
WISTA

Wirtschaft und Statistik

Steffen Klink | Kai Lorentz

Auswahlplan und Stichprobenhauptziehung für den Zensus 2022

Joscha Krause

Robuste Schätzung regionaler Indikatoren auf Basis unsicherer Daten durch regularisierte Regression

Pascal Schmidt | Stefan Hauf

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Besonderheiten bei den Staatsaggregaten in der Corona-Pandemie

Maria Bolz | Stefan Linz | Claus Goebels | Lisa May | Michael Cox

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

Sylvana Walprecht | Lucie Herold | Daniel Kühnhenrich

Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Digitalisierung von und Zufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen

Stefan Linz | Malte David Neumann | Salima Abdalla | Gerda Gladis-Dörr

Auswirkungen der Corona-Pandemie: Lieferengpässe bremsen Industrie und treiben Preise

Sonja Haug | Simon Schmidbauer

Haushalts- und Wohnstrukturen von Geflüchteten in Deutschland – Möglichkeiten und Grenzen der Auswertung des Mikrozensus

Tim Hochgürtel | Clarissa Wilke

Methodische Weiterentwicklungen in der Lebensformenberichterstattung auf Grundlage des Mikrozensus ab dem Berichtsjahr 2020

Teresa Stahl | Martin Acht und andere

Paarbezüge in der Elterngeldstatistik

1 | 2022

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 – wichtige Indikatoren zur Coronakrise
8	Informationsangebote zur Coronakrise
10	Kurznachrichten
13	Steffen Klink, Kai Lorentz Auswahlplan und Stichprobenhauptziehung für den Zensus 2022 <i>Sampling plan for the census 2022 and drawing of the main sample</i>
25	Joscha Krause Robuste Schätzung regionaler Indikatoren auf Basis unsicherer Daten durch regularisierte Regression <i>Robust estimation of regional indicators based on uncertain data by means of regularised regression</i>
34	Pascal Schmidt, Stefan Hauf Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Besonderheiten bei den Staatsaggregaten in der Corona-Pandemie <i>National accounts: particularities of general government aggregates during the coronavirus pandemic</i>
41	Maria Bolz, Stefan Linz, Claus Goebels, Lisa May, Michael Cox Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität <i>The truck toll mileage index for the Länder: a new short-term indicator of regional industrial activity</i>

INHALT

57	Sylvana Walprecht, Lucie Herold, Daniel Kühnhenrich Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Digitalisierung von und Zufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen <i>Impact of the Covid-19 pandemic on the digitisation of and satisfaction with government services</i>
71	Stefan Linz, Malte David Neumann, Salima Abdalla, Gerda Gladis-Dörr Auswirkungen der Corona-Pandemie: Lieferengpässe bremsen Industrie und treiben Preise <i>Impact of the Covid-19 pandemic: delivery bottlenecks slow down industry and push up prices</i>
83	Sonja Haug, Simon Schmidbauer Haushalts- und Wohnstrukturen von Geflüchteten in Deutschland – Möglichkeiten und Grenzen der Auswertung des Mikrozensus <i>Household and housing structures of refugees in Germany – opportunities and limits of microcensus evaluation</i>
97	Tim Hochgürtel, Clarissa Wilke Methodische Weiterentwicklungen in der Lebensformenberichterstattung auf Grundlage des Mikrozensus ab dem Berichtsjahr 2020 <i>Methodological refinement of living arrangements reporting based on the microcensus from reporting year 2020</i>
108	Stefan Küpper, Stefan P. Rübenach, Teresa Stahl, Andrea Wolff, Martin Acht, Carsten Hänisch, Leif Jacobs, Raoul Peter Paarbezüge in der Elterngeldstatistik <i>Couple recipients in parental allowance statistics</i>

EDITORIAL

Dr. Georg Thiel



LIEBE LESERIN, LIEBER LESER,

die Vorbereitungen zum [Zensus 2022](#) laufen in den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder auf Hochtouren. Bereits im Jahr 2019 ist ein [WISTA-Sonderheft](#) erschienen, das über die Methoden und Verfahren des registergestützten Zensus informiert. Der erste Beitrag in dieser Ausgabe knüpft daran an. Er behandelt die Ausgestaltung des Auswahlplans und die Methodik der Stichprobe, mit der beim Zensus 2022 die Daten der Melderegister um Über- und Untererfassungen korrigiert sowie nicht in den Registern enthaltene Merkmale erfragt werden.

Auch der Mikrozensus, die größte jährliche Haushaltsbefragung der amtlichen Statistik in Deutschland, ist eine Stichprobe bei rund 1% der Bevölkerung. Möglichkeiten und Grenzen seiner Auswertung untersucht ein Aufsatz mit dem Fokus auf Haushalts- und Wohnstrukturen von Geflüchteten. Ein weiterer Beitrag stellt die methodischen Weiterentwicklungen des Lebensformenkonzepts im Mikrozensus ab dem Berichtsjahr 2020 vor.

Im Rahmen der Stichprobenerhebungen etablieren sich vermehrt Modelle, die die Präzision von Stichprobenschätzungen beispielsweise auf regionaler Ebene verbessern sollen. Mit diesem Thema hat sich Dr. Joscha Krause befasst, der mit dem Gerhard-Fürst-Preis 2021 in der Kategorie „Dissertationen“ ausgezeichnet wurde. Der Artikel, mit dem er seine Dissertation vorstellt, präsentiert einen mathematischen Rahmen, mit dessen Hilfe er bekannte Small-Area-Estimation-Modelle weiterentwickelt. Ziel des erweiterten Rahmens ist es, unter Nutzung alternativer Datenquellen wie Internet- und Social-Media-Daten zuverlässigere Schätzergebnisse zu erhalten

Ich wünsche Ihnen eine anregende Lektüre und: Bleiben Sie gesund!

A handwritten signature in black ink that reads "Georg Thiel". The signature is written in a cursive, flowing style.

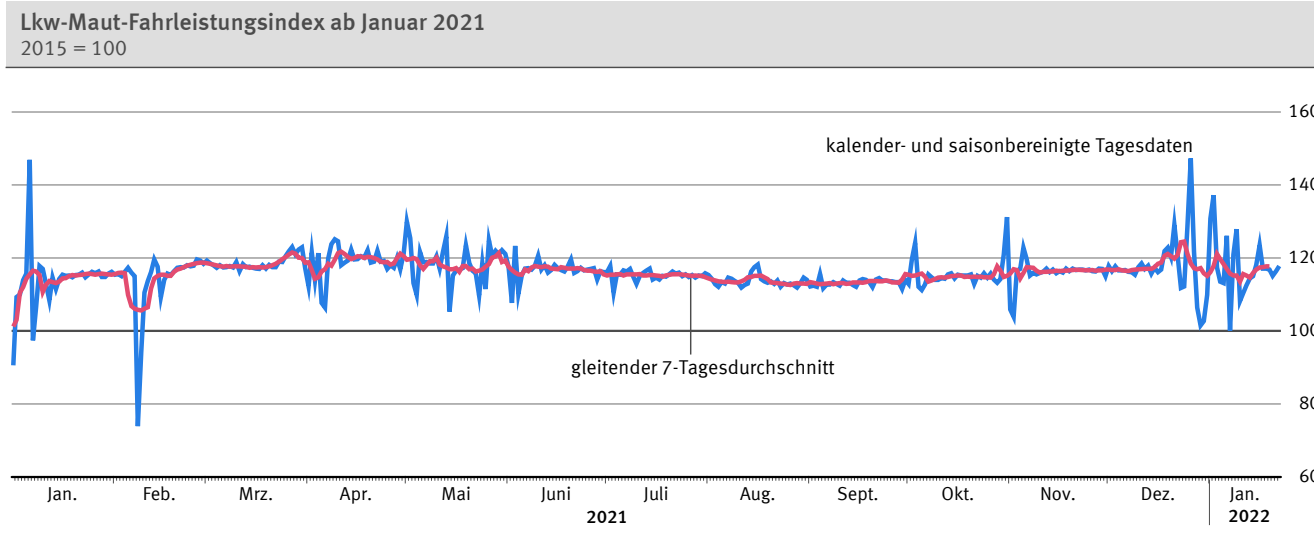
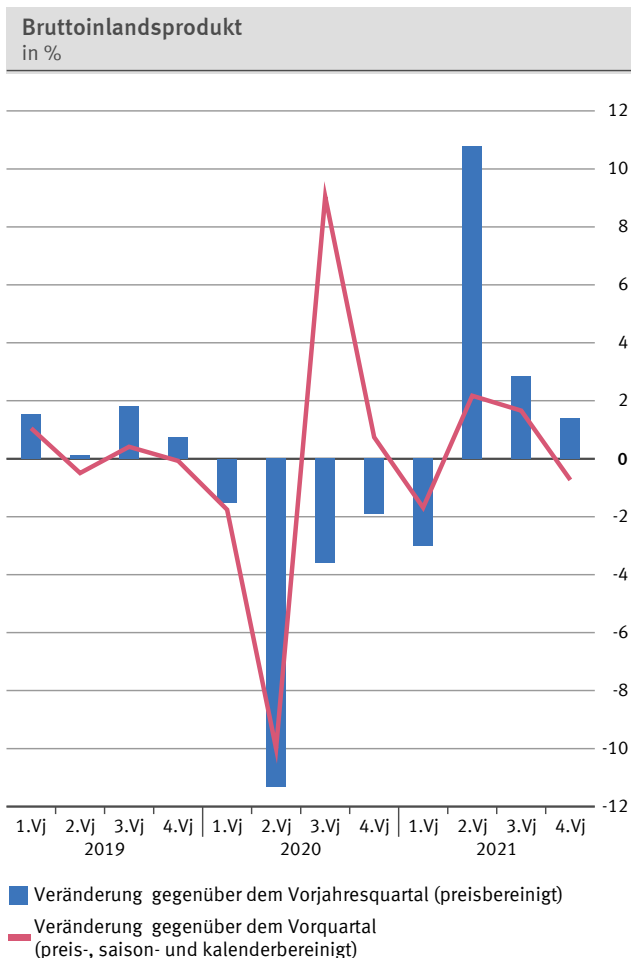
Präsident des Statistischen Bundesamtes

Auswirkungen der Corona-Pandemie auf Wirtschaft und Gesellschaft

Die globale Ausbreitung des SARS-CoV-2-Virus und der dadurch verursachten Erkrankung COVID-19 seit dem Frühjahr 2020 trifft Gesellschaft und Wirtschaft stark. Die langfristigen Folgen der Corona-Pandemie sind noch nicht überschaubar.

Die Kennzahlen auf dieser und den folgenden Seiten zeigen die Entwicklung einer Auswahl wichtiger Indikatoren, bei denen sich Auswirkungen zeigen.

Am 28. Januar 2022 hat das Statistische Bundesamt das Bruttoinlandsprodukt (BIP) für das vierte Quartal 2021 in seiner Schnellschätzung veröffentlicht. Mit der BIP t+30-Schnellschätzung stehen hochaktuelle faktenbasierte Wirtschaftsdaten, die in Krisenzeiten besondere Relevanz haben, üblicherweise spätestens 30 Tage nach Quartalsende zur Verfügung.

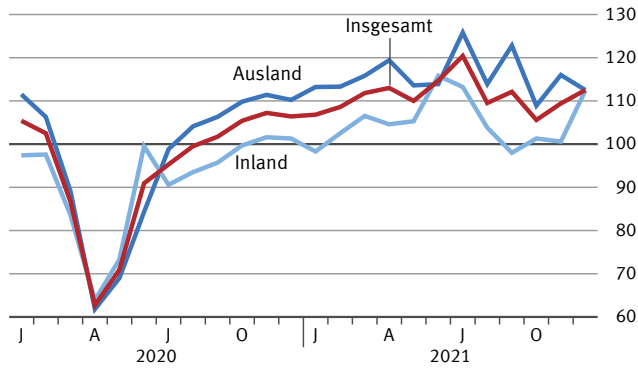


Quellen: Bundesamt für Güterverkehr, Deutsche Bundesbank, Statistisches Bundesamt

Stand: 11.02.2022

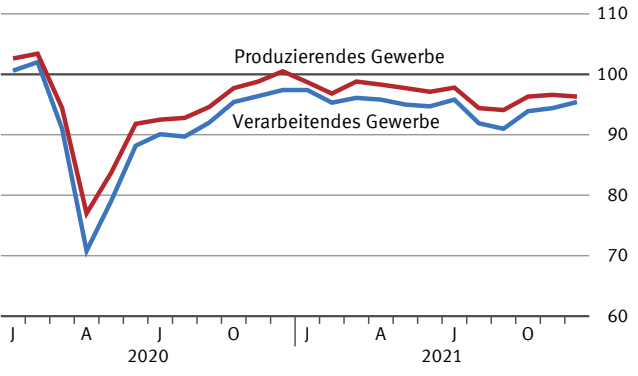
Kennzahlen – wichtige Indikatoren zur Coronakrise

Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe
Volumenindex 2015 = 100



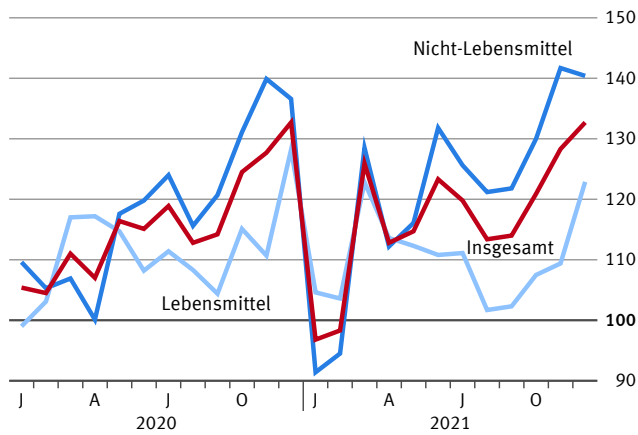
Kalender- und saisonbereinigter Wert nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Produktion im Produzierenden und Verarbeitenden Gewerbe
Index 2015 = 100



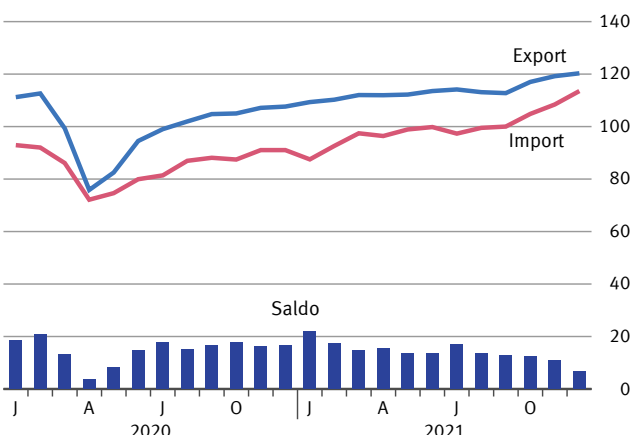
Kalender- und saisonbereinigte Werte nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.

Umsatz im Einzelhandel
2015 = 100



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

Außenhandel
in Mrd. EUR



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

Stand: 11.02.2022

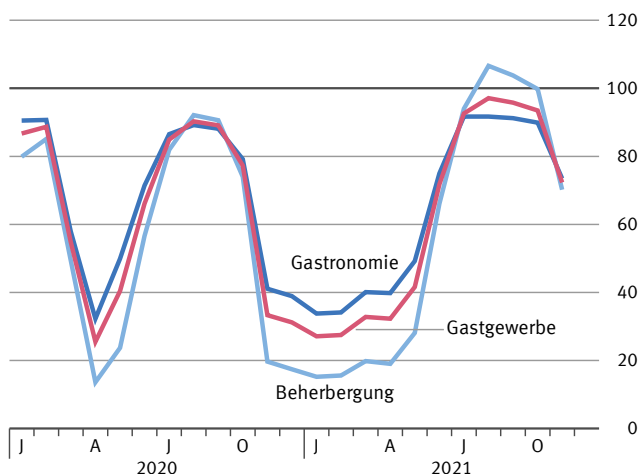
Kennzahlen – wichtige Indikatoren zur Coronakrise

Verbraucherpreisindex 2015 = 100

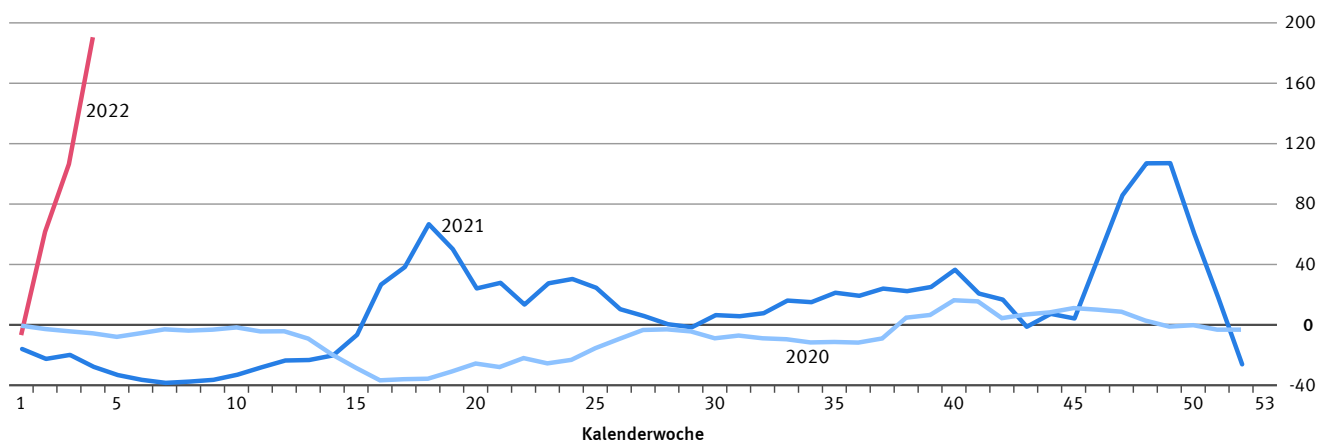
2021	2022
Januar	106,3
Februar	107,0
März	107,5
April	108,2
Mai	108,7
Juni	109,1
Juli	110,1
August	110,1
September	110,1
Oktober	110,7
November	110,5
Dezember	111,1

111,5 ↑ **4,9 %**
Veränderung zum Vorjahresmonat

Umsatz des Gastgewerbes in konstanten Preisen (real), Originalwert, 2015 = 100



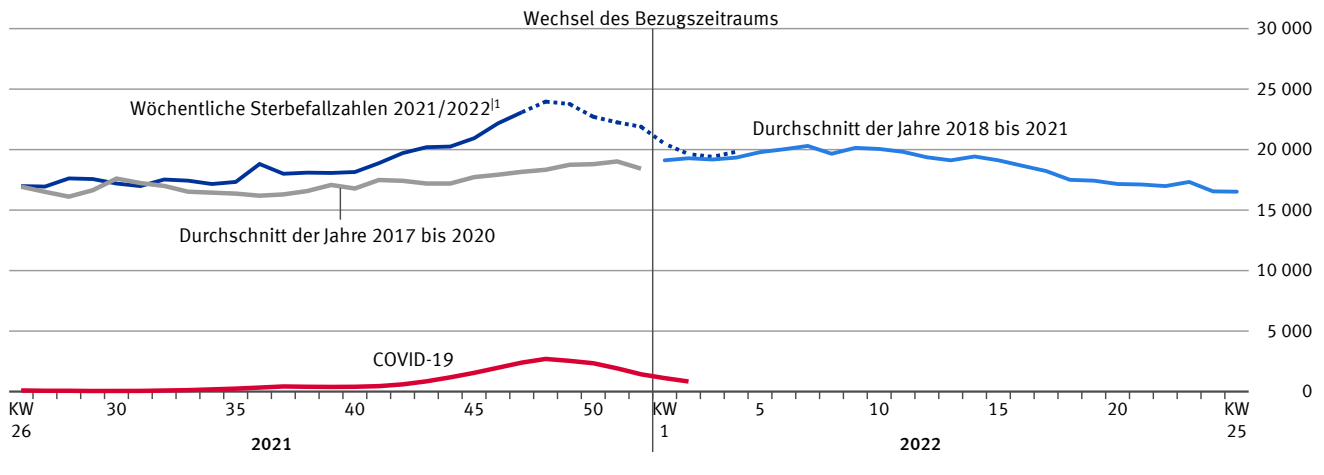
Neue Kreditverträge nach Kalenderwochen Veränderung gegenüber der entsprechenden Vorjahreswoche in %



Stand: 11.02.2022

Kennzahlen – wichtige Indikatoren zur Coronakrise

Wöchentliche Sterbefallzahlen in Deutschland 2021

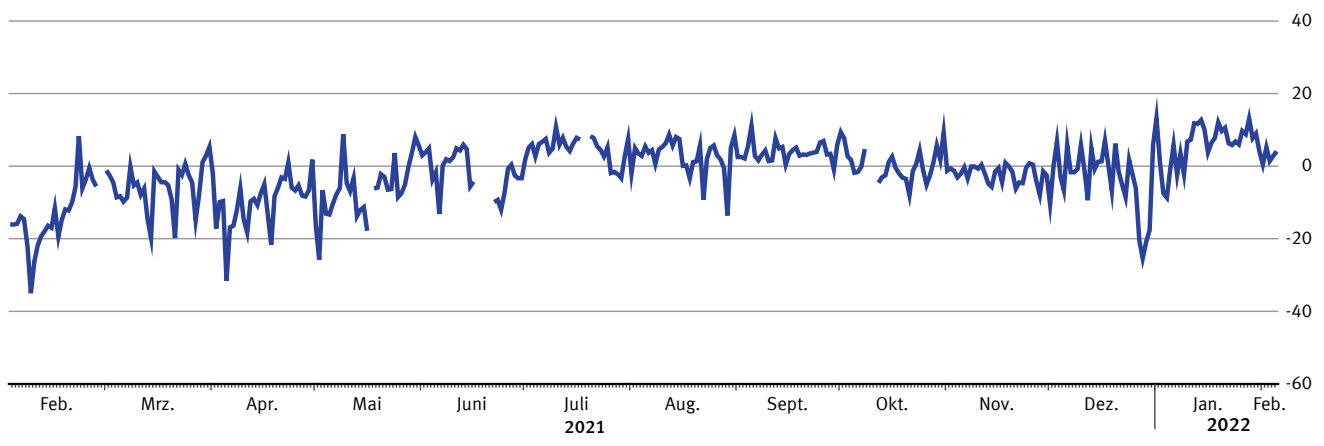


Gestrichelte Werte enthalten Schätzanteil.

1 Sonderauswertung der vorläufigen Sterbefallzahlen.

Quelle: Statistisches Bundesamt (Sterbefallzahlen insgesamt), Robert Koch-Institut (COVID-19-Todesfälle)

Veränderung der Mobilität gegenüber 2019 in %



Datenlücken entstehen in der Regel aufgrund von technischen Problemen beim Mobilfunkanbieter.

Experimentelle Daten; Quelle: Teralytics

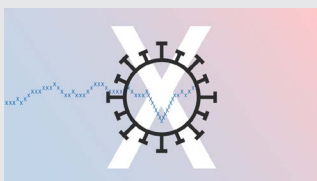
Stand: 11.02.2022



Corona-Statistiken – Auswirkungen der COVID-19-Pandemie

Die globale Ausbreitung des SARS-CoV-2-Virus und die damit verbundenen Maßnahmen zur Eindämmung der Pandemie treffen Gesellschaft und Wirtschaft stark. Die langfristigen Folgen der Corona-Pandemie sind noch nicht überschaubar. Auf der Sonderseite „Corona-Statistiken“ werden statistische Ergebnisse präsentiert, in denen sich bereits die Auswirkungen zeigen oder in denen Auswirkungen zu erwarten sind. Dazu gehören auch neue Statistiken und Auswertungen, die das Statistische Bundesamt kurzfristig seit Beginn der Coronakrise bereitgestellt hat, um den Bedarf an Zahlen am aktuellen Rand zu decken:

↳ www.destatis.de/corona



Corona-Daten Deutschland

Mit Beginn der SarS-CoV2-Pandemie ist die Relevanz aktueller Daten und Statistiken noch einmal deutlich gestiegen. Vor diesem Hintergrund hat das Statistische Bundesamt gezielt sein Informationsangebot um aktuelle und regional tief gegliederte Daten zum Infektionsgeschehen, zur Krankenhaussituation, zur Mobilität und zu den ergriffenen Eindämmungsmaßnahmen der Regierungen erweitert. Die im Rahmen eines im Jahr 2020 vom Bundesministerium für Wirtschaft und Energie initiierten Projekts aufgebaute Datensammlung ist nun für die gesamte Öffentlichkeit frei zugänglich.

↳ www.corona-daten-deutschland.de



EXDAT – Experimentelle Daten

In der Rubrik „EXDAT – Experimentelle Daten“ veröffentlicht das Statistische Bundesamt regelmäßig neue, innovative Projektergebnisse. Sie entstehen auf der Grundlage neuer Datenquellen und Methoden. Im Reifegrad unterscheiden sie sich von amtlichen Statistiken, insbesondere in Bezug auf Harmonisierung, Erfassungsbereich und Methodik. Doch die Corona-Pandemie hat gezeigt, dass experimentelle Daten gerade in Krisenzeiten eine wertvolle und unverzichtbare Ergänzung zum amtlichen Datenangebot sind, weil sie eine schnellere Berichterstattung ermöglichen.

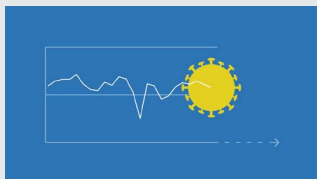
↳ www.destatis.de/exdat



Datenportal: Dashboard Deutschland

Das vom Statistischen Bundesamt neu entwickelte Datenportal präsentiert hochaktuelle und hochfrequente Daten aus verschiedenen Themenbereichen, wie Gesundheit, Mobilität und Wirtschaft, auf anschauliche Art und Weise. Es trägt damit zu einem faktenbasierten demokratischen Diskurs der Öffentlichkeit und zur evidenzbasierten Entscheidungsfindung durch Politik und Verwaltung bei. In der aktuellen Lage dient das Dashboard Deutschland auch als Gradmesser für die Coronakrise mit aktuellen Zahlen zu gewährten Corona-Hilfen für Unternehmen, täglich aktualisierten Mobilitätsindikatoren und den wichtigsten Informationen des Robert Koch-Instituts zur aktuellen Pandemiesituation.

↳ www.dashboard-deutschland.de



EU-Monitor COVID-19

Die COVID-19-Pandemie hat in allen EU-Staaten schwerwiegende Folgen für Wirtschaft und Gesellschaft verursacht. Die Viruserkrankung und die damit einhergehenden Sicherheitsmaßnahmen werden auch noch längere Zeit spürbare Auswirkungen haben. Dieser Monitor zeigt anhand von interaktiven Grafiken, welche EU-Staaten besonders unter den Folgen leiden und wie sich die Lage entwickelt. Dargestellt werden verschiedene Indikatoren aus den Bereichen Wirtschaft und Preise, Industrie und Baugewerbe, Arbeitsmarkt, Dienstleistungen, Exportwirtschaft sowie Bevölkerung und Gesundheit.

↳ www.destatis.de/corona



European Statistical Recovery Dashboard

Das während der deutschen EU-Ratspräsidentschaft im zweiten Halbjahr 2020 gemeinsam entwickelte europäische Dashboard bildet die wirtschaftlichen und sozialen Entwicklungen infolge der Corona-Pandemie in der Europäischen Union insgesamt und ihren einzelnen Mitgliedstaaten ab. Mehr als 20 Indikatoren ermöglichen Vergleiche zwischen den EU-Mitgliedstaaten. Die interaktive Anwendung erlaubt eine personalisierte Darstellung sowie das Herunterladen und Weiterverarbeiten der statistischen Daten.

↳ ec.europa.eu/eurostat

KURZNACHRICHTEN

Trauer um Erich Wiegand

Anfang Februar 2022 ist der ehemalige Geschäftsführer des Arbeitskreises Deutscher Markt- und Sozialforschungsinstitute e.V. (ADM), Erich Wiegand, im Alter von 72 Jahren verstorben.

Über 25 Jahre hinweg, von 1993 bis 2017, hat der in Frankfurt ausgebildete Soziologe Erich Wiegand den ADM als Geschäftsführer geprägt. In dieser Zeit war er geschätzter Ansprechpartner des Statistischen Bundesamtes bei den regelmäßig durchgeführten gemeinsamen Sitzungen und Tagungen mit dem ADM und der Arbeitsgemeinschaft Sozialwissenschaftlicher Institute e.V. (ASI). Bereits zur ersten gemeinsamen wissenschaftlichen Tagung 1995 zum Thema „Pretest und Weiterentwicklung von Fragebogen“ war Erich Wiegand in die Programmplanung eingebunden. Die mittlerweile fest etablierte Reihe gemeinsamer wissenschaftlicher Tagungen beleuchtet Themenfelder, die für Marktforscherinnen und -forscher, Sozialwissenschaftlerinnen und -wissenschaftler und die amtliche Statistik gleichermaßen von Interesse sind und bietet gleichzeitig ein Forum für einen intensiven Informations- und Erfahrungsaustausch aller Beteiligten. In der Ära Wiegand fanden insgesamt zwölf wissenschaftliche Tagungen statt zu Themen rund um Erhebungsinstrumente und deren Weiterentwicklung, Daten- und Qualitätsmanagement und empirische Forschung. Er hat sich stets für ethische und qualitative Standards in der Markt- und Sozialforschung eingesetzt und war Experte für Datenschutz, Zertifizierung und Qualität in der Branche. Diese Themen hat er bis zuletzt als Berater im Dienst des ADM vertreten.

Das Statistische Bundesamt wird Erich Wiegand und sein Wirken in guter Erinnerung behalten.

AUS DEM INLAND

Zeitverwendungserhebung 2022

Neue Wege zur Anwerbung von Haushalten und erstmals Teilnahme per App möglich

Bereits für die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2018 hat das Statistische Bundesamt über das Internet und die sozialen Medien bei privaten Haushalten für die Teilnahme an der freiwilligen amtlichen Haushaltserhebung geworben. Für die [Zeitverwendungserhebung \(ZVE\) 2022](#) wird die digitale Werbekampagne ausgebaut, um neue Zielgruppen zu erreichen, eine hohe Teilnahmequote zu erzielen und die neu entwickelte App als Erhebungsinstrument zu etablieren.

Die Werbekampagne steht unter dem Motto „Wo bleibt die Zeit?“, es findet sich mit einem eigens erstellten Motiv auf digitalen Werbebannern wieder, die sich insbesondere für Werbemaßnahmen über Social Media eignen. Ein Werbevideo, ein Erklärvideo sowie ein Videotutorial erläutern die App; erstmals wird für die ZVE 2022 auch mittels Influencern über Instagram und Youtube für die Teilnahme an dieser freiwilligen Haushaltserhebung geworben. Über die Social-Media-Kanäle der Influencer sollen insbesondere auf anderen Wegen schwer erreichbare Zielgruppen wie Selbstständige, (Groß-)Familien, Alleinerziehende, Haushalte mit Migrationshintergrund und auch einkommensschwache Bevölkerungsgruppen für eine Teilnahme an der ZVE 2022 gewonnen werden.

Die ausgewählten sogenannten Mikro-Influencer mit im Schnitt 5 000 bis 10 000 Followern sollen zwei bis drei Beiträge im Zusammenhang mit der ZVE 2022 schalten, um

1. Bekanntheit für die ZVE zu schaffen,
2. Vorteile der ZVE glaubwürdig zu kommunizieren und
3. zum Mitmachen zu animieren.

Die Erfahrungen aus dieser Maßnahme werden im Anschluss analysiert, um daraus Empfehlungen für die Werbemaßnahmen zur EVS 2023 ableiten zu können.

Die Möglichkeit, per App an einer amtlichen Haushaltsbefragung teilzunehmen, besteht zum ersten Mal für die ZVE 2022. Neben einer mobilen App für [Android](#)- und [iOS-Geräte](#) gibt es auch eine [Web-App](#) für alle gängigen Internetbrowser. Zugangsdaten für die App erhalten nur Haushalte, die sich für die freiwillige Erhebung teilnahmebereit erklärt haben und für die Teilnahme zufällig ausgewählt wurden.

Bei der ZVE 2022 halten 10 000 Haushalte drei Tage lang ihre Tagesabläufe in einem Tagebuch fest. Mit der App kann der Tagesablauf bequem auch von unterwegs dokumentiert werden. Bei aktiver Internetverbindung werden die Daten synchronisiert, sodass es möglich ist, das Tagebuch und die Fragebogen beispielsweise am Smartphone zu beginnen und über die Web-App am Computer zu beenden. Die „klassische“ Teilnahme über einen Papierfragebogen ist weiterhin möglich.

VERANSTALTUNGEN

Call for Papers für die StatistikTage Bamberg|Fürth 2022

Auch in diesem Jahr organisiert das Bayerische Landesamt für Statistik zusammen mit der Otto-Friedrich-Universität Bamberg wieder die StatistikTage Bamberg|Fürth. Die Tagung findet am 14. und 15. Juli 2022 statt und soll als zentrale Veranstaltung des Statistiknetzwerks Bayern eine Plattform für den Austausch zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik bieten. Das diesjährige Thema lautet „Alter und Rente“.

Neben methodischen Beiträgen zu verschiedenen Modellen der demografischen Entwicklung und der Bevölkerungsvorausberechnung können auch Anschlussrechnungen in den Blick genommen werden.

Ein weiterer Themenblock wird sich mit dem Bereich Armut und materielle Versorgung im Alter befassen. Neben der Diskussion zur Verwendung verschiedener Armutsindikatoren bei der Erfassung von sozialer Ungleichheit im Alter wird von besonderem Interesse sein,

wie Menschen in der zweiten Lebenshälfte sowohl vor als auch nach dem Renteneintrittsalter erwerbstätig sind.

Der dritte Themenblock soll die Rolle der Digitalisierung für ältere Menschen und eine alternde Gesellschaft in den Blick nehmen. Neben der Nutzung smarter Technologien im Alter ist hierbei insbesondere an die Digitalisierung und Technisierung im Bereich der Gesundheitsversorgung und der Pflege zu denken.

Sehr willkommen sind Beiträge, die sich mit dem Leben älterer Menschen während der Corona-Pandemie beschäftigen. Die Behandlung vulnerabler Gruppen mit Maßnahmen wie Isolation oder Kontaktbeschränkungen sowie deren Auswirkungen auf das soziale Leben, Gesundheit und Wohlbefinden älterer Menschen kann in diesem Bereich näher beleuchtet werden.

Für die Statistiktage 2022 sind Beiträge erwünscht, die sich auf die oben genannten oder damit verwandte Themen beziehen. Gerne können hier auch interdisziplinäre Bezüge hergestellt werden. Besonders willkommen sind Beiträge junger Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftler, die sich im Rahmen ihrer Qualifikationsarbeiten mit diesen Themen beschäftigen.

Die einzelnen Vorträge sollten die Dauer von 20 Minuten nicht überschreiten. Entsprechende Abstracts im Umfang von bis zu 250 Wörtern können bis spätestens 28. Februar 2022 per Mail eingereicht werden: statistiktage@statistik.bayern.de.

NEUERSCHEINUNGEN

Neu: Digitales Magazin Bildung

Wie ist es aktuell um das Bildungssystem in Deutschland bestellt? Antworten auf diese Frage liefert das erste interaktive digitale Magazin des Statistischen Bundesamtes. Es stellt zentrale statistische Kennzahlen zu allgemeinbildenden Schulen, beruflicher Bildung und Hochschulen zusammen. Persönliche Erfahrungsberichte zum Thema Bildung in Zeiten von Corona aus Schule, Unternehmen und der Politik ergänzen die Indikatoren.

↳ www.destatis.de

Podcast StatGespräch: Alt und Jung in Deutschland – der demografische Wandel und die Folgen

2022 soll das Jahr der Jugend werden – dazu hat es die Europäische Union ausgerufen. Gleichzeitig werden Gesellschaften wie die in Deutschland immer älter und stehen vor großen Herausforderungen. Alle aktuellen Diskussionen – von der Corona-Pandemie bis zur Klimakrise, von Bildung bis zur Rente – landen immer wieder bei der Generationenfrage. Wie aber entwickelt sich die Bevölkerung in Deutschland? Wie wirkt sich der demografische Wandel aus? Und wie gehen junge Menschen damit um? Darüber sprechen im [Podcast StatGespräch](#) zwei Frauen, die sich auskennen: einmal Bettina Sommer, im Statistischen Bundesamt verantwortlich für demografische Analysen, und Katharina Swinka, Generalsekretärin der Bundesschülerkonferenz. Für diesen Podcast steht auch ein Transkript zur Verfügung.

Lernen während der Pandemie: globale Initiativen

Die COVID-19-Pandemie hat in den meisten Ländern der Welt zur Schließung von Schulen geführt und den Schulbesuch von mindestens 1,5 Milliarden Kindern und Jugendlichen unterbrochen. Schulen und Lehrkräfte waren gefordert, die Krise schnell zu kompensieren. Viele haben dabei große Widerstandsfähigkeit, Initiative und Innovationsgeist bewiesen und sind damit beispielhaft für alle.

Die Veröffentlichung „How Learning Continued during the COVID-19 Pandemic: Global Lessons from Initiatives to Support Learners and Teachers“ der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) fasst 45 Praxisbeispiele zusammen, die gemeinsam von OECD, Weltbank und der Harvard-Global-Education-Innovation-Initiative dokumentiert wurden. Der Bericht zeigt auf, wie Regierungen und Nichtregierungsorganisationen schnell auf Schulschließungen reagierten und Strategien entwickelten, damit das Lernen fortgesetzt werden konnte.

↳ <https://manage.oecd-berlin.de/assets/link/866/2>

AUSWAHLPLAN UND STICHPROBEN- HAUPTZIEHUNG FÜR DEN ZENSUS 2022

Steffen Klink, Kai Lorentz

↳ **Schlüsselwörter:** Zensus 2022 – Zensus 2011 – Stichprobe – Stichprobenziehung – Einwohnerzahl

ZUSAMMENFASSUNG

Der Zensus 2022 wird in Deutschland – wie bereits der Zensus 2011 – mithilfe von registergestützten Verfahren durchgeführt. Zentrale Bedeutung, insbesondere im Hinblick auf die Ermittlung der Einwohnerzahlen der Kommunen, kommt im Zensus den Daten der Melderegister zu. Diese sind jedoch um Über- und Untererfassungen (sogenannte Karteileichen und Fehlbestände) zu korrigieren. Ein wichtiges Werkzeug hierfür wird eine sogenannte geschichtete Zufallsstichprobe sein. Sie dient neben der Korrektur der Daten aus den Melderegistern im Hinblick auf die Ermittlung der Einwohnerzahlen auch der Erfragung von Merkmalen, die nicht in Registern zu finden sind. Der Beitrag behandelt insbesondere das Stichprobendesign, das heißt die Ausgestaltung des Auswahlplans und die Methodik der Stichprobenziehung.

↳ **Keywords:** census 2022 – census 2011 – sample – sampling – number of inhabitants

ABSTRACT

The census 2022 will be conducted with the help of a register-based procedure in Germany as was the census of 2011. Population register data are of central importance in the census, especially for determining the number of people living in each municipality. These figures have to be corrected for overcoverage and undercoverage (outdated and missing data entries). Stratified random sampling will be an important tool in this regard. It serves not only to correct the population register data to determine the numbers of inhabitants but also to cover variables not contained in the registers. This article focuses on the sampling design, that is the design of the sampling plan and the sampling methodology.



Steffen Klink

ist Diplom-Volkswirt und studierte in Heidelberg und Southampton (Vereinigtes Königreich) Volkswirtschaftslehre und Economics. Er ist Referent im Referat Haushaltsstichprobe (Methodik) des Statistischen Bundesamtes, leitet das Teilprojekt Haushalgenerierung und unterstützt die methodische Konzipierung der Haushaltsstichprobe beim Zensus 2022.



Dr. Kai Lorentz

studierte Mathematik an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz. Er leitet das Referat Mathematisch-statistische Verfahren für Bevölkerungs- und Sozialstatistiken des Statistischen Bundesamtes und befasst sich insbesondere mit Fragen der mathematisch-statistischen Methodik für den Zensus 2022.

1

Einleitung

Das grundlegende Verfahren zur Stichprobenziehung für den Zensus 2022 hat sich im Vergleich zum Zensus 2011 in weiten Teilen nicht verändert. Auch für den Zensus 2022 wurden Untersuchungen zum Stichprobenumfang und Stichprobendesign zusammen mit Professor Dr. Ralf Münnich und seinem Team der Universität Trier erarbeitet (Burgard und andere, 2019).

Wichtigste Neuerung der Stichprobe 2022 im Vergleich zu 2011 ist der Einsatz zur Registerkorrektur in allen Gemeinden unabhängig von ihrer Größe. Das bedeutet, dass die Stichprobe auch in Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern zur Korrektur der von den Melderegistern übermittelten Daten durchgeführt wird.

Die Ziele der Stichprobe sowie die rechtlichen Grundlagen dazu thematisiert das folgende Kapitel 2. Kapitel 3 beschreibt die Methodik des Auswahlplans für die Hauptziehung der Ziel-1-Stichprobe und gibt einen Überblick über die realisierten Stichprobenumfänge auf Anschriften- und Personenebene. Kapitel 4 widmet sich in gleicher Weise der Ziel-2-Stichprobe und Kapitel 5 der Wiederholungsbefragung zur Qualitätssicherung. Der Artikel schließt mit einem Ausblick auf die Nachziehung im Frühjahr 2022, die Hochrechnung und die Fehlerrechnung.

2

Die Rolle der Stichproben im Zensus 2022

Wichtigste Zielgröße des Zensus sind die Einwohnerzahlen bis auf Ebene der Gemeinden (Bretschi/Lorentz, 2019). Beim Zensus 2022 erfolgt deren Ermittlung auf Basis der Melderegister. Zunächst wird aus zwei Melderegisterlieferungen ein stichtagsrelevanter Personenbestand gebildet um sicherzustellen, dass auch nachträgliche An- und Abmeldungen noch berücksichtigt sind. Dieser Bestand wird dann automatisiert um unzu-

lässige Mehrfachfälle¹ bereinigt. An diese Bereinigung des statistikinternen Personenbestands schließt sich eine zweifache primärstatistische Korrektur an: Zunächst erfolgt die Bereinigung um eine Vollerhebung an Sonderbereichen, zu denen Gemeinschaftsunterkünfte und Wohnheime zählen. Die zweite Korrektur betrifft Anschriften ohne Sonderbereiche, die im Folgenden auch als Normalanschriften bezeichnet werden; sie werden um aus der Stichprobe hochgerechnete Karteileichen und Fehlbestände bereinigt. Damit ist das erste wichtige Ziel der Stichprobe erfüllt: Die Aufdeckung von Über- und Untererfassungen im Personenbestand leistet einen wichtigen Beitrag für die Feststellung der Einwohnerzahlen (Ziel 1). Bei allen genannten Bereinigungen handelt es sich immer um statistikinterne Korrekturen des Datenbestands, das heißt die Korrekturangaben werden den Gemeinden nicht zurückgespielt (sogenanntes Rückspielverbot).

Die Stichprobe dient weiter dazu, Merkmale zu erfragen, über die derzeit in Registern keine Informationen vorliegen (zum Beispiel Angaben zur Bildung), zu denen der Zensus 2022 aber aufgrund der europäischen und nationalen Gesetzesvorgaben Aussagen liefern muss (Ziel 2). Im nationalen Zensusgesetz (Zensusgesetz 2022) regelt § 11 Absatz 1 beide Ziele. Der von der Europäischen Union (EU) geforderte Merkmalskranz ist gegenüber dem letzten Zensus unverändert geblieben und wird in der entsprechenden Durchführungsverordnung (Nr. 543/2017) geregelt. Die Erhebung der zusätzlichen Merkmale erfolgt auch bei einer Stichprobe von Wohnheimen², nicht jedoch an Gemeinschaftsunterkünften (§ 17 Zensusgesetz 2022). Gemäß § 11 Absatz 3 Zensusgesetz 2022 findet an den Normalanschriften die Ziel-2-Befragung in Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern an allen Anschriften statt, die auch für die Ermittlung der Einwohnerzahl ausgewählt werden. In den Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern wird dagegen nur eine Unterstichprobe befragt, da ein gemeindespezifischer Nachweis der Zusatzmerkmale für diese „kleinen“ Gemeinden nicht gefordert ist.³ [↗ Übersicht 1](#)

- 1 Ein Beispiel dafür ist, dass ein Personendatensatz mit mehreren Hauptwohnungen oder ausschließlich mit einer Nebenwohnung im Datenbestand enthalten ist.
- 2 An Wohnheimen findet zur Ermittlung der Einwohnerzahl eine Vollerhebung statt.
- 3 Sie liefern lediglich einen Beitrag für flächendeckende Kreisergebnisse.

Übersicht 1

Auswahlgrundlagen der Stichproben beim Zensus 2022

	Gemeinde mit weniger als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern	Gemeinde mit 10 000 und mehr Einwohnerinnen und Einwohnern
Normalanschrift	Korrekturstichprobe zur Ermittlung der Einwohnerzahl Ziel-2-Unterstichprobe	Korrekturstichprobe zur Ermittlung der Einwohnerzahl, deckungsgleich zu Ziel-2-Stichprobe
Wohnheim	Vollerhebung zur Ermittlung der Einwohnerzahl Ziel-2-Stichprobe	Vollerhebung zur Ermittlung der Einwohnerzahl Ziel-2-Stichprobe
Gemeinschaftsunterkunft	Vollerhebung zur Ermittlung der Einwohnerzahl Keine Ziel-2-Erfassung	Vollerhebung zur Ermittlung der Einwohnerzahl Keine Ziel-2-Erfassung

Außer den oben genannten Zielen legt § 11 Absatz 1 Zensusgesetz 2022 auch die räumlichen Einheiten der Stichprobe fest. Dabei muss die Stichprobe die in § 11 Absatz 1 Zensusgesetz 2022 explizit genannten Erhebungsgebiete (im Weiteren Sampling Points genannt) berücksichtigen. Das sind in erster Linie Gemeinden. Allerdings gibt es auch einige bundeslandspezifische Besonderheiten; zum Beispiel können neben verbandsfreien Gemeinden auch sogenannte Gemeindeverbände oder Teile davon einen Sampling Point bilden. Des Weiteren ist eine Stadtteilgliederung für alle Städte mit mehr als 400 000 Einwohnerinnen und Einwohnern vorgesehen.

Neben der regionalen Schichtung wird die Stichprobe auch fachlich gegliedert. Zur Optimierung von Stichprobenergebnissen ist es üblich, die Grundgesamtheit der Auswahlinheiten – hier Anschriften mit Wohnraum (§ 12 Absatz 1 Zensusgesetz 2022) – vor der Stichprobenziehung in Klassen aufzuteilen. Voraussetzung ist, dass von diesen erwartet werden kann, dass sie im Hinblick auf das Erkenntnisziel in sich möglichst homogen und untereinander möglichst heterogen sind. Die Einteilung dieser Schichten erfolgt nach Anschriftengrößenklassen (§ 12 Absatz 2 Zensusgesetz 2022), da die Häufigkeit von Registerfehlern in der Regel mit der Größe einer Anschrift zunimmt. Auf die Schichteinteilung geht Kapitel 3 näher ein.

Die Auswahl für die Stichprobe ist zufallsabhängig, daher werden die Ergebnisse der Stichprobe einen Zufallsfehler (hier: der einfache Standardfehler) aufweisen. Die Größe dieser Stichprobenzufallsfehler ist als Ex-ante-Planungsgröße aus den zum Ziehungszeitpunkt zur Verfügung stehenden Informationen abzuschätzen und die Präzision der hochzurechnenden Stichprobenergebnisse damit steuerbar. Es gilt dabei: je größer die Stich-

probe, desto genauer das Ergebnis. Bei der Konzeption einer Stichprobe kann demnach entweder zunächst ein Stichprobenumfang festgelegt werden – woraus sich dann eine bestimmte Präzision der hochgerechneten Ergebnisse ergibt. Oder es wird zunächst ein anzustrebendes Präzisionsziel festgelegt, woraus sich dann ein erforderlicher Stichprobenumfang ableiten lässt. Im Zensusgesetz 2022 hat der Gesetzgeber den zweiten Weg gewählt.

Die Präzisionsvorgaben für die Stichprobe im Hinblick auf Ziel 1 legt § 11 Absatz 2 Zensusgesetz 2022 fest, und zwar für drei Gemeindegrößenklassen. In Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern ist eine Genauigkeit von maximal 0,5 % des einfachen relativen Standardfehlers anzustreben. In Gemeinden mit weniger als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern sowie mindestens 1 000 Einwohnerinnen und Einwohnern werden die Präzisionsvorgaben mit einer sogenannten Präzisionszielfunktion bestimmt, das heißt die Genauigkeit wird durch einen gleitenden Übergang von einem einfachen relativen Standardfehler von 0,5 % hin zu einem einfachen absoluten Standardfehler von 15 Personen dargestellt (Bretsch/Lorentz, 2019). In Gemeinden mit weniger als 1 000 Einwohnerinnen und Einwohnern wird generell ein einfacher absoluter Standardfehler von 15 Personen als anzustrebendes Präzisionsziel vorgegeben.

$$y(x) = \begin{cases} 15, & \text{für } 0 \leq x < 1\,000 \\ \frac{7}{1\,000}x - \frac{28}{10\sqrt{50}}\sqrt{x-200} + \frac{96}{5}, & \text{für } 1\,000 \leq x < 10\,000 \\ \frac{5}{1\,000}x, & \text{für } x \geq 10\,000 \end{cases}$$

Diese Unterteilung ist notwendig, um sowohl der Forderung nach einer möglichst geringen Belastung der Auskunftspflichtigen als auch einer möglichst genauen Ein-

wohnerzahl gerecht zu werden. Wären beispielsweise in Gemeinden mit weniger als 1 000 Einwohnerinnen und Einwohnern dieselben Präzisionsvorgaben vorgeschrieben wie in Gemeinden mit mehr als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern, würde es in vielen kleinen Gemeinden zu Vollerhebungen kommen. Grund dafür ist, dass zur Erreichung einer bestimmten Präzision der absolute Stichprobenumfang (Anzahl der befragten Personen) eine entscheidendere Rolle spielt als der relative Stichprobenumfang (Anteil der befragten Personen an allen Einwohnerinnen und Einwohnern der Gemeinde).

Zusätzlich zur oben beschriebenen Haushaltsstichprobe wird im Zensus 2022 noch eine weitere Stichprobenerhebung durchgeführt, die sogenannte Wiederholungsbefragung (Klink/Bihler, 2015). Wie schon im Zensus 2011 dient die Wiederholungsbefragung der nachträglichen Überprüfung der Qualität der ermittelten Einwohnerzahlen. Sowohl durch europäische als auch durch nationale Vorgaben ist ausschließlich eine nachträgliche Überprüfung der im Zensus 2022 ermittelten Einwohnerzahl vorgesehen.

Das Zensusgesetz 2022 verlangt die Überprüfung der Qualität der Stichprobenergebnisse und der Erhebung an Adressen mit Sonderbereichen im Hinblick auf die festgestellten Einwohnerzahlen (§ 22 Absatz 1 Zensusgesetz 2022). Wesentliches Ziel der Wiederholungsbefragung ist die Feststellung (und anschließende Hochrechnung) von personenscharf übereinstimmenden beziehungsweise abweichenden Erhebungsbefunden bei der Existenzfeststellung gegenüber der Haushaltstichprobe beziehungsweise der Erhebung an Sonderadressen (Wohnheimen), ohne dass festgestellte Abweichungen noch in das Zensusergebnis einfließen. Eine unabhängige Stichprobe könnte diese Vergleiche nicht ermöglichen. Aus diesem Grund wird die Wiederholungsbefragung als Unterstichprobe der Haushaltstichprobe gemäß § 11 Zensusgesetz 2022 und der Erhebung an Wohnheimen gemäß § 14 Zensusgesetz 2022 konzipiert.

3

Der Auswahlplan der Ziel-1-Stichprobe

3.1 Sampling Points

Die Ziel-1-Stichprobe des Zensus 2022 dient dazu, die Einwohnerzahlen der Sampling Points zu ermitteln. Dies erfolgt durch eine über die Ziel-1-Stichprobe ermittelte statistische Bereinigung der Melderegisterinformationen. Bundesweit gibt es 6 507 Sampling Points.

➤ [Tabelle 1](#)

Tabelle 1

Sampling Points nach Bundesländern

	Anzahl
Schleswig-Holstein	303
Hamburg	7
Niedersachsen	408
Bremen	4
Nordrhein-Westfalen	407
Hessen	425
Rheinland-Pfalz	170
Baden-Württemberg	1 104
Bayern	2 064
Saarland	52
Berlin	12
Brandenburg	417
Mecklenburg-Vorpommern	206
Sachsen	423
Sachsen-Anhalt	218
Thüringen	287
Deutschland	6 507

3.2 Statistische Einheiten

Erhebungs- und Auswahlinheit für die Ziel-1-Stichprobe ist die Anschrift. Dies ist notwendig, um Über- und Untererfassungen aufdecken zu können: Wäre die Auswahlinheit die Person (laut Registerbestand), wären lediglich Übererfassungen erkennbar, da in diesem Fall Untererfassungen keine Auswahlchance hätten.

3.3 Auswahlgrundlage

Auswahlgrundlage für die Ziel-1-Stichprobe ist ein Auszug von Adressen aus dem Steuerregister, wie es im Zensusvorbereitungsgesetz (§ 3 Zensusvorberei-

tungsgesetz 2022 zum Stand nach Abschluss der Aktualisierung nach § 5 Absatz 2 Nummer 1a) geregelt ist. Dieser enthält neben den sogenannten Normalanschriften auch Anschriften von Sonderbereichen. Letztere werden in Wohnheime und Gemeinschaftsunterkünfte untergliedert.

Keine Auswahlchance für die Ziel-1-Stichprobe erhielten Normalanschriften ohne Wohnraum sowie sogenannte Sonderfälle⁴. Ein vorliegender Melderegistereintrag einer Person an einer Anschrift (Bemeldung) ist dagegen keine notwendige Voraussetzung für eine Auswahlchance – um reine Fehlbestandsanschriften berücksichtigen zu können, müssen auch alle unbemeldeten Anschriften eine Auswahlchance erhalten, sofern sie Wohnraum aufweisen.

Die Auswahlgrundlage umfasste schließlich 20 686 186 Anschriften, aufgeteilt in 20 630 053 Normalanschriften, 7 651 Wohnheime und 49 014 Gemeinschaftsunterkünfte. Diese Auswahlgrundlage wurde im Vorfeld durch ein aufwendiges Zusammenspielen mehrerer Registerbestände ermittelt, insbesondere der Melderegister und der Liegenschaftskataster sowie weiterer Datenbestände als Gesamtheit aller (potenziellen) Wohnanschriften.

3.4 Schichtung

Die Ziel-1-Stichprobe ist eine geschichtete Zufallsstichprobe. Die Schichtung erfolgt hierarchisch. Die erste Hierarchiestufe der Schichtung bildet die Einteilung der Anschriften in die Sampling Points. In zweiter Hierarchiestufe wird nach Anschriftengrößenklassen an Normalanschriften sowie den Wohnheimen und Gemeinschaftsunterkünften geschichtet. Die Anzahl der Anschriftengrößenklassen je Sampling Point ist dabei flexibel, abhängig von der Größe der Sampling Points. Darin besteht ein Unterschied zur Methodik beim Zensus 2011, bei dem es für jeden Sampling Point genau acht Anschriftengrößenklassen gab. Als Ergebnis einer wissenschaftlichen Begleitstudie hat das Team der Universität Trier eine Festlegung der Anzahl der Anschriftengrößenklassen je Sampling Point vorgeschlagen. Diese Festlegung zeigt [↪ Tabelle 2](#).

4 Dazu zählen Seeleute, Binnenschifferinnen und Binnenschiffer, ausländische Streitkräfte, Angehörige des diplomatischen Dienstes anderer Staaten.

Tabelle 2

Festlegung der Anzahl der Anschriftengrößenklassen je Sampling Point

Anzahl gemeldeter Bewohnerinnen und Bewohner (Haupt- und Nebenwohnsitze)	Anzahl Anschriftengrößenklassen
0	
1 bis 49	1
50 bis 99	2
100 bis 149	3
150 bis 199	4
200 bis 299	5
300 bis 399	6
400 bis 599	7
600 bis 799	7
800 bis 999	9
1 000 bis 1 499	10
1 500 bis 1 999	11
2 000 bis 2 499	12
2 500 bis 4 999	13
5 000 bis 9 999	14
10 000 bis 24 999	15
25 000 und mehr	16

Je Sampling Point kann es somit maximal 16 Anschriftengrößenklassen geben. Daneben existieren noch eine Schicht der sogenannten Nullanschriften⁵ sowie eine Schicht der Wohnheime und eine Schicht der Gemeinschaftsunterkünfte.

Insgesamt bestand die Ziel-1-Stichprobe aus 97 673 Schichten.

Die Aufteilung der bemeldeten Normalanschriften auf die Anschriftengrößenklassen erfolgte folgendermaßen: Die bemeldeten Normalanschriften wurden gemäß ihrer Bemeldung aufsteigend angeordnet und dann so auf die Anschriftengrößenklassen aufgeteilt, dass diese annähernd die gleiche Gesamtbemeldung aufweisen.

3.5 Stichprobenumfang

Für den Gesamtstichprobenumfang legt das Zensusgesetz 2022 anders als beim Zensus 2011 keine feste Obergrenze fest. Stattdessen gibt es Präzisionszielvorgaben für die Schätzung der Einwohnerzahlen auf Ebene der Sampling Points. Der Stichprobenumfang ergibt sich

5 Nullanschriften sind vollständig unbemeldete Anschriften, das heißt weder mit Haupt- noch mit Nebenwohnsitz bemeldete Anschriften, jedoch mit Wohnraum.

also aus den Präzisionszielvorgaben und der Ex-ante-Abschätzung zu deren Erreichung.

Hierfür waren einige Vorfestlegungen erforderlich, die in Zusammenarbeit mit der Universität Trier getroffen wurden:

- 1) Das Hochrechnungsverfahren: Die Einwohnerzahlen der Sampling Points werden mittels des sogenannten GREG-Schätzers (verallgemeinerter Regressions-schätzer; Särndal und andere, 1992) ermittelt. Dieser verspricht einen gegenüber der freien Hochrechnung reduzierten erforderlichen Stichprobenumfang bei gleicher Ergebnisgenauigkeit. Für diese Vorgehensweise ist die Existenz einer mit dem Zielmerkmal korrelierten Hilfsvariable Voraussetzung. Im vorliegenden Fall ist dies das Merkmal der Hauptwohnsitz-Registrierbemelungen.
- 2) Um den unter 1) beschriebenen Genauigkeitsgewinn zu quantifizieren, wurden entsprechende Variationsreduktionsfaktoren für die Sampling Points aus den Stichprobendaten des Zensus 2011 geschätzt. Diese Schätzungen sind jedoch selbst mit einer Unsicherheit behaftet, da aus einer Stichprobe geschätzt. Dem ist in der Folge Rechnung zu tragen, und zwar in Form eines globalen Aufschlagfaktors auf den Stichprobenumfang.
- 3) Für die Sampling Points wird ein minimaler Stichprobenumfang von 100 Anschriften angestrebt. Simulationsrechnungen der Universität Trier hatten gezeigt (Burgard und andere, 2020), dass dieser Mindeststichprobenumfang nötig ist, um inferenzstatistische Aussagen treffen zu können.
- 4) Einschränkungen der schichtweisen Auswahlätze (sogenannte Box-Constraints): Im Hinblick auf eine gute Balance der Stichprobe in Bezug auf die Anschriftengröße und eine gewünschte nicht zu große Spreizung der Designgewichte (Kehrwerte der Auswahlwahrscheinlichkeiten, auch freier Hochrechnungsfaktor genannt), wurden die Auswahlätze in den Anschriftengrößenklassen 1 bis 16 nach Möglichkeit im Intervall von 5 bis 50 % festgelegt.
- 5) Für die Anschriftengrößenklassen „0“ (sogenannte Nullschichten) der vollständig unbemeldeten Anschriften kann rechnerisch von vornherein keine Festlegung der Auswahlätze erfolgen. Auf Empfehlung der Universität Trier wurde hier ein einheitlicher Auswahlatz von 20 % festgelegt.

- 6) Die Schichten der Wohnheime und der Gemeinschaftsunterkünfte werden für die A-priori-Abschätzung der Präzision als Totalschichten betrachtet (das heißt fester Auswahlatz von 100 %, Designgewicht 1).

Für jeden Sampling Point wurde gemäß den Präzisionszielvorgaben der erforderliche Mindeststichprobenumfang auf Anschriftenebene unter den oben genannten Randbedