der Änderung der Gewichtungsstrukturen unberührt (siehe Grafik 2).

Im ersten Schritt der Umstellung werden die Indizes ab Januar des neuen Basisjahres 2015 neu berechnet. Die Neuberechnung erfolgt wie oben beschrieben durch Normierung, Aggregation und Preisbereinigung. Die neu

berechneten Indizes sind auf das Basisjahr 2015 normiert und die Gewichte beziehen sich ebenfalls auf die ökonomischen Strukturen des Jahres 2015.

Im nächsten Schritt werden die Indizes für die Zeit vor Januar 2015 umbasiert. Hierfür werden alle Indizes für einzelne Bauarten durch ihren durchschnittlichen Indexwert im Jahr 2015 geteilt. Mit der Umbasierung ändert sich das Bezugsjahr der früheren Indizes auf 2015.¹⁷ Die für die Indexberechnung verwendeten Gewichte beziehen sich aber nach wie vor auf die wirtschaftlichen Verhältnisse des Jahres 2010 – beziehungsweise bei älteren Indizes auf die Basisjahre davor. Die aus den Indexwerten von vor Januar 2015 berechneten Veränderungsrate (Indexveränderung gegenüber dem Vormonat oder Vorjahr) werden durch die Umbasierung nicht beeinflusst.

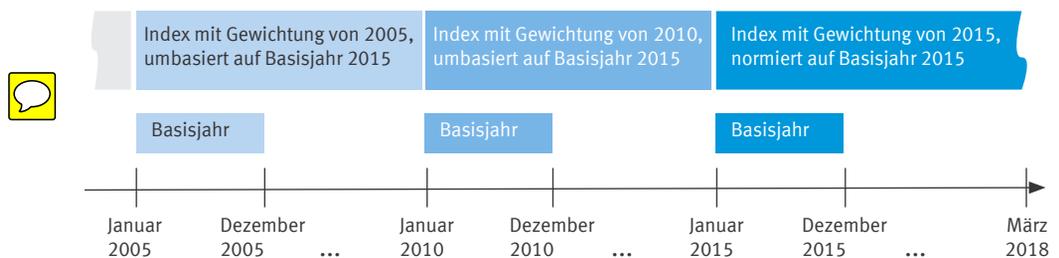
Im dritten Schritt werden die neu berechneten Indizes ab 2015 schließlich mit den Indizes der früheren Jahre verknüpft. Da die Indizes der früheren Jahre fünf Jahre zuvor ebenfalls mit den Indizes früherer Gewichtung verknüpft wurden, ergibt sich eine durchgehende Reihe von Gesamtindizes mit wechselnden Gewichtungsstrukturen, wobei diese die jeweils geltenden ökonomischen Strukturen repräsentieren sollen. [↘ Grafik 2](#) stellt die beschriebene Kombination aus Normierung, Umbasierung und Verknüpfung grafisch dar. Die Vorgehensweise bei der Erstellung langer Reihen kann auch als Verkettung über das Basisjahr bezeichnet werden, im Englischen wird der Begriff Splicing verwendet.

Die Basisumstellung kann immer erst dann durchgeführt werden, wenn die umbasierten Preisindizes für die Preis-

¹⁷ Neben den Indizes für einzelne Bauarten werden auch die zusammengefassten Gesamtindizes und Aggregate für Teilbereiche jeweils separat umbasiert.

Grafik 2

Verkettung der Gesamtindizes mit verschiedenen Gewichtungen



2019 - 01 - 0113

bereinigung verfügbar sind. Die Basisumstellung erfolgt daher mit einer Verzögerung von bis zu drei Jahren. Mit der Veröffentlichung des umgestellten Index werden die bis dahin publizierten Indexwerte ab Januar 2015 revidiert. Für den Indexbereich von vor Januar 2015 ändert sich durch die Basisumstellung das Indexniveau, die Veränderungsdaten vor Januar 2015 ändern sich grundsätzlich nicht.

↳ Tiefere Gliederung nach Bauarten im Bauhauptgewerbe

Für das Bauhauptgewerbe gibt es in Deutschland neben der Wirtschaftszweigklassifikation und der Einteilung nach Bausparten in Hoch- und Tiefbau eine weitere Untergliederung, welche bei der Erhebung der Auftrags-eingänge und -bestände angewandt wird. Dabei wird nach der überwiegenden Zweckbestimmung der von den Baubetrieben bearbeiteten Bauvorhaben sowie zum Teil nach dem Auftraggeber unterschieden. Die tief gegliederten Ergebnisse zu den Auftrags-eingangs- und Auftragsbestandsindizes werden ausschließlich in der in [↳ Übersicht 2](#) dargestellten Untergliederung veröffentlicht.

Übersicht 2

Tiefere Gliederung der wirtschaftlichen Aktivität im Bauhauptgewerbe nach Bauarten

Hochbau	Wohnungsbau	
	Hochbau ohne Wohnungsbau	Gewerblicher Hochbau ohne Wohnungsbau
		Öffentlicher Hochbau ohne Wohnungsbau
Tiefbau	Straßenbau	
	Tiefbau ohne Straßenbau	Gewerblicher Tiefbau ohne Straßenbau
		Öffentlicher Tiefbau ohne Straßenbau

Da diese Gliederung direkt bei der Erhebung der Auftrags-eingänge und -bestände verwendet wird, ist es nicht möglich, die einzelnen Positionen der tiefen Untergliederung nach Bauarten im Nachhinein eindeutig und überschneidungsfrei den Zweigen der Wirtschaftszweigklassifikation zuzuordnen. Eine solche Zuordnung ist im Bauhauptgewerbe nur für den Hochbau insgesamt beziehungsweise den Tiefbau insgesamt möglich.

2.3 Basisumstellung bei den Umsatz- und Beschäftigtenindizes

Bei der Berechnung der Umsatz- und Beschäftigtenindizes kommen die sogenannten Mixmodelle zum Einsatz (Dechent, 2017). Hier werden Primärerhebungen kombiniert mit Sekundärauswertungen von Verwaltungsdaten der Finanzverwaltungen und der Bundesagentur für Arbeit. Auf Basis des Verwaltungsdatenverwendungsgesetzes⁸ liefern hierbei die Finanzverwaltungen Daten zu den Unternehmensumsätzen, die im Rahmen der Umsatzsteuererhebung anfallen; die Bundesagentur für Arbeit übermittelt auf derselben Basis Angaben zu Beschäftigten an die statistischen Ämter. Diese Sekundärdaten werden zur Ergänzung der Primärerhebungen verwendet. Mit den Primärerhebungen kann eine größere Bandbreite von Merkmalen erfragt werden und die Fragen können genauer auf die Zwecke der jeweiligen Statistik zugeschnitten werden. Zur Entlastung der Auskunftgebenden beziehen sie sich jedoch nur auf Baubetriebe von Unternehmen mit mindestens 20 tätigen Personen. Konjunkturstatistische Daten für Baubetriebe von Unternehmen mit weniger als 20 tätigen Personen werden in den Primärerhebungen der amtlichen Statistik nicht erfragt.

Bei den Umsatz- und Beschäftigtenindizes kommt keine Gewichtung zum Einsatz. Die Indizes für Aggregate und das gesamte Baugewerbe werden als ungewichtete Summen der Ergebnisse für einzelne Wirtschaftszweige berechnet. Entsprechend erfolgt bei der Basisumstellung keine Neuberechnung und Verknüpfung von Indizes. Vielmehr wird für alle Indizes und Aggregate die gesamte verfügbare Zeitreihe auf das neue Basisjahr umbasiert, indem die aktuellen Werte durch ihren jeweiligen Durchschnitt im Jahr 2015 geteilt werden. Die Umstellung des Basisjahres ist hier eine rein arithmetische Umrechnung.

Nachdem die grundlegenden Schritte bei der Berechnung der Indizes und der Basisjahrumstellung beschrieben wurden, skizzieren die folgenden Abschnitte einige Besonderheiten der einzelnen Indizes.

⁸ Gesetz über die Verwendung von Verwaltungsdaten für Zwecke der Wirtschaftsstatistiken vom 4. November 2010.

3

Inhalt und Entwicklung der einzelnen Indizes

3.1 Auftragseingangsindizes für das Bauhauptgewerbe

Mit den Auftragseingangsindizes wird die monatliche Entwicklung des Wertes der in den Unternehmen jeweils neu eingegangenen Aufträge für das Bauhauptgewerbe gemessen. Als Auftragseingänge gelten die im abgelaufenen Kalendermonat eingegangenen und vom Betrieb fest akzeptierten Bauaufträge. Aufträge, die ohne feste Zusage für eine spätere Ausführung vorgemerkt wurden, sollen dabei unberücksichtigt bleiben.

Die Ausgangsdaten für die Indexberechnung werden im Rahmen einer monatlichen Erhebung bei Baubetrieben von Unternehmen mit 20 und mehr tätigen Personen erhoben, dem Monatsbericht im Bauhauptgewerbe.⁹ Im Jahr 2018 meldeten knapp 8500 Betriebe zu dieser Erhebung.¹⁰ Die Indexgewichte ergeben sich aus der mittleren Summe der Auftragswerte, berechnet als Durchschnitt über alle Monate des Basisjahres und über alle Betriebe, die in den betreffenden Bauarten tätig sind. Bei den Auftragseingangsindizes im Bauhauptgewerbe werden auf der tiefsten Gliederungsebene sechs Bauartenindizes berechnet und anschließend zu verschiedenen Indexaggregaten zusammengefasst. Eine Aufstellung der Gewichtungsstrukturen für die letzten beiden Basisjahre enthält [Tabelle 3](#).

Die Veränderung der Gewichte zeigt, dass die Bedeutung des Hochbaus zugenommen hat. Während im Jahr 2010 die Auftragseingänge in den beiden Bereichen Hochbau und Tiefbau noch gleich hoch ausfielen, ist im Jahr 2015 das Gewicht für den Hochbau größer als für den Tiefbau. [Grafik 3](#) zeigt die Trendentwicklungen der auf das Basisjahr 2015 umgestellten Auftragseingangsindizes im Bauhauptgewerbe für die beiden Bereiche Hochbau

Tabelle 3

Gewichte der Auftragseingangsindizes nach Bauarten

	Gewichte im Basisjahr 2010	Gewichte im Basisjahr 2015
	%	
Bauhauptgewerbe	100	100
Hochbau	50,0	53,8
Wohnungsbau	16,6	22,1
Hochbau ohne Wohnungsbau	33,4	31,7
Gewerblicher Hochbau ohne Wohnungsbau	25,0	25,0
Öffentlicher Hochbau ohne Wohnungsbau	8,4	6,7
Tiefbau	50,0	46,3
Straßenbau	18,8	17,0
Tiefbau ohne Straßenbau	31,2	29,2
Gewerblicher Tiefbau ohne Straßenbau	17,2	16,6
Öffentlicher Tiefbau ohne Straßenbau	14,0	12,6

und Tiefbau. Ergänzend ist der Auftragseingangsindex für den Wohnungsbau als Teil des Hochbaus angegeben.

Die Darstellung verdeutlicht, dass die Auftragseingänge im Bereich des Wohnungsbaus im Jahr 2010 noch deutlich niedriger lagen als im Jahr 2015. Die Baukonjunktur wurde im Zeitraum zwischen 2010 und 2015 vor allem durch den Wohnungsbau getragen, die Auftragseingänge sind im Wohnungsbau als Teilbereich des Hochbaus nominal um rund 65 % angestiegen. Hierbei dürften sowohl die niedrigen Zinsen als auch der wachsende Bedarf nach Wohnraum in den Ballungszentren eine Rolle gespielt haben.¹¹ Im Tiefbau war die konjunkturelle Entwicklung weniger ausgeprägt. Eine Ursache hierfür könnte sein, dass sich öffentliche Auftraggeber unmittelbar nach der Wirtschaftskrise 2008 im Rahmen der Konjunkturpakete außergewöhnlich stark engagiert hatten und Aufträge vorgezogen wurden. In der Folgezeit war im Tiefbau eine lange Phase mit geringer Dynamik der Auftragvergabe zu beobachten (de la Croix, 2016). Seit 2015 zeigt sich im Tiefbau ein mit dem Hochbau vergleichbarer Anstieg der Auftragseingänge. Diese Entwicklung dürfte unter anderem auf eine verstärkte Investitionstätigkeit des Bundes im Bereich der Verkehrswege zurückzuführen sein, welche in der Legislaturperiode der Jahre 2013 bis 2017 eingeleitet wurde (HDB, 2018).

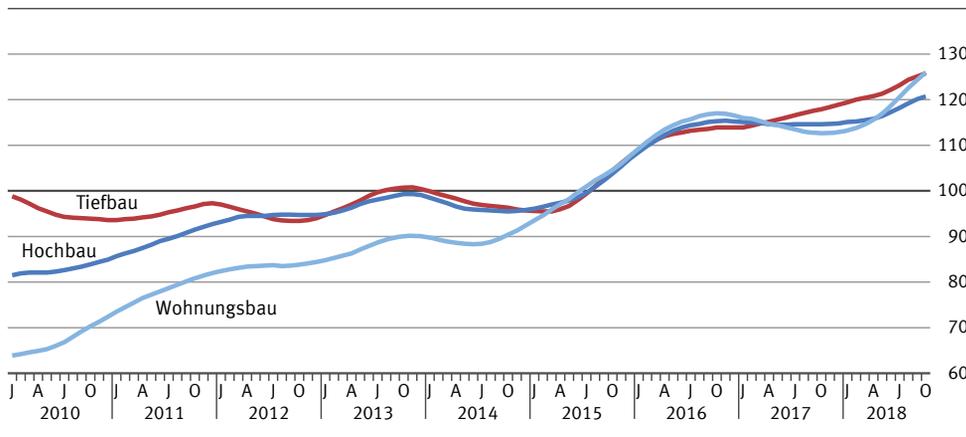
9 Zur Datenerhebung siehe Statistisches Bundesamt (2018).

10 Der Berichtskreis der meldenden Betriebe wird einmal jährlich angepasst. Im Jahr 2010 meldeten rund 7000 und im Jahr 2015 knapp 7700 Betriebe zum Monatsbericht im Bauhauptgewerbe. Veränderungen des Berichtskreises sollen in die Messgröße der Indexberechnung eingehen und können somit das Indexergebnis beeinflussen.

11 Der Zinssatz für Hypothekarkredite auf Wohngrundstücke lag im Jahr 2009 durchschnittlich bei über 4 %, bis zum Jahr 2016 war ein konstanter Rückgang bis unter 2 % festzustellen (Weitz, 2019). Zum Bedarf nach Wohnraum in Ballungszentren siehe Hauptverband der Deutschen Bauindustrie (2016).

Grafik 3

Trendentwicklungen der Auftragseingangsindizes im Bauhauptgewerbe
2015 = 100



Trendberechnung mit dem Berliner Verfahren Version 4.1.

2019-01-0114

3.2 Auftragsbestandsindizes für das Bauhauptgewerbe

Die Summe der vorliegenden Auftragseingänge, die noch nicht ausgeführt wurden, wird als Auftragsbestand bezeichnet. Informationen zum Auftragsbestand der Betriebe werden im Rahmen der Vierteljährlichen Statistik über den Auftragsbestand im Bauhauptgewerbe erhoben.¹² Befragt werden dieselben Baubetriebe von Unternehmen mit 20 und mehr tätigen Personen, die monatlich den Auftragseingang im Rahmen des Monatsberichts im Bauhauptgewerbe melden. Dabei sind die berichtspflichtigen Betriebe angehalten, ihre Auftragsbestände grundsätzlich mit den Preisen zu bewerten, die zum Zeitpunkt des Auftragseingangs galten.

Bei den Auftragsbestandsindizes im Bauhauptgewerbe werden auf der untersten Gliederungsebene ebenfalls sechs Bauartenindizes berechnet. Die Gewichte für die Aggregation ergeben sich aus der mittleren Summe der Auftragsbestandswerte im Basisjahr. Eine Aufstellung der Gewichtungsstrukturen für die letzten beiden Basisjahre enthält [Tabelle 4](#).

Auch beim Auftragsbestand hat die Bedeutung des Hochbaus zugenommen. Ähnlich wie bei den Auftragseingangsindizes ist diese Entwicklung vor allem der Zunahme der Bedeutung des Wohnungsbaus geschul-

Tabelle 4

Gewichte der Auftragsbestandsindizes nach Bauarten

	Gewichte im Basisjahr 2010	Gewichte im Basisjahr 2015
	%	
Bauhauptgewerbe	100	100
Hochbau	47,2	52,5
Wohnungsbau	11,8	17,7
Hochbau ohne Wohnungsbau	35,5	34,8
Gewerblicher Hochbau ohne Wohnungsbau	25,9	27,5
Öffentlicher Hochbau ohne Wohnungsbau	9,6	7,3
Tiefbau	52,8	47,5
Straßenbau	19,2	15,8
Tiefbau ohne Straßenbau	33,6	31,7
Gewerblicher Tiefbau ohne Straßenbau	16,8	14,8
Öffentlicher Tiefbau ohne Straßenbau	16,8	16,9

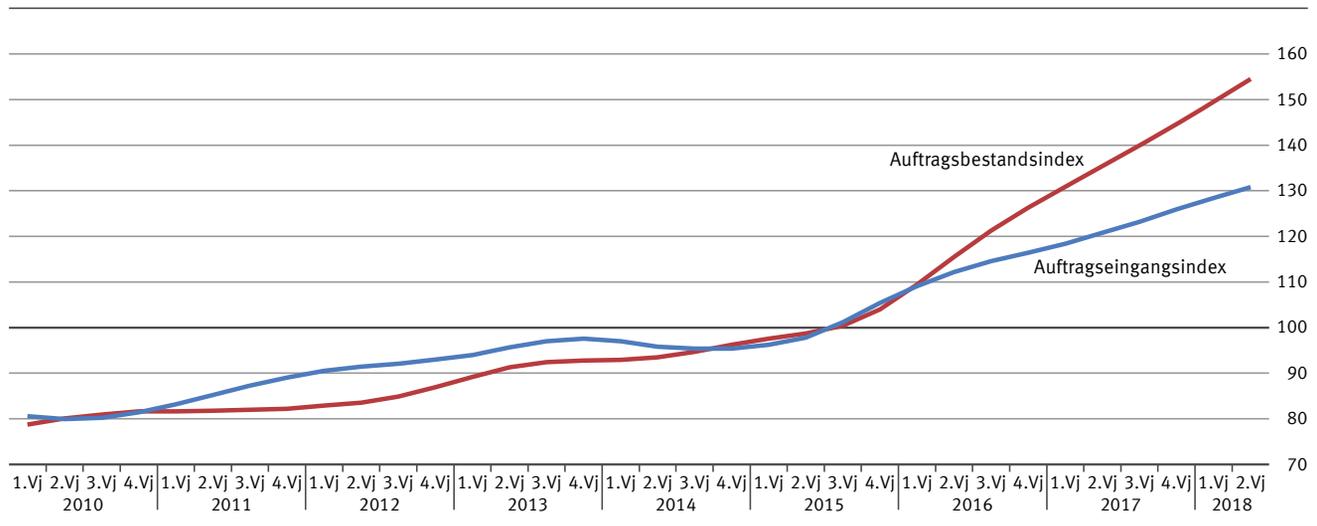
det. In [Grafik 4](#) wird der Trendverlauf des Auftragsbestandsindex für das Bauhauptgewerbe mit der Trendentwicklung des Auftragseingangsindex im gleichen Bereich verglichen.

Seit 2016 befindet sich das Bauhauptgewerbe in einer sehr ausgeprägten Aufschwungphase. Bedingt durch die inzwischen erreichte überdurchschnittliche Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe gelingt es den Betrieben anscheinend nicht, die eingehenden Aufträge zeitnah abzuarbeiten; die Auftragsbestände steigen im Durchschnitt stärker als die Auftragseingänge.

¹² Zur Datenerhebung siehe Statistisches Bundesamt (2019).

Grafik 4

Trendentwicklungen der Auftragsbestands- und Auftragseingangsindezes im Bauhauptgewerbe
2015 = 100



Trendberechnung mit dem Berliner Verfahren Version 4.1.

2019 - 01 - 0115

3.3 Umsatzindizes für das Baugewerbe

Die Umsatzindizes werden, wie oben erläutert, in einer Kombination aus Primärerhebungen und Verwaltungsdaten berechnet. Als Umsatz gilt der Gesamtbetrag der von den Baubetrieben abgerechneten Lieferungen und Leistungen an Abnehmer außerhalb des eigenen Unternehmens.¹³ Die Umsatzsteuer soll darin nicht enthalten sein.¹⁴ Für das Bauhauptgewerbe sind monatliche Umsatzindizes für das Bauhauptgewerbe insgesamt sowie für ausgewählte Zweige der Wirtschaftszweikklassifikation verfügbar.¹⁵ Die Primärdaten für die Berechnung der Umsatzindizes stammen wie bei den Auftragseingangsindezes aus dem Monatsbericht für das Bauhauptgewerbe, die Sekundärdaten für Baubetriebe von Unternehmen mit weniger als 20 tätigen Personen von den Finanzverwaltungen. Diese basieren auf den monatlichen Umsätzen, welche die Baubetriebe im Rah-

men des Umsatzsteuer-Voranmeldeverfahrens an die Finanzverwaltungen melden.¹⁶

Für das Ausbaugewerbe werden vierteljährliche Umsatzindizes berechnet.¹⁷ Hier stammen die Primärdaten aus der Vierteljahreserhebung im Ausbaugewerbe, für die alle Betriebe des Ausbaugewerbes von Unternehmen mit 20 und mehr tätigen Personen melden. Auch hier werden ergänzend Daten der Baubetriebe von Unternehmen mit weniger als 20 tätigen Personen von den Finanzverwaltungen verwendet. In [Grafik 5](#) wird die Trendentwicklung der Umsätze für das Bauhauptgewerbe mit der entsprechenden Entwicklung im Ausbaugewerbe verglichen (für diese Gegenüberstellung wurde der monatliche Umsatzindex für das Bauhauptgewerbe in vierteljährliche Ergebnisse umgerechnet).

Die anziehende Baukonjunktur zeigt sich auch bei der Entwicklung der Umsätze in Bauhaupt- und Ausbaugewerbe – wenn auch unterschiedlich stark ausgeprägt. Bedingt durch die starke Nachfrage nach Wohnraum ist die dynamische Umsatzentwicklung im Baugewerbe vor allem auf den über dem Durchschnitt der Branche liegenden starken Umsatzanstieg im Wohnungsbau

13 Ein Unternehmen wird in der amtlichen Statistik als kleinste rechtlich selbstständige Einheit definiert, die aus handels- beziehungsweise steuerrechtlichen Gründen Bücher führt. Das Unternehmen umfasst alle zugehörigen Betriebe.

14 Zur genauen Abgrenzung des Umsatzes bei der Indexberechnung siehe Dechent (2017).

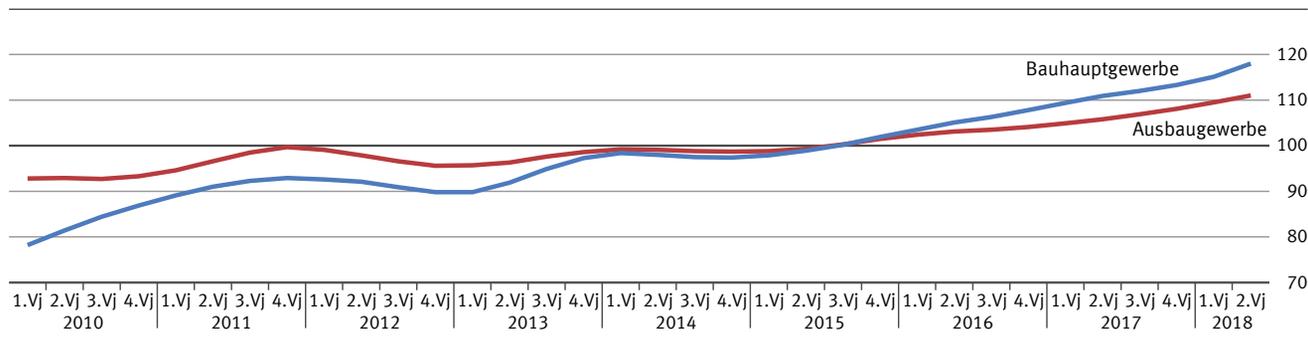
15 Eine detaillierte Übersicht zum Veröffentlichungsprogramm der Umsatzindizes für das Bauhauptgewerbe findet sich bei Dechent (2017).

16 Die genaue Bezeichnung des Verfahrens lautet: Umsatzsteuer-Vorauszahlungs und Voranmeldeverfahren (UVV-Verfahren).

17 Zum Veröffentlichungsprogramm der Umsatzindizes im Ausbaugewerbe siehe Fußnote 14.

Grafik 5

Trendentwicklungen der Umsatzindizes im Baugewerbe
2015 = 100



Trendberechnung mit dem Berliner Verfahren Version 4.1. – Der Umsatzindex für das Bauhauptgewerbe ist für die Darstellung auf vierteljährliche Ergebnisse umgerechnet.

2019 - 01 - 0116

zurückzuführen (HDB, 2018). Parallel dazu wird der Umsatzanstieg im Ausbaugewerbe durch die überdurchschnittliche Entwicklung bei den sonstigen Bauinstallationen – dazu gehören unter anderem die Dämmung gegen Wärme und Kälte – getragen.

3.4 Beschäftigtenindizes für das Baugewerbe

Zu den Beschäftigten zählen alle tätigen Personen, die in einem Arbeitsverhältnis zum betreffenden Baubetrieb stehen – einschließlich der Inhaberinnen und Inhaber sowie der mithelfenden Familienangehörigen. Die Beschäftigtenindizes werden, wie oben skizziert, in einer Kombination aus Primärerhebungen (Monatsbericht im

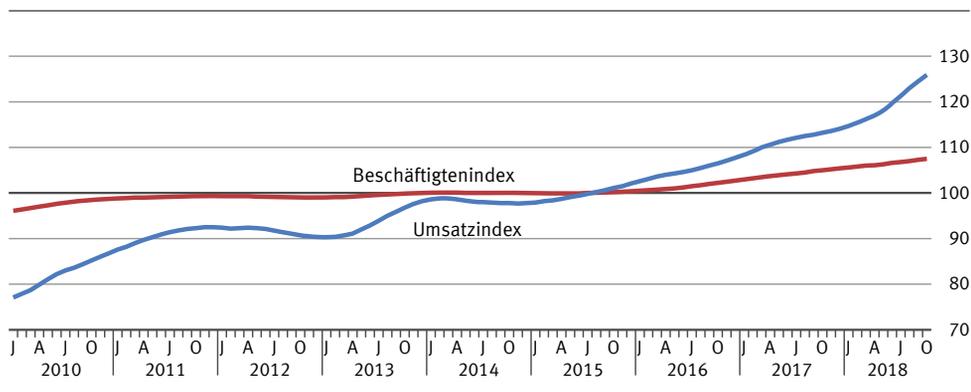
Bauhauptgewerbe sowie Vierteljahreserhebung im Ausbaugewerbe) und Verwaltungsdaten der Bundesagentur für Arbeit¹⁸ berechnet. Die Beschäftigtenindizes für das Bauhauptgewerbe sind monatlich verfügbar und werden für das Bauhauptgewerbe insgesamt sowie für ausgewählte Zweige der Wirtschaftszweigklassifikation in der gleichen Gliederung wie bei den Umsatzindizes veröffentlicht. Für das Ausbaugewerbe werden vierteljährliche Beschäftigungsindizes für das Ausbaugewerbe insgesamt und für ausgewählte Zweige der Wirtschaftszweigklassifikation berechnet, auch hier ist das Veröffentlichungsprogramm an die Umsatzindizes angeglichen.

➤ Grafik 6 vergleicht den Trendverlauf des Beschäftig-

¹⁸ Zu den definitorischen Unterschieden in der Abgrenzung der tätigen Personen in Primärerhebungen und den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten der Bundesagentur für Arbeit siehe Dechent (2017).

Grafik 6

Trendentwicklungen des Umsatz- und des Beschäftigtenindex für das Bauhauptgewerbe
2015 = 100



Trendberechnung mit dem Berliner Verfahren Version 4.1.

2019 - 01 - 0117

tenindex für das Bauhauptgewerbe mit der Umsatzentwicklung im Bauhauptgewerbe insgesamt.

Die Umsätze haben sich deutlich dynamischer entwickelt als die Beschäftigung in den Betrieben. Von 2011 bis 2015 waren die Betriebe beim Aufbau neuer Personalkapazitäten eher vorsichtig. Nachdem jedoch abzusehen war, dass es sich um einen nachhaltigeren Aufschwung handelt, wurde vermehrt Personal eingestellt. Dabei waren beziehungsweise sind die Betriebe im nach wie vor positiven konjunkturellen Umfeld vor die Herausforderung gestellt, geeignetes Personal zu finden, um die Aufträge abarbeiten zu können. Um dennoch zusätzliche Umsätze generieren zu können, wurde neben der Beschäftigung auch das Arbeitsvolumen, das heißt die von den Beschäftigten geleisteten Arbeitsstunden, ausgeweitet.¹⁹

4

Fazit

Für die statistische Abbildung des Baugewerbes wird in Deutschland unter anderem eine Branchengliederung verwendet, welche zwischen dem Bauhauptgewerbe und dem Ausbaugewerbe unterscheidet. Zum Bauhauptgewerbe gehören die Bereiche „Hochbau“ und „Tiefbau“. Für diese Branchen, Bausparten und ausgewählte Wirtschaftszweige werden zur Konjunkturbeobachtung für die Merkmale „Auftragseingang“, „Auftragsbestand“, „Umsatz“ und „Beschäftigung“ monatliche und vierteljährliche Indizes berechnet, die die Entwicklung im Baugewerbe zuverlässig beschreiben.

Auf den Bereich des Hochbaus, der vor allem den Wohnungsbau umfasst, entfiel im Jahr 2015 knapp ein Drittel der Wertschöpfung im Baugewerbe. Die wirtschaftliche Bedeutung des Hochbaus hat zugenommen. Dies schlägt sich auch in der Verschiebung der Gewichte bei den Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes bei der Umbasierung auf das neue Basisjahr 2015 nieder. Während die Anteile des Hochbaus und des Tiefbaus im Auftragseingangsindex im Basisjahr 2010 noch gleich

hoch waren, erhöhte sich das Gewicht für den Hochbau im Basisjahr 2015 auf knapp 54 % (Tiefbau: 46 %). Bezogen auf den Auftragsbestandsindex haben sich die Gewichtsstrukturen für den Hoch- und Tiefbau von 2010 auf 2015 umgekehrt: Lag der Anteil des Hochbaus im Basisjahr 2010 noch bei rund 47 % (Tiefbau: 53 %), so stieg der Wägungsanteil für den Hochbau im Basisjahr 2015 auf knapp 53 % an (Tiefbau: rund 47 %). Wesentlicher Grund für diese Entwicklung war, dass im Zeitraum von 2010 bis an den aktuellen Rand die Baukonjunktur vor allem durch den Wohnungsbau getragen wurde. Niedrige Zinsen und der wachsende Bedarf nach Wohnraum in den Ballungszentren dürften wichtige Treiber dieser Entwicklung gewesen sein. Seit 2015 zeigt sich im Tiefbau ein mit dem Hochbau vergleichbarer Anstieg der Auftragseingänge, hier könnte sich unter anderem die verstärkte Investitionstätigkeit des Bundes im Bereich der Verkehrswege auswirken. Bedingt durch die inzwischen erreichte überdurchschnittliche Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe gelingt es den Betrieben anscheinend nicht, die eingehenden Aufträge zeitnah abzuarbeiten. Das zeigt sich auch daran, dass die Auftragsbestände im Bauhauptgewerbe derzeit im Durchschnitt stärker steigen als die Auftragseingänge. Nachdem die Beschäftigung seit 2015 deutlich ausgeweitet wurde, sind die Betriebe mittlerweile vor die Herausforderung gestellt, geeignetes Personal zu finden. Die starke konjunkturelle Entwicklung im Wohnungsbau strahlt auch auf das Ausbaugewerbe aus; auch hier sind Umsatz und Beschäftigung in den letzten Jahren deutlich angestiegen. 

19 Dies spiegelt sich auch in der Entwicklung des im Monatsbericht im Bauhauptgewerbe ebenfalls erhobenen Merkmals „Arbeitsstunden“ wider. Da die Arbeitsstunden nur in der Erhebung „Monatsbericht im Bauhauptgewerbe“ erfragt werden und hierzu keine Verwaltungsdaten vorliegen, wird dieses Merkmal nicht als Index abgebildet.

LITERATURVERZEICHNIS

- Dechent, Jens. *Die Mixmodelle in den Konjunkturstatistiken des Bauhaupt- und Ausbaugewerbes*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2017, Seite 61 ff.
- de la Croix, Madeleine. *Die wirtschaftliche Entwicklung des Bauhauptgewerbes seit 2010*. In: Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg. Ausgabe 9/2016, Seite 3 ff. Verfügbar unter: www.statistik-bw.de
- Hauptverband der Deutschen Bauindustrie e.V. (HDB). *Bauhauptgewerbe 2015*. Presseinfo 3/16. Verfügbar unter: www.bauindustrie.de
- HDB. *Baumarkt 2018 weiter auf stabilem Wachstumskurs*. Presseinformation vom 18. Januar 2018. Verfügbar unter: www.bauindustrie.de
- HDB. *Kapazitätssituation im deutschen Bauhauptgewerbe. Schwerpunkt Wohnungsbau*. Berlin 2018. Verfügbar unter: www.bauindustrie.de
- Linz, Stefan/Möller, Hans-Rüdiger/Mehlhorn, Peter. *Umstellung der Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2015*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2018, Seite 49 ff.
- Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Klassifikation der Wirtschaftszweige 2008*. Wiesbaden 2009.
- Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Vierteljährliche Statistik über den Auftragsbestand im Bauhauptgewerbe 2019*. Qualitätsbericht. Wiesbaden 2019.
- Statistisches Bundesamt (Herausgeber). *Monatsbericht im Bauhauptgewerbe 2018*. Qualitätsbericht. Wiesbaden 2018.
- Weitz, Heinrich. *Wohnungsbau*. Hauptverband der Deutschen Bauindustrie e.V. [Zugriff am 6. März 2019]. Verfügbar unter: www.bauindustrie.de

RECHTSGRUNDLAGEN

- Gesetz über die Verwendung von Verwaltungsdaten für Zwecke der Wirtschaftsstatistiken (Verwaltungsdatenverwendungsgesetz – VwDVG) vom 4. November 2010 (BGBl. I Seite 1480), das durch Artikel 1 des Gesetzes vom 18. Dezember 2018 (BGBl. I Seite 2637) geändert worden ist.
- Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsblatt der EG Nr. L 162, Seite 1).



Dr. Benjamin Held

ist Volkswirt und arbeitet als Wissenschaftlicher Referent am Institut für Interdisziplinäre Forschung (FEST) in Heidelberg und als Lehrassistent an der Universität Heidelberg. Seine aktuellen Forschungsschwerpunkte betreffen die sozialen Verteilungswirkungen der Internalisierung externer Kosten, Indikatoren alternativer Wohlfahrtsmessung, kommunale SDG-Indikatoren sowie das Verhältnis von Digitalisierung und Nachhaltigkeit.

EINKOMMENSspezifISCHE ENERGIE- VERBRÄUCHE PRIVATER HAUSHALTE

Eine Berechnung auf Basis der Einkommens- und
Verbrauchsstichprobe

Dr. Benjamin Held

🔑 **Schlüsselwörter:** einkommensspezifische Energieverbräuche – EVS – soziale Verteilungswirkungen – private Haushalte – Umweltpolitik

ZUSAMMENFASSUNG

Einkommensspezifische Energieverbräuche privater Haushalte sind eine wichtige Kennziffer, um die Umweltpolitik sozial gerecht ausgestalten zu können. Für Deutschland liegen diese jedoch bislang nicht in ausreichender Gliederungstiefe vor. In diesem Beitrag wird deswegen eine Methodik vorgestellt, bei der auf Basis der Ausgabedaten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 2008 und 2013 solche Daten mittels Preis-Ausgaben-Funktionen berechnet werden. Die Auswertungen zeigen, dass in den betrachteten Konsumbereichen (Strom, Wärme, Mobilität) der Energieverbrauch streng monoton über die Einkommensdezile ansteigt. Analysen und Vergleiche mit anderen Erhebungen lassen erkennen, dass der positive Zusammenhang und die Höhe als plausibel und robust eingeschätzt werden, die Ergebnisse allerdings – vor allem auf der Ebene einzelner Energieträger – mit einiger Unsicherheit behaftet sind. Für die in diesem Aufsatz getroffenen Annahmen und Aussagen zeichnet allein der Autor verantwortlich.

🔑 **Keywords:** income specific energy consumption – social distributional effects – private households – environmental policy

ABSTRACT

The income specific energy consumption of households is an important parameter for achieving a socially just environmental policy. However, the relevant data are not available for Germany at a sufficient level of detail. This article therefore presents a methodology which, based on the expenditure data of the 2008 and 2013 sample surveys of income and expenditure, calculates such data using price-expenditure functions. The evaluation shows that energy consumption in the consumption areas examined (electricity, heating, mobility) is strictly increasing over income deciles. Analysis and comparisons with other surveys indicate that the positive correlation and magnitude are assessed to be plausible and robust, but there remains a degree of uncertainty, mainly with regard to individual energy sources. The author alone is responsible for the assumptions and statements made in this article.

