
WISTA

Wirtschaft und Statistik

Anna-Karina Elbert

Europawahl 2024

Simon Stocker

Frauen in kommunalpolitischen Ämtern und ihr Einfluss auf die Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen

Nina Eppers

Der Pflegearbeitsmarkt im demografischen Wandel – Methodik und Ergebnisse der Pflegekräftevorausberechnung

Stefan Linz | Luis Federico Flores |
Maria Bolz | Jennifer Schächer |
Nicole Eid

Umstellung des Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2021

Udo Vullhorst

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Ansatzpunkte für mögliche Verbesserungen der Fortschreibungsqualität

Steffen Moritz | Frederik Wijnck |
Johannes Wiebels

Prognose der Abgabequote von Einkommensteuererklärungen bei Rentnerinnen und Rentnern

Alexander Maier

Mikrodatenverknüpfung ohne eindeutige Identifikatoren am Beispiel der Finanzdienstleistungsstatistik

Nora Würz

Schätzung regionaler Einkommensindikatoren unter Transformationen in Abwesenheit von Populations-Mikrodaten

2 | 2024

ABKÜRZUNGEN

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

ZEICHENERKLÄRUNG

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

INHALT

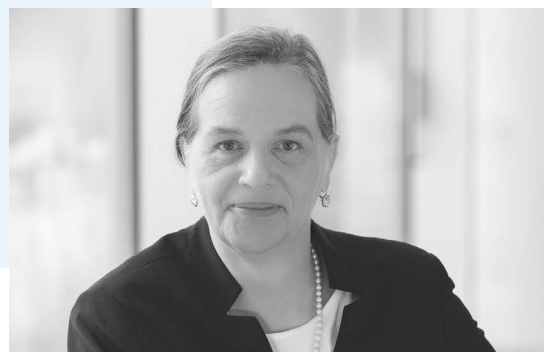
3	Editorial
4	Kennzahlen und Indikatoren
8	Aktuelle Informationsangebote
10	Kurznachrichten
17	Anna-Karina Elbert Europawahl 2024 <i>2024 European elections</i>
31	Simon Stocker Frauen in kommunalpolitischen Ämtern und ihr Einfluss auf die Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen <i>Women in local political positions and their impact on voter turnout in municipal council elections</i>
44	Nina Eppers Der Pflegearbeitsmarkt im demografischen Wandel – Methodik und Ergebnisse der Pflegekräftevorausberechnung <i>The nursing labour market and demographic change – Methodology and results of nursing staff projection</i>
55	Stefan Linz, Luis Federico Flores, Maria Bolz, Jennifer Schächer, Nicole Eid Umstellung des Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2021 <i>Production index for industry rebased to 2021</i>

INHALT

67	Udo Vullhorst Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Ansatzpunkte für mögliche Verbesserungen der Fortschreibungsqualität <i>Regional accounts of the Länder: starting points for possible improvements of extrapolation quality</i>
83	Steffen Moritz, Frederik Wijnck, Johannes Wiebels Prognose der Abgabequote von Einkommensteuererklärungen bei Rentnerinnen und Rentnern <i>Predicting the submission rate of income tax returns among pensioners</i>
97	Alexander Maier Mikrodatenverknüpfung ohne eindeutige Identifikatoren am Beispiel der Finanzdienstleistungsstatistik <i>Microdata linkage without unique identifiers in financial services statistics</i>
107	Nora Würz Schätzung regionaler Einkommensindikatoren unter Transformationen in Abwesenheit von Populations-Mikrodaten <i>Estimation of regional income indicators under transformations in the absence of population microdata</i>

EDITORIAL

Dr. Ruth Brand



LIEBE LESERIN, LIEBER LESER,

in meiner Funktion als Bundeswahlleiterin bin ich mit meinem Team für die reibungslose Organisation und Durchführung der Bundestags- sowie Europawahlen verantwortlich. In diesem Jahr sind wir gleich mit zwei Wahlen befasst: Zunächst habe ich am 1. März 2024 das vom Bundeswahlausschuss festgestellte endgültige Ergebnis der Wahl zum 20. Deutschen Bundestag unter Berücksichtigung der Wiederholung der Bundestagswahl 2021 in Teilen Berlins bekannt gegeben. Nun liegt der Fokus auf der kommenden Europawahl: Die Wahl zum 10. Europäischen Parlament findet in Deutschland am 9. Juni 2024 statt. Ein Aufsatz in dieser WISTA-Ausgabe beschreibt die umfangreichen Vorbereitungen, insbesondere das Verfahren zur Zulassung von Wahlvorschlägen, die Änderungen der Rechtsgrundlagen sowie deren Auswirkungen auf die Ausübung des Wahlrechts, einschließlich der Absenkung des Wahlalters auf 16 Jahre.

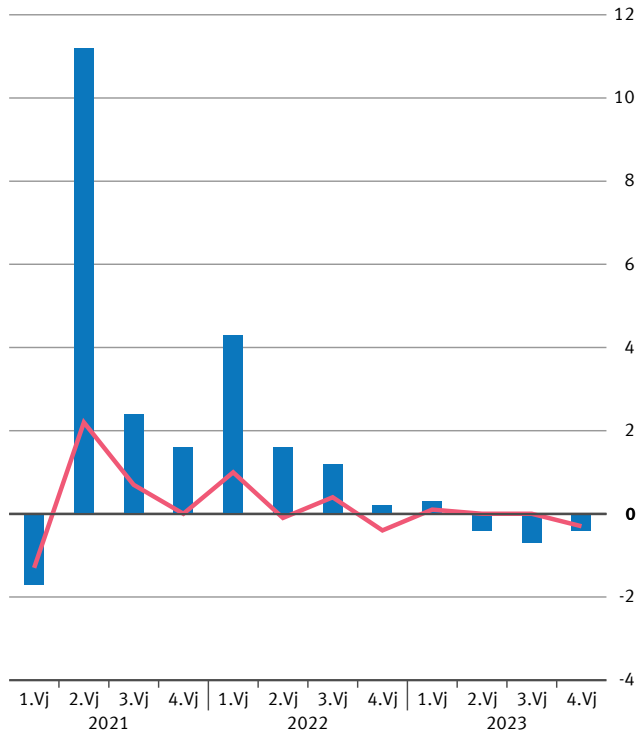
Einen weiteren spannenden Aspekt zum Thema Wahlen hat Simon Stocker in seiner mit dem Wissenschaftlichen Nachwuchspreis 2023 „Statistical Science for the Society“ des Statistischen Bundesamtes ausgezeichneten Masterarbeit untersucht: Hat die Präsenz von Frauen in lokalen politischen Ämtern einen positiven Effekt auf die Höhe der Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen? Sein Vorgehen und seine Erkenntnisse stellt er in seinem Artikel vor. Die zweite Preisträgerin, Dr. Nora Würz, erhielt die Auszeichnung für ihre Dissertation „Small Area Estimation under Limited Auxiliary Population Data Dealing with Model Violations and their Economic Applications“. Sie präsentiert in ihrem Beitrag eine auf einer Kerndichte-Schätzung basierende Methodik zur Verzerrungs-Korrektur, die auf Daten des Sozio-oekonomischen Panels 2011 angewendet wird, um das durchschnittliche Bruttoeinkommen für 96 deutsche Raumordnungsregionen zu schätzen.

Lassen Sie sich auch von den weiteren Themen dieser Ausgabe zum Stöbern verleiten!

A handwritten signature in dark ink that reads "Ruth Brand".

Präsidentin des Statistischen Bundesamtes

Bruttoinlandsprodukt
in %



■ Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal (preisbereinigt)
— Veränderung gegenüber dem Vorquartal (preis-, saison- und kalenderbereinigt)

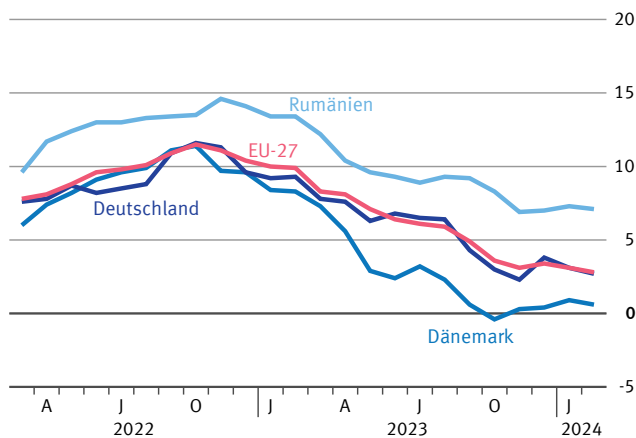
Verbraucherpreisindex
2020 = 100

2023		2024	
Januar	114,3	Januar	117,6
Februar	115,2	Februar	118,1
März	116,1		
April	116,6		
Mai	116,5		
Juni	116,8		
Juli	117,1		
August	117,5		
September	117,8		
Oktober	117,8		
November	117,3		
Dezember	117,4		

118,1 **2,5 %**
Veränderung zum Vorjahresmonat

Im März 2024 liegt die vorläufige Veränderungsrate gegenüber März 2023 bei + 2,2 %.

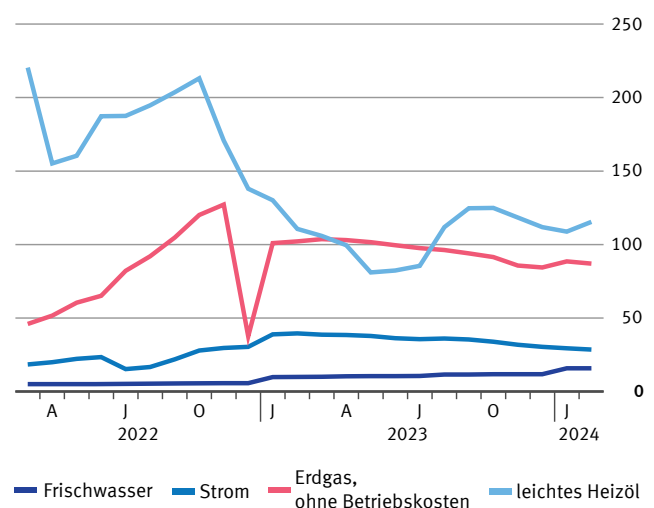
Harmonisierter Verbraucherpreisindex insgesamt
Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat in %



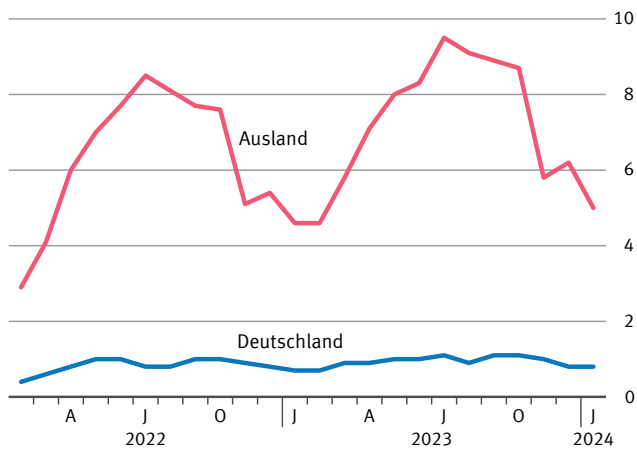
Dargestellt sind neben Deutschland und der Europäischen Union insgesamt (EU-27) die Länder mit der höchsten und der niedrigsten Veränderungsrate innerhalb der EU.

Stand: 09.04.2024

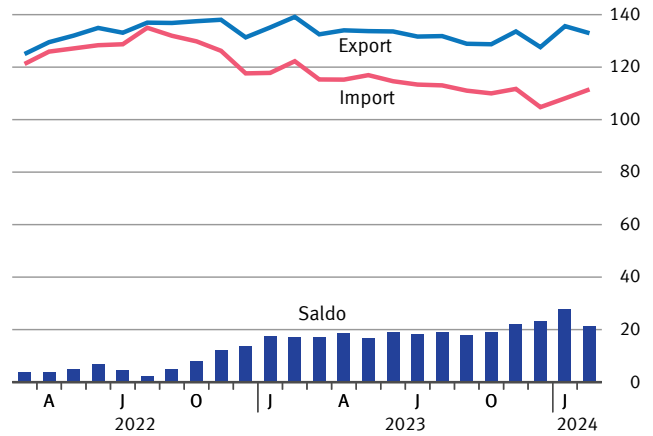
Entwicklung der Verbraucherpreise für Energie und Wasser
Preisabstand in % gegenüber dem Jahr 2020



Einsteigende Flugpassagiere auf deutschen Flughäfen nach dem Streckenziel in Mill.

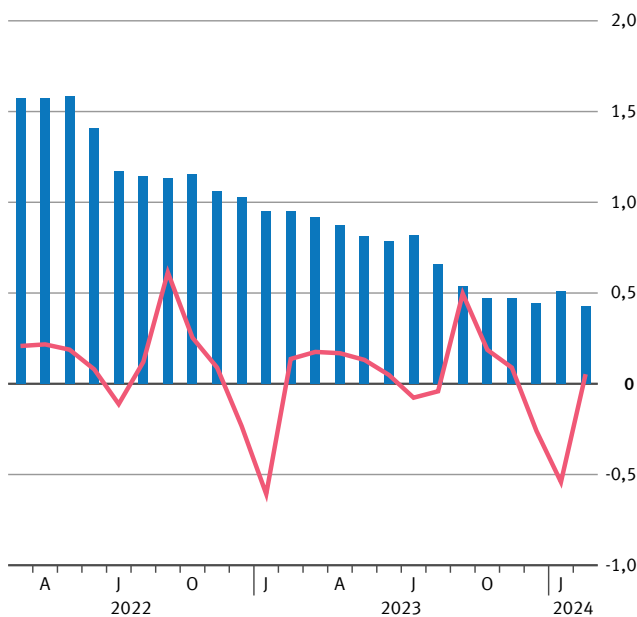


Außenhandel in Mrd. EUR



Kalender- und saisonbereinigte Werte nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

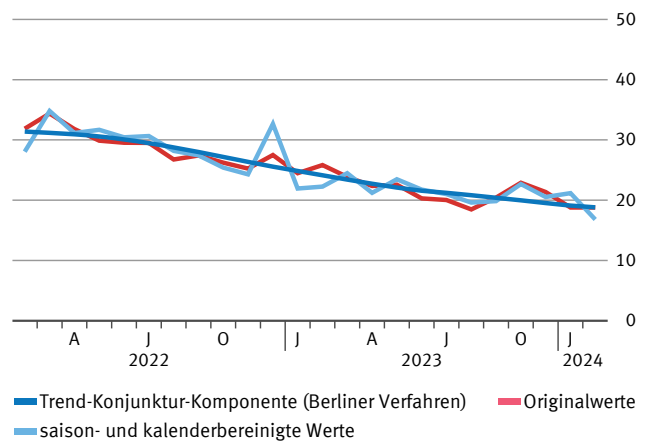
Erwerbstätige mit Wohnort in Deutschland Veränderungen in %



■ Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat
— Veränderung gegenüber dem Vormonat

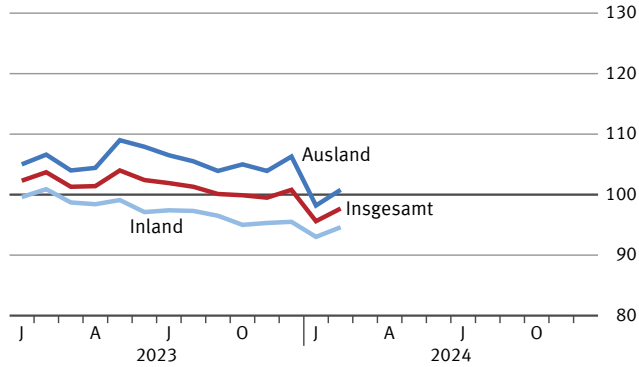
Stand: 09.04.2024

Genehmigte Wohnungen Wohn- und Nichtwohngebäude, in 1 000



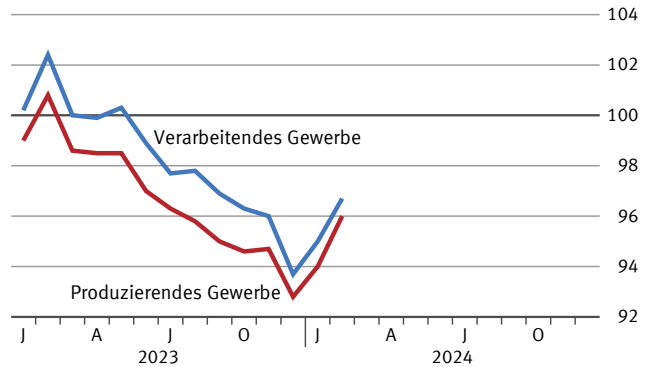
Kennzahlen und Indikatoren

Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe
Volumenindex 2021 = 100



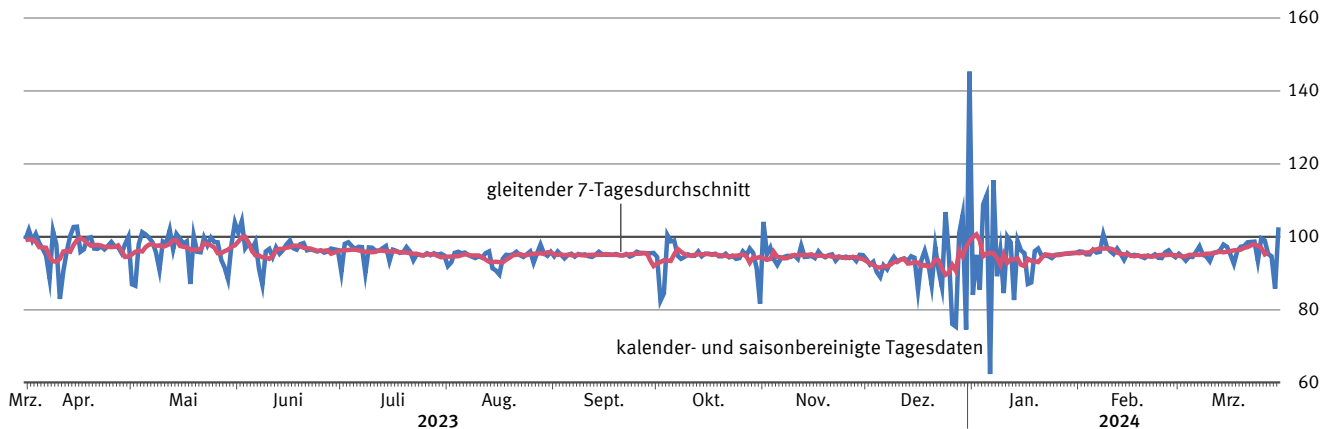
Kalender- und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Produktion im Produzierenden und Verarbeitenden Gewerbe
Index 2021 = 100



Kalender- und saisonbereinigte Werte nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Lkw-Maut-Fahrleistungsindex
2021 = 100



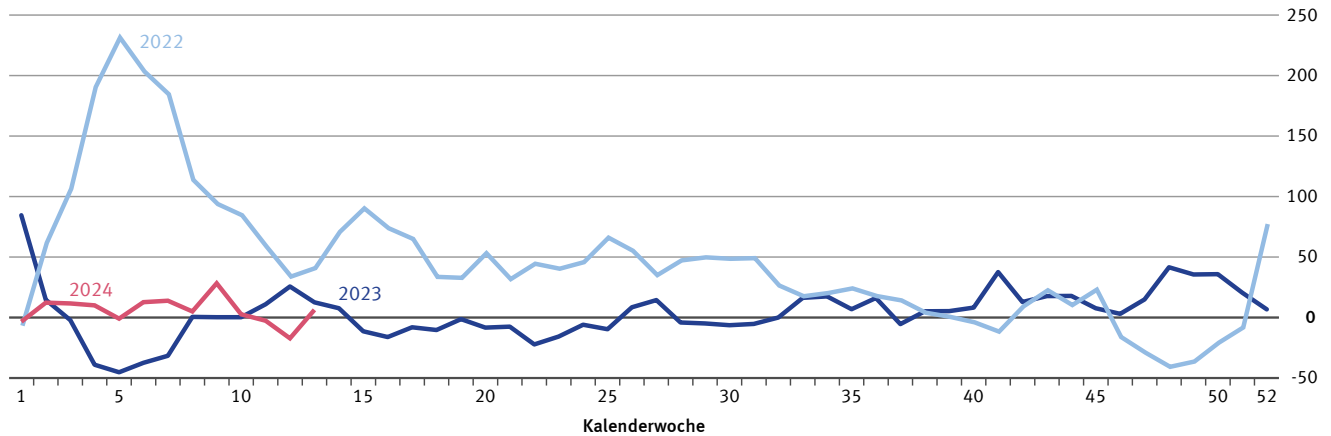
Quellen: Bundesamt für Logistik und Mobilität, Deutsche Bundesbank, Statistisches Bundesamt

Stand: 09.04.2024

Kennzahlen und Indikatoren

Neue Kreditverträge nach Kalenderwochen

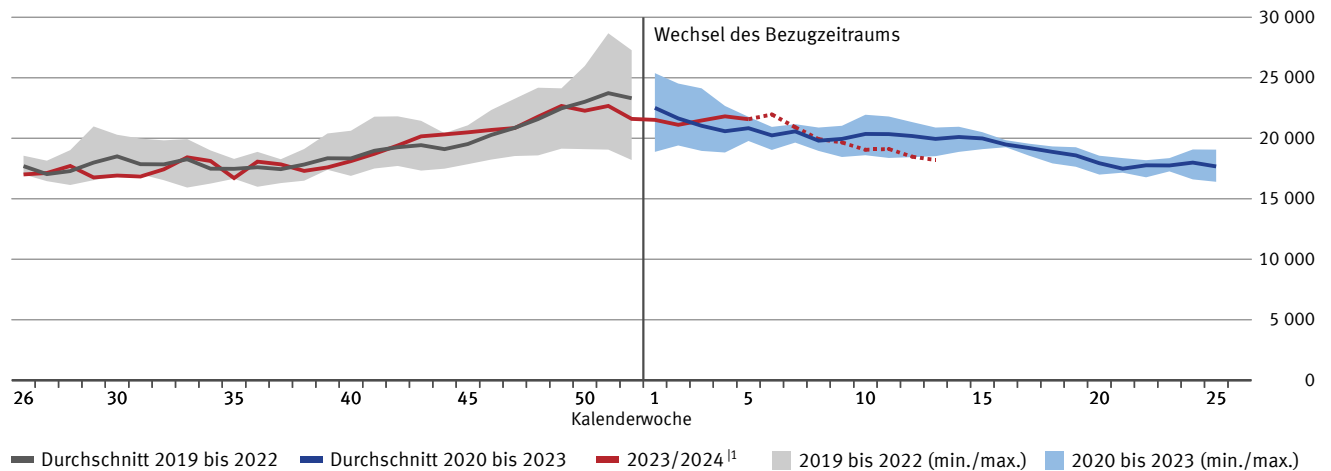
Veränderung gegenüber der entsprechenden Vorjahreswoche in %



Anfang 2022 zeigte sich mit Veränderungsraten von 100 % und mehr ein starker Anstieg im Vergleich zum Vorjahr; dabei handelt es sich um Sondereffekte, die seitens des Datenlieferanten nicht bereinigt werden konnten.

Quelle: SCHUFA Holding AG; Berechnung: Statistisches Bundesamt

Wöchentliche Sterbefallzahlen in Deutschland



Gestrichelte Werte enthalten Schätzanteil.

1 Sonderauswertung der vorläufigen Sterbefallzahlen.

Stand: 09.04.2024



Ukraine

Der Angriff Russlands auf die Ukraine und die damit verbundenen Sanktionen haben starke Auswirkungen auf Wirtschaft und Bevölkerung sowie den Energie-sektor. Auf einer Sonderseite zum Thema stellt das Statistische Bundesamt relevante Daten zur Verfügung. Über die Seite gelangt man auch zu Informationen und Hilfsangeboten für Geflüchtete, die vom Bundesministerium des Innern und für Heimat zusammengestellt wurden.

➤ www.destatis.de/Im-Fokus/Ukraine



Dashboard Deutschland

Das vom Statistischen Bundesamt entwickelte Datenportal bietet hochaktuelle und hochfrequente Zahlen, Daten und Fakten zu den Themen Arbeitsmarkt, Bauen und Wohnen, Energie, Gesundheit, Konjunktur und Wirtschaft, Ukraine sowie Wertpapiere und Finanzen. Es trägt damit zu einem faktenbasierten demokratischen Diskurs der Öffentlichkeit und zur evidenzbasierten Entscheidungsfindung durch Politik und Verwaltung bei. Der integrierte Pulsmesser Wirtschaft bietet Einblicke in das aktuelle wirtschaftliche Geschehen, intuitives und einfaches Vergleichen von Daten sowie das Erkennen von konjunkturellen Entwicklungen und Zusammenhängen mithilfe täglicher, wöchentlicher, monatlicher und vierteljährlicher Indikatoren.

➤ www.dashboard-deutschland.de



EXSTAT – Experimentelle Statistiken

In der Rubrik „EXSTAT – Experimentelle Statistiken“ veröffentlicht das Statistische Bundesamt regelmäßig neue, innovative Projektergebnisse. Sie entstehen auf der Grundlage neuer Datenquellen und Methoden. Im Reifegrad und in der Qualität unterscheiden sie sich von amtlichen Statistiken, insbesondere in Bezug auf Harmonisierung, Erfassungsbereich und Methodik. Dennoch sind es Ergebnisse der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, die interessante, neue Perspektiven auf verschiedene Themenfelder der Statistik bieten.

➤ www.destatis.de/exstat

im Fokus

Inflation – das statistische Angebot rund ums Thema

Die derzeit hohen Inflationsraten stehen im Fokus. Aktuelle Zahlen und Fakten sowie weiterführende Informationen stellt das Statistische Bundesamt auf der [Themenseite zur Inflationsrate auf Endverbraucherebene](#) zur Verfügung. Das Video „[Verbraucherpreisindex und Inflation kurz erklärt](#)“ bietet einen kurzen, kompakten Einstieg ins Thema. Und mithilfe des persönlichen [Inflationsrechners](#) kann ermittelt werden, wie sehr die persönliche von der amtlichen Teuerungsrate abweicht.



Klima

Der Klimawandel ist eine der größten Herausforderungen der heutigen Zeit, alle Bereiche der Gesellschaft sind betroffen. Wie beeinflusst unsere Lebens- und Wirtschaftsweise das Klima? Wie wirkt sich die Umstellung hin zu mehr Klimaschutz gesamtgesellschaftlich aus? Was bedeutet sie für unseren Alltag – vom Weg zur Arbeit bis zum aktuellen Strompreis? Wo zeigen sich die Folgen des Klimawandels? Daten und Fakten zum Thema Klima, Klimawandel und Klimaschutz sind gebündelt unter

➤ www.destatis.de/klima



Fachkräfte

Fachkräftemangel und Arbeitskräftebedarf sind zunehmend wichtige Faktoren für die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland. Daten und Fakten dazu bündelt das Statistische Bundesamt auf einer eigenen Sonderseite. Das Angebot umfasst die Bereiche Demografie, Erwerbstätigkeit, Bildung und Zuwanderung – und wird sukzessive erweitert.

➤ www.destatis.de/fachkraefte

KURZNACHRICHTEN

IN EIGENER SACHE

Neues Erhebungsportal online

Das Erhebungsportal der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder bietet Meldenden einen zentralen Zugang zu Online-Erhebungen der amtlichen Statistik. Seit vielen Jahren ermöglicht es die komfortable Meldung der Daten über das Internet. Ende Februar 2024 wurde eine neue Version des Erhebungsportals freigeschaltet. In zeitgemäßer Form erleichtert es Nutzerinnen und Nutzern durch neue Funktionen die Datenmeldung und bietet umfassende Informationen dazu.

↪ erhebungsportal.estatistik.de

Relaunch der GBE-Webseite

Die Gesundheitsberichterstattung des Bundes (GBE) ist eine gemeinsame Aufgabe des Robert Koch-Instituts (RKI) und des Statistischen Bundesamtes. Seit 25 Jahren bündelt das Informationssystem der GBE aktuelle Gesundheitsdaten und Gesundheitsinformationen aus über 130 Quellen an zentraler Stelle und bildet damit die umfangreichste Datensammlung über das deutsche Gesundheitswesen. Darunter befinden sich viele Erhebungen der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, aber auch Erhebungen zahlreicher weiterer Institutionen aus dem Gesundheitsbereich. Internationale Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) sowie der Weltgesundheitsorganisation (WHO) runden das Angebot ab.

Nun hat die Online-Datenbank ein neues, anwenderfreundliches Erscheinungsbild bekommen, das den gegenwärtigen technischen und optischen Standards

angepasst ist. Neben Grafiken, Texten und Definitionen sind vor allem die individuell gestaltbaren Tabellen interessant für Nutzerinnen und Nutzer. Als wichtige Neuerungen wurden die beiden häufigsten Nutzungsmöglichkeiten, nämlich die Recherche nach Themenfeldern sowie die direkte Wortsuche, optisch in den Vordergrund gestellt. Das Design passt sich nun dynamisch an unterschiedliche Auflösungen und Formate an und ist somit auch von mobilen Geräten deutlich besser zu bedienen. Zudem wurden einige neue Funktionalitäten umgesetzt, beispielsweise eine Leseliste zum Abspeichern häufig verwendeter Fundstellen.

↪ www.gbe-bund.de

AUS ALLER WELT

55. Sitzung der Statistischen Kommission der Vereinten Nationen

Die Statistische Kommission (UNSC) der Vereinten Nationen (UN) ist das höchste Organ im globalen statistischen System. Sie ist ein beratendes Organ des UN-Wirtschafts- und Sozialrates (ECOSOC) und 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. Deutschland ist bis Ende 2024 als eines der 24 Mitglieder mit dem Statistischen Bundesamt in der Statistischen Kommission vertreten. Eine weitere Kandidatur Deutschlands ist aus organisatorischen Gründen für das Jahr 2026 vorgesehen.

Ein wichtiger Tagesordnungspunkt war in diesem Jahr erneut die mögliche Erweiterung der UNSC um weitere Mitgliedsländer. Eine einvernehmliche und finale Antwort konnte bisher nicht gefunden werden, sodass das UN-Statistikbüro beauftragt worden war, bis Ende des Jahres 2023 Alternativvorschläge zu entwickeln. Diese sollten unter anderem auch die finanziellen Konsequenzen einer Erweiterung bei der Bewertung berücksichtigen. Der während der diesjährigen Sitzung gefundene Kompromiss sieht vor, die Anzahl der Mitglieder zwischen 2026 und 2028 stufenweise von aktuell 24 auf künftig 54 Mitglieder zu erhöhen. Die Anzahl der Sitze für die westeuropäischen Staaten erhöht sich demnach von derzeit 7 auf 13.

Die Statistische Kommission erörterte die Empfehlungen für die Überarbeitung des System of National Accounts (SNA) 2008. Einige dieser Empfehlungen haben Auswirkungen auf die wichtigsten Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (zum Beispiel das Bruttoinlandsprodukt) und sind zugleich sowohl konzeptionell als auch in der praktischen Umsetzung kritisch. Daher gibt es bezüglich der Umsetzung unterschiedliche Einschätzungen dazu, welche dieser Vorschläge künftig in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen Berücksichtigung finden und ob diese in den Kernkonten oder in Satellitensystemen abgebildet werden sollen. Es besteht das Risiko, dass die empfohlenen Änderungen die internationale Vergleichbarkeit verschlechtern. Deutschland hat in einer ergänzenden Stellungnahme die als problematisch erachteten Neuerungen namentlich benannt und darum geworben, diese nicht in die Kernkonten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zu übernehmen.

Der Bericht des Committee of Experts on Environmental-Economic Accounting – der Expertengruppe, die für die allgemeine Vision, globale Koordinierung und Prioritätensetzung im Bereich der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen zuständig ist – wurde vorgestellt. Ein wesentlicher Beschluss ist, das SEEA Central Framework zu überarbeiten und hierfür Prioritäten sowie einen Zeitplan festzulegen. Die Überarbeitung dieses ab 1993 von den Vereinten Nationen entwickelten Standards zur Erfassung des ökologischen Zustandes der Volkswirtschaften ist aufgrund neuer Anforderungen und Begebenheiten notwendig. Dies betrifft zum Beispiel Klimaschutzausgaben, Klimawandelanpassung oder eine bessere Abstimmung der physischen Flussrechnungen

auf die monetären Umweltschutzausgabenrechnungen. Ein weiteres großes Arbeitspaket sind die Statistiken zum Klimawandel.

Ebenso sollen einige der seit vielen Jahren angewendeten statistischen Klassifikationen überarbeitet werden, darunter die International Standard Industrial Classification (ISIC) und die Central Product Classification (CPC). Die Statistische Kommission billigte die Arbeits- und Zeitpläne zur Umsetzung. Zur Revision weiterer statistischer Klassifikationen wurde ein Sachstandsbericht vorgelegt.

Die Fundamental Principles of Official Statistics (FPOS) definieren das Wertesystem der amtlichen Statistik. Dazu zählen für die Datenproduktion Aspekte wie Unabhängigkeit, Neutralität, Professionalität und das Einhalten von Qualitätsmaßstäben. Seit sehr vielen Jahren ist es vor allem für Europa ein Anliegen, dieses Wertesystem zu unterstützen und einzuhalten. Um das Wertesystem nachhaltig zu stärken, wird erstmals überhaupt ein Beratergremium eingesetzt, das die Einhaltung der FPOS überwachen soll.

Weitere Themen der Sitzung waren unter anderem die aktuelle und kommende Zensusrunde, nachhaltiger Tourismus und Unternehmensstatistiken. Die Sitzungsunterlagen stehen zur Verfügung unter:

➤ unstats.un.org

AUS EUROPA

55. Sitzung des AESS

Die 55. Sitzung des Ausschusses für das Europäische Statistische System (AESS) hat am 9. und 10. Februar 2024 in Luxemburg stattgefunden.

In der Sitzung wurde der Entwurf eines Durchführungsbeschlusses der Kommission zur Gewährung von Ausnahmeregelungen bezüglich der Übermittlung von Statistiken gemäß der Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene verabschiedet.

Zudem hat der AESS für folgende Tagesordnungspunkte der diesjährigen Sitzung der Statistischen Kommission der Vereinten Nationen (UNSC) eine gemeinsame Stellungnahme des Europäischen Statistischen Systems (ESS) vereinbart: Fundamental Principles of Official Statistics, Arbeitsmethoden der UNSC, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR), Tourismusstatistiken und Internationale Klassifikationen (siehe dazu auch den Beitrag in der Rubrik „Aus aller Welt“).

Nachdem die Europäische Strategie für Umweltgesamtrechnungen (ESEA) für die Jahre 2019 bis 2023 ausgearbeitet ist, wurde dem AESS ein Vorschlag für eine neue Strategie für die Jahre 2024 bis 2028 vorgelegt. Ziele der ESEA sind unter anderem, die Kommunikation zu verbessern und die bestehenden Umweltgesamtrechnungsmodule zu nutzen, mit anderen Datenproduzenten zusammenarbeiten sowie neue Datenquellen zu erschließen.

Der AESS erhielt den im ESS abgestimmten Entwurf der neuen statistischen Güterklassifikation in Verbindung mit den Wirtschaftszweigen (Classification of Products by Activity – CPA). Der hierfür vorgesehene Rechtsakt wird sich weitgehend auf die Struktur der CPA Version 2.2. beschränken und somit weder Korrespondenztabelle noch erläuternde Anmerkungen enthalten. Die deutsche Delegation stimmte dem Entwurf im Grundsatz zu, sieht aber, wie andere Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU), noch stellenweise Anpassungsbedarf. Das Statistische Amt der EU, Eurostat, wird die Stellungnahmen beim Entwurf des Rechtsakts berücksichtigen.

Die Europäische Zentralbank und der nachgelagerte Europäische Ausschuss für Systemrisiken sehen durch die Wirtschafts- und Finanzkrise im Jahr 2008 weiterhin erhebliche Datenlücken bei den Gewerbeimmobilien. Das erschwert makroprudenzielle Analysen, somit werden Systemrisiken eventuell nicht rechtzeitig erkannt. Eurostat berichtete über Arbeiten am methodischen Rahmen für die Gewerbeimmobilienstatistik und legte einen ersten Verordnungsentwurf über die Statistik des gewerblichen Immobilienwesens mit neuen Indikatoren für Preise, Mieten, Baubeginne und Baufertigstellungen vor.

Im Rahmen der europäischen Datenstrategie ist die Umsetzung gemeinsamer europäischer Datenräume vorgesehen, die auch für die amtliche Statistik künftig eine hohe Relevanz haben könnten. Daher legte Eurostat dem AESS ein Dokument vor, das sowohl eine ausführ-

liche Analyse zu europäischen Datenräumen als auch eine rechtliche Einordnung enthält. Der AESS begrüßte die Analyse und sprach sich für ein abgestimmtes Vorgehen im ESS hinsichtlich der Einbindung aller Beteiligten in bestehende und in geplante Datenräume aus. Die deutsche Vertretung wies darauf hin, dass die bestehenden beziehungsweise geplanten Datenräume sich auch auf die Umsetzung des Data Governance Acts in den EU-Mitgliedstaaten auswirken. Insbesondere gilt dies in den Mitgliedstaaten, in denen der Data Governance Act national noch nicht vollständig umgesetzt wurde. Eurostat wird zu dieser Thematik ein Positionspapier erarbeiten. Außerdem soll sich die diesjährige europäische Statistikkonferenz DGINS in Tallin, Estland, damit befassen.

Europäischer Statistikwettbewerb 2024

Der Europäische Statistikwettbewerb 2024 findet in 20 EU-Staaten zeitgleich statt. In Deutschland hat das Statistische Bundesamt mit Unterstützung von Eurostat, der europäischen Statistikbehörde, die inzwischen abgeschlossene nationale Phase durchgeführt.

Zwei Schulen aus Nordrhein-Westfalen (Kategorie A, Klassenstufen 11, 12 und 13) und Berlin (Kategorie B, Klassenstufen 8, 9 und 10) haben die nationale Phase des Europäischen Statistikwettbewerbs für sich entschieden.

Die beiden nationalen Siegerteams sind automatisch für die europäische Phase qualifiziert. In dieser Runde wird ein Video zum Thema „Früher war alles besser! Stimmt das oder nicht?“ auf Basis europäischer Daten gedreht. In beiden Kategorien wird außerdem noch jeweils ein weiteres, über ein Public-Choice-Voting ermitteltes Team Deutschland vertreten. Das Voting wird ab dem 29. April 2024 auf dem Instagram-Kanal des Statistischen Bundesamtes durchgeführt und es treten die Teams auf den Plätzen 2 bis 5 jeder Kategorie an. Insgesamt werden somit vier Videos aus Deutschland für das europäische Finale nominiert.

➤ www.destatis.de

AUS DEM INLAND

Fachausschuss „Handels- und Dienstleistungsstatistiken“

Am 24. Januar 2024 fand die Online-Tagung des Fachausschusses „Handels- und Dienstleistungsstatistiken“ mit knapp 120 Teilnehmerinnen und Teilnehmern aus Wirtschaftsverbänden, Ministerien, Behörden, der Wissenschaft und den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder statt.

Im Mittelpunkt des Fachausschusses standen die Veränderungen in den Konjunktur- und Strukturstatistiken des Handels und der Dienstleistungen sowie in der Außenhandelsstatistik infolge der European-Business-Statistics-Verordnung (EBS-Verordnung). Weitere Themen waren die Überarbeitung der Wirtschaftszweigklassifikationen auf europäischer und nationaler Ebene und die Arbeit der Large Cases Unit (LCU) im Statistischen Verbund.

Ergebnisse der Zeitverwendungserhebung 2022 liegen vor

Wie verbringen die Menschen in Deutschland ihre Zeit? Wie viel Zeit wenden Frauen und Männer für unbezahlte (Sorge-)Arbeit auf, wie groß ist der Gender Care Gap? Wofür wünschen sich die Menschen mehr Zeit und wer ist von Einsamkeit betroffen? Antworten auf diese und viele weitere Fragen gibt die Zeitverwendungserhebung (ZVE) 2022. In der alle zehn Jahre durchgeführten ZVE haben rund 10 000 Haushalte mit 20 000 Personen ab 10 Jahren vom 1. Januar bis 31. Dezember 2022 auf freiwilliger Basis detailliert Auskunft darüber gegeben, wie viel Zeit sie für ihre täglichen Aktivitäten aufwenden.

Die Ergebnisse sind nun auf einer Themenseite im Internetangebot des Statistischen Bundesamtes verfügbar:

➤ www.destatis.de

STATISTIK VISUALISIERT

Integrierte kommunale Schulden digital

Ein neues Tool der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder zeigt einen Pro-Kopf-Vergleich der integrierten Schulden und der Schulden der Kernhaushalte auf Kreisebene und zwischen den Gemeinden eines Bundeslandes.

Um die Schulden der Gemeinden in Deutschland darzustellen, sind nicht nur die Gemeinden selbst, sondern auch die Schulden ihrer Beteiligungen zu berücksichtigen. Dadurch wird die Vergleichbarkeit der kommunalen Schulden erhöht, denn sie hängen nicht mehr davon ab, ob die Finanzierung kommunaler Tätigkeiten über den Gemeindekernhaushalt oder über seine Beteiligungen erfolgt.

Die neue Kartenanwendung „Integrierte kommunale Schulden“ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder bereitet für alle Flächenländer die Ergebnisse der integrierten Schulden auf Kreis- sowie Gemeindeverbandsebene interaktiv auf. Für die beiden Ebenen lassen sich dort beispielsweise die integrierten Schulden individuell gewählter Gemeinden oder Gemeindeverbände anzeigen und mit passenden Durchschnittswerten vergleichen.

➤ gis-hsl.hessen.de

VERANSTALTUNGEN

Call for Abstracts für die Statistische Woche 2024

Die Statistische Woche wird von der Deutschen Statistischen Gesellschaft gemeinsam mit dem Verband Deutscher Städtestatistiker vom 10. bis 13. September 2024 veranstaltet. Sie findet an der Ostbayerischen Technischen Hochschule Regensburg mit folgenden Schwerpunktthemen statt:

- › Datengrundlagen für evidenzbasierte Politik
- › Datenzusammenführung und Datentreuhandmodelle
- › Prognose und Prognoseevaluation
- › Erklärbares Maschinelles Lernen

Alle Statistikerinnen und Statistiker sind eingeladen, sich mit Vorträgen und/oder Postern zu beteiligen. Die eingereichten Beiträge werden einem Begutachtungsprozess unterzogen. Es ist auch möglich, ganze Sitzungseinheiten (bestehend aus drei bis vier Vorträgen) vorzuschlagen. Nachwuchswissenschaftlerinnen und -wissenschaftler der Deutschen Statistischen Gesellschaft werden besonders ermuntert, ganze Sitzungseinheiten einzureichen.

Einreichungen sind noch bis zum 30. April 2024 möglich. Eine Benachrichtigung, ob der Vorschlag angenommen wurde, erfolgt bis zum 11. Juni 2024.

🔗 [statistische-woche.de](https://www.statistische-woche.de)

Die Deutsche Gesellschaft für Demographie organisiert im Rahmen der Statistischen Woche 2024 Sessions zu regionalen demographischen Entwicklungen und ihren vielfältigen Auswirkungen auf die regionalen Arbeits- und andere Teilmärkte. Ziel der Sessions ist es, verschiedene Facetten der Auswirkungen des demographischen Wandels auf den Arbeitsmarkt beziehungsweise deren Wechselwirkungen – aus regionaler Perspektive ebenso wie aus der Perspektive ausgewählter Akteure – zu diskutieren.

🔗 [statistische-woche.de](https://www.statistische-woche.de)

Call for Abstracts für die AnigeD-Zwischenkonferenz

Durch die rasche Digitalisierung der Gesellschaft stehen riesige Datenmengen zur Untersuchung sozialer, politischer und wirtschaftlicher Trends zur Verfügung. Die Kombination unterschiedlicher Datensätze kann zwar eine Fülle wertvoller Erkenntnisse liefern, stellt aber auch eine große Herausforderung dar: Wie kann die Privatsphäre von Einzelpersonen und Organisationen geschützt und gleichzeitig die Qualität der Daten erhalten werden? Daher ist es unerlässlich, Datensätze auf eine datenschutzkonforme Art und Weise zu anonymisieren, um eine tiefgreifende Analyse zu ermöglichen.

Das Forschungscluster „Anonymization of Integrated and Georeferenced Data (AnigeD)“, koordiniert vom Statistischen Bundesamt, ist Teil des Forschungsverbundes „Anonymisierung für eine sichere Datennutzung“ des Bundesministeriums für Bildung und Forschung.

Am 7. und 8. Oktober 2024 findet in Berlin eine Zwischenkonferenz statt, um den Dialog mit der Wissenschaft und der interessierten Öffentlichkeit zu intensivieren. Die Konferenz soll Gelegenheit zur Diskussion und zum Austausch über Methoden der Datenanonymisierung bieten.

Forschende, Akademikerinnen und Akademiker sowie Fachleute sind eingeladen, ihre Beiträge einzureichen und zur Diskussion über die kritischen Herausforderungen und Fortschritte auf dem Gebiet der Datenanonymisierung beizutragen.

Einreichungen für Abstracts (nicht mehr als 500 Wörter) sind bis zum 31. Mai 2024 möglich. Eine Benachrichtigung, ob der Vorschlag angenommen wurde, erfolgt bis zum 7. Juli 2024.

🔗 www.destatis.de

Workshop des Statistik Netzwerk Bayern

Amtliche und wissenschaftliche Statistiken helfen, wirtschaftspolitische und gesellschaftliche Zusammenhänge besser zu verstehen. Wer sie richtig liest, tut sich leichter, zwischen Fakten und „Fake News“ zu unterscheiden. Aber Statistiken können falsch dargestellt oder fehlinterpretiert werden. Wie steht es um die Kompetenz, statistische Informationen zu verstehen und zu interpretieren? Wann überlagern Wahrnehmungsverzerrungen die möglichst objektive Darstellung? Wie können diejenigen, die Statistiken nutzen, sie selbst richtig lesen und korrekt in den Gesamtzusammenhang einordnen?

Diesen Fragen widmet sich der Workshop „Zwischen Narrativen und Fakten: Wie können Statistiken die Öffentlichkeit erreichen?“ in den beiden Sessions „Wie werden Statistiken von den Medien aufgegriffen?“ und „Wie wirken Statistiken auf den Menschen?“. Das Ludwig Erhard ifo Forschungszentrum für Soziale Marktwirtschaft und Institutionenökonomik und das Bayerische Landesamt für Statistik organisieren die Veranstaltung am 3. Juni 2024 in Fürth.

➤ www.statistiknetzwerk.bayern.de

NEUERSCHEINUNGEN

Kulturindikatoren | kompakt – Ausgabe 2024

Kunst und Kultur haben in Deutschland eine lange Tradition und sind vielfältig in ihren Darstellungsformen und Angeboten. Eine nachhaltige Kulturentwicklung und eine strategische Kulturpolitik benötigen eine umfassende und fundierte Kulturstatistik. Dieser Aufgabe widmet sich im Auftrag der Kultusministerkonferenz und der Beauftragten der Bundesregierung für Kultur und Medien seit 2014 das Projekt „Bundesweite Kulturstatistik“. Das Statistische Bundesamt und das Hessische Statistische Landesamt tragen die verfügbaren Datenmaterialien getrennt nach Kultursparten zusammen. Der Arbeitskreis Kulturstatistik begleitet und unterstützt diese Arbeit. Ziel

ist, ein bundesweites kulturstatistisches Datenangebot regelmäßig zu aktualisieren, zu veröffentlichen und zu erweitern.

Die Broschüre „Kulturindikatoren | kompakt – Ausgabe 2024“ greift zentrale statistische Kennzahlen des Projektes heraus und stellt sie unter den vier Bereichen „Öffentliche und private Ausgaben für Kultur“, „Kulturelle Angebote und Kulturnutzung“, „Medienangebote und Mediennutzung mit Kulturbefugnis“ sowie „Kulturelle Ausbildung, Weiterbildung und Kulturarbeitsmarkt“ dar. Sie vereint Inhalte aus den verschiedenen bisherigen Veröffentlichungen und bietet auf diese Weise einen statistischen Einblick in die vielfältige Kulturlandschaft Deutschlands.

➤ www.statistikportal.de

Neue Veröffentlichungen der OECD

OECD Economic Outlook, Interim Report 2024

Die Weltwirtschaft erwies sich im Jahr 2023 als widerstandsfähig, es gibt jedoch Anzeichen dafür, dass sich das Wachstum abschwächt. Es wird erwartet, dass das globale Wachstum in den Jahren 2024 und 2025 moderat bleibt und die Inflation in den meisten Ländern bis 2025 auf den Zielwert sinkt. Zu den wichtigsten kurzfristigen Risiken gehören hohe geopolitische Spannungen, insbesondere der Konflikt im Nahen Osten, der sich auf die Energiemärkte auswirken kann.

Der „OECD Economic Outlook – Interim Report 2024“ fordert eine umsichtige Geldpolitik, um sicherzustellen, dass die Inflation dauerhaft auf das Zielniveau zurückkehrt, wobei die Leitzinsen bei sinkender Inflation gesenkt werden können. Die Regierungen müssen sich darauf konzentrieren, die Tragfähigkeit der öffentlichen Finanzen zu gewährleisten. Strukturellpolitische Reformen sind erforderlich, um die Grundlagen für nachhaltiges Wachstum zu stärken, wobei die Prioritäten darin bestehen, die Dekarbonisierung zu beschleunigen, den Welthandel wiederzubeleben und die Bildungsergebnisse zu verbessern.

Der Interim Report ist eine Aktualisierung des OECD Economic Outlook, Volume 2023.

➤ www.oecd-ilibrary.org

Challenging Social Inequality Through Career Guidance

Berufsberatung soll jungen Menschen helfen, fundierte Entscheidungen zu ihrem Bildungs- und Berufsweg zu treffen. Ob jedoch Schülerinnen und Schüler entsprechende Angebote nutzen, hängt stark von ihren demografischen Merkmalen ab.

„Challenging Social Inequality Through Career Guidance: Insights from International Data and Practice“ zeigt, wie Berufsberatungssysteme auf Schulebene effektiver auf soziale Ungleichheiten reagieren können. Der Bericht stützt sich auf eine neue Analyse von PISA- und PIAAC-Daten sowie auf die OECD Career Readiness Indicators. Er untersucht, wie sich Ungleichheiten, die hauptsächlich mit dem sozioökonomischen Hintergrund, dem Geschlecht und dem Migrationsstatus beziehungsweise der ethnischen Zugehörigkeit zusammenhängen, auf den Übergang von der Schule ins Berufsleben auswirken.

↪ manage.oecd-berlin.de

Anti-Corruption and Integrity Outlook 2024

Die Systeme zur Korruptionsprävention und Integritätsförderung werden zwar besser, müssen aber global weiter ausgebaut und gestärkt werden. Bestehende Regelungen werden häufig nicht wie geplant umgesetzt, zudem sollten die Datenerfassung verbessert und neue Risiken stärker in den Blick genommen werden.

Der „Anti-Corruption and Integrity Outlook“ ist der erste in einer neuen Reihe von Zweijahresberichten. Er analysiert die Effektivität bestehender nationaler Maßnahmen und Verfahren zur Korruptionsprävention und Integritätsförderung und zeigt Wege auf, wie sie optimiert werden können.

↪ manage.oecd-berlin.de

EUROPAWAHL 2024

Anna-Karina Elbert

📖 **Schlüsselwörter:** Europäische Union – Verhältniswahl – Sperrklausel – Wahlvorschläge – Wahlberechtigung – Wahlalter

ZUSAMMENFASSUNG

Vom 6. bis 9. Juni 2024 wählen die Bürgerinnen und Bürger der Europäischen Union zum zehnten Mal das Europäische Parlament. Von den insgesamt 720 Sitzen in der nächsten Wahlperiode entfallen 96 Sitze auf Deutschland, sie werden ausschließlich im Wahlverfahren der Verhältniswahl besetzt. Als Wahltermin in Deutschland hat die Bundesregierung Sonntag, den 9. Juni 2024 bestimmt. Die Zahl der Wahlberechtigten hat sich gegenüber der letzten Europawahl mitunter aufgrund der Änderung des Europawahlgesetzes erhöht: Zum ersten Mal können bei Europawahlen auch 16- und 17-Jährige teilnehmen.

Der Beitrag beschreibt die umfangreichen Vorbereitungen zur Europawahl. Schwerpunkte liegen auf dem Verfahren zur Zulassung von Wahlvorschlägen sowie den Änderungen der Rechtsgrundlagen und deren Auswirkungen auf die Ausübung des Wahlrechts.

📖 **Keywords:** European Union – proportional representation – restrictive clause – nominations – eligibility to vote – voting age

ABSTRACT

From 6 to 9 June 2024, the citizens of the European Union will elect the members of the 10th European Parliament. Germany will account for 96 of the total 720 seats in the next electoral term; these 96 seats will be filled by candidates elected exclusively on the basis of proportional representation. The Federal Government has set Sunday, 9 June 2024 as the election date in Germany. The number of eligible voters has increased compared with the last European elections partly due to the amendment to the European Elections Act. For the first time, 16 and 17-year-olds will also be able to vote in European elections.

This article describes the extensive preparations for the European elections. The main focus is on the procedure for the admission of nominations, the changes to the legal basis and the resulting consequences for the exercising of the right to vote.

Anna-Karina Elbert

ist Volljuristin und stellvertretende Leiterin des Büros der Bundeswahlleiterin. Sie befasst sich unter anderem mit Rechtsfragen zu Bundestags- und Europawahlen sowie zum Parteienrecht.

1

Einleitung

Die Wahl zum Europäischen Parlament wird allgemein als Europawahl bezeichnet. Sie erfolgt nicht nach einem einheitlichen europäischen Wahlrecht, sondern nach nationalen Wahlgesetzen. In Deutschland regeln das Europawahlgesetz und die Europawahlordnung das Wahlverfahren.

Um zu gewährleisten, dass die verschiedenen Wahltraditionen in den Mitgliedstaaten beibehalten werden können, erstreckt sich die Zeitspanne, in der eine Europawahl stattfindet, grundsätzlich auf einen für alle Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) gleichen Zeitraum von Donnerstag bis Sonntag. In den meisten EU-Mitgliedstaaten wird wie in Deutschland an einem Sonntag oder gesetzlichen Feiertag gewählt, in den Niederlanden werden die Wahllokale aber zum Beispiel donnerstags geöffnet. Die Bürgerinnen und Bürger der EU-Mitgliedstaaten wählen daher vom 6. bis 9. Juni 2024 zum zehnten Mal das Europäische Parlament. Der Wahltermin für die Europawahl in Deutschland ist Sonntag, der 9. Juni 2024.

Das folgende Kapitel 2 behandelt die Rechtsgrundlagen zur Europawahl 2024, unter anderem stellt es die Verteilung von 15 zusätzlichen Sitzen auf die Mitgliedstaaten dar. Wie die Aufstellung der Kandidatenlisten in Deutschland im Einzelnen abläuft, erläutert Kapitel 3: Wer ist berechtigt, Wahlvorschläge einzureichen? Wie erfolgt die Aufstellung der Kandidatinnen und Kandidaten durch Parteien und sonstige politische Vereinigungen? Das Verfahren zur Zulassung der eingegangenen Wahlvorschläge bis zur Entscheidung durch den Bundeswahlausschuss wird in Kapitel 4 ebenso beschrieben wie das mögliche Beschwerdeverfahren im Falle einer Ablehnung. Kapitel 5 informiert ausführlich über das Wahlrecht und das Wahlverfahren, insbesondere welche Personen wahlberechtigt sind, welche Funktionen die Wählerverzeichnisse haben, wie der Informationsaustausch innerhalb der EU zu den Eintragungen in die Wählerverzeichnisse stattfindet und wie Briefwahl zu beantragen ist. Details zur Ermittlung des vorläufigen Wahlergebnisses und zur Berechnung der Sitzverteilung enthält Kapitel 6. Den Artikel beschließt Kapitel 7 mit Hinweisen darauf, wo und wie die Bundeswahlleiterin alle Informationen zur Europawahl 2024 zur Verfügung stellt.

2

Rechtsgrundlagen zur Europawahl 2024

Die Zusammensetzung des Europäischen Parlaments wird vor jeder Wahl gemäß den in den Verträgen festgelegten Grundsätzen (Prinzip der degressiven Proportionalität) auf der Grundlage der neuesten Bevölkerungszahlen bewertet. Nach Artikel 14 Absatz 2 des Vertrages über die Europäische Union (EU-Vertrag) setzt sich das Europäische Parlament aus Vertreterinnen und Vertretern der Unionsbürgerinnen und Unionsbürger zusammen, wobei die Anzahl der Abgeordneten 750 zuzüglich des Präsidenten beziehungsweise der Präsidentin nicht überschreiten darf. Jeder Mitgliedstaat erhält mindestens 6 Sitze, jedoch 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. Hiernach wird es im zehnten Europäischen Parlament 15 zusätzliche Sitze für insgesamt 12 Staaten geben. Der Vorschlag des Europäischen Rates basiert auf einem Bericht des Parlaments vom Juni 2023. Dessen Ausgangspunkt waren die demografischen Veränderungen in der Europäischen Union (EU) seit der Europawahl 2019. Die zusätzlichen Sitze werden wie folgt aufgeteilt:

- › Belgien + 1 (auf 22)
- › Dänemark + 1 (auf 15)
- › Frankreich + 2 (auf 81)
- › Finnland + 1 (auf 15)
- › Irland + 1 (auf 14)
- › Lettland + 1 (auf 9)
- › Niederlande + 2 (auf 31)
- › Österreich + 1 (auf 20)
- › Polen + 1 (auf 53)
- › Slowakei + 1 (auf 15)
- › Slowenien + 1 (auf 9)
- › Spanien + 2 (auf 61)

Die Gesamtzahl der Sitze erhöht sich somit von 705 auf 720. Für Deutschland ist die Anzahl der Sitze mit 96 unverändert geblieben.

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. Der Direktwahlakt des Europäischen Rates legt die weitere grundsätzliche Ausgestaltung des Wahlverfahrens fest. Darin finden sich unter anderem Regelungen zum Wahlsystem, zur Wahlperiode sowie zur Zulässigkeit von Sperrklausen. Der Direktwahlakt sieht vor, dass in jedem Mitgliedstaat die Mitglieder des Europäischen Parlaments nach dem Verhältniswahlsystem auf der Grundlage von Listen oder von übertragbaren Einzelstimmen gewählt werden. Die Mitgliedstaaten können Vorzugsstimmen auf der Grundlage von Listen nach den von ihnen festgelegten Modalitäten zulassen.

In Deutschland erfolgt die Wahl nach den Grundsätzen der Verhältniswahl mit Listenwahlvorschlägen. Listenwahlvorschläge können für ein Land oder als gemeinsame Liste für alle Länder aufgestellt werden.

Der Rat der Europäischen Union hat am 13. Juli 2018 die Einführung einer Sperrklausel in Höhe von mindestens zwei und höchstens fünf Prozent bei der Europawahl beschlossen. Durch Inkrafttreten des Beschlusses ist Deutschland verpflichtet, mindestens eine Zwei-Prozent-Hürde im nationalen Recht umzusetzen. Ein entsprechendes Zustimmungsgesetz¹ wurde bereits von Bundestag und Bundesrat im Sommer 2023 beschlossen. Es ist allerdings noch nicht in Kraft getreten. Eine Sperrklausel wurde somit noch nicht ins deutsche Europawahlgesetz eingeführt. Auch für die kommende Europawahl ist daher 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

zwar unter denselben Bedingungen wie für dessen Staatsangehörigen. Die Einzelheiten hinsichtlich der Ausübung des aktiven und passiven Wahlrechts sind in der Richtlinie 93/109/EG des Rates festgelegt. Nach diesen können Unionsbürgerinnen und Unionsbürger selbst entscheiden, ob sie ihr Wahlrecht im Herkunfts- oder im Wohnsitzmitgliedstaat ausüben möchten. Das Wahlrecht darf jedoch nur einmal und nur persönlich ausgeübt werden.

Innerhalb des aufgezeigten, auf europäischer Ebene gesteckten Rahmens regeln die Mitgliedstaaten die Einzelheiten zur Durchführung der Wahl nach ihrem jeweiligen innerstaatlichen Recht. Das Europawahlgesetz und die Europawahlordnung regeln das Wahlverfahren in der Bundesrepublik Deutschland.

3

Aufstellung der Wahlvorschläge

Die Endphase der Wahlvorbereitung beginnt mit der Aufstellung der Kandidatenlisten, den sogenannten Wahlvorschlägen, bereits im Vorjahr eines Wahljahres. Nach § 10 Absatz 3 Satz 4 sowie Absatz 7 Europawahlgesetz durften für die Europawahl 2024 die Wahlen der Vertreterinnen und Vertreter für die Vertreterversammlung ab dem 1. Januar 2023, die Wahlen der Bewerbenden ab dem 1. April 2023 erfolgen.

3.1 Wahlvorschlagsberechtigung²

Nach § 8 Absatz 1 Europawahlgesetz können Parteien und sonstige politische Vereinigungen Wahlvorschläge einreichen. Anders als bei der Bundestagswahl können Einzelbewerbende bei der Europawahl nicht kandidieren.

Das Parteiengesetz (PartG) definiert Parteien als Vereinigungen von Bürgerinnen und Bürgern, die dauernd oder für längere Zeit für den Bereich des Bundes oder eines Landes auf die politische Willensbildung Einfluss nehmen und an der Vertretung des Volkes im Deutschen Bundestag oder einem Landtag mitwirken wollen. Vorausgesetzt wird dabei ein ausreichendes Maß an Ernst-

1 Gesetz zu dem Beschluss (EU, Euratom) 2018/994 des Rates der Europäischen Union vom 13. Juli 2018 zur Änderung des dem Beschluss 76/787/EGKS, EWG, Euratom des Rates vom 20. September 1976 beigefügten Akts zur Einführung allgemeiner unmittelbarer Wahlen der Mitglieder des Europäischen Parlaments.

2 Im Einzelnen ist das Verfahren zur Vorbereitung der Wahlteilnahme in den §§ 8 bis 14 Europawahlgesetz und §§ 31 bis 37 Europawahlordnung geregelt.

haftigkeit, das aus dem Gesamtbild der Vereinigung hervorgeht (§ 2 Absatz 1 PartG).

Sonstige politische Vereinigungen sind nach der Definition des Europawahlgesetzes mitgliedschaftlich organisiert und auf die Teilnahme an der politischen Willensbildung und Mitwirkung in Volksvertretungen ausgerichtet. Sie haben ihren Sitz, ihre Geschäftsleitung, ihre Tätigkeit und ihren Mitgliederbestand in den Gebieten der Mitgliedstaaten der EU (§ 8 Absatz 1 Europawahlgesetz).

Die Voraussetzungen der Wahlteilnahme sind für Parteien und sonstige politische Vereinigungen identisch. Nach § 2 Absatz 1 Satz 2 und § 8 Absatz 2 Satz 1 Europawahlgesetz können als Wahlvorschlag entweder Listen für einzelne Bundesländer, und zwar in jedem Land nur eine Liste, oder eine gemeinsame Liste für alle Länder eingereicht werden. Die Entscheidung darüber treffen der Vorstand des Bundesverbandes oder – wenn ein Bundesverband nicht besteht – die Vorstände der nächstniedrigen Gebietsverbände im Wahlgebiet gemeinsam oder eine andere in der Satzung des Wahlvorschlagsberechtigten hierfür vorgesehene Stelle (§ 8 Absatz 2 Satz 2 Europawahlgesetz).

Bei Europawahlen können – anders als bei Bundestagswahlen – für Bewerbende wahlweise jeweils auch Ersatzbewerbende benannt werden. Mit der Wahl der Hauptbewerbenden gelten auch sie als bedingt gewählt und erhalten eine Anwartschaft auf ein Mandat. Sie rücken nach der Listennachfolge in das Europäische Parlament ein, falls die Hauptbewerbenden, für die sie benannt sind, ausscheiden. Ersatzbewerbende müssen im gleichen Verfahren wie die Hauptbewerbenden aufgestellt werden.

3.2 Kandidatenaufstellung in Deutschland

Als Kandidatin oder Kandidat können sich grundsätzlich alle wählbaren Personen aufstellen lassen. Gemäß Artikel 22 Absatz 2 AEUV sind auch Unionsbürgerinnen und -bürger mit einem Wohnsitz in einem Mitgliedstaat, dessen Staatsangehörigkeit sie nicht besitzen, dort passiv wahlberechtigt. Zwar wurde durch das Sechste Gesetz zur Änderung des Europawahlgesetzes vom 11. Januar 2023 das aktive Wahlrecht von bisher 18 auf 16 Jahre abgesenkt, das passive Wahlrecht liegt jedoch

nach wie vor bei 18 Jahren. In Deutschland wählbar sind daher grundsätzlich Deutsche im Sinne des Grundgesetzes, die am Wahltag das 18. Lebensjahr vollendet haben, sowie Staatsangehörige von Mitgliedstaaten der EU, die am Wahltag das 18. Lebensjahr vollendet haben und in Deutschland eine Wohnung innehaben oder sich sonst gewöhnlich aufhalten (§ 6 b Absatz 1 und 2 Europawahlgesetz).

Das Aufstellungsverfahren richtet sich nach § 10 Europawahlgesetz und wird auf beide Arten von Wahlvorschlagsträgern angewandt, also sowohl auf Parteien als auch auf sonstige politische Vereinigungen. Als Bewerbende beziehungsweise Ersatzbewerbende können nur Personen benannt werden, die nicht Mitglied einer anderen Partei beziehungsweise einer sonstigen politischen Vereinigung sind, und die in einer besonderen oder allgemeinen Vertreterversammlung oder in einer Mitgliederversammlung zur Wahl der Bewerbenden hierzu gewählt worden sind (§ 10 Absatz 1 und 7 Europawahlgesetz).

Die Wahlen der Bewerbenden sowie der Vertreterinnen und Vertreter für die Vertreterversammlungen müssen in geheimer Abstimmung erfolgen. Jede stimmberechtigte teilnehmende Person der Versammlung ist dabei vorschlagsberechtigt. In der Versammlung muss den Bewerbenden sowie Ersatzbewerbenden Gelegenheit gegeben werden, sich und ihr Programm in angemessener Zeit vorzustellen (§ 10 Absatz 3 Sätze 1 bis 3 und Absatz 7 Europawahlgesetz).

Alle Wahlvorschläge, also sowohl Listen für ein Land als auch gemeinsame Listen für alle Länder, sind bei der Bundeswahlleiterin einzureichen. Die hierfür vorgesehene Frist endete am 18. März 2024 um 18:00 Uhr (83. Tag vor der Wahl).¹³

Zur Einreichung der Wahlvorschläge sind die von der Europawahlordnung vorgesehenen Vordrucke zu verwenden. Die Vordrucke für Listen für ein Land (Anlage 12 zu § 32 Absatz 1 Europawahlordnung) sind bei der jeweiligen Landeswahlleitung, die Vordrucke für gemeinsame Listen für alle Länder (Anlage 13 zu § 32 Absatz 1 EuWO) sind bei der Bundeswahlleiterin erhältlich. Die Vordrucke können auch in elektronischer Form bereitgestellt werden.

¹³ Inhalt und Form sowie Einreichung der Wahlvorschläge sind im Einzelnen in den §§ 9 und 11 Europawahlgesetz und in § 32 Europawahlordnung geregelt.

Sofern die den Wahlvorschlag einreichende Partei oder sonstige politische Vereinigung nicht im Europäischen Parlament, im Deutschen Bundestag oder in einem Landtag seit deren letzter Wahl aufgrund eigener Wahlvorschläge im Wahlgebiet ununterbrochen mit mindestens fünf Abgeordneten vertreten ist, sind dem Wahlvorschlag unter anderem zusätzlich Unterstützungsunterschriften beizufügen. Diese dürfen erst geleistet werden, nachdem der Wahlvorschlag aufgestellt worden ist, also nachdem die Bewerbenden sowie die Ersatzbewerbenden durch die Mitglieder- oder Vertreterversammlung gewählt worden sind (§ 32 Absatz 3 Nummer 5 Europawahlordnung).

Darüber hinaus ist für jede unterzeichnende Person ihre Wahlberechtigung nachzuweisen. Deutsche können hierfür eine Bescheinigung der zuständigen Gemeindebehörde beifügen. Unionsbürgerinnen und -bürger erbringen den Nachweis der Wahlberechtigung durch eine eidesstattliche Versicherung.

Bei Listen für einzelne Länder sind mit dem Wahlvorschlag Unterstützungsunterschriften von 1 vom Tausend der Wahlberechtigten des betreffenden Landes bei der letzten Wahl zum Europäischen Parlament vorzulegen, jedoch höchstens von 2 000 Wahlberechtigten.

↪ **Tabelle 1**

Tabelle 1

Mindestanzahl der gültigen Unterschriften von Wahlberechtigten für Listen für ein Land bei der Europawahl 2024

	Anzahl
Baden-Württemberg	2 000
Bayern	2 000
Berlin	2 000
Brandenburg	2 000
Bremen	471
Hamburg	1 303
Hessen	2 000
Mecklenburg-Vorpommern	1 317
Niedersachsen	2 000
Nordrhein-Westfalen	2 000
Rheinland-Pfalz	2 000
Saarland	768
Sachsen	2 000
Sachsen-Anhalt	1 827
Schleswig-Holstein	2 000
Thüringen	1 741

Bei einer gemeinsamen Liste für alle Länder sind mit dem Wahlvorschlag Unterstützungsunterschriften von 4 000 Wahlberechtigten vorzulegen.

Die im Wahlverfahren vorgegebenen Fristen sind nur gewährt, wenn die schriftlich einzureichenden Unterlagen persönlich und handschriftlich unterzeichnet sind und bei dem zuständigen Wahlorgan – im Falle der Europawahl der Bundeswahlleiterin – im Original vorliegen; eine ausschließliche Übermittlung auf elektronischem Weg oder mit Fax ist deshalb nicht ausreichend.

4

Zulassung der Wahlvorschläge durch den Bundeswahlausschuss

Sobald die Wahlvorschläge im Büro der Bundeswahlleiterin eingehen, sind sie unverzüglich zu prüfen. Werden Mängel festgestellt, ist die Vertrauensperson des Wahlvorschlages zu benachrichtigen, verbunden mit der Aufforderung, die Mängel rechtzeitig zu beseitigen.¹⁴ 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. 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 unter bestimmten Bedingungen bis zur Sitzung des Bundeswahlausschusses zur Zulassung der Wahlvorschläge nachgereicht werden. Erforderlich ist hierfür jedoch, dass die Verzögerung vom Wahlvorschlagsträger nicht (mit-)verschuldet wurde. Ihm obliegt die dezidierte Glaubhaftmachung der Umstände, die ein Verschulden des Fristversäumnisses ausschließen.

Bis zum Ablauf der Einreichungsfrist haben 40 politische Vereinigungen ihre Wahlvorschläge als gemeinsame Listen für alle Länder zur Teilnahme an der Europawahl 2024 bei der Bundeswahlleiterin eingereicht:

⁴ Sogenanntes Mängelbeseitigungsverfahren, siehe § 13 Europawahlgesetz.

	Kurzbezeichnung	Parteiename (Zusatzbezeichnung in Klammern, sofern im Wahlverfahren verwendet)
1	ABG	Aktion Bürger für Gerechtigkeit
2	PDV	Partei der Vernunft
3		Partei für schulmedizinische Verjüngungsforschung
4	PdF	Partei des Fortschritts
5	PdH	Partei der Humanisten
6	sonstige	DIE SONSTIGEN (X)
7	FREIE WÄHLER	FREIE WÄHLER
8	V-Partei³	V-Partei³ - Partei für Veränderung, Vegetarier und Veganer
9	ÖDP	Ökologisch-Demokratische Partei (Die Naturschutzpartei)
10	dieBasis	Basisdemokratische Partei Deutschland
11	AfD	Alternative für Deutschland
12	HEIMAT	Die Heimat
13	MERA25	MERA25 - Gemeinsam für Europäische Unabhän- gigkeit
14	Tierschutzpartei	PARTEI MENSCH UMWELT TIERSCHUTZ
15	SGP	Sozialistische Gleichheitspartei, Vierte Interna- tionale
16	GRÜNE	BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN
17	SPD	Sozialdemokratische Partei Deutschlands
18	Bündnis C	Bündnis C - Christen für Deutschland
19	KLIMALISTE	Klimaliste Deutschland
20	FDP	Freie Demokratische Partei
21	MLPD	Marxistisch-Leninistische Partei Deutschlands
22	MENSCHLICHE WELT	Menschliche Welt (für das Wohl und Glückseligkeit aller)
23	DIE LINKE	DIE LINKE
24	Volt	Volt Deutschland
25	FAMILIE	Familien-Partei Deutschlands
26	BÜNDNIS DEUTSCHLAND	BÜNDNIS DEUTSCHLAND
27	DKP	Deutsche Kommunistische Partei
28	BSW	Bündnis Sahra Wagenknecht - Vernunft und Gerechtigkeit
29	Die Partei	Partei für Arbeit, Rechtsstaat, Tierschutz, Eliten- förderung und basisdemokratische Initiative
30	Planetare Demo- krat_innen	Die Planetaren Demokrat_innen
31	Volksabstim- mung	Ab jetzt...Demokratie durch Volksabstimmung (Politik für die Menschen)
32	DAVA	Demokratische Allianz für Vielfalt und Aufbruch
33	PIRATEN	Piratenpartei Deutschland
34	DTS	Deutsche Tradition Sozial
35	LETZTE GENERA- TION	Parlament aufmischen – Stimme der Letzten Generation
36	TIERSCHUTZ hier!	Aktion Partei für Tierschutz
37		ZUKUNFT MEGA - mitbestimmen, ehrlich, gerecht, anders
38	Die LIEBE	Die LIEBE Europäische Partei
39	B.R.D.	Bürger. Rechtsstaat. Demokratie. – Initiative für das Grundgesetz
40	BIG	Bündnis für Innovation & Gerechtigkeit

Listen für einzelne Länder haben fünf politische Vereini-
gungen eingereicht:

	Kurz- bezeichnung	Parteiename	Eingereicht in
1		Wir für Euch Bürgerforum	Nordrhein-Westfalen
2	CDU	Christlich Demokratische Union Deutschlands	allen Ländern außer Bayern
3	CSU	Christlich-Soziale Union in Bayern e. V.	Bayern
4	GFA	Grundeinkommen für Alle	Bremen
5	HAIE	Die Haie – Partei mit Biss	Niedersachsen

Bundeswahlausschuss und Beschwerdeverfahren

Der Bundeswahlausschuss zur Europawahl 2024 tagt im Vorfeld der Wahl zweimal. Der Bundeswahlausschuss hatte in seiner ersten Sitzung am 72. Tag vor der Wahl über alle Voraussetzungen für die Zulassung der Listen zu entscheiden (§ 14 Europawahlgesetz). Eine Besonderheit bestand dieses Mal darin, dass der 72. Tag vor der Wahl auf Karfreitag, den 29. März 2024 fiel. Die im Wahlverfahren vorgesehenen Termine und Fristen verlängern oder ändern sich nicht dadurch, dass der letzte Tag der Frist oder ein Termin auf ein Wochenende oder einen gesetzlich oder staatlich geschützten Feiertag fällt.

Zu der Sitzung waren die Vertrauenspersonen der Wahlvorschläge zu laden. Es 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. Die erste Sitzung des Bundeswahlausschusses ist regelmäßig diejenige mit der größten öffentlichen Aufmerksamkeit. In dieser zeigt sich, wie viele Wahlvorschläge vorgelegt wurden und ob kleinere Parteien oder sonstige politische Vereinigungen (zum Teil erst kurz vorher gegrün-
det) alle wahlrechtlichen Zulassungsvoraussetzungen erfüllen.

Die Besetzung des Bundeswahlausschusses ist auch für die Europawahl über die Verweisungsnorm des § 4 Europawahlgesetz im Bundeswahlgesetz geregelt. Der Bundeswahlausschuss besteht aus der Bundeswahlleiterin als Vorsitzende sowie acht Beisitzerinnen beziehungsweise Beisitzern und zwei Richterinnen beziehungsweise Richtern.

hungsweise Richtern des Bundesverwaltungsgerichts. Die Beisitzerinnen und Beisitzer werden auf Vorschlag der Parteien von der Bundeswahlleiterin berufen. Der Bundeswahlausschuss besteht auch nach der jeweiligen Hauptwahl fort, längstens bis zum Ablauf der Wahlperiode.

Alle Listen, ob für ein Land oder gemeinsame Listen für alle Länder, sind bei der Bundeswahlleiterin einzureichen; über alle Listen entscheidet zentral der Bundeswahlausschuss. Ebenso beschließt er die Erklärung, dass eine Liste oder mehrere Listen für einzelne Länder von der Listenverbindung ausgeschlossen sein sollen.

Zur Vorbereitung der Sitzung übersendet die Bundeswahlleiterin jedem Mitglied des Bundeswahlausschusses sämtliche Wahlvorschläge mit den dazugehörigen Unterlagen. In der Sitzung berichtet sie über das Ergebnis der durchgeführten Vorprüfung zum jeweiligen Wahlvorschlag, danach dürfen sich die Vertreterinnen und Vertreter der Parteien äußern. Es schließt sich, je nach Einzelfall, eine Erörterung der Sach- und/oder Rechtslage an. Abschließend stimmt der Bundeswahlausschuss über den Beschlussvorschlag der Bundeswahlleiterin ab.

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

Der Bundeswahlausschuss hat am 29. März 2024 in öffentlicher Sitzung 35 Parteien und sonstige politische Vereinigungen zur Europawahl am 9. Juni 2024 zugelassen, davon 33 mit Listen für alle Bundesländer. Hierbei handelt es sich um die folgenden Parteien und sonstigen politischen Vereinigungen (Kurzbezeichnung in Klammern) in der Reihenfolge des Eingangs ihrer Wahlvorschläge:

	Kurzbezeichnung	Parteiename (Zusatzbezeichnung in Klammern, nur wenn im Wahlverfahren verwendet)
1	ABG	Aktion Bürger für Gerechtigkeit
2	PDV	Partei der Vernunft
3		Partei für schulmedizinische Verjüngungs- forschung
4	PdF	Partei des Fortschritts
5	PdH	Partei der Humanisten
6	FREIE WÄHLER	FREIE WÄHLER
7	V-Partei³	V-Partei³ – Partei für Veränderung, Vegetarier und Veganer
8	ÖDP	Ökologisch-Demokratische Partei (Die Naturschutzpartei)
9	dieBasis	Basisdemokratische Partei Deutschland
10	AFD	Alternative für Deutschland
11	HEIMAT	Die Heimat
12	MERA25	MERA25 - Gemeinsam für Europäische Unabhängigkeit
13	Tierschutzpartei	PARTEI MENSCH UMWELT TIERSCHUTZ
14	SGP	Sozialistische Gleichheitspartei, Vierte Internationale
15	GRÜNE	BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN
16	SPD	Sozialdemokratische Partei Deutschlands
17	Bündnis C	Bündnis C - Christen für Deutschland
18	KLIMALISTE	Klimaliste Deutschland
19	FDP	Freie Demokratische Partei
20	MLPD	Marxistisch-Leninistische Partei Deutschlands
21	MENSCHLICHE WELT	Menschliche Welt (für das Wohl und Glücklichkeit aller)
22	DIE LINKE	DIE LINKE
23	Volt	Volt Deutschland
24	FAMILIE	Familien-Partei Deutschlands
25	BÜNDNIS DEUTSCHLAND	BÜNDNIS DEUTSCHLAND
26	DKP	Deutsche Kommunistische Partei
27	BSW	Bündnis Sahara Wagenknecht - Vernunft und Gerechtigkeit
28	Die PARTEI	Partei für Arbeit, Rechtsstaat, Tierschutz, Eliten- förderung und basisdemokratische Initiative
29	DAVA	Demokratische Allianz für Vielfalt und Aufbruch
30	PIRATEN	Piratenpartei Deutschland
31	LETZTE GENERATION	Parlament aufmischen – Stimme der Letzten Generation
32	TIERSCHUTZ hier!	Aktion Partei für Tierschutz
33	BIG	Bündnis für Innovation & Gerechtigkeit

Mit Listen für einzelne Bundesländer wurden zugelassen:

	Kurzbezeichnung	Parteiename	Zugelassen in
1	CDU	Christlich Demokratische Union Deutschlands	allen Ländern außer Bayern
2	CSU	Christlich-Soziale Union in Bayern e. V.	Bayern

Die Stimmzettel zur Europawahl werden deshalb in allen Bundesländern jeweils 34 Wahlvorschläge enthalten.

Die Entscheidungen des Bundeswahlausschusses zur Zulassung oder Zurückweisung der Wahlvorschläge sind überprüfbar. Gegen Zurückweisungen wegen fehlendem Wahlvorschlagsrecht, also weil der Wahlvorschlag 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, entscheidet (§ 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 haben sechs Parteien und sonstige politische Vereinigungen sowie die Bundeswahlleiterin in einem Fall Beschwerde beim Bundeswahlausschuss eingelegt. Über diese hat der Bundeswahlausschuss in seiner zweiten Sitzung am Donnerstag, den 18. April 2024, zu entscheiden. [Diese Sitzung fand nach dem Veröffentlichungstermin dieses Artikels statt – Anmerkung der Redaktion.] Mit dem Abschluss aller Beschwerdeverfahren steht dann abschließend fest, welche Wahlvorschläge und welche Wahlbewerberinnen und Wahlbewerber an der Wahl teilnehmen.

Die Bundeswahlleiterin macht die vom Bundeswahlausschuss zugelassenen Wahlvorschläge öffentlich bekannt und weist darauf hin, welche Listenverbindungen bestehen und welche Wahlvorschläge von einer Listenverbindung ausgeschlossen sind (§ 37 Absatz 1 Europawahlordnung).

Die Siebte Verordnung zur Änderung der Europawahlordnung vom 2. Mai 2023 hat den § 37 Europawahlordnung

dahingehend geändert, dass bei der Bekanntmachung statt der vollständigen Wohnanschrift der Wahlbewerberinnen und Wahlbewerber künftig nur noch deren Wohnort veröffentlicht wird. Damit wurde der Schutz der Persönlichkeitsrechte der Wahlbewerberinnen und Wahlbewerber nochmals erweitert. Personen, die sich politisch engagieren, fühlen sich zum Teil durch den sich verschärfenden öffentlichen Diskurs und gewaltbereite Personen oder Gruppen zunehmend bedroht. Um dieser veränderten Situation Rechnung zu tragen, wurde bereits mit Artikel 4 des Gesetzes zur Bekämpfung des Rechtsextremismus und der Hasskriminalität die Möglichkeit in § 51 des Bundesmeldegesetzes erweitert, Auskunftssperren im Melderegister zu erwirken.

5

Wahlrecht und Wahlverfahren

Das aktive Wahlrecht für die Wahlen zum Europäischen Parlament wurde von bisher 18 auf 16 Jahre abgesenkt (siehe Abschnitt 2.2). Dadurch sind bei der zehnten Direktwahl des Europäischen Parlaments am 9. Juni 2024 nach einer ersten Schätzung des Statistischen Bundesamtes in Deutschland bis zu 64,9 Millionen Deutsche und weitere EU-Staatsangehörige wahlberechtigt, davon 33,3 Millionen Frauen und 31,7 Millionen Männer.

➤ [Tabelle 2](#)

5.1 Wahlberechtigte Deutsche

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

- › das 16. Lebensjahr vollendet haben,
- › seit mindestens drei Monaten in der Bundesrepublik Deutschland oder in den übrigen Mitgliedstaaten der EU 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 Bundeswahlgesetz zum Deut-

Tabelle 2

Schätzung¹ der zur Europawahl 2024 Wahlberechtigten in Deutschland

	Insgesamt			Deutsche			EU-Staatsangehörige ²		
	insgesamt	Frauen	Männer	zusammen	Frauen	Männer	zusammen	Frauen	Männer
	Mill. ³								
Im Jahr 2024 erreichtes Alter									
16 – 29 Jahre	9,5	4,7	4,9	8,8	4,3	4,5	0,8	0,4	0,4
30 – 49 Jahre	19,3	9,5	9,8	17,5	8,7	8,9	1,8	0,8	1,0
50 – 64 Jahre	17,4	8,8	8,7	16,5	8,3	8,2	1,0	0,5	0,5
65 Jahre und älter	18,6	10,4	8,3	18,1	10,1	8,0	0,5	0,3	0,3
Insgesamt	64,9	33,3	31,7	60,9	31,4	29,5	4,1	1,9	2,2
darunter: Erstwähler/-innen ⁴	5,1	2,5	2,6	4,8	2,3	2,5	0,3	0,1	0,2

1 Grundlage ist der Bevölkerungsbestand auf Basis des Zensus 2011.

2 In Deutschland wohnhafte, grundsätzlich wahlberechtigte Staatsangehörige der übrigen EU-Mitgliedstaaten. Ihre Wahlteilnahme in Deutschland setzt einen Antrag auf Eintragung in ein Wählerverzeichnis voraus.

3 Bei der Summierung nach Altersgruppen können sich geringfügige Abweichungen in der Endsumme ergeben, da die Einzelwerte auf- beziehungsweise abgerundet sind.

4 Geborene im Zeitraum zwischen dem 27. Mai 2001 und dem 9. Juni 2008.

schen 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 14. 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 Bundesrepublik Deutschland erworben haben und von ihnen betroffen sind.

5.2 Wahlberechtigte Unionsbürgerinnen und Unionsbürger

Unter denselben oben genannten Voraussetzungen, die für die in Deutschland lebenden deutschen Wahlberechtigten gelten, sind zudem alle Staatsangehörigen anderer EU-Mitgliedstaaten, die in Deutschland leben (sogenannte Unionsbürgerinnen und Unionsbürger) wahlberechtigt (§ 6 Absatz 3 Europawahlgesetz). Denn 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. Eine Unionsbürgerin oder ein Unionsbürger, die oder der in Deutschland an der Wahl teilnehmen möchte, muss im Wählerverzeichnis eingetragen sein. Bei der Wahl zum 9. Europäischen Parlament im Jahr 2019 waren in Deutschland 0,2 Millionen Unionsbürgerinnen und -bürger ohne deutsche Staatsbürgerschaft in ein Wählerverzeichnis eingetragen.

5.3 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 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 19. Mai 2024, dem 21. Tag vor der Wahl, zu stellenden Anträge ist im Regelfall die Gemeinde, bei der 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 bezüglich 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

nis 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.

5.4 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 beziehungsweise jede Wahlbewerberin nur einmal kandidiert und jeder Wähler beziehungsweise jede Wählerin nur einmal das 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 tauschen die Mitgliedstaaten entsprechende Informationen in gro-

ßem Umfang untereinander aus. 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 die Bundeswahlleiterin (§ 1 Absatz 2 Europawahlordnung).

Für den elektronischen Informationsaustausch stellt die Bundeswahlleiterin den Gemeindebehörden zur Europawahl 2024 ein Online-Meldeverfahren im Internet zur Verfügung, das WIAS (= Wahlberechtigten-Informations-Austausch-System). Damit werden unter anderem Maßnahmen ergriffen, um Doppelkandidaturen oder eine mehrfache Wahlteilnahme zu verhindern.

Bei der Europawahl 2019 wurden die Daten von 202 106 Unionsbürgerinnen und Unionsbürgern, die in deutsche Wählerverzeichnisse eingetragen wurden, an die übrigen Mitgliedstaaten übermittelt. Aus anderen Mitgliedstaaten sind die Daten von insgesamt 148 539 Deutschen gemeldet worden, die sich in deren Wählerverzeichnisse für die Europawahl 2019 haben eintragen lassen.

5.5 Briefwahl

Grundsätzlich kann jede Wahlberechtigte 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 oder drucken QR-Codes auf die Wahlbenachrichtigung, über die ein Wahlschein beantragt werden kann. Mit der Erteilung eines Wahlscheins werden dann alle Briefwahlunterlagen an die Wahlberechtigten übersandt.

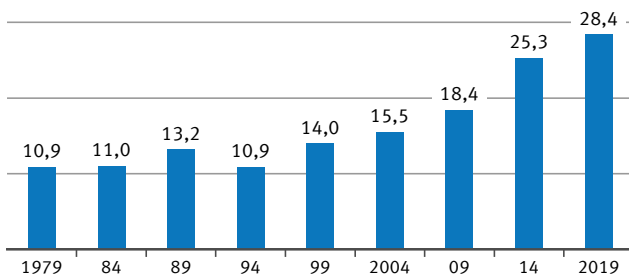
Bei den wahlberechtigten Deutschen, die im Ausland leben, gilt der Antrag auf Eintragung in das Wählerverzeichnis zugleich als Antrag auf Erteilung eines Wahlscheins (§ 26 Absatz 5 Europawahlordnung). Diese Personen wählen in der Regel mittels Briefwahl.

Es ist davon auszugehen, dass auch bei der kommenden Europawahl viele Wahlberechtigte 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 2019 bei 28,4% und steigerte sich, unter anderem aufgrund der Corona-Pandemie, bei der Bundestagswahl 2021 auf 47,3%. Insgesamt beantragten bisher mehr Frauen als Männer die Briefwahl, am häufigsten wählten die 60-Jährigen und Älteren sowie die 25- bis 29-Jährigen per Brief. Am seltensten haben bisher die 18- bis 20-Jährigen die Briefwahl genutzt.

➤ Grafik 1

Grafik 1

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



Zur Europawahl 2019 machten von den rund 61,6 Millionen in die Wählerverzeichnisse eingetragenen Wahlberechtigten in Deutschland 37,8 Millionen von ihrem Wahlrecht Gebrauch. Mit 61,4% fiel die Wahlbeteiligung an der Europawahl 2019 damit um 13,2 Prozentpunkte⁵ höher aus als bei der Europawahl 2014, als sie bei 48,1% lag.

Europaweit lag zur Europawahl 2019 in der Slowakei die geringste Wahlbeteiligung mit 22,7% vor, während Belgien die höchste Wahlbeteiligung mit 88,5% verzeichnete.

⁵ In diesem Beitrag sind relative Ergebnisse auf eine Dezimalstelle gerundet dargestellt. Bei Vergleichen wurden die Differenzen anhand der ungerundeten Ergebnisse berechnet. Beim Nachrechnen können daher die Differenzen um ± 0,1 Prozentpunkte abweichen.

6

Ergebnisermittlung und Sitzverteilung

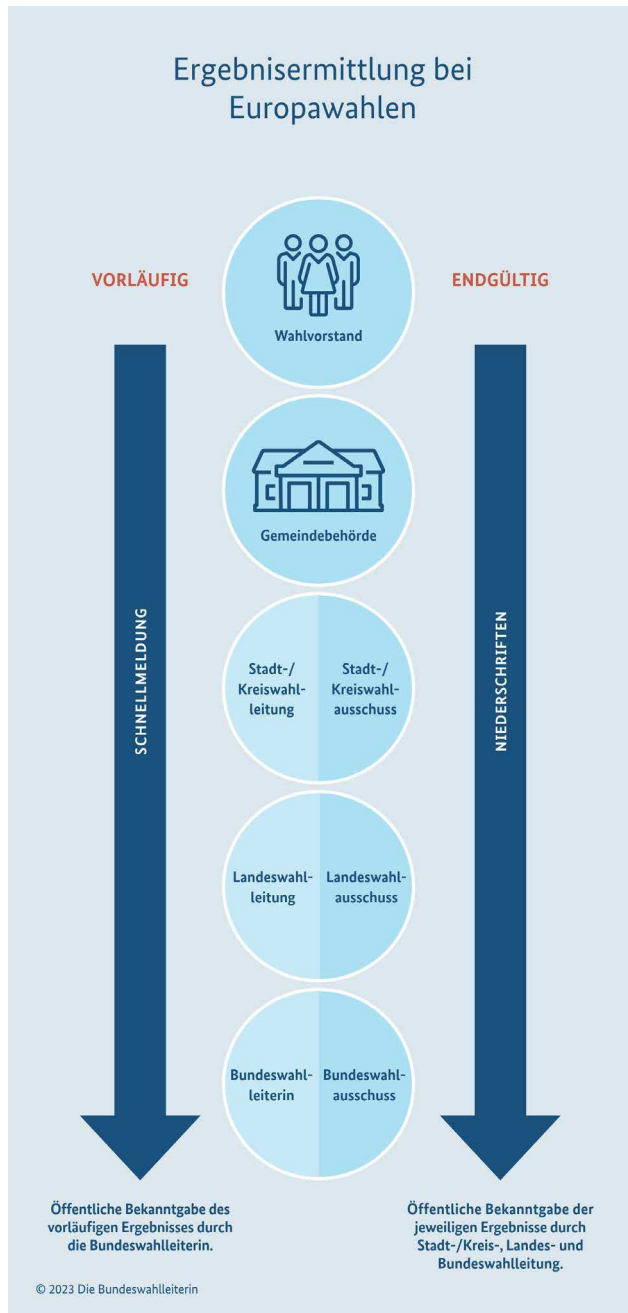
Am Wahltag und in der anschließenden Wahlnacht des 9. Juni 2024 stellt die Bundeswahlleiterin zusammen mit ihrem Team die ordnungsgemäße Durchführung und den reibungslosen Ablauf der Wahl sowie die zügige Ergebnisermittlung sicher. Nachdem die deutschen Wahllokale um 18:00 Uhr geschlossen sind, ermittelt jeder Wahlvorstand in jedem Wahlbezirk die Zahl der Wahlberechtigten, die Zahl der Wählerinnen und 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 Gemeinde fasst die Ergebnisse aller Wahlbezirke in ihrem Gemeindegebiet zusammen und meldet diese an die Kreiswahlleitung. Entsprechend erfolgen nun auch die weiteren kaskadenartig nach oben aufsteigenden Schnellmeldungen der Kreis- und Stadtwahlleitungen an die Landeswahlleitungen und von diesen schließlich an die Bundeswahlleiterin. Sobald diese alle Schnellmeldungen erhalten hat, werden das vorläufige Wahlergebnis und die vorläufige Sitzverteilung ermittelt und von der Bundeswahlleiterin in den frühen Morgenstunden des 10. Juni 2024 öffentlich bekannt gegeben. Aufgrund der fehlenden Sperrklausel wird bei der Europawahl 2024 erneut eine Sitzverteilung erfolgen, bei der sämtliche abgegebene Stimmen einfließen. ➤ Grafik 2

Maßgebend für die Sitzzahl einer Partei oder einer sonstigen politischen Vereinigung ist die Anzahl der gültigen Stimmen, die für sie abgegeben wurden. Bei der Sitzverteilung werden alle Wahlvorschläge berücksichtigt.

Der Zuteilungsdivisor ist so zu bestimmen, dass insgesamt so viele Sitze auf die Landeslisten (Oberverteilung) entfallen, wie Sitze zu vergeben sind. Dazu wird zunächst die Summe aller gültigen Stimmen durch die Zahl der zu vergebenden Sitze von 96 geteilt. Entfallen danach mehr Sitze auf die Wahlvorschläge als Sitze zu vergeben sind, ist der Zuteilungsdivisor so heraufzusetzen, dass sich bei der Berechnung genau die zu vergebende Sitzzahl ergibt; entfallen zu wenig Sitze auf die

Grafik 2

Ablauf der Ergebnisermittlung bei Europawahlen



Wahlvorschläge, ist der Zuteilungsdivisor entsprechend herunterzusetzen.

Im ersten Berechnungsschritt werden jeder Partei oder sonstigen politischen Vereinigung anteilig die Sitze zugeteilt, wie diese bundesweit Stimmen unter allen abgegebenen gültigen Stimmen erreicht haben. In einem zweiten

Berechnungsschritt wird für die Parteien oder sonstigen politische Vereinigungen, die mit Landeslisten teilgenommen haben, die ihnen zustehende Anzahl an Sitzen aus dem vorherigen Schritt auf die Länder entsprechend ihrer Anzahl an Stimmen verteilt. Bei beiden Schritten ist die Zahl der zu vergebenden Sitze einzuhalten.

Der Bundeswahlausschuss wird in öffentlicher Sitzung am 3. Juli 2024 das deutsche Gesamtergebnis der Europawahl 2024 ermitteln und feststellen (§ 71 Absatz 2 Europawahlordnung). Nach der mündlichen Bekanntgabe des endgültigen Wahlergebnisses benachrichtigt die Bundeswahlleiterin unter anderem die vom Bundeswahlausschuss für gewählt erklärten Bewerberinnen und Bewerber (§ 73 Absatz 1 Europawahlordnung).

7

Weitere Informationen und Ausblick

Die Bundeswahlleiterin stellt in ihrem Internetangebot zur Europawahl 2024 unter www.bundeswahlleiterin.de umfassende Informationen bereit für Wählende, Wahlhelfende und Wahlbewerbende. Die Webseite enthält im Bereich „Fakten gegen Desinformationen“ Hinweise zum Erkennen von Desinformationen sowie zur Vorbeugung und Richtigstellung falscher Informationen. Außerdem wird erläutert, wie die Neutralität der Wahlorgane sowie die Transparenz und Kontrolle des Wahlverfahrens gewährleistet werden, wie Desinformation in Social-Media-Kanälen begegnet wird und welche Maßnahmen zum Schutz der Wahl vor Cyberangriffen ergriffen werden. Der Punkt „Termine und Fristen“ umfasst eine Zeitschiene mit den nächsten anstehenden Terminen sowie eine tabellarische Übersicht über alle Termine. Unter „Rechtsgrundlagen“ findet sich ein Zugang zu allen wesentlichen Rechtsgrundlagen für Europawahlen; hier besteht zudem die Möglichkeit, die Rechtsgrundlagen als Printausgabe zu bestellen.

Wie bei den vorherigen Europawahlen werden die ausführlichen Ergebnisse der Europawahl 2024 sowie die gewählten Bewerberinnen und Bewerber aus der Bundesrepublik Deutschland von der Bundeswahlleiterin im Internet unter www.bundeswahlleiterin.de veröffentlicht. Verschiedene Publikationen, beispielsweise zur repräsentativen Wahlstatistik, werden die Ergebnisdarstellungen ergänzen.

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).

Bundesmeldegesetz (BMG) vom 3. Mai 2013 (BGBl. I Seite 1084), das zuletzt durch Artikel 22 des Gesetzes vom 19. Dezember 2022 (BGBl. I Seite 2606) geändert worden ist.

Bundeswahlgesetz (BWG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 23. Juli 1993 (BGBl. I Seite 1288, 1594), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 8. Juni 2023 (BGBl. I Seite 147) 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 11. August 2023 (BGBl. I Nr. 215) geändert worden ist.

Gesetz über die politischen Parteien (Parteiengesetz – PartG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 31. Januar 1994 (BGBl. I Seite 149), das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 27. Februar 2024 (BGBl. I Nr. 70) 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 Seite 423, 555, 852), das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 11. Januar 2023 (BGBl. I Nr. 11) geändert worden ist.

Gesetz zur Bekämpfung des Rechtsextremismus und der Hasskriminalität vom 30. März 2021 (BGBl. I Seite 443).

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 vom 30. Dezember 1993, Seite 34), geändert durch Artikel 1 der Richtlinie 2013/1/EU des Rates vom 20. Dezember 2012 (Amtsblatt der EG Nr. L 26 vom 26. Januar 2013, Seite 27).

Vertrag über die Europäische Union (EU-Vertrag, konsolidierte Fassung, bekanntgemacht im Amtsblatt der EG Nr. C 115 vom 9. Mai 2008, Seite 13), zuletzt geändert durch die Akte über die Bedingungen des Beitritts der Republik Kroatien und die Anpassungen des Vertrags über die Europäische Union, des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union und des Vertrags zur Gründung der Europäischen Atomgemeinschaft (Amtsblatt der EU Nr. L 112 vom 24. April 2012, Seite 21) mit Wirkung vom 1. Juli 2013.

RECHTSGRUNDLAGEN

Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union (konsolidierte Fassung, bekanntgemacht im Amtsblatt der EG Nr. C 115 vom 9. Mai 2008, Seite 47), zuletzt geändert durch die Akte über die Bedingungen des Beitritts der Republik Kroatien und die Anpassungen des Vertrags über die Europäische Union, des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union und des Vertrags zur Gründung der Europäischen Atomgemeinschaft (Amtsblatt der EU Nr. L 112 vom 24. April 2012, Seite 21) mit Wirkung vom 1. Juli 2013.

FRAUEN IN KOMMUNALPOLITISCHEN ÄMTERN UND IHR EINFLUSS AUF DIE WAHLBETEILIGUNG BEI GEMEINDE-RATSWAHLEN

Simon Stocker

🔗 **Schlüsselwörter:** deskriptive Repräsentation – Frauen – Wahlbeteiligung – lokale Demokratie – politische Partizipation

ZUSAMMENFASSUNG

Noch immer sind Frauen im Hinblick auf politische Spitzenämter auf Bundes- und Landesebene in Deutschland zahlenmäßig unterrepräsentiert. Doch nicht für alle politischen Ebenen liegen zuverlässige Informationen vor, wie groß die Repräsentationslücke tatsächlich ausfällt. Informationen zum Geschlecht von politisch aktiven Personen werden auf lokaler Ebene teilweise nicht systematisch erfasst. Der Beitrag stellt zunächst einen automatisierten Ansatz zur Erhebung des Geschlechts von Bürgermeisterinnen und Bürgermeistern unter Verwendung automatisierter Google-Suchanfragen und Webscraping vor. Anschließend geht er der Frage nach, inwiefern die Präsenz von Frauen in lokalen politischen Ämtern einen positiven Effekt auf die Höhe der Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen hat.

🔗 **Keywords:** descriptive representation – women – voter turnout – local democracy – political participation

ABSTRACT

Women are still underrepresented in top political positions at the federal and Land levels in Germany. However, reliable information on the actual extent of this representation gap is not available for all political levels. In some cases, information on the gender of politically active people is not recorded systematically at the local level. This article first introduces an automated approach to collect data on the gender of mayors, using automated Google searches and web scraping. It then explores to what extent the presence of women in political leadership positions at the local level has a positive impact on voter turnout in municipal council elections.



Simon Stocker

hat Empirische Politik- und Sozialforschung an der Universität Stuttgart studiert und ist dort seit 2022 als wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Abteilung für Politische Theorie und Empirische Demokratieforschung tätig. Im Rahmen seiner Promotion befasst er sich mit politischer Deliberation, einen weiteren Interessenschwerpunkt stellt die empirische Repräsentationsforschung dar. Seine Masterarbeit zum Thema „Frauen in der lokalen Politik und kommunale Wahlbeteiligung. Ein Fall für deskriptive Repräsentation?“, die dieser Artikel vorstellt, wurde mit dem Wissenschaftlichen Nachwuchspreis 2023 „Statistical Science for the Society“ des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet. Die Arbeit wurde betreut von Prof. Dr. André Bächtiger und Apl. Prof. Dr. Angelika Vetter an der Universität Stuttgart.

1

Einleitung

In der Öffentlichkeit wird immer wieder – teilweise sehr emotional – über das Für und Wider von Frauenquoten debattiert. Die zahlenmäßige Unterrepräsentation von Frauen im Hinblick auf politische Spitzenämter auf Bundes- und Landesebene ist inzwischen hinreichend belegt. Informationen zur Repräsentation von Frauen in politischen Ämtern auf kommunaler Ebene sind hingegen lückenhaft, trotz der wichtigen Rolle, die die lokale Ebene im Mehrebenensystem der Bundesrepublik Deutschland einnimmt. Außerdem hat sich die bisherige Forschung vor allem mit den Ursachen für die geringe Repräsentation und möglichen Gegenmaßnahmen beschäftigt, die positive Wirkung der Präsenz weiblicher Vorbilder wurde dagegen nur selten betrachtet.

Dieser Beitrag informiert über zwei unterschiedliche Untersuchungen: Zunächst bietet er eine Bestandsaufnahme des Frauenanteils in lokalen politischen Ämtern in ausgewählten Bundesländern. Aufgrund der schwierigen Datenverfügbarkeit wird das Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister durch automatisierte Google-Suchanfragen mittels Browserautomation – eine Methode des Webscraping – erhoben. Anschließend wird der Zusammenhang zwischen dem Frauenanteil in politischen Ämtern auf kommunaler Ebene mit der Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen erforscht und die entsprechenden Hypothesen werden empirisch überprüft.

Zuerst sind jedoch einige Begrifflichkeiten zu klären. Der Begriff der politischen Repräsentation kann gemäß der Wortherkunft als **wieder präsent machen** von etwas verstanden werden, das zuvor abwesend war (Pitkin, 1967). Politische Repräsentation hat hierbei verschiedene Dimensionen. Substanzielle (inhaltliche) Repräsentation bezieht sich beispielsweise auf die Kongruenz zwischen den Handlungen der Repräsentantinnen und Repräsentanten und den politischen Präferenzen, Interessen und Bedürfnissen der Repräsentierten. Deskriptive Repräsentation hingegen liegt dann vor, wenn die Zusammensetzung bestimmter Gremien die verschiedenen Merkmale der Wählerschaft widerspiegelt (Pitkin, 1967). Darunter fallen sowohl visuelle Merkmale (wie die Hautfarbe), die Zugehörigkeit zu einer bestimmten

Gruppe (wie Geschlecht, Ethnie), als auch geteilte Erfahrungen wie eine Migrationsgeschichte oder Diskriminierungserfahrung (Pitkin, 1967; Mansbridge, 1999).

In der theoretischen politikwissenschaftlichen Literatur wurden bereits einige Argumente für deskriptive Repräsentation diskutiert. Beispielsweise können Angehörige einer nicht repräsentierten Gruppe von Vorbildern profitieren und dazu inspiriert werden, selbst eine politische Karriere anzustreben (Dovi, 2007). Das ist vor allem dann notwendig, wenn die Eignung dieser Gruppe, politische Ämter zu bekleiden, in der Vergangenheit angezweifelt worden ist (Mansbridge, 1999). Eine ausgewogene Zusammensetzung der Repräsentantinnen und Repräsentanten ist zudem von zentraler Bedeutung für die Legitimität eines politischen Systems: Demnach könnte beispielsweise ein ausschließlich aus Frauen bestehender Bundestag Männer nicht adäquat vertreten, ebenso wie ein rein männlicher Bundestag Frauen nicht angemessen vertreten könnte (Dovi, 2007). Ein weiteres Problem kann darin bestehen, dass sich eine homogene Gruppe von Repräsentanten möglicherweise nicht immer im Klaren darüber ist, wie sich die Politik auf andere Teile der Bevölkerung auswirken kann (Dovi, 2007). Eine Diversifizierung der Legislative könnte daher andere Themen auf die politische Agenda bringen und somit den politischen Diskurs um zusätzliche Perspektiven bereichern.

2

Datenlage

Vorhandene Forschungsbeiträge, die sich der Präsenz von Frauen in politischen Positionen und anderen Spitzenämtern widmen, lassen den Schluss zu, dass Frauen in Deutschland noch immer in nahezu allen politischen Bereichen zahlenmäßig unterrepräsentiert sind. Unter den 2021 in den Bundestag gewählten Abgeordneten beträgt der Frauenanteil nur etwa ein Drittel, ebenso wie in den Länderparlamenten (Statistisches Bundesamt, 2023; Lukoschat, 2017). Auch in den Parteibasen liegen die Frauenanteile bei allen politischen Parteien in Deutschland weit unter 50 %. Deutliche Unterschiede bestehen außerdem zwischen den Parteien: Den geringsten Frauenanteil unter den Mitgliedern wies im Jahr 2019 die AfD mit etwa 18 % auf, gefolgt von CSU und FDP

mit jeweils etwas mehr als 21 %. Die höchsten Anteile haben die Grünen (41 %), die Linkspartei (36 %) und die SPD (33 %), die CDU rangiert mit knapp 27 % im Mittelfeld (Niedermayer, 2020). Der Frauenanteil der Unionsparteien, der SPD und der Grünen ist seit 1990 zwar angestiegen, Frauen sind jedoch nach wie vor in allen politischen Parteien unterrepräsentiert (Niedermayer, 2020).

Nur wenige Forschungsarbeiten beschäftigen sich explizit mit Frauen in lokalen politischen Ämtern, bisher wurden vor allem Großstädte betrachtet (Lukoschat, 2017). Der Anteil der Oberbürgermeisterinnen liegt hier bei unter 10 %, der Anteil weiblicher Sitze in den Stadträten deutscher Großstädte beträgt etwa 30 % (Wiechmann/Holtkamp, 2011; Holtkamp und andere, 2017). Neben dem Bund und den Ländern hat auch die lokale Ebene eigene definierte Aufgaben und Kompetenzen und spielt daher eine wichtige Rolle im politischen Mehrebenensystem der Bundesrepublik Deutschland (Holtmann und andere, 2017; Vetter, 2019). Jedoch wurde die kommunale Ebene im Vergleich zur Bundes- oder Landesebene bisher eher vernachlässigt (Vetter, 2019; Holtmann und andere, 2017). Auf einer Vollerhebung basierende Auswertungen auf Gemeindeebene beispielsweise liegen nicht vor, weshalb Erkenntnisse zur Repräsentationslücke auf lokaler Ebene entsprechend spärlich sind. Aus diesem Grund widmet sich der vorliegende Beitrag zunächst der Bestandsaufnahme der deskriptiven Repräsentation von Frauen in lokalen politischen Ämtern: in den Gemeinderäten und im Bürgermeisteramt.

3

Datenerhebung

Eine Anfrage bei den Statistischen Ämtern der Länder ergab, dass die Erfassung der Geschlechterzusammensetzung der Gemeinderäte sehr unterschiedlich gehandhabt wird: In einigen Bundesländern sind gar keine Daten zu den Frauenanteilen verfügbar, teilweise werden entsprechende Daten nur in kreisfreien Städten erhoben oder die Daten sind nicht aktuell. In den vier Flächenländern Baden-Württemberg, Brandenburg, Sachsen und Thüringen – in denen die letzten Kommunalwahlen 2019 parallel zu den Europawahlen stattfanden – werden jedoch Daten zu den Frauenanteilen in

den Gemeinderäten erhoben. Diese Daten haben die zuständigen Statistischen Landesämter auf Anfrage zur Verfügung gestellt.

Zusätzlich zum Frauenanteil in den Gemeinderäten soll auch das Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister in den Gemeinden der vier Bundesländer zum Zeitpunkt der Kommunalwahlen am 26. Mai 2019 betrachtet werden. Hierzu liegen jedoch keine Informationen aus der offiziellen Statistik vor (Schwarz, 2019). Informationen zu den Bürgermeisterinnen und Bürgermeistern in verschiedenen Gemeinden ließen sich im Internet recherchieren, etwa auf den Internetseiten der Gemeindeverwaltungen, in Zeitungsartikeln oder in Wikipedia-Einträgen. Die manuelle Recherche im Rahmen einer Abschlussarbeit wäre jedoch mit sehr großem Aufwand verbunden; bei einer freiwilligen Befragung der Gemeindeverwaltungen wäre wohl mit einem eher geringen Rücklauf zu rechnen. Aus diesem Grund wurde im Rahmen der hier vorgestellten Masterarbeit ein Erhebungsinstrument entwickelt, das die Erfassung des Geschlechts der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister in den betreffenden Gemeinden ermöglicht. Hierbei wurde auf automatisierte Google-Suchanfragen mittels Browserautomation zurückgegriffen.

Dabei besteht eine Schwierigkeit darin, dass es sich bei der Website, die die Ergebnisse einer Google-Suchanfrage bereitstellt, um eine dynamische Website handelt. Die automatisierte Gewinnung von Daten aus dem Internet ist gerade bei dynamischen Websites besonders herausfordernd (Munzert und andere, 2014). Im Gegensatz zu einer statischen Website wird eine dynamische Website bei jedem Besuch auf Grundlage einer Datenbank im Hintergrund neu generiert und kann dementsprechend in Darstellung und Inhalt variieren. Auf einer statischen Website hingegen – beispielsweise bei einem Wikipedia-Artikel – sind alle Inhalte wie Texte oder Bilder fest in den HTML-Code eingebunden und werden direkt aufgerufen.

Ein generalisierter Ansatz, um mit dynamischen Websites umzugehen, ist die Browserautomation. Anstatt den Webbrowser (wie Mozilla Firefox oder Google Chrome) zu umgehen und direkt auf die Datenbank im Hintergrund zuzugreifen, wird die Fähigkeit von Webbrowsern genutzt, den Code (zum Beispiel HTML, CSS, JavaScript), der den Internetseiten zugrunde liegt, zu interpretieren und darzustellen. Der Webbrowser wird

hierbei in den gesamten Prozess miteinbezogen, sodass sämtliche Kommunikation mit der Internetseite über den Webbrowser erfolgt (Munzert und andere, 2014). Hierfür wurde auf das Selenium-Projekt und seine Implementation in R über das RSelenium-Paket zurückgegriffen (Harrison und andere, 2021). So ist es möglich, direkt über die R-Kommandozeile mit dem Webbrowser zu kommunizieren und Befehle weiterzuleiten (Munzert und andere, 2014).

Die Suchbegriffe für die Anfragen wurden vorab definiert und Schritt für Schritt abgearbeitet. Sie setzen sich aus den Begriffen „Bürgermeister“, „in“, „Name der Gemeinde“ und „Name des Bundeslands“ zusammen. Abhängig von der Einwohnerzahl wurde der Suchbegriff entsprechend angepasst und die Amtsbezeichnung „Oberbürgermeister“ verwendet. Ein Beispiel für einen vollständigen Suchbegriff wäre „Oberbürgermeister in Stuttgart Baden-Württemberg“.

Über die R-Kommandozeile wurden dann für jeden Suchbegriff schrittweise folgende Befehle abgearbeitet:

- › Starte den Webbrowser
- › Rufe die Website <https://www.google.com/> auf
- › Akzeptiere die Datenschutzbestimmungen
- › Gib den Suchbegriff in das Suchfeld ein, klicke auf „Google Suche“ und speichere die Suchergebnisse in einem R-Objekt
- › Schließe den Webbrowser

Die Darstellung der Ergebnisse der Google-Suchanfragen kann stark variieren, weshalb die gewonnenen Textdaten anschließend in mehreren Schritten so aufbereitet wurden, dass ausschließlich die Namen der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister verblieben. Um das Geschlecht anhand der ermittelten Namen zu bestimmen, wurden diese mit einer Namensliste für männliche und weibliche Vornamen abgeglichen. Vornamen, die sowohl für Männer als auch für Frauen gebräuchlich sind und daher keinen eindeutigen Rückschluss auf das Geschlecht zulassen, wurden manuell codiert.

4

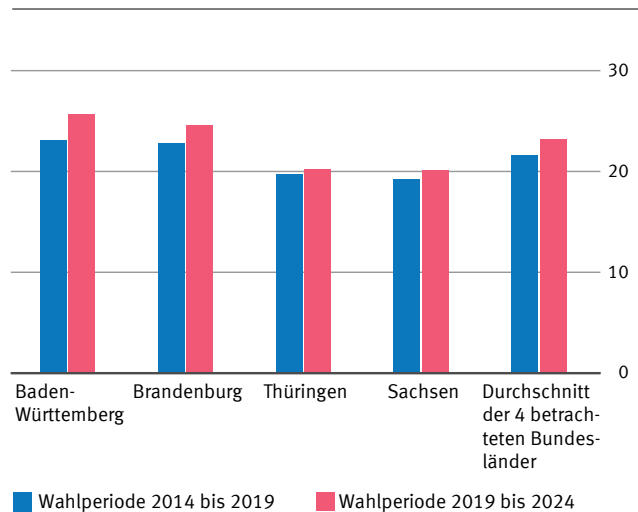
Auswertung

Insgesamt stehen Daten zu den Frauenanteilen in den Gemeinderäten und zum Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister in 2 576 Gemeinden in Baden-Württemberg, Brandenburg, Sachsen und Thüringen zur Verfügung.

➤ **Grafik 1** zeigt den durchschnittlichen Frauenanteil in den Gemeinden der vier betrachteten Bundesländer in zwei Wahlperioden. Insgesamt waren in der Wahlperiode 2014 bis 2019 in den betrachteten Bundesländern 21,6% der Sitze in den Gemeinderäten von Frauen besetzt, bei den Gemeinderatswahlen 2019 stieg dieser Anteil auf 23,2% an. Trotz des positiven Trends war damit in der vergangenen Wahlperiode von 2019 bis 2024 im Durchschnitt über alle betrachteten Gemeinden hinweg nicht einmal ein Viertel der Gemeinderatsmitglieder Frauen.

Grafik 1

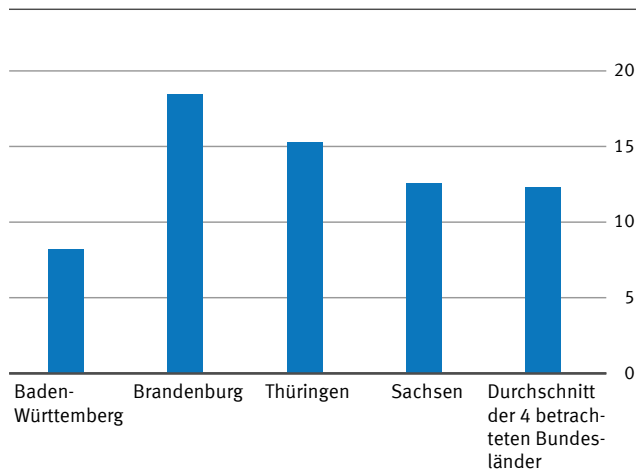
Frauenanteile in den Gemeinderäten in den vier betrachteten Bundesländern in %



➤ Grafik 2 stellt die mittels automatisierter Google-Suchanfragen ermittelten Frauenanteile im Bürgermeisteramt dar. Es zeigen sich deutliche Unterschiede zwischen den vier betrachteten Bundesländern. Den geringsten Anteil von Frauen im Bürgermeisteramt weist zum Erhebungszeitpunkt Baden-Württemberg mit 8,2 % auf, den höchsten Anteil mit 18,5 % Brandenburg.

Grafik 2

Frauenanteil im Bürgermeisteramt 2021
in %



Die deskriptive Auswertung zeigt, dass die Repräsentationslücke von Frauen in politischen Ämtern auf Gemeindeebene sogar noch größer ausfällt als auf höheren politischen Ebenen. Im Durchschnitt über alle betrachteten Gemeinden hinweg waren lediglich 23,2 % der Gemeinderatsmitglieder und 12,3 % der Personen im Bürgermeisteramt Frauen.

5

Zusammenhang zwischen dem Frauenanteil in kommunalpolitischen Ämtern und der Wahlbeteiligung

Die Forschung zu deskriptiver Repräsentation von Frauen in politischen Ämtern im deutschsprachigen Raum hat sich bisher vor allem mit den Ursachen der geringen Repräsentanz beschäftigt. Zu nennen sind hier vor allem innerparteiliche Nominierungsprozesse, der Urbanisierungsgrad und die Rolle grüner und linker Parteien. Die Frage nach den Folgen geringer deskriptiver Repräsen-

tation dagegen wurde bisher nur wenig behandelt (Deiss-Helbig, 2017; Bieber, 2022; Höhne, 2020). Aus diesem Grund widmet sich der vorliegende Beitrag nach der Bestandsaufnahme der Repräsentationslücke nun der Erforschung der Folgen der identifizierten Unterrepräsentation: Beeinflusst die Präsenz von Frauen in lokalen politischen Ämtern die Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen?

Die Hypothesen zu einem Zusammenhang zwischen der Präsenz von Frauen in lokalen politischen Ämtern und der Wahlbeteiligung stützen sich vor allem auf das Vorbild-Argument¹: Repräsentantinnen in politischen Machtpositionen können das Selbstwertgefühl von Frauen stärken und weitere Frauen dazu ermutigen, sich selbst mehr politisch zu beteiligen (Dovi, 2007; Wolak, 2020). Politikerinnen signalisieren eine Offenheit der politischen Arena für Frauen und verstärken deren politisches Kompetenzgefühl (Bühlmann/Schädel, 2012). Verschiedene empirische Studien konnten bereits positive Effekte deskriptiver Repräsentation auf Faktoren wie das politische Interesse, Wissen und Effektivitätsgefühl von Frauen sowie die Zufriedenheit mit Repräsentantinnen und Repräsentanten, das politische Vertrauen und die Politikerinnen zugeschriebene Kompetenz nachweisen (Wolak, 2020; Dassonneville/McAllister, 2018; Lawless, 2004; Alexander, 2012). Diese Faktoren wiederum haben einen positiven Einfluss auf die politische Partizipation (Nie und andere, 1996). Auch positive Effekte auf das zivilgesellschaftliche Engagement von Frauen in Parteien und anderen Organisationen sowie die Teilnahme an Demonstrationen und die Nutzung von Petitionen sind bereits nachgewiesen worden (Bühlmann/Schädel, 2012). Aus den vorhandenen empirischen Erkenntnissen werden die folgenden beiden Hypothesen abgeleitet:

- › Hypothese 1: Es gibt einen positiven Zusammenhang zwischen dem Frauenanteil im Gemeinderat und der Höhe der Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen.
- › Hypothese 2: In Gemeinden mit einer Bürgermeisterin ist die lokale Wahlbeteiligung höher als in Gemeinden mit einem Bürgermeister.

Eine Rolle dürfte außerdem die Zusammensetzung der jeweiligen Wählerschaft in den Gemeinden spielen. Vor allem dort, wo die Wählerschaft tendenziell offen gegenüber Frauen in politischen Ämtern eingestellt ist und

¹ Für eine ausführliche Diskussion der möglichen zugrunde liegenden Wirkungsmechanismen siehe auch Stocker (2023).

sich durch weibliche Vorbilder ermutigt fühlt, dürften sich auch positive Effekte deskriptiver Repräsentation von Frauen auf die Wahlbeteiligung zeigen.

Besonders für Parteien im linken politischen Spektrum und deren Wählerschaft spielen emanzipatorische und solidarische Politik und somit Geschlechterausgleich eine wichtige Rolle, während die sogenannten bürgerlichen Parteien einem eher traditionellen Rollenverständnis anhängen (Höhne, 2020; Deiss-Helbig, 2017). Einen möglichen Indikator für eine gegenüber Frauen in politischen Ämtern eher positiv eingestellte Bevölkerung stellt das Wahlverhalten bei den als wichtigste Wahlen geltenden Bundestagswahlen dar (Stocker, 2023). Hierfür wurde der aggregierte Stimmanteil, den die Linkspartei und die Grünen bei der Bundestagswahl in den Gemeinden erreicht haben, verwendet. Die Hypothesen für entsprechende Interaktionseffekte lauten also folgendermaßen:

- › Hypothese 3: Der Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung hängt von der Offenheit der Wählerschaft für Frauen in politischen Ämtern ab. Wirken beide Faktoren zusammen, wird ein positiver Effekt auf die Wahlbeteiligung erwartet.
- › Hypothese 4: Der Effekt des Geschlechts der Personen im Bürgermeisteramt auf die Wahlbeteiligung hängt von der Offenheit der Wählerschaft für Frauen in politischen Ämtern ab. Wirken beide Faktoren zusammen, wird ein positiver Effekt auf die Wahlbeteiligung erwartet.

Wolbrecht und Campbell (2007) sowie Dassonneville und McAllister (2018) finden in ihren Studien zudem Evidenz dafür, dass vor allem das politische Wissen und die politische Partizipation junger Frauen positiv durch deskriptive Repräsentation von Frauen beeinflusst wird. Entsprechend sollte die Präsenz weiblicher Vorbilder in der Politik vor allem dort einen positiven Effekt auf die Wahlbeteiligung haben, wo der Anteil junger Frauen an allen Wahlberechtigten relativ betrachtet eher hoch ist. Die Hypothesen zu den erwarteten Interaktionseffekten lauten dementsprechend folgendermaßen:

- › Hypothese 5: Der Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung hängt vom Anteil junger Frauen in der Wählerschaft ab. Dort wo der Anteil wahlberechtigter junger Frauen größer ist, wird ein stärkerer positiver Effekt auf die Wahlbeteiligung erwartet.

- › Hypothese 6: Der Effekt des Geschlechts der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister auf die Wahlbeteiligung hängt vom Anteil junger Frauen in der Wählerschaft ab. Dort wo der Anteil wahlberechtigter junger Frauen größer ist, wird ein stärkerer positiver Effekt auf die Wahlbeteiligung erwartet.

6

Regressionsanalyse

Zur Überprüfung der Hypothesen standen Daten zu 2 576 Gemeinden in Baden-Württemberg, Brandenburg, Sachsen und Thüringen zur Verfügung. Um den Effekt der Präsenz von Frauen in den Gemeinderäten auf die Höhe der lokalen Wahlbeteiligung zu schätzen, wurde der Frauenanteil in der vorherigen Wahlperiode (2014 bis 2019) verwendet. So konnte sichergestellt werden, dass die unabhängige Variable der abhängigen Variablen zeitlich vorgelagert ist. Die dahinterstehende Annahme ist, dass der erwartete positive Effekt von Frauen in politischen Ämtern vor allem durch deren Sichtbarkeit bei der Ausübung politischer Ämter (in der Vergangenheit) verursacht wird.

Eine rückwirkende Erhebung des Geschlechts der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister mittels automatisierter Google-Suchanfragen ist durch das vorgestellte Instrument hingegen technisch nicht möglich. Da die Erhebung des Geschlechts der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister in den Gemeinden erst am 4. Mai 2021 stattfand, handelt es sich dabei lediglich um einen Proxy für das Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister, die zum betreffenden Zeitpunkt der Gemeinderatswahl im Mai 2019 tatsächlich im Amt waren. Aufgrund der relativ langen Amtsperioden von sechs bis acht Jahren und der Tatsache, dass Amtsinhaberinnen und Amtsinhaber häufig wiedergewählt werden, ist jedoch zu erwarten, dass es zwischen 2019 und 2021 nur selten Veränderungen im Bürgermeisteramt in den untersuchten Gemeinden gegeben hat.¹²

² Um diese Annahme zu prüfen, wurde für eine Zufallsstichprobe von 100 Gemeinden manuell der Name beziehungsweise das Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister zum Stichtag am 26. Mai 2019 ermittelt und mit den durch Webscraping automatisiert gewonnenen Daten (Stichtag 4. Mai 2021) verglichen. Es zeigt sich eine Übereinstimmung von 87 %.

Frauen in kommunalpolitischen Ämtern und ihr Einfluss auf die Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen

Tabelle 1

Multivariate Regressionsmodelle zum Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung

	Abhängige Variable: Wahlbeteiligung bei Gemeinderatswahlen 2019			
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Frauenanteil Gemeinderat 2014-2019	– 0.049 (0.103)	– 0.058 (0.104)	0.033 (0.105)	– 0.059 (0.104)
Bürgermeisterin (Dummy)	0.768* (0.307)	0.765* (0.307)	0.799** (0.305)	0.783* (0.314)
Einwohnerzahl (log)	– 4.696*** (0.129)	– 4.772*** (0.137)	– 4.829*** (0.137)	– 4.778*** (0.138)
Relative Veränderung Wahlberechtigte	– 0.251* (0.107)	– 0.236* (0.107)	– 0.227* (0.107)	– 0.235* (0.107)
Arbeitslosenquote	– 2.020 *** (0.134)	– 2.065*** (0.137)	– 2.025*** (0.137)	– 2.063*** (0.138)
Durchschnittlicher Gesamtbetrag der Einkünfte	2.208*** (0.156)	2.205*** (0.157)	2.190*** (0.155)	2.205*** (0.157)
Durchschnittsalter	– 0.172 (0.146)	– 0.049 (0.169)	0.013 (0.168)	– 0.051 (0.169)
Baden-Württemberg (Dummy)	– 3.648*** (0.423)	– 4.039*** (0.492)	– 3.811*** (0.490)	– 4.043*** (0.492)
Sachsen (Dummy)	3.945*** (0.373)	4.116*** (0.441)	3.989*** (0.439)	4.102*** (0.441)
Thüringen (Dummy)	0.891* (0.349)	0.920* (0.364)	0.879* (0.362)	0.897* (0.365)
Stimmanteil linker Parteien bei der Bundestagswahl 2017		0.131 (0.139)	0.057 (0.139)	0.159 (0.143)
Anteil wahlberechtigter junger Frauen		0.355 (0.199)	0.277 (0.199)	0.340 (0.204)
Frauenanteil Gemeinderat * linke Parteien Bundestag			0.485*** (0.093)	
Frauenanteil Gemeinderat * wahlberechtigte junge Frauen			0.273** (0.093)	
Bürgermeisterin * linke Parteien Bundestag				– 0.241 (0.307)
Bürgermeisterin * wahlberechtigte junge Frauen				0.089 (0.320)
Konstante	65.854*** (0.296)	65.987*** (0.330)	65.782*** (0.330)	65.997*** (0.330)
Beobachtungen	2 526	2 526	2 526	2 526
R ²	0.570	0.571	0.578	0.571
Korrigiertes R ²	0.569	0.569	0.575	0.569
Standardschätzfehler	4.992 (df = 2515)	4.990 (df = 2513)	4.953 (df = 2511)	4.991 (df = 2511)
F Statistik	334.036*** (df = 10; 2515)	278.921*** (df = 12; 2513)	245.463*** (df = 14; 2511)	238.999*** (df = 14; 2511)

Anmerkung: *p < 0.05; **p < 0.01; ***p < 0.001; dargestellt sind für kontinuierliche Variablen mittels z-Transformation teilstandardisierte Regressionskoeffizienten.

Zusätzlich zu den in diesem Beitrag primär interessierenden Effekten deskriptiver Repräsentation werden einige bereits bekannte Prädiktoren der lokalen Wahlbeteiligung als Drittvariablen berücksichtigt. Hierbei spielen unter anderem sozioökonomische Faktoren wie der Ost-West-Unterschied, die Gemeindegröße oder Arbeitslosigkeit eine Rolle (Vetter, 2008a; Heinisch/Mühlböck, 2016; Faas, 2013). Aus diesem Grund werden bei der multivariaten Regressionsanalyse die logarithmierte Einwohnerzahl und der Arbeitslosenanteil in den Gemeinden kontrolliert. Auch der Wohlstand in Gemeinden, erfasst anhand des durchschnittlichen jährlichen Gesamtbetrags der Einkünfte pro Kopf, und das Durchschnittsalter der Bevölkerung werden berücksichtigt.

Die bestehende Literatur beschreibt zudem die Rolle politisch-kontextueller Faktoren, wie den politischen Wettbewerb vor Ort oder die erwartete Knappheit des Wahlausgangs (Holtkamp/Garske, 2021), sowie institutioneller Faktoren, wie die Ausgestaltung des Wahlsystems und die zeitliche Nähe zu anderen Wahlen (Vetter, 2008b; Vetter, 2009). Letzteres spielt hier jedoch keine Rolle, da ausschließlich Ratswahlen in vier Bundesländern betrachtet werden, die alle am selben Tag – parallel zu den Europawahlen – stattgefunden haben. Auch eine Veränderung in der Anzahl der Wahlberechtigten in den Gemeinden, beispielsweise bedingt durch eine Gebietsreform oder Zu- und Fortzüge, könnte einen Einfluss auf die Höhe der Wahlbeteiligung haben. Sie wird daher anhand der relativen Veränderung der Wahlberechtigten im Vergleich zur vorherigen Wahl im Modell berücksichtigt. Zusätzlich wurden Bundesländer-Dummys in die Modelle aufgenommen, um die Unterschiede in der Wahlbeteiligung zwischen den vier Bundesländern zu erfassen.

Die berechneten multivariaten Regressionsmodelle stellt [Tabelle 1](#) dar.³ Modell 1 zeigt keinen signifikanten Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung. Das Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister hat jedoch einen positiven Effekt. Für

eine Gemeinde mit einer Bürgermeisterin wird eine um durchschnittlich 0,8 Prozentpunkte höhere Wahlbeteiligung geschätzt, als wenn diese Gemeinde durch einen Bürgermeister geleitet wird. Hypothese 1 muss entsprechend verworfen werden, Hypothese 2 kann vorläufig bestätigt werden. Modell 2 stellt zusätzlich die Effekte für den aggregierten Stimmanteil der Linkspartei und der Grünen bei der letzten Bundestagswahl und den Anteil junger Frauen im Alter bis 25 Jahre an allen Wahlberechtigten dar. Beide Variablen haben hier keinen signifikanten Effekt.

In Modell 3 wurden zusätzlich zu den Haupteffekten für den aggregierten Stimmanteil der Linkspartei und der Grünen bei der letzten Bundestagswahl und den Anteil junger Frauen im Alter bis 25 Jahre an allen Wahlberechtigten Interaktionseffekte mit dem Frauenanteil im Gemeinderat berechnet. Die beiden Interaktionseffekte sind statistisch signifikant und in [Grafik 3](#) dargestellt.

Die Stärke des Effekts des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung hängt vom Stimmanteil linker Parteien bei der Bundestagswahl ab. In Gemeinden, in denen linke und grüne Parteien⁴ bei der Bundestagswahl überdurchschnittlich hohe Stimmanteile erzielt haben, zeigt sich ein stärkerer positiver Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung. Der in Hypothese 3 erwartete Interaktionseffekt zwischen dem Frauenanteil im Gemeinderat und der Offenheit der Wählerschaft für Frauen in politischen Ämtern kann somit vorläufig bestätigt werden. Auch der in Hypothese 5 erwartete Interaktionseffekt zwischen dem Frauenanteil im Gemeinderat und dem Anteil wahlberechtigter junger Frauen in der Wählerschaft kann vorläufig bestätigt werden. Je höher der Anteil junger Frauen im Alter bis 25 Jahre an der Wählerschaft in den Gemeinden, desto stärker der positive Effekt des Frauenanteils im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung.

In Modell 4 wurden analog dazu die Interaktionseffekte mit dem Geschlecht der Bürgermeisterinnen und Bürgermeister berechnet. Hier zeigen sich jedoch keine signifikanten Interaktionen, die Hypothesen 4 und 6 müssen entsprechend verworfen werden.

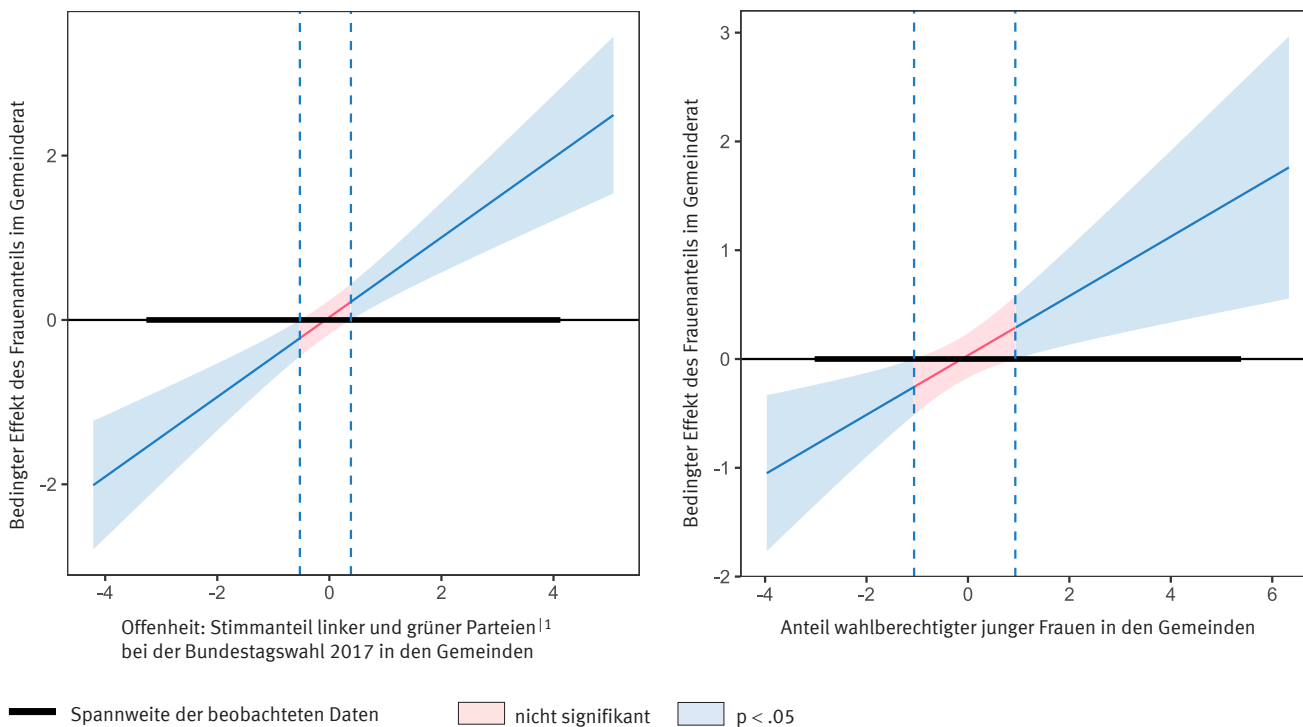
Für einige der berücksichtigten Drittvariablen zeigen sich über alle Modelle hinweg signifikante Effekte. Die

3 Da es sich bei den vorliegenden Daten nicht um eine Zufallsstichprobe, sondern eine Vollerhebung handelt, stellt sich zwangsläufig die Frage nach der Sinnhaftigkeit von Signifikanztests. Broscheid/Gschwend (2003) argumentieren jedoch, dass sich die Unvollkommenheit sozialwissenschaftlicher Theorien in Varianzen und Standardabweichungen der Schätzwerte widerspiegelt, weshalb diese auch bei Vollerhebungen als wichtiges Gütekriterium herangezogen werden können.

4 SPD, Die Linke, Bündnis 90/Die Grünen.

Grafik 3

Interaktionseffekte



1 SPD, Die Linke, Bündnis 90/Die Grünen.

logarithmierte Einwohnerzahl, ein relatives Wachstum der Wahlberechtigten und die Arbeitslosenquote haben jeweils negative Effekte auf die Wahlbeteiligung. Der Gesamtbetrag der Einkünfte je Kopf als Indikator für wirtschaftlichen Wohlstand hingegen hat einen positiven Effekt auf die Beteiligungsquote bei Gemeinderatswahlen.

7

Diskussion und Fazit


Der vorliegende Beitrag trägt zur Erforschung der deskriptiven Repräsentation von Frauen in politischen Ämtern bei, indem er neue Evidenz zur bisher nur wenig betrachteten lokalen politischen Ebene in Deutschland präsentiert. Da Informationen zum Geschlecht von Bürgermeisterinnen und Bürgermeistern in Deutschland nicht standardisiert erhoben werden, wurde auf ein Erhebungsinstrument zur Automatisierung von Google-Suchanfragen mittels Browserautomation zurückgegrif-

fen. Die Auswertung der zusammengetragenen Daten zeigt, dass die Unterrepräsentation von Frauen auf lokaler Ebene in den betrachteten Bundesländern noch deutlicher ausfällt als im Hinblick auf politische Ämter auf Bundes- und Landesebene. Durchschnittlich waren nur 23,2% der Gemeinderatsmitglieder und 12,3% der Personen im Bürgermeisteramt in den untersuchten Gemeinden in Baden-Württemberg, Brandenburg, Sachsen und Thüringen Frauen.

In diesem Beitrag wurde außerdem argumentiert, dass die Präsenz von Frauen in politischen Ämtern zu einer Steigerung des politischen Engagements führen kann, was sich in einer höheren Wahlbeteiligung widerspiegelt. Die Argumentation stützt sich hierbei auf vorhandene Evidenz zur positiven Wirkung von Frauen in politischen Machtpositionen, beispielsweise indem diese eine Offenheit der politischen Arena signalisieren und somit das politische Interesse und Vertrauen von Frauen stärken (Bühlmann/Schädel, 2012).

Die durchgeführte multivariate Regressionsanalyse zeigt in der Tat, dass die Wahlbeteiligung bei den Gemeinde-

ratswahlen im Jahr 2019 in Gemeinden mit einer Bürgermeisterin höher ausgefallen ist als in solchen, die von einem Bürgermeister geleitet wurden. Für den Frauenanteil im Gemeinderat besteht hingegen kein signifikanter Zusammenhang mit der Wahlbeteiligung. Zusätzlich zu den untersuchten Haupteffekten zeigen sich jedoch interessante Interaktionseffekte. In den Gemeinden, in denen die Linkspartei und die Grünen bei den Bundestagswahlen 2017 überdurchschnittliche Stimmanteile erreicht haben – und in denen entsprechend eine gewisse Offenheit der Wählerschaft für emanzipatorische Politik und Geschlechterausgleich angenommen werden kann – fällt der positive Effekt deskriptiver Repräsentation von Frauen im Gemeinderat auf die Wahlbeteiligung deutlicher aus. Auch in Gemeinden mit einem hohen Anteil junger Frauen unter den Wahlberechtigten zeigt sich ein entsprechender Interaktionseffekt. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass weibliche Vorbilder in der lokalen Politik vor allem dann positive Effekte entfalten können, wenn die Wählerschaft offen gegenüber Frauen in politischen Ämtern ist und wenn in der Wählerschaft ein größerer Anteil junger Frauen vorhanden ist, der positiv durch weibliche Vorbilder beeinflusst werden kann.

Abschließend ist es jedoch wichtig zu betonen, dass es sich bei den gefundenen Zusammenhängen lediglich um eine erste Evidenz in Form von Korrelationen handelt, eine kausale Interpretation ist auf Grundlage der betrachteten Querschnittsdaten hingegen nicht möglich. Hierfür bedarf es einer intensiven Erforschung der möglicherweise zugrunde liegenden kausalen Mechanismen auf Individualebene. Für Baden-Württemberg konnten – ebenfalls auf Aggregatebene – entsprechende Effekte jedoch auch im Längsschnitt nachgewiesen werden, was für eine gewisse Robustheit der Ergebnisse spricht (Stocker, 2023). 

LITERATURVERZEICHNIS

- Alexander, Amy C. *Change in Women's Descriptive Representation and the Belief in Women's Ability to Govern: A Virtuous Cycle*. In: Politics & Gender. Ausgabe 4/2012, Seite 437 ff. DOI: [10.1017/S1743923X12000487](https://doi.org/10.1017/S1743923X12000487)
- Bieber, Ina E. *Noch immer nicht angekommen? – Strukturelle Geschlechterungleichheit im Deutschen Bundestag*. In: Politische Vierteljahresschrift. Ausgabe 1/2022, Seite 89 ff. [Zugriff am 21. Februar 2024]. Verfügbar unter: link.springer.com
- Broscheid, Andreas/Gschwend, Thomas. *Zur statistischen Analyse von Vollerhebungen*. In: Politische Vierteljahresschrift. Ausgabe 1/2005, Seite 16 ff. [Zugriff am 21. Februar 2024]. Verfügbar unter: link.springer.com
- Bühlmann, Marc/Schädel, Lisa. *Representation Matters: The Impact of Descriptive Women's Representation on the Political Involvement of Women*. In: Representation. Ausgabe 1/2012, Seite 101 ff. DOI: [10.1080/00344893.2012.653246](https://doi.org/10.1080/00344893.2012.653246)
- Dassonneville, Ruth/McAllister, Ian. *Gender, Political Knowledge, and Descriptive Representation: The Impact of Long-Term Socialization*. In: American Journal of Political Science. Ausgabe 2/2018, Seite 249 ff. DOI: [10.1111/ajps.12353](https://doi.org/10.1111/ajps.12353)
- Deiss-Helbig, Elisa. *Repräsentation von Frauen in der lokalen Politik*. In: Tausendpfund, Markus/Vetter, Angelika (Herausgeber). Politische Einstellungen von Kommunalpolitikern im Vergleich. Wiesbaden 2017, Seite 387 ff. DOI: [10.1007/978-3-658-16398-3_12](https://doi.org/10.1007/978-3-658-16398-3_12)
- Dovi, Suzanne. *Theorizing Women's Representation in the United States*. In: Politics & Gender. Ausgabe 3/2007, Seite 297 ff. DOI: [10.1017/S1743923X07000281](https://doi.org/10.1017/S1743923X07000281)
- Faas, Thorsten. *Wahlbeteiligung*. In: van Deth, Jan W./Tausendpfund, Markus (Herausgeber). Politik im Kontext: Ist alle Politik lokale Politik? Individuelle und kontextuelle Determinanten politischer Orientierungen. Wiesbaden 2013, Seite 413 ff.
- Harrison, John/Kim, Ju Yeong/Völkle, Jonathan. *RSelenium: R Bindings for 'Selenium WebDriver'*. R package version 1.77. [Zugriff am 21. Juli 2021]. Verfügbar unter: docs.ropensci.org/RSelenium/
- Heinisch, Reinhard/Mühlböck, Armin. *Auf die Größe kommt es an! Neue empirische Evidenz zur Wahlbeteiligung in Gemeinden*. In: Zeitschrift für vergleichende Politikwissenschaft. Ausgabe 2/2016, Seite 165 ff. DOI: [10.1007/s12286-016-0307-8](https://doi.org/10.1007/s12286-016-0307-8)
- Höhne, Benjamin. *Mehr Frauen im Bundestag? Deskriptive Repräsentation und die innerparteiliche Herausbildung des Gender Gaps*. In: ZParl Zeitschrift für Parlamentsfragen. Ausgabe 1/2020, Seite 105 ff. DOI: [10.5771/0340-1758-2020-1-105](https://doi.org/10.5771/0340-1758-2020-1-105)
- Holtkamp, Lars/Garske, Benjamin. *Erklärungsfaktoren kommunaler Wahlbeteiligung. Bürgermeister- und Ratswahlen im Vergleich*. In: ZParl Zeitschrift für Parlamentsfragen. Ausgabe 1/2021, Seite 29 ff. DOI: [10.5771/0340-1758-2021-1-29](https://doi.org/10.5771/0340-1758-2021-1-29)

LITERATURVERZEICHNIS

Holtkamp, Lars/Wiechmann, Elke/Buß, Monya. *Genderranking deutscher Großstädte 2017. Nur 8,2 Prozent der Oberbürgermeister/innen sind weiblich*. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.boell.de

Holtmann, Everhard/Rademacher, Christian/Reiser, Marion. *Kommunalpolitik. Eine Einführung*. Wiesbaden 2017. DOI: [10.1007/978-3-531-94096-0](https://doi.org/10.1007/978-3-531-94096-0)

Lawless, Jennifer L. *Politics of Presence? Congresswomen and Symbolic Representation*. In: *Political Research Quarterly*. Ausgabe 1/2004, Seite 81 ff. DOI: [10.2307/3219836](https://doi.org/10.2307/3219836)

Lukoschat, Helga. *Das kommunale Spitzenamt – eine Männersache?* In: Knaut, Annette/Heidler, Julia (Herausgeberinnen). *Spitzenfrauen. Zur Relevanz von Geschlecht in Politik, Wirtschaft, Wissenschaft und Sport*. Wiesbaden 2017, Seite 33 ff. DOI: [10.1007/978-3-658-17144-5_2](https://doi.org/10.1007/978-3-658-17144-5_2)

Mansbridge, Jane. *Should Blacks Represent Blacks and Women Represent Women? A Contingent "Yes"*. In: *The Journal of Politics*. Ausgabe 3/1999, Seite 628 ff. DOI: [10.2307/2647821](https://doi.org/10.2307/2647821)

Munzert, Simon/Rubba, Christian/Meißner, Peter/Nyhuis, Dominic. *Automated Data Collection with R: A Practical Guide to Web Scraping and Text Mining*. Hoboken 2014.

Nie, Norman H./Junn, Jane/Stehlik-Barry, Kenneth. *Education and Democratic Citizenship in America*. Chicago 1996.

Niedermayer, Oskar. *Parteimitglieder in Deutschland: Version 2020*. In: *Arbeitshefte aus dem Otto-Stammer-Zentrum*. Ausgabe 31/2020. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: refubium.fu-berlin.de

Pitkin, Hanna F. *The Concept of Representation*. Berkeley/Los Angeles 1967.

Schwarz, Thomas. *Die Wahlbeteiligung bei Bürgermeisterwahlen in Baden-Württemberg 2010 bis 2017. Teil 2: Fortsetzung der Analyse der Bürgermeisterwahlen in Baden-Württemberg von 2010 bis 2017*. In: *Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg*. Ausgabe 3/2019, Seite 34 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.statistik-bw.de

Statistisches Bundesamt. *Frauen in den Parlamenten: Deutschland mit 35,1 % weltweit auf Platz 45*. 2023. Datenbankauszug vom 8. September 2023. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Stocker, Simon. *Frauen in der lokalen Politik und kommunale Wahlbeteiligung. Ein Fall für deskriptive Repräsentation?* In: *Politische Vierteljahresschrift*. Ausgabe 2/2023, Seite 269 ff. DOI: [10.1007/s11615-022-00434-2](https://doi.org/10.1007/s11615-022-00434-2)

Vetter, Angelika. *Alles nur Timing? Kommunale Wahlbeteiligung im Kontext von Bundestagswahlen und Wahlen zum Europäischen Parlament*. In: *Zeitschrift für Parlamentsfragen*. Ausgabe 4/2009, Seite 788 ff. DOI: [10.5771/0340-1758-2009-4-788](https://doi.org/10.5771/0340-1758-2009-4-788)

LITERATURVERZEICHNIS

Vetter, Angelika. *Institutionen und lokale Wahlen: Wo bleiben die Wähler?* In: Vetter, Angelika (Herausgeberin). Erfolgsbedingungen lokaler Bürgerbeteiligung. Wiesbaden 2008, Seite 49 ff. DOI: [10.1007/978-3-531-09026-9_3](https://doi.org/10.1007/978-3-531-09026-9_3)

Vetter, Angelika. *Kommunale Wahlbeteiligung im Bundesländervergleich*. Politische Institutionen und ihre Folgen. In: Die öffentliche Verwaltung. Ausgabe 21/2008, Seite 885 ff.

Vetter, Angelika. *Lokale Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik Deutschland und die Legitimation lokaler Demokratie*. In: Vetter, Angelika/Haug, Volker M. (Herausgeber). Kommunalwahlen, Beteiligung und die Legitimation lokaler Demokratie. Wiesbaden 2019, Seite 1 ff. DOI: [10.5771/9783748900467](https://doi.org/10.5771/9783748900467)

Wiechmann, Elke/Holtkamp, Lars. *Politische Repräsentanz von Frauen in der Kommunalpolitik*. In: GENDER – Zeitschrift für Geschlecht, Kultur und Gesellschaft. Ausgabe 3/2011, Seite 128 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.ssoar.info

Wolak, Jennifer. *Descriptive Representation and the Political Engagement of Women*. In: Politics & Gender. Ausgabe 2/2020, Seite 339 ff. DOI: [10.1017/S1743923X18000910](https://doi.org/10.1017/S1743923X18000910)

Wolbrecht, Christina/Campbell, David E. *Leading by Example: Female Members of Parliament as Political Role Models*. In: American Journal of Political Science. Ausgabe 51/2007, Seite 921 ff. DOI: [10.1111/j.1540-5907.2007.00289.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2007.00289.x)

Nina Eppers

ist Sozialwissenschaftlerin und
Wissenschaftliche Mitarbeiterin im
Referat „Demografische Analysen
und Modellrechnungen, natürliche
Bevölkerungsbewegungen“ des
Statistischen Bundesamtes.

DER PFLEGearbeitsMARKT IM DEMOGRAFISCHEN WANDEL – METHODIK UND ERGEBNISSE DER PFLEGEKRÄFTEVORAUS- BERECHNUNG

Nina Eppers

➤ **Schlüsselwörter:** Pflegekräftebedarf – Vorausberechnung – Bevölkerungsentwicklung – Pflegebedürftige – Alterung – Erwerbstätigenquote

ZUSAMMENFASSUNG

Die steigende Zahl an Pflegebedürftigen und die Diskussion um fehlende Pflegekräfte verdeutlichen die Herausforderungen, vor denen der Pflegearbeitsmarkt aktuell steht. Der demografische Wandel beeinflusst im Bereich der Pflege sowohl den Bedarf als auch das Angebot an Pflegekräften. Welche Auswirkungen hat dies auf den Pflegearbeitsmarkt? Mithilfe einer Vorausberechnung wird eingeschätzt, wie sich die Zahl der Pflegekräfte künftig entwickelt, und mit dem möglichen Verlauf des Bedarfs an Pflegekräften verglichen. Dazu wurden zwei potenzielle Szenarien des Pflegekräfteangebots berechnet. Um die Nachfrage nach Pflegekräften zu quantifizieren, wurde die Entwicklung der Zahl der Pflegebedürftigen und der Krankenhausfälle herangezogen. Eine Engpassbetrachtung führt schließlich die Ergebnisse zu Angebot und Nachfrage zusammen und zeigt den künftigen Mehrbedarf an Pflegekräften auf.

➤ **Keywords:** demand for nurses and professional carers – projection – population development – people in need of care – ageing – employment rate

ABSTRACT

The rising number of people in need of care and the discussion surrounding the shortage of nursing and caring professionals illustrate the challenges currently facing the nursing and care segment of the labour market. Demographic change is impacting both the demand for and the supply of labour in this sector. What implications will this have for the nursing and care labour market? A projection is used to estimate how the supply of nurses and care workers will develop in the future. This is then compared with the possible development of the demand for such staff.

1

Einleitung

Die steigende Zahl an Pflegebedürftigen und deren Versorgung ist eine Herausforderung, vor der die Gesellschaft aktuell steht. So erreichen die geburtenstarken Jahrgänge der Babyboomer in den kommenden drei Jahrzehnten die Altersgrenze von 80 Jahren. Die Wahrscheinlichkeit, pflegebedürftig zu sein, liegt in der Altersgruppe 80 bis 84 Jahre bereits bei 25 % bei den Männern und 35 % bei den Frauen, ab dem Alter von 90 Jahren dann sogar bei 70 % beziehungsweise 86 %¹. Diese Entwicklung treibt den Bedarf an Pflegekräften entsprechend in die Höhe. Doch auch auf das Angebot an Pflegekräften auf dem Arbeitsmarkt wirkt sich die demografische Entwicklung aus. So ist es ebendiese Generation der Babyboomer, die in den nächsten 15 Jahren den Arbeitsmarkt verlassen wird, während aus den jüngeren Jahrgängen weniger Menschen für den Arbeitsmarkt verfügbar sind.

Die skizzierten demografischen Entwicklungen haben auf den Pflegearbeitsmarkt sowohl auf Angebots- als auch auf Nachfrageseite einen starken Einfluss. Welche Auswirkungen hat dies auf den Pflegearbeitsmarkt der Zukunft? Um dieser Frage nachzugehen, hat das Statistische Bundesamt eine Vorausberechnung des Pflegekräftearbeitsmarkts vorgenommen.² Ziel der Vorausberechnung war es, künftige Engpässe auf dem Pflegearbeitsmarkt zu quantifizieren. Dazu wurden potenzielle Szenarien für die künftige Entwicklung der Zahl der Pflegekräfte berechnet und mit der möglichen Entwicklung des Bedarfs an Pflegekräften verglichen. Die Herangehensweise sowie die Ergebnisse stellt der vorliegende Artikel vor.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: Zunächst wird die methodische Herangehensweise in drei Teilen vorgestellt. Im ersten Schritt erfolgte die Vorausberechnung der Zahl der Pflegekräfte. Hier wurden basierend auf verschiedenen Annahmen zwei Varianten – eine sogenannte Status-quo-Variante und eine Trend-Variante –

als potenzielle Szenarien des Pflegekräfteangebots berechnet.

Um im zweiten Schritt die Nachfrage nach Pflegekräften zu schätzen, wurden die Daten der Vorausberechnung der Pflegebedürftigen bis 2070 (Statistisches Bundesamt, 2023) herangezogen sowie eine Vorausberechnung der Krankenhausfälle vorgenommen. Dadurch wurden auch auf der Nachfrageseite die wichtigsten Sektoren abgebildet. Eine Engpassbetrachtung führte schließlich im dritten Schritt die Ergebnisse zu Angebot und Nachfrage zusammen.

Abschließend folgen eine Einordnung der Ergebnisse sowie eine Zusammenfassung.

2

Methodische Herangehensweise

2.1 Vorbemerkungen zur Vorausberechnung

Die Pflegekräftevorausberechnung beginnt mit dem Jahr 2024 und reicht bis ins Jahr 2049. Sie kombiniert Annahmen über die künftige Bevölkerungsentwicklung und zur Entwicklung der Erwerbstätigenquote in den Pflegeberufen. Die Erwerbstätigenquote in den Pflegeberufen berechnet sich dabei aus dem Anteil der erwerbstätigen Pflegekräfte an der Gesamtbevölkerung. Dazu werden Ergebnisse der [15. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung](#) mit Daten des Mikrozensus sowie der Pflegestatistik und der Krankenhausstatistik verbunden. Langfristige Vorausberechnungen sind keine Prognosen. Sie liefern „Wenn-dann-Aussagen“ und zeigen, wie sich die Eckwerte und Strukturen unter bestimmten Annahmen verändern würden. Der Verlauf der maßgeblichen Einflussgrößen mit zunehmendem Abstand vom Basiszeitpunkt ist dabei immer schwerer vorhersehbar. Somit hat insbesondere die langfristige Rechnung bis 2049 Modellcharakter. Weitere Unsicherheiten bestehen durch die Komplexität des Modells.

Seit 2020 hat die Corona-Pandemie einen großen Einfluss auf das Gesundheitswesen, sodass insbesondere die Statistiken zu den Krankenhäusern teils stark vom Trend der Vorjahre abweichen. Es ist davon auszugehen,

1 Siehe www.destatis.de

2 Diese Pflegekräftevorausberechnung war ein gemeinsames Projekt der Bereiche Bevölkerung und Gesundheit des Statistischen Bundesamtes. Die Ergebnisse stehen unter www.destatis.de zur Verfügung und sind in detaillierter Form in einem [Statistischen Bericht](#) veröffentlicht.

dass es sich bei der starken Abweichung um einen vorübergehenden Effekt handelt. Zum Zeitpunkt der Vorausberechnung im Jahr 2023 lagen jedoch noch keine Daten vor, die einen zuverlässigen Post-Pandemie-Trend abbilden konnten. Zusätzlich erschwert eine methodische Umstellung des Mikrozensus zum Jahr 2020 die Vergleichbarkeit mit den Vorjahren (Hundenborn/Enderer, 2019). Für die Vorausberechnung sind jedoch Zeitreihen maßgeblich, die keine methodisch bedingten Brüche aufweisen. Um diese vorübergehenden Einflüsse für die langfristige Perspektive auszuschließen, wurden die Jahre ab 2020 aus der Berechnung ausgeklammert und das Jahr 2019 als aktueller Rand verwendet.

Die hier verwendete Variante 2 der 15. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung beruht auf den Annahmen zur mittelfristigen Rückkehr der Geburtenhäufigkeit und der Lebenserwartung zu den Entwicklungen vor der Corona-Pandemie. Zum Wanderungssaldo wurde angenommen, dass dieser vom sehr hohen Niveau des Jahres 2022 stufenweise auf 250 000 im Jahr 2033 sinkt und anschließend konstant bleibt.

2.2 Abgrenzung Pflegebranche

Für die Betrachtung der beruflichen Pflege beziehungsweise der Pflegebranche berücksichtigt die Vorausberechnung stationäre und ambulante Einrichtungen. Die Abgrenzung erfolgt über die im Mikrozensus abgebildeten Wirtschaftszweige. Diese erfassen Krankenhäuser (einschließlich Vorsorge- und Rehabilitationseinrichtungen), Pflege-, Alten- und Behindertenheime sowie (ambulante) Pflege- und Betreuungsdienste (Originalbezeichnung des Wirtschaftszweigs: Soziale Betreuung älterer Menschen und Behinderter).

Während Pflegeleistungen an Pflegebedürftigen gesetzlich über die Leistungserbringung nach dem Elften Buch Sozialgesetzbuch – Soziale Pflegeversicherung – (SGB XI) definiert werden, sind in den für die Vorausberechnung relevanten Wirtschaftszweigen weitere Einrichtungen außerhalb der Leistungserbringung nach SGB XI enthalten, zum Beispiel Alten- und Behindertenheime. Die hier verwendete Abgrenzung über die Wirtschaftszweige geht somit über die „engere“ Definition für Pfl egetätigkeit hinaus, wie sie beispielsweise die [Gesundheitspersonalrechnung](#) verwendet. Auch im Wirtschaftszweig Krankenhäuser liegt im Vergleich zur

Gesundheitspersonalrechnung teils eine weiter gefasste Abgrenzung vor. Es ergibt sich dadurch eine größere Zahl an Pflegekräften als bei einer ausschließlichen Betrachtung der beruflichen Pfl egetätigkeit in der Abgrenzung der Gesundheitspersonalrechnung. So zählt der Mikrozensus im Jahr 2019 mit insgesamt rund 1,63 Millionen Pflegekräften etwa 290 000 Pflegekräfte mehr als die Gesundheitspersonalrechnung mit 1,34 Millionen Pflegekräften.

2.3 Vorausberechnung der Pflegekräfte

Zur Abgrenzung des Pflegepersonals sind vier Berufsgruppen maßgeblich und werden somit für die Vorausberechnung der Pflegekräfte berücksichtigt: Gesundheits- und Krankenpflege, Gesundheits- und Krankenpflegehilfe, Altenpflege sowie Altenpflegehilfe. Während es sich bei der Gesundheits- und Krankenpflege sowie der Altenpflege um dreijährige Ausbildungen handelt, können die Hilfsberufe in der Regel innerhalb eines Jahres erlernt werden. Die Vorausberechnung erfasst die Beschäftigten, die in diesen Berufen tätig sind, unabhängig davon, ob sie eine entsprechende spezifische Ausbildung in den Pflegeberufen absolviert haben.

Die Abgrenzung beschränkt sich auf beruflich Pflegenden – ehrenamtliche Tätigkeiten in der Pflege oder pflegende Angehörige werden nicht gezählt. Ebenfalls nicht in die Betrachtung aufgenommen werden 24-Stunden-Haushaltshilfen, sogenannte Live-Ins, die bei pflegebedürftigen Personen im Haushalt leben. Die Abgrenzung von Pflegekräften erfolgt über die Klassifikation der Berufe 2010. Berücksichtigt werden die Berufe der Gesundheits- und (Kinder-)Krankenpflege (81301, 81302, 81313, 81323, 81382, 81383, 81393, 81394) sowie der Altenpflege (82101, 82102, 82103, 82182, 82183, 82243). Dadurch werden alle Personen berücksichtigt, die einen Pflegeberuf ausüben und in einem pflegespezifischen Wirtschaftszweig tätig sind.

Die Zahl der Pflegekräfte in den berücksichtigten Berufen wird über den Mikrozensus nach erwerbsfähigem Alter (15 bis 69 Jahre) und Geschlecht getrennt ausgewiesen. Um insbesondere in den Rand-Altersgruppen verlässliche Aussagen treffen zu können, werden die Daten zu 5er-Altersgruppen zusammengefasst und fließen somit aggregiert in die Berechnungen ein. Für die Gruppe der männlichen Pflegekräfte im Alter zwischen

65 und 69 Jahren gilt trotzdem eine eingeschränkte Aussagekraft, da die Fallzahl hier immer noch relativ klein bleibt. Für die vorausberechneten Zahlen bedeutet dies auch, dass für die künftigen Jahre keine durchgehenden Zeitreihen vorliegen, sondern diese entsprechend dem aktuellen Rand (2019) jeweils für einen Zeitpunkt in 5, 10, 15 Jahren und so weiter vorliegen.

Für die Vorausberechnung der Pflegekräfte wurden zwei Varianten berechnet. Die **Status-quo-Variante** der Vorausberechnung der Pflegekräfte bildet im Wesentlichen die demografische Entwicklung der Pflegekräfte ab. Dazu wurden die aktuellen Erwerbstätigenquoten berechnet, die sich aus der Querschnittsbetrachtung für Geschlecht und 5er-Altersgruppen getrennt ergeben, und für die Vorausberechnung konstant gehalten. Die Erwerbstätigenquoten wurden dabei aus Mittelwert-Quoten auf Basis der Daten des Mikrozensus für die Jahre 2017 bis 2019 berechnet. Der Stützzeitraum von drei Jahren wurde gewählt, um eventuelle Ausreißer eines Einzeljahres auszugleichen.

Daneben wurde eine sogenannte **Trend-Variante** berechnet, die neben den demografischen Entwicklungen die Verhaltenskomponente des Pflegepersonals beim Aufnehmen und Beenden eines Pflegeberufs fokussiert. Dieser Berechnung lag ein Kohorten-Ansatz zugrunde.

Beim Kohorten-Ansatz erfolgt eine differenzierte Abbildung des kohorten- beziehungsweise generationenspezifischen Verhaltens einzelner Altersgruppen. Das Modell wurde zuerst von der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) zur Vorausschätzung der Erwerbsquoten entwickelt (Burniaux und andere, 2004) und unter anderem von der Europäischen Union und dem Bundesministerium der Finanzen angewendet (Europäische Kommission, 2017; Werding und andere, 2020). Im Statistischen Bundesamt wurde bereits im Jahr 2020 eine Erwerbspersonenvorausberechnung mit dem Kohorten-Ansatz vorgenommen (Statistisches Bundesamt, 2020).

In der aktuellen Vorausberechnung wurde das Modell auf die Entwicklung der Erwerbstätigenquoten in den Pflegeberufen angewendet. Auch für diese Variante wurden nach Geschlecht differenzierte 5er-Altersgruppen betrachtet. Allerdings wurden in diesem Fall zwei Zeiträume herangezogen, nämlich 2012 bis 2014 und 2017 bis 2019, für die jeweils Mittelwert-Quoten berechnet wurden. Basierend auf diesen Mittelwerten wurden

Eintritts- beziehungsweise Austrittsraten in die beziehungsweise aus der Erwerbstätigkeit nach Alter und Geschlecht berechnet. Diese Eintritts- und Austrittsraten zwischen den beiden Zeiträumen bildeten die Grundlage für die Annahmen zur künftigen Entwicklung der alters- und geschlechtsspezifischen Erwerbstätigenquoten. Diese wurden nach Kohorten beziehungsweise Generationen fortgeschrieben.

Mit diesem Ansatz ist es möglich, ein unterschiedliches Erwerbsverhalten verschiedener Alterskohorten abzubilden, das auf gesellschaftliche oder strukturelle Änderungen zurückgeht. Diese differenzierte Betrachtung ist beispielsweise relevant mit Blick auf Veränderungen im Erwerbsverhalten von Frauen und Männern. Im Zeitraum von 2012 bis 2019 ist eine Zunahme der Erwerbstätigkeit weiblicher Pflegekräfte in den Altersgruppen 25 bis 29 Jahre sowie 30 bis 34 Jahre zu beobachten. Der Knick in der Erwerbsbiografie in dem Alter, in dem Frauen Kinder bekommen, ist also in den jüngeren Kohorten weniger stark ausgeprägt. Gleichzeitig gibt es eine stetige Zunahme männlicher Pflegekräfte in den letzten Jahren, die im Rahmen der Trend-Variante durch den Kohorten-Ansatz gut abgebildet wird. Durch den Rückgriff auf die Veränderung zwischen zwei Betrachtungszeiträumen für einzelne Alterskohorten wird neben individuellem Verhalten auch die positive Entwicklung der Zahl der Pflegearbeitskräfte im Zeitraum 2012 bis 2019 fortgeschrieben. Gleiches gilt für die gestiegenen Erwerbstätigenquoten am (Pflege-)Arbeitsmarkt. So sind beispielsweise auch Veränderungen in den Ausbildungszahlen der Pflegeberufe implizit berücksichtigt, genau wie Berufswechsel im Verlauf der Erwerbsbiografie. Außerdem findet die Heraufsetzung des Renteneintrittsalters Berücksichtigung, da die seit 2012 zu beobachtenden späteren Austritte aus dem Arbeitsmarkt in den Daten enthalten sind.

2.4 Vorausberechnung der Zahl der Pflegebedürftigen

Die Vorausberechnung der Zahl der Pflegebedürftigen erfolgt auf Basis der Pflegestatistik. Die Grundlage der Berechnung sind die dort erfassten Angaben zu Pflegebedürftigen, die in Heimen vollstationär versorgt werden, also vollstationäre Dauer-/Kurzzeitpflege in nach SGB XI zugelassenen Pflegeheimen erhalten. Eine weitere für die Vorausberechnung relevante Größe sind die Pflege-

bedürftigen, die von einem nach SGB XI zugelassenen ambulanten Pflegedienst versorgt werden. Zur Vorausberechnung der Pflegebedürftigen werden die bereits vorliegenden Berechnungen des Statistischen Bundesamtes verwendet, und zwar die Modellvariante „weitere Einführungseffekte des Pflegebedürftigkeitsbegriffs“³. Sie beachtet die Besonderheit, dass seit 2017 im Zuge der Einführung des weiter gefassten Pflegebedürftigkeitsbegriffs ein deutlicher Anstieg der Zahl der Pflegebedürftigen zu beobachten ist, welcher über der demografischen Erwartung liegt (Rothgang/Müller, 2021). Deshalb wird ein Modell angewendet, das befristet steigende Pflegequoten annimmt. Es liegt die Annahme zugrunde, dass die Effekte des neu eingeführten Pflegebedürftigkeitsbegriffs bis 2027 allmählich auslaufen. Rechnerisch wird bis 2027 ein relativ gleichbleibender Dämpfungseffekt genutzt, der mit einer Verringerung der Pflegequotentrends um 33 % je Jahr festgesetzt wird. Ab 2027 werden die Pflegequoten nach Alter und Geschlecht dann als konstant bis 2070 angenommen. Die Grundüberlegungen des Modells beruhen auch auf Untersuchungen der Universität Bremen im Rahmen des Barmer Pflegereports 2021 (Rothgang/Müller, 2021).

2.5 Vorausberechnung der Krankenhausfälle

Zur Zählung und Vorausberechnung der Krankenhausfälle wird die Krankenhausstatistik herangezogen. Dabei ist ein Krankenhausfall als Behandlungsfall in einem deutschen Krankenhaus definiert. Die Zahl der Krankenhausfälle umfasst in dieser Definition alle entlassenen Patientinnen und Patienten, also auch Stunden- und Sterbefälle. Für die Vorausberechnung der Krankenhausfälle wurden konstante Quoten angenommen und für jede Altersgruppe und nach Geschlecht getrennt berechnet. Die Quoten berechnen sich aus dem Mittelwert der Jahre 2015 bis 2019. Der relativ lange Stützzeitraum von fünf Jahren ergibt sich durch den langen Zeitraum der Vorausberechnung bis 2070.

Bei den Krankenhausfällen – und den Pflegebedürftigen ab 2027 – wurden konstante Quoten verwendet; hier liegt die Annahme zugrunde, dass die künftigen rechtlichen Rahmenbedingungen und Zulassungsmethoden

unverändert bleiben. Gleiches gilt für die Einflüsse von Lebenserwartung, Medizin und Medizintechnik, Diagnose-, Therapie- und Reha-Möglichkeiten sowie die gesellschaftlichen Anreiz- und die individuellen Entscheidungsstrukturen.

2.6 Bedarf an Pflegekräften

Aus den vorausberechneten Zahlen der Pflegebedürftigen und Krankenhausfälle leitet sich der künftige Bedarf an Pflegekräften ab. Dieser wurde nach Einrichtungsarten beziehungsweise Wirtschaftszweigen gewichtet. Die Entwicklung der in vollstationären Einrichtungen und durch ambulante Dienste versorgten Pflegebedürftigen und der Krankenhausfälle steht – als größte Gruppe – stellvertretend für alle in dem zugehörigen Wirtschaftszweig abgebildeten Einrichtungen. Die Zahl der benötigten Pflegekräfte nach Einrichtungsarten beziehungsweise Wirtschaftszweigen wurde dann entsprechend der Entwicklung der Zahl der Pflegebedürftigen oder Krankenhausfälle berechnet. So wurde angenommen, dass sich der Personalbedarf im Wirtschaftszweig Krankenhäuser in Abhängigkeit von den Krankenhausfällen entwickelt. Die Veränderungsrate der Pflegebedürftigen in vollstationären Einrichtungen wurde als Grundlage für die Hochrechnung des Bedarfs an Pflegekräften in Alten-, Pflege- und Behindertenheimen herangezogen. Die Veränderungsrate der durch ambulante Dienste versorgten Pflegebedürftigen ist die Grundlage für die Entwicklung des Personalbedarfs in (ambulanten) Pflege- und Betreuungsdiensten für ältere und behinderte Menschen. Mögliche Veränderungen in den Rahmenbedingungen, die eine geänderte Pflegekräfte-Patienten-Relation zur Folge hätten, oder andere mögliche Einflussfaktoren berücksichtigt die Berechnung an dieser Stelle nicht.

Für die Engpassbetrachtung wurden Angebots- und Nachfrageseite in einem zweiten Schritt miteinander ins Verhältnis gesetzt.

³ Eine ausführliche Darstellung dazu enthält der Statistische Bericht [Pflegevorausberechnung](#).

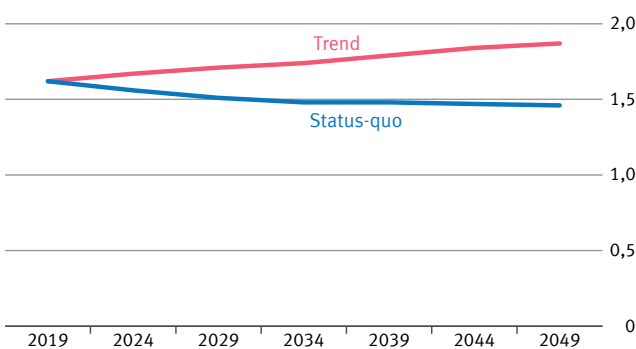
3

Ergebnisse

3.1 Angebot an Pflegekräften

➤ Grafik 1 verdeutlicht die unterschiedlichen Verläufe der beiden Varianten zur Pflegekräftevorausberechnung. In der Status-quo-Variante sinkt die Zahl der Pflegekräfte von 1,62 Millionen im Ausgangsjahr 2019 bereits bis 2034 um 9 % beziehungsweise rund 140 000 Personen auf 1,48 Millionen Pflegekräfte. Hier wirken hauptsächlich die Renteneintritte der Babyboom-Generation. Zwischen 2034 und 2049 nimmt die Zahl der Pflegekräfte dann nur noch um rund 20 000 Pflegekräfte auf 1,46 Millionen ab. Insgesamt zeigt die Status-quo-Variante demnach in den nächsten zehn Jahren eine klare Abnahme der Zahl der Pflegekräfte, die bis zum Ende des Betrachtungszeitraums 2049 in eine Stagnation auf einem niedrigeren Niveau übergeht. Die Zahl der weiblichen Pflegekräfte sinkt dabei im Zeitverlauf relativ betrachtet etwas stärker, da in der Babyboom-Generation das Übergewicht weiblicher Pflegekräfte noch deutlicher ausgeprägt ist als in jüngeren Jahrgängen.

Grafik 1
Pflegekräftevorausberechnung: Trend-Variante und Status-quo-Variante
Mill.



Datenbasis 2019: Mikrozensus.

Bei der Trend-Variante steigt die Zahl der Pflegekräfte hingegen von 1,62 Millionen im Ausgangsjahr 2019 bis 2034 auf 1,74 Millionen (+ 7 %) und in der langfris-

tigen Perspektive bis 2049 auf 1,87 Millionen (+ 15 %). Insgesamt ist der Trend-Variante zufolge bis 2034 ein Zuwachs um rund 120 000 Pflegekräfte gegenüber dem Ausgangsjahr 2019 zu erwarten, bis zum Jahr 2049 sind es rund 250 000 zusätzliche Pflegekräfte. Ein Anstieg zeigt sich bei beiden Geschlechtern. Während die absolute Zahl männlicher Pflegekräfte zwar weiterhin deutlich niedriger bleibt als die der weiblichen Pflegekräfte, nimmt der Anteil männlicher Pflegekräfte nach diesem Modell von 16 % im Jahr 2019 auf 20 % im Jahr 2049 um vier Prozentpunkte zu. ➤ Tabelle 1

Tabelle 1

Vorausgerechnetes Geschlechterverhältnis der Pflegekräfte

	Trend-Variante		Status-quo-Variante	
	männlich	weiblich	männlich	weiblich
	%			
2019 (Basisjahr)	16,0	84,0	16,0	84,0
2034	18,4	81,6	16,2	83,8
2049	19,8	80,2	16,4	83,6

Beide Varianten der Pflegekräftevorausberechnung zeigen unterschiedliche Aspekte auf, die für die Betrachtung des Pflegearbeitsmarkts in den nächsten Jahrzehnten wichtig sind. Die Status-quo-Variante zeigt den Einfluss der angenommenen Bevölkerungsentwicklung auf die künftige Zahl der Pflegekräfte, während die Trend-Variante die Potenziale für eine günstigere Entwicklung der Zahl der Pflegekräfte verdeutlicht.

3.2 Nachfrage nach Pflegekräften

Entwicklung der Nachfrageseite – Pflegebedürftige und Krankenhausfälle

Der künftige Bedarf an Pflegekräften wird maßgeblich dadurch bestimmt, wie sich die Zahl der Pflegebedürftigen und Krankenhausfälle entwickelt. Die vorausgerechneten Zahlen zu den Pflegebedürftigen zeigen langfristig ein starkes Wachstum. Im Jahr 2019 versorgten ambulante Dienste und vollstationäre Pflegeheime 1,80 Millionen Menschen. Bis 2049 steigt die Gesamtzahl der so versorgten Pflegebedürftigen nach der Vorausberechnung auf 2,74 Millionen (+ 52 %). ➤ Tabelle 2

Die Zahl der Krankenhausfälle wird ebenfalls steigen, jedoch nicht im gleichen relativen Ausmaß wie die Zahl

Tabelle 2

Vorausberechnete Pflegebedürftige (versorgt durch ambulante und vollstationäre Pflegeeinrichtungen) und vorausberechnete Krankenhausfälle

	Pflegebedürftige		Krankenhausfälle	
	Mill.	Veränderung gegenüber 2019 in %	Mill.	Veränderung gegenüber 2019 in %
2019 (Basisjahr)	1,80	–	19,86	–
2034	2,17	+ 21	21,68	+ 9
2049	2,74	+ 52	22,55	+ 14

der Pflegebedürftigen. Hier ist mit 2,69 Millionen zusätzlichen Krankenhausfällen bis zum Jahr 2049 zu rechnen. Bei einer Gesamtzahl von 22,55 Millionen Krankenhausfällen im Jahr 2049 entspricht dies einem Zuwachs von 14 % im Vergleich zum Ausgangsjahr 2019 (19,86 Millionen Krankenhausfälle).

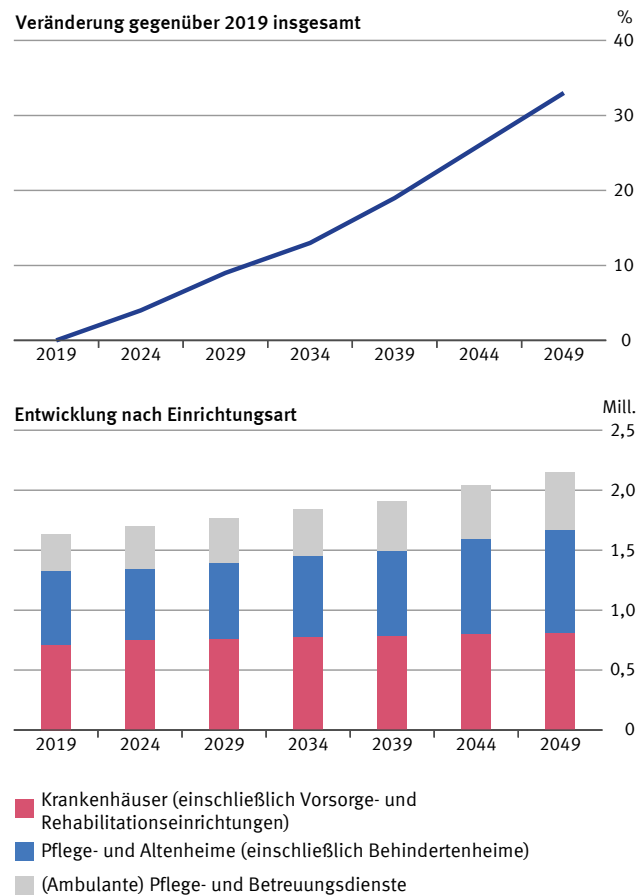
Abgeleiteter Bedarf an Pflegekräften

Abgeleitet aus der Entwicklung der Zahl der Pflegebedürftigen und Krankenhausfälle steigt der geschätzte Bedarf an Pflegekräften im Vorausberechnungszeitraum um ein Drittel (+ 33 %) von 1,62 Millionen Pflegekräften im Ausgangsjahr 2019 auf 2,15 Millionen Pflegekräfte im Jahr 2049. Die Entwicklung des Bedarfs unterscheidet sich zwischen den verschiedenen Einrichtungstypen stark. Aufgrund des stärkeren Wachstums an Pflegebedürftigen im Vergleich zu den Krankenhausfällen entsteht bei den (ambulanten) Pflege- und Betreuungsdiensten sowie in den Pflege-, Alten- und Behindertenheimen ein größerer Mehrbedarf an Pflegepersonal als in den Krankenhäusern (einschließlich Vorsorge- und Rehabilitationseinrichtungen). Die Zahl der benötigten Pflegekräfte in den (ambulanten) Pflege- und Betreuungsdiensten erhöht sich bis 2049 um etwa zwei Drittel (+ 60 %). Verglichen mit 2019 sind damit rund 180 000 Pflegekräfte mehr erforderlich. In den Pflege-, Alten- und Behindertenheimen sind es bis 2049 rund 240 000 Pflegekräfte mehr (+ 39 %) als 2019. Nach absoluten Zahlen steigt also in diesen Einrichtungen der Bedarf am meisten. Krankenhäuser benötigen bis 2049 voraussichtlich rund 100 000 Pflegekräfte mehr als im Basisjahr 2019, das entspricht einem Anstieg um 14 %. [↗ Grafik 2](#)

Diese Bedarfsentwicklung hat auch zur Folge, dass sich das Größenverhältnis zwischen den Einrichtungen verschiebt. Im Jahr 2019 waren 44 % der Pflegekräfte in

Grafik 2

Entwicklung des vorausberechneten Bedarfs an Pflegekräften



Datenbasis 2019: Mikrozensus, Pflegestatistik, Krankenhausstatistik.

Krankenhäusern tätig, im Vergleich zu 38 % in Pflege-, Alten- und Behindertenheimen und 19 % in den (ambulanten) Pflege- und Betreuungsdiensten. Bis 2049 verringert sich der Anteil in den Krankenhäusern auf 38 %, während er in den Heimen auf 40 % ansteigt. In (ambulanten) Pflege- und Betreuungsdiensten sind dann 22 % der Pflegekräfte tätig.

4

Engpassbetrachtung

Der Pflegeberuf ist bereits seit mehreren Jahren auch im öffentlichen Diskurs als sogenannter Engpassberuf bekannt und wird entsprechend von der Bundesagentur für Arbeit in einer [Engpassanalyse](#) gelistet. Deren jährliche Bewertung erfolgt nach verschiedenen Indikatoren, beispielsweise der Vakanzzeit ausgeschriebener Stellen oder der Entwicklung der Entgelte.

Die Vorausberechnung der Zahl der Pflegekräfte bietet die Grundlage, den möglichen Engpass am Pflegearbeitsmarkt mit Blick auf die Zukunft zu quantifizieren. Stellt man die vorausberechneten Bedarfe dem vorausberechneten Angebot an Pflegekräften gegenüber, so zeigt sich, dass der künftige Bedarf deutlich höher ausfallen wird als die zu erwartende Zahl an Pflegekräften. Der Engpass auf dem Pflegearbeitsmarkt fällt bei der Trend-Variante deutlich kleiner aus als bei der Status-quo-Variante. Aber auch bei der Trend-Variante werden in zehn Jahren bereits rund 90 000 Pflegekräfte fehlen. Bis zum Jahr 2049 könnte sich die Zahl der fehlenden Pflegekräfte auf 280 000 mehr als verdreifachen. Im Zeitverlauf würden somit nach der Trend-Variante knapp ein Fünftel mehr Pflegekräfte benötigt als im Jahr 2019 tätig waren. Setzen sich die in der Trend-Variante zugrunde

gelegten positiven Entwicklungen jedoch nicht fort, so öffnet sich die Schere zwischen verfügbaren und benötigten Pflegekräften noch weiter: Bereits in zehn Jahren entstünde so eine Lücke von rechnerisch rund 350 000 Pflegekräften. Bis 2049 würden dann laut Status-quo-Variante mit rund 690 000 Pflegekräften mehr als ein Drittel der 2019 tätigen Pflegekräfte zusätzlich benötigt werden. [↗ Grafik 3](#)

Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass alleine durch die demografische Entwicklung künftig mehr Menschen zu pflegen und zu versorgen sind und somit – auf einem rückläufigen Arbeitsmarkt – mehr Pflegekräfte benötigt werden. Die Engpassbetrachtung unterstreicht, wie wichtig die Fortsetzung des positiven Trends zur Aufnahme von pflegerischen Berufen ist, um den demografischen Entwicklungen entgegenzuwirken. Denn letztere haben am Pflegearbeitsmarkt sowohl auf Angebots- als auch auf Nachfrageseite einen starken Einfluss.

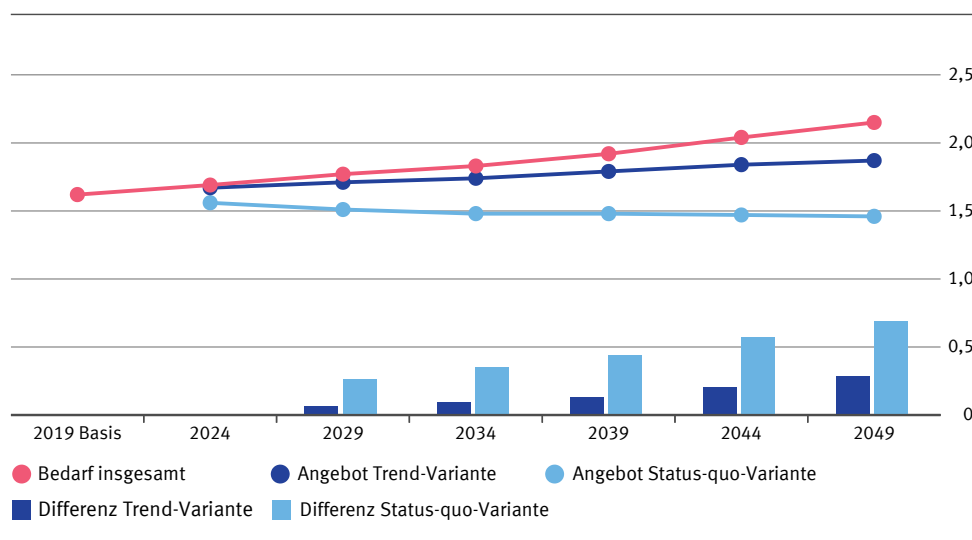
5

Einordnung der Ergebnisse

Wie kann es gelingen, den positiven Trend zu stützen und den Pflegeberuf attraktiver zu machen beziehungsweise mehr Menschen für die Pflegeberufe zu gewinnen? Dieser Frage gehen bereits verschiedene politische

Grafik 3

Engpassbetrachtung des vorausberechneten Bedarfs und Angebot von Pflegekräften
Mill.



Datenbasis 2019: Mikrozensus.

Akteure nach. Die Konzertierte Aktion Pflege (KAP) beispielsweise wurde gemeinsam vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, vom Bundesministerium für Arbeit und Soziales sowie vom Bundesministerium für Gesundheit initiiert und bezieht die Länder und einschlägige Spitzenverbände ein. Zentrale Ziele der KAP sind eine höhere Entlohnung und bessere Arbeitsbedingungen der Pflegekräfte.

Daneben kann auch die Zuwanderung ausländischer Pflegekräfte dazu beitragen, den Engpass in den Pflegeberufen zu verringern. Gerade am Pflegearbeitsmarkt ist der Aspekt der Zuwanderung überdurchschnittlich wichtig. Dort ist der Anteil an Beschäftigten mit Einwanderungsgeschichte nach den Ergebnissen des Mikrozensus bereits im Jahr 2022 höher als in anderen Berufen (24 % gegenüber 20 %). Dies trifft besonders auf die Hilfsberufe Altenpflegehilfe und Gesundheits- und Krankenpflegehilfe zu (jeweils 34 %).

Die Aktivierung von Personen mit Pflegeausbildung, die aktuell nicht erwerbstätig sind, ist eine weitere Möglichkeit, die Lücke am Pflegearbeitsmarkt zu verringern. So gab es im Jahr 2022 laut Mikrozensus knapp 30 000 Erwerbslose und rund 420 000 Nichterwerbspersonen mit einer entsprechenden Pflegeausbildung. Erwerbslose oder Nichterwerbspersonen mit Pflegeausbildung könnten in eine Beschäftigung vermittelt beziehungsweise aktiviert werden – allerdings können unterschiedliche Gründe wie räumliche Distanz, die genaue qualifikatorische Passung, abweichende Vorstellungen in den Beschäftigungsbedingungen oder auch familiäre Verpflichtungen oder andere Hemmnisse dem entgegenstehen. Weiterhin gibt es Personen, die eine Ausbildung in einem anderen Bereich haben und als Quereinsteigerinnen oder Quereinsteiger in der beruflichen Pflege tätig sind. Beide Gruppen – nicht erwerbstätiges sowie fachfremdes Pflegepersonal – können für Aktivierungsmaßnahmen von Interesse sein.

Neben der reinen Erhöhung der Zahl an Pflegekräften ist der Arbeitsumfang bereits tätiger Pflegekräfte eine weitere Stellschraube. Die Teilzeitquote unter abhängig Beschäftigten ist nach den Zahlen des Mikrozensus im Jahr 2022 beim Pflegepersonal im Vergleich zu anderen Berufen höher (36 % gegenüber 27 %). Hier könnten sich auch Veränderungen gesellschaftlicher Strukturen positiv auswirken, die eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf ermöglichen. Gute Betreuungsmöglichkeiten

für (Klein-)Kinder erhöhen die Arbeitszufriedenheit und ermöglichen eine frühere und umfangreichere Rückkehr von Eltern – insbesondere von Müttern – in den Beruf. Dieser Faktor ist bei diesem weiblich geprägten Berufsfeld von besonders großer Bedeutung.

Außerdem zeigt die Geschlechterdimension noch große Potenziale. Wenn weiterhin mehr Männer in den Pflegeberuf einsteigen, könnte dies den Engpass verringern. Positiv verstärkt werden könnte dies auch dadurch, dass entsprechend der Daten des Mikrozensus 2022 Männer häufiger als Frauen in einem Pflegeberuf in Vollzeit oder in einem vollzeithen Umfang tätig sind (83 % gegenüber 59 %).

6


Fazit

Ziel der Pflegekräftevorausberechnung war eine Engpassbetrachtung des Pflegearbeitsmarkts. Dazu wurden zunächst die Zahlen der Pflegekräfte aus dem Mikrozensus in zwei Varianten vorausgeschätzt. Während die Trend-Variante mithilfe eines Kohorten-Modells auch die Verhaltenskomponente der Pflegekräfte nach Geschlecht und in verschiedenen Altersgruppen berücksichtigt, schätzt die Status-quo-Variante die reine demografische Entwicklung der Erwerbstätigenquote durch konstant gehaltene Quoten fort. Das Kohorten-Modell eignet sich an dieser Stelle besonders gut, da verschiedene Effekte, wie die steigende Zahl an Absolvierenden, Berufswechselnden sowie die späteren Renteneintritte der Pflegekräfte, abgebildet werden konnten. Diese gesellschaftlichen und strukturellen Entwicklungen konnten somit in die Schätzung der künftigen Zahl der Pflegekräfte einfließen.

Weiterhin wurde die Nachfrageseite durch die vorausgerechneten Zahlen zu den Pflegebedürftigen und den Krankenhausfällen abgebildet. Hieraus konnte eine nach Einrichtungen gewichtete Berechnung vorgenommen werden, die unter der Annahme konstanter Rahmenbedingungen und einer gleichbleibenden Pflegekräfte-Patienten-Relation den künftigen Bedarf an Pflegekräften schätzt.

Die Zusammenführung der vorausgerechneten Zahlen in der Engpassbetrachtung zeigt eine größer werdende

Lücke am Pflegearbeitsmarkt. Auch wenn sich die positiven Entwicklungen der 2010er-Jahre im gleichen Maße fortsetzen würden, wird der Bedarf an Pflegekräften bereits in zehn Jahren um rund 90 000 Pflegekräfte höher sein als das dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehende Angebot. Bis zum Jahr 2049 wird sich diese Lücke nach den Ergebnissen der Trend-Variante der Vorausberechnung weiter auf voraussichtlich 280 000 Pflegekräfte vergrößern. Wenn die Erwerbstätigenquoten in den Pflegeberufen künftig nicht weiter zunehmen würden, ginge die Schere zwischen verfügbaren und benötigten Pflegekräften noch weiter auseinander. Bis 2034 entstünde so eine Lücke von rechnerisch rund 350 000 Pflegekräften, die sich bis 2049 sogar auf rund 690 000 fehlende Pflegekräfte ausweiten würde.

Im Vergleich der beiden Varianten in der Engpassbetrachtung werden die (politischen) Handlungsspielräume deutlich. Die Trend-Variante hebt gegenüber der Status-quo-Variante die Relevanz einer positiven Entwicklung am Pflegearbeitsmarkt hervor. Aktuelle Zahlen aus dem Jahr 2024 deuten zwar darauf hin, dass sich die der Trend-Variante zugrundeliegende positive Entwicklung am Pflegearbeitsmarkt trotz der Corona-Pandemie fortsetzt (Kunaschk/Stephan, 2024). Dennoch besteht weiterhin die Notwendigkeit eines wachsenden Pflegearbeitsmarkts, um den demografischen Entwicklungen, die am Pflegearbeitsmarkt sowohl auf der Angebots- als auch auf der Nachfrageseite wirken, entgegenzuwirken. 

LITERATURVERZEICHNIS

Burniaux, Jean-Marc/Duval, Romain/Jaumotte, Florence. *Coping with Ageing: A Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries*. OECD Economics Department Working Papers Nummer 371. 2004. DOI: [10.1787/224538175006](https://doi.org/10.1787/224538175006)

Europäische Kommission. *The 2018 Ageing Report – Underlying Assumptions & Projection Methodologies*. Institutional Paper 065. 2017. [Zugriff am 27. Februar 2024]. Verfügbar unter: <https://economy-finance.ec.europa.eu>

Hundenborn, Janina/Enderer, Jörg. *Die Neuregelung des Mikrozensus ab 2020*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2019, Seite 9 ff.

Kunaschk, Max/Stephan, Gesine. *Pflegeberufe und Covid-19-Pandemie: Befürchtete Kündigungswelle ist ausgeblieben*. IAB-Kurzbericht 02/2024. DOI: [10.48720/IAB.KB.2402](https://doi.org/10.48720/IAB.KB.2402)

Rothgang, Heinz/Müller, Rolf. *Barmer Pflegereport 2021 – Wirkungen der Pflege-reformen und Zukunftstrends*. Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse. Band 32, 2021. [Zugriff am 27. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.barmer.de

Statistisches Bundesamt. *Erwerbspersonenvorausberechnung 2020*. 2020. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Pflegevorausberechnung: 1,8 Millionen mehr Pflege-bedürftige bis zum Jahr 2055 zu erwarten*. Pressemitteilung Nr. 124 vom 30. März 2023.

Werdning, Martin/Gründler, Klaus/Läpple, Benjamin/Lehmann, Robert/Mosler, Martin/Potrafke, Niklas. *Modellrechnungen für den Fünften Tragfähigkeitsbericht des BMF*. ifo Forschungsberichte 111/2020. [Zugriff am 27. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.ifo.de

RECHTSGRUNDLAGEN

Das Elfte Buch Sozialgesetzbuch – Soziale Pflegeversicherung – Artikel 1 des Gesetzes vom 26. Mai 1994 (BGBl. I Seite 1014, 1015), das zuletzt durch Artikel 9 des Gesetzes vom 22. Dezember 2023 (BGBl. 2023 I Nr. 408) geändert worden ist.

UMSTELLUNG DES PRODUKTIONS- INDEX IM PRODUZIERENDEN GEWERBE AUF DAS BASISJAHR 2021

Stefan Linz, Luis Federico Flores, Maria Bolz, Jennifer Schächer,
Nicole Eid

📌 **Schlüsselwörter:** Umbasierung – Gewichtungsstruktur – Wägungsschema –
Berechnungsmethode – Konjunkturindizes – Verarbeitendes Gewerbe –
Baugewerbe – Energieversorgung

ZUSAMMENFASSUNG

Mit dem Berichtsmonat Januar 2024 wurde beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe das bisher geltende Basisjahr 2015 turnusmäßig durch das neue Basisjahr 2021 abgelöst. Die Indexgewichte wurden auf das Jahr 2021 aktualisiert und die Bezugsgröße der Indizes wurde auf das neue Basisjahr umgestellt. Weiterhin erfolgte im Baugewerbe eine Umstellung der Branchenklassifikation. Dieser Aufsatz beschreibt die neuen Gewichtungsstrukturen und die methodischen Anpassungen beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe. Ebenso erläutert er ausführlich die methodischen Änderungen beim Produktionsindex für das Baugewerbe.

📌 **Keywords:** *rebasing – weighting structure – weighting scheme – calculation method – short-term indices – manufacturing – construction – energy supply*

ABSTRACT

The production index for industry was rebased from the previous base 2015 to the new base year 2021 as of reference month January 2024. The index weights were updated to 2021 and the reference values of the indices were adjusted to the new base year. In construction, the underlying classification of economic activities was replaced. This article describes the new weighting structures of the production index for industry and the methodological adjustments carried out. It also details the methodological changes that have been made to the production index for construction.

Dr. Stefan Linz

leitet das Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes.

Luis Federico Flores und Maria Bolz

sind als Referent beziehungsweise Referentin im Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes für die Methodik der Indexberechnung und Saisonbereinigung zuständig.

Jennifer Schächer und Nicole Eid

sind ebenfalls im Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes tätig und steuern die monatliche Berechnung des Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe.

1

Einleitung

In den Statistiken zum Produzierenden Gewerbe werden monatlich Konjunkturindizes zur wirtschaftlichen Leistung der produzierenden Betriebe bereitgestellt, welche die Entwicklung von Produktion, Umsätzen, Auftrags-eingängen und Auftragsbeständen beschreiben. Mit der Veröffentlichung der Ergebnisse für den Berichtsmonat Januar 2024 wurden diese Konjunkturindizes auf das Basisjahr 2021 umgestellt.

In diesem Aufsatz geht es um den Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe. Die monatlich 246 berechneten Wirtschaftszweigindizes decken die in [Übersicht 1](#) aufgeführten Abschnitte der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008) ab.¹

Übersicht 1

Geltungsbereiche des Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe

Abschnitt der WZ 2008 ¹	Bezeichnung
B	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden
C	Verarbeitendes Gewerbe
D (ohne WZ 35.3)	Energieversorgung (ohne Wärme- und Kälteversorgung)
F	Baugewerbe

¹ Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008.

Der Produktionsindex gibt das Verhältnis der aktuellen Werte zu den entsprechenden Werten im Basisjahr an. Ein Indexwert von 110 bedeutet zum Beispiel, dass das monatliche Produktionsvolumen um 10 % höher liegt als im Durchschnitt des Basisjahres. In Deutschland wird der Produktionsindex als Festbasisindex berechnet, der in der Regel alle fünf Jahre auf ein neues Basisjahr umgestellt wird.² Eine Basisumstellung umfasst die folgenden drei Aspekte:

- (1) Aus praktischen Gründen wird die Bezugsgröße des Index auf das neue Basisjahr umgestellt, damit die Zahlenwerte einfach zu interpretieren sind und nicht zu groß werden. Ab Berichtsmonat Januar 2024 gibt der Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe nicht mehr das Verhältnis des Produktionsvolumens zum Durchschnitt des Jahres 2015, sondern zu dem des Jahres 2021 an. Die in Tabellen und Grafiken verwendete Kurzbezeichnung des Basisjahres wird entsprechend von „2015 = 100“ auf „2021 = 100“ geändert.
- (2) Mit der Gewichtungsstruktur wird festgelegt, mit welchem Gewicht die Indexergebnisse für einzelne Wirtschaftszweige in den Gesamtindex eingehen. Die Gewichtungsstruktur bezieht sich auf die wirtschaftlichen Verhältnisse im Basisjahr. Sie wird mit der Basisjahrumstellung aktualisiert und zwischen den Basisjahren konstant gehalten. Die aktuellen Gewichte des Index beziehen sich nun auf das Jahr 2021 anstelle von 2015, die Gewichte für frühere Zeitpunkte bleiben unverändert (eine Ausnahme für das Baugewerbe wird in Kapitel 4 beschrieben).
- (3) Häufig werden mit einer Basisumstellung auch methodische Änderungen bei der Indexberechnung eingeführt. Mit der Umstellung auf das Basisjahr 2021 wurde im Bereich „Baugewerbe“ die zugrunde liegende Branchenklassifikation geändert. Dies ist Thema in Kapitel 4.

Für die Berechnung des Produktionsindex ist ab Januar 2024 die Verordnung über europäische Unternehmensstatistiken (EBS-Verordnung) vollständig zu berücksichtigen.³ Die bis dahin noch geltenden Übergangsregelungen für die Konjunkturstatistiken und die genauen Anforderungen der Verordnung sind in einer Durchführungsverordnung geregelt. Dort ist festgelegt: „Das erste Basisjahr ist 2015, das zweite Basisjahr ist 2021 und das dritte Basisjahr ist 2025. Danach basieren die Mitgliedstaaten die Indizes alle fünf Jahre um, wobei sie die mit 0 oder 5 endenden Jahre als Basisjahre verwenden. Sämtliche Indizes sind innerhalb von drei Jahren nach Ablauf des neuen Basisjahrs auf dieses neue Jahr umzubasieren.“ Die Wahl des Basisjahres 2021 anstelle von 2020 ist rein verwaltungstechnisch begründet und beruht darauf, dass die EBS-Verordnung erst ab Januar

¹ Die deutsche WZ 2008 baut auf der Statistischen Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (NACE Rev. 2) auf, die mit der Verordnung (EG) Nr. 1893/2006 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 20. Dezember 2006 veröffentlicht wurde.

² Für eine ausführliche Darstellung der Konstruktionsprinzipien, Geltungsbereiche und Funktionen der Konjunkturindizes im Bereich des Produzierenden Gewerbes siehe Linz und andere (2018).

³ Vorher geltende Übergangsregelungen orientierten sich an der früheren Konjunkturstatistik-Verordnung.

2021 wirksam wurde.¹⁴ Für die mit der Verordnung neu eingeführten Dienstleistungsproduktionsindizes bestand somit erst ab 2021 eine gesetzliche Grundlage für die Datenerhebung.¹⁵ Im Bereich des Produzierenden Gewerbes wurde wegen der Vergleichbarkeit das Basisjahr ebenfalls auf 2021 festgelegt.

Im nächsten Kapitel wird die Berechnungsmethode beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe kurz skizziert. Das darauffolgende Kapitel gibt einen Überblick über die neue Gewichtungsstruktur. Kapitel 4 beschreibt die Umstellung der Klassifikation im Bereich Baugewerbe.

Die anderen Konjunkturindizes im Bereich Produzierendes Gewerbe – der Umsatzindex für den Bergbau und das Verarbeitende Gewerbe sowie die Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes im Verarbeitenden Gewerbe – wurden mit der Veröffentlichung der Ergebnisse für den Berichtsmonat Januar 2024 ebenfalls auf das Basisjahr 2021 umgestellt. Hier erfolgten jedoch keine methodischen Anpassungen. Die neuen Gewichtungsstrukturen dieser Indizes werden in diesem Beitrag nicht behandelt.

2

Berechnungsmethode

Als Messgröße für die Berechnung des Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe wird in der Regel der preisbereinigte Produktionswert verwendet. Produktionswerte werden im Rahmen der monatlichen und vierteljährlichen Produktionserhebungen ermittelt, bei der Industriebetriebe mit mehr als 50 beziehungsweise mindestens 20 Beschäftigten befragt werden (Statistisches Bundesamt, 2023). Bei Gütern mit langer Fertigungsdauer, etwa bei Schiffen, Flugzeugen oder Gebäuden, lässt sich der schrittweise Produktionsfortschritt von Monat zu Monat durch eine Produktionserhebung, bei der nach den in einem Monat fertiggestellten Gütern gefragt wird, nicht gut messen. Die Produktionsentwick-

lung wird in diesen Bereichen anhand von geleisteten Arbeitsstunden approximiert, wobei mithilfe von Korrekturfaktoren die Entwicklung der Arbeitsproduktivität grob berücksichtigt wird. Im Baugewerbe gibt es außerdem keine Produktionserhebung, sodass auf Arbeitsstunden und ergänzend auf Umsätze zurückgegriffen wird. Bei der Verwendung von Umsätzen werden diese mit Preisindizes der Preisstatistik deflationiert, um Veränderungen aufgrund von allgemeinen Preisänderungen auszuschließen. Im Bereich der Energieversorgung wird weder eine Produktions- noch eine monatliche Umsatzerhebung durchgeführt, hier wird auf die Entwicklung von Produktionsmengen (zum Beispiel in Megawattstunden) als Messgröße für den Produktionsindex zurückgegriffen.

Der Gesamtindex für das Produzierende Gewerbe und die Indizes für die untergeordneten Abschnitte werden als gewichtete Mittelwerte der untergeordneten Wirtschaftszweigindizes berechnet. Die Gesamtheit der zugrunde liegenden Gewichte wird als Wägungsschema bezeichnet, welches wie erwähnt in der Regel alle fünf Jahre aktualisiert wird. Für die Berechnung der Wägungsanteile wird die Summe der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten in den jeweiligen Wirtschaftszweigen herangezogen. Die Daten werden aus den jährlichen Kostenstruktur- und Strukturhebungen des Statistischen Bundesamtes gewonnen.¹⁶ In diesen Erhebungen geben die Unternehmen sowohl Umsätze als auch Kosten für verschiedene Sammelpositionen an. Stark vereinfacht dargestellt wird die Bruttowertschöpfung der Unternehmen ermittelt, indem vom erhobenen Umsatz jeweils die Kosten für Material und andere Vorleistungen abgezogen werden.

4 Optionen zur Verschiebung des Basisjahres wegen der besonderen Konjunkturentwicklung im Zusammenhang mit der Coronakrise wurden in den Fachgremien des Europäischen Statistischen Systems diskutiert, aber letztlich verworfen.

5 Zur monatlichen Konjunkturstatistik im Dienstleistungsbereich siehe www.destatis.de

6 Kostenstrukturhebung im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden (42251), Strukturhebung für kleine Unternehmen im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden (42252), Kostenstrukturhebung im Bauhauptgewerbe (44253), Kostenstrukturhebung im Ausbaugewerbe (44254), Strukturhebung für kleine Unternehmen im Baugewerbe (44252), Kostenstrukturhebung im Bereich Energieversorgung (43221).

3

Wägungsschemata für die Basisjahre 2015 und 2021

↗ Tabelle 1 stellt das neue Wägungsschema für den Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe auf Basis 2021 dem vorherigen auf Basis 2015 gegenüber.

Zunächst wird das gewichtige „Verarbeitende Gewerbe“ betrachtet. Der relative Anteil der Wertschöpfung des Verarbeitenden Gewerbes am Produzierenden Gewerbe insgesamt liegt im Basisjahr 2021 nun bei gut 75 %, im Jahr 2015 hatte das Verarbeitende Gewerbe noch knapp 80 % des Produzierenden Gewerbes ausgemacht.

Der Rückgang des relativen Gewichts für das Verarbeitende Gewerbe spiegelt sich auch in der Entwicklung des

Tabelle 1

Zusammengefasstes Wägungsschema für den Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe

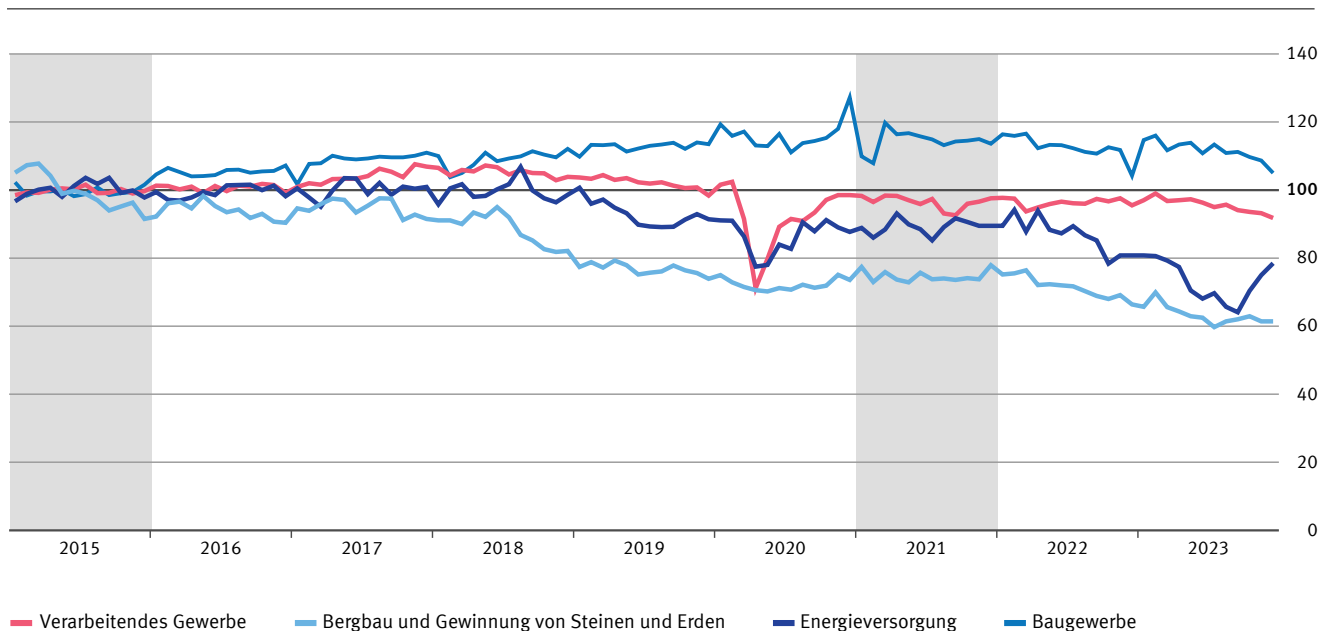
		Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten	
		2015	2021
		%	%
Produzierendes Gewerbe		100	100
B	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden	0,83	0,55
05	Kohlenbergbau	0,25	0,08
06	Gewinnung von Erdöl und Erdgas	0,18	0,03
08	Gewinnung von Steinen und Erden, sonstiger Bergbau	0,38	0,39
09	Erbringung von Dienstleistungen für den Bergbau und für die Gewinnung von Steinen und Erden	0,02	0,05
C	Verarbeitendes Gewerbe	79,79	75,16
10	Herstellung von Nahrungs- und Futtermitteln	4,93	4,81
11	Getränkeherstellung	0,80	0,74
12	Tabakverarbeitung	0,25	0,20
13	Herstellung von Textilien	0,57	0,51
14	Herstellung von Bekleidung	0,32	0,26
15	Herstellung von Leder, Lederwaren und Schuhen	0,10	0,10
16	Herstellung von Holz-, Flecht-, Korb- und Korkwaren (ohne Möbel)	0,97	1,25
17	Herstellung von Papier, Pappe und Waren daraus	1,54	1,26
18	Herstellung von Druckerzeugnissen; Vervielfältigung von bespielten Ton-, Bild- und Datenträgern	1,01	0,78
19	Kokerei und Mineralölverarbeitung	0,60	0,90
20	Herstellung von chemischen Erzeugnissen	5,90	5,66
21	Herstellung von pharmazeutischen Erzeugnissen	2,39	2,58
22	Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	3,84	3,78
23	Herstellung von Glas und Glaswaren, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden	2,27	2,27
24	Metallerzeugung und -bearbeitung	2,90	2,63
25	Herstellung von Metallerzeugnissen	7,41	7,09
26	Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten, elektronischen und optischen Erzeugnissen	4,41	4,35
27	Herstellung von elektrischen Ausrüstungen	5,54	5,25
28	Maschinenbau	12,73	11,83
29	Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen	14,16	12,21
30	Sonstiger Fahrzeugbau	1,81	1,57
31	Herstellung von Möbeln	1,06	0,94
32	Herstellung von sonstigen Waren	2,16	2,19
33	Reparatur und Installation von Maschinen und Ausrüstungen	2,12	2,01
D	Energieversorgung	5,34	7,21
F	Baugewerbe	14,04¹	17,08
41	Hochbau	2,64 ¹	3,13
42	Tiefbau	1,69 ¹	2,35
43	Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallation und sonstiges Ausbaugewerbe	9,70 ¹	11,60

¹ Neuberechnete Gewichte in Abgrenzung der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (siehe auch Kapitel 4 im Text). Differenzen zwischen Abschnitten und Abteilungssummen sind rundungsbedingt.

Umstellung des Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2021

Grafik 1

Entwicklung ausgewählter Produktionsindizes
2015 = 100, saisonbereinigt



monatlichen Produktionsindex wider. [↘ Grafik 1](#) zeigt mit der roten Linie die Entwicklung des Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe seit Beginn des Jahres 2015. Die Basisjahre 2015 und 2021 sind grau markiert.

Im Verarbeitenden Gewerbe war noch bis 2018 ein tendenzieller Anstieg zu beobachten, seitdem ist allerdings ein nahezu kontinuierlicher Rückgang eingetreten. Im April 2020 kam es zu einem deutlichen Produktionseinbruch während der Coronakrise. Im darauffolgenden Jahr 2021 waren viele Industriebetriebe mit Verwerfungen in den Zulieferketten konfrontiert. Produktionsbehinderungen durch Materialmangel an vielen Stellen führten dazu, dass sich die Produktion nicht vollständig von der Coronakrise erholen konnte (Linz und andere, 2022). Im Durchschnitt des Jahres 2021 war das Produktionsniveau niedriger als im Jahr 2015.

Die verschiedenen Wirtschaftszweige des Verarbeitenden Gewerbes waren jedoch unterschiedlich stark von der Coronakrise und den anschließenden Lieferkettenproblemen betroffen. [↘ Grafik 2](#) zeigt neben dem Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe auch den Index für den Wirtschaftszweig „Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen“. In der Automobilindustrie war seit 2018 ein stärkerer Rückgang der Produktion zu

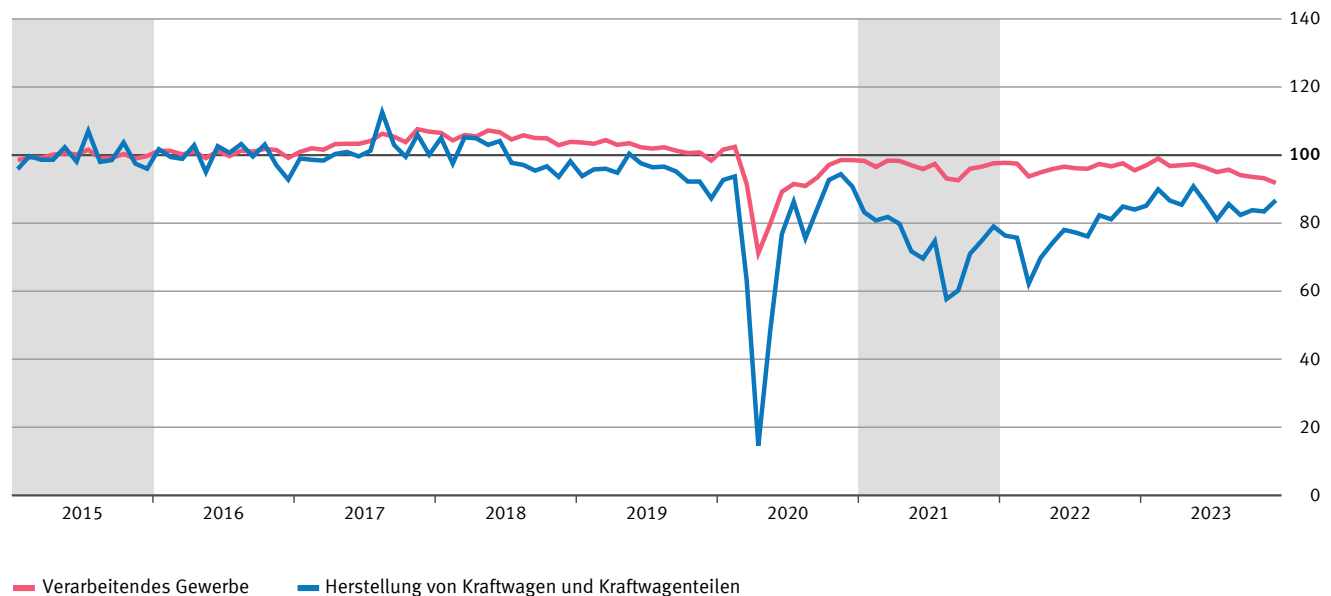
beobachten als im restlichen Verarbeitenden Gewerbe. Sowohl die Produktionsunterbrechung in der Coronakrise als auch die nachfolgenden Produktionsbehinderungen durch Materialknappheit sind hier besonders stark ausgefallen. Entsprechend ist innerhalb des Verarbeitenden Gewerbes beim Vergleich der Wägungsanteile für 2015 und 2021 vor allem das Gewicht des Wirtschaftszweigs „Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen“ gesunken. Aber auch in vielen anderen Wirtschaftszweigen des Verarbeitenden Gewerbes ist der Wägungsanteil rückläufig.

Geht man zurück zur Grafik 1, so kann man dort die Produktionsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe mit der Entwicklung der Produktionsindizes für die anderen Wirtschaftszweigabschnitte vergleichen. Im Bergbau ist die Produktion seit 2015 rückläufig, besonders stark ist sie mit der Schließung des letzten Steinkohlebergwerks im Jahr 2018 und Rückgängen der Braunkohleförderung in den Jahren 2019 und 2020 gesunken. Der Wägungsanteil des Bereichs „Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“ liegt für das Basisjahr 2021 um 0,3 Prozentpunkte niedriger als im vorherigen Basisjahr 2015.

Im Baugewerbe hat sich die Produktion in diesem Zeitraum deutlich anders entwickelt als im Verarbeitenden Gewerbe. Sie ist zunächst tendenziell angestiegen und

Grafik 2

Entwicklung der Produktionsindizes für das Verarbeitende Gewerbe und die Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen
2015 = 100, saisonbereinigt



blieb auch während der Coronakrise relativ stabil. Im Dezember 2020 hat sie sogar einen Höchstwert erreicht und lag im Jahr 2021 deutlich höher als 2015. Der Wägungsanteil des Bereichs „Baugewerbe“ liegt bei über 17 % im Basisjahr 2021, im Vergleich zu gut 14 % im vorherigen Basisjahr 2015.¹⁷

In der Energieversorgung war der Produktionsindex im Jahr 2021 deutlich niedriger als 2015, der relative Wägungsanteil ist im gleichen Zeitraum jedoch gestiegen. Vergleicht man die Veränderung des Wägungsanteils mit der Entwicklung des Produktionsindex zwischen 2015 und 2021, so ist die unterschiedliche Entwicklung vor allem auf Preissteigerungen zurückzuführen. Zum Beispiel ist bei der Berechnung des Produktionsindex für die Energieversorgung die Stromerzeugung besonders relevant. Daher ist in [Grafik 3](#) der Erzeugerpreisindex für elektrischen Strom dargestellt, der 2021 deutlich höher lag als 2015. Preissteigerungen beim Strom erhöhen für sich genommen den nominalen Produktionswert und die Bruttowertschöpfung. Wirtschaftliche Substitutionseffekte dürften jedoch gleichzeitig zu einem Rückgang der verkauften Strommenge und damit des Produktionsindex für die Stromerzeugung geführt haben.

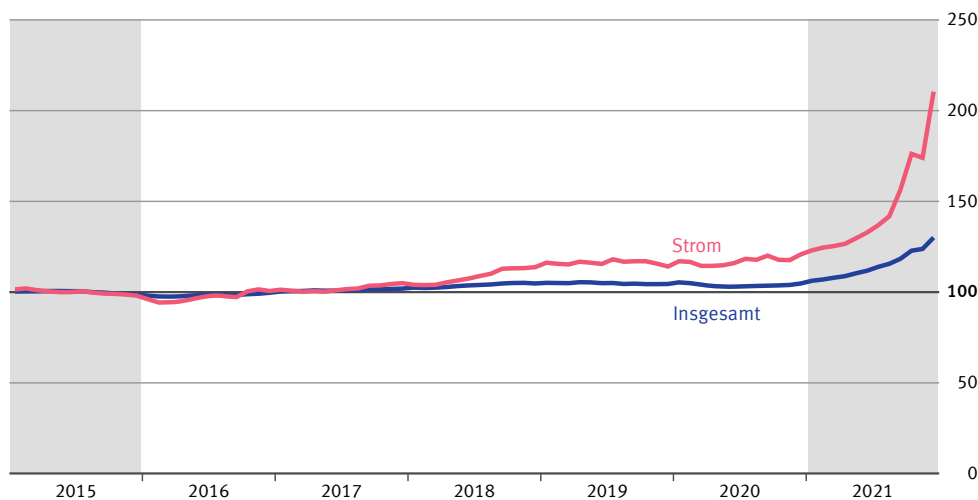
Weiterhin ist im Bereich der Energieversorgung ein statistischer Effekt beim Vergleich der Wägungsanteile für die Jahre 2015 und 2021 zu berücksichtigen: Seit dem Jahr 2018 wurde bei den Kostenstrukturstatistiken der Berichtskreis angepasst, sodass deutlich mehr kleine Energieerzeuger an der Erhebung beteiligt sind. Die Berichtskreisanpassung hat den Wägungsanteil im Bereich der Energieversorgung jedoch nur um etwa 0,1 bis 0,2 Prozentpunkte erhöht.¹⁸

7 Die im vierten Kapitel beschriebene Klassifikationsanpassung hat keinen Einfluss auf den Wägungsanteil des Baugewerbes insgesamt am Produzierenden Gewerbe.

8 Die Anpassung verbessert die Ergebnisqualität bei der Berechnung des Wägungsteils und somit des Produktionsindex. Die Basisjahrumstellung bietet die Gelegenheit, diese Verbesserung in die Indexberechnung aufzunehmen.

Grafik 3

Entwicklung des Erzeugerpreisindex gewerblicher Produkte insgesamt und für Strom
2015 = 100



4

Methodische Änderungen beim Produktionsindex für das Baugewerbe

Wie erwähnt wird für den Produktionsindex mit der Umstellung auf das Basisjahr 2021 die EBS-Verordnung voll wirksam, Übergangsregelungen laufen aus. Die Verordnung schreibt für den Produktionsindex im Bereich des Baugewerbes eine Untergliederung nach Wirtschaftszweigabteilungen gemäß Wirtschaftszweigklassifikation vor. Bisher wurde für den Produktionsindex im Bereich Baugewerbe eine nationale Gliederung nach sogenannten Bausparten verwendet. Die Klassifikationsumstellung wirkt sich vor allem auf die Teilergebnisse des Produktionsindex innerhalb des Baugewerbes aus und ist bei deren Interpretation zu berücksichtigen.

Auch die Indexgewichtungen wurden für das Basisjahr 2021 und rückwirkend für die Basisjahre 2010 und 2015 neu berechnet. Die neu berechneten Gewichtungsanteile, die für den auf das Basisjahr 2021 umbasierten Produktionsindex im Baugewerbe gelten, sind in [Tabelle 2](#) dargestellt.

Frühere Gewichtungen

Als Hintergrundinformation enthält [Tabelle 3](#) die Gewichtungsanteile, die vor der Umstellung des Produktionsindex auf das Basisjahr 2021 galten. Im Basisjahr 2005 setzte sich das Baugewerbe nur aus Hochbau und Tiefbau zusammen und der Hochbau hatte im Basisjahr 2005 mit gut 62 % ein weitaus höheres Gewicht als in der jetzigen Abgrenzung. Ab dem Basisjahr 2010 lag beim Produktionsindex nach Bauspartengliederung der Anteil des Hochbaus bei etwa einem Drittel und das

Tabelle 2

Gewichte im Produktionsindex für das Baugewerbe nach neuer Abgrenzung

		2010	2015	2021
		%		
F	Baugewerbe	100	100	100
41	Hochbau	20,13	18,79	18,31
42	Tiefbau	13,54	12,07	13,78
43	Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallation und sonstiges Ausbaugewerbe	66,33	69,13	67,92
41+42	Hoch- und Tiefbau	33,67	30,86	32,09

Tabelle 3**Gewichte im Produktionsindex für das Baugewerbe nach früherer Abgrenzung**

	2005	2010	2015
	%		
Baugewerbe	–	100	100
Hochbau (41.2 + 43.1 + 43.9)	62,40	29,56	30,94
Tiefbau (42)	37,60	18,04	12,07
Ausbaugewerbe (41.1 ¹ + 43.2 + 43.3)	–	52,40	56,99
Bauhauptgewerbe	100	47,60	43,01

1 Die Gruppe 41.1 ist nur im Basisjahr 2015 enthalten.

damals neu eingeführte Ausbaugewerbe hatte einen Wägungsanteil von über 50 %.

Im Folgenden wird der Unterschied zwischen der Wirtschaftszweigklassifikation und der Bauspartengliederung erläutert. Anschließend wird beschrieben, wie der Produktionsindex aus der Bauspartengliederung in die Wirtschaftszweigklassifikation überführt wurde.

Wirtschaftszweigklassifikation und Bauspartengliederung im Baugewerbe

Im Baugewerbe werden in der Klassifikation der Wirtschaftszweige drei Abteilungen unterschieden, die Abteilung 41 „Hochbau“, die Abteilung 42 „Tiefbau“ und die Abteilung 43 „Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallationen und sonstiges Ausbaugewerbe“. Mit der Umstellung auf das Basisjahr 2021 müssen Produktionsindizes für das Baugewerbe insgesamt und für die genannten drei Abteilungen berechnet werden. Dabei

muss die Zeitreihe für das Baugewerbe insgesamt spätestens im Jahr 2005 beginnen, für die drei untergeordneten Abteilungen im Jahr 2021. In [Tabelle 4](#) sind die betreffenden Abteilungen der Wirtschaftszweigklassifikation aufgeführt. Zur Erläuterung der Abteilungsinhalte sind ergänzend die untergeordneten Gruppen angegeben. Im Produktionsindex werden für das Baugewerbe zwar keine Ergebnisse auf der tieferen Gliederungsebene der Gruppen bereitgestellt, die Gruppen spielen jedoch bei der Datenerhebung und Indexberechnung eine zentrale Rolle. Tabelle 4 weist die Wertschöpfungsanteile für das Jahr 2021 nach, um die wirtschaftliche Bedeutung der einzelnen Wirtschaftszweige zu verdeutlichen.

Bei der Datenerhebung werden zunächst die Betriebe, die für die Baugewerbestatistik melden müssen, im statistischen Unternehmensregister identifiziert. Die Identifizierung erfolgt auf Basis der WZ 2008. Im nächsten Schritt der Datenerhebung ordnen die Betriebe ihre betrieblichen Statistikwerte (etwa Umsätze oder geleis-

Tabelle 4**Wertschöpfungsanteile im Abschnitt F „Baugewerbe“¹ 2021**

WZ-Code	Bezeichnung	Wertschöpfungsanteil in %
F	Baugewerbe	100
41	Hochbau	18,3
41.1	Erschließung von Grundstücken; Bauträger	5,3
41.2	Bau von Gebäuden	13
42	Tiefbau	13,8
42.1	Bau von Straßen und Bahnverkehrsstrecken	6,3
42.2	Leitungstiefbau und Kläranlagenbau	4,5
42.9	Sonstiger Tiefbau	3,0
43	Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallation und sonstiges Ausbaugewerbe	67,9
43.1	Abbrucharbeiten und vorbereitende Baustellenarbeiten	2,1
43.2	Bauinstallation	33,9
43.3	Sonstiger Ausbau	18,7
43.9	Sonstige spezialisierte Bautätigkeiten	13,2

1 Der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008.

tete Arbeitsstunden) Bereichen zu, die sich jedoch nicht mit der Wirtschaftszweigklassifikation decken. Vielmehr wird bei der Erhebung der Baugewerbedaten auf eine Branchengliederung nach sogenannten Bausparten zurückgegriffen.⁹

Die Bauspartengliederung ist in der [Übersicht 2](#) auf der linken Seite dargestellt. Es ist zu beachten, dass der Hochbau in der Bauspartengliederung anders definiert ist als in der Wirtschaftszweigklassifikation. In der Gliederung nach Bausparten gehören zum Hochbau neben dem Wirtschaftszweig 41.2 „Bau von Gebäuden“ auch die Gruppen 43.1 „Abbrucharbeiten und vorbereitende Baustellenarbeiten“ sowie 43.9 „Sonstige spezialisierte Bautätigkeiten“. Die Gruppe 41.1 „Erschließung von Grundstücken; Bauräger“ ist in der Bauspartengliederung nicht berücksichtigt.¹⁰

Übersicht 2

Gliederung des Baugewerbes nach Bausparten und zugehörige Wirtschaftszweige

Gliederung nach Bausparten	Enthaltene Wirtschaftszweige
Baugewerbe	Abschnitt F ohne 41.1
Bauhauptgewerbe	41.2, 42.1, 42.2, 42.9, 43.1, 43.9
Hochbau	41.2, 43.1, 43.9
Tiefbau	42.1, 42.2, 42.9 (= Abteilung 42)
Ausbaugewerbe	43.2, 43.3

Der Tiefbau ist hingegen genauso abgegrenzt wie in der Wirtschaftszweigklassifikation. Die Bausparten „Hochbau“ und „Tiefbau“ werden zum „Bauhauptgewerbe“ zusammengefasst. Neben dem Bauhauptgewerbe gibt es in der Bauspartengliederung einen eng abgegrenzten Bereich für das Ausbaugewerbe. Zum Ausbaugewerbe werden hier 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 Raumausstattungs-gewerbe (Gruppen 43.2 und 43.3). Übersicht 2 zeigt auf der rechten Seite, aus welchen Aktivitätsbereichen der Wirtschaftszweigklassifikation sich die Kategorien der Bauspartengliederung zusammensetzen.

Bisher wurden Produktionsindizes für die Bausparten berechnet, die auf der linken Seite der Übersicht 2 aufgeführt sind. Mit der Umstellung auf das Basisjahr 2021 werden die Indexergebnisse für den Bauproduktionsindex nun für die Abteilungen der Wirtschaftszweigklassifikation ausgewiesen. Die Datenerhebung und der Ergebnisausweis in der sonstigen Baugewerbestatistik erfolgen nach wie vor nach Bausparten.¹¹

Neuberechnung ab dem Jahr 2005

Für die Neuberechnung des Produktionsindex ab dem Jahr 2005 wurden die Daten für die Indexberechnung nachträglich den Abteilungen der Wirtschaftszweigklassifikation zugeordnet. Es wird jeweils ein Produktionsindex für die Abteilungen 41, 42 und 43 ausgewiesen. Weiterhin wird ein Produktionsindex für eine Position „Hoch- und Tiefbau“ veröffentlicht, die als gewichteter Mittelwert der Produktionsindizes für die Abteilungen 41 und 42 in Wirtschaftszweigabgrenzung berechnet wird. Diese Position ersetzt ab 2005 die bisherige Position „Bauhauptgewerbe“. Die Inhalte des Produktionsindex für die Abteilung 41, für die Position „Hoch- und Tiefbau“ sowie für das Baugewerbe insgesamt unterscheiden sich wegen der Klassifikationsänderung von den bisher für den Hochbau und das Bauhauptgewerbe veröffentlichten Zeitreihen.

Die Neuberechnung erfolgte je nach Datenverfügbarkeit unterschiedlich. Ab Januar 2005 sind vierteljährliche Umsatzdaten für große Betriebe im Ausbaugewerbe verfügbar, die ab Januar 2008 mit vierteljährlichen Daten aus Umsatzsteuer-Voranmeldungen für kleine Betriebe kombiniert werden. Diese Daten wurden in den Gruppen 43.2 und 43.3 (Bauinstallation und Sonstiger Ausbau) von Januar 2005 bis Dezember 2009 genutzt, wobei

9 Die Bauspartengliederung ist an der früheren Branchenklassifikation „Systematik der Wirtschaftszweige“ (SYPRO) orientiert. Die dort vorgenommene Gliederung nach Bauhauptgewerbe und Ausbaugewerbe fand auch Eingang in das Gesetz über die Statistiken im Produzierenden Gewerbe, das die statistische Auskunftspflicht von Betrieben und den Umfang der zu erhebenden Merkmale festlegt. Je nachdem, ob ein Betrieb zum Bauhauptgewerbe oder zum Ausbaugewerbe gehört, gibt es unterschiedliche Modalitäten bezüglich der Berichtspflicht und des Erhebungsumfanges (Kockel, 1995).

10 Die Gruppe 41.1 ist in der aktuellen Version 2.1 der WZ 2008 dem Baugewerbe zugeordnet. In der Vorgängerversion 2 aus dem Jahr 2003 dieser Klassifikation (WZ 2003) gehörte sie noch zum Dienstleistungsbereich. Sie wird auch in der kommenden Version 2.1 der Wirtschaftszweigklassifikation, die mit der nächsten Umstellung auf das Basisjahr 2025 beim Produktionsindex relevant sein wird, wieder in den Dienstleistungsbereich zurückverlegt.

11 Die Baugewerbestatistik liefert Konjunkturindikatoren und Strukturdaten zum Thema Bauen, beispielsweise zu Auftragseingang, Umsatz, Beschäftigten und geleisteten Arbeitsstunden. Siehe www.destatis.de

innerhalb eines Quartals die Monatswerte konstant gehalten wurden, sodass eine vierteljährliche „Treppenfunktion“ entstand. In den Gruppen 43.1 (Abbrucharbeiten und vorbereitende Baustellenarbeiten) und 43.9 (Sonstige spezialisierte Bautätigkeiten) sind bereits ab 2005 monatliche Ergebnisse zu geleisteten Arbeitsstunden verfügbar, sodass für diese Gruppen durchgehend monatliche Produktionsindizes berechnet werden konnten. Ab dem Jahr 2010 sind für alle Gruppen des Wirtschaftszweigs 43 durchgehend monatliche Daten verfügbar.

Für den Wirtschaftszweig 41.1 (Erschließung von Grundstücken; Bauträger) werden in der Baugewerbestatistik zwar vierteljährliche Umsatzergebnisse erfasst, in der Preisstatistik werden jedoch keine Preisindizes für diese Gruppe erhoben.¹² Die Gruppe 41.1 wird deshalb nach wie vor nicht in die monatliche Indexberechnung für den Produktionsindex Baugewerbe einbezogen.

Rückrechnung für den Zeitraum von 1991 bis vor 2005

Die Verpflichtung zur Lieferung von Ergebnissen nach Wirtschaftszweigklassifikation für den Produktionsindex im Bereich Baugewerbe betrifft die Daten ab dem Jahr 2005. Die Zeitreihe zum Produktionsindex für das Baugewerbe beginnt im nationalen Veröffentlichungsprogramm hingegen wie bisher im Januar 1991. Allerdings

¹² Die Gruppe 41.1 der Wirtschaftszweigklassifikation (Erschließung von Grundstücken und Realisierung von Bauvorhaben durch Bauträger) ist in der aktuellen Version, der WZ 2008, dem Baugewerbe zugeordnet. Die Gruppe war in der Version 2 der Klassifikation der Wirtschaftszweige aus dem Jahr 2003 noch dem Dienstleistungsbereich zugeordnet. Sie wird auch in der kommenden Version 2.1 der Wirtschaftszweigklassifikation, die mit der nächsten Umstellung auf das Basisjahr 2025 beim Produktionsindex relevant sein wird, wieder in den Dienstleistungsbereich zurückverlegt.

sind vor Dezember 2004 Daten nur für das Bauhauptgewerbe und nicht für das Ausbaugewerbe verfügbar. Für die Abteilungen 41 und 42 wurden die bisherigen Produktionsindizes nach Bauspartengliederung eingesetzt, ohne weitere inhaltliche Änderung nur rechnerisch umbasiert und mit den nachfolgenden Ergebnissen verkettet. Für die Abteilung 43 können für diesen Zeitraum keine Ergebnisse ausgewiesen werden. Die Zeitreihe für das „Bauhauptgewerbe“ fasst bis zum Jahr 2005 nur die Bauspartenposition „Hochbau“ und den Wirtschaftszweig Tiefbau zusammen und wird in der Ergebnisdarstellung als „Hoch- und Tiefbau“ ausgewiesen. Eine Übersicht über die Rückrechnung und Neuberechnung in den verschiedenen Zeiträumen enthält [↗ Übersicht 3](#).

Berechnung der Gewichte für das aktuelle Basisjahr und frühere Basisjahre

Auch bei der Berechnung der Gewichte gibt es Einschränkungen bei der Datenverfügbarkeit, die Berechnungsweise ist in [↗ Übersicht 4](#) dargestellt. Für den Zeitraum vor dem Jahr 2005 wurden sowohl die einzelnen Produktionsindizes als auch alle daraus gewonnenen übergeordneten Aggregate rechnerisch auf das Basisjahr 2021 umbasiert, auch für das Produzierende Gewerbe insgesamt. Bei dieser Vorgehensweise bleibt die ursprünglich für die Aufsummierung der Indizes verwendete Gewichtung implizit erhalten (Linz und andere, 2018, hier: Seite 53). Die Wägung innerhalb des Baugewerbes und die Gewichtung des Baugewerbes im Produzierenden Gewerbe hat sich damit bis zum Jahr 2005 nicht verändert. Das Ausbaugewerbe und die Gruppe 41.1 sind in dieser Gewichtung nicht berücksichtigt.

Ab dem Jahr 2005 musste das Wägungsschema angepasst werden, um im Bereich Baugewerbe die Wirt-

Übersicht 3

Rückrechnung und Neuberechnung des Produktionsindex für das Baugewerbe

	Rückrechnung von 1991 bis vor 2005	Neuberechnung ab 2005
Indexberechnung	rechnerische Umbasierung der ursprünglichen Zeitreihen für Hochbau und Bauhauptgewerbe nach Bauspartenabgrenzung sowie für Tiefbau	Neuberechnung des Produktionsindex für alle drei WZ-Abteilungen des Abschnitts F (einschließlich WZ 43) der Wirtschaftszweigklassifikation
Geltungsbereich	Bauhauptgewerbe gemäß Bauspartengliederung (ohne Ausbaugewerbe und WZ 41.1)	Baugewerbe gemäß Wirtschaftszweigklassifikation, jedoch ohne WZ 41.1
Ergebnisausweis	<ul style="list-style-type: none"> › Bauhauptgewerbe in Bauspartengliederung (ausgewiesen als „Hoch- und Tiefbau“) › Hochbau (in Bauspartengliederung) › Tiefbau 	<ul style="list-style-type: none"> › Baugewerbe insgesamt › Hoch- und Tiefbau (WZ 41 + WZ 42) › WZ 41 › WZ 42 › WZ 43

WZ = Wirtschaftszweig

Übersicht 4

Berechnung der Gewichte zum Produktionsindex für das Baugewerbe

Vor 2005	Basisjahr 2005	Basisjahre 2010, 2015 und 2021
Keine Neuberechnung der Gewichte, Abdeckung nur Bauhauptgewerbe in Bauspartenabgrenzung, WZ 41.1 nicht enthalten	Verwendung der Gewichte aus dem Jahr 2010	Neuberechnung gemäß Wirtschaftszweigklassifikation aus Kostenstrukturerhebung, alle Abteilungen des Baugewerbes (auch 43) und Gruppe 41.1 enthalten

schaftszweigklassifikation abzubilden. Zwar sind für das Jahr 2005 archivierte Ergebnisse aus der damaligen Kostenstrukturerhebung verfügbar, diese beziehen sich jedoch auf die damals gültige Version dieser Klassifikation und konnten daher nicht genutzt werden.¹³ Ab dem Jahr 2010 entsprechen die Ergebnisse der Kostenstrukturerhebung der heute noch gültigen Version der Wirtschaftszweigklassifikation. Daher wurden die Zeitreihen von Anfang 2005 bis Ende 2014 mit der Wägung für das Basisjahr 2010 gewichtet.


Für die Basisjahre 2010, 2015 und 2021 wurden die Gewichte mit den jeweiligen Ergebnissen der Kostenstrukturerhebungen neu berechnet und bei der Indexberechnung genutzt. Die Bruttowertschöpfung in der Gruppe 41.1 wurde dabei in die Berechnung der Gewichte mit einbezogen. Somit werden die Indexergebnisse von Januar 2005 bis Dezember 2014 mit dem Wägungsschema des Jahres 2010 gewichtet und ab 2015 mit dem von 2015. Ab dem Jahr 2021 ist das aktuelle Wägungsschema wirksam.

5

Fazit

Mit dem Monatsbericht Januar 2024 wurde beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe das bisher geltende Basisjahr 2015 turnusmäßig durch das neue Basisjahr 2021 abgelöst. Das Basisjahr als Bezugsgröße der Indizes wurde auf das Jahr 2021 umgestellt und die Indexgewichte wurden auf das neue Basisjahr 2021 aktualisiert. Der Produktionsindex insgesamt und alle untergeordneten Aggregate wurden ab dem Jahr 2021 neu berechnet. Betrachtet man die Veränderungen der Wägungsanteile gegenüber dem Jahr 2015, so sind

die Anteile des Verarbeitenden Gewerbes und des Bergbaus zurückgegangen, im Baugewerbe und in der Energieversorgung hat der relative Wägungsanteil dagegen zugenommen. In der Energieversorgung ist die nominal gewachsene Wertschöpfung vor allem auf Preissteigerungen zurückzuführen, im dominierenden Bereich der Stromerzeugung sind die erzeugten Mengen im gleichen Zeitraum gesunken.

Im Produktionsindex für das Baugewerbe musste mit der Umstellung auf das Basisjahr 2021 die zugrunde liegende Klassifikation geändert werden. Die Klassifikationsumstellung wirkt sich auf die Teilergebnisse des Produktionsindex innerhalb des Baugewerbes aus und ist bei deren Interpretation zu berücksichtigen. Die Gliederung der Teilergebnisse erfolgt nun nach der Klassifikation der Wirtschaftszweige. Im Bereich Baugewerbe werden dort drei Abteilungen unterschieden, die Abteilung 41 „Hochbau“, die Abteilung 42 „Tiefbau“ und die Abteilung 43 „Vorbereitende Baustellenarbeiten, Bauinstallationen und sonstiges Ausbaugewerbe“. Die Ergebnisse zum Produktionsindex wurden im Bereich Baugewerbe ab Januar 2005 neu berechnet und werden nun für die genannten drei Abteilungen und die daraus gebildeten Aggregate ausgewiesen. Die Zeitreihen von 1991 bis 2005 wurden nicht neu berechnet, sondern lediglich umbasiert und mit den nachfolgenden Ergebnissen verkettet. Dabei wurde die frühere Position „Bauhauptgewerbe“ mit dem Aggregat „Hoch- und Tiefbau“ verknüpft. 

¹³ Im Bereich Baugewerbe wurde für die Kostenstrukturerhebung zum Jahr 2007 die Klassifikation der Wirtschaftszweige aus dem Jahr 2003 (WZ 2003) genutzt, in den folgenden Jahren die WZ 2008.

LITERATURVERZEICHNIS

Kockel, Klaus. *Zur Umstellung der Baugewerbestatistik auf die NACE Rev. 1*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 11/1995, Seite 828 ff. [Zugriff am 29. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.statistischebibliothek.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.

Linz, Stefan/Neumann, Malte David/Abdalla, Salima/Gladis-Dörr, Gerda. *Auswirkungen der Corona-Pandemie: Lieferengpässe bremsen Industrie und treiben Preise*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2022, Seite 71 ff.

Statistisches Bundesamt. *Produktionserhebungen*. Qualitätsbericht. 2023.

RECHTSGRUNDLAGEN

Durchführungsverordnung (EU) 2020/1197 der Kommission vom 30. Juli 2020 zur Festlegung technischer Spezifikationen und Einzelheiten nach der Verordnung (EU) 2019/2152 des Europäischen Parlaments und des Rates über europäische Unternehmensstatistiken, zur Aufhebung von zehn Rechtsakten im Bereich Unternehmensstatistiken, Anhang VII Absatz 2 (Amtsblatt der EU Nr. L 271, Seite 1).

Gesetz über die Statistik im Produzierenden Gewerbe in der Fassung der Bekanntmachung vom 21. März 2002 (BGBl. I Seite 1181), das zuletzt durch Artikel 7 des Gesetzes vom 22. Februar 2021 (BGBl. I Seite 266) geändert worden ist.

Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsblatt der EG Nr. L162, Seite 1).

Verordnung (EG) Nr. 1893/2006 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 20. Dezember 2006 zur Aufstellung der statistischen Systematik der Wirtschaftszweige NACE Revision 2 und zur Änderung der Verordnung (EWG) Nr. 3037/90 des Rates sowie einiger Verordnungen der EG über bestimmte Bereiche der Statistik (Amtsblatt der EU Nr. L 393, Seite 1).

Verordnung (EU) 2019/2152 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 27. November 2019 über europäische Unternehmensstatistiken, zur Aufhebung von zehn Rechtsakten im Bereich Unternehmensstatistiken (Amtsblatt der EU Nr. L 327, Seite 1).

VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMT- RECHNUNGEN DER LÄNDER: ANSATZPUNKTE FÜR MÖGLICHE VERBESSERUNGEN DER FORT- SCHREIBUNGSQUALITÄT

Udo Vullhorst

➤ **Schlüsselwörter:** temporale Disaggregation und Extrapolation – Datenrevisionen – Bruttoinlandsprodukt – Simulationsrechnung – Revisionsbedarf

ZUSAMMENFASSUNG

Das Bruttoinlandsprodukt erfährt als umfassendstes Maß der Wirtschaftsleistung besondere öffentliche Aufmerksamkeit. Der Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder veröffentlicht erste vorläufige Berechnungen für das Bruttoinlandsprodukt nach Bundesländern etwa 90 Tage nach Ablauf des Berichtsjahres. Die den Berechnungen zugrunde liegenden Basisstatistiken liefern dabei noch nicht alle Informationen, die für eine originäre Berechnung notwendig sind. Entsprechend werden die vorläufigen Ergebnisse revidiert, wenn sich die Datengrundlage im Laufe der Zeit verbessert. Der Beitrag stellt eine Methode vor, die geeignet sein könnte, diesen Revisionsbedarf zu verringern, indem der Zusammenhang zwischen Indikator- und Zielgröße nicht postuliert, sondern ökonometrisch geschätzt wird.

➤ **Keywords:** temporal disaggregation and extrapolation – data revision – gross domestic product – simulated calculation – need for revision

ABSTRACT

The gross domestic product receives particular public attention as the most comprehensive measure of economic performance. The Working Party on the Regional Accounts of the Länder publishes preliminary calculations for gross domestic product by Land around 90 days after the end of the reporting year. At that time, the statistics on which the calculations are based do not yet provide all the information required for an original calculation. Accordingly, the preliminary results are revised as the basic data improve over time. This article presents a method that could be suitable for reducing the need for revision by using an econometric approach to estimate, rather than postulate, the correlation between the value of the indicator and that of the target variable.

Dr. Udo Vullhorst

ist Ökonom und stellvertretender Leiter des Referats „Grundsatz Wirtschaftspolitik und Reden“ im Ministerium für Wirtschaft, Arbeit und Tourismus Baden-Württemberg. Zu seinen Tätigkeitsschwerpunkten gehört die Konjunkturberichtserstattung.

1

Einleitung

Die Bundesrepublik Deutschland als föderaler Staat ist dadurch charakterisiert, dass die Länder den Bund konstituieren. Somit liegt die Vermutung nahe, dass Ergebnisse der amtlichen Statistik auf Bundesebene stets durch Aggregation der Länderwerte entstehen. Für einen Großteil der durch die amtliche Statistik erhobenen Daten trifft dies durchaus zu, in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) stellt sich die Lage jedoch anders dar: Hier wird zunächst ein Bundeswert – auch als „Eckwert“ bezeichnet – berechnet, mit dem die Summe der Länderwerte übereinstimmen muss. Die Regionalisierung des Bundeswertes in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder, beispielsweise der Bruttowertschöpfung eines Wirtschaftszweiges, kann top down erfolgen, indem das Bundesaggregat mittels geeigneter Indikatoren auf die subnationalen Gebietseinheiten aufgeschlüsselt wird; in diesem Fall ist die Ländersumme mit dem Bundeseckwert stets konsistent. Liegen für einen Wirtschaftszweig dagegen auf Länderebene Basisstatistiken vor, die mit der regionalen Wertschöpfung in einem validen und reliablen statistischen Zusammenhang stehen, werden zunächst mittels dieser Indikatoren Länderergebnisse extrapoliert. Wie bei extrapolierten Werten nicht anders zu erwarten, entsprechen diese allerdings in der Summe nicht genau dem Bundeseckwert. Diese Differenz von **Bottom-up-Ländersumme** und Bundeseckwert ist dann wieder auf die Länderwerte zu verteilen („koordinieren“), um Konsistenz zu gewährleisten. Im Grunde kann man hier von einer Mischform aus Bottom-up- und Top-down-Verfahren sprechen. Die Begründung für den Vorrang der Bundesrechnung ist, dass „angenommen werden (kann), dass die nationalen VGR-Größen wegen der umfassenderen Datenlage a priori genauere Werte liefern als die Länderrechnung, zumal auch nur auf Bundesebene eine kreislaufmäßige Abstimmung der VGR-Aggregate über die sogenannte Drei-Seiten-Rechnung möglich ist“ (Arbeitskreis VGR der Länder, 2021, hier: Seite 4)¹.

Zwar sind die definitorischen Zusammenhänge der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Bund und Länder dieselben. Jedoch gilt – neben den geschilderten Anforderungen an die Konsistenz – grundsätzlich für beide regionalen Ebenen, dass Basisstatistiken verzögert verfügbar sind. Für die Länder stellt sich neben der schlechteren Datenlage noch die Herausforderung, die Ländersumme auf den Bundeseckwert zu koordinieren. Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist als umfassendste Größe zur Messung der gesamtwirtschaftlichen Leistungsfähigkeit eines Wirtschaftsraumes Kernindikator der Konjunktur. Insofern sind Öffentlichkeit, Wissenschaft und Politik daran interessiert, dass die Ergebnisse nach Ablauf des Berichtszeitraums zeitnah veröffentlicht werden. Demgegenüber stehen jedoch die zunächst noch unvollständigen Daten der Basisstatistiken – die amtliche Statistik bewegt sich hier also nach eigenem Bekenntnis in einem „Spannungsfeld zwischen Aktualität und Genauigkeit“ (Statistische Ämter des Bundes und der Länder, 2017, hier: Seite 4). Dem wird insofern Rechnung getragen, als eine erste vorläufige Berechnung des Bruttoinlandsprodukts nach Ländern etwa 90 Tage nach Ablauf des Berichtsjahres veröffentlicht wird (so zum Beispiel am 30. März 2023 für das Berichtsjahr 2022; der Bundeswert wird etwa 15 Tage nach Ablauf des Berichtsjahres veröffentlicht). Diese extrapolierten vorläufigen Werte, in der amtlichen Statistik als „erste Fortschreibung“ bezeichnet, werden in den Folgejahren auf Grundlage verbesserter Basisdaten revidiert.² Sind von diesen Revisionen grundsätzlich sowohl Bund als auch Länder betroffen, ist das Ausmaß doch recht unterschiedlich: Döhrn (2021a) hat aufgezeigt, dass der Revisionsbedarf der Länderergebnisse wesentlich höher ist als der des Bundes. Mehr noch: Die Rangfolge der BIP-Veränderungsraten nach Ländern erweist sich regelmäßig als instabil. „Lediglich in acht und damit in weniger als der Hälfte der 17 betrachteten Jahre [2000 bis 2016; Anmerkung des Verfassers] bestand eine signifikante Korrelation zwischen der Rangfolge der Länder hinsichtlich der BIP-Raten bei der ersten Fortschreibung der VGRdL [Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder; Anmerkung des Verfassers] und der Rangfolge nach Abschluss des Revisionsprozesses.“ (Döhrn, 2021a, hier: Seite 360). Dies ist auch deshalb bedauer-

1 Diese Methodenbeschreibung orientiert sich an Eurostat (2014), hier: Seite 374 f.

2 Zur Periodizität des Revisionsprozesses bei den Ländern siehe Arbeitskreis VGR der Länder (2021), hier: Seite 6. Zur Periodizität des Revisionsprozesses bei den Bundeswerten siehe Statistisches Bundesamt (2017), hier: Seite 15.

lich, weil die erstveröffentlichten BIP-Veränderungsraten und die entsprechenden Länderrankings mit Vergleich zum Bundesdurchschnitt eine größere öffentliche Aufmerksamkeit erzielen als die nachträglich revidierten Werte.

Der empirische Befund zeigt, dass die Revisionsanfälligkeit der gesamtwirtschaftlichen Aggregate möglichst reduziert werden sollte. Ein Ansatzpunkt ist eine verbesserte Datengrundlage, auf der die vorläufigen Berechnungen beruhen. Dies ist der Ansatz, den Döhrn (2021a, 2021b) vorschlägt, indem er beispielsweise anregt, dass Konjunkturumfragen der Industrie- und Handelskammern als (zusätzliche) Indikatorgrößen in die Berechnungen ebenso eingehen könnten wie Arbeitsmarktdaten.

Die Qualität der vorläufigen Berechnungen hängt in der Tat wesentlich vom Informationsgehalt der zugrunde liegenden Daten ab. Ein weiterer Aspekt ist jedoch die Methode, die der Extrapolation von VGR-Aggregaten auf Länderebene zugrunde liegt. Mit dem vorliegenden Beitrag soll ein Ansatz vorgeschlagen werden, der hinsichtlich verschiedener Revisionsmaße eine effizientere Nutzung des Informationsgehalts der notwendigerweise unvollkommenen Datenlage verspricht als die amtliche Methode. Zugleich soll eine weitere Lücke der amtlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Länder geschlossen werden, nämlich eine unterjährige, quartalsweise BIP-Berechnung, die mit den amtlichen Jahreswerten konsistent ist: Zwar werden seitens des Arbeitskreises Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, dem die Statistischen Ämter der 16 Bundesländer sowie das Statistische Bundesamt und das Statistische Amt Wirtschaft und Kultur der Landeshauptstadt Stuttgart als Vertreter des Deutschen Städtetages angehören, regelmäßig BIP-Veränderungsraten für das erste Halbjahr des laufenden Jahres veröffentlicht, diese unterliegen jedoch nicht den periodischen Revisionen der Jahresrechnung. Sie sind also nicht geeignet, eine konsistente „lange Reihe“ mit einem entsprechenden zweiten Halbjahr zu generieren.

2

Fortschreibung von gesamtwirtschaftlichen Aggregaten

Die Bruttowertschöpfung (BWS) eines Wirtschaftszweiges berechnet sich entstehungsseitig aus dem Produktionswert zu Herstellungspreisen abzüglich der Vorleistungen zu Anschaffungspreisen.

$$(1) \quad BWS_t = \underbrace{PROD_t}_{\approx U_t} - VL_t$$

Die Fortschreibung erfolgt nun in den regionalen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, indem die Veränderungsrate der Indikatorgröße (als „Messziffer“ bezeichnet) an den letzten originär berechneten Absolutwert angelegt wird. Wenn man davon ausgeht, dass der Umsatz (beispielsweise im Verarbeitenden Gewerbe) den Produktionswert recht gut abbildet, ergäbe sich für die fortgeschriebene Bruttowertschöpfung in diesem Wirtschaftsbereich in einem Land also

$$(2) \quad BWS_{t+1}^{FS \text{ unkoord.}} = BWS_t \frac{U_{t+1}}{U_t},$$

wobei der Wert hier zunächst noch „unkoordiniert“ ist, das heißt die aus diesen Werten bottom up aggregierte Ländersumme stimmt noch nicht mit dem Bundesseckwert überein. Mit dieser Art der Extrapolation unterstellt man einen proportionalen Zusammenhang zwischen Indikator- und Zielgröße: Die Veränderungsrate der Bruttowertschöpfung entspricht im genannten Beispiel der Veränderungsrate der Umsätze. Aus der Definition der Vorleistungsquote $Q_t = VL_t/U_t$ in Verbindung mit dem definitorischen Zusammenhang (1) folgt jedoch für die Bruttowertschöpfung des regionalen Wirtschaftsbereichs $BWS_t = (1 - Q_t)U_t$, oder, in Veränderungsraten formuliert:

$$(3) \quad \frac{BWS_{t+1} - BWS_t}{BWS_t} = \frac{(1 - Q_{t+1})U_{t+1} - (1 - Q_t)U_t}{(1 - Q_t)U_t}$$

Welche Auswirkungen die Umsatzentwicklung einerseits und Veränderungen der Vorleistungsquote andererseits auf die Veränderungsrate der Bruttowertschöpfung haben, lässt sich aus dem totalen Differenzial für die Bruttowertschöpfung ersehen, welches die Veränderung der Bruttowertschöpfung bei gleichzeitiger infini-

tesimalen Änderung aller zugrunde liegenden Variablen (Umsatz und Vorleistungsquote) darstellt. Die Division des totalen Differenzials der Bruttowertschöpfung durch ihren Absolutwert ergibt:

$$(4) \quad \frac{dBWS}{BWS} = \frac{dU}{U} - \left(\frac{1}{1-Q} \right) dQ$$

Der postulierte proportionale lineare Zusammenhang (2) gilt also offensichtlich nur für konstante Vorleistungsquoten, wie aus (3) und (4) ersichtlich ist: Für $Q_{t+1} = Q_t$ erhält man aus (3) $\frac{\Delta BWS}{BWS} = \frac{\Delta U}{U}$ beziehungsweise für $dQ = 0$ aus (4) $\frac{dBWS}{BWS} = \frac{dU}{U}$. Aus (4) wird zudem der systematische Fehler deutlich, den man mit der Fortschreibung gemäß (1) macht, wenn die Vorleistungsquote nicht konstant ist: Erhöht sich die Vorleistungsquote im Zeitverlauf, dann überschätzt eine „Eins-zu-eins-Fortschreibung“ der Wertschöpfung mittels Umsatzentwicklung die tatsächliche BWS-Entwicklung; je höher die Vorleistungsquote ist, desto stärker fallen Veränderungen derselben ins Gewicht. Ein Beispiel: Ein nominales Umsatzplus von 4 % bewirkt bei einer steigenden Vorleistungsquote von 67 % auf 67,5 % ein – unterproportionales – Bruttowertschöpfungswachstum von 2,5 %. Steigt die Vorleistungsquote um einen Prozentpunkt von 67 % auf 68 %, so schlägt sich ein nominales Umsatzplus von 4 % sogar nur in einer Steigerung der Bruttowertschöpfung von 0,9 % nieder.

Tatsächlich sind variable Vorleistungsquoten empirisch durchaus relevant. [➤ Grafik 1](#) zeigt im oberen Teil, dass der Anteil der Vorleistungen am Produktionswert des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland von Beginn der 1990er-Jahre bis zum Vorjahr der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/09 einen ansteigenden Trend aufwies. Die Krisenjahre markieren eine Trendumkehr bis etwa Mitte der 2010er-Jahre; in den Jahren 2021 und 2022 war ein deutlicher Anstieg zu verzeichnen. Wie die Definition nahelegt, bleiben die Veränderungen der Vorleistungsquoten nicht ohne Auswirkungen auf den Zusammenhang von Produktionswert und Bruttowertschöpfung. Die rote Linie im unteren Teil der Grafik 1 markiert die Winkelhalbierende, auf der die Wertepaare von Produktionswert- und Bruttowertschöpfungsentwicklung liegen würden, wenn zwischen den Absolutwerten der beiden Merkmale ein proportionaler Zusammenhang bestehen würde. Es zeigt sich deutlich, dass eine solche Annahme den empirischen Zusammen-

hang für positive Veränderungsraten mehrheitlich überschätzen würde.

Was beispielhaft für die Bundesebene illustriert ist, gilt grundsätzlich auch für die Länder – wobei hier durchaus länderspezifische Besonderheiten zum Tragen kommen. Die Vorleistungsquoten sind jedenfalls für die Fortschreibung eine relevante Größe, zu der allerdings keine zeitnahen Informationen vorliegen. Die Hilfsannahme konstanter Vorleistungsquoten birgt dabei die Gefahr systematischer Verzerrungen in sich. Diese wiederum betrifft die Fortschreibung für den jeweiligen Wirtschaftszweig für alle Länder und damit auch die Ländersumme, die dann ja wieder zu korrigieren ist, um dem Bundeseckwert zu entsprechen.

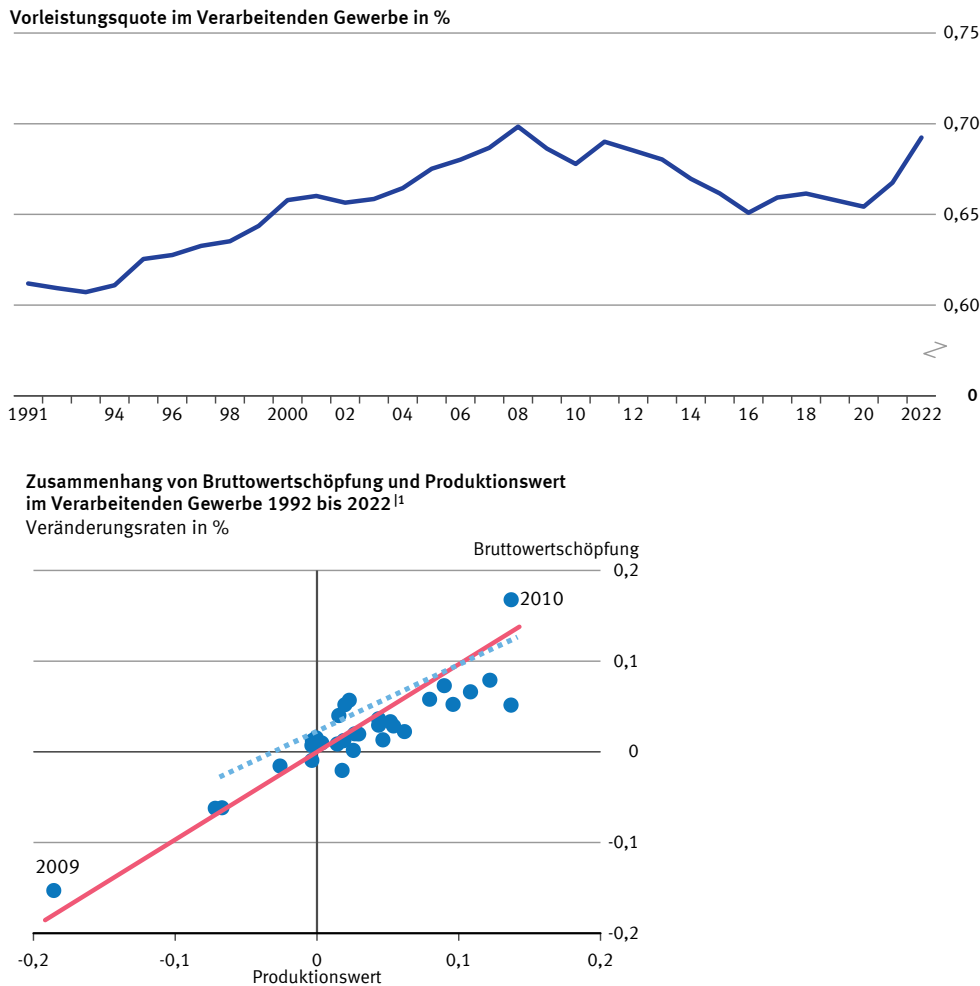
Das Problem volatiler Vorleistungsquoten und der Konsequenzen für die Qualität der Fortschreibungen ist der amtlichen Statistik durchaus bewusst; entsprechend begreift sie Qualitätsverbesserungen seit Langem als ständige Aufgabe.¹³ Verbesserungen der Fortschreibungsqualität setzten dabei in der Vergangenheit im Wesentlichen an den für die Fortschreibung verwendeten Indikatoren an. Mit dem vorliegenden Beitrag wird ein Weg vorgeschlagen, der diese Bemühungen nicht ersetzen kann, sondern ergänzen soll. Dazu wird von gegebenen Basisstatistiken ausgegangen und der Zusammenhang von Indikator- und Zielgröße nicht postuliert, sondern geschätzt – und so auch ein nicht proportionaler Zusammenhang zwischen Indikator- und Zielgröße zugelassen.

3 Ein früher Beitrag, der das grundsätzliche Problem aufgreift, ist Scharmer (2006).

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Ansatzpunkte für mögliche Verbesserungen der Fortschreibungsqualität

Grafik 1

Entwicklung der Vorleistungsquote sowie Zusammenhang von Produktionswert und Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe



¹ Die Wertepaare für das Krisenjahr 2009 und für die anschließende Erholung 2010 wurden als "Ausreißer" nicht für die Berechnung der (gestrichelten) Regression berücksichtigt.

Datenquelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.4 "Inlandsproduktberechnung – Detaillierte Jahresergebnisse"

3

Disaggregation und Extrapolation

Um Aussagen treffen zu können, in welcher Phase des Konjunkturzyklus sich die Wirtschaft eines Landes befindet, reichen von der amtlichen Statistik bereitgestellte jährliche Werte nicht aus. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht zwar regelmäßig unterjährliche, quartalsweise Werte des Bruttoinlandsprodukts für Deutsch-

land, diese sind jedoch nicht nach Bundesländern differenziert. Ebenso wenig gehören BIP-Quartalswerte für Länder zum Veröffentlichungsprogramm des Arbeitskreises Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Zwar berechnet und veröffentlicht das Statistische Landesamt Baden-Württemberg BIP-Quartalswerte für das eigene Land, jedoch stehen diese für sich allein. Ein Koordinierungsbedarf besteht damit nur für die Summe der Quartalswerte mit dem amtlichen Jahreswert, was im Folgenden als **temporale Aggregationsrestriktion** bezeichnet werden soll. Die BIP-Quartalsrechnung für

Baden-Württemberg orientiert sich dabei am Veröffentlichungskalender des Statistischen Bundesamtes, wonach nach Wirtschaftszweigen differenzierte Quartalszahlen der Bruttowertschöpfung und des Bruttoinlandsprodukts für Deutschland insgesamt etwa zwei Monate nach Ablauf des Quartals vorliegen (erste BIP-Quartalszahlen ohne Differenzierung nach Wirtschaftszweigen gibt es für Deutschland schon etwa einen Monat nach Ablauf des Quartals). Nun wäre es prinzipiell möglich, die Methode der für Baden-Württemberg implementierten BIP-Quartalsrechnung auch auf alle anderen Bundesländer anzuwenden. Wenn die temporale Restriktion erfüllt ist, wäre für jedes einzelne Land dann auch die Summe der Quartalswerte gleich dem jeweiligen amtlichen Jahreswert für das Land. Entsprechend stimmt die Summe der Jahreswerte nach Ländern dann wiederum mit dem Bundeswert des jeweiligen Jahres überein. Eine Berechnung des quartalsweisen Bruttoinlandsprodukts nach Bundesländern müsste neben dieser temporalen Aggregationsrestriktion aber noch eine weitere, nämlich unterjährige **regionale Aggregationsrestriktion** erfüllen: Die Summe der Länderwerte muss in jedem Quartal dem amtlichen Quartalswert für Deutschland insgesamt entsprechen.

Wenn nun also originär berechnete Jahreswerte nach Ländern vorliegen, müssen beide genannten Aggregationsrestriktionen, die temporale und die regionale, simultan erfüllt sein; technisch gesprochen geht es hier um **Distribution** gegebener Jahreswerte auf Quartale. Solange jedoch keine originär berechneten Jahreswerte für Länder vorliegen, bewegt man sich bei der BIP-Quartalsrechnung im Bereich der **Extrapolation**, oder, um im Sprachgebrauch der amtlichen Statistik zu bleiben, im Bereich der Fortschreibung. Hier ist lediglich sicherzustellen, dass die Summe der extrapolierten Länder-Quartalswerte mit dem Bundes-Quartalswert übereinstimmt (regionale Aggregationsrestriktion). Wenn nun aber für vier Quartale extrapolierte Werte berechnet sind, ergibt sich ebenfalls eine erste Fortschreibung für das Gesamtjahr. Schematisch sind die Berechnungsphasen in [Übersicht 1](#) dargestellt: Solange keine originär berechneten Jahreswerte für Länder vorliegen, bewegt sich die Quartalsberechnung, wie erwähnt, im Bereich der Extrapolation; entsprechend ist die temporale Aggregationsrestriktion unbeachtlich. Die länderspezifischen Quartalssummen (die Zeilensummen) ergeben die fortgeschriebenen länderspezifischen Jahreswerte. Stimmen die Ländersummen über die einzelnen Quartale (die Spaltensummen) mit dem jeweiligen Bundes-eckwert überein, ist ebenfalls die Konsistenz mit dem

Übersicht 1

Schematische Darstellung des Zusammenhangs von Bundesrechnung und möglicher Quartalsrechnung des Bruttoinlandsprodukts (BIP) für die 16 Bundesländer

	Berichtsjahr t				Quartalssumme		BIP ^t (originär berechnet)
	Quartal I	Quartal II	Quartal III	Quartal IV			
BIP ₀₁	$BIP_{01}^{t:I}$	$BIP_{01}^{t:II}$	$BIP_{01}^{t:III}$	$BIP_{01}^{t:IV}$	$\sum_{Q=I}^{IV} BIP_{01}^{t:Q}$	(temporale Aggregationsrestriktion)	= BIP_{01}^t
BIP ₀₂	$BIP_{02}^{t:I}$		= BIP_{02}^t
...		= ...
BIP ₁₆	$BIP_{16}^{t:IV}$	$\sum_{Q=I}^{IV} BIP_{16}^{t:Q}$		= BIP_{16}^t
Ländersumme	$\sum_{i=1}^{16} BIP_i^{t:I}$	$\sum_{i=1}^{16} BIP_i^{t:IV}$			$\sum_{i=1}^{16} BIP_i^t$
	(regionale Aggregationsrestriktion)						
	=	=	=	=			=
Bundes-eckwert	$BIP_D^{t:I}$	$BIP_D^{t:II}$	$BIP_D^{t:III}$	$BIP_D^{t:IV}$			BIP_D^t

Die Veröffentlichungstermine der bundesdeutschen BIP-Quartalswerte markieren die frühestmöglichen Zeitpunkte für die Veröffentlichung von länderspezifischen Quartalswerten. Nach Wirtschaftszweigen gegliederte Quartalswerte für die Bruttowertschöpfung sowie Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen veröffentlicht das Statistische Bundesamt etwa 60 Tage nach Ablauf des Berichtsquartals. Mit der Berechnung des vierten Quartals eines Berichtsjahres liegt die Jahresfortschreibung vor, solange es keine originär berechneten Länderwerte gibt.

Bundeseckwert für das Berichtsjahr gegeben. Liegen schließlich die originär berechneten Jahreswerte vor und entsprechen der Zeilensumme, ist auch die temporale Aggregationsrestriktion erfüllt.

Zur indikatorgestützten Berechnung und Extrapolation unterjähriger Zeitreihen, wenn das jährliche Aggregat bekannt ist, existiert umfangreiche Literatur. Ein grundlegender Ansatz von Chow und Lin (1971) zeigt ein Verfahren auf, das niedrigfrequente Zeitreihen in höherfrequente Zeitreihen mittels [Generalized Least Squares](#) (GLS) unter Berücksichtigung autokorrelierter Störterme und unter Berücksichtigung der temporalen Aggregationsrestriktion disaggregiert. Würde das Chow-Lin-Verfahren – oder jedes andere aus dieser „Modellfamilie“ – für jedes einzelne Land durchgeführt, dann wäre die Koordinierung der (jährlichen) Ländersumme auf den (jährlichen) Bundeseckwert modellendogen gewährleistet, die temporale Aggregationsrestriktion dagegen nicht. Di Fonzo (1990) greift diesen Ansatz der GLS-Schätzung auf, integriert jedoch auch noch die regionale Aggregationsrestriktion in das Optimierungskalkül.⁴ Ein jüngerer Beitrag von Koop und anderen (2020) berechnet regionale Wertschöpfung für das Vereinigte Königreich für Quartale unter analogen Rahmenbedingungen, wie sie die amtliche Statistik in Deutschland setzt und die oben beschrieben wurden. Der dort verfolgte Ansatz ist eine dynamische und verallgemeinerte Variante von Di Fonzo (1990), indem die Zielgröße, die quartalsweise regionale Wertschöpfung, mittels eines [Mixed-frequency Vectorautoregressive Model](#) (MF-VAR) geschätzt wird. Diese Vorgehensweise adaptieren, ausdrücklich Bezug nehmend auf Koop und andere (2020), Lehmann und Wikman (2022) für die deutschen Länder. Der Vergleich der auf diese Weise für Baden-Württemberg gewonnenen Zeitreihe zeigt für den zugrunde liegenden Datenstand eine hohe Übereinstimmung und lässt den Autoren und die Autorin den Schluss ziehen, „that our estimates are not severely biased“ (Lehmann/Wikman, 2022, hier: Seite 19). Auch Koop und andere (2020) sehen in Quartalsdaten der Bruttowertschöpfung und des Bruttoinlandsprodukts der amtlichen Statistik, so sie für einzelne Regionen berechnet werden (für das Vereinigte Königreich ist Schottland der Solitär), eine Richtschnur für Schätzungen: „Official estimates

of regional output growth are, of course, to be preferred over model-based ones – if and when both estimates are available“ (Koop und andere, 2022, hier: Seite 177). Die Autoren gehen damit offenbar implizit davon aus, dass diese regionalen Wertschöpfungsdaten in gewisser Weise „originär“ erhoben und daher modellbasierten Schätzungen überlegen seien. Für Baden-Württemberg trifft die Annahme jedoch keineswegs zu: Der Vergleich der baden-württembergischen BIP-Quartalswerte, den Lehmann und Wikman (2022) anstellen, ist tatsächlich ein Vergleich zweier modellbasierter Schätzungen. Die hohe Übereinstimmung spricht damit für die Validität der Ergebnisse, zumindest für den Datenstand der Veröffentlichung, für den es allein darum geht, Jahreszahlen zu disaggregieren.

Wie verhält es sich nun aber mit den MF-VAR-geschätzten Daten, wenn die Zeitreihe des regionalen Quartals-Bruttoinlandsprodukts nicht durch temporale Disaggregation generiert wird, sondern durch Extrapolation (das heißt über den Zeitraum, der durch amtliche Jahreswerte abgebildet wird, hinaus)? In einer Pressemitteilung vom 2. November 2022 veröffentlichte das ifo-Institut ausgehend von dem Ansatz von Lehmann und Wikman (2022) saisonbereinigte BIP-Veränderungsraten zum Vorquartal für das dritte Quartal 2022 nach Bundesländern (ifo-Institut, 2022). Die Werte weisen dabei eine bemerkenswerte Spreizung auf. Die für Baden-Württemberg ermittelte Veränderungsrate weicht mit +0,6 % nur leicht von dem Wert ab, der mit dem Chow-Lin-Verfahren berechnet wurde (+0,3 %). Eine so geringe Diskrepanz bei niedrigen Veränderungsraten ist angesichts unterschiedlicher Verfahren wenig überraschend. Für Nordrhein-Westfalen ergab sich nach Lehmann und Wikman ein Rückgang um 2,8 %, der schwächste Wert im Länderranking. Dieser Wert ist in seiner Abweichung vom gesamtdeutschen Wert umso erstaunlicher, als Nordrhein-Westfalens Wirtschaftsleistung immerhin gut ein Fünftel zum gesamtdeutschen Bruttoinlandsprodukt beiträgt. Die Bewährungsprobe für die Qualität der Berechnungen, die im Vergleich der extrapolierten Quartalswerte mit den endgültigen amtlichen Jahreswerten besteht, steht noch aus. Maßstab wäre der Ex-post-Korrekturbedarf für die extrapolierten Quartalswerte.

Der Revisionsbedarf der BIP-Quartalsrechnung für Baden-Württemberg nach der Chow-Lin-Methode oder deren Ablegern hat sich in der Vergangenheit als recht gering erwiesen. Für die Zwecke der amtlichen Sta-

⁴ Die im vorliegenden Beitrag verwendete Begrifflichkeit unterscheidet sich von der von Di Fonzo gewählten: Di Fonzo bezeichnet die regionale Aggregationsrestriktion als „contemporaneous“.

tistik auf Länderebene wäre außerdem zunächst eine „Synchronisierung“ unterjähriger Veröffentlichungstermine von Bund und Ländern schon ein ambitioniertes Zwischenziel. Der Ansatz von Koop und anderen beziehungsweise von Lehmann und Wikman mit seiner dynamischen Vorgehensweise geht weit darüber hinaus, in Richtung eines „nowcasts“ von Länderwerten. Es liegt in der Natur der Sache, dass diese jedoch mit weiteren Unsicherheiten behaftet sind – die weite Spreizung der Länderwerte weist deutlich in diese Richtung. Daher greifen die weiteren Ausführungen auf den methodisch gewissermaßen bescheideneren Ansatz von Di Fonzo (1990) zurück.

4

Fallbeispiel Nordrhein-Westfalen

Ein anschauliches Beispiel für die Revisionsanfälligkeit länderspezifischer VGR-Aggregate ist das Berichtsjahr 2015, und hier insbesondere Nordrhein-Westfalen. Die unterschiedlichen Berechnungsstände der preisbereinigten Veränderungsraten des Bruttoinlandsprodukts für Nordrhein-Westfalen und für Deutschland insgesamt zeigt [Tabelle 1](#).

Die erste, im März 2016 veröffentlichte Fortschreibung für das Berichtsjahr 2015 wies für Nordrhein-Westfalen ein leichtes Minuswachstum aus; das wurde in Presse und Politik durchaus thematisiert, da es zum damaligen Berechnungsstand der schwächste Wert im Länder-ranking war. Verfolgt man die Zeile für das Berichtsjahr 2015 weiter, ist zu erkennen, wie der Wert im Zeitverlauf revidiert wurde: Bereits mit der zweiten Fortschreibung im Jahr 2016 und besseren Basisstatistiken belief er sich auf +0,8%. Zum letzten Fortschreibungstermin hat sich ein Wert ergeben, der dem Deutschlandmittel entspricht – dabei ist anzumerken, dass dieser Deutschlandwert über die Jahre relativ konstant geblieben ist, was durchaus charakteristisch ist.¹⁵

Wäre eine erste Fortschreibung für das Berichtsjahr 2015 nach der ökonometrischen Methode von Di Fonzo (1990) zu einer valideren Schätzung gelangt? Das Ergebnis ist in [Tabelle 2](#) dargestellt. Der Anschaulichkeit halber wurde lediglich der Zeitraum 2010 bis 2015 betrachtet. Eine weitere Vereinfachung ist, dass nicht für alle 16 Länder Quartalsberechnungen durchgeführt wur-

- 5 Allerdings ist hinzuzufügen, dass zum Fortschreibungstermin 2019 eine sogenannte Generalrevision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen stattgefunden hat, sodass hier gewissermaßen ein Strukturbruch vorliegt. Dieser dürfte sich zumindest teilweise in dem Sprung von +1,0% auf +1,6% widerspiegeln.

Tabelle 1

Bruttoinlandsprodukt¹ zu unterschiedlichen Berechnungsständen

Jahr	Nordrhein-Westfalen								Deutschland							
	1. FS 2015	1. FS 2016	1. FS 2017	1. FS 2018	1. FS 2019 ²	1. FS 2020	1. FS 2021	1. FS 2022	1. FS 2015	1. FS 2016	1. FS 2017	1. FS 2018	1. FS 2019 ²	1. FS 2020	1. FS 2021	1. FS 2022
	Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr in %															
2010	+ 2,5	+ 2,5	+ 2,5	+ 2,5	+ 2,4	+ 2,4	+ 2,4	+ 2,4	+ 4,1	+ 4,1	+ 4,1	+ 4,1	+ 4,2	+ 4,2	+ 4,2	+ 4,2
2011	+ 2,7	+ 2,7	+ 2,7	+ 2,7	+ 2,8	+ 2,8	+ 2,8	+ 2,8	+ 3,7	+ 3,7	+ 3,7	+ 3,7	+ 3,9	+ 3,9	+ 3,9	+ 3,9
2012	+ 0,2	– 0,0	– 0,0	– 0,0	– 0,4	– 0,4	– 0,4	– 0,4	+ 0,4	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,4	+ 0,4	+ 0,4	+ 0,4
2013	+ 0,2	+ 0,5	+ 0,3	+ 0,3	+ 0,2	+ 0,2	+ 0,2	+ 0,2	+ 0,3	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,5	+ 0,4	+ 0,4	+ 0,4	+ 0,4
2014	+ 1,8	+ 1,7	+ 1,7	+ 1,8	+ 2,0	+ 2,0	+ 2,0	+ 2,0	+ 1,6	+ 1,6	+ 1,9	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2
2015	– 0,0	+ 0,8	+ 1,1	+ 1,0	+ 1,6	+ 1,5	+ 1,5	+ 1,5	+ 1,7	+ 1,7	+ 1,7	+ 1,7	+ 1,7	+ 1,5	+ 1,5	+ 1,5
2016		+ 1,8	+ 1,6	+ 0,9	+ 1,1	+ 1,2	+ 1,2	+ 1,2		+ 1,9	+ 1,9	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2	+ 2,2
2017			+ 1,7	+ 1,5	+ 2,4	+ 2,5	+ 2,5	+ 2,5			+ 2,2	+ 2,2	+ 2,5	+ 2,6	+ 2,7	+ 2,7
2018				+ 0,9	+ 1,6	+ 1,6	+ 1,4	+ 1,3				+ 1,4	+ 1,5	+ 1,3	+ 1,1	+ 1,0
2019					+ 0,2	+ 0,1	– 0,1	+ 0,0					+ 0,6	+ 0,6	+ 1,1	+ 1,1
2020						– 4,4	– 4,5	– 3,1						– 4,9	– 4,6	– 3,7
2021							+ 2,2	+ 1,7							+ 2,9	+ 2,6
2022								+ 1,1								+ 1,8

1 Preisbereinigt, verkettet.

2 Große Revision.

FS = Fortschreibung.

Datenquelle: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Ansatzpunkte für mögliche Verbesserungen der Fortschreibungsqualität

Tabelle 2

Alternative erste Fortschreibung für das Berichtsjahr 2015 für Nordrhein-Westfalen und das „übrige Deutschland“¹

Jahr, Quartal	Bruttoinlandsprodukt, Schätzergebnisse										Bruttoinlandsprodukt Deutschland			
	Nordrhein-Westfalen		übriges Deutschland ¹		Nordrhein-Westfalen	übriges Deutschland ¹	Nordrhein-Westfalen	übriges Deutschland ¹	Nordrhein-Westfalen	übriges Deutschland ¹	Schätzergebnisse		tatsächliche Werte (Statistisches Bundesamt)	
	jeweilige Preise	Vierteljahrespreise	jeweilige Preise	Vierteljahrespreise	Kettenindex, preisbereinigt						jeweilige Preise	Vierteljahrespreise	jeweilige Preise	Vierteljahrespreise
	Mrd. EUR				2010 = 100, annual overlap				Veränderung in %		Mrd. EUR			
2010 I	137,24	138,21	482,83	482,41	100	100	–	–	–	–	620,07	620,62	620,07	620,66
II	139,12	139,60	495,16	494,63			–	–			634,28	634,23	634,28	634,23
III	143,98	143,39	516,61	512,70			–	–			660,59	656,09	660,59	656,12
IV	144,57	141,68	520,55	508,08			–	–			665,12	649,76	665,12	649,78
2011 I	144,59	144,18	518,35	518,76	102,74	103,91	102,09	102,97	+ 2,7	+ 3,9	662,94	662,94	662,94	662,93
II	144,89	143,70	520,99	519,06			101,75	103,03			665,88	662,76	665,88	662,74
III	149,49	147,34	539,63	534,83			104,32	106,16			689,12	682,17	689,12	682,15
IV	149,17	145,18	536,01	521,32			102,80	103,48			685,18	666,50	685,18	666,48
2012 I	148,01	147,23	534,02	532,92	102,83	104,44	102,88	104,73	+ 0,1	+ 0,5	682,03	680,15	682,03	680,18
II	146,87	145,88	530,08	526,00			101,94	103,37			676,95	671,88	676,95	671,90
III	151,31	149,36	549,29	540,94			104,37	106,31			700,60	690,30	700,6	690,29
IV	150,42	146,16	544,86	525,79			102,13	103,33			695,28	671,95	695,28	671,97
2013 I	148,05	146,78	536,91	532,00	102,21	105,01	101,19	102,97	– 0,6	+ 0,5	684,96	678,78	684,96	678,76
II	149,56	147,04	547,55	539,76			101,37	104,47			697,11	686,80	697,11	686,76
III	154,55	150,96	566,92	556,55			104,07	107,72			721,47	707,51	721,47	707,47
IV	153,93	148,23	563,35	541,75			102,20	104,86			717,28	689,98	717,28	690,01
2014 I	153,55	152,39	562,36	558,75	103,54	106,77	102,79	105,97	+ 1,3	+ 1,7	715,91	711,15	715,91	711,13
II	153,55	151,80	563,30	556,23			102,40	105,49			716,85	708,03	716,85	708,03
III	158,80	156,10	583,71	574,82			105,29	109,02			742,51	730,92	742,51	730,93
IV	158,77	153,69	581,61	562,03			103,67	106,59			740,38	715,72	740,38	715,73
2015 I	158,38	156,00	581,06	576,61	104,28	108,85	103,43	107,49	+ 0,7	+ 2,0	739,44	732,61	739,44	732,64
II	158,66	155,37	584,76	576,59			103,01	107,48			743,42	731,96	743,42	731,95
III	163,96	159,81	606,16	596,75			105,96	111,24			770,12	756,57	770,12	756,56
IV	164,69	157,96	608,23	585,70			104,73	109,18			772,92	743,66	772,92	743,71

1 Bundesländer ohne Nordrhein-Westfalen.

Datenstand: 23.02.2016

Datenquelle für die der Schätzung zugrundeliegenden Indikatoren: Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank

den, sondern für Nordrhein-Westfalen und das übrige Bundesgebiet, sodass hier zwei regionale Einheiten den Bund konstituieren. Tabelle 2 enthält bereits die zusammengefassten Quartalswerte für das Bruttoinlandsprodukt; die Berechnungen an sich erfolgen auf der Ebene der Wirtschaftszweige „A10 mit Zusammenfassungen“ der amtlichen Wirtschaftszweigssystematik WZ 2008⁶. Dabei wird die Bruttowertschöpfung in jeweiligen Preisen und in Vorjahrespreisen nach der gleichen Methode separat ermittelt. Zusammen mit dem Posten Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen lassen sich die BIP-

Werte in Tabelle 2 aggregieren (rot hinterlegte Spalten) und auch preisbereinigte Kettenindizes für das Bruttoinlandsprodukt berechnen (grau hinterlegte Spalten).

Die quartalsweisen Kettenindizes für die Länder folgen der [Annual-overlap-Methode](#), ganz so wie auch die Bundesquartalswerte des Statistischen Bundesamtes. Die blau unterlegten Felder stellen die Schätzergebnisse und die tatsächlichen Werte für den Bund gegenüber und zeigen die Konsistenz von Schätzung und Bundes-

⁶ WZ 2008: Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (Statistisches Bundesamt, 2008).

eckwert.¹⁷ Die Werte für die Quartale der Berichtsjahre 2010 bis 2014 sind das Ergebnis einer Distribution der amtlichen Eckwerte auf die Quartale, die vier Quartale des Jahres 2015 kennzeichnen den Bereich der Extrapolation beziehungsweise der Fortschreibung. Für den Zeitraum der Distribution müssen die regionale und die temporale Aggregationsrestriktion erfüllt sein. Da es zum Stand 23. Februar 2023 noch keine Länderjahreswerte für 2015 gab (ebendiese sollen ja fortgeschrieben/extrapoliert werden), fällt für dieses Jahr die temporale Aggregationsrestriktion weg; lediglich die Ländersummen über jedes einzelne Quartal müssen dem Bundeseckwert entsprechen (regionale Aggregationsrestriktion).

Die Alternativrechnung zur amtlichen Fortschreibung des Jahresergebnisses 2015, die sich aus der Quartalsrechnung ergibt, weist nun für die preisbereinigte BIP-Veränderungsrate Nordrhein-Westfalens einen Wert von +0,7 % aus. Dieser Wert liegt deutlich näher an den in Tabelle 1 dargestellten folgenden Berechnungsständen und dem (ersten) originär berechneten Wert von +1,0 % als das Ergebnis der ersten amtlichen Fortschreibung von –0,0 %. Ganz entsprechend erhält man auch Fortschreibungsergebnisse für die übrigen Länder, hier zusammengefasst berechnet als „Bund ohne NRW“, die zusammen mit dem Wert für „NRW“ eben wieder die gesamtdeutsche Wirtschaftsleistung abbilden.

5

Simulationsrechnung

Denkbar wäre, dass die ökonometrische Methode zwar für das eine betrachtete Berichtsjahr 2015 eine Verbesserung gegenüber den amtlichen Fortschreibungsergebnissen darstellt, es sich hier aber gewissermaßen um einen „Zufallstreffer“ handelt. Um dieser Möglichkeit nachzugehen, wurden Simulationsrechnungen mit fiktiven Datensätzen durchgeführt und Fortschreibungen nach amtlicher Methode sowie nach der Di-Fonzo-Methode verglichen. Hierbei zeigt sich, dass der Revisionsbedarf nach der ökonometrischen Methode im Durchschnitt geringer ist.

¹⁷ Vereinzelt geringe Differenzen in der ersten Nachkommastelle, beispielsweise bei den Vorjahreswerten des ersten Quartals 2010, sind rundungsbedingt.

Di Fonzo schlägt ein zu schätzendes Modell vor, das im Folgenden auf simulierte Daten angewandt werden soll:

$$(5) \quad \begin{bmatrix} z \\ y_{01} \\ y_{02} \\ \vdots \\ y_{0M} \\ z_e \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} X_1 & X_2 & \cdot & \cdot & X_{M-1} & X_M \\ X_{01} & 0 & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ 0 & X_{02} & \cdot & \cdot & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & X_{0M} \\ X_{1e} & X_{2e} & \cdot & \cdot & X_{M-1e} & X_{Me} \end{bmatrix}}_{X_a^*} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_M \end{bmatrix}}_{\beta} + \underbrace{\begin{bmatrix} u_z \\ u_{01} \\ u_{02} \\ \vdots \\ u_{0M} \\ u_{Me} \end{bmatrix}}_{u_a^*},$$

mit:

z Quartalswerte der übergeordneten regionalen Einheit („Bund“) für den Zeitraum der Disaggregation

y_{0M} Jahresergebnisse der subnationalen regionalen Einheiten („Länder“)

z_e Quartalswerte der übergeordneten regionalen Einheit („Bund“) für den Zeitraum der Extrapolation

X_M Quartalswerte der Indikatoren der subnationalen Einheiten („Länder“) für den Zeitraum der Disaggregation; M bezeichnet den Index für die Länder

X_{0M} Jahreswerte der Indikatoren der subnationalen Einheiten („Länder“) für den Zeitraum der Disaggregation

X_{Me} Quartalswerte der Indikatoren der subnationalen Einheiten („Länder“) für den Zeitraum der Extrapolation

β_M zu schätzende Parameter

u . Schätzfehler

und den distribuierten beziehungsweise extrapolierten Schätzwerten (6) sowie den Schätzern (7):

$$(6) \quad \hat{y}^* = X^* \hat{\beta}^* + V^* H^{*'} V_a^* (y_a^* - X_a^* \hat{\beta}^*)$$

$$(7) \quad \hat{\beta}^* = (X_a^{*'} V_a^* X_a^*)^{-1} X_a^{*'} V_a^* y_a^*$$

mit V als Kovarianzmatrix, V_a^* als Moore-Penrose-Pseudoinverse und H als Aggregationsmatrix.¹⁸

Eine Simulationsrechnung hat den Vorteil, dass das Prinzip gewissermaßen unter Laborbedingungen mit stilisierten Rahmenbedingungen nachgezeichnet werden kann. Auf diese Weise werden etwaige Brüche in den

¹⁸ Zur Bedeutung des Index a siehe Gleichung (5).

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder: Ansatzpunkte für mögliche Verbesserungen der Fortschreibungsqualität

Indikatorzeitreihen, laufende Revisionen aufgrund aktuellerer Datenstände oder auch Methodenänderungen in den amtlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (im Zuge sogenannter Generalrevisionen), die im Umgang mit empirischen Daten immer zu berücksichtigen sind, herausgehalten.

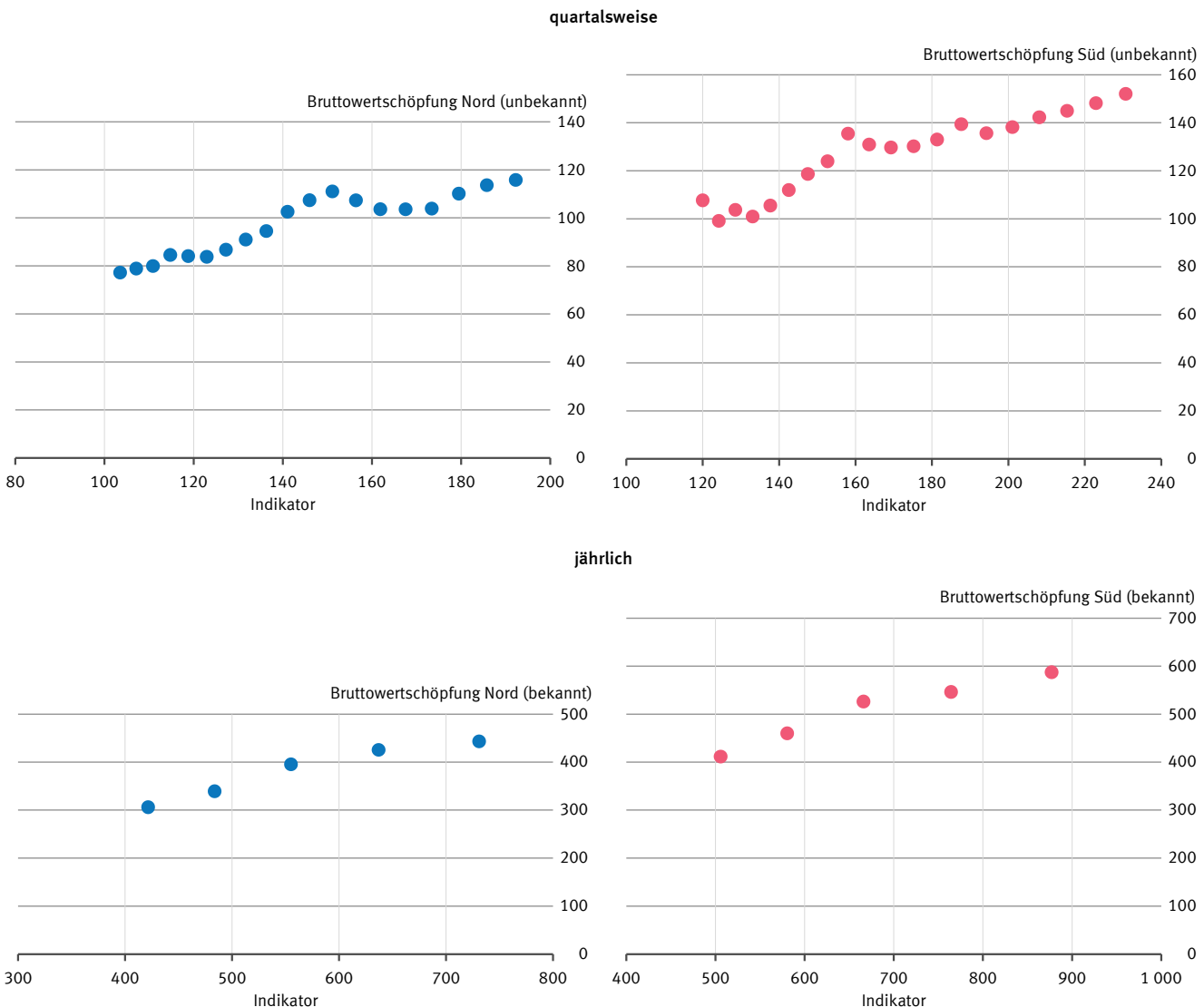
Der „wahre Zusammenhang“ zwischen Indikator- und Zielgröße eines Wirtschaftsbereichs sei als bekannt unterstellt. Dabei wird ein linearer Zusammenhang zwischen beiden Variablen angenommen und der datengenerierende Prozess sei durch zufällige und autokorre-

lierte Störgrößen beeinflusst, um abzubilden, dass die Datengrundlage eben unvollkommen ist. Des Weiteren sei der Einfachheit halber angenommen, dass es lediglich zwei subnationale regionale Einheiten, „Nord“ und „Süd“, gebe, die einen Bund konstituieren.

Beide Variablen sind in absoluten Größen (in Geldeinheiten) ausgedrückt, entweder in jeweiligen Preisen oder in Vorjahrespreisen. Während die quartalsweisen Ausprägungen der Indikatorgrößen bekannt sind, sind die tatsächlichen Werte der entsprechenden Quartals-Bruttowertschöpfung in der Realität natürlich unbekannt.

Grafik 2

Zusammenhang von Indikator- und Zielgröße nach Quartalen und Jahren (simulierte Werte)



➤ Grafik 2 zeigt den unterstellten linearen Zusammenhang, mit den Abweichungen durch (positiv autokorrelierte) Störterme. „Nord“ und „Süd“ unterscheiden sich hinsichtlich ihrer wirtschaftlichen Größe, außerdem hinsichtlich der Parameter des linearen Zusammenhangs und schließlich auch hinsichtlich der Varianz der Störterme. Gerade der letztgenannte Punkt ist auch in den tatsächlichen Daten sehr relevant: Für kleine Länder ist der Revisionsbedarf in der amtlichen Statistik systematisch höher, der Zusammenhang von Indikator- und Zielgröße erwartungsgemäß also lockerer.

Das Ergebnis der Schätzungen, die Quartalswerte der Bruttowertschöpfung nach „Ländern“, stellt ➤ Grafik 3 dar. Die Abbildung lässt schon erahnen, dass die geschätzten Parameter des linearen Zusammenhangs zu geschätzten Zielwerten führen, die keine systematische Verzerrung aufweisen. Eine Simulation von 2000 Stich-

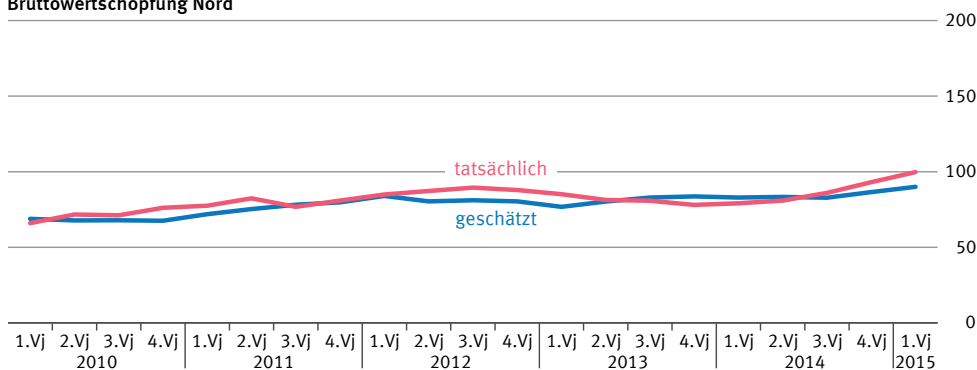
proben liefert die in ➤ Grafik 4 dargestellten Häufigkeitsverteilungen der Schätzer als Boxplots und bestätigt dies.

Für die Simulationsrechnungen wurde eine Zeitreihe von vier Jahren angenommen, die auch den Zeitraum der Distribution markieren. Extrapoliert wurde im visualisierten Beispiel zwar lediglich das erste Quartal 2015. Dennoch lässt die Simulation Rückschlüsse auf die Fortschreibung von Jahreswerten zu. Die durch Distribution ermittelten Quartalswerte erfüllen, wie oben dargelegt, simultan die temporalen und die regionalen Aggregationsrestriktionen. Legt man jedoch die geschätzten Parameter an die Quartalsindikatoren eines Jahres an, ohne die aggregierten Quartalschätzungen der regionalen Bruttowertschöpfung auf die „offiziellen“ Jahreswerte zu koordinieren, kann man ermesen, wie gut die ökonometrische Schätzung nach Di Fonzo im Vergleich

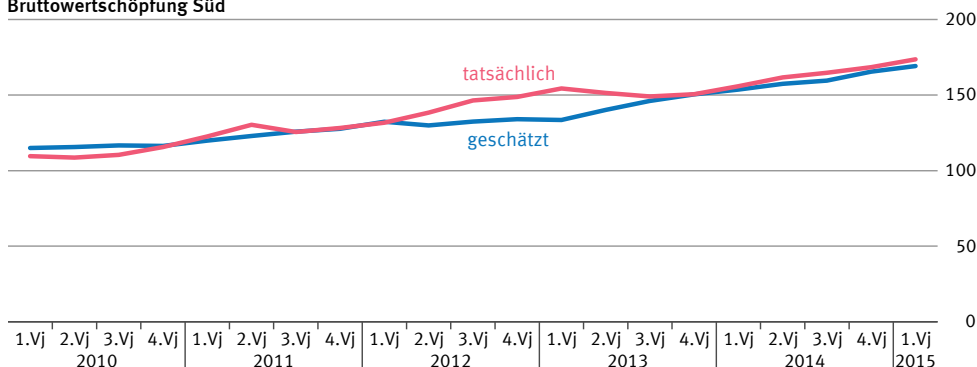
Grafik 3

Tatsächliche und geschätzte quartalsweise Bruttowertschöpfung nach Ländern
(simulierte Werte)
Mrd. EUR

Bruttowertschöpfung Nord

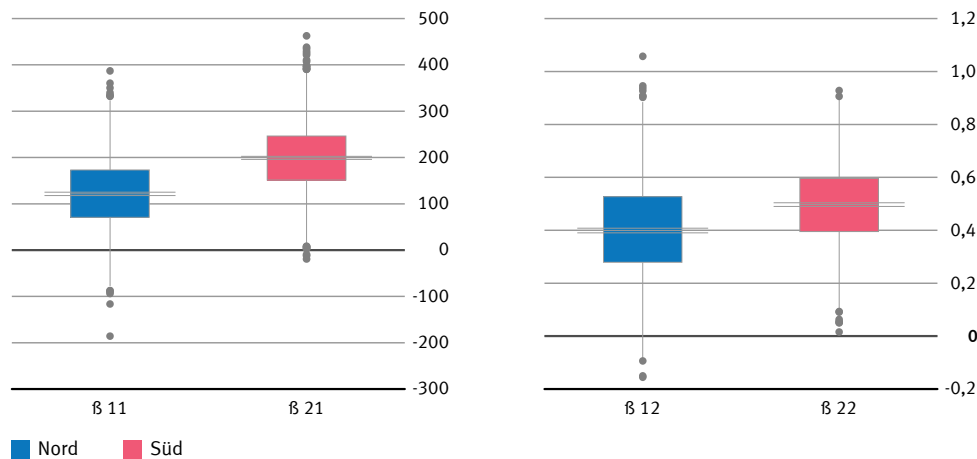


Bruttowertschöpfung Süd



Grafik 4

Boxplots der Häufigkeitsverteilungen der geschätzten Parameter der linearen Zusammenhänge von Indikator- und Zielgröße nach 2 000 Stichprobenziehungen



zur amtlichen proportionalen Fortschreibung abschneidet. Als Maß bietet sich sowohl die mittlere absolute Abweichung der fortgeschriebenen Jahresergebnisse von den tatsächlichen simulierten Jahreswerten an, als auch die mittlere quadratische Abweichung, da sich Median und arithmetisches Mittel der jeweiligen Schätzer nicht signifikant unterscheiden. Es zeigt sich, dass die mittleren Abweichungen in der Simulationsrechnung nach der ökonometrischen Fortschreibung geringer sind als nach dem proportionalen Fortschreibungsverfahren. Erwartungsgemäß wird dieser Unterschied geringer, je mehr sich der unterstellte datengenerierende Prozess einer proportionalen Zuordnung von Indikator- und Zielgröße annähert. Solange diese proportionale Beziehung jedoch „gestört“ ist, der Informationsgehalt der Indikatorgröße also unvollkommen ist, bleibt die ökonometrische Schätzung die bessere. Der Koordinierungsbedarf bei der Abstimmung auf den Bundeseckwert ist geringer; hinzu kommt, dass die über die ökonometrische Schätzung erfolgte Koordinierung modellendogen ist. Dagegen teilt die amtliche Methode die Diskrepanz von Ländersumme und Bundeseckwert generell gemäß der Wertschöpfungsanteile der Länder auf, was eher pragmatisch als ursachenadäquat ist.

Erst wenn diese Störgrößen auch entfernt werden, sind beide Methoden gleichwertig: Beide liefern perfekte Ergebnisse, die man allerdings nicht mehr als „Schätz-


ungen“ bezeichnen kann – der Indikator liefert vielmehr unmittelbar alle Informationen zur Zielgröße. Er muss nur noch gewissermaßen „eins zu eins“ in die Bruttowertschöpfung umgerechnet werden (ähnlich der Umrechnung einer Temperaturmessung von °Celsius in °Fahrenheit) – das Problem der Fortschreibung stellt sich in diesem Grenzfall überhaupt nicht mehr.

6

Schlussfolgerungen und Ausblick

Kriterium für eine verbesserte Qualität vorläufiger Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder sind verringerte Revisionsdifferenzen. Eine solche Qualitätsverbesserung kann grundsätzlich auf zwei Wegen erfolgen. Zum einen natürlich, indem Fortschreibungsindikatoren herangezogen werden, die einen möglichst engen inhaltlichen und damit statistischen Bezug zur fortzuschreibenden Größe aufweisen. Zum anderen, indem man den Informationsgehalt dieser Indikatoren bestmöglich nutzt. Hier weisen ökonometrische Methoden Wege, die bislang noch nicht beschritten wurden.

Die im Beitrag skizzierte Vorgehensweise soll ein erster Schritt in diese Richtung sein; weitere müssten folgen,

um zu prüfen, inwieweit sich die Ergebnisse auch unter realen Bedingungen als robust erweisen. Die amtliche Statistik sieht sich Rahmenbedingungen gegenüber, die in den modellhaft gewonnenen Ergebnissen unberücksichtigt bleiben. Hierzu zählen beispielsweise wirtschaftlich große und deutlich weniger große Länder oder eine größere Rechentiefe als die hier vorgenommene. Theorie, Empirie und Simulation deuten jedenfalls darauf hin, dass es lohnenswert sein dürfte, diesen Weg weiter zu verfolgen. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Arbeitskreis VGR der Länder. *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Methodenbeschreibung ESG 2010/Revision 2019*. 2021. [Zugriff am 14. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.statistikportal.de
- Arbeitskreis VGR der Länder. *Qualitätsbericht Regionale Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*. 2022. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.statistikportal.de
- Chow, Gregory C./Lin, An-loh. *Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series*. In: The Review of Economics and Statistics. Band 53. Ausgabe 4/1971, Seite 372 ff. DOI: [10.2307/1928739](https://doi.org/10.2307/1928739)
- Di Fonzo, Tommaso. *The Estimation of M Disaggregate Time Series when Contemporaneous and Temporal Aggregates are known*. In: The Review of Economics and Statistics. Band 72. Ausgabe 1/1990, Seite 178 ff. DOI: [10.2307/2109758](https://doi.org/10.2307/2109758)
- Döhrn, Roland. *Konjunktur der Bundesländer: große Unterschiede, aber wenig aussagefähige Daten*. In: Wirtschaftsdienst. 2021a. Jahrgang 101. Heft 5/2021, Seite 358 ff. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.wirtschaftsdienst.eu
- Döhrn, Roland. *Zur Revisionspraxis der VGR der Länder*. In: AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv. 2021b. Jahrgang 15. Ausgabe 1/2021, Seite 27 ff. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: link.springer.com
- Eurostat. *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen. ESG 2010*. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: ec.europa.eu
- Ifo-Institut. *Schleswig Holstein beim Wachstum vorn*. Pressemitteilung vom 2. November 2022. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.ifo.de
- Koop, Gary/McIntyre, Stuart/Mitchell, James/Poon, Aubrey. *Regional Output Growth in the United Kingdom: More timely and higher Frequency Estimates from 1970*. In: Journal of Applied Econometrics. Band 35. Ausgabe 2/2020, Seite 176 ff. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: econpapers.repec.org
- Lehmann, Robert/Wikman, Ida. *Quarterly GDP Estimates for the German States*. Ifo Working Paper No. 370. April 2022. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.ifo.de
- Scharmer, Marco. *Verbesserung der Ergebnisqualität bei der Fortschreibung des Bruttoinlandsprodukts*. In: Statistische Analysen und Studien Nordrhein-Westfalen. Ausgabe 37/2006. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.statistik-bw.de

LITERATURVERZEICHNIS

Statistische Ämter des Bundes und der Länder. *Allgemeine Revisionspolitik der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder. Statistikübergreifende Grundsätze zur Revision von veröffentlichten statistischen Ergebnissen*. 2017. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008*. Wiesbaden 2008.

Statistisches Bundesamt. *Vierteljährliche Inlandsproduktberechnung nach ESG 2010 – Methoden und Grundlagen*. Fachserie 18 Reihe S.31. 2017. [Zugriff am 15. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.destatis.de

PROGNOSE DER ABGABEQUOTE VON EINKOMMENSTEUERERKLÄRUNGEN BEI RENTNERINNEN UND RENTNERN

Machbarkeitsstudie zur Beschleunigung der Veröffentlichung von statistischen Ergebnissen mittels Machine Learning

Steffen Moritz, Frederik Wiyneck, Johannes Wiebels

📌 **Schlüsselwörter:** Machine Learning – Renten – Rentenbezugsmitteilungen – Frühschätzungen – Nowcast – Schätzverfahren

ZUSAMMENFASSUNG

Jährlich veröffentlicht das Statistische Bundesamt Statistiken über die Besteuerung von Rentnerinnen und Rentnern, wegen langer Abgabe- und Einspruchsfristen für Einkommensteuererklärungen allerdings erst etwa 3,5 Jahre nach Ablauf des betreffenden Statistikjahres. Jedoch liegt ein Teil dieser Einkommensteuerdaten bereits deutlich früher vor. Das Statistische Bundesamt hat in einer Machbarkeitsstudie untersucht, ob Machine-Learning-Modelle geeignet sind, um Daten der Rentenbesteuerung vorherzusagen, bevor sie vollständig vorliegen. Das Ziel ist eine beschleunigte Veröffentlichung dieser Statistiken. Der Artikel erläutert das Vorgehen bei der Suche nach dem besten Schätzalgorithmus und wie die Schätzergebnisse im Hinblick auf Genauigkeit und Robustheit zu evaluieren sind.

📌 **Keywords:** machine learning – pensions – pension benefit notifications – early estimates – nowcast – estimation procedure

ABSTRACT

Every year, the Federal Statistical Office of Germany publishes statistics about the taxation of pensioners. Due to long deadlines for the filing of income tax returns and the lodging of objections, 3.5 years can elapse between the end of the relevant statistical year and the publication of the statistics. However, some of these income tax data are available much earlier. The Federal Statistical Office conducted a feasibility study to examine whether machine learning models are suitable for predicting data on the taxation of pensioners before all the data are available. The goal is to enable the swifter publication of the statistics.

Steffen Moritz

hat einen Master of Science in Wirtschaftsinformatik und ist als Referent mit Verfahren des maschinellen Lernens und der Imputation im Referat „Künstliche Intelligenz, Big Data“ des Statistischen Bundesamtes befasst. Er beschäftigt sich dabei unter anderem mit den methodischen Fragestellungen beim Einsatz dieser Verfahren und setzt gemeinsam mit den Fachbereichen Anwendungen um.

Dr. Frederik Wiyneck

ist promovierter Volkswirt und hat an den Universitäten Bayreuth und Erlangen-Nürnberg studiert. Seit 2021 ist er wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Lohn- und Einkommensteuer“ des Statistischen Bundesamtes. Dort arbeitet er an einem Projekt zur Frühschätzung der Einkommensteuerstatistiken mittels Machine Learning.

Johannes Wiebels

ist Diplom-Volkswirt und hat an der Universität Trier studiert. Er ist seit 2021 Referent im Referat „Lohn- und Einkommensteuer“ des Statistischen Bundesamtes. Seine Aufgabenschwerpunkte liegen in der methodischen Weiterentwicklung sowie Erstellung und Verbreitung von Ergebnissen der Statistik der Rentenbezugsmitteilungen.

1

Einleitung

Wichtige Qualitätskriterien bei der Statistikproduktion durch die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, die den sogenannten Statistischen Verbund bilden, sind Genauigkeit und Zuverlässigkeit der veröffentlichten Ergebnisse. Informationen stoßen jedoch auf umso mehr Interesse, je schneller sie zur Verfügung stehen. Daher stellt die Aktualität der veröffentlichten Daten ein weiteres, häufig jedoch zu den obigen Kriterien konträres Qualitätsmerkmal für statistische Produkte dar (Statistische Ämter des Bundes und der Länder, 2021). Dieser Artikel beschreibt eine Machbarkeitsstudie, die evaluiert hat, inwiefern Machine Learning (ML) geeignet ist, veröffentlichungsrelevante Informationen zur Rentenbesteuerung vorherzusagen, bevor die zugrunde liegenden Daten vollständig zur Verfügung stehen. Ziel des Einsatzes solcher Machine-Learning-Verfahren ist, bei konstanter Genauigkeit die Aktualität von statistischen Ergebnissen zu steigern.¹

Die Bevölkerung in Deutschland altert im Zuge des demografischen Wandels und die langfristige Finanzierung des gesetzlichen Rentensystems steht zur Diskussion; daher sind Renten dauerhaft ein Thema von hoher gesellschaftlicher und politischer Relevanz. Das Statistische Bundesamt verarbeitet für die Lohn- und Einkommensteuerstatistik (LESt) auch die Daten der an die Finanzverwaltung übermittelten Rentenbezugsmitteilungen² (RBM). Auf dieser Grundlage erfolgt jährlich die Veröffentlichung von Tabellen zur Anzahl der Rentnerinnen und Rentner sowie zu deren ausgezahlten Renten. Wie viele der Rentnerinnen und Rentner eine Einkommensteuererklärung abgegeben haben und wie viel Einkommensteuer sie zahlen, wird 3,5 Jahre später veröffentlicht. Diese Daten resultieren aus dem Anspielen von Angaben aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik, die wegen der teilweise langen Fristen zur Abgabe von Steuererklärungen und der Dauer der Steuerfestsetzung erst später verfügbar sind.

1 Das Statistische Bundesamt führt Machbarkeitsstudien durch, um die Statistikproduktion stetig zu optimieren. Beispiele dafür sind Dickopf und andere (2019) zur Aktualitätssteigerung sowie Feuerhake/Dumpert (2016) für den Einsatz von Machine Learning zur Effizienzsteigerung von statistischen Arbeitsabläufen.

2 Zur Definition der Rentenbezugsmitteilungen und wie sie erfolgen müssen siehe § 22a Einkommensteuergesetz.

Die Verknüpfung von Lohn- und Einkommensteuerstatistik und Rentenbezugsmitteilungen erfolgt bisher erst, wenn die Daten zur Lohn- und Einkommensteuerstatistik vollständig vorliegen. Diese Studie prüft, ob früh vorliegende LESt-Daten in Verbindung mit den RBM-Daten geeignet sind, zeitnah vorherzusagen, welche Rentnerinnen und Rentner eine Einkommensteuererklärung abgeben.

Der Aufsatz ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2 beschreibt die Datenquellen der Rentenbezugsmitteilungen und der Lohn- und Einkommensteuerstatistik. Kapitel 3 erläutert die Ziele der Schätzungen und wie sie durchgeführt wurden. Nach welchen Kriterien die Eignung der Schätzungen für die Umsetzung bewertet werden, zeigt Kapitel 4, während Kapitel 5 Limitationen bei dieser Bewertung benennt. Kapitel 6 präsentiert die Schätzergebnisse, mit einem Fazit und Handlungsempfehlungen beschließt Kapitel 7 den Beitrag.

2

Datengrundlage

Die Studie nutzt als Datenquellen die [Rentenbezugsmitteilungen](#) und die [Lohn- und Einkommensteuerstatistik](#). Die RBM-Daten werden auf Grundlage des Alterseinkünftegesetzes erhoben, welches die Besteuerung von Alterseinkünften – insbesondere den Übergang von einer vorgelagerten zu einer nachgelagerten Besteuerung der gesetzlichen Renten – regelt. Demnach werden die Aufwendungen zur Alterssicherung in der Ansparphase schrittweise steuerfrei gestellt und die Leistungen in der Auszahlungsphase stufenweise steuerlich belastet. Um eine ordnungsgemäße Besteuerung der ausgezahlten Leistungen sicherzustellen, wurde das [Rentenbezugsmitteilungsverfahren](#) implementiert. Dieses Verfahren verpflichtet Institutionen, die steuerpflichtige Renten gemäß § 22 Nr. 1 und 5 Einkommensteuergesetz auszahlen, gesetzlich dazu, vordefinierte Angaben über diese Renten und deren Empfänger an die Finanzverwaltung zu übermitteln. Seit 2015 werden diese Informationen auf Basis des Steuerstatistikgesetzes einmal im Jahr zur Aufbereitung und Veröffentlichung an den Statistischen Verbund weitergeleitet.

Die Statistik der Rentenbezugsmitteilungen basiert auf zwei Datensätzen. Im [Rentendatensatz](#) werden die ausgezahlten Renten einzeln erfasst. Eine Person kann mehrere Renten aus verschiedenen Quellen beziehen. Für jedes Statistikjahr werden die Angaben zu den einzelnen Renten einer Person zusammengefasst. Dieser [Personendatensatz](#), auf dem die veröffentlichten Statistiken größtenteils beruhen, enthält je Person somit eine Beobachtungszeile. Für die Studie standen RBM-Daten der Jahre 2015 bis 2021 zur Verfügung. In dieser Zeit enthielt der Datensatz jährlich zwischen 21 Millionen und 22 Millionen Beobachtungen.

Etwa 3,5 Jahre nach Ende eines RBM-Statistikjahres werden die Personendaten mit den Daten der Lohn- und Einkommensteuerstatistik zusammengeführt. Durch die Verknüpfung wird das Analysepotenzial der RBM-Daten erweitert und damit werden detaillierte Aussagen zum Rentenbesteuerungsverfahren sowie zu weiteren neben Renten erzielten Einkünften ermöglicht. Die LEST-Daten basieren auf den Steuererklärungen und Lohnsteuerbescheinigungen aller in Deutschland einkommensteuerpflichtigen Personen. Beobachtungseinheit sind hierbei die Steuerpflichtigen. Ein Steuerpflichtiger kann je nach Veranlagungsform entweder eine einzelne Person oder ein gemeinsam veranlagtes Ehepaar sein. Für die Verknüpfung mit den Rentenbezugsmitteilungen werden die Daten der steuerpflichtigen Paare auf die Ebene von Einzelpersonen konvertiert. In der Studie wurden für die LEST-Daten wegen methodischer Umstellungen in der Statistik keine Daten vor 2012 berücksichtigt. Die Daten der Jahre nach 2018 waren zum Zeitpunkt der Testrechnungen noch unvollständig und daher für die Studie nicht nutzbar. Von 2012 bis 2018 ist die Anzahl der Personen in der Lohn- und Einkommensteuerstatistik von 52 Millionen auf 57 Millionen angestiegen. Für die meisten Auswertungen (siehe Kapitel 6) wurde eine 1-%-Zufallsstichprobe aller Personen aus den RBM-Daten und deren angespielten LEST-Daten ($n \approx 210\,000$) verwendet.³

Der [Zeitverzug](#) zwischen Erstveröffentlichung der RBM-Statistik und Veröffentlichung von Ergebnissen nach Verknüpfung mit den LEST-Daten ist auf die langen Abgabe- und Widerspruchsfristen im steuerlichen Veranlagungsprozess zurückzuführen. Dies hat zur Folge, dass

Informationen aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik für ein Statistikjahr t erst zum Zeitpunkt $t+3,5$ vollständig verfügbar sind. Die Daten zu Einkommensteuererklärungen werden in drei Teilmengen an den Statistischen Verbund geliefert: 9, 21 und 33 Monate nach Ablauf eines Statistikjahres.⁴ Diese Teilmengen enthalten jeweils die Daten aller bis zum jeweiligen Zeitpunkt festgesetzten Einkommensteuererklärungen des Steuerjahres. Nach 33 Monaten werden außerdem Informationen aus noch offenen Lohnsteuermeldungen geliefert, für die noch keine Steuererklärung abgegeben wurde. Für das Statistikjahr 2018 beispielsweise enthielt die erste Lieferung Daten zu etwa 35 % der Steuerpflichtigen, die zweite 29 %, die dritte 6 % und die der offenen Lohnsteuerfälle 30 %. Insbesondere die Informationen der Teilmengen 1 und 2 sind für eine Frühschätzung wertvoll.

3

Ziel der Schätzungen und gewähltes Vorgehen

Die Schätzungen sollen eine frühere Veröffentlichung der RBM-Statistik ermöglichen. Die folgende [Tabelle 1](#) zeigt die angestrebten Frühschätzungen, integriert in die [bestehende Veröffentlichungstabelle](#) der Statistik für den Zeitraum 2015 bis 2021. Die rot dargestellten Werte in den Spalten 3 und 4 liegen zum in der Tabelle angenommenen Veröffentlichungszeitpunkt im Jahr 2022 nicht endgültig vor. Im Idealfall könnten diese jedoch mit einem geeigneten Machine-Learning-Verfahren auf Basis aller zum Schätzzeitpunkt vorliegenden und relevanten RBM- und LEST-Daten geschätzt werden. Eine Ergebnisbereitstellung wäre dann bereits sechs Monate nach Ende des Statistikjahres möglich, statt wie bisher nach 3,5 Jahren. Perspektivisch wären dann auch Veröffentlichungen aufgeschlüsselt nach Altersgruppen, Geschlecht oder Einkommensgruppen prognostizierbar. Nachfolgend soll geprüft werden, ob fehlende Daten mittels Machine Learning genau und robust genug geschätzt werden können, um Frühschätzungen zu veröffentlichen.

³ Einzelne Tests mit höheren Stichprobenumfängen zeigten keine weitere Verbesserung der Schätzgüte.

⁴ Weil die Daten nicht immer exakt nach 33 Monaten vorliegen und die gelieferten Teilmengen final aufbereitet werden, wird die Dauer bis zur vollständigen Datenverfügbarkeit vereinfacht mit 3,5 Jahren angegeben.

Tabelle 1

Beispiel für eine Erweiterung der Statistik der Renten-bezugsmitteilungen basierend auf Machine-Learning-Verfahren

	Insgesamt		Davon haben eine Steuererklärung abgegeben	
	Personen	Renten-leistungen	Personen	
	1 000	Mill. EUR	1 000	%
	1	2	3	4
2015	21 288	279 315	10 410	48,9
2016	21 304	289 086	10 588	49,7
2017	21 366	300 191	10 875	50,9
2018	21 553	311 189	11 294	52,4
2019	21 645	327 534	11 515	53,2
2020	21 791	341 052	11 854	54,4
2021	21 918	349 507	12 121	55,3

ML-Algorithmen erlernen, ähnlich wie auch andere statistische Schätzverfahren, die Zusammenhänge zwischen erklärenden und abhängigen Variablen anhand von Beobachtungen, für die sowohl die Werte der erklärenden Variablen als auch der Wert der abhängigen Variable bekannt sind. Diese Fälle liefern den Algorithmen die Informationen, welche Werte die abhängige Variable bei unterschiedlichen Ausprägungen der erklärenden Variablen annimmt. So können die Algorithmen Schätzwerte für Beobachtungen berechnen, bei denen der Wert der abhängigen Variable nicht bekannt ist. Zur Auswahl des besten ML-Algorithmus wird die Anwendungssituation simuliert. Hierzu werden auf einem Teil der zur Verfügung stehenden Daten (Trainingsdaten) ML-Modelle angelernt. Dann werden mit diesen Modellen Schätzungen für einen anderen Teil der Daten (Testdaten) erstellt. Die realen Werte werden anschließend mit den verschiedenen Schätzungen verglichen. So kann evaluiert werden, wie genau und wie robust die Schätzergebnisse der unterschiedlichen Algorithmen sind.

Fokus der Machbarkeitsstudie ist zunächst, auf Ebene von Einzelpersonen vorherzusagen, welche Rentne-

rinnen und Rentner eine Einkommensteuererklärung abgeben werden. Bei zufriedenstellenden Ergebnissen können in nächsten Schritten auch Inhalte der Steuererklärung geschätzt werden, um detailliertere Frühschätzungen zu veröffentlichen. Erst muss jedoch bekannt sein, ob eine Person eine solche Erklärung abgibt, bevor es sinnvoll ist, deren Inhalte vorherzusagen. Liefert dieser Analyseschritt keine zufriedenstellenden Ergebnisse, sind weitere Vorhersagen überflüssig. Die abhängige Variable, die zu schätzen ist, ist somit die folgende binäre Variable:

- (1) $EStE\ abgegeben_t = \text{Rentner/-in hat für Jahr } t \text{ eine Steuererklärung abgegeben (ja} = 1 \text{ vs. nein} = 0)$

Der Output ist ein Prognosewert zwischen 0 und 1, der für manche Algorithmen einer Wahrscheinlichkeit entspricht. In diesem Fall steht zum Beispiel ein Wert von 0,25 für die geschätzte Wahrscheinlichkeit von 25 %, dass die betreffende Person eine Steuererklärung abgibt.

Erklärende Variablen sind beispielsweise Alter, Geschlecht, Vorjahreseinkommen, Besteuerungsanteil der Rente oder die Information, ob die betreffende Person vor einem oder vor zwei Jahren eine Steuererklärung abgegeben hat. Diese und weitere Informationen aus vergangenen Rentenbezugsmitteilungen und Einkommensteuererklärungen sind nutzbar, weil die RBM- und LEST-Daten einer Person über ihre Steuer-Identifikationsnummer (Steuer-ID)⁵ auch zwischen verschiedenen Jahren verknüpfbar sind. Für die Schätzungen wird entsprechend ein Datensatz erstellt, der Daten aus Rentenbezugsmitteilung und Lohn- und Einkommensteuererklärung des zu schätzenden Jahres sowie aus den Vorjahren beider Quellen enthält.

➤ **Tabelle 2** zeigt beispielhaft, wie ein Schätzdatensatz aufgebaut ist. Immer vorhanden ist die Steuer-ID als

⁵ Die Steuer-ID ist eine elfstellige Zahl, die jeder steuerzahlenden Person von der Finanzverwaltung zugewiesen wird, sie eindeutig identifiziert und für jede Person lebenslang gleich bleibt.

Tabelle 2

Fiktives Beispiel für Beobachtungen im Schätzdatensatz

Steuer-ID	Alter	Geschlecht	Renten _{t-1}	Renten _t	Einkommen _{t-1}	Einkommen _{t-2}	Einkommensteuererklärung abgegeben	
	Jahre		EUR				t - 1	t
10101010101	75	0 (Mann)	12 000	12 000	–	–	0	0
10101010102	66	1 (Frau)	20 000	23 000	33 000	42 000	1	1
10101010103	86	0 (Mann)	12 000	14 000	15 000	17 000	1	0

Identifikator. Weiterhin sind Personenmerkmale wie Alter oder Geschlecht verfügbar. Es gibt Variablen zu den Rentenbezügen, die aus der aktuellen Rentenbezugsmitteilung abgeleitet sind ($Renten_t$), aber auch Vorjahresdaten zu Rentenbezügen ($Renten_{t-1}$). Außerdem gibt es Variablen aus vergangenen Steuerjahren ($Einkommen_{t-1}$, $Einkommen_{t-2}$), sofern für das entsprechende Jahr zum Schätzzeitpunkt bereits eine Steuererklärung abgegeben wurde. Abschließende Variable ist die in den Testszenarien vorhandene, aber zum Zeitpunkt der Schätzung in der Anwendungssituation noch unbekannte abhängige Variable, ob im Jahr t eine Steuererklärung abgegeben wurde.

Ein vollständig integrierter RBM- und LEST-Datensatz hat – jeweils ableitbare Vorjahresvariablen noch unberücksichtigt – mehr als 1 500 Variablen. Diese große Anzahl an für die Frühschätzung verwendbaren Variablen stellt eine Herausforderung in Bezug auf ihre Handhabbarkeit dar. Deshalb erfolgte eine fachliche Vorauswahl, bei der 365 Variablen als potenziell relevant identifiziert wur-

den. Von diesen wiesen wiederum 279 eine positive Variablenwichtigkeit (siehe Anmerkung in Grafik 1) auf, was darauf hindeutet, dass sie einen positiven Beitrag zur Güte der ML-Modelle leisten können.

➤ Grafik 1 zeigt die 13 wichtigsten erklärenden Variablen. Je höher der Wert für eine Variable, desto mehr würde sich die Schätzgenauigkeit verschlechtern, würde sie nicht in die Schätzungen einbezogen.

4

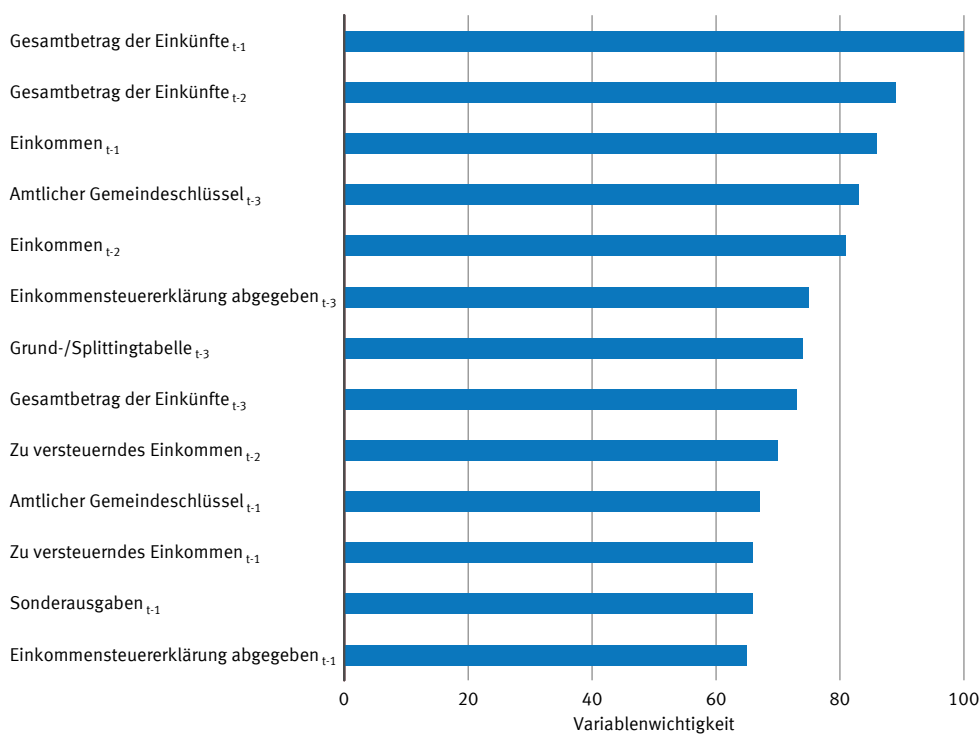
Bewertungskriterien

Die Veröffentlichung von Frühschätzungen wäre gerechtfertigt, wenn sie ausreichend genau und robust sind.¹⁶ Die **Genauigkeit** einer Schätzung wird danach beurteilt, wie nah sie am tatsächlichen Ergebnis liegt. Um diese

⁶ Siehe hierzu auch Saidani und andere (2023).

Grafik 1

Wichtigkeit der erklärenden Variablen bei der Vorhersage der abhängigen Variable in %



Anmerkung: Die Grafik bezieht sich auf die mittels Permutation Importance berechnete Variablenwichtigkeit eines Random-Forest-Modells (ranger). Ausgangspunkt war eine Schätzung für die Abgabe einer Steuererklärung im Jahr 2018 mit Trainingsdaten aus 2017. Die x-Achse vergleicht den relativen Erklärungsgehalt der jeweiligen Variablen in der Schätzung. Die Zahlen sind nicht absolut interpretierbar.

Aussage treffen zu können, müssen Schätzungen für Beobachtungen durchgeführt werden, bei denen das reale Ergebnis bereits bekannt ist. Nur für diese können Schätzung und Realität verglichen werden.

Zur Bewertung von Schätzverfahren können verschiedene Metriken herangezogen werden. Welche Metrik verwendet wird, ist vom jeweiligen Anwendungsfall abhängig. Als eine Metrik, die zentral und leicht verständlich ist, wurde für diese Studie die **Abgabequote** gewählt, also wie groß der Anteil der Rentnerinnen und Rentner ist, die für ein gegebenes Jahr eine Steuererklärung abgeben werden. Die Abweichung der vorhergesagten von der realen Abgabequote ist eine Metrik für die Genauigkeit. Berechnet wird die vorhergesagte Abgabequote als Mittelwert der geschätzten Abgabewahrscheinlichkeiten über alle Rentnerinnen und Rentner (n) hinweg.

$$(2) \text{ Abgabequote}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(\text{EStE abgegeben}_t = 1)$$

Als Minimalkriterium für eine ausreichende Genauigkeit der Vorhersage mit ML-Methoden wird deren Genauigkeit mit der einer simplen linearen Extrapolation verglichen. Das genaue Vorgehen wird in Abschnitt 6.2 beschrieben. Wäre eine solche Extrapolation annähernd so genau wie die aufwendigere ML-Schätzung, wäre der Aufwand für Letztere nicht gerechtfertigt.

Generell gilt, dass eine Schätzung umso **robuster** ist, je weniger ihre Genauigkeit in verschiedenen relevanten Szenarien schwankt.¹⁷ Die Abweichung der Abgabequote als einzige Bewertungsmetrik zu nutzen, birgt dabei eine Gefahr. Die vorhergesagte Abgabequote kann sehr nah an der Realität liegen, selbst wenn der Schätzalgorithmus den Zusammenhang zwischen erklärenden Variablen und abhängiger Variable falsch abbildet. Fälschlich zu hoch und zu niedrig geschätzte Wahrscheinlichkeiten können sich bei der Berechnung des Mittelwertes gegenseitig aufheben. Bei Schätzungen für verschiedene Subgruppen oder andere Jahre wären die Ergebnisse wahrscheinlich deutlich ungenauer, weil die hohe Genauigkeit der ursprünglichen Schätzung nur zufällig war.

¹⁷ Robustheit kann dabei mehrere Teilaspekte umfassen (Saidani und andere, 2023). Der Artikel bezieht sich nachfolgend auf die Anwendbarkeit über die Zeit.

Um diese Gefahr zu verringern, wird zusätzlich der **Prediction Error** (Vorhersagefehler) betrachtet. Er definiert den Anteil der falsch klassifizierten an allen geschätzten Beobachtungen. Zur Berechnung werden die geschätzten Abgabewahrscheinlichkeiten für jede Person in eine Klassifizierung umgewandelt. Ist die geschätzte Wahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 0,5, lautet die geschätzte Klassifizierung „EStE abgegeben_t = 0“, liegt sie über 0,5, dann „EStE abgegeben_t = 1“. Entspricht der geschätzte Wert nicht dem tatsächlichen Wert, ist die Beobachtung falsch klassifiziert.

$$(3) \text{ Prediction Error}_t = \frac{\text{falsch klassifizierte Beobachtungen}_t}{\text{alle Beobachtungen}_t}$$

Hat der Prediction Error zum Beispiel einen Wert von 0,2, so bedeutet dies, dass 20 % aller Beobachtungen falsch klassifiziert sind. Eine Schätzung ist umso genauer, je näher der Prediction Error an 0 liegt.

5

Limitationen bei der Bewertung

Um die Robustheit der entwickelten Schätzverfahren einordnen zu können, ist **Backtesting** notwendig – die Anwendung der Verfahren auf historische Daten, für welche die Ergebnisse bereits bekannt sind. Je mehr Perioden der Vergangenheit für das Backtesting zur Verfügung stehen und je diverser diese Perioden sind, desto besser kann die Robustheit eingeschätzt werden. Stünde für das Backtesting nur ein Jahr, also eine Periode, zur Verfügung, könnte auch nur für dieses eine Jahr die Vorhersagegenauigkeit bestimmt werden. Sollte sie extrem hoch sein, könnte dies ein Zufall oder das Ergebnis von Overfitting sein. **Overfitting** bedeutet, dass eine zu große Anpassung des Schätzalgorithmus an die Trainingsdaten erfolgt. Es wäre also nicht klar, ob eine Vorhersage für das nächste Jahr eine ähnliche Vorhersagegenauigkeit bietet.

Liegen dagegen Schätzungen für beispielsweise fünf Jahre vor und die Genauigkeit wäre für jedes Jahr ähnlich hoch, können die Vorhersagen als deutlich verlässlicher angesehen werden. Wie verlässlich, das hängt auch davon ab, wie divers diese fünf Jahre verlaufen sind. Bei dieser Studie stellt dieser Aspekt eine Limitation für die Aussagekraft der Ergebnisse hinsichtlich ihrer Robust-

heit dar. Für das Backtesting stehen die Jahre 2015 bis 2018 zur Verfügung. Diese verliefen wirtschaftlich relativ gleichmäßig. Erst im Jahr 2020 legte die Corona-Pandemie die Wirtschaft lahm und im Jahr 2022 begann der Ukrainekrieg. Wie sich diese Ereignisse auf die abhängige Variable ausgewirkt haben, ist unklar, da zum Zeitpunkt der Studie nicht alle LEST-Daten dieser Jahre vorlagen.

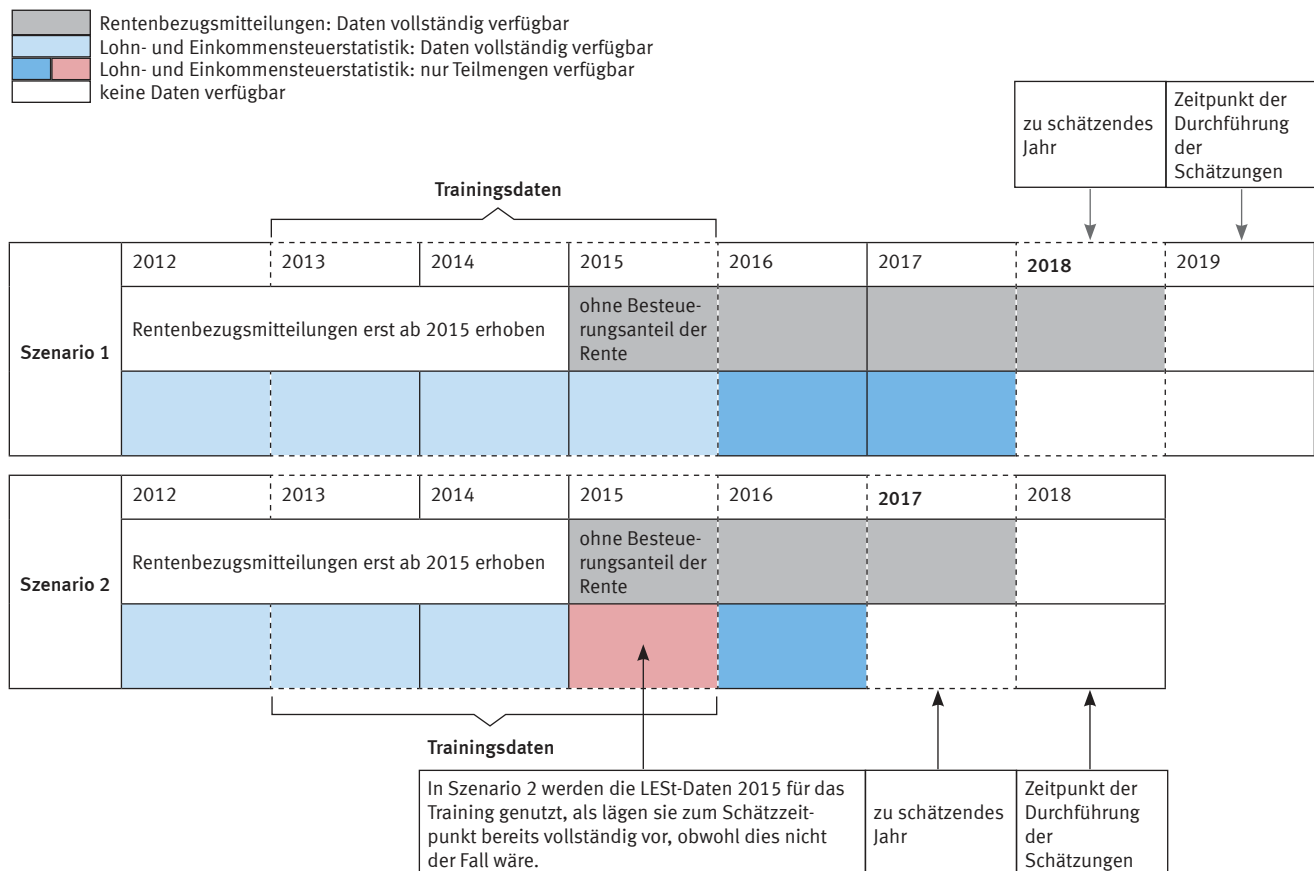
Eine weitere Limitation beim Backtesting ergibt sich aus der Kombination zweier Aspekte: erstens die begrenzte Anzahl von Jahren, für die sowohl RBM- als auch LEST-Daten zur Verfügung stehen, sowie zweitens der zeitliche Verzug von 3,5 Jahren, bis LEST-Daten vollständig vorliegen. Diese Kombination ist problematisch, weil Testrechnungen umso aussagekräftiger sind, je realistischer sie die spätere Anwendungssituation abbilden. Im Rahmen der Studie konnte jedoch keine Schätzung durchgeführt werden, die exakt der Anwendungssituation entspricht,

sondern lediglich Schätzungen, die entweder zu optimistische oder zu pessimistische Genauigkeitsprognosen liefern. [➤ Grafik 2](#) visualisiert die Datenverfügbarkeit in zwei Szenarien.

Szenario 1 skizziert die Datenverfügbarkeit für eine Schätzung für das Jahr 2018. Zum Zeitpunkt der Studie war 2018 das aktuellste Jahr, für welches die realen Werte der abhängigen Variable bekannt sind. Im Anwendungsfall würde die Schätzung in der ersten Jahreshälfte 2019 stattfinden. Algorithmen benötigen Trainingsdaten, also Daten, für die Werte sowohl der abhängigen als auch der erklärenden Variablen bekannt sind. Zum Prognosezeitpunkt bezögen sich aufgrund des 3,5-jährigen Zeitverzugs die aktuellsten Daten, für die der Wert der abhängigen Variable bekannt ist, auf das Jahr 2015. Zwar lägen bereits die ersten zwei Teilmengen der LEST-Daten aus 2016 und die erste aus 2017 vor. Doch wäre für beide Jahre jeweils nicht sicher, ob Personen,

Grafik 2

Skizzierung der Datenverfügbarkeit in verschiedenen Szenarien



die noch keine Steuererklärung abgegeben haben, dies noch tun werden. Im Jahr 2015 fehlt in den RBM-Daten die wichtige erklärende Variable Besteuerungsanteil der Rente, die zum Zeitpunkt der Studie erst ab 2016 vorhanden war. Außerdem können keine historischen Variablen aus den Vorjahresdaten generiert werden. Es fehlen somit mehrere Faktoren, von denen zu erwarten ist, dass sie die Schätzungen späterer Jahre genauer machen. Daher entspricht das Szenario nicht der späteren Anwendungssituation und die Prognose ist bezüglich der Genauigkeit tendenziell zu pessimistisch.

Szenario 2 skizziert die Datenverfügbarkeit für eine Schätzung für das Jahr 2017. Diese Schätzung ist noch ein wenig weiter vom Anwendungsfall entfernt. Zum Prognosezeitpunkt im Jahr 2018 wären die aktuellsten vollständigen LEST-Daten aus dem Jahr 2014. Für dieses Jahr gäbe es jedoch keine RBM-Daten. Da die abhängige Variable nur als Kombination aus RBM- und LEST-Daten erstellt werden kann, lässt sich in einem realistischen Szenario kein Schätzwert für 2017 berechnen. Die nächstbeste Lösung ist, so zu tun, als lägen zum Schätzzeitpunkt bereits die vollständigen LEST-Daten aus dem Jahr 2015 vor. Da die Trainingsdaten in diesem Szenario aber zeitlich näher an den zu schätzenden Daten liegen, als in der Realität möglich, ist die Prognose bezüglich der geschätzten Genauigkeit tendenziell zu optimistisch.

Zu optimistisch wäre das Szenario deshalb, weil es die Möglichkeit eines **Concept Drift** unterschätzt. Concept Drift bedeutet, dass der Zusammenhang zwischen abhängiger Variable und erklärenden Variablen über die Zeit nicht konstant bleibt. Wenn zum Beispiel der Grundfreibetrag ansteigt, entfällt dadurch für manche Personen die Pflicht, eine Einkommensteuererklärung abzugeben. Solche Steuerrechtsänderungen erfolgen jährlich. Je länger der zeitliche Abstand zwischen Trainingsdaten und vorhergesagtem Jahr, desto mehr solcher Unterschiede häufen sich an und desto schlechter bilden die Trainingsdaten die Verhältnisse im geschätzten Jahr ab.

Für die Jahre 2016 und 2015 sind Trainingsdaten aus 2015 ebenfalls die beste Annäherung an ein realistisches Schätzszenario. Hierbei ist die Unterschätzung des Concept Drift noch gravierender, weil Trainingsdaten und geschätztes Jahr noch enger zusammenliegen. Trotzdem wurden die Schätzungen für 2015, 2016 und 2017 für diese Studie durchgeführt, da die Ergebnisse

eine bessere Einschätzung von Genauigkeit und Robustheit zulassen, als läge nur eine Schätzung für das Jahr 2018 vor. Außerdem wurden für 2018 Schätzungen mit Trainingsdaten aus 2016, 2017 und 2018 durchgeführt, ebenso Schätzungen für 2017 und 2016 mit Trainingsdaten, die nicht jünger sind als das jeweilige Jahr. Diese noch etwas unrealistischeren Szenarien dienen dazu zu untersuchen, inwieweit Concept Drift tatsächlich ein Problem ist. Sollte sich zeigen, dass die Ergebnisse je Jahr immer sehr ähnlich genau sind, egal wie alt oder jung die Trainingsdaten sind, würde dies auf geringen Concept Drift schließen lassen.

6

Ergebnisse

6.1 Modellvergleich

Um den am besten geeigneten Algorithmus für die Vorhersage zu finden, wurden verschiedene Vorhersagemodelle getestet und verglichen. Die Experimente wurden in der Statistiksoftware R mithilfe des ML-Frameworks mlr3 (Lang und andere, 2019) durchgeführt. [Über-sicht 1](#) fasst die in der Studie verglichenen Algorithmen zusammen.

Mit diesen ML-Algorithmen wurden verschiedene Schätzszenarien umgesetzt und Genauigkeit und Robustheit der Ergebnisse miteinander verglichen.

[Über-sicht 3](#) zeigt exemplarisch einen Performance-Vergleich der angewandten Algorithmen für das Schätzszenario 2018 mit Trainingsdaten aus 2017. Zur Erstellung der Modelle wurden für jeden Algorithmus zehnmal zufällig 20 000 Beobachtungen aus 2017 gezogen, auf denen der Algorithmus dann trainiert wurde. Tests haben ergeben, dass selbst eine deutliche Vergrößerung des Trainingsdatensatzes keine genaueren Schätzergebnisse liefert. Die zehn Modelle wurden jeweils auf die gesamten Beobachtungen aus der 1-%-Stichprobe des zu schätzenden Jahres (in diesem Fall 2018) angewendet und der entsprechende Prediction Error berechnet. Die Grafik zeigt einen Boxplot der berechneten Prediction Errors für die zehn trainierten Modelle je Algorithmus.

Übersicht 1

Übersicht über die verwendeten Machine-Learning-Algorithmen

Einordnung Machine-Learning-Verfahren	Name des Algorithmus	Kurzbezeichnung	R-Paket
Einfache Modelle	Naive Bayes	naive_bayes	e1071 (Meyer und andere, 2023)
	Simple Rule Learner	oneR	RWeka (Hornik und andere, 2009)
	Lineare Diskriminanzanalyse	lda	MASS (Venables/Ripley, 2002)
	Logistische Regression	log_reg	stats (R Core Team, 2023)
Entscheidungsbäume	C5.0 Entscheidungsbäume	c50	C50 (Kuhn/Quinlan, 2023)
	Recursive Partitioning and Regression Trees	rpart	rpart (Therneau/Atkinson, 2022)
Baumbasierte Ensembles	Fast Unified Random Forests	rfsrc	randomForestSRC (Ishwaran und andere, 2008)
	Ranger	ranger	ranger (Wright/Ziegler, 2017)
	Random Forest	randomForest	randomForest (Liaw/Wiener, 2002)
	RF based on conditional inference trees	cForest	partykit (Hothorn/Zeileis, 2015)
	Extremely Randomized Trees	extratrees	extraTrees (Simm und andere, 2014)
	Bayesian Additive Regression Trees	bart	dbarts (Dorie und andere, 2023)
	Extreme Gradient Boosting	xgboost	xgboost (Chen und andere, 2023)
k-Nearest-Neighbor	Weighted k-Nearest Neighbors	kknn	kknn (Schliep/Hechenbichler, 2016)
	k-nearest Neighbor	lbk	RWeka (Hornik und andere, 2009)
Support Vector Machines	Support Vector Machines	svm	e1071 (Meyer und andere, 2023)
	Support Vector Machines	ksvm	kernlab (Karatzoglou und andere, 2004)
Weitere	Multinomial log-linear models via NN	multinom	nnet (Venables/Ripley, 2002)
	Repeated Incremental Pruning	jrip	RWeka (Hornik und andere, 2009)
	Auto-tuned, Penalized Logistic Regression	cv_glmnet	glmnet (Friedman und andere, 2010)

Grafik 3

Vergleich der angewendeten Machine-Learning-Algorithmen

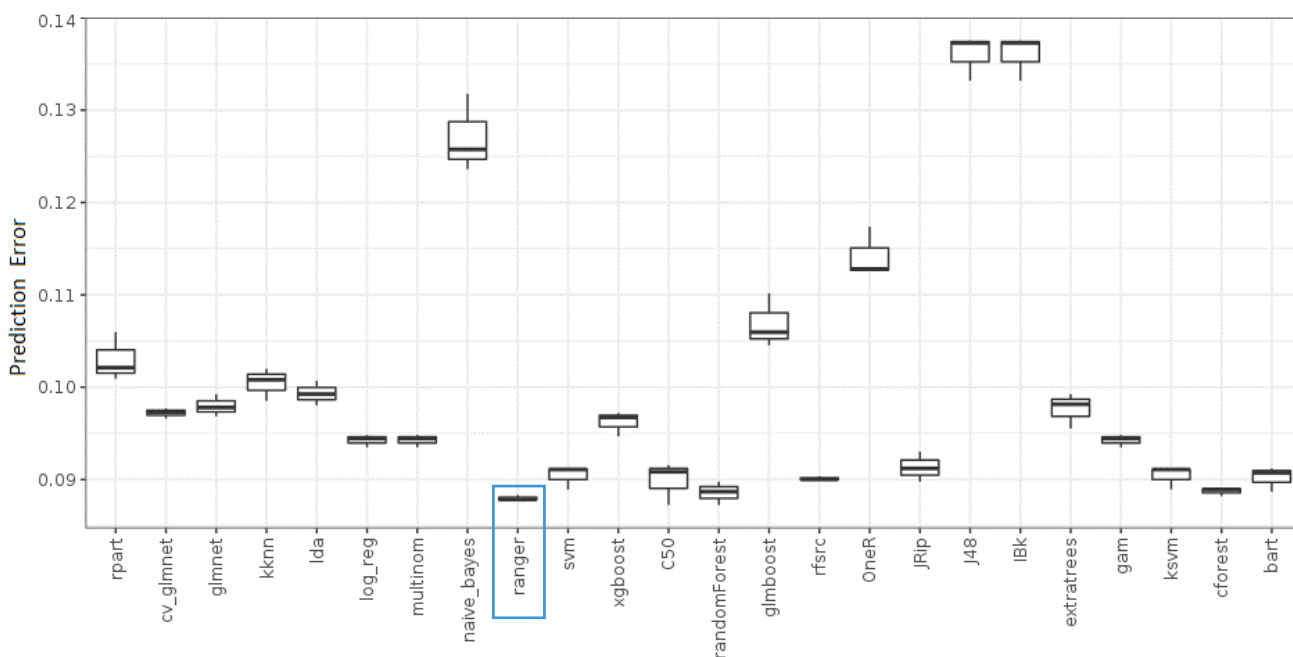


Tabelle 3
Ergebnisse

Vorher- gesagtes Jahr	Jahr der Trainingsdaten	Vorhandene RBM-Vorjahres- variablen	Prediction Error	Schätzung Abgabequote	Reale Abgabequote	Absolute Abweichung
			%			Prozentpunkte
2018	2018	2 Jahre	12,11	52,37	52,44	0,1
2018	2017	2 Jahre	12,50	53,72	52,44	1,3
2018	2016	1 Jahr	14,98	52,59	52,44	0,2
2018	2015	0 Jahre	13,93	53,43	52,44	1,0
2017	2017	2 Jahre	13,91	50,99	50,90	0,1
2017	2016	1 Jahr	15,07	51,13	50,90	0,2
2017	2015	0 Jahre	14,76	51,54	50,90	0,6
2016	2016	1 Jahr	15,34	49,80	49,73	0,1
2016	2015	0 Jahre	15,46	50,04	49,73	0,3
2015	2015	0 Jahre	15,88	48,74	48,95	0,2

Anmerkung: Die absoluten Abweichungen aus den Schätzungen mit „ranger“ sind umso stärker blau eingefärbt, je näher sie an 0 liegen, und umso stärker rot, je mehr sie von 0 abweichen.

Im abgebildeten Szenario ebenso wie in der Mehrzahl der getesteten Szenarien hatte die **Random-Forest-Implementation „ranger“** den durchschnittlich kleinsten Prediction Error mit sehr geringer Varianz. Die meisten ML-Methoden haben mehrere Stellschrauben, sogenannte **Hyperparameter**, an denen gedreht werden kann, um die Vorhersagegenauigkeit zu optimieren. Allgemein sind dies Einstellungen, die Einfluss auf die exakte Modellbildung nehmen. Für das beste Modell im Vergleich „ranger“ wurde anschließend im Zuge der Studie ein ausführliches Hyperparametertuning betrieben und detaillierte Auswertungen erstellt.¹⁸

6.2 Schätzergebnisse basierend auf dem „ranger“-Algorithmus

Für jedes vorhergesagte Jahr wurden je eine Schätzung mit Trainingsdaten aus dem gleichen und den älteren Jahren durchgeführt. Da der RBM-Datensatz erst ab 2015 zur Verfügung steht, fehlen umso mehr RBM-Vorjahresvariablen, je älter der Trainingsdatensatz ist. [Tabelle 3](#)

Die Ergebnisse zeigen, dass der Prediction Error bei größerem Abstand zwischen vorhergesagtem Jahr und dem Jahr der Trainingsdaten nur geringfügig wächst, was auf

¹⁸ Die besten Ergebnisse wurden mit den Parametereinstellungen `mtry = 18`, `min.node.size = 50`, `num.trees = 1600`, `splitrule = „extrarules“`, `replace = TRUE` erzielt.

moderaten Concept Drift schließen lässt. Dies ist ein gutes Zeichen dafür, dass auch die Szenarien, deren Zeitversatz nicht realistisch ist, zu einem gewissen Grad zur Beurteilung von Genauigkeit und Robustheit nutzbar sind.

Um einzuordnen, ob die Ergebnisse genau „genug“ sind, um eine dauerhafte Implementierung der ML-Schätzungen zu rechtfertigen, wurde für jedes Schätzszenario die geschätzte mit der realen Abgabequote verglichen. Die absolute Abweichung wurde in Prozentpunkten ermittelt (siehe Tabelle 3). Im Folgenden werden diese Abweichungen mit solchen verglichen, die mit einer sehr einfachen Methode generiert werden. Die ML-Schätzungen sollten im Idealfall sowohl genauer als auch robuster sein als die einfachen Vergleichsschätzungen.

Die simple Vergleichsschätzung basiert darauf, die letzte bekannte Differenz in Prozentpunkten zum Vorjahr der Abgabequote fortzuschreiben.¹⁹ Im zu schätzenden Jahr t ist die letzte bekannte Veränderung die Differenz zwischen den drei ($t-3$) und vier Jahre ($t-4$) zurückliegenden Abgabequoten. Für alle aktuelleren Jahre sind die Abgabequoten noch nicht bekannt. Die Vergleichsschätzung (4) wird wie unten dargestellt berechnet.

¹⁹ Diese Methode wurde aufgrund ihrer einfachen Erklärbarkeit ausgewählt. Auch andere simple Schätzungen, basierend auf leicht abgewandelten Versionen der hier beschriebenen Formel, wurden geprüft, lieferten aber keine besseren Ergebnisse.

Berechnung der Vergleichsschätzung

$$(4) \text{ Abgabequote}_t = \text{Abgabequote}_{t-3} + 3 \times (\text{Abgabequote}_{t-3} - \text{Abgabequote}_{t-4})$$

Tabelle 4

Vergleich „ranger“-Schätzung und simple Methode

	2017		2018	
Einkommensteuererklärung- Abgabequote real in %	50,90		52,40	
	Vorhersage in %	Absolute Abweichung in Prozentpunkten	Vorhersage in %	Absolute Abweichung in Prozentpunkten
Vergleichsschätzung	50,5	0,39	51,3	1,07
Schätzungen mit ranger:				
Trainingsdaten 2015	51,54	0,65	53,43	0,99
Trainingsdaten 2016	51,13	0,23	52,59	0,16
Trainingsdaten 2017	50,99	0,10	53,72	1,28
Trainingsdaten 2018			52,37	0,07

Rot unterlegt: Schätzungen, die ungenauer sind als die Vergleichsschätzung.

Bei der Umsetzung dieser simplen Methode ergibt sich erneut das Problem, dass erst ab 2015 RBM-Daten zur Verfügung stehen. Daher ist die früheste bekannte Differenz der Abgabequoten die zwischen 2015 und 2016. Deshalb wird für die Vergleichsschätzung diese Differenz von 0,8 Prozentpunkten für die Folgejahre fortgeschrieben.

↪ **Tabelle 4** stellt die Ergebnisse der Vergleichsschätzung denen der ML-Schätzungen gegenüber. Die mittels „ranger“ geschätzten Abgabequoten sind deutlich näher an der Realität als die simplen Prognosen.

Soweit eine Einschätzung möglich ist, fällt das Fazit des Vergleichs eher positiv aus. Es gibt zwar zwei Schätzungen, die ungenauer sind als die Vergleichsschätzung, aber die meisten sind deutlich genauer. Der Vergleich zeigt erneut die Limitationen aufgrund der mangelnden Verfügbarkeit historischer Daten auf. Selbst diese einfache Vergleichsschätzung kann nur unter unrealistischen Verhältnissen und für zwei zu schätzende Jahre durchgeführt werden.

7

Fazit und Ausblick


Für diese Studie wurde untersucht, ob es möglich und sinnvoll ist, einen ML-Algorithmus zu trainieren, der mit ausreichender Genauigkeit vorhersagen kann, ob Rentnerinnen und Rentner eine Einkommensteuererklärung für das abgelaufene Steuerjahr abgeben werden. Dazu wurden verschiedene ML-Methoden auf historische

Daten zu Rentenbezugsmitteilungen und Lohn- und Einkommensteuerstatistik angewendet und die geeignetste – „ranger“ – wurde auf ihre Vorhersagegenauigkeit unter verschiedenen Umständen getestet. Zu klären war die Frage, ob die Ergebnisse ausreichend genau und robust sind, um die Vorhersage jährlich durchzuführen und die Ergebnisse in die Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes zu den Rentenbezugsmitteilungen einzubeziehen. Der Nutzen hieraus wäre eine schnellere Bereitstellung nachgefragter Informationen, die bereits sechs Monate statt wie bisher 3,5 Jahre nach Ablauf eines Steuerjahres zur Verfügung stünden. Dem entgegen steht die Gefahr, dass künftige Vorhersagen in nicht akzeptablem Ausmaß von der Realität abweichen.

Grundsätzlich stimmen die Ergebnisse der durchgeführten Tests optimistisch, dass eine ausreichend genaue Vorhersage der Abgabe von Steuererklärungen durch Rentnerinnen und Rentner möglich ist. Die absolute Abweichung der vorhergesagten von der tatsächlichen Abgabequote liegt zwischen 0,1 und 1,3 Prozentpunkten. Eine weitere positive Erkenntnis der Tests ist, dass für die untersuchten Jahre, 2015 bis 2018, nur leichter Concept Drift erkennbar ist. Bei einer konkreten Implementierung müssten später weitere für die Veröffentlichung relevante Aspekte berücksichtigt werden. Dazu gehört beispielsweise, wie prognostizierte Ergebnisse für die Nutzerinnen und Nutzer deutlich gekennzeichnet und transparent dokumentiert werden können. Ebenso ist zu klären, welche Prognosewerte in welchem Zyklus aktualisiert werden sollten.

Trotz der positiven Aspekte gibt es zwei Argumente, die gegen eine Umsetzung zum derzeitigen Zeitpunkt sprechen. Erstens basieren die bisherigen Schätzungen

lediglich auf vier Vergleichsjahren, die nur eingeschränkt fürs Backtesting verwertbar sind. Um Schwankungsbreite und Unsicherheiten der Ergebnisse auf aggregierter Ebene abschließend zu beurteilen, wären weitere Jahre notwendig. Die genaue Zeitspanne ist momentan nicht mit Sicherheit feststellbar. Zu erwarten ist, dass eine ausreichend robuste Einschätzung nach fünf weiteren Jahren möglich sein wird. Zweitens haben sich die wirtschaftlichen Bedingungen ab dem Jahr 2020 wegen der Corona-Pandemie und dem Ukrainekrieg drastisch gegenüber den Vorjahren verändert. Während der COVID-19-Pandemie wurden außerdem die Abgabefristen für Steuererklärungen verlängert. Ob die Zusammenhänge, die der Algorithmus aus den Jahren vor diesen Krisen gelernt hat, auch auf die Jahre danach übertragbar sind, lässt sich erst dann endgültig einschätzen, wenn die Daten dieser Jahre vorliegen.

Hierfür müssten die Tests in einigen Jahren mit den zusätzlichen Daten wiederholt werden. Frühestens sollte dies geschehen, nachdem die Daten der Jahre vorliegen, die durch Pandemie und Ukrainekrieg beeinflusst wurden. Sollten die Schätzergebnisse gegenüber diesen Krisen robust nah an der Realität liegen, stünde aus methodischer Sicht einer früheren Veröffentlichung der RBM-Statistiken nichts entgegen. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Chen, Tianqi/He, Tong/Benesty, Michael/Khotilovich, Vadim/Tang, Yuan/Cho, Hyunsu/Chen, Kailong/Mitchell, Rory/Cano, Ignacio/Zhou, Tianyi/Li, Mu/Xie, Junyuan/Lin, Min/Geng, Yifeng/Li, Yutian/Yuan, Jiaming. *xgboost: Extreme Gradient Boosting*. 2023. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org
- Dickopf, Xaver/Janz, Christian/Mucha, Tanja. *Vom BIP-Flash zum BIP-Nowcast: Erste Ergebnisse einer Machbarkeitsstudie zur weiteren Beschleunigung der BIP-Schnellschätzung*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2019, Seite 47 ff.
- Dorie, Vincent/Chipman, Hugh/McCulloch, Robert. *dbarts: Discrete Bayesian Additive Regression Trees Sampler*. 2023. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org
- Feuerhake, Jörg/Dumpert, Florian. *Erkennung nicht relevanter Unternehmen in den Handwerksstatistiken*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2016, Seite 79 ff.
- Friedman, Jerome H./Hastie, Trevor/Tibshirani, Rob. *Regularization Paths for Generalized Linear Models via Coordinate Descent*. In: Journal of Statistical Software. Band 33. Ausgabe 1/2010, Seite 1 ff. DOI: [10.18637/jss.v033.i01](https://doi.org/10.18637/jss.v033.i01)
- Hornik, Kurt/Buchta, Christian/Zeileis, Achim. *Open-source Machine Learning: R Meets Weka*. In: Computational Statistics. Jahrgang 24. Ausgabe 2/2009, Seite 225 ff.
- Hothorn, Torsten/Zeileis, Achim. *partykit: A Modular Toolkit for Recursive Partytioning in R*. In: Journal of Machine Learning Research. Jahrgang 16. 2015. Seite 3905 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: jmlr.org
- Ishwaran, Hemant/Kogalur, Udaya B./Blackstone, Eugene H./Lauer, Michael S. *Random survival forests*. In: Annals of Applied Statistics. Band 2. Ausgabe 3/2008, Seite 841 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: arxiv.org
- Karatzoglou, Alexandros/Smola, Alexandros/Hornik, Kurt/Zeileis, Achim. *kernlab – An S4 Package for Kernel Methods in R*. In: Journal of Statistical Software. Band 11. Ausgabe 9/2004, Seite 1 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: DOI: [10.18637/jss.v011.i09](https://doi.org/10.18637/jss.v011.i09)
- Kuhn, Max/Weston, Steve/Culp, Marc/Coulter, Nathan/Quinlan, Ross. *C50: C5.0 Decision Trees and Rule-Based Models*. 2023. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org
- Lang, Michel/Binder, Martin/Richter, Jakob/Schratz, Patrick/Pfisterer, Florian/Coors, Stefan/Au, Quay/Casalicchio, Giuseppe/Kotthoff, Lars/Bischl, Bernd. *mlr3: A modern object-oriented machine learning framework in R*. In: The Journal of Open Source Software. 2019. DOI: [10.21105/joss.01903](https://doi.org/10.21105/joss.01903)
- Liaw, Andy/Wiener, Matthew. *Classification and Regression by randomForest*. In: R News. Band 2. Ausgabe 3/2002, Seite 18 ff. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org

LITERATURVERZEICHNIS

Meyer, David/Dimitriadou, Evgenia/Hornik, Kurt/Weingessel, Andreas/Leisch, Friedrich. *e1071: Misc Functions of the Department of Statistics, Probability Theory Group (Formerly: E1071), TU Wien*. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org

Saidani, Younes/Dumpert, Florian/Borgs, Christian/Brand, Alexander/Nickl, Andreas/Rittmann, Alexandra/Rohde, Johannes/Salwiczek, Christian/Storfinger, Nina/Straub, Selina. *Qualitätsdimensionen maschinellen Lernens in der amtlichen Statistik*. In: AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv. Band 17. Ausgabe 3–4/2023, Seite 253 ff. DOI: [10.1007/s11943-023-00329-7](https://doi.org/10.1007/s11943-023-00329-7)

Schliep, Klaus/Hechenbichler, Klaus. *knn: Weighted k-Nearest Neighbors*. 2016. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org

Simm, Jaak/de Abril, Ildelfons Magrans/Sugiyama, Masashi. *Tree-Based Ensemble Multi-Task Learning Method for Classification and Regression*. In: IEICE TRANSACTIONS on Information and Systems. Band 97. Ausgabe 6/2014, Seite 1677 ff.

Statistische Ämter des Bundes und der Länder. *Qualitätshandbuch der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder*. Version 1.21. Wiesbaden 2021. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Therneau, Terry/Atkinson, Beth. *rpart: Recursive Partitioning and Regression Trees*. 2022. [Zugriff am 22. Februar 2024]. Verfügbar unter: cran.r-project.org

Venables, W. N./Ripley, B. D. *Modern Applied Statistics with S (Fourth Edition)*. 2002. DOI: [10.1007/978-0-387-21706-2](https://doi.org/10.1007/978-0-387-21706-2)

Wright, Marvin N./Ziegler, Andreas. *ranger: A Fast Implementation of Random Forests for High Dimensional Data in C++ and R*. In: Journal of Statistical Software. Band 77. Ausgabe 1/2017, Seite 1 ff. DOI: [10.18637/jss.v077.i01](https://doi.org/10.18637/jss.v077.i01)

RECHTSGRUNDLAGEN

Einkommensteuergesetz (EStG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 8. Oktober 2009 (BGBl. I Seite 3366, 3862), das zuletzt durch Artikel 20 des Gesetzes vom 22. Dezember 2023 (BGBl. I Nr. 411) geändert worden ist.

Gesetz über Steuerstatistiken (StStatG) vom 11. Oktober 1995 (BGBl. I Seite 1250, 1409), das zuletzt durch Artikel 33 des Gesetzes vom 16. Dezember 2022 (BGBl. I Seite 2294) geändert worden ist.

Gesetz zur Neuordnung der einkommensteuerrechtlichen Behandlung von Altersvorsorgeaufwendungen und Altersbezügen (Alterseinkünftegesetz – AltEinkG) vom 5. Juli 2004 (BGBl. I Seite 1427), das zuletzt durch Artikel 117 der Verordnung vom 31. Oktober 2006 (BGBl. I Seite 2407) geändert worden ist.

MIKRODATENVERKNÜPFUNG OHNE EINDEUTIGE IDENTIFIKATOREN AM BEISPIEL DER FINANZDIENSTLEISTUNGSSTATISTIK

Alexander Maier

🔗 **Schlüsselwörter:** Einzeldatenverknüpfung – Unternehmensregister – Verwaltungsdaten – reguläre Ausdrücke – Fuzzy-Matching

ZUSAMMENFASSUNG

Für die verwaltungsdatenbasierte Finanzdienstleistungsstatistik ist die Verknüpfung von Einzeldaten des statistischen Unternehmensregisters und der Finanzaufsicht des Bundes essenziell. Datenverknüpfungen sind allerdings nicht ohne Weiteres möglich, wenn keine eindeutigen Identifikatoren vorliegen. Der Artikel beschreibt, wie in solchen Fällen dennoch erfolgreich Einzeldaten, unter Verwendung regulärer Ausdrücke sowie des sogenannten Fuzzy-Matchings, maschinell verknüpft werden können. Erstmals wurde dieses neu entwickelte Verfahren in der Finanzdienstleistungsstatistik im Zuge der Umsetzung der EBS-Verordnung implementiert.

🔗 **Keywords:** microdata linkage – business register – administrative data – regular expressions – fuzzy matching

ABSTRACT

Linking microdata from the statistical business register and from federal financial supervisory authorities is essential for the statistics on financial services, which is based on administrative data. However, linkages are usually not possible without unique identifiers. This paper describes how microdata can nevertheless be linked automatically in such cases by using regular expressions and fuzzy matching. This newly developed method was applied for the first time in the statistics on financial services during the implementation of the EBS Regulation.



Alexander Maier

ist Ökonom und seit Oktober 2021 wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Struktur des Handels und der Dienstleistungen“ des Statistischen Bundesamtes. Sein Aufgabenschwerpunkt lag darin, die EBS-Verordnung in der Finanzdienstleistungsstatistik umzusetzen. Hierfür hat er Schätzverfahren entwickelt, die auch in anderen Unternehmensstrukturstatistiken zum Einsatz kommen.

1

Einleitung

Mit dem Berichtsjahr 2021 wurde in den Unternehmensstatistiken erfolgreich die European-Business-Statistics (EBS)-Verordnung umgesetzt, wodurch die Wirtschaftsstrukturen in Deutschland deutlich umfassender abgebildet werden. Für die Finanzdienstleistungsstatistik bedeutete dies die erstmals vollständige Abdeckung des Wirtschaftsabschnitts K (Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen) der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (Allafi und andere, 2022; Statistisches Bundesamt, 2008).¹ Als weitere Neuerung wurde der bestehende Merkmalskranz vonseiten der Europäischen Union (EU) teilweise angepasst und erweitert, wodurch neue Schätzverfahren nötig geworden sind.

Zugleich verarbeitete die Finanzdienstleistungsstatistik erstmals Einzel- statt aggregierter Daten, um die Darstellungseinheit Unternehmen bilden zu können, die in der deutschen amtlichen Statistik aus der Rechtlichen Einheit abgeleitet wird (Beck und andere, 2020).² Im Zuge dessen wurde ebenfalls erstmals die Grundgesamtheit der Finanzdienstleistungsstatistik auf Basis des statistischen Unternehmensregisters (URS) für Rechtliche Einheiten gebildet. Damit erhöht sich zugleich die Kohärenz der Finanzdienstleistungsstatistik zur Unternehmensdemografie.

Bislang wurde die Finanzdienstleistungsstatistik rein auf Basis von Verwaltungsdaten erstellt. Die vielfältigen Änderungen erforderten jedoch einen kosteneffizienten und belastungsarmen Methodenmix aus einer Primärerhebung und der hauptsächlichen Nutzung von Register- beziehungsweise Verwaltungsdaten (Allafi und andere, 2022). Vor diesem Hintergrund erfolgte im Jahr 2022 die Anpassung des § 3b Verwaltungsdatenverwendungsgesetz in Einklang mit § 5a Absatz 1 Bundes-

statistikgesetz³. Mithilfe der erweiterten Verwaltungsdatennutzung können weitere Erhebungen vermieden (Once-Only-Prinzip⁴), Register ergänzt und gepflegt sowie die Qualität der Daten der amtlichen Statistik gesichert werden (Bens/Schukraft, 2018).

Um auf Basis der URS-Grundgesamtheit überhaupt Verwaltungsdaten nutzen zu können, sind wiederum Datenverknüpfungen nötig. Die statistikrechtliche Grundlage hierfür existiert grundsätzlich mit dem 1990 eingefügten § 13a Bundesstatistikgesetz. Seit seiner Neufassung im Jahr 2005 enthält dieser explizit die Erlaubnis, Daten nach dem Verwaltungsdatenverwendungsgesetz zu verknüpfen. Die verbesserte Nutzbarkeit von Register- und Verwaltungsdaten erfüllt mehrere der vom Statistischen Beirat⁵ (2010) geforderten Ziele hinsichtlich der Weiterentwicklung der amtlichen Statistik.

In dieselbe Richtung gingen EU-Projekte wie das „Microdata linking of Structural Business Statistics and other business statistics“ (MDL). Hierfür wurden Einzeldaten aus zwölf verschiedenen Unternehmensstrukturstatistiken (ausgenommen die Finanzdienstleistungsstatistik), der Unternehmensdemografie, der Statistik über Auslandsunternehmenseinheiten und der Erhebung über die Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien über verschiedene Berichtsjahre hinweg verknüpft (Jung/Käuser, 2016).

Dabei stellt bereits die Verknüpfung von Mikrodaten innerhalb der amtlichen Statistik diese vor eine Vielzahl von Herausforderungen. Dies ist vor allem bedingt durch unterschiedliche Erhebungsdesigns, welche die mögliche Schnittmenge an identischen Einheiten reduzieren, und weniger durch das Fehlen von eindeutigen Identifikatoren (Jung/Käuser, 2016). Ein weiterer Grund kann der sich ändernde Schwerpunkt wirtschaftlicher Aktivitäten einer Einheit sein, der für die nach Wirtschaftsabschnitten abgegrenzten Unternehmensstrukturstatistiken relevant ist, nicht jedoch für andere Statistiken oder

1 Dabei wurde das Statistische Bundesamt im Rahmen des EU-Grants „SBS: Support to set up the production of variables for the new Section K NACE codes“ 2021 und 2022 finanziell unterstützt.

2 Gemäß EU-Definition entspricht ein Unternehmen der kleinsten Kombination Rechtlicher Einheiten, die eine organisatorische Einheit zur Erzeugung von Waren und Dienstleistungen bildet. In anderen Unternehmensstrukturstatistiken wird bereits seit dem Berichtsjahr 2018 der EU-Unternehmensbegriff verwendet.

3 Nach § 5a Absatz 1 Bundesstatistikgesetz ist seit 2016 pflichtgemäß vor der Einführung neuer oder der Änderung bestehender Bundesstatistiken zu prüfen, ob in der öffentlichen Verwaltung oder bei ähnlichen Stellen bereits geeignete Daten vorliegen.

4 Dessen Ziel ist, dass Personen und Unternehmen bestimmte Informationen nur noch einmal der Verwaltung mitteilen müssen und diese für die Weitergabe der Daten an relevante Stellen sorgt.

5 Der Statistische Beirat berät gemäß § 4 Bundesstatistikgesetz das Statistische Bundesamt in Fachfragen und vertritt die Belange der Nutzerinnen und Nutzer der Bundesstatistik.

Verwaltungsdaten. Bei der Verknüpfung können zudem Inkohärenzen auftreten.¹⁶

Im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Klimaschutz wird im Projekt „Methodische und analytische Stärkung in aktuellen Fragen der Außenhandels- und ausländischen Investitionspolitik“ bis Mai 2024 an Lösungen für derartige Probleme bei der Verknüpfung von Daten der Außenhandels- und Unternehmensstatistiken gearbeitet (Kruse und andere, 2021).

Allerdings führen etliche Behörden Datenbanken mit eigenen Identifikatoren, die nicht unbedingt aufeinander abgestimmt sind (McKinsey, 2017). Bei der Finanzdienstleistungsstatistik fehlen dadurch häufig eindeutige Identifikatoren, anhand derer Einzeldaten verknüpft werden könnten. Zudem hat hier bislang keine umfassende primärstatistische Erhebung stattgefunden, auf deren Basis das URS in der Vergangenheit hätte gepflegt werden können.

Dieser Artikel befasst sich vorrangig mit der Mikrodatenverknüpfung ohne eindeutige Identifikatoren und beginnt in Kapitel 2 mit einem Überblick über die zu verknüpfenden Datensätze. Anschließend geht Kapitel 3 genauer auf die speziellen Herausforderungen der Datenverknüpfung in der Finanzdienstleistungsstatistik ein und stellt das Verfahren zur Aufbereitung und Verknüpfung dar. Abschließend wird in Kapitel 4 ein Fazit gezogen und ein Ausblick gegeben.

2

Datenbasis

Um EU-Lieferverpflichtungen zu erfüllen und Doppelerhebungen zu vermeiden, erhält das Statistische Bundesamt Einzeldaten von der Finanzaufsicht des Bundes¹⁷. Die Daten stammen überwiegend aus dem externen Rechnungswesen der zu beaufsichtigenden Rechtlichen Einheiten; je nach Branche sind sie auf-

grund spezieller Verordnungen¹⁸ an die jeweils zuständige Aufsichtsbehörde zu übermitteln. Seit der Novellierung des Verwaltungsdatenverwendungsgesetzes 2022 trifft dies für folgende Wirtschaftszweige der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008; Statistisches Bundesamt, 2008) zu:

- › Zentralbanken und Kreditinstitute (64.1),
- › Sonstige Finanzierungsinstitutionen (64.9),
- › Versicherungen, Rückversicherungen und Pensionskassen (ohne Sozialversicherung) (65) und
- › Mit Finanzdienstleistungen verbundene Tätigkeiten (66.1).¹⁹

Um Datenverknüpfungen zu ermöglichen, erhält das Statistische Bundesamt darüber hinaus die Einheitenbezeichnungen sowie Handelsregister- (HR-) und Umsatzsteuer- (UST-) Identifikationsnummern (ID), den Legal Entity Identifier (LEI)¹⁰ und weitere Angaben, beispielsweise die Anschrift.

Mit dem Ziel, die restlichen Lücken im Wirtschaftsabschnitt K zu schließen, wird derzeit bei den Wirtschaftsgruppen „Beteiligungsgesellschaften (64.2)“¹¹ und „Treuhand- und sonstige Fonds und ähnliche Finanzinstitutionen (64.3)“ von Unternehmensregisterdaten Gebrauch gemacht. Im Unterschied zur Finanzaufsicht des Bundes bezieht das URS im Kern seine Angaben zu Einheiten mittelbar von der Bundesagentur für Arbeit, den Finanzverwaltungen der Länder und verschiedenen Registern, darunter dem Handelsregister. Es verfügt für alle Einheiten über eine eindeutige URS-ID sowie für etliche auch über die HR- und UST-ID, derzeit aber nicht über den im Finanzsektor geläufigen LEI.

Die Wirtschaftsgruppe 66.2 „Mit Versicherungsdienstleistungen und Pensionskassen verbundene Tätigkeiten“ ist die einzige aus dem Wirtschaftsabschnitt K, für die keine in der öffentlichen Verwaltung vorliegenden, geeigneten Daten ausfindig gemacht werden konnten.

6 Zum Beispiel enthält das URS nur Meldungen zum steuerbaren Umsatz. Angaben zum nicht steuerbaren Umsatz, der im Finanzdienstleistungsbereich durchaus vorkommt, fehlen hingegen (siehe § 4 Umsatzsteuergesetz).

7 Sie besteht aus der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) und der Deutschen Bundesbank. Die Datenlieferungen sind in den §§ 3a und 3b Verwaltungsdatenverwendungsgesetz geregelt.

8 Kreditinstituts-Rechnungslegungsverordnung, Pensionsfonds-Aufsichtsverordnung oder Versicherungsberichterstattungs-Verordnung.

9 Die Wirtschaftszweige 64.9 und 66.1 sind erst im Zuge der Novellierung des Verwaltungsdatenverwendungsgesetzes 2022 hinzugekommen. Bereits vorher wurden die Spezialkreditinstitute (64.92) berücksichtigt.

10 Der LEI ist eine eindeutige internationale Identifikationsnummer für finanzielle Kapitalgesellschaften.

11 Ohne Verwaltungs- und Managementfunktion.

Übersicht 1

Wirtschaftsabschnitt K¹ und geeignete Datenquellen

WZ-2008-Code	Bezeichnung	Datenquelle
64	Erbringung von Finanzdienstleistungen	
64.1	Zentralbanken und Kreditinstitute	Deutsche Bundesbank (Verwaltungsdaten)
neu: 64.2	Beteiligungsgesellschaften	Statistisches Unternehmensregister
neu: 64.3	Treuhand- und sonstige Fonds und ähnliche Finanzinstitutionen	Statistisches Unternehmensregister
neu: 64.9	Sonstige Finanzierungsinstitutionen	Deutsche Bundesbank (Verwaltungsdaten)
65	Versicherungen, Rückversicherungen und Pensionskassen (ohne Sozialversicherung)	Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (Verwaltungsdaten)
65.1	Versicherungen	
65.2	Rückversicherungen	
65.3	Pensionskassen und Pensionsfonds	
66	Mit Finanz- und Versicherungsdienstleistungen verbundene Tätigkeiten	
neu: 66.1	Mit Finanzdienstleistungen verbundene Tätigkeiten	Deutsche Bundesbank (Verwaltungsdaten)
neu: 66.2	Mit Versicherungsdienstleistungen und Pensionskassen verbundene Tätigkeiten	Erhebungsdaten (Strukturstatistik im Handels- und Dienstleistungsbereich)
neu: 66.3	Fondsmanagement	Deutsche Bundesbank

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

Um Synergieeffekte zu nutzen, wurde diese in die neue Strukturhebung im Handels- und Dienstleistungsbereich integriert. Das bedeutet, dass der deutlich erweiterte Erfassungsbereich nahezu vollständig von der verwaltungs- und registerbasierten Finanzdienstleistungstatistik aufwandsarm abgedeckt wird (Allafi und andere, 2022). [↪ Übersicht 1](#)

Für etwa jede dritte Rechtliche Einheit aus der auf dem Unternehmensregister basierenden Grundgesamtheit der Finanzdienstleistungstatistik (ohne Wirtschaftsgruppe 66.2) ist es somit möglich, Ergebnisse für die an Eurostat¹² zu liefernden Merkmale¹³ abzuleiten. Allerdings kann bezüglich der URS-Grundgesamtheit eine Über- oder Untererfassung vorliegen, vor allem durch unternehmensdemografische Ereignisse wie Übernahmen, Schließungen oder Neugründungen. Zudem sind darin keine Einheiten enthalten, die nicht über mindestens eine abhängig beschäftigte Person verfügen.

Darüber hinaus ist die Grundgesamtheit der zu beaufsichtigenden Institute durch die Finanzaufsicht des Bundes nicht mit dem Wirtschaftsabschnitt K deckungs-

gleich: Zum einen werden auch Einheiten außerhalb dieses Abschnitts beaufsichtigt, zum anderen werden nicht alle Einheiten des Abschnitts beaufsichtigt, sodass die Schnittmenge nicht den vollständigen Verwaltungsdatensatz umfasst.

3

Herausforderungen der Mikrodaten-verknüpfung in der Finanzdienstleistungstatistik

Register- und Verwaltungsdaten werden nicht primär für statistische Zwecke erhoben und genügen daher nicht immer den Anforderungen, die die amtliche Statistik an ihre Daten stellt. Die unterschiedlich geführten Datenbanken, die verschiedenen Abgrenzungen sowie die nötige Verknüpfung auf Ebene der Einzeldaten führen dazu, dass sich die Nutzung solcher Daten für die Finanzdienstleistungstatistik entsprechend herausfordernd darstellt.

¹² Eurostat ist das Statistische Amt der EU.

¹³ Diese Merkmale gibt die Durchführungsverordnung (EU) 2020/1197 vor.

3.1 Schwierigkeiten bei der Datenaufbereitung

Die verschiedenen Datenquellen führen in der Praxis zu unterschiedlichen Dateiformaten und allgemein nicht harmonisierten Inputdateien. Dafür gehen die Erfassungsschemata der Finanzaufsichtsbehörden in der Regel über die Angaben in den Jahresabschlüssen der Einheiten hinaus. Oft genug liegen auch keine öffentlich zugänglichen Jahresabschlüsse vor, da nicht alle Rechtlichen Einheiten aus dem Wirtschaftsabschnitt K dazu verpflichtet sind, diese offenzulegen.¹⁴

Bei den erhobenen Daten der Deutschen Bundesbank konnte das Statistische Bundesamt in Zusammenarbeit mit den jeweils zuständigen Fachbereichen den Aufbereitungsaufwand durch heterogene Dateiformate minimieren. Daher war die für diesen Zweck angepasste IT-Anwendung¹⁵ in der Lage, die von der Deutschen Bundesbank gelieferten Inputdateien aufwandsarm maschinell einzulesen und aufzubereiten.

Insbesondere die von der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht gelieferte Inputdatei erforderte jedoch für das Berichtsjahr 2021 zunächst aufwendige Anpassungen der Aufbereitungsprozedur. Grund dafür war, dass je nach Wirtschaftszweig und Einheit unterschiedliche und unterschiedlich viele Informationen vorliegen konnten, die für die weitere Bearbeitung zunächst in einer Zeile je Einheit verdichtet werden mussten.

14 Solche Befreiungsregelungen sind in § 264 Absatz 3 oder § 264b Handelsgesetzbuch (HGB) aufgeführt.

15 Die im Folgenden skizzierte, fachbereichsinterne IT-Anwendung basiert auf SAS, einer Software für Statistikanalyse und Datenauswertung.

Die Daten der Finanzaufsicht des Bundes wurden anschließend zusammengeführt. In der Regel waren die für die Lieferung an Eurostat erforderlichen Merkmale noch nicht in den aufbereiteten und plausibilisierten Verwaltungsdaten enthalten.¹⁶

3.2 Die Problematik der Einzeldatenverknüpfung

Wesentliche Voraussetzung für die einfache Verknüpfung von Mikrodaten ist das Vorliegen mindestens eines gemeinsamen und eindeutigen Identifikators. Allerdings führt die Finanzaufsicht des Bundes Datenbanken nicht primär für statistische Zwecke und verwendet zum Teil andere Identifikatoren.

In der Finanzdienstleistungsstatistik eignen sich zum Beispiel grundsätzlich die UST-ID, die HR-ID oder die von der jeweiligen Verwaltungsdatenquelle vergebene Aufsichts-ID sowie der LEI. Jedoch verfügt das URS weder über die in den Verwaltungsdaten vorkommende Aufsichts-ID noch über den LEI; es verwendet eine eigene URS-ID. Des Weiteren liegen nur für eine Teilmenge von Einzeldaten beider Datensätze die erwähnten Identifikatoren vor. ➤ Übersicht 2

Die HR-ID ist zudem erst in Kombination mit der Art des Handelsregisters¹⁷ und dem Eintragungsort in das jeweilige Register (Registersitz) eindeutig. Jedoch gibt

16 Für die Ableitung der Merkmale ist es meist nötig, Zwischenmerkmale zu berechnen oder top down zu schätzen.

17 In Deutschland gibt es zum einen zwei Abteilungen (A und B) des Handelsregisters, zum anderen noch weitere Register, wie das Genossenschafts-, das Partnerschafts- oder das Vereinsregister. Auch die Letztgenannten werden in diesem Artikel unter dem Begriff Handelsregister subsumiert.

Übersicht 2

Identifikatoren bei relevanten Register- und Verwaltungsdaten 2021

Datenquelle	Institutsname	Aufsichts-Identifikationsnummer	Umsatzsteuer-Identifikationsnummer	Handelsregister-Angaben ¹	Legal Entity Identifier (LEI) ²	Weitere Angaben ³
Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (Verwaltungsdaten)	ja	ja	nein	teilweise	teilweise	ja
Deutsche Bundesbank (Verwaltungsdaten)	ja	ja	teilweise	teilweise	teilweise	ja
Statistisches Unternehmensregister	ja	nein	teilweise	teilweise	nein	ja

1 Diese Angaben umfassen die Registerart, die Registernummer sowie den Registersitz.

2 Der LEI ist eine eindeutige internationale Identifikationsnummer für finanzielle Kapitalgesellschaften.

3 Die weiteren Angaben umfassen unter anderem die Anschrift und Rechtsform.

es sowohl im URS, dessen Quelle unmittelbar das jeweilige Register ist, als auch in den Verwaltungsdaten der Finanzaufsicht des Bundes bereits bei den Registersitzen unterschiedliche Schreibweisen derselben Orte.¹⁸

Dieselbe Problematik tritt in noch größerem Ausmaß bei den Institutsnamen und den Adressen auf, bei denen das Unternehmensregister die Angaben ebenfalls direkt aus dem jeweiligen Handelsregister bezieht. Dies liegt an Unterschieden in der Verwendung von Abkürzungen und Schreibweisen sowie bezüglich der Satz-, Schrift- und Leerzeichen. Darum sind diese alphanumerischen¹⁹ Identifikatoren grundsätzlich nicht so gut geeignet wie rein numerische. Bei den Anschriften kommt noch hinzu, dass diese weniger zuverlässig sind, da unter einer Adresse viele Rechtliche Einheiten gemeldet sein können. Somit entfallen drei weitere infrage kommende Identifikatoren mangels Eindeutigkeit für eine einfache Verknüpfung.

Zu beachten ist zudem, dass durch die unterschiedliche Abgrenzung der Grundgesamtheiten von Unternehmensregister und Verwaltungsdaten (siehe Kapitel 2) beaufsichtigte Einheiten in einem Wirtschaftszweig verortet sein können, der außerhalb des Wirtschaftsabschnitts K (ohne Wirtschaftsgruppe 66.2) liegt.²⁰ In diesem Fall dienen die Verwaltungsdaten dazu, den Wirtschaftszweig zu überprüfen. So konnten mit den vorliegenden Identifikatoren zunächst lediglich rund 60 % der Verwaltungsdaten korrekt mit der URS-Grundgesamtheit verknüpft werden,²¹ und zwar überwiegend Kreditinstitute.

3.3 Auswege aus der Verknüpfung-problematik

Um in der Finanzdienstleistungsstatistik eine gewisse Qualität vor allem in den Wirtschaftsgruppen 64.9, 66.1 und 66.3 herzustellen, ist dementsprechend vor allem das Potenzial der nicht eindeutigen, aber grundsätzlich

zuverlässigen Identifikatoren auszuschöpfen, also der Einheitenbezeichnungen sowie der Handelsregister-Angaben. Hierfür bieten sich zwei Verfahren an (Schneider, 2019; Sloan/Lafler, 2022).

Eine Möglichkeit ist, die alphanumerischen Identifikatoren in den vorliegenden Verwaltungs- und URS-Daten zu harmonisieren und so eine höhere Ähnlichkeit oder sogar Eindeutigkeit herzustellen. Hierfür liegt es nahe, zunächst gewisse Muster im Datensatz zu identifizieren. Dies können Ausdrücke sein, die sich gehäuft in ähnlicher Form in beiden Datensätzen finden.

Zum Beispiel befinden sich unter den Einheiten viele Aktiengesellschaften, Gesellschaften mit beschränkter Haftung und Versicherungsvereine auf Gegenseitigkeit oder Anstalten des öffentlichen Rechts. In der Regel werden dabei die Rechtsformen als Bestandteil der Institutsnamen uneinheitlich aufgeführt. Werden diese identifiziert und die verschiedenen Schreibweisen durch gängige Ausdrücke wie AG, GmbH, VVaG beziehungsweise AöR in beiden Datensätzen gleichermaßen ersetzt, so ähneln sich die Bezeichnungen sehr viel mehr oder sind im Idealfall sogar identisch.

Dies trifft auch auf Branchenbezeichnungen zu, wie etwa Kranken-, Lebensversicherung, Pensionskasse oder Kapitalverwaltungsgesellschaft. Sie können ebenfalls mittels gängiger Abkürzungen harmonisiert werden, zum Beispiel KV, LV, PK oder KVG. Zudem können Bezüge zu Inhabern, Gründungsdaten, Verweise auf Standorte und Sonderzeichen, die Teil der Einheitenbezeichnungen sind, vereinheitlicht beziehungsweise entfernt werden. Wesentlich weniger Abweichungen liegen bei den Registersitzen vor.

Die manuelle Identifizierung aller gleichbedeutenden, aber abweichenden Ausdrücke wäre allerdings sehr zeitaufwendig und bliebe wahrscheinlich auch unvollständig. Abhilfe schafft hier die Verwendung regulärer Ausdrücke der freien Programmiersprache Perl, sogenannte perl regular expressions (PRX). Mit ihnen werden ähnliche Ausdrücke beziehungsweise Muster in den Datensätzen maschinell gesucht und zugleich die identifizierten durch einheitliche Ausdrücke substituiert.²²

18 Zum Beispiel konnte der Autor im untersuchten Datensatz drei verschiedene Schreibweisen für das Amtsgericht Charlottenburg in Berlin identifizieren.

19 Alphanumerische Merkmale weisen neben Ziffern und gegebenenfalls Operations- beziehungsweise Sonderzeichen mindestens einen Buchstaben eines Alphabets auf.

20 Zum Beispiel Bausparkassen und ähnliche Einrichtungen oder Holdings.

21 Die Verknüpfung erfolgt im Fachbereich mittels der Datenbanksprache SQL in SAS.

22 Für technische Details siehe beispielsweise Wall/Schwartz (1991) sowie Windham (2014).

Anschließend werden die Mikrodaten aus dem URS- und dem Verwaltungsdatensatz in einem mehrstufigen Verfahren verknüpft. Im ersten Schritt erfolgt dies über die eindeutige UST-ID. Im zweiten Schritt werden beide Einzeldatensätze über die harmonisierten Identifikatoren, Handelsregister-Art, -ID und den Registersitz sowie die Einheitenbezeichnungen, kombiniert.

Eine weitere Möglichkeit besteht darin, die Suche nach Ähnlichkeiten in den (nicht) harmonisierten Datensätzen grundsätzlich unscharf durchzuführen, mit der sogenannten Fuzzy-Suche. Diese basiert auf der von Zadeh (1973) formulierten Fuzzylogik und besteht darin, in zwei Zeichenfolgen (Strings) nach Ähnlichkeiten zu suchen. Dabei wird als Ähnlichkeitsmaß zum Beispiel die von Levenshtein (1966) entwickelte Levenshtein-Distanz genutzt. Diese gibt die Zahl der Operationen an, die benötigt wird, um von dem Vergleichs- auf den Basisstring zu gelangen. Auf dieser Grundlage kann die Grundgesamtheit mit den Einheiten verknüpft werden, für die die Ähnlichkeit am größten ausfällt. Diese Methode ist als Fuzzy-Matching bekannt.

Speziell bei Verwendung harmonisierter Datensätze – und vor allem, wenn diese über die Adressen verknüpft werden – kommen allerdings sehr viele Mehrfachverknüpfungen zustande. Zwar kann eine Obergrenze für die Levenshtein-Distanz eingeführt werden, um die Anzahl der Mehrfachverknüpfungen zu reduzieren und die Genauigkeit der Verknüpfungen zu erhöhen. Jeder Wert wäre jedoch zwangsläufig (anfangs) willkürlich und könnte dazu führen, dass die korrekte Verknüpfung abhandenkommt.

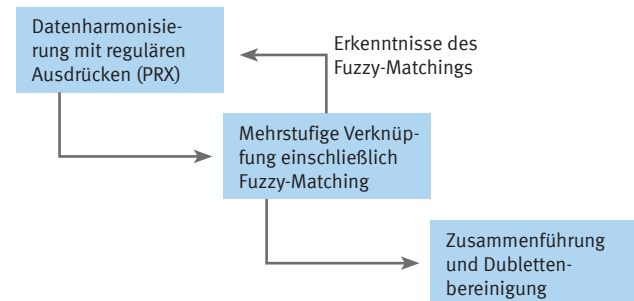
Daher eignet sich diese Methode nicht unbedingt für ein automatisiertes Verfahren, sondern als Ergänzung zu den PRX. Die manuell als korrekt identifizierten Verknüpfungen infolge des Fuzzy-Matchings können dann über eine Anpassung des beschriebenen Harmonisierungsprozesses bei einem weiteren Durchlauf maschinell verknüpft werden.

Letztlich können allerdings aus dem mehrstufigen Verknüpfungsprozess, in dem zuerst die eindeutigen und dann die nicht eindeutigen Identifikatoren herangezogen werden, Mehrfachverknüpfungen erfolgen. Die Duplikate werden daher maschinell über die URS-ID unter Zuhilfenahme der Aufsichts-ID und eines Abgleichs der Rechtsformen eliminiert.

Um die vorhandenen Verwaltungsdaten optimal zu nutzen, werden beide Lösungsansätze in der Finanzdienstleistungsstatistik seit dem Berichtsjahr 2021 eingesetzt. Zunächst werden die aufbereiteten Verwaltungsdaten und die URS-Grundgesamtheit hinsichtlich der nicht eindeutigen Identifikatoren vereinheitlicht. Anschließend wird mithilfe der nutzbaren Identifikatoren die Datenverknüpfung durchgeführt. Ergänzend wird versucht, mit Fuzzy-Matching weitere, verknüpfbare Einheiten aufzuspüren. Die daraus gewonnenen Erkenntnisse fließen in den automatisierten Harmonisierungsprozess ein. Schlussendlich wird der kombinierte Datensatz aus URS-Grundgesamtheit und Verwaltungsdaten maschinell um Dubletten bereinigt. ➔ **Grafik 1**

Grafik 1

Das neue Verfahren zur Mikrodatenverknüpfung in der Finanzdienstleistungsstatistik



Mithilfe des neuen Verfahrens konnte die Quote der korrekt verknüpften Verwaltungsdaten erfolgreich von etwa 60 % auf rund 75 % gesteigert werden. Da die zusätzlich verknüpften Einheiten vor allem aus dem Bereich der Versicherungen und Pensionskassen sowie den sonstigen Finanzdienstleistern stammen, konnte hierdurch die Finanzdienstleistungsstatistik in diesen Teilbereichen qualitativ erheblich verbessert werden.

Prozessoptimierungen sind sowohl bei der IT-Anwendung als auch durch die Pflege des URS möglich und wurden bereits für das Berichtsjahr 2022 teilweise umgesetzt. Hierdurch wird sich voraussichtlich die Quote der verknüpften Verwaltungsdaten, bei gleichbleibenden wirtschaftlichen Schwerpunkten der Einheiten, künftig weiter erhöhen. Durch die unterschiedlichen Abgrenzungen hinsichtlich der Wirtschaftszweige werden sich jedoch auch mit einem weiterentwickelten Verfahren nicht alle Verwaltungsdaten verknüpfen lassen.


4

Fazit

Seit dem Berichtsjahr 2021 werden erstmals für den gesamten Wirtschaftsabschnitt K Ergebnisse gemäß der EBS-Verordnung und der EU-Unternehmensdefinition erstellt. Durch die gemäß Once-Only-Prinzip verstärkte Nutzung von Verwaltungsdaten konnten die zusätzlichen Belastungen für die Wirtschaft minimiert werden. Daneben führten die gewonnenen Erkenntnisse über den Umsatz der Einheiten dazu, die entsprechenden Angaben im URS zu aktualisieren.

Dieses kosteneffiziente und vielversprechende Vorgehen ist seit den Novellierungen des Bundesstatistikgesetzes in den Jahren 2005 und 2016 rechtlich zulässig sowie geboten. Zudem kann in Kombination mit dem Verwaltungsdatenverwendungsgesetz die Verwaltungsdatennutzung in Zukunft vergleichsweise flexibel erweitert werden.

In der Praxis bleibt es durch unterschiedlich geführte Datenbestände mit uneinheitlich verwendeten Identifikatoren problematisch, Einzeldaten der amtlichen Statistik mit Verwaltungsdaten aus anderen Quellen zu verknüpfen. Durch die Harmonisierung nicht eindeutiger Identifikatoren sowie Fuzzy-Matching lassen sich jedoch zum einen mehr Identifikatoren nutzen und können zum anderen die Verknüpfungen weiterhin maschinell hergestellt werden. Das neue Verfahren zur Mikrodatenverknüpfung in der Finanzdienstleistungsstatistik ist somit auch für andere amtliche Statistiken und Register relevant.

In nicht allzu ferner Zukunft wird sich die Problematik der Mikrodatenverknüpfung durch das beim Statistischen Bundesamt als Registerbehörde errichtete und betriebene Basisregister für Unternehmen vereinfachen. In diesem Verwaltungsregister werden Identifikatoren, darunter der LEI, aller in der deutschen Verwaltung geführten Unternehmen zusammengeführt. Insbesondere wird eine bundeseinheitliche Wirtschaftsnummer je (Rechtlicher) Einheit eingeführt, wofür das Unternehmensbasisdatenregistergesetz von 2021 die Grundlage geschaffen hat. 

LITERATURVERZEICHNIS

Allafi, Sabine/Lohn, Alexandra/Nölting, Christopher/Maier, Alexander. [Die neue Strukturstatistik im Handels- und Dienstleistungsbereich](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2022, Seite 22 ff.

Beck, Martin/Baumgärtner, Luisa/Bürk, Katja-Verena/Redecker, Matthias. [Einführung des EU-Unternehmensbegriffs: Konzept und Umsetzung](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2020, Seite 35 ff.

Bens, Arno/Schukraft, Stefan. [Registermodernisierung und Verwaltungsdatennutzung in der amtlichen Statistik](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2018, Seite 11 ff.

Jung, Sandra/Käuser, Stefanie. [Herausforderungen und Potenziale der Einzeldatenverknüpfung in der Unternehmensstatistik](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2016, Seite 95 ff.

Kruse, Hendrik W./Meyerhoff, Annette/Erbe, Anette. [Neue Methoden zur Mikrodatenverknüpfung von Außenhandels- und Unternehmensstatistiken](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2021, Seite 53 ff.

Levenshtein, Vladimir I. *Binary codes capable of correcting deletions, insertions, and reversals*. In: Soviet Physics Doklady. Ausgabe 10/1966, Seite 707 ff.

McKinsey. *Mehr Leistung für Bürger und Unternehmen: Verwaltung digitalisieren. Register modernisieren*. Gutachten im Auftrag des Nationalen Normenkontrollrats. 2017. [Zugriff am 6. März 2024]. Verfügbar unter: www.normenkontrollrat.bund.de

Schneider, Volker. *Digitalisierung in der amtlichen Statistik – Nutzung von Verwaltungsdaten*. In: Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg. Ausgabe 5/2019, Seite 28 ff. [Zugriff am 6. März 2024]. Verfügbar unter: www.statistischebibliothek.de

Sloan, Stephen/Lafler, Kirk P. *A Quick Look at Fuzzy Matching Programming Techniques Using SAS Software*. In: PharmaSUG 2022 Conference Paper AP-030. 2022. [Zugriff am 6. März 2024]. Verfügbar unter: www.lexjansen.com

Statistischer Beirat. *Eckpunkte zur Weiterentwicklung der amtlichen Statistik in der 17. Legislaturperiode*. 2010. [Zugriff am 6. März 2024]. Verfügbar unter: <https://bdi.eu>

Statistisches Bundesamt. [Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008](#). Wiesbaden 2008.

Wall, Larry/Schwartz, Randal L. *Programming Perl*. Erste Auflage. Sebastopol 1991.

Windham, K. Matthew. *Introduction to Regular Expressions in SAS*. Cary 2014.

Zadeh, Lotfi A. *Outline of a New Approach to the Analysis of Complex Systems and Decision Processes*. In: IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics. Ausgabe SMC-3/1973, Seite 28 ff.

RECHTSGRUNDLAGEN

Durchführungsverordnung (EU) 2020/1197 der Kommission vom 30. Juli 2020 zur Festlegung technischer Spezifikationen und Einzelheiten nach der Verordnung (EU) 2019/2152 des Europäischen Parlaments und des Rates über europäische Unternehmensstatistiken, zur Aufhebung von zehn Rechtsakten im Bereich Unternehmensstatistiken (Amtsblatt der EU Nr. L 271, Seite 1).

Gesetz über die Statistik für Bundeszwecke (Bundesstatistikgesetz – BStatG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 20. Oktober 2016 (BGBl. I Seite 2394), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 20. Dezember 2022 (BGBl. I Seite 2727) geändert worden ist.

Gesetz über die Verwendung von Verwaltungsdaten für Zwecke der Wirtschaftsstatistiken (Verwaltungsdatenverwendungsgesetz – VwDVG) vom 4. November 2010 (BGBl. I Seite 1480), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 20. Dezember 2022 (BGBl. I Seite 2727) geändert worden ist.

Gesetz zur Errichtung und Führung eines Registers über Unternehmensbasisdaten und zur Einführung einer bundeseinheitlichen Wirtschaftsnummer für Unternehmen (Unternehmensbasisdatenregistergesetz – UBRegG) vom 9. Juli 2021 (BGBl. I Seite 2506), das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 22. Dezember 2023 (BGBl. I Nr. 404) geändert worden ist.

Handelsgesetzbuch in der im Bundesgesetzblatt Teil III, Gliederungsnummer 4100-1, veröffentlichten bereinigten Fassung, das zuletzt durch Artikel 34 Absatz 1 des Gesetzes vom 22. Dezember 2023 (BGBl. I Nr. 411) geändert worden ist.

Umsatzsteuergesetz (UStG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 21. Februar 2005 (BGBl. I Seite 386), das zuletzt durch Artikel 18 des Gesetzes vom 11. Dezember 2023 (BGBl. I Nr. 354) geändert worden ist.

Verordnung betreffend die Aufsicht über Pensionsfonds und über die Durchführung reiner Beitragszusagen in der betrieblichen Altersversorgung (Pensionsfonds-Aufsichtsverordnung – PFAV) vom 18. April 2016 (BGBl. I Seite 842), die zuletzt durch Artikel 2 der Verordnung vom 22. April 2021 (BGBl. I Seite 842) geändert worden ist.

Verordnung (EU) 2019/2152 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 27. November 2019 über europäische Unternehmensstatistiken, zur Aufhebung von zehn Rechtsakten im Bereich Unternehmensstatistiken (Amtsblatt der EU Nr. L 327, Seite 1).

Verordnung über die Berichterstattung von Versicherungsunternehmen gegenüber der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (Versicherungsberichterstattungsverordnung – BerVersV) vom 19. Juli 2017 (BGBl. I Seite 2858), die durch Artikel 7 des Gesetzes vom 17. August 2017 (BGBl. I Seite 3214) geändert worden ist.

Verordnung über die Rechnungslegung der Kreditinstitute, Finanzdienstleistungsinstitute und Wertpapierinstitute (Kreditinstituts-Rechnungslegungsverordnung – RechKredV) in der Fassung der Bekanntmachung vom 11. Dezember 1998 (BGBl. I Seite 3658), die zuletzt durch Artikel 25 Absatz 6 des Gesetzes vom 7. August 2021 (BGBl. I Seite 3311) geändert worden ist.

SCHÄTZUNG REGIONALER EINKOMMENSINDIKATOREN UNTER TRANSFORMATIONEN IN ABWESENHEIT VON POPULATIONS-MIKRODATEN

Nora Würz

📌 **Schlüsselwörter:** Zensus – Kerndichteschätzung – amtliche Statistik – Unit-Level-Modelle – Small-Area-Schätzung

ZUSAMMENFASSUNG

Für Deutschland und andere entwickelte Länder werden Methoden zur Schätzung von sozioökonomischen Indikatoren auf räumlich disaggregierter Ebene benötigt, ohne dabei Populations-Mikrodaten zu verwenden, die meist nicht öffentlich verfügbar sind. Viele sozioökonomische Indikatoren, zum Beispiel Einkommen, sind schief verteilt, weswegen zur Erfüllung der Annahmen der Modelle (datengetriebene) Transformationen der abhängigen Variablen verwendet werden. Hierfür werden Verzerrungs-Korrekturen für die Small-Area-Vorhersagen benötigt. Die vorgestellte Methodik zur Verzerrungs-Korrektur basiert auf einer Kerndichte-Schätzung. Sie wird auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels 2011 angewendet, um das durchschnittliche Bruttoeinkommen für 96 deutsche Raumordnungsregionen zu schätzen.

📌 **Keywords:** census – kernel density estimation – official statistics – unit-level models – small area estimation

ABSTRACT

For Germany and other developed countries, methods are needed to estimate socio-economic indicators at a spatially disaggregated level without using population micro-data, which are usually not publicly available. Many socio-economic indicators, such as income, are skewed, and therefore (data-driven) transformations of the dependent variable are used to satisfy the model assumptions. This requires bias corrections for the small area predictions. The bias correction methodology presented in this article is based on kernel density estimation. It is applied to data from the Socio-Economic Panel 2011 to estimate the average gross income for 96 German spatial planning regions.



Dr. Nora Würz

ist akademische Rätin an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg. Sie forscht zu Small-Area-Verfahren mit folgenden Schwerpunkten: Transformationen der abhängigen Variablen, Verwendung im Kontext von georäumlichen Daten, Poverty Mapping und Machine-Learning-Methoden. Für ihre Dissertation „Small Area Estimation under Limited Auxiliary Population Data Dealing with Model Violations and their Economic Applications“ wurde sie mit dem wissenschaftlichen Nachwuchspreis „Statistical Science for the Society“ 2023 des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet.

1

Einleitung

Für eine evidenzbasierte Entscheidungsfindung sind zuverlässige Informationen über sozioökonomische Indikatoren unerlässlich. Stichprobenerhebungen ermöglichen eine kosteneffiziente Erhebung von Indikatoren und haben eine lange Tradition. Dabei sind neben der quantitativen Erfassung dieser Indikatoren für die Gesamtpopulation insbesondere auch die für Teilpopulationen (geografische Gebiete oder soziodemografische Gruppen) bedeutsam. Um Einblicke in diese Teilpopulationen zu gewinnen, können disaggregierte direkte Schätzer verwendet werden, die ausschließlich auf Umfragedaten des jeweiligen Gebiets berechnet werden. In der Small-Area-Forschung gilt ein Gebiet als „large“, wenn die Stichprobe groß genug ist, um zuverlässige direkte Schätzungen für dieses Gebiet zu ermöglichen. Wenn die direkten Schätzungen nicht ausreichend genau sind oder in diesem Gebiet keine Einheit erhoben wurde, wird das Gebiet als „small“ bezeichnet. Dies tritt besonders häufig bei hoher räumlicher oder soziodemografischer Auflösung auf. Small-Area-Schätzung (small area estimation – SAE) soll dieses Problem überwinden, ohne dass größere und damit teurere Umfragen erforderlich sind (Pfeffermann, 2013; Rao/Molina, 2015; Tzavidis und andere, 2018). SAE-Techniken nutzen die Informationen von allen Gebieten gleichzeitig mithilfe eines statistischen Modells, um dadurch die Schätzungen für wiederum alle Gebiete zu verbessern. Dabei werden die Umfragedaten mit weiteren Hilfsdaten über ein Modell verknüpft und regionenspezifische Strukturen ausgenutzt. Geeignete Hilfsdaten sind Verwaltungs- und Registerdaten sowie der Zensus. In vielen Ländern sind solche Daten durch Vertraulichkeitsvereinbarungen streng geschützt und der Zugang zu Individualdaten (Mikrodaten) ist selbst innerhalb der statistischen Ämter eine Herausforderung. Daher haben Anwendende ein großes Interesse an Small-Area-Schätzern, die keine Hilfsdaten auf Mikrodaten-Ebene benötigen, sondern mit deutlich einfacher zugänglichen Aggregaten aus diesen Mikrodaten auskommen. Würz und andere (2022) stellen eine neue Methode in Abwesenheit von Populations-Mikrodaten vor. Diese Methodik wird mittels einer Anwendung auf das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) 2011 (Sozio-oekonomisches Panel, 2019) und Hilfsinformationen aus dem Zensus 2011

zur Schätzung des mittleren Bruttoeinkommens für die 96 regionalen Raumordnungsregionen in Deutschland demonstriert.

2

Räumliche Schätzung von Einkommen aus dem SOEP

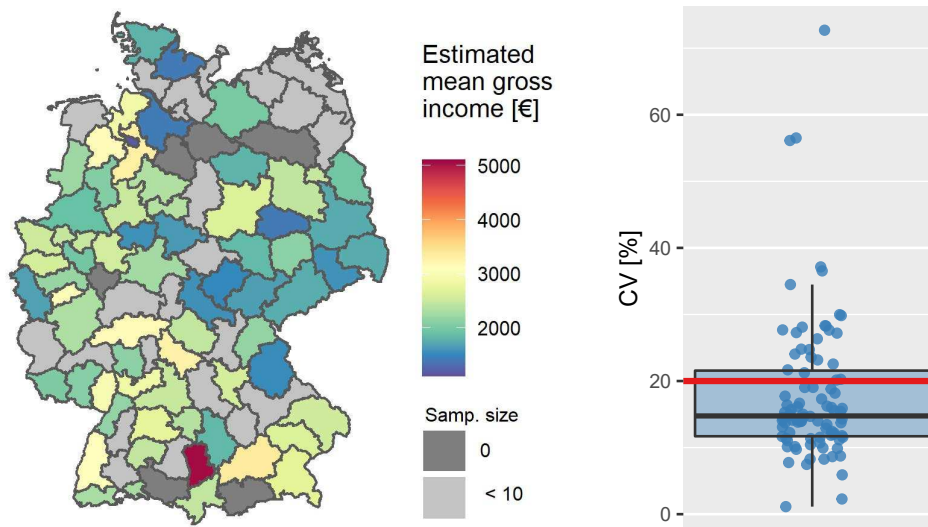
Für die Einkommensschätzung in Deutschland wird hier das Sozio-oekonomische Panel 2011 verwendet. Diese repräsentative Langzeitstudie wird seit 1984 durchgeführt und ist am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) angesiedelt. Das SOEP liefert Längsschnittdaten privater Haushalte in Deutschland für multidisziplinäre Themen und ist somit für Regierungsinstitutionen und Forschende aus verschiedenen Bereichen von großem Wert. Im SOEP wird im Gegensatz zu anderen wichtigen deutschen Umfragen (beispielsweise dem Mikrozensus) das individuelle Einkommen abgefragt.

In dieser Arbeit wird die Refreshment-Stichprobe aus dem Jahr 2011 für die Schätzungen verwendet, da in diesem Jahr auch der Zensus durchgeführt wurde. Die Zielvariable ist das individuelle Bruttoeinkommen in Euro im Monat vor dem Interview innerhalb des Jahres 2011. Die Zielbevölkerung ist die erwerbsfähige Bevölkerung im Alter von 15 bis 64 Jahren. Die Stichprobengrößen über den regionalen Raumordnungsregionen variieren von 0 bis 107 (1. Quartil: 8, Median: 16,5, Mittelwert: 20,83 und 3. Quartil: 26,5), wobei in 6 regionalen Raumordnungsregionen keine Daten erhoben worden sind. Zusätzlich dürfen für 23 regionale Raumordnungsregionen keine direkten Schätzergebnisse aufgrund von Vertraulichkeitsabkommen ausgegeben werden, da die Stichprobengrößen für diese Regionen geringer als 10 sind. Die direkten Schätzer werden mit dem Software-Paket emdi (Kreutzmann und andere, 2019) geschätzt und die Varianzen mittels einer kalibrierten Bootstrappmethode (Alfons/Templ, 2013) bestimmt. [↗ Grafik 1](#) stellt die direkten Schätzer in einer Karte dar. Das durchschnittliche Bruttoeinkommen¹ variiert von 1 173 Euro in Bremen bis 5 059 Euro in der Planungsregion Donau-Iller. Generelle Trends lassen sich auf der Karte erken-

1 Es handelt sich hier um das arithmetische Mittel.

Grafik 1

Karte mit direktem geschätzten mittleren Bruttoeinkommen je Monat (in Euro) für die regionalen Planungsregionen in Deutschland (Stichprobengrößen unter 10 sind ausgegraut) und ihre dazugehörigen Variationskoeffizienten (CV)



nen: Der Osten weist ein niedrigeres durchschnittliches Bruttoeinkommen auf, während die Regionen um München, Stuttgart oder Frankfurt höhere Durchschnittseinkommen haben. Kleine Stichprobengrößen führen jedoch zu geschätzten durchschnittlichen Bruttoeinkommen mit hohen Varianzen. Diese hohen Varianzen spiegeln sich auch in hohen Variationskoeffizienten (CVs) für die Regionen wider, wobei 26 von 90 Regionen die Grenze von 20 % für verlässliche Variationskoeffizienten (Eurostat, 2013) überschreiten. Die kleinen Stichprobengrößen (zum Teil ohne erhobene Einheit) und die hohe Variabilität der gemeldeten individuellen Einkommen machen die Verwendung von Small-Area-Methoden erforderlich. Da einige der Hilfsvariablen des Sozio-oekonomischen Panels mit Variablen im deutschen Zensus übereinstimmen, können diese Zensus-Kovariaten-Daten als Hilfsinformationen in die Small-Area-Modelle einfließen. Informationen aus dem deutschen Zensus sind jedoch nur als Aggregate auf der Ebene der regionalen Raumordnungsregionen für Forschende verfügbar.

3

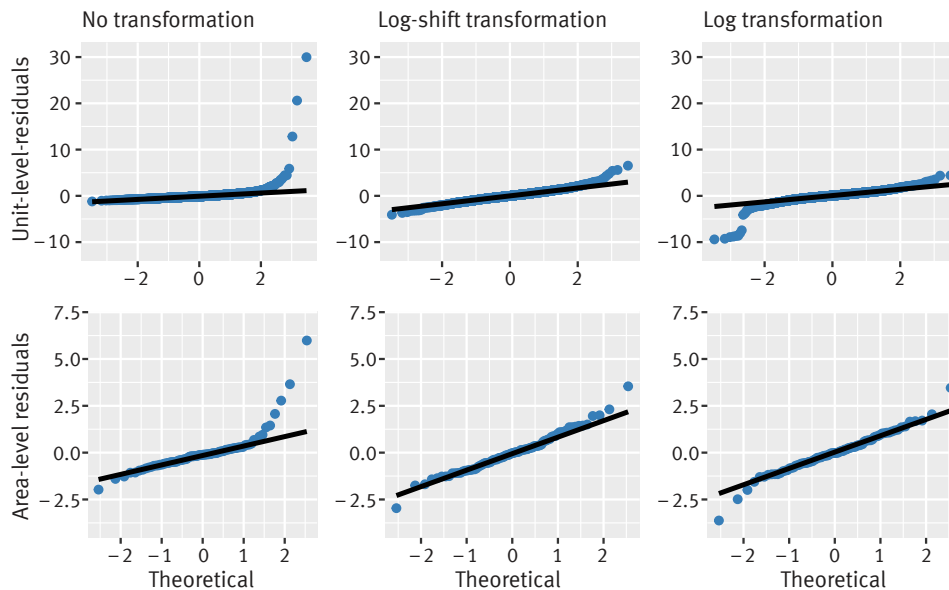
Hilfsinformationen aus dem Zensus und vorläufige Modellauswahl

SAE-Methoden verwenden Umfragedaten und populationsbezogene Hilfsinformationen, um die verfügbaren direkten Schätzungen zu verbessern. Insbesondere für kleine Stichprobengrößen, wie in der SOEP-Refreshment-Stichprobe von 2011, sind diese Methoden sehr hilfreich, um zuverlässiger zu schätzen. Wie in vielen Ländern ist der deutsche Zensus nicht auf Mikro-Ebene verfügbar, sodass nur aggregierte Hilfsinformationen (Mittelwerte und Kovarianzen) aus dem Zensus 2011 verwendet werden können, um das durchschnittliche Bruttoeinkommen zu schätzen.

Da mehrere sozioökonomisch relevante Variablen wie Einkommen eine schiefe Verteilung haben, ist die Log-Transformation eine bewährte Methode, um die Modellannahmen von Small-Area-Modellen zu erfüllen (Berg/Chandra, 2014; Molina/Martín, 2018). Mit den Stichprobendaten wurden drei verschiedene linear gemischte Modelle geschätzt, die sich in der angewandten Transformation auf die abhängige Variable unterscheiden:

Grafik 2

QQ-Plots für die Residuen auf Individualebene (1. Reihe) und die regionenspezifischen Residuen (2. Reihe) unter den Modellen mit verschiedenen Transformationen



- › ohne Transformation,
- › mit Log-Shift-Transformation,
- › mit Log-Transformation.

Die datengetriebene Log-Shift-Transformation passt sich an die Daten an, indem die Logarithmus-Funktion um einen zusätzlichen Parameter (λ) erweitert und dadurch flexibler wird: $\log(y + \lambda)$. Die Validität der Normalitätsannahmen für die Fehlerterme der zugrunde liegenden Modelle wird mit QQ-Plots überprüft. Basierend auf dieser Untersuchung wird eine Log-Shift-Transformation verwendet, um das durchschnittliche Bruttoeinkommen für deutsche regionale Raumordnungsregionen zu schätzen, da die QQ-Plots hier am wenigsten von den Normalverteilungsannahmen abweichen. ➔ Grafik 2

4

Kurzüberblick der entwickelten Methodik

Die entwickelte Methodik baut auf dem viel genutzten Nested-Error-Regressionsmodell (NER-Modell) von Batese und anderen (1988) auf. Mittels der Stichproben- (Zielvariable und Kovariat-Daten) wird das Modell gefittet und die Populationsdaten (nur Kovariat-Daten) werden für die Prädiktion verwendet.

Die Population U von Länge N ist unterteilt in D Regionen U_1, U_2, \dots, U_D bestehend aus N_1, N_2, \dots, N_D Individuen. Der Index $i = 1, \dots, D$ wird verwendet, um auf die jeweilige Region und der Index $j = 1, \dots, N_i$, um auf die jeweiligen Individuen zu indizieren. Die Stichprobe s besteht aus n Individuen mit regionenspezifischen Stichprobengrößen n_1, n_2, \dots, n_D . Mit s_i werden die Individuen bezeichnet, welche in Region i innerhalb der Stichprobe sind. \bar{s}_i beschreibt für Region i die Individuen außerhalb der Stichprobe. Für alle Individuen in der Stichprobe wird die stetige Zielvariable y_{ij} beobachtet. Die Hilfsinformationen aus der Stichprobe für Individuum j in Region i sind als Vektor $x_{ij} = (1, x_{1ij}, x_{2ij}, \dots, x_{pij})^T$ gegeben, der

neben dem Intercept p erklärende Variablen enthält. Das Modell von Battese und anderen (1988) modelliert den linearen Zusammenhang zwischen den Kovariaten x_{ij} und der Zielvariable y_{ij} folgendermaßen:

$$y_{ij} = x_{ij}^T \beta + u_i + e_{ij},$$

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2) \text{ und } e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2),$$

wobei $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^T$ der Vektor mit den Regressionskoeffizienten, e_{ij} die individuellen Fehler und u_i die regionenspezifischen Fehler sind. Dabei wird angenommen, dass die Fehlerterme unabhängig verteilt sind. Der beste linear verzerrte Schätzer für jedes Individuum außerhalb der Stichprobe $j \in \bar{s}_i$ ist gegeben durch:

$$\mu_{ij} = x_{ij}^T \beta + u_i = x_{ij}^T + \gamma_i \left(\sum_{j \in \bar{s}_i} y_{ij} - x_{ij}^T \beta \right),$$

wobei $\gamma_i = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2/n_i}$ der Gewichtungsfaktor ist. Dar-
aus lässt sich dann die empirisch beste lineare Schätzung für den Populations-Mittelwert \bar{y}_i jeder Region i ermitteln:

$$\begin{aligned} \hat{\bar{Y}}_i^{BHF} &= \frac{1}{N_i} \left(\sum_{j \in s_i} y_{ij} + \sum_{j \in \bar{s}_i} \hat{\mu}_{ij} \right) \\ &= \hat{\gamma}_i \left(\frac{1}{n_i} \sum_{j \in s_i} y_{ij} + \left(\bar{x}_i - \frac{1}{n_i} \sum_{j \in s_i} x_{ij} \right)^T \hat{\beta} \right) + (1 - \hat{\gamma}_i) \bar{x}_i^T \hat{\beta}, \end{aligned}$$

mit $\hat{\gamma}_i = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_e^2/n_i}$. Der Vektor $\bar{x}_i^T = \frac{1}{N_i} \sum_{j \in U_i} x_{ij}^T$

enthält die Mittelwerte in der Population zu den p erklärenden Variablen für die jeweilige Region i . Um die beiden Varianzkomponenten (σ_u^2, σ_e^2) zu schätzen, können unter anderem Restricted-Maximum-Likelihood-Methoden verwendet werden (Rao/Molina, 2015). Aus obiger Formel ist direkt ersichtlich, dass es für die Populationsdaten ausreichend ist, wenn diese nur als regionenspezifische Mittelwerte zu allen Kovariaten vorliegen.

Das NER-Modell kann in der besonders häufig vorliegenden Datensituation von Umfragedaten auf Individuen-Ebene bei gleichzeitig limitiertem Zugang zu Hilfsdaten (zum Beispiel aggregierte Daten wie Mittelwerte) angewandt werden. Es kann jedoch keine Transformationen der abhängigen Variablen berücksichtigen. Hierzu sind Erweiterungen notwendig (Berg/Chandra, 2014;

Molina/Martín, 2018; Rojas-Perilla und andere, 2020). Die zitierten Publikationen haben gemeinsam, dass zur Small-Area-Schätzung Populations-Mikrodaten benötigt werden. Dies hängt mit der Rücktransformation des synthetischen Parts zusammen, welche nur unter der Verwendung von Populations-Mikrodaten nicht verzerrt ist. Wird eine konvexe Rücktransformation, wie die Exponential-Funktion (verwendet für die Rücktransformation von zuvor Log-transformierten Einkommensverteilungen) angewandt, so führt eine naive Rücktransformation ($\mu_{ij}^{\text{trans,naive}}$) zu einer Unterschätzung von μ_{ij} auf rücktransformierter Ebene. Grund hierfür ist die Jensensche Ungleichung:

$$\mu_{ij}^{\text{trans,naive}} = \exp(x_{ij}^T \beta + u_i) < E[\exp(y_{ij}^*) | y_s, X_s],$$

wobei (y_{ij}^*) die log-transformierte Zielvariable, y_s die untransformierte Zielvariable und X_s die Kovariaten-Daten-Matrix aus der Stichprobe ist. Aufgrund der Eigenschaften der Log-Transformation lässt sich für die Log- und Log-Shift-Transformation diese Verzerrung ($\alpha_i = \frac{\sigma_u^2(1 - \gamma_i) + \sigma_e^2}{2}$) analytisch bestimmen und ausgleichen, wenn Populations-Mikrodaten vorliegen:

$$\mu_{ij}^{\text{trans}} = \exp(x_{ij}^T \beta + u_i + \alpha_i)$$

In entwickelten Ländern wie Deutschland sind diese Mikrodaten nicht leicht zugänglich. Daher wird dringend Methodik benötigt, die ohne Populations-Mikrodaten auskommt und gleichzeitig Transformationen einbeziehen kann. Für die Log- und die Log-Shift-Transformation kann nun das Problem darauf reduziert werden, den mittleren rücktransformierten synthetischen Part $\left(\sum_{j \in \bar{s}_i} \exp(x_{ij}^T \hat{\beta}) \right)$ nur mit aggregierten Kovariaten-Daten zur Population zu schätzen ($\exp(\bar{x}_i^T \hat{\beta})$). Auch hier führt die Jensensche Ungleichung zu einer Unterschätzung für die naive Rücktransformation des geschätzten synthetischen Parts:

$$\exp(\bar{x}_i^T \hat{\beta}) < \sum_{j \in \bar{s}_i} \exp(x_{ij}^T \hat{\beta})$$

Die in Würz und andere (2022) vorgeschlagene Methodik korrigiert diese Verzerrung unter ausschließlicher Verwendung von Populations-Aggregaten (Mittelwerte und Kovarianzen). Um die Verteilung des synthetischen Teils zu schätzen, wird die Kerndichteschätzung vorge-

schlagen. Dieses Vorgehen bietet zwei wesentliche Vorteile:

- › Der synthetische Part ist eine univariate Größe, sodass eine Kerndichteschätzung auch unter der Berücksichtigung von sehr vielen Kovariaten (metrisch und kategorial) nicht an die Grenzen der technischen Umsetzbarkeit stößt.
- › Es sind keine parametrischen Annahmen an die Kovariaten erforderlich und es werden ausschließlich aggregierte Hilfsinformationen zur Population benötigt.

Die Kerndichteschätzung wird angewandt auf die Kovariat-Daten aus der Stichprobe, welche zuvor mittels der Populations-Aggregate adjustiert wurden. In einem ersten Schritt werden dazu die Kovariat-Daten aus der Stichprobe für jede Region standardisiert. Im Anschluss werden diese an die regionenspezifischen Populations-Aggregate angepasst. Ist die Stichprobengröße für Region i sehr klein, so werden als Input für die Adjustierung die standardisierten Kovariat-Daten von allen Regionen verwendet und an die für Region i spezifischen Populations-Aggregate angepasst. Ist die Stichprobengröße von i hingegen groß, so werden nur die standardisierten Stichprobendaten von Region i mittels ihrer Populations-Aggregate adjustiert. Durch dieses Vorgehen werden für alle Regionen Verteilungen erzeugt, die mit den Eigenschaften der Population (in Bezug auf den bekannten Wert des Populations-Aggregats) übereinstimmen. Aus den Verteilungen wird in einem letzten Schritt der Erwartungswert für den rücktransformierten synthetischen Part mittels numerischer Integration bestimmt. Die Schätzung kann dann verwendet werden, um die regionenspezifischen SAE-Mittelwerte zu erhalten. Diese sind nun so korrigiert, dass ausschließlich Populations-Aggregate verwendet wurden.

Die Schätzung der Unsicherheit für die zugehörigen Punktschätzer ist von großer Bedeutung. In der Publikation wird ein parametrisches Bootstrapverfahren vorgeschlagen, welches den Ideen von González-Manteiga und anderen (2008) folgt.

5

Validierung der Methodik

Durch modell- und designbasierte Simulationen ist es möglich, eine neue Methodik zu testen und Vorteile sowie Schwächen zu ermitteln. In solchen Settings sind die wahren Werte bekannt, sodass Qualitätskriterien für Punkt- und Unsicherheitsschätzung ermittelt werden können.

Der vorgeschlagene Schätzer sowie seine Unsicherheitsschätzung wurden in verschiedenen modellbasierten Settings getestet: in einem idealen Normalitäts-Setting, in zwei Log-Settings und in einem für Einkommen mit Bezug auf die Verteilung realistischer GB2¹²-Setting. Die vorgeschlagene Methodik erzielt in diesen Settings vergleichbar gute Ergebnisse wie die EBP¹³-Methode. Diese Methode kann als Gold-Standard angesehen werden, obwohl sie Populations-Mikrodaten verwendet. Andere Methoden, welche nur aggregierte Daten verwenden, konnten in den Settings, in denen Transformationen nötig sind, vom vorgeschlagenen Schätzer bezüglich der Gütemaße übertroffen werden.

Zusätzlich zu den modellbasierten Simulationen lief eine designbasierte Simulation mit realen Daten aus Mexiko, um den Nutzen der vorgeschlagenen Methodik auf Basis von realen Daten zu bestätigen. Wiederholt zeigte sich, dass die Qualität der vorgeschlagenen Methodik ähnlich hoch ist wie die Qualität der EBP-Schätzungen unter Verwendung von Populations-Mikrodaten.

6

Ergebnisse und Simulationen mit der vorgeschlagenen Methodik

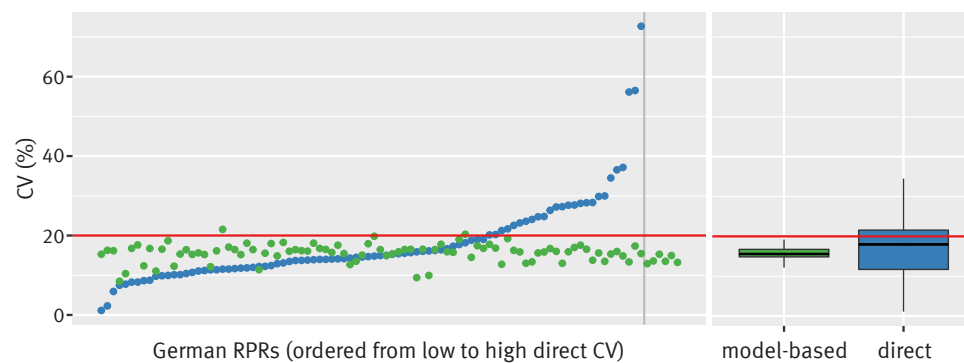
Die vorliegenden SOEP-Refreshment-Daten benötigen die vorgestellte Methodik, da einerseits nur Zensus-Aggregate als Kovariate zur Verfügung stehen und andererseits gleichzeitig die Anwendung einer Transformation notwendig ist (siehe Grafik 2). Im Vergleich zur direkten Schätzung (Design wurde berücksichtigt; Varianz-

2 Verallgemeinerte Beta-Verteilung zweiter Art.

3 „Empirical best prediction“ nach Molina/Rao (2010).

Grafik 3

Regionenspezifische Variationskoeffizienten für die direkten (blauen) und die vorgeschlagenen modellbasierten (grünen) Schätzungen, geordnet von niedrigen zu hohen Variationskoeffizienten der direkten Schätzungen, sowie die zugehörigen Boxplots



Die graue Linie im linken Diagramm trennt die Regionen, die innerhalb der Stichprobe sind, von den nicht eingeschlossenen Regionen.

Die rote Linie markiert den 20%-Schwellenwert zur Definition verlässlicher Schätzungen.

schätzung mittels kalibrierten Bootstrap-Verfahrens) wurde gezeigt, dass die Unsicherheit der Punktschätzer reduziert werden konnte. Dazu werden in [Grafik 3](#) die Varianzkoeffizienten der direkten Schätzung mit denen der vorgeschlagenen modellbasierten Methodik verglichen: 26 der direkten Schätzungen überschreiten den 20%-Schwellenwert und für 6 Regionen sind keine Daten vorhanden. Im Gegensatz dazu überschreiten nur 2 der auf dem vorgeschlagenen modellbasierten Schätzer basierenden Varianzkoeffizienten den 20%-Schwellenwert. Die Varianzkoeffizienten der modellbasierten Schätzungen sind im Durchschnitt kleiner als die der direkten Schätzungen und weisen eine geringere Streuung auf. Besonders in Gebieten mit unzuverlässigen direkten Schätzungen aufgrund kleiner Stichproben sind die modellbasierten Schätzungen genauer.

7

Bereitstellung der Methodik als R-Paket


Um weitere Anwendungen zu ermöglichen, wird diese neue Methodik im R-Paket `saeTrafo` (R Core Team, 2022; Würz, 2022) zur Verfügung gestellt. Die Funktionen des Pakets werden anhand öffentlich verfügbarer Einkommensdaten illustriert. Um die Benutzersfreundlichkeit des Pakets zu erhöhen, werden weitere etablierte SAE-

Modelle für Stichprobendaten auf Individualebene mit Transformation angeboten. Auch Unsicherheitsschätzer sind direkt verfügbar. Auf Basis der eingegebenen Datenstruktur wird zudem die geeignetste Methode automatisiert ausgewählt.

8

Fazit

Die vorgestellte Arbeit untersucht die Schätzung von SAE-Mittelwerten unter Transformationen in Abwesenheit von Populations-Mikrodaten. Viele relevante sozio-ökonomische Indikatoren sind schief verteilt, sodass Transformationen es ermöglichen, nötige Modellannahmen zu erfüllen. Die verwendete Literatur zu Transformationen für das Modell von Battese und anderen (1988) geht davon aus, dass Populations-Mikrodaten als Hilfsinformationen zur Verfügung stehen (Karlberg, 2000; Chandra/Chambers, 2011; Molina/Martín, 2018), was eine starke Einschränkung in der Anwendung darstellt. Meist ist es nicht möglich, solche Mikrodaten zu erhalten. Aus diesem Grund ist die Kombination aus Transformation der abhängigen Variablen, wenn nur Populations-Aggregate vorliegen, für Anwendende besonders hilfreich. Aus methodischer Sicht wird eine Verzerrungskorrektur im Fall der Log- sowie Log-Shift-Transformation untersucht. Für diesen Fall wird eine Methodik basierend auf der Kerndichteschätzung vorgeschlagen, um die

Verzerrung aufgrund der Rücktransformation der aggregierten Hilfsinformationen zu korrigieren. Dabei werden keine parametrischen Annahmen getroffen. Außerdem wird eine dazugehörige Unsicherheitsschätzung bereitgestellt. Modell- und designbasierte Simulationen zeigen, dass die vorgeschlagene Methodik vergleichbare Ergebnisse liefert wie bekannte Methoden, die auf Populations-Mikrodaten angewiesen sind. Hervorzuheben ist, dass die entwickelte Methodik im R-Paket `saeTrafo` open-source zur Verfügung steht, um ihre Anwendung zu erleichtern. Dieses Paket ist benutzerfreundlich und automatisiert die Auswahl geeigneter SAE-Modelle für unterschiedliche Datensätze. Die vorgestellte Methodik wird angewandt, um die Zuverlässigkeit der Schätzung von Einkommen in Deutschland auf Ebene der regionalen Raumordnungsregionen zu verbessern. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Alfons, Andreas/Templ, Matthias. *Estimation of Social Exclusion Indicators from Complex Surveys: The R Package laeken*. In: Journal of Statistical Software. Band 54. Ausgabe 15/2013, Seite 1 ff. DOI: [10.18637/jss.v054.i15](https://doi.org/10.18637/jss.v054.i15)
- 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. 1988. Ausgabe 401, Seite 28 ff. DOI: [10.2307/2288915](https://doi.org/10.2307/2288915)
- Berg, Emily/Chandra, Hukum. *Small area prediction for a unit-level lognormal model*. In: Computational Statistics & Data Analysis. Band 78. Ausgabe Oktober 2014, Seite 159 ff. DOI: [10.1016/j.csda.2014.03.007](https://doi.org/10.1016/j.csda.2014.03.007)
- Chandra, Hukum/Chambers, Ray. *Small area estimation under transformation to linearity*. In: Survey Methodology. Jahrgang 37. Ausgabe 1/2011, Seite 39 ff. [Zugriff am 29. Februar 2024]. Verfügbar unter: www150.statcan.gc.ca
- Eurostat (Statistisches Amt der Europäischen Union). *Handbook on precision requirements and variance estimation for ESS households surveys*. Luxemburg 2013. [Zugriff am 7. März 2024]. Verfügbar unter: ec.europa.eu
- González-Manteiga, Wenceslao/Lombardia, María J./Molina, Isabel/Morales, Domingo/Santamaría, Laureano. *Analytic and bootstrap approximations of prediction errors under a multivariate Fay-Herriot model*. In: Computational Statistics & Data Analysis. Band 52. Ausgabe 12/2008, Seite 5242 ff. DOI: [10.1016/j.csda.2008.04.031](https://doi.org/10.1016/j.csda.2008.04.031)
- Karlberg, Forough. *Population total prediction under a lognormal superpopulation model*. Metron – International Journal of Statistics. Band 58. Ausgabe 3-4/2000, Seite 53 ff. [Zugriff am 29. Februar 2024]. Verfügbar unter: www.researchgate.net
- Kreutzmann, Ann-Kristin/Pannier, Sören/Rojas-Perilla, Natalia/Schmid, Timo/Templ, Matthias/Tzavidis, Nikos. *The R Package emdi for Estimating and Mapping Regionally Disaggregated Indicators*. In: Journal of Statistical Software. Band 91. Ausgabe 7/2019, Seite 1 ff. DOI: [10.18637/jss.v091.i07](https://doi.org/10.18637/jss.v091.i07)
- Molina, Isabel/Martín, Nirian. *Empirical best prediction under a nested error model with log transformation*. In: The Annals of Statistics. Band 46. Ausgabe 5/2018, Seite 1961 ff. DOI: [10.1214/17-AOS1608](https://doi.org/10.1214/17-AOS1608)
- Molina, Isabel/Rao, J. N. K. *Small area estimation of poverty indicators*. In: The Canadian Journal of Statistics, Band 38. Ausgabe 3/2010, Seite 369 ff. DOI: [10.1002/cjs.10051](https://doi.org/10.1002/cjs.10051)
- Pfeffermann, Danny. *New Important Developments in Small Area Estimation*. In: Statistical Science. Band 28. Ausgabe 1/2013, Seite 40 ff. DOI: [10.1214/12-STS395](https://doi.org/10.1214/12-STS395)
- Rao, J. N. K./Molina, Isabel. *Small Area Estimation*. Zweite Auflage. Hoboken 2015.

LITERATURVERZEICHNIS

R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Wien 2022.

Rojas-Perilla, Natalia/Pannier, Sören/Schmid, Timo/Tzavidis, Nikos. *Data-Driven Transformations in Small Area Estimation*. In: Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society. Band 183. Ausgabe 1/2020, Seite 121 ff. DOI: [10.1111/rssa.12488](https://doi.org/10.1111/rssa.12488)

Socio-Economic Panel. *Data from 1984-2017. SOEP-Core v34 (data 1984-2017)*. Berlin 2019. DOI: [10.5684/soep.v34](https://doi.org/10.5684/soep.v34).

Tzavidis, Nikos/Zhang, Li-Chun/Luna, Angela/Schmid, Timo/Rojas-Perilla, Natalia. *From Start to Finish: A Framework for the Production of Small Area Official Statistics*. In: Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society. Band 181. Ausgabe 4/2018, Seite 927 ff. DOI: [10.1111/rssa.12364](https://doi.org/10.1111/rssa.12364)

Würz, Nora. *saeTrafo: Transformations for Unit-Level Small Area Models*. R package version 1.0.0. 2022.

Würz, Nora/Schmid, Timo/Tzavidis, Nikos. *Estimating Regional Income Indicators under Transformations and Access to Limited Population Auxiliary Information*. In: Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society. Band 185. Ausgabe 4/2022, Seite 1679 ff. DOI: [10.1111/rssa.12913](https://doi.org/10.1111/rssa.12913)

Herausgeber
Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung
Dr. Daniel Vorgrimler
Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns
www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge
zweimonatlich, erschienen im April 2024
Ältere Ausgaben finden Sie unter www.destatis.de sowie in der [Statistischen Bibliothek](#).

Artikelnummer: 1010200-24002-4, ISSN 1619-2907

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2024
Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.