1

Einleitung

Um die Umweltpolitik sozial gerecht ausgestalten zu können, ist es von entscheidender Bedeutung zu wissen, wie sich die Energieverbräuche von privaten Haushalten in Höhe und Zusammensetzung einkommensspezifisch unterscheiden. Ein aktuelles Beispiel dafür stellt die Diskussion über die sozialen Verteilungswirkungen dar, die gerade im Rahmen der von vielen Seiten geforderten CO₂-Bepreisung (Edenhofer/Schmidt, 2018; Löschel/Kaltenegger, 2018; Bürgerlobby Klimaschutz, 2018) geführt wird. Wie relevant dieses Thema ist, zeigten unter anderem die Proteste der „Gelbwesten“ in Frankreich seit Ende des Jahres 2018 (Bidder, 2018). Der empirischen Berechnung und Analyse dieser Frage widmet sich deswegen die Dissertationsschrift „Auswirkungen der Internalisierung externer Kosten des Konsums. Eine empirische Analyse der sozialen Verteilungswirkungen“, auf der die hier vorgestellten Ergebnisse beruhen (Held, 2018; Held, 2019).¹

Entscheidend für die Qualität und Aussagekraft der Dissertation waren und sind möglichst repräsentative, nach der ökonomischen Leistungsfähigkeit und Energieträgern differenzierte Verbrauchsdaten. Wie sich herausstellte, lagen solche Daten jedoch für Deutschland nicht in der notwendigen Gliederungstiefe und Qualität vor. Deswegen wurde eine eigene Methodik entwickelt. Diese beruht auf der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes und der Idee, die dort vorliegenden Ausgabedaten mittels Preis-Ausgaben-Funktionen in Energieverbräuche umzurechnen. Durch die Größe der Stichprobe und die vielfältigen Haushalts- und Personenmerkmale besitzt die EVS hierfür ein besonderes Potenzial, das – so die These – den „Berechnungsumweg“ über die Ausgaben rechtfertigt beziehungsweise die dadurch entstehenden Probleme und Ungenauigkeiten überwiegt.

In Auseinandersetzung mit dieser These werden im nachfolgenden Beitrag zunächst die entwickelte Methodik vorgestellt, dann die Ergebnisse präsentiert und diese anschließend analysiert und diskutiert.

¹ Die Dissertationsschrift ist open access und kann kostenfrei bei der Universitätsbibliothek Heidelberg heruntergeladen werden (DOI: 10.11588/heidok.00025200).

2

Vorstellung der Methodik

Die eingesetzte Methodik lässt sich in fünf Schritte einteilen, die im Folgenden vorgestellt werden. Zuvor wird jedoch kurz auf die Datenbasis eingegangen.

Die Datenbasis – EVS 2008 und EVS 2013

Für die Berechnungen wird als Grundlage die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) eingesetzt. Die EVS ist eine vom Statistischen Bundesamt seit 1962/63 alle fünf Jahre durchgeführte freiwillige Haushaltsbefragung, bei der mittels einer repräsentativen Quotenstichprobe von etwa 0,2% der deutschen Haushalte soziodemografische Merkmale, der Bestand an langlebigen Gebrauchsgütern, die Vermögen und die Einnahmen und Ausgaben erfragt werden. Die Einnahmen und Ausgaben werden von den Haushalten über drei Monate in einem Haushaltsbuch festgehalten. Dabei wird ein quartalsweise rotierendes Verfahren eingesetzt, um repräsentative Ergebnisse für das gesamte Jahr zu erhalten. In der vorliegenden Arbeit werden die Erhebungen der EVS aus den Jahren 2008 (EVS 2008) und 2013 (EVS 2013) eingesetzt.

↘ **Tabelle 1** enthält ausgewählte relevante deskriptive Daten zu den eingesetzten Scientific-Use-Files (80%-Stichprobe) der EVS 2008 (FDZ, 2010) und der EVS 2013 (FDZ, 2016). Bezüglich der Repräsentativität der Ergebnisse der EVS ist einschränkend anzumerken, dass bei der EVS (2008 und 2013) eine obere Abschneidegrenze des Haushaltsnettoeinkommens von 18 000 Euro monatlich eingesetzt wird (Statistisches Bundesamt, 2016, hier: Seite 4). Begründet wird die obere Abschneidegrenze mit einer zu geringen Teilnahmebereitschaft von Haushalten mit hohem Einkommen, was dazu führe, dass die Fallzahlen für diese Haushalte zu gering und damit nicht repräsentativ wären (Statistisches Bundesamt, 2016, hier: Seite 5). Ebenfalls nicht einbezogen in die EVS sind Personen, die in Gemeinschaftsunterkünften oder Anstalten wohnen, sowie Obdachlose.²

² Weitere Informationen zu den Erhebungs- und Hochrechnungsverfahren können den jeweiligen Qualitätsberichten des Statistischen Bundesamtes entnommen werden (Statistisches Bundesamt, 2012b; Statistisches Bundesamt, 2016). Die Datensatzbeschreibungen der EVS 2008 und der EVS 2013, die die Variablenamen-Codes und Benennungen enthalten, können gemeinsam mit weiteren Metadaten auf der Website des Forschungsdatenzentrums heruntergeladen werden (Forschungsdatenzentrum, 2017).

Tabelle 1

Deskriptive Statistiken der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 2008 und 2013

	EVS 2008				EVS 2013			
	Fälle		Hochrechnung	Netto- äquivalenz- einkommen	Fälle		Hochrechnung	Netto- äquivalenz- einkommen
	Haushalte	Personen		EUR je Person und Jahr	Haushalte	Personen		EUR je Person und Jahr
1. Dezil	3 416	5 957	8 049 233	8 600	3 842	6 059	7 870 301	9 458
2. Dezil	3 451	7 179	8 042 648	12 321	3 637	7 021	7 870 365	13 444
3. Dezil	3 675	8 172	8 055 313	15 071	3 760	7 757	7 885 291	16 520
4. Dezil	3 863	9 112	8 043 663	17 499	3 943	8 483	7 862 488	19 319
5. Dezil	4 015	9 622	8 050 154	19 859	4 158	9 194	7 876 252	21 991
6. Dezil	4 448	10 665	8 049 026	22 395	4 253	9 601	7 873 882	24 772
7. Dezil	4 742	11 601	8 050 364	25 327	4 482	10 179	7 873 582	28 030
8. Dezil	5 271	12 916	8 045 306	29 294	4 764	10 822	7 872 659	32 104
9. Dezil	5 638	13 343	8 045 856	35 567	5 048	11 027	7 873 251	38 351
10. Dezil	5 569	11 963	8 050 140	54 973	4 905	9 834	7 870 799	58 509
Summe/ Durchschnitt	44 088	100 530	80 481 703	24 091	42 792	89 977	78 728 870	26 249

Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2010; Forschungsdatenzentrum, 2016; eigene Berechnungen.

Schritt 1: Klassierung mittels des Nettoäquivalenzeinkommens

Für die Einteilung in Einkommensgruppen wird das international gängige Konzept des Nettoäquivalenzeinkommens eingesetzt. Die modifizierte OECD-Skala, die von Hagenaars und anderen (1994) entwickelt wurde, stellt derzeit die in Europa gängigste Methode zur Berechnung des Nettoäquivalenzeinkommens dar und wird deswegen auch hier verwendet.³ Dabei wird dem Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1,0, jeder weiteren Person ab 14 Jahren ein Gewicht von 0,5 (hier zeigt sich die Berücksichtigung der Skaleneffekte) und jeder weiteren Person unter 14 Jahren ein Gewicht von 0,3 (hier zeigt sich die Berücksichtigung des Alters) zugeordnet.

Zur Darstellung der Ergebnisse werden die Haushaltsmitglieder entsprechend ihres berechneten Nettoäquivalenzeinkommens in Dezile ($i_{1,2,\dots,10,\emptyset}$) eingeteilt, also zunächst die 10% der Personen mit den niedrigsten Nettoäquivalenzeinkommen in einer Klasse zusammengefasst (1. Dezil), dann die nächsten 10% (2. Dezil), bis zu den 10% mit dem höchsten Nettoäquivalenzein-

kommen (10. Dezil). Für diese Dezile werden jeweils die arithmetischen Mittelwerte berechnet. Neben den Dezilwerten werden die Ergebnisse ebenfalls für den Gesamtdurchschnitt berechnet und dargestellt.

Schritt 2: Festlegung des Untersuchungsbereichs

Der Untersuchungsbereich ist auf die Energieverbräuche der privaten Haushalte in den Konsumbereichen Haushaltsstrom, Wärme und Mobilität beschränkt. Dadurch werden sämtliche direkte Endenergieverbräuche der privaten Haushalte berücksichtigt, ebenso im Mobilitätsbereich der durch die Nutzung des öffentlichen Personenverkehrs (ÖPV) verursachte Endenergieverbrauch. Dargestellt ist der Untersuchungsbereich dieser Arbeit in [Übersicht 1](#) zum einen auf der Ebene der Konsumbereiche, zum anderen auch auf der Ebene der einzelnen dazugehörigen Energieträger beziehungsweise Verkehrsmittel.

³ Die modifizierte OECD-Skala wird in Deutschland unter anderem vom Statistischen Bundesamt (zum Beispiel in Statistisches Bundesamt, 2012a) und vom DIW Berlin (zum Beispiel SOEP Group, 2015) und auf europäischer Ebene von Eurostat (zum Beispiel in Eurostat, 2014) eingesetzt.

Übersicht 1

Darstellung des Untersuchungsbereichs

Konsumbereiche	Energieträger/Verkehrsmittel
Haushaltsstrom	Haushaltsstrom
Wärme	Gas Heizöl Feste Brennstoffe Fernheizung Heizstrom Sonstige Energieträger
Mobilität	Motorisierter Individualverkehr: Benzin Motorisierter Individualverkehr: Diesel Flugzeug Reisebus Linienbus, Stadtbus S-Bahn, Nahverkehrszug U-Bahn, Straßenbahn Fernzug/Bahn

Schritt 3: Auswertung der Ausgaben

Zur Auswertung der Ausgaben werden die Scientific-Use-Files der EVS 2008 und der EVS 2013 herangezogen. Es werden sowohl Werte für das Jahr 2008 als auch für das Jahr 2013 berechnet. Die Auswertungen erfolgen dabei aufgeteilt in Nettoäquivalenzeinkommensdezile und den Durchschnitt und umfassen alle im Untersuchungsbereich festgelegten Energieträger und Verkehrsmittel. Um zum einen möglichst differenzierte und zum anderen für die Jahre 2008 und 2013 vergleichbare Ausgabenklassen zu erhalten, mussten die Klassifika-

tionen der EVS 2008 und der EVS 2013 teilweise angepasst werden.¹⁴

Schritt 4: Erstellung von Preis-Ausgaben-Funktionen

Um von diesen Ausgaben zu den Endenergieverbräuchen zu gelangen, müssen die in der EVS vorliegenden haushaltsspezifischen Ausgabenwerte durch den für das jeweilige Gut vom jeweiligen Haushalt gezahlten Preis geteilt werden. Da bezüglich der tatsächlich von den Haushalten gezahlten Preise keine Daten in der EVS vorliegen, müssen diese auf andere Art gewonnen beziehungsweise geschätzt werden. Dafür wurden Preis-Ausgaben-Funktionen aufgestellt, die je nach Produktart von unterschiedlich vielen Einflussfaktoren abhängen. Mögliche Preiseinflussfaktoren zeigt [Übersicht 2](#).

Bei den Berechnungen konnten aufgrund von Datenbeschränkungen allein die Preiseinflussfaktoren „Zeitpunkt“ und „Abnahmemenge/Ausgabenhöhe“ einbezogen werden, und dies je nach Energieträger auch nur bis zu einem gewissen Grad. So liegt die maximale zeitliche Differenzierungstiefe bei den EVS-Daten beispielsweise auf der Ebene eines Quartals; genauere Angaben zum Zeitpunkt der Ausgaben sind nicht enthalten. Je nach

⁴ Die jeweils vorgenommenen Schritte werden in der zugrunde liegenden Dissertationsschrift ausführlich in den bereichsspezifischen Abschnitten 7.3.1, 8.3.1 und 9.3.1 erläutert (Held, 2018).

Übersicht 2

Mögliche Einflussfaktoren von Preisen

Variable	Beschreibung
Zeitpunkt	Preise können innerhalb eines Jahres Schwankungen unterworfen sein, die je nach Gut unterschiedlich stark ausfallen (zum Beispiel hohe Schwankungen bei Benzin).
Abnahmemenge/Ausgabenhöhe	Mengenrabatte können zu niedrigeren Durchschnittspreisen mit steigender Abnahmemenge führen. Selbiges gilt für Tarife, die aus einem Grund- und einem Arbeitspreis bestehen (zum Beispiel Stromtarife).
Ort	Preise können lokal unterschiedlich sein (zum Beispiel Miete).
Qualität	Die Qualität (damit sind zum Beispiel auch Markenwerte gemeint) hat Einfluss auf den Preis. Grob unterscheiden lassen sich für den hiesigen Zweck zwei Produkttypen: a) Produkte mit einem (annähernd) uniformen Preis je Einheit (zum Beispiel Strom) b) Produkte mit einem variablen Preis je Einheit (zum Beispiel Personenkraftwagen)
Verkaufsstelle	Je nach Art der Verkaufsstelle (Fachhändler, Online, Discounter, ...) können Preise ebenfalls unterschiedlich hoch sein.
Sonderangebote	Sonderangebote führen zu einem niedrigeren Durchschnittspreis, sind aber schwer zu erfassen beziehungsweise einzurechnen, da neben dem Sonderangebotspreis ebenfalls bekannt sein muss, ob die jeweiligen Verbraucher zu diesem Preis eingekauft haben.

Energieträger wiegen diese Einschränkungen unterschiedlich stark. Darauf wird in diesem Beitrag in Kapitel 4 in der Diskussion noch etwas genauer eingegangen.

Zudem liegen die Preisdaten nicht über die gesamte Abnahmemenge/Ausgabenhöhe stetig vor, sondern nur für einzelne Punkte beziehungsweise Intervalle. Zur Berechnung der zwischen den vorliegenden Datenpunkten liegenden Werte wird ein linearer Zusammenhang angenommen. Es wird folgende lineare Preis-Ausgaben-Funktion eingesetzt:

$$p(A) = m \cdot A + b$$

mit

m =: Steigung

A =: Ausgaben

b =: Konstante

Mittels dieser Preis-Ausgaben-Funktionen ist jedem Ausgabenbetrag A ein Preis p zugeordnet, der zum einen von der Ausgabenhöhe und zum anderen davon abhängt, wann die Ausgaben getätigt wurden.¹⁵

Schritt 5: Berechnung der Verbräuche

Mittels der je nach Energieträger unterschiedlich stark nach Abnahmemenge und Zeitpunkt differenzier-ten Preis-Ausgaben-Funktion werden die Verbräuche berechnet, indem die über Auswertungen der Scientific-Use-Files der EVS 2008 und EVS 2013 ermittelten Ausgaben durch die erstellten Preis-Ausgaben-Funktionen geteilt werden:

$$Q = \frac{A}{p(A)}$$

mit

Q =: Verbrauch

A =: Ausgaben

$p(A)$ =: Preis-Ausgaben-Funktion

Die Ausgabenwerte in der EVS liegen je Quartal und je Haushalt vor. Die Verbrauchswerte werden daher mit 4 multipliziert und durch die Anzahl der Haushaltsmitglieder (EF7) geteilt, um so zu Angaben je Person (P) und je Jahr (a) zu gelangen. Die Berechnungen werden für jeden Energieträger einzeln durchgeführt und lassen sich in der gemeinsamen Einheit Kilowattstunde je Person und Jahr (kWh/P/a) aufaddieren.

$$Q_P^t = \frac{Q_{HH}^q \cdot 4}{EF7}$$

mit

$EF7$ =: Anzahl der Haushaltsmitglieder

P =: Person

t =: Jahr

q =: Quartal

HH =: Haushalt

Im Mobilitätsbereich wird zur Ermittlung der Verbrauchswerte zusätzlich die Erhebung Mobilität in Deutschland 2008 (MiD 2008) herangezogen, weil die Ausgabendifferenzierungstiefe der EVS nicht ausreicht. Darauf wird in Abschnitt 3.3 etwas näher eingegangen, für genauere Erläuterungen sei jedoch auf die Dissertation verwiesen (Held, 2018, hier: Abschnitt 9.5).

3

Ergebnisse

Nachfolgend werden nur die Ergebnisse für das Jahr 2013 dargestellt. Allein im Übersichtskapitel werden die Verbräuche auf Ebene der Konsumbereiche zwischen 2008 und 2013 verglichen. Für ausführliche Informationen zum Jahr 2008 und die Entwicklung sei auf die zugrunde liegende Dissertationsschrift verwiesen (Held, 2018).

3.1 Haushaltsstrom

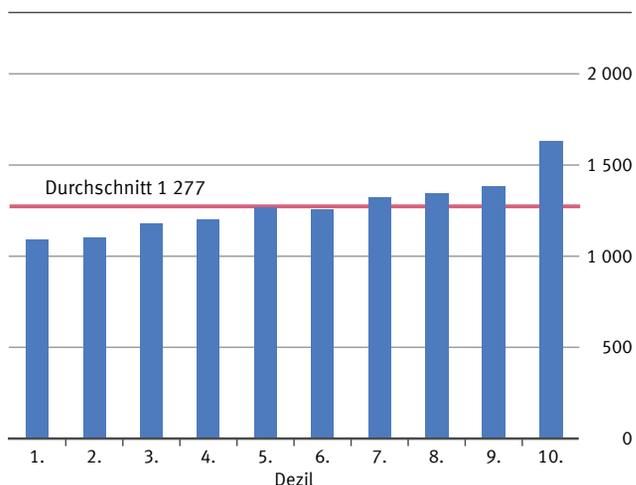
Die Ergebnisse für den Haushaltsstrombereich enthält [↘ Grafik 1](#). Im Jahr 2013 steigt der Verbrauch – mit einer kleinen Ausnahme beim sechsten Dezil streng monoton – von 1 089 kWh/P/a im ersten Dezil bis auf 1 630 kWh/P/a im zehnten Dezil an. Im zehnten Dezil

⁵ Eine ausführliche schrittweise Darstellung der Preis-Ausgaben-Funktion ist in der zugrunde liegenden Dissertationsschrift in Abschnitt 7.4 zu finden (Held, 2018).

Einkommensspezifische Energieverbräuche privater Haushalte

wird also im Vergleich zum ersten Dezil je Person 50% mehr Haushaltsstrom verbraucht. Der größte Sprung (absolut und prozentual) von 247 kWh/P/a (18%) ist vom neunten auf das zehnte Dezil zu beobachten. Durchschnittlich wurden 1 277 kWh/P/a Haushaltsstrom im Jahr 2013 verbraucht.

Grafik 1
Haushaltsstromverbrauch 2013
Kilowattstunden je Person und Jahr



Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2010; Forschungsdatenzentrum, 2016; Eurostat 2016b; eigene Berechnungen

2019-01-0106

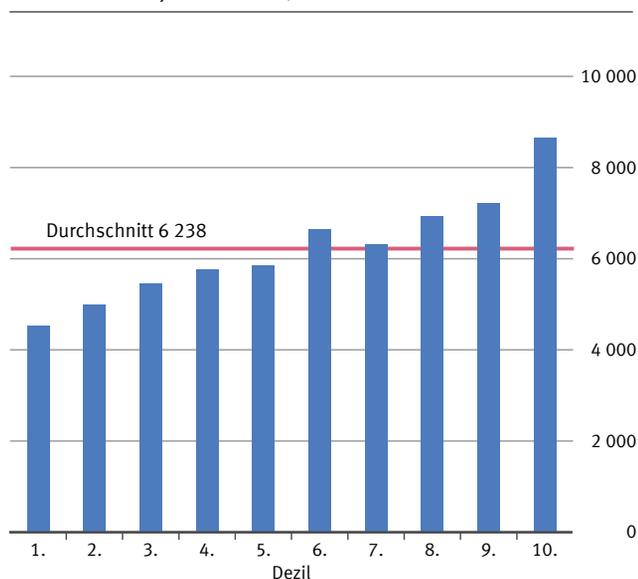
3.2 Wärme

Im Jahr 2013 liegen die durchschnittlichen Heizenergieverbräuche bei 6 238 kWh/P/a. Der Verbrauch steigt

Tabelle 2
Heizenergieverbrauch nach Energieträgern 2013

	Insgesamt	Gas	Heizöl	Feste Brennstoffe	Heizstrom	Fernheizung	Sonstige
	Kilowattstunden je Person und Jahr						
1. Dezil	4 534	1 850	875	375	119	1 297	18
2. Dezil	5 007	1 988	1 260	435	118	1 195	11
3. Dezil	5 466	2 202	1 574	544	142	975	30
4. Dezil	5 778	2 432	1 841	591	120	782	12
5. Dezil	5 846	2 538	1 763	595	141	801	8
6. Dezil	6 642	2 609	2 470	705	137	708	13
7. Dezil	6 317	2 548	2 100	753	153	702	62
8. Dezil	6 927	2 812	2 496	863	126	607	23
9. Dezil	7 213	3 203	2 445	813	143	591	18
10. Dezil	8 652	3 996	3 009	861	121	648	17
Durchschnitt	6 238	2 618	1 983	653	132	831	21

Grafik 2
Heizenergieverbrauch 2013
Kilowattstunden je Person und Jahr



Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2016; Eurostat, 2016a; BMWi, 2014; Frondel und andere, 2013; Frondel und andere, 2015; TFZ, 2016; Zimmermann, 2016; eigene Berechnungen

2019-01-0107

– abgesehen vom siebten Dezil – vom ersten Dezil mit durchschnittlichen Verbräuchen in Höhe von 4 534 kWh/P/a auf 8 652 kWh/P/a im zehnten Dezil an. Den größten Anteil an den Heizausgaben hatte im Jahr 2013 über alle Dezile hinweg der Brennstoff „Gas“ mit durchschnittlich 42%. Er betrug maximal 46% im zehnten Dezil und minimal 39% im sechsten Dezil. In allen Dezilen außer dem ersten folgt auf dem zweiten Platz das Heizöl. Im ersten Dezil liegt hingegen die Fernheizung mit 29% auf dem zweiten Platz. Der Anteil der Fernheizung sinkt über die Dezile monoton ab, bis er im zehnten Dezil nur noch bei 7% liegt. [↪ Grafik 2, Tabelle 2](#)

3.3 Mobilität

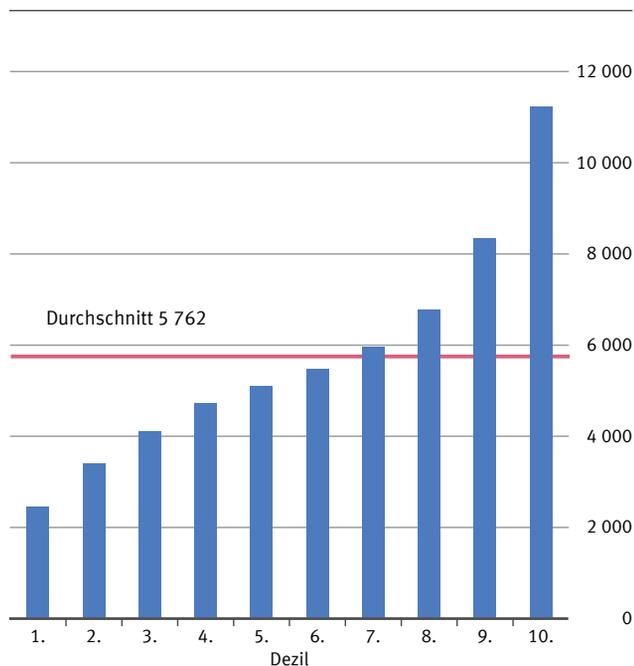
Bezüglich des Mobilitätsbereichs muss zunächst darauf hingewiesen werden, dass die Ergebnisse hier nicht allein aus der EVS stammen, sondern dass dafür auch die Erhebung Mobilität in Deutschland 2008 (MiD 2008) ausgewertet wurde. Nur für den motorisierten Individualverkehr (MIV) stammen die Ergebnisse alleine aus der EVS. Für den gesamten öffentlichen Personenverkehr stammen die Ergebnisse aus der MiD 2008; beim Flugverkehr wurden hingegen beide Datenquellen kombiniert. Ausführlich erläutert wird das Vorgehen in der zugrunde liegenden Dissertation (Held, 2018, hier: Abschnitt 9.5).⁶

Insgesamt steigt der Energieverbrauch des Mobilitätsbereichs im Jahr 2013 streng monoton über die Dezile von 2 448 kWh/P/a im ersten Dezil auf 11 237 kWh/P/a im zehnten Dezil. Damit verbrauchte das zehnte Dezil das 4,6-Fache des ersten Dezils. Der größte relative Sprung mit 39% ist dabei vom ersten auf das zweite Dezil, der größte absolute Sprung mit 2 888 kWh/P/a hingegen vom neunten auf das zehnte Dezil zu beobachten. Dabei macht über alle Dezile hinweg der motorisierte Individualverkehr den größten Anteil am Modal-Split aus. Durchschnittlich liegt der MIV-Anteil bei 65 %, wobei der Maximalwert von 74 % im fünften Dezil und

⁶ Beim öffentlichen Personenverkehr mussten außerdem in Ermangelung weiterer Daten die Werte des Jahres 2008 als konstant angesetzt werden. Hier ist deswegen keine Interpretation der Entwicklung möglich und auch die Ergebnisse für das Jahr 2013 müssen deswegen beim öffentlichen Personenverkehr mit Vorsicht betrachtet werden.

Grafik 3

Energieverbräuche im Mobilitätsbereich 2013
Kilowattstunden je Person und Jahr



Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2016; BMVBS, 2010; BMWi, 2014; Schwermer und andere, 2014; eigene Berechnungen

2019 - 01 - 0108

der Minimalwert von 52% im zehnten Dezil auftritt. Sehr auffällig sind die einkommensspezifischen Unterschiede zwischen Diesel und Benzin: Bezieht man den Anteil des motorisierten Individualverkehrs Diesel allein auf den MIV-Verbrauch, so liegt dessen Anteil im ersten Dezil nur bei 32 %, im zehnten Dezil hingegen bei 56 %.

Tabelle 3

Energieverbräuche im Mobilitätsbereich nach Verkehrsmitteln 2013

	Insgesamt	Motorisierter Individualverkehr Benzin	Motorisierter Individualverkehr Diesel	S-Bahn, Nahverkehrszug	U-Bahn, Straßenbahn	Linienbus, Stadtbus	Reisebus	Fernzug / Bahn	Flugzeug
Kilowattstunden je Person und Jahr									
1. Dezil	2 448	914	440	62	29	108	44	165	687
2. Dezil	3 405	1 486	716	62	29	108	44	165	795
3. Dezil	4 111	2 010	829	46	20	94	85	98	928
4. Dezil	4 731	2 329	961	46	20	94	85	98	1 098
5. Dezil	5 100	2 267	1 509	50	17	114	81	97	965
6. Dezil	5 483	2 396	1 596	50	17	114	81	97	1 133
7. Dezil	5 961	2 513	1 825	34	22	124	61	146	1 238
8. Dezil	6 789	2 689	1 952	34	22	124	61	146	1 762
9. Dezil	8 349	2 240	2 879	24	21	137	54	232	2 762
10. Dezil	11 237	2 571	3 306	24	21	137	54	232	4 894
Durchschnitt	5 762	2 141	1 601	43	22	115	65	148	1 626

Nach dem motorisierten Individualverkehr folgt als nächstwichtigstes Verkehrsmittel bei allen Dezilen das Flugzeug. Sein Anteil am Energieverbrauch des Mobilitätsbereichs liegt bei minimal 19% im fünften und sechsten Dezil und bei maximal 44% im zehnten Dezil. Absolut betrachtet wurde mit 687 kWh/P/a im ersten Dezil die wenigste und mit 4 894 kWh/P/a im zehnten Dezil die meiste Energie durch die Nutzung des Flugverkehrs verbraucht. Das heißt, dass der Energieverbrauch des Flugverkehrs beim zehnten Dezil durchschnittlich das 7-Fache des ersten Dezils betrug.

↳ Grafik 3, Tabelle 3

3.4 Übersicht

Im Jahr 2013 wurden in den betrachteten Bereichen im Durchschnitt 13 277 kWh/P/a verbraucht. Die Verbräuche steigen dabei streng monoton an von 8 071 kWh/P/a

im ersten Dezil auf 21 520 kWh/P/a im zehnten Dezil. Damit verbrauchte das zehnte Dezil das 2,7-Fache des ersten Dezils. Mit durchschnittlich 47% war der Bereich Wärme für den größten Teil des Energieverbrauchs verantwortlich, gefolgt von der Mobilität (motorisierter Individualverkehr + Flugzeug + öffentlicher Personenverkehr) mit 43%. Mit 1 277 kWh/P/a macht der Haushaltsstrom nur 10% des hier betrachteten Energieverbrauchs aus. Über die Dezile steigt die Wichtigkeit der Mobilität (insbesondere des Flugzeugs) deutlich an, während Strom und Wärme unwichtiger werden: Während Mobilität im ersten Dezil nur für 30% der verbrauchten Energie verantwortlich ist, sind es im zehnten Dezil 52%.

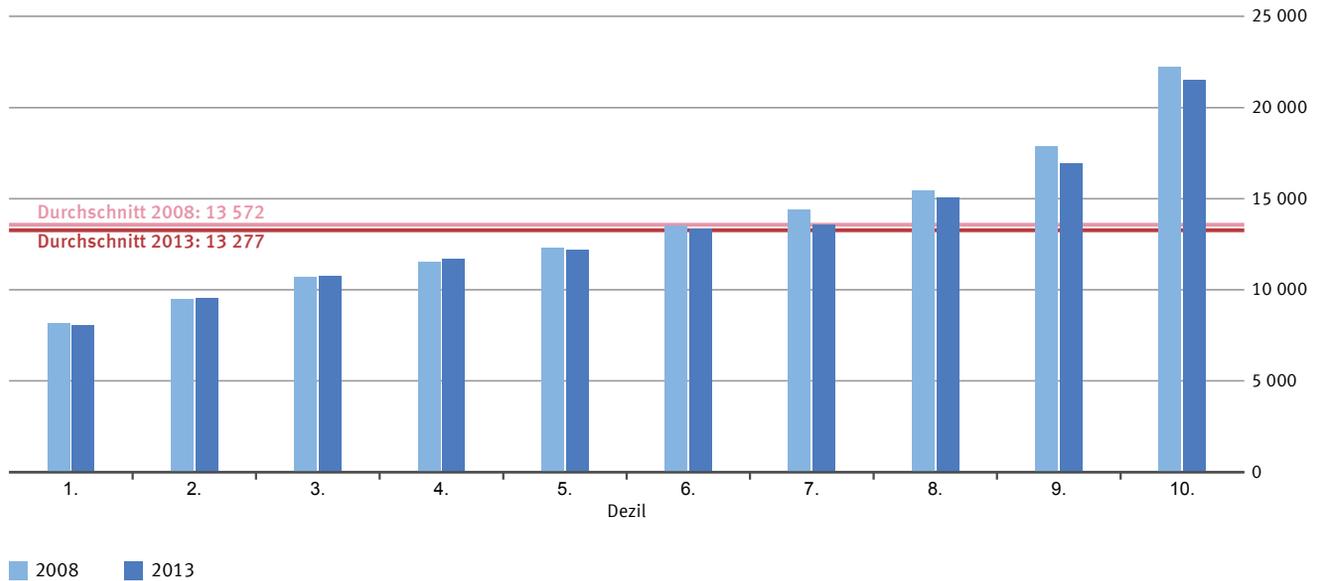
Beim Vergleich der Verbräuche von 2008 und 2013 zeigt sich, dass der Verbrauch insgesamt etwas abgenommen hat. Durchschnittlich ist er um 295 kWh/P/a zurückgegangen, was einem Rückgang um 2% entspricht. Absolut gesehen am stärksten gefallen ist der Verbrauch

Tabelle 4
Bereichsspezifische Verbräuche

	Insgesamt	Haushaltsstrom	Wärme	Motorisierter Individualverkehr	Flugzeug	Öffentlicher Personenverkehr
Kilowattstunden je Person und Jahr						
2008						
1. Dezil	8 155	1 204	4 590	1 452	501	408
2. Dezil	9 480	1 216	4 921	2 326	610	408
3. Dezil	10 712	1 256	5 295	2 959	859	344
4. Dezil	11 550	1 310	5 613	3 323	960	344
5. Dezil	12 304	1 342	6 025	3 807	772	358
6. Dezil	13 562	1 421	6 482	4 163	1 138	358
7. Dezil	14 417	1 446	6 774	4 483	1 328	386
8. Dezil	15 454	1 520	7 224	4 846	1 477	386
9. Dezil	17 863	1 594	8 028	5 241	2 532	467
10. Dezil	22 224	1 834	9 500	5 989	4 435	467
Durchschnitt	13 572	1 414	6 445	3 859	1 461	393
2013						
1. Dezil	8 071	1 089	4 534	1 353	687	408
2. Dezil	9 514	1 102	5 007	2 202	795	408
3. Dezil	10 755	1 178	5 466	2 839	928	344
4. Dezil	11 711	1 201	5 778	3 289	1 098	344
5. Dezil	12 212	1 266	5 846	3 776	965	358
6. Dezil	13 381	1 256	6 642	3 992	1 133	358
7. Dezil	13 601	1 323	6 317	4 337	1 238	386
8. Dezil	15 057	1 341	6 927	4 641	1 762	386
9. Dezil	16 945	1 383	7 213	5 119	2 762	467
10. Dezil	21 520	1 630	8 652	5 876	4 894	467
Durchschnitt	13 277	1 277	6 238	3 742	1 626	393

Grafik 4

Energieverbräuche insgesamt
 Kilowattstunden je Person und Jahr



Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2010; Forschungsdatenzentrum, 2016; BMVBS, 2010; weitere Quellen siehe Konsumbereiche; eigene Berechnungen

2019 - 01 - 0109

im neunten Dezil mit 917 kWh/P/a (–5%). Entgegen des allgemeinen Trends sind hingegen die Verbräuche in den Dezilen 2, 3 und 4 etwas angestiegen. Dabei lag der maximale Anstieg bei 161 kWh/P/a im vierten Dezil (+1,4%). Bereichsspezifisch betrachtet zeigt sich, dass die Verbräuche absolut gesehen am stärksten im Wärmebereich zurückgingen. Im Durchschnitt lag der Rückgang dort bei 207 kWh/P/a, gefolgt vom Haushaltsstrom mit 137 kWh/P/a und dem motorisierten Individualverkehr mit 117 kWh/P/a. Dahingegen ist beim Flugverkehr eine Erhöhung um 165 kWh/P/a festzustellen. Relativ gesehen ist der Rückgang im Haushaltsstrombereich mit 10% am größten (Wärme und motorisierter Individualverkehr: jeweils –3%; Flugzeug: +11%). ➔ **Tabelle 4, Grafik 4**

4

Analyse und Diskussion

4.1 Qualität der Preis-Ausgaben-Funktionen

Zur Umrechnung der aus der EVS vorliegenden Ausgaben werden wie erläutert Preis-Ausgaben-Funktionen eingesetzt.¹⁷ Diese liegen je nach Energieträger in unterschiedlicher Differenzierungstiefe vor. Dargestellt sind die verwendeten Preiseinflussfaktoren in ➔ **Übersicht 3**. Es konnten aufgrund von Datenrestriktionen allein die Einflussfaktoren „Zeitpunkt“ und „Abnahmemenge“ einbezogen werden, wobei die maximale Differenzierungstiefe bezüglich des Zeitpunkts ein Quartal darstellt, da dies dem Erfassungszeitraum der EVS entspricht. Beim Heizstrom und den festen Brennstoffen

¹⁷ In der zugrunde liegenden Dissertationsschrift werden in Kapitel 14 noch weitere Aspekte diskutiert beziehungsweise analysiert, zum Beispiel zu den nicht stichprobenbedingten und stichprobenbedingten Fehlern der EVS (Held, 2018).

Übersicht 3

Eingesetzte Preiseinflussfaktoren

Energieträger	Preiseinflussfaktoren	
	Zeitpunkt	Abnahmemenge
Haushaltsstrom	Quartal	5 Verbrauchsgruppen: DA : $Q < 1\,000$ kWh DB : $1\,000 \text{ kWh} \leq Q < 2\,500$ kWh DC : $2\,500 \text{ kWh} \leq Q < 5\,000$ kWh DD : $5\,000 \text{ kWh} \leq Q < 15\,000$ kWh DE : $Q \geq 15\,000$ kWh
Heizstrom	Jahr	keine Differenzierung
Gas	Quartal	3 Verbrauchsgruppen: D1 : $Q < 5\,556$ kWh D2 : $5\,556 \text{ kWh} \leq Q < 55\,556$ kWh D3 : $Q \geq 55\,556$ kWh
Heizöl	Quartal	keine Differenzierung
Feste Brennstoffe	Jahr	keine Differenzierung
Fernheizung	Quartal	keine Differenzierung
Sonstige Wärme	Annahme: wie Gas	
Motorisierter Individualverkehr Benzin	Quartal	keine Differenzierung
Motorisierter Individualverkehr Diesel	Quartal	keine Differenzierung
Flugzeug/Öffentlicher Personenverkehr	keine Preisdaten	

wurde außerdem wegen zu großer Unsicherheiten bei den Preisdaten auf eine Quartalsdifferenzierung verzichtet und ein einheitlicher Preis für das gesamte Jahr angenommen. Bezüglich der Abnahmemenge ließen allein die Preisdaten zu Haushaltsstrom und Gas eine Differenzierung zu, bei Haushaltsstrom zwischen fünf und bei Gas zwischen drei Verbrauchsgruppen.

Andere Preiseinflussfaktoren, wie der Ort, die Qualität, die Verkaufsstelle und die Nutzung von Sonderangeboten, werden in der vorliegenden Berechnung nicht berücksichtigt. Die sich daraus bezüglich der Aussagekraft der Ergebnisse ergebenden Einschränkungen wiegen je nach Energieträger unterschiedlich schwer. So sind die Preisschwankungen über das Jahr beispielsweise bei Benzin und Diesel deutlich größer als beim Haushaltsstrom.

Besonders problematisch wäre es dabei, wenn sich durch die nicht berücksichtigten Faktoren die Preise signifikant zwischen den Einkommensklassen unterscheiden würden, da damit die Aussage der mit dem Einkommen ansteigenden Energieverbräuche infrage gestellt würde. Da zu einkommensspezifischen Energiepreisen keine Daten gefunden werden konnten, können diesbezüglich nur Mutmaßungen angestellt und deren Folgen auf die Ergebnisse benannt werden:

- › Dafür, dass von ärmeren Haushalten vergleichsweise niedrigere Preise für Energie gezahlt werden, spräche beispielsweise, dass sie einen deutlich höheren Anteil ihres Einkommens für Energie aufwenden müssen. Damit besitzen natürlich auch Einsparungen in diesem Bereich relativ betrachtet größeres Gewicht als bei reicheren Haushalten. Sollte dies zutreffen, würde dies bedeuten, dass die Verbräuche der ärmeren Haushalte bislang unter- und die der reicheren Haushalte überschätzt werden.
- › Dafür, dass möglicherweise ein fallender Zusammenhang zwischen Einkommen und gezahlten Energiepreisen vorliegt, spräche beispielsweise, dass reichere Haushalte über mehr finanzielle Mittel verfügen und damit auch flexibler bezüglich des Kaufzeitpunkts sind. Für die Energieträger Haushaltsstrom und Gas wird dies mittels der nach Verbrauchsgruppen differenzierten Preis-Ausgaben-Funktionen bereits berücksichtigt, bei den restlichen Energieträgern war dies in Ermangelung aussagekräftiger Daten jedoch nicht möglich. Sollten die Energiepreise tatsächlich aufgrund der nicht berücksichtigten Einflussfaktoren mit dem Einkommen abfallen, so würde dies im Vergleich zu den bisherigen Ergebnissen zu höheren Verbräuchen in den oberen Dezilen und zu niedrigeren Verbräuchen in den unteren Dezilen führen.

Welcher Einfluss überwiegt – also ob ärmere Haushalte eher niedrigere Preise zahlen als reichere oder umgekehrt – und wie groß die Auswirkung gegebenenfalls auf die Ergebnisse wäre, kann in Ermangelung aussagekräftiger Daten hier nicht festgestellt werden. Es ist aber anzunehmen, dass sich die Effekte zumindest teilweise aufheben und der entstehende Fehler dadurch reduziert wird.

4.2 Vergleich mit den Umweltökonomischen Gesamtrechnungen

Um die Plausibilität der eigenen Verbrauchsberechnungen zu überprüfen, wurden die Ergebnisse mit denen auf Grundlage von Daten der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen (UGR) des Statistischen Bundesamtes (Statistisches Bundesamt, 2015) verglichen. Da der Flugverkehr und der öffentliche Personenverkehr nicht Teil der UGR-Berechnungen sind, werden diese Bereiche hier nicht berücksichtigt.

Der Vergleich zeigt bezüglich der Summe der gesamten hier betrachteten jährlichen Pro-Kopf-Energieverbräuche (Wärme, Haushaltsstrom und motorisierter Individualverkehr) im Jahr 2008 mit 13 276 kWh/P/a einen um 13% (1 558 kWh/P/a) höheren Energieverbrauch bei den UGR an als bei den eigenen Berechnun-

gen (11 718 kWh/P/a). Im Jahr 2013 liegt der Unterschied mit 20% (2 254 kWh/P/a) noch höher: Laut der eigenen Berechnungen liegt der Energieverbrauch bei 11 258 kWh/P/a, laut den UGR bei 13 512 kWh/P/a. Hervorzuheben ist dabei, dass die UGR-Daten eine leichte Erhöhung des Energieverbrauchs von 2008 bis 2013 um 2% (+236 kWh/P/a) ergeben, während die eigenen Berechnungen einen Rückgang um 4% (–460 kWh/P/a) ausweisen. [↘ Tabelle 5](#)

Vergleicht man die Ergebnisse aufgeteilt in die Klassen „Wärme“, „Haushaltsstrom“ und „motorisierter Individualverkehr“, so ist die prozentuale Abweichung am größten beim „motorisierten Individualverkehr“ mit 20% (774 kWh/P/a) im Jahr 2008 beziehungsweise 29% (1 069 kWh/P/a) im Jahr 2013. Beim „Haushaltsstrom“ liegt die Abweichung im Jahr 2008 zunächst nur bei 7% (105 kWh/P/a), steigt dann im Jahr 2013 jedoch auf 23% (293 kWh/P/a) an. Dem relativ deutlichen Rückgang des Haushaltsstromverbrauchs von 10% (–128 kWh/P/a) bei den eigenen Berechnungen steht ein leichter Anstieg um 3% (51 kWh/P/a) bei den UGR-Ergebnissen gegenüber. Bei der Wärme liegt der Unterschied zwischen UGR und eigenen Berechnungen im Jahr 2008 bei 11% (679 kWh/P/a) und im Jahr 2013 bei 14% (892 kWh/P/a). Besonders ausgeprägt sind die relativen Abweichungen bei den Unterklassen „Feste Brennstoffe und Sonstiges“ mit einem im Jahr 2008 um

Tabelle 5

Energieverbrauch – Vergleich der eigenen Ergebnisse mit den Ergebnissen des klassischen UGR-Ansatzes nach Energieträgern

	2008			2013			Veränderung	
	Eigene Ergebnisse	UGR-Ergebnisse ¹	Unterschied	Eigene Ergebnisse	UGR-Ergebnisse ¹	Unterschied	Eigene Ergebnisse	UGR-Ergebnisse ¹
	Kilowattstunden je Person und Jahr		%	Kilowattstunden je Person und Jahr		%		
Insgesamt	11 718	13 276	+ 13	11 258	13 512	+ 20	– 4	+ 2
Wärme	6 445	7 124	+ 11	6 238	7 130	+ 14	– 3	+ 0
Gas	2 791	3 332	+ 9	2 618	3 414	+ 30	– 6	+ 2
Heizöl	2 388	2 078	– 13	1 983	1 815	– 8	– 17	– 13
Feste Brennstoffe und Sonstiges	409	942	+ 130	653	1 149	+ 76	+ 60	+ 22
Heizstrom	168	208	+ 23	132	116	– 12	– 22	– 44
Fernheizung	688	564	– 18	831	635	– 24	+ 21	+ 13
Haushaltsstrom	1 414	1 520	+ 7	1 277	1 570	23	– 10	+ 3
Motorisierter Individualverkehr	3 859	4 633	+ 20	3 742	4 812	+ 29	– 3	+ 4
Benzin	2 269	3 194	+ 41	2 141	2 875	+ 34	– 6	– 10
Diesel	1 590	1 439	– 10	1 601	1 937	+ 21	+ 1	+ 35

Quellen: Forschungsdatenzentrum, 2010; Forschungsdatenzentrum, 2016; Statistisches Bundesamt, 2015; weitere Quellen siehe Schritte 3 bis 5 im Text; eigene Berechnungen
 1 Ergebnisse auf Grundlagen von Daten der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen (UGR) des Statistischen Bundesamtes.

130 % und im Jahr 2013 um 76 % höheren Wert bei den UGR und bei der Unterklasse „Benzin“, wo der UGR-Wert im Jahr 2008 um 41 % und im Jahr 2013 um 34 % höher liegt als bei den eigenen Berechnungen.

5

Fazit

Die Energieverbrauchsberechnungen auf Basis der EVS 2008, der EVS 2013 und MiD 2008 ergeben, dass ein klar positiver Zusammenhang zwischen Energieverbrauch und Nettoäquivalenzeinkommen vorherrscht. Auf aggregierter Ebene der hier betrachteten Bereiche Strom, Wärme und Mobilität steigt der Energieverbrauch dabei im Jahr 2013 streng monoton von 8 071 kWh/P/a im ersten Dezil auf 21 520 kWh/P/a im zehnten Dezil. Das zehnte Dezil verbrauchte somit gut 2½-mal so viel Energie wie das erste Dezil.

Der Vergleich mit den Energieverbrauchsdaten der UGR zeigt, dass auf der aggregierten Ebene die Größenordnung der eigenen Ergebnisse plausibel ist, es aber durchaus Abweichungen gibt, die insbesondere auf der Ebene einzelner Energieträger recht groß sein können. Ob das nun jedoch auf fehlerhafte Preis-Ausgaben-Funktionen oder aber auf andere Faktoren zurückzuführen ist, kann nicht festgestellt werden. Die bislang relativ geringe Anzahl von berücksichtigten Preiseinflussfaktoren lässt jedoch vermuten, dass zumindest ein Teil der Abweichungen auf unvollständige Preis-Ausgaben-Funktionen zurückzuführen sein könnte. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf.

In der zugrunde liegenden Dissertationsschrift wurden zur Plausibilisierung noch weitere Vergleiche vorgenommen. Unter anderem mit einer Studie des Umweltbundesamtes, bei der unter Federführung des ECOLOG-Instituts für sozial-ökologische Forschung und Bildung repräsentative Befragungen zum Ressourcenverbrauch der Menschen in Deutschland durchgeführt wurden (Kleinhüchelkotten und andere, 2016). Der Vergleich bestätigt die eigenen Ergebnisse: Sowohl bei den eigenen als auch bei den Ergebnissen der ECOLOG-Erhebung wird ein klar positiver Zusammenhang zwischen Energieverbrauch und Nettoäquivalenzeinkommen festgestellt. Allerdings ist dieser Zusammenhang bei den eige-

nen Erhebungen stärker ausgeprägt (Held, 2018, hier: Abschnitt 13.4).

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Berechnung von Energieverbräuchen mittels der EVS plausible Ergebnisse liefert. Insofern kann die in der Einleitung aufgestellte These der Eignung der EVS für diese Energieverbrauchsberechnung bejaht werden. Allerdings sind die Ergebnisse mit einiger Unsicherheit behaftet, insbesondere weil sie auf Ausgabedaten beruhen. Bei der Umrechnung in Verbräuche mit Preis-Ausgaben-Funktionen können aufgrund von Datenrestriktionen viele Preiseinflussfaktoren nur eingeschränkt oder gar nicht berücksichtigt werden. Diese Datenrestriktionen betreffen sowohl das Scientific-Use-File der EVS (zum Beispiel zeitliche Differenzierung maximal in Quartale) als auch die Preisdaten (zum Beispiel schwierige Datensituation bei festen Brennstoffen). Im Mobilitätsbereich kommt hinzu, dass die Ausgabenkategorien der EVS nicht differenziert genug sind, um Berechnungen für andere Verkehrsmittel als den motorisierten Individualverkehr durchzuführen. Deswegen wurde zusätzlich die Erhebung MiD 2008 ausgewertet.

Eine offensichtliche Möglichkeit, die Qualität der Ergebnisse deutlich zu erhöhen, wäre es, in der EVS Energieverbräuche direkt zu erheben. Dies wäre im Strom- und Wärmebereich für die Teilnehmenden mit relativ geringem Aufwand möglich. Beim Mobilitätsbereich würde eine weitere Differenzierung der Ausgabenkategorien im Bereich des öffentlichen Personenverkehrs zu deutlichen Verbesserungen führen. Aber auch ohne solche mögliche Verbesserungen bietet die EVS aufgrund ihrer Stichprobengröße und ihrer Vielzahl von erhobenen Haushalts- und Personenmerkmalen ein großes Potenzial, was die Analyse von Energieverbräuchen angeht. Dieses könnte und sollte auch künftig in weiteren Forschungsarbeiten analysiert und genutzt werden. 

LITERATURVERZEICHNIS

Bidder, Benjamin. *Zwei Euro pro Liter Benzin – Wut über Macrons CO₂-Abgabe*. In: Spiegel Online 16. November 2018. 2018. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.spiegel.de

Bundesministerium für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (BMVBS). *Mobilität in Deutschland 2008*. Public-Use-File. Stand: 11. März 2010. 2010. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <http://daten.clearingstelle-verkehr.de/223/>

Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi). *Zahlen und Fakten. Energiedaten. Nationale und Internationale Entwicklung*. 2014. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.bmwi.de

Bürgerlobby Klimaschutz. *Hintergrundinfos zu CO₂-Preis und Klimadividende*. Stand: 7. Juni 2018. München 2018. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <https://1wl70r2mi5aj7lfsa3omjxjv-wpengine.netdna-ssl.com>

Edenhofer, Ottmar/Schmidt, Christoph M. *Eckpunkte einer CO₂-Preisreform*. RWI Position #72. Essen 2018. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <http://en.rwi-essen.de>

Eurostat. *Living conditions in Europe. 2014 edition*. Luxemburg 2014. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <https://ec.europa.eu>

Eurostat. *Preise Gas für Haushaltskunde, ab 2007 – halbjährliche Daten*. Code: [nrg_pc_202]. 2016a. [Zugriff am 14. März 2019]. Verfügbar unter: <https://ec.europa.eu/eurostat>

Eurostat. *Preise Elektrizität für Haushaltskunde, ab 2007 – halbjährliche Daten*. Code: [nrg_pc_204]. 2016b. [Zugriff am 14. März 2019]. Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu/eurostat>

Forschungsdatenzentrum (FDZ). *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2008. Scientific-Use-File*. Stand: 11. August 2010. 2010. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.forschungsdatenzentrum.de

Forschungsdatenzentrum (FDZ). *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2013. Scientific-Use-File*. Stand: 11. Juli 2016. 2016. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.forschungsdatenzentrum.de

Forschungsdatenzentrum (FDZ). *Datensatzbeschreibungen und weitere Metadaten*. 2017. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.forschungsdatenzentrum.de

Fronde, Manuel/Andor, Mark/Ritter, Nolan/Sommer, Stephan/Vance, Colin/Matuschek, Peter/Müller, Ute. *Erhebung des Energieverbrauchs der privaten Haushalte für die Jahre 2011 – 2013*. RWI Projektbericht. Essen 2015. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <http://en.rwi-essen.de>

Fronde, Manuel/Andor, Mark/Ritter, Nolan/Tauchmann, Harald/Vance, Colin/Matuschek, Peter/Müller, Ute. *Erhebung des Energieverbrauchs der privaten Haushalte für die Jahre 2009 – 2010*. Teilbericht RWI Projektbericht. Essen 2013. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.rwi-essen.de

LITERATURVERZEICHNIS

Hagenaars, Aldi J./Vos, Klaas de/Zaidi, M. Asghar/Europäische Kommission/Statistisches Amt. *Poverty statistics in the late 1980s*. Research based on micro-data Theme/ Statistical Office of the European Communities : 3, Population and social conditions : Series C, Accounts, surveys and statistics. Luxemburg 1994.

Held, Benjamin. *Auswirkungen der Internalisierung externer Kosten des Konsums – Eine empirische Analyse der sozialen Verteilungswirkungen*. Heidelberg University Library. Heidelberg 2018. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.ub.uni-heidelberg.de/archiv/25200.

Held, Benjamin. *Der Ökobonus – Instrument für eine sozial gerechte Umwelt- und Klimapolitik?* In: Wirtschaftsdienst: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik. Jahrgang 99. Ausgabe 1/2019, Seite 53 ff.

Kleinhüchelkotten, Silke/Neitzke, H.-Peter/Moser, Stephanie. *Repräsentative Erhebung von Pro-Kopf-Verbräuchen natürlicher Ressourcen in Deutschland (nach Bevölkerungsgruppen)*. Texte 39 / 2016. Dessau-Roßlau 2016. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.umweltbundesamt.de

Löschel, Andreas/Kaltenegger, Oliver. *Nachtrag: Klimaziel 2020 verfehlt: Zeit für eine Neuausrichtung der Klimapolitik?* In: Ifo-Schnelldienst. Jahrgang 71. Ausgabe 2/2018, Seite 14 ff.

Schwermer, Sylvia/Preiss, Philipp/Müller, Wolf. *Best-Practice-Kostensätze für Luftschadstoffe, Verkehr, Strom- und Wärmeerzeugung*. Anhang B der Methodenkonvention 2.0 zur Schätzung von Umweltkosten. Dessau-Roßlau 2014. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.umweltbundesamt.de

SOEP Group. *SOEP 2013 – SOEPmonitor Individuals 1984-2013 (SOEP v30)*. SOEP Survey Papers Series E, 284. Berlin 2015. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: <http://panel.gsoep.de>

Statistisches Bundesamt. *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Einkommensverteilung in Deutschland 2008*. Fachserie 15 Heft 6. Wiesbaden 2012a.

Statistisches Bundesamt. *Qualitätsbericht. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2008*. Wiesbaden 2012b.

Statistisches Bundesamt. *Umweltnutzung und Wirtschaft. Tabellen zu den Umweltökonomischen Gesamtrechnungen. Ausgabe 2015*. Wiesbaden 2015.

Statistisches Bundesamt. *Qualitätsbericht. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe EVS 2013*. Wiesbaden 2016.

TFZ (Technologie- und Förderzentrum im Kompetenzzentrum für Nachwachsende Rohstoffe). *Entwicklung der Brennstoffpreise 2006 bis 2016*. TFZ-Merkblatt, 16EBr006. 2016.

Zimmermann, Alois. www.heizungsvergleich.de. Unterseite „Energiepreise & Steigerungen“. 2016. [Zugriff am 26. Februar 2019]. Verfügbar unter: www.heizungsvergleich.de



Dr. Angela Kolbe

ist Juristin und Referentin im Büro des Bundeswahlleiters und dort mit Rechtsfragen zu Bundestags- und Europawahlen sowie zum Parteienrecht befasst.

EUROPAWAHL 2019

Dr. Angela Kolbe

↘ **Schlüsselwörter:** Europäische Union – Europawahl – Wahlberechtigung – Verhältniswahl – Sperrklausel – Wahlvorschläge

ZUSAMMENFASSUNG

Am 26. Mai 2019 findet in der Bundesrepublik Deutschland die Europawahl statt. Insgesamt wird die neunte Direktwahl des Europäischen Parlaments durch die Bürgerinnen und Bürger der Europäischen Union vier Tage andauern: Sie beginnt mit der Öffnung der Wahllokale in den Niederlanden am 23. Mai um 9:00 Uhr und endet mit der Schließung der Wahllokale in Italien am Abend des 26. Mai um 23:00 Uhr. Erst nach Beendigung der Wahl in allen Mitgliedstaaten werden die amtlichen Wahlergebnisse bekannt gegeben. Insgesamt sind 705 Abgeordnete zu wählen.

Der vorliegende Beitrag beschreibt die umfangreichen Vorbereitungen zur Europawahl und stellt dabei die Aufstellung und Zulassung der Wahlvorschläge sowie die Ausübung des Wahlrechts in den Mittelpunkt.

↘ **Keywords:** European Union – European election – eligibility to vote – proportional representation – restrictive clause – nomination of candidates

ABSTRACT

In the Federal Republic of Germany, the European election will be held on 26 May 2019. On the whole, the ninth direct elections of Members of the European Parliament by European Union citizens will span four days. They will start at 9 a.m. on 23 May when polling stations open in the Netherlands and will end at 11 p.m. on the evening of 26 May when polling stations close in Italy. Official election results will not be announced until the elections have ended in all the Member States. A total of 705 Members of Parliament will be elected.

This article describes the extensive preparations for the European elections, focusing on the nomination of candidates, the admission of nominations, and the exercise of the right to vote.

1

Rechtsgrundlagen zur Europawahl 2019

Nach Artikel 14 Absatz 2 des Vertrags über die Europäische Union (EU-Vertrag) setzt sich das Europäische Parlament aus Vertreterinnen und Vertretern der Unionsbürgerinnen und Unionsbürger zusammen. Die Anzahl der Abgeordneten darf 750 zuzüglich des Präsidenten beziehungsweise der Präsidentin nicht überschreiten. Die Zusammensetzung des Europäischen Parlaments erfolgt nach dem Prinzip der degressiven Proportionalität. Dabei erhält jeder Mitgliedstaat mindestens 6 Sitze, aber keiner mehr als 96 Sitze. Ein auf Initiative des Europäischen Parlaments und mit dessen Zustimmung erlassener Beschluss des Europäischen Rates legt anhand dieser Grundsätze die genaue Zusammensetzung des Europäischen Parlaments fest (Artikel 14 Absatz 2 Unterabsatz 2 des EU-Vertrags). Hiernach entfallen einzig auf Deutschland als größtem Mitgliedstaat 96 Sitze. Mit dem sogenannten Brexit, dem geplanten Austritt des Vereinigten Königreichs aus der Europäischen Union (EU), wird sich die Anzahl der zu wählenden Abgeordneten verringern. Es sind dann nur noch 705 statt 750 Abgeordnete zu wählen. 27 der bisher 73 Sitze des Vereinigten Königreichs werden unter 14 EU-Mitgliedstaaten neu verteilt, die bisher leicht unterrepräsentiert waren.¹ Dadurch werden noch vorhandene Ungleichheiten bei der Vertretung im Europäischen Parlament ausgeglichen. Die restlichen 46 britischen Sitze werden für künftige Erweiterungen der Europäischen Union in Reserve gehalten.

Die Mitglieder des Europäischen Parlaments werden nach Artikel 14 Absatz 3 des EU-Vertrags in allgemeiner, unmittelbarer, freier und geheimer Wahl für eine Amtszeit von fünf Jahren gewählt. Die weitere grundsätzliche Ausgestaltung des Wahlverfahrens ist im Direktwahlakt des Rates festgelegt. Hierin finden sich etwa Regelungen zum Wahlsystem, zur Wahlperiode sowie zur Zulässig-

keit von Sperrklauseln. Als Wahlsystem sieht der Direktwahlakt das Verhältniswahlsystem vor.

Im Juli 2018 hat der Europäische Rat eine Änderung des Direktwahlakts beschlossen. Danach müssen die Mitgliedstaaten, in denen eine Listenwahl stattfindet, für Wahlkreise, in denen es mehr als 35 Sitze gibt, eine Mindestschwelle für die Sitzvergabe festlegen. Diese Schwelle darf nicht weniger als 2% und nicht mehr als 5% der abgegebenen gültigen Stimmen in dem betreffenden Wahlkreis (einschließlich eines einzigen Wahlkreis bildenden Mitgliedstaats) betragen. Bis auf Deutschland und Spanien haben bereits alle größeren EU-Mitgliedstaaten, die mehr als 35 Abgeordnete nach Straßburg schicken, solche sogenannten Sperrklauseln eingeführt. Die Änderungen des Direktwahlakts treten allerdings erst in Kraft, wenn sie in allen Mitgliedstaaten ratifiziert sind. Erst danach kann auch die Bundesrepublik eine Sperrklausel einführen. Für die Europawahl 2019 wird dies noch nicht der Fall sein. Bislang stellt Artikel 3 Direktwahlakt den Mitgliedstaaten die Einführung einer Sperrklausel frei. Nach Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts² gab es im Gegensatz zur Bundestagswahl bei der letzten Europawahl 2014 in Deutschland keine Sperrklausel. Die Begründung dieser Entscheidungen weicht von der Bewertung der Sperrklauseln für nationale Wahlen ab. Dazu verwies das Bundesverfassungsgericht auf strukturelle Unterschiede zwischen dem Europaparlament und dem Bundestag: Das Europaparlament wähle keine Regierung, die auf seine andauernde Unterstützung angewiesen sei. Es sei nicht zu erkennen, dass die Arbeit des Parlaments durch den Einzug weiterer Kleinparteien unverhältnismäßig erschwert werde.³ Dies hatte zum Ergebnis, dass aus Deutschland insgesamt 14 Parteien ins Europaparlament einziehen konnten, darunter sieben kleine Parteien mit jeweils nur einem Sitz. Auch für die kommende Europawahl ist somit mit dem Einzug sogenannter Kleinstparteien in das Europaparlament zu rechnen.

Artikel 22 Absatz 2 des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union (AEUV) garantiert für alle Unionsbürgerinnen und Unionsbürger mit Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzen, das aktive und passive Wahlrecht zum Europäischen Parlament in diesem Mitgliedstaat, und

1 Die 27 Sitze werden an Frankreich (+ 5), Spanien (+ 5), Italien (+ 3), die Niederlande (+ 3), Irland (+ 2), Schweden (+ 1), Österreich (+ 1), Dänemark (+ 1), Finnland (+ 1), die Slowakei (+ 1), Kroatien (+ 1), Estland (+ 1), Polen (+ 1) und Rumänien (+ 1) verteilt. Kein Mitgliedstaat verliert Sitze [Beschluss (EU) 2018/937 des Europäischen Rates vom 28. Juni 2018 über die Zusammensetzung des Europäischen Parlaments (Amtsblatt der EU Nr. L 165, Seite 1)].

2 BVerfGE 129, 300; 135, 259.

3 BVerfGE 129, 300, Seite 336.

zwar unter denselben Bedingungen wie dessen Staatsangehörige. Die Einzelheiten hinsichtlich der Ausübung des aktiven und passiven Wahlrechts sind in der Richtlinie 93/109/EG des Rates festgelegt.⁴ Danach kann jede Unionsbürgerin und jeder Unionsbürger selbst entscheiden, ob er oder sie das Wahlrecht im Herkunfts- oder im Wohnsitzmitgliedstaat ausüben will.

Innerhalb des aufgezeigten auf europäischer Ebene gesteckten Rahmens regeln die Mitgliedstaaten die Einzelheiten zur Durchführung der Wahl nach ihrem jeweiligen innerstaatlichen Recht. Für die Wahl der Abgeordneten des Europäischen Parlaments aus der Bundesrepublik Deutschland sind diese Regelungen im Europawahlgesetz und der Europawahlordnung festgelegt.⁵

2

Aufstellung der Wahlvorschläge

Die „heiße Phase“ der Wahlvorbereitung beginnt mit der Aufstellung der Kandidatenlisten, den sogenannten Wahlvorschlägen, und deren Einreichung zum staatlichen Zulassungsverfahren.

2.1 Wahlvorschlagsberechtigung

Wahlvorschläge können von Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen eingereicht werden (§ 8 Absatz 1 Europawahlgesetz). Das Gesetz definiert sonstige politische Vereinigungen als mitgliedschaftlich organisierte, auf Teilnahme an der politischen Willensbildung und Mitwirkung in Volksvertretungen ausgerichtete Vereinigungen mit Sitz, Geschäftsleitung, Tätigkeitsgebiet und Mitgliederbestand in den Gebieten der Mitgliedstaaten der Europäischen Union. Einzelbewerberinnen und Einzelbewerber können – anders als bei Bundestagswahlen – nicht kandidieren. Eine Partei oder sonstige poli-

4 Richtlinie 93/109/EG des Rates vom 6. Dezember 1993 über die Einzelheiten der Ausübung des aktiven und passiven Wahlrechts bei den Wahlen zum Europäischen Parlament für Unionsbürger mit Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzen (Amtsblatt der EG Nr. L 329, Seite 34), geändert durch Artikel 1 der Richtlinie 2013/1/EU des Rates vom 20. Dezember 2012 (Amtsblatt der EU Nr. L 26, Seite 27).

5 Sämtliche Rechtsgrundlagen können im Internetangebot des Bundeswahlleiters unter www.bundeswahlleiter.de abgerufen werden.

tische Vereinigung kann als Wahlvorschlag entweder in jedem Bundesland eine Liste oder aber eine gemeinsame Liste für alle Bundesländer aufstellen. In der Praxis werden weit überwiegend gemeinsame Listen für alle Bundesländer aufgestellt.

2.2 Kandidatenaufstellung in Deutschland

Als Kandidatin oder Kandidat können sich grundsätzlich alle wählbaren Personen aufstellen lassen. Gemäß Artikel 22 Absatz 2 des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union sind auch Unionsbürgerinnen und -bürger mit einem Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzen, dort passiv wahlberechtigt. In Deutschland wählbar sind daher grundsätzlich Deutsche im Sinne des Grundgesetzes, die am Wahltag das 18. Lebensjahr vollendet haben, und darüber hinaus Staatsangehörige von Mitgliedstaaten der EU, die am Wahltag das 18. Lebensjahr vollendet haben und in der Bundesrepublik Deutschland eine Wohnung innehaben oder sich sonst gewöhnlich aufhalten (§ 6 b Absatz 1 und 2 Europawahlgesetz). Europaweit liegt das Mindestalter für die Kandidatinnen und Kandidaten zwischen 18 und 25 Jahren.

Das Aufstellungsverfahren richtet sich nach § 10 Europawahlgesetz und findet Anwendung auf beide Arten von Wahlvorschlagsträgern, also sowohl auf Parteien als auch auf sonstige politische Vereinigungen. Als Bewerber/Bewerber oder Ersatzbewerberin/Ersatzbewerber kann nur benannt werden, wer nicht Mitglied einer anderen Partei ist und in einer besonderen oder allgemeinen Vertreterversammlung der Partei oder in einer Mitgliederversammlung zur Wahl der Bewerberinnen und Bewerber hierzu gewählt worden ist (§ 10 Absatz 1 und 7 Europawahlgesetz). Bei einer Mitgliederversammlung zur Wahl der Bewerberinnen und Bewerber für eine gemeinsame Liste für alle Bundesländer und der Vertreterinnen und Vertreter für eine Vertreterversammlung handelt es sich nach § 10 Absatz 2 Satz 4 Europawahlgesetz um eine Versammlung derjenigen Mitglieder, die zum Zeitpunkt ihres Zusammentritts zum Europäischen Parlament wahlberechtigt sind. Bei einer Mitgliederversammlung zur Wahl der Bewerberinnen und Bewerber für eine Liste für ein Bundesland und der Vertreterinnen und Vertreter für eine Vertreterversammlung handelt es sich

nach § 10 Absatz 2 Satz 5 Europawahlgesetz um eine Versammlung derjenigen Mitglieder, die zum Zeitpunkt ihres Zusammentritts in dem betreffenden Bundesland zum Europäischen Parlament wahlberechtigt sind. Die Wahlen der Bewerberinnen und Bewerber sowie der Vertreterinnen und Vertreter für die Vertreterversammlungen müssen in geheimer Abstimmung erfolgen. Jede stimmberechtigte Teilnehmerin und jeder stimmberechtigte Teilnehmer der Versammlung ist dabei vorschlagsberechtigt. In der Versammlung muss den Bewerberinnen und Bewerbern Gelegenheit gegeben werden, sich und ihr Programm in angemessener Zeit vorzustellen (§ 10 Absatz 3 Satz 1 bis 3, Absatz 7 Europawahlgesetz).

Die Wahlen der Vertreterinnen und Vertreter für die Vertreterversammlung durften zur anstehenden Europawahl erst ab dem 1. Januar 2018, die Wahlen der Bewerberinnen und Bewerber erst ab dem 1. April 2018 erfolgen (siehe § 10 Absatz 3 Satz 4, Absatz 7 Europawahlgesetz).

Sämtliche Wahlvorschläge, also sowohl Listen für ein Bundesland als auch gemeinsame Listen für alle Bundesländer, sind beim Bundeswahlleiter einzureichen. Die Einreichung der Wahlvorschläge soll auf durch die Europawahlordnung vorgesehenen Mustern für ein Bundesland und für gemeinsame Listen für alle Bundesländer, im Original und – soweit vorgesehen – handschriftlich unterzeichnet erfolgen. Der Name der Partei oder sonstigen politischen Vereinigung und die Bewerberinnen und Bewerber sind in erkennbarer Reihenfolge mit ihren persönlichen Angaben anzugeben. Außerdem sollen in jedem Wahlvorschlag eine Vertrauensperson und eine stellvertretende Vertrauensperson benannt werden. Listen für einzelne Bundesländer sind vom Vorstand des Landesverbandes, gemeinsame Listen für alle Bundesländer vom Bundesvorstand zu unterzeichnen.

Soweit die den Wahlvorschlag einreichende Partei oder sonstige politische Vereinigung noch nicht bereits im Europäischen Parlament, im Deutschen Bundestag oder einem Landtag seit der jeweils letzten Wahl ununterbrochen mit mindestens fünf Abgeordneten vertreten ist, sind dem Wahlvorschlag zusätzlich folgende Unterlagen beizufügen:

- › Unterstützungsunterschriften von 1 vom Tausend der Wahlberechtigten des betreffenden Bundeslandes bei der letzten Wahl zum Europäischen Parlament,

jedoch höchstens von 2 000 Wahlberechtigten für jede Liste für ein Bundesland beziehungsweise von 4 000 Wahlberechtigten für eine gemeinsame Liste für alle Bundesländer;

- › da nur Wahlberechtigte eine Unterstützungsunterschrift leisten dürfen, ist darüber hinaus für jede unterzeichnende Person ein Nachweis ihrer Wahlberechtigung zu erbringen. Für Deutsche ist hierfür eine Bescheinigung der Gemeindebehörde, bei der die Unterzeichnerin oder der Unterzeichner im Wählerverzeichnis geführt wird, beizufügen. Bei Unionsbürgerinnen und -bürgern wird der Nachweis der Wahlberechtigung durch eine eidesstattliche Versicherung erbracht;
- › die schriftliche Satzung und das Programm der Partei oder sonstigen politischen Vereinigung sowie
- › die Niederschrift über die nach demokratischen Grundsätzen durchgeführte Wahl des Vorstandes, der den Wahlvorschlag zu unterzeichnen hat.

Für die Einreichung der Unterstützungsunterschriften sieht die Europawahlordnung amtliche, durch die zuständigen Wahlleitungen bereits zum Teil ausgefüllte Formblätter vor.

2.3 Europäische Spitzenkandidatinnen und -kandidaten

Nationale Parteien aus verschiedenen Mitgliedstaaten, die ähnliche politische Zielrichtungen verfolgen, bilden auf europäischer Ebene sogenannte europäische politische Parteien. Diese benennen Spitzenkandidatinnen und -kandidaten.

Das sogenannte Spitzenkandidaten-Verfahren wurde zur Europawahl 2014 eingeführt. Es hat seine rechtliche Grundlage nicht in einem der Verträge oder dem Direktwahlakt, sondern beruht auf einer Vereinbarung zwischen den Staats- und Regierungschefs der EU im Europäischen Rat, dem Europäischen Parlament und den europäischen politischen Parteien über die Auslegung des Wortlauts in den Europäischen Verträgen.

Nach diesem Verfahren wird der Spitzenkandidat oder die Spitzenkandidatin der europäischen politischen Partei, die die meisten Sitze im Europäischen Parlament erhält, vom Europäischen Parlament zum Kommissions-

präsidenten beziehungsweise zur Kommissionspräsidentin gewählt.

3

Zulassung der Wahlvorschläge durch den Bundeswahlausschuss

Die Frist zur Einreichung der Wahlvorschläge endete für die Europawahl 2019 am 4. März 2019 um 18:00 Uhr.

Sobald die Wahlvorschläge im Büro des Bundeswahlleiters eingehen, sind sie unverzüglich zu prüfen. Werden Mängel festgestellt, ist die Vertrauensperson des Wahlvorschlags zu benachrichtigen, verbunden mit der Aufforderung, die Mängel rechtzeitig zu beseitigen (sogenannte Mängelbeseitigungsverfahren, §13 Europawahlgesetz). Nach Ablauf der Einreichungsfrist ist die Mängelbeseitigung weitgehend ausgeschlossen, denn nach §13 Absatz 2 Europawahlgesetz können ab diesem Zeitpunkt nur noch Mängel an sich gültiger Wahlvorschläge behoben werden. Ein gültiger Wahlvorschlag liegt hiernach aber dann nicht vor, wenn die Bezeichnung der einreichenden Partei oder sonstigen politischen Vereinigung fehlt, wenn die oben genannten mit dem Wahlvorschlag einzureichenden Anlagen fehlen oder wenn Schriftform oder Frist nicht eingehalten wurden. Das Gesetz sieht ausschließlich eine Ausnahme für Einreichungen nach Fristablauf vor, nämlich für die zu jeder Unterstützungsunterschrift vorzulegenden Nachweise der Wahlberechtigung der Unterzeichnenden. Werden diese aufgrund von Umständen, die die Partei oder sonstige politische Vereinigung nicht zu vertreten hat, nicht rechtzeitig vorgelegt, können sie auch noch bis zur Sitzung des Bundeswahlausschusses zur Zulassung der Wahlvorschläge nachgereicht werden.

Bis zum Ablauf der Einreichungsfrist haben 54 politische Vereinigungen ihre Wahlvorschläge (in der Reihenfolge des Eingangs) als gemeinsame Listen für alle Bundesländer zur Teilnahme an der Europawahl 2019 beim Bundeswahlleiter eingereicht:

- › Familien-Partei Deutschlands (FAMILIE)
- › PARTEI MENSCH UMWELT TIERSCHUTZ (Tierschutzpartei)
- › Piratenpartei Deutschland (PIRATEN)
- › Graue Panther (Graue Panther)
- › Die Grauen – Für alle Generationen (Die Grauen)
- › Aktion Partei für Tierschutz – DAS ORIGINAL (TIERSCHUTZ hier!)
- › Die deutsche Hundepartei
- › Ökologisch-Demokratische Partei (ÖDP)
- › DER DRITTE WEG (III. Weg)
- › Arbeitnehmer und Rentner Union (ARU)
- › Internationale Europäische Deutsche Löwen Partei (IEDLP)
- › Partei für Freiheit Gleichheit Brüderlichkeit (PFFGB)
- › FREIE WÄHLER (FREIE WÄHLER)
- › PAN – die Parteilosen (PAN)
- › Deutsche Zentrumspartei – Älteste Partei Deutschlands gegründet 1870 (ZENTRUM)
- › Nationaldemokratische Partei Deutschlands (NPD)
- › Wählergemeinschaft für eine repräsentative Volksvertretung (LOS)
- › DIE RECHTE – Partei für Volksabstimmung, Souveränität und Heimatschutz (DIE RECHTE)
- › Partei für Gesundheitsforschung (Gesundheitsforschung)
- › Allianz Deutscher Demokraten (AD-Demokraten)
- › Die blaue Partei (Blaue #TeamPetry)
- › Deutsche Kommunistische Partei (DKP)
- › Die Violetten (DIE VIOLETTEN)
- › Wohnraum-Verteidigungs-Liga (W-V-L)
- › Volt Deutschland (Volt)
- › Partei der Humanisten (Die Humanisten)
- › Ab jetzt...Demokratie durch Volksabstimmung (Volksabstimmung)
- › Partei für Arbeit, Rechtsstaat, Tierschutz, Elitenförderung und basisdemokratische Initiative (Die PARTEI)
- › Sozialistische Gleichheitspartei, Vierte Internationale (SGP)
- › Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD)
- › Menschliche Welt (MENSCHLICHE WELT)
- › Bündnis Grundeinkommen (BGE)
- › PARTEI FÜR DIE TIERE DEUTSCHLAND (PARTEI FÜR DIE TIERE)

- › Europäische Sammelbewegung für die Legalisierung und Liberalisierung von Cannabis (CANNABIS!)
- › Neue Liberale – Die Sozialliberalen (NL)
- › BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN (GRÜNE)
- › Alternative für Deutschland (AfD)
- › Demokratie in Europa - DiEM25
- › Freie Demokratische Partei (FDP)
- › Ökologische Linke (ÖkoLinX)
- › Gartenpartei (Gartenpartei)
- › Bündnis für Innovation & Gerechtigkeit (BIG)
- › DIE LINKE (DIE LINKE)
- › Allianz für Menschenrechte, Tier- und Naturschutz (Tierschutzallianz)
- › Bündnis C – Christen für Deutschland (Bündnis C)
- › LigaPLUS (Liga+)
- › V-Partei³ – Partei für Veränderung, Vegetarier und Veganer (V-Partei³)
- › LKR
- › Marxistisch-Leninistische Partei Deutschlands (MLPD)
- › Bayernpartei (BP)
- › Europäische Partei LIEBE (LIEBE)
- › Feministische Partei DIE FRAUEN (DIE FRAUEN)
- › UNABHÄNGIGE für bürgernahe Demokratie (UNABHÄNGIGE)
- › Demokratie DIREKT! (DIE DIREKTE!)

Fünf politische Vereinigungen haben Listen für einzelne Bundesländer eingereicht:

- › Christlich Demokratische Union Deutschlands (CDU) in allen Ländern außer Bayern
- › Christlich-Soziale Union in Bayern e. V. (CSU) in Bayern
- › Sozialliberale Demokratische Partei (SLDP) in Hamburg
- › Unu-Tero-Partio (Eine-Erde-Partei) (UTOPIO) in Berlin
- › dieKlimaretter (dieKlimaretter) in Baden-Württemberg

3.1 Bundeswahlausschuss und Beschwerdeverfahren

Der Bundeswahlausschuss zur Europawahl 2019 tagt im Vorfeld der Wahl zweimal. In der ersten Sitzung des Bundeswahlausschusses am 15. März 2019 war über alle Voraussetzungen für die Zulassung der Listen zu entscheiden (§ 14 Europawahlgesetz). Zur Sitzung waren die Vertrauenspersonen der Wahlvorschläge zu laden. An der Sitzung nahmen weitere Vertreterinnen und Vertreter der Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen sowie Zuschauerinnen und Zuschauer teil. Die Sitzung war öffentlich und wurde im Parlamentsfernsehen des Deutschen Bundestags übertragen. Diese Sitzung des Bundeswahlausschusses ist regelmäßig diejenige mit der größten öffentlichen Aufmerksamkeit. Hier zeigt sich, wie viele Wahlvorschläge vorgelegt wurden, ob kleinere Parteien bei ihrem Bemühen um die Erfüllung aller wahlrechtlichen Zulassungsvoraussetzungen auf Hindernisse stoßen und welche dies sind sowie ob und welche „Neuen“ es in der deutschen Parteienlandschaft gibt.

Die Besetzung des Bundeswahlausschusses ist auch für die Europawahl über die Verweisungsnorm des § 4 Europawahlgesetz im Bundeswahlgesetz geregelt. Sowohl der Bundeswahlausschuss als auch die Landeswahlausschüsse sind neben dem oder der Vorsitzenden (Bundeswahlleiter beziehungsweise Landeswahlleiterin oder Landeswahlleiter) und den Beisitzerinnen und Beisitzern mit je zwei Richterinnen oder Richtern des Bundesverwaltungsgerichts beziehungsweise des jeweiligen Oberverwaltungsgerichts des Bundeslandes besetzt. Alle Listen, ob für ein Bundesland oder gemeinsame Listen für alle Bundesländer, sind beim Bundeswahlleiter einzureichen; über alle Listen entscheidet zentral der Bundeswahlausschuss.

Zur Vorbereitung der Sitzung übersendet der Bundeswahlleiter jedem Mitglied des Bundeswahlausschusses sämtliche Wahlvorschläge nebst den mit dem Wahlvorschlag einzureichenden Unterlagen. Der Bundeswahlleiter als Vorsitzender des Bundeswahlausschusses berichtet in der Sitzung über das Ergebnis der durchgeführten Vorprüfung zum jeweiligen Wahlvorschlag und gibt den Vertreterinnen und Vertretern der Parteien im Anschluss Gelegenheit zur Äußerung. Sodann schließt sich, je nach Einzelfall, eine Erörterung der Sach- und/

oder Rechtslage an. Abschließend unterbreitet der Bundeswahlleiter dem Bundeswahlausschuss einen Beschlussvorschlag und es erfolgt die Abstimmung.

Der Bundeswahlausschuss hat nach § 14 Absatz 2 Europawahlgesetz Wahlvorschläge zurückzuweisen, die verspätet eingereicht wurden oder die den Anforderungen von Europawahlgesetz und Europawahlordnung nicht genügen. Der Bundeswahlausschuss prüft somit sämtliche wahlrechtlichen Voraussetzungen der Zulassung eines Wahlvorschlages.

Im Anschluss an die Sitzung muss unverzüglich die Niederschrift über die Sitzung des Bundeswahlausschusses angefertigt werden, in der die tragenden Gründe für eine Zurückweisung darzustellen sind und die zugelassenen Wahlvorschläge in der vom Bundeswahlausschuss festgestellten Reihenfolge beigefügt werden. Der Bundeswahlleiter hat sodann auf schnellstem Wege denjenigen Parteien oder sonstigen politischen Vereinigungen, deren Wahlvorschlag ganz oder teilweise zurückgewiesen worden ist, den sie betreffenden Teil der Niederschrift zu übersenden. Auch ist allen Landeswahlleitungen sofort eine Ausfertigung nebst Anlagen zu übersenden (siehe insgesamt § 34 Absatz 6 bis 8 Europawahlordnung). Für den Mitarbeiterstab des Bundeswahlleiters bedeutet dies, dass unmittelbar im Anschluss an die Sitzung des Bundeswahlausschusses die Niederschrift zu fertigen ist und diese nach Korrektur, gegebenenfalls Ergänzung und Unterzeichnung durch den Ausschuss unverzüglich an die betroffenen Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen per E-Mail übersandt wird. Zeitgleich erfolgt die Vorbereitung und Versendung per Post, sowohl an die Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen als auch an die Landeswahlleitungen.

Der Bundeswahlausschuss hat am 15. März 2019 in öffentlicher Sitzung 41 Parteien und sonstige politische Vereinigungen mit gemeinsamen Listen für alle Bundesländer oder mit Listen für ein Bundesland zur Europawahl am 26. Mai 2019 zugelassen. Im Einzelnen handelt es sich um die folgenden Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen (Kurzbezeichnung in Klammern) in der Reihenfolge des Eingangs ihrer Wahlvorschläge.

Mit gemeinsamen Listen für alle Bundesländer wurden zugelassen:

1. Familien-Partei Deutschlands (FAMILIE)
2. PARTEI MENSCH UMWELT TIERSCHUTZ (Tierschutzpartei)
3. Piratenpartei Deutschland (PIRATEN)
4. Graue Panther (Graue Panther)
5. Die Grauen – Für alle Generationen (Die Grauen)
6. Aktion Partei für Tierschutz – DAS ORIGINAL (TIERSCHUTZ hier!)
7. Ökologisch-Demokratische Partei (ÖDP)
8. DER DRITTE WEG (III. Weg)
9. FREIE WÄHLER (FREIE WÄHLER)
10. Nationaldemokratische Partei Deutschlands (NPD)
11. DIE RECHTE – Partei für Volksabstimmung, Souveränität und Heimatschutz (DIE RECHTE)
12. Partei für Gesundheitsforschung (Gesundheitsforschung)
13. Deutsche Kommunistische Partei (DKP)
14. Die Violetten (DIE VIOLETTEN)
15. Volt Deutschland (Volt)
16. Partei der Humanisten (Die Humanisten)
17. Ab jetzt...Demokratie durch Volksabstimmung (Volksabstimmung)
18. Partei für Arbeit, Rechtsstaat, Tierschutz, Elitenförderung und basisdemokratische Initiative (Die PARTEI)
19. Sozialistische Gleichheitspartei, Vierte Internationale (SGP)
20. Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD)
21. Menschliche Welt (MENSCHLICHE WELT)
22. Bündnis Grundeinkommen (BGE)
23. PARTEI FÜR DIE TIERE DEUTSCHLAND (PARTEI FÜR DIE TIERE)
24. Neue Liberale – Die Sozialliberalen (NL)
25. BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN (GRÜNE)
26. Alternative für Deutschland (AfD)
27. Demokratie in Europa - DiEM25
28. Freie Demokratische Partei (FDP)
29. Ökologische Linke (ÖkoLinX)
30. Bündnis für Innovation & Gerechtigkeit (BIG)

31. DIE LINKE (DIE LINKE)
32. Allianz für Menschenrechte, Tier- und Naturschutz (Tierschutzallianz)
33. Bündnis C – Christen für Deutschland (Bündnis C)
34. LKR
35. Marxistisch-Leninistische Partei Deutschlands (MLPD)
36. Bayernpartei (BP)
37. Europäische Partei LIEBE (LIEBE)
38. Feministische Partei DIE FRAUEN (DIE FRAUEN)
39. Demokratie DIREKT! (DIE DIREKTE!)

Mit Listen für einzelne Bundesländer wurden zugelassen:

1. Christlich Demokratische Union Deutschlands (CDU)
– in allen Ländern außer Bayern –
2. Christlich-Soziale Union in Bayern e.V. (CSU)
– in Bayern –

Die Stimmzettel zur Europawahl werden deshalb in allen Bundesländern jeweils 40 Wahlvorschläge enthalten.

Die Entscheidungen des Bundeswahlausschusses zur Zulassung oder Zurückweisung der Wahlvorschläge sind überprüfbar. Gegen Zurückweisungen wegen fehlendem Wahlvorschlagsrecht, das heißt für den Fall, dass der Bundeswahlausschuss einen Wahlvorschlag mit der Begründung zurückweist, dass dieser nicht von einer Partei oder sonstigen politischen Vereinigung eingereicht worden sei, besteht die Beschwerdemöglichkeit an das Bundesverfassungsgericht (§ 14 Absatz 4a Europawahlgesetz). Gegen alle anderen Zurückweisungen kann Beschwerde beim Bundeswahlausschuss eingelegt werden, über die dieser in einer zweiten Sitzung, die spätestens am 52. Tag vor der Wahl stattfinden muss, entscheiden wird (§ 14 Absatz 4 Europawahlgesetz). Für beide Beschwerdearten gilt dieselbe Frist zur Einlegung, nämlich innerhalb von vier Tagen ab Bekanntgabe der Entscheidung des Bundeswahlausschusses. Grundsätzlich laufen beide Rechtsschutzverfahren völlig parallel und unabhängig voneinander. Nach der ersten Sitzung des Bundeswahlausschusses wurde gegen die Zulassung oder Zurückweisung von Wahlvorschlägen von sieben politischen Vereinigungen Beschwerde beim Bundeswahlausschuss eingelegt. Über diese hat der Bundeswahlausschuss in seiner zweiten Sitzung zu entscheiden. Beim Bundesverfassungsgericht ging eine Beschwerde ein. Mit dem Abschluss der Beschwerdeverfahren am 4. April steht abschließend fest, welche

Wahlvorschläge und welche Wahlbewerberinnen und Wahlbewerber an der Wahl teilnehmen. Der Bundeswahlausschuss hat am 4. April 2019 in der zweiten Sitzung drei Beschwerden als unzulässig verworfen und fünf als unbegründet zurückgewiesen. Das Bundesverfassungsgericht hat ebenfalls am 4. April die dort eingegangene Beschwerde als unzulässig verworfen. Damit blieb es bei der in der ersten Sitzung des Bundeswahlausschusses zugelassenen Anzahl von 41 Wahlvorschlägen.

4

Wahlrecht und Wahlverfahren

4.1 Wahlberechtigte Deutsche

Wahlberechtigt sind nach § 6 Absatz 1 Europawahlgesetz alle Deutschen im Sinne des Artikels 116 Grundgesetz, die am Wahltag

- › das 18. Lebensjahr vollendet haben,
- › seit mindestens drei Monaten in der Bundesrepublik Deutschland oder in den übrigen Mitgliedstaaten der Europäischen Union eine Wohnung innehaben oder sich sonst gewöhnlich aufhalten und
- › nicht vom Wahlrecht ausgeschlossen sind.

Darüber hinaus sind nach § 6 Absatz 2 Europawahlgesetz auch diejenigen Deutschen wahlberechtigt, die außerhalb der EU wohnen und als sogenannte Auslandsdeutsche nach § 12 Absatz 2 des Bundeswahlgesetzes zum Deutschen Bundestag wahlberechtigt sind. Bei Vorliegen der sonstigen Voraussetzungen sind somit auch diejenigen Deutschen im Sinne des Artikels 116 Absatz 1 Grundgesetz wahlberechtigt, die am Wahltag außerhalb der Bundesrepublik Deutschland leben, sofern sie

- › nach der Vollendung ihres vierzehnten Lebensjahres mindestens drei Monate ununterbrochen in der Bundesrepublik Deutschland eine Wohnung innegehabt oder sich sonst gewöhnlich aufgehalten haben und dieser Aufenthalt nicht länger als 25 Jahre zurückliegt oder
- › aus anderen Gründen persönlich und unmittelbar Vertrautheit mit den politischen Verhältnissen in der

Tabelle 1

Schätzung der zur Europawahl 2019 Wahlberechtigten in Deutschland¹

	Insgesamt			Deutsche			EU-Staatsangehörige		
	insgesamt	Männer	Frauen	zusammen	Männer	Frauen	zusammen	Männer	Frauen
	Mill.								
18 bis 20 Jahre	2,3	1,2	1,1	2,2	1,1	1,1	0,1	0,1	0,1
21 bis 44 Jahre	21,6	11,0	10,6	19,5	9,9	9,6	2,1	1,2	1,0
45 bis 59 Jahre	17,9	9,0	8,9	16,9	8,4	8,4	1,0	0,5	0,5
60 Jahre und älter	22,9	10,3	12,6	22,3	10,0	12,3	0,6	0,3	0,3
Insgesamt	64,7	31,5	33,2	60,8	29,4	31,4	3,8	2,1	1,8
darunter:									
Erstwähler/-innen ²	3,9	2,0	1,9	3,7	1,9	1,8	0,2	0,1	0,1

Wegen erfolgten Auf- beziehungsweise Abrundungen können die Summen geringfügig abweichen.

1 Ohne Wahlberechtigte mit Staatsangehörigkeit des Vereinigten Königreichs.

2 Im Zeitraum zwischen 26. Mai 1996 und 26. Mai 2001 Geborene.

Bundesrepublik Deutschland erworben haben und von ihnen betroffen sind⁶.

Die Altersgrenze von 18 Jahren gilt in fast allen EU-Mitgliedstaaten. Nur in Österreich und Malta dürfen schon 16-Jährige wählen.

Deutsche Staatsbürgerinnen und -bürger, die im Vereinigten Königreich leben, konnten bislang entweder dort die Abgeordneten des Vereinigten Königreichs wählen oder per Briefwahl an der Wahl der deutschen Abgeordneten teilnehmen. Tritt der geplante Brexit ein, bleibt ihnen nur noch die zweite Möglichkeit.

4.2 Wahlberechtigte Unionsbürgerinnen und Unionsbürger

Unter denselben oben genannten Voraussetzungen, die für die in Deutschland lebenden deutschen Wahlberechtigten gelten, sind zudem alle Staatsangehörigen anderer Mitgliedstaaten der Europäischen Union, die in Deutschland leben (sogenannte Unionsbürgerinnen und Unionsbürger) wahlberechtigt (§ 6 Absatz 3 Europawahlgesetz). Der Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union gibt eine Gleichbehandlung aller Unionsbürgerinnen und Unionsbürger hinsichtlich ihres Wahlrechts vor. Hat eine Person ihren Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzt, so steht ihr dennoch das aktive und

passive Wahlrecht unter denselben Bedingungen zu wie den Staatsangehörigen des Wohnsitzmitgliedstaates. Die Richtlinie 93/109/EG des Rates sieht in Artikel 4 Absatz 1 ausdrücklich vor, dass jede(r) aktiv Wahlberechtigte entscheiden kann, ob sie ihr oder er sein aktives Wahlrecht im Herkunfts- oder im Wohnsitzmitgliedstaat ausüben will. Für die Staatsangehörigen des Vereinigten Königreichs endet mit dem Brexit die Möglichkeit der Teilnahme bei der Wahl zum Europäischen Parlament.

4.3 Wählerverzeichnisse

Vor jeder Wahl legen die Gemeindebehörden Wählerverzeichnisse der Wahlberechtigten an. Alle wahlberechtigten Deutschen, die bei der gemeindlichen Meldebehörde für eine Wohnung gemeldet sind, werden von Amts wegen eingetragen. Hingegen müssen die wahlberechtigten Deutschen, die nicht in Deutschland, sondern in einem anderen Mitgliedstaat der Europäischen Union oder aber außerhalb der Europäischen Union leben, einen Antrag stellen, um in ein deutsches Wählerverzeichnis aufgenommen zu werden. Dann können sie an der Wahl der deutschen Abgeordneten für das Europäische Parlament teilnehmen. Zuständig für die bis zum 5. Mai 2019, dem 21. Tag vor der Wahl, zu stellenden Anträge sind im Regelfall die Gemeinden, bei denen die Antragstellerin oder der Antragsteller vor dem Fortzug aus dem Bundesgebiet zuletzt gemeldet war. Neben der Angabe persönlicher Daten ist in dem Antrag insbesondere eine eidesstattliche Versicherung bezüg-

6 Zu den Voraussetzungen im Einzelnen und weiteren Informationen zum Wahlrecht der Auslandsdeutschen siehe das Internetangebot des Bundeswahlleiters unter www.bundeswahlleiter.de.

lich der die Wahlberechtigung begründenden Tatsachen abzugeben.

Auch Unionsbürgerinnen und -bürger, die in Deutschland an der Wahl teilnehmen wollen, müssen einen Antrag auf Eintragung stellen, um im Wählerverzeichnis aufgeführt zu werden. Es gilt ebenfalls die Frist bis zum 21. Tag vor der Wahl. Zuständig ist im Regelfall die Gemeinde, in der die Unionsbürgerin oder der Unionsbürger den Wohnsitz hat. Unionsbürgerinnen und -bürger haben hierbei neben den Angaben zu ihrer Identität und ihrem Herkunftsmitgliedstaat insbesondere eine eidesstattliche Versicherung darüber abzugeben, dass sie im Herkunftsmitgliedstaat nicht vom aktiven Wahlrecht ausgeschlossen sind und an der Wahl aus keinem anderen Mitgliedstaat teilnehmen. Während im Ausland lebende Deutsche zu jeder Wahl erneut einen Antrag auf Eintragung in ein Wählerverzeichnis stellen müssen, kann die einmal erfolgte Eintragung der Unionsbürgerinnen und Unionsbürger fortgeschrieben werden. Hat eine Unionsbürgerin beziehungsweise ein Unionsbürger seit der Europawahl 1999 einen Antrag auf Eintragung in das Wählerverzeichnis gestellt und ist dieser Antrag bewilligt worden, so hat die Gemeindebehörde ihn bei künftigen Europawahlen von Amts wegen einzutragen (§ 17b Absatz 1 Europawahlordnung). Voraussetzung ist allerdings wie bei den wahlberechtigten Deutschen, die von Amts wegen ins Wählerverzeichnis eingetragen werden, dass die Unionsbürgerin oder der Unionsbürger bei der Meldebehörde nach wie vor gemeldet ist und war, also zwischendurch kein Fortzug ins Ausland erfolgte. Bei Fortzug in eine andere Gemeinde in Deutschland wird die Eintragung ins Wählerverzeichnis mitgenommen.

4.4 Informationsaustausch

Wie die Erörterung der Voraussetzungen einer Kandidatur und die der Wahlberechtigung bereits gezeigt haben, ist eine der Besonderheiten der Europawahl, dass es einen Austausch von Kandidatinnen und Kandidaten sowie von Wahlberechtigten innerhalb der EU über die einzelnen Landesgrenzen hinweg gibt. Durch die Einführung der Unionsbürgerschaft und die daran anknüpfenden Rechte spielt die neben der Unionsbürgerschaft bestehende nationale Staatsbürgerschaft keine zentrale Rolle mehr bei den Wahlen zum Europäischen Parlament. Gleichzeitig muss sichergestellt werden, dass jeder Wahlbewerber und jede Wahlbewerberin nur ein-

mal kandidiert und jeder Wähler und jede Wählerin nur einmal sein beziehungsweise ihr Wahlrecht ausübt (Artikel 13 in Verbindung mit Artikel 4 der Richtlinie 93/109/EG). Auch sind gegebenenfalls bestehende Wählbarkeits- und Wahlrechtsausschlussgründe in anderen Mitgliedstaaten von allen zu beachten und umzusetzen. Aus diesem Grund findet ein umfangreicher Informationsaustausch zwischen den Mitgliedstaaten statt. Für jeden Mitgliedstaat ist eine zentrale Kontaktstelle benannt, die den Informationsaustausch innerstaatlich durchführt. Bei diesem sind regelmäßig Gemeinden und weitere Behörden, wie etwa das Bundeszentralregister führende Bundesamt für Justiz, zu beteiligen. Für die Bundesrepublik Deutschland ist diese zentrale Kontaktstelle der Bundeswahlleiter.

Kandidiert ein Unionsbürger oder eine Unionsbürgerin in Deutschland, hat der Bundeswahlleiter die Zweitausfertigung der mit dem Wahlvorschlag abzugebenden Versicherung an Eides statt an die vom Herkunftsmitgliedstaat benannte Kontaktstelle zu übersenden. Diese prüft, ob ein Wählbarkeitsausschluss für seine Staatsangehörige oder seinen Staatsangehörigen besteht und übermittelt die Information an den Bundeswahlleiter. Sollte ein Wählbarkeitsausschluss vorliegen, wird der Kandidat oder die Kandidatin aufgrund des Fehlens dieser Voraussetzung aus dem Wahlvorschlag gestrichen. Kandidiert eine Deutsche oder ein Deutscher in einem anderen Mitgliedstaat, erfolgt eine Mitteilung durch die Kontaktstelle des dortigen Mitgliedstaates an den Bundeswahlleiter. Dieser fordert daraufhin ein Führungszeugnis über die Bewerberin beziehungsweise den Bewerber an und veranlasst zugleich eine Prüfung eines etwaigen Wählbarkeitsausschlusses durch die Gemeinde. Die genannte Prüfung und die Rückmeldung an den anderen Mitgliedstaat hat innerhalb von fünf Tagen, wenn möglich in kürzerer Zeit zu erfolgen. Gleichzeitig werden im Rahmen dieser Meldungen auch etwaige Doppelkandidaturen aufgedeckt. Der jeweilige Herkunftsmitgliedstaat hat in diesen Fällen geeignete Maßnahmen zu ergreifen, um die doppelte Kandidatur seiner Staatsangehörigen zu verhindern (siehe auch Artikel 13 der Richtlinie 93/109/EG).

Zudem erfolgt ein Informationsaustausch in Bezug auf die in die Wählerverzeichnisse Eingetragenen. Wird der Antrag einer Unionsbürgerin oder eines Unionsbürgers auf Eintragung in das Wählerverzeichnis in Deutschland durch die zuständige Gemeinde bewilligt, über-

mittelt diese die betreffenden Informationen an den Bundeswahlleiter. Der Herkunftsmitgliedstaat prüft daraufhin, ob die Angaben der Unionsbürgerin oder des Unionsbürgers, nämlich dass sie beziehungsweise er im Herkunftsmitgliedstaat nicht vom Wahlrecht ausgeschlossen ist und dass sie beziehungsweise er in keinem anderen Mitgliedstaat an der Wahl teilnehmen wird, richtig sind. Teilt der Mitgliedstaat mit, dass Angaben der Antragstellerin oder des Antragstellers nicht zutreffen, hat die Gemeinde den Antrag auf Eintragung ins Wählerverzeichnis abzulehnen oder die Unionsbürgerin beziehungsweise den Unionsbürger – bei bereits erfolgter Eintragung – wieder aus dem Wählerverzeichnis zu streichen. Die Daten sind in elektronischer Form auszutauschen, das Werkzeug dazu wird durch die Europäische Kommission zur Verfügung gestellt. Derselbe Austausch erfolgt umgekehrt für die Deutschen, die in einem anderen Mitgliedstaat in die Wählerverzeichnisse eingetragen werden. Ebenso wie bei den Kandidaturen werden in diesem Zusammenhang auch etwaige Doppelintragungen und damit die Möglichkeit, zweimal an der Wahl teilzunehmen, ausgeschlossen. Bei der Europawahl 2014 wurden die Daten von 172 110 Unionsbürgerinnen und Unionsbürgern, die in deutsche Wählerverzeichnisse eingetragen wurden, an die übrigen Mitgliedstaaten übermittelt. Aus anderen Mitgliedstaaten sind die Daten von insgesamt 133 703 Deutschen gemeldet worden, die sich in deren Wählerverzeichnisse für die Europawahl 2014 haben eintragen lassen.

Bei der Europawahl 2014 gab es einen Fall der doppelten Stimmabgabe einer Person mit doppelter Staatsangehörigkeit. Das nach Bekanntwerden der doppelten Stimmabgabe eingeleitete strafrechtliche Verfahren wurde von der Staatsanwaltschaft wegen geringer Schuld und gegen Zahlung einer Geldsumme eingestellt. Das Bundesverfassungsgericht wies eine entsprechende Wahlprüfungsbeschwerde als unzulässig zurück.⁷ Im konkreten Fall konnte wegen fehlender Ergebnisrelevanz dieses Einzelfalls kein Wahlfehler festgestellt werden und für weitere Ereignisse dieser Art konnte der Antragsteller des Verfahrens vor dem Bundesverfassungsgericht keine substantiierten Belege vortragen.

⁷ Beschluss des Bundesverfassungsgerichts vom 12. Juni 2015, 2 BvC7/15.

4.5 Briefwahl

Grundsätzlich kann jede oder jeder Wahlberechtigte, die oder der in ein Wählerverzeichnis eingetragen ist, an der Wahl auch durch Briefwahl teilnehmen. Hierzu muss zuvor bei der zuständigen Gemeindebehörde ein sogenannter Wahlschein beantragt werden. Die Erteilung eines Wahlscheins kann persönlich oder schriftlich beantragt werden, auch durch Fax oder E-Mail (§ 26 Europawahlordnung). Viele Gemeinden stellen mittlerweile Online-Briefwahanträge in ihrem Internetangebot zur Verfügung. Seit 2009 ist es nicht mehr erforderlich, einen wichtigen Grund für die Abwesenheit am Wahltag oder eine sonstige Begründung für die Teilnahme an der Wahl per Brief anzugeben. Mit der Erteilung eines Wahlscheins werden sodann alle Briefwahlunterlagen an die Wahlberechtigte oder den Wahlberechtigten übersandt.

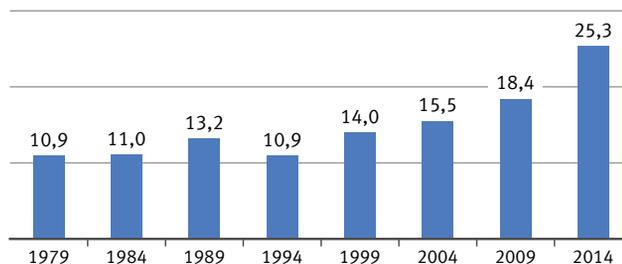
➤ Grafik 1

Bei den wahlberechtigten Deutschen, die entweder in anderen Mitgliedstaaten der EU oder im sonstigen Ausland leben, gilt der Antrag auf Eintragung in das Wählerverzeichnis zugleich als Antrag auf Erteilung eines Wahlscheins (§ 26 Absatz 5 Europawahlordnung). Diese Personen wählen in der Regel im Wege der Briefwahl.

Es ist davon auszugehen, dass auch bei der kommenden Europawahl viele Bürgerinnen und Bürger ihr Wahlrecht wieder per Briefwahl ausüben werden. Seit der Einführung der Briefwahl im Jahr 1957 ist der Anteil der Briefwählerinnen und Briefwähler nahezu kontinuierlich gestiegen. Er lag bei der Europawahl 2014 bei 25,3 % und bei der letzten Bundestagswahl sogar schon bei

Grafik 1

Briefwählerinnen und Briefwähler in Deutschland bei den Europawahlen seit 1979
Anteil an allen Wählerinnen und Wählern in %



2019-01-0118

28,6%. Die Wahlbeteiligung bei der Europawahl 2014 lag in Deutschland insgesamt bei 48,1%, europaweit bei 42,6%.

5

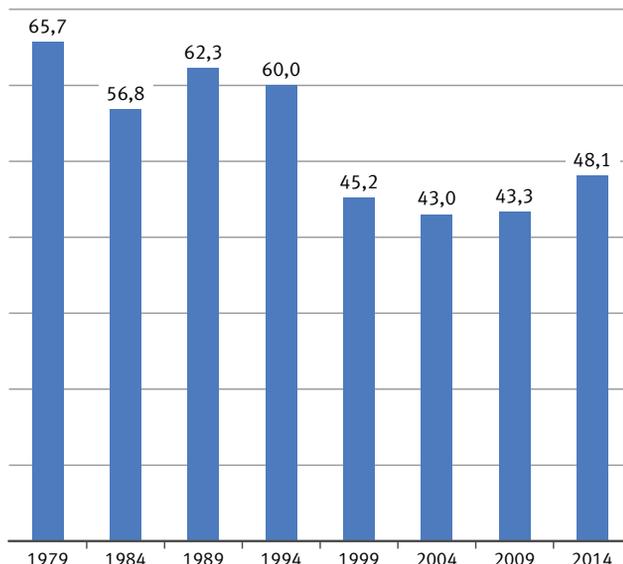
Wahlbeteiligung und Ergebnisermittlung

Anhand der dargestellten Aspekte wird deutlich, wie komplex die Vorbereitung einer Europawahl ist und mit wie viel Aufwand gerade eine grenzüberschreitende Wahl verbunden ist. Europaweit ist die Wahlbeteiligung seit der ersten Direktwahl zum Europäischen Parlament im Jahr 1979 bei jeder Wahl zurückgegangen. Lag sie 1979 noch bei 62,0%, so wurde bei der Wahl 2014 lediglich eine Wahlbeteiligung von 42,6% verzeichnet. In Deutschland verlief die Entwicklung ähnlich. Die Wahlbeteiligung bei Europawahlen ist in Deutschland seit 1989, als 62,3% der Wahlberechtigten an der Wahl teilnahmen, bis zur Europawahl 2004 mit 43,0% kontinuierlich gesunken. Allerdings stieg die Wahlbeteiligung in Deutschland bei der Europawahl 2014 im Vergleich zu 2009 von 43,3 auf 48,1% an. ➔ **Grafik 2**

Um die Wahlbeteiligung zu steigern, hat das Europäische Parlament in der gesamten EU eine überparteiliche Initiative gestartet, die insbesondere jüngere Wahlberechtigte ansprechen soll. Unter der Webseite www.diesmalwähleich.eu können sich Interessierte registrieren, um Informationen zur Europawahl 2019 zu erhalten, mit denen sie auch andere motivieren können, ihre Stimme abzugeben. Die Kampagne des Europäischen Parlaments ist dezentral und lokal ausgerichtet. In Deutschland vernetzt das Verbindungsbüro des Europäischen Parlaments durch Veranstaltungen (wie Bürger- oder Jugendforen und Treffen potenzieller Multiplikatoren aus Politik sowie Gesellschaft) zentrale Akteure miteinander.

Am Wahltag und in der anschließenden Wahlnacht des 26. Mai 2019 stellt der Bundeswahlleiter zusammen mit seinem Mitarbeiterstab die ordnungsgemäße Durchführung und den reibungslosen Ablauf der Wahl sowie die zügige Ergebnisermittlung sicher. Nach dem Schließen der deutschen Wahllokale um 18:00 Uhr ermittelt jeder

Grafik 2
Wahlbeteiligung in Deutschland bei den
Europawahlen seit 1979
in %



2019 - 01 - 0119

Wahlvorstand in jedem Wahlbezirk die Zahl der Wahlberechtigten, die Zahl der Wähler, die Zahl der gültigen und ungültigen Stimmen und die Zahlen der für die einzelnen Wahlvorschläge abgegebenen Stimmen (§ 60 Europawahlordnung). Sobald diese Zahlen vorliegen, übermittelt der Wahlvorsteher oder die Wahlvorsteherin das Wahlergebnis des Wahlbezirks an die Gemeinde und erstattet damit die erste in einer Kette von Schnellmeldungen, die nun folgen werden. Die Gemeinde fasst die Ergebnisse aller Wahlbezirke in ihrem Gemeindegebiet zusammen und meldet diese an die Kreiswahlleitung. In dieser Art erfolgen nun auch die weiteren kaskadenartig nach oben aufsteigenden Schnellmeldungen der Kreis- und Stadtwahlleitungen an die Landeswahlleitungen und von diesen schließlich an den Bundeswahlleiter. Sobald dieser alle Schnellmeldungen erhalten hat, werden das vorläufige Ergebnis und die vorläufige Sitzverteilung ermittelt, die der Bundeswahlleiter in den frühen Morgenstunden des 27. Mai 2019 öffentlich bekannt geben wird. Aufgrund der fehlenden Sperrklausel wird bei der Europawahl 2019 erneut eine Sitzverteilung erfolgen, bei der sämtliche abgegebene Stimmen einfließen.

Eine textliche Auswertung des endgültigen Wahlergebnisses der Europawahl 2019 wird nach der Wahl in Heft 5, Teil 1 der Informationen des Bundeswahlleiters publiziert werden. Das Heft wird auf der Internetseite des Bundeswahlleiters (www.bundeswahlleiter.de) unter der Rubrik Europawahl › Publikationen zum Download zur Verfügung stehen.

Am 2. Juli 2019 wird das neu gewählte Europäische Parlament zu seiner konstituierenden Sitzung zusammentreten. 

RECHTSGRUNDLAGEN

Beschluss (EU) 2018/937 des Europäischen Rates vom 28. Juni 2018 über die Zusammensetzung des Europäischen Parlaments (Amtsblatt der EU Nr. L 165, Seite 1).

Bundeswahlgesetz (BWG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 23. Juli 1993 (BGBl. I Seiten 1288, 1594), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 10. Juli 2018 (BGBl. I Seite 1116) geändert worden ist.

Direktwahlakt – Beschluss und Akt zur Einführung allgemeiner unmittelbarer Wahlen der Abgeordneten des Europäischen Parlaments vom 20. September 1976 (BGBl. 1977 II Seite 733/734), zuletzt geändert durch Beschluss des Rates vom 25. Juni 2002 und 23. September 2002 (BGBl. 2003 II Seite 810; 2004 II Seite 520).

Europawahlordnung (EuWO) in der Fassung der Bekanntmachung vom 2. Mai 1994 (BGBl. I Seite 957), die zuletzt durch Artikel 1 der Verordnung vom 16. Mai 2018 (BGBl. I Seite 570) geändert worden ist.

Gesetz über die Wahl der Abgeordneten des Europäischen Parlaments aus der Bundesrepublik Deutschland (Europawahlgesetz – EuWG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 8. März 1994 (BGBl. I Seiten 423, 555, 852), das zuletzt durch Artikel 3 des Gesetzes vom 10. Juli 2018 (BGBl. I Seite 1116) geändert worden ist.

Richtlinie 93/109/EG des Rates vom 6. Dezember 1993 über die Einzelheiten der Ausübung des aktiven und passiven Wahlrechts bei den Wahlen zum Europäischen Parlament für Unionsbürger mit Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzen (Amtsblatt der EG Nr. L 329, Seite 34), geändert durch Artikel 1 der Richtlinie 2013/1/EU des Rates vom 20. Dezember 2012 (Amtsblatt der EU Nr. L 26, Seite 27).

Vertrag über die Europäische Union (Konsolidierte Fassung), bekanntgemacht im Amtsblatt der EU Nr. C 202 vom 7. Juni 2016, Seite 13.

Herausgeber

Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung

Dr. Sabine Bechtold

Redaktionsleitung: Juliane Gude

Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge

zweimonatlich, erschienen im April 2019; Seite 72 korrigiert am 23.4.2019, Seite 64 korrigiert am 1.3.2022

Das Archiv älterer Ausgaben finden Sie unter www.destatis.de

Print

Einzelpreis: EUR 19,- (zzgl. Versand)

Jahresbezugspreis: EUR 114,- (zzgl. Versand)

Bestellnummer: 1010200-19002-1

ISSN 0043-6143

ISBN 978-3-8246-1081-5

Download (PDF)

Artikelnummer: 1010200-19002-4, 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

Papier: Design Offset, FSC-zertifiziert

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2019

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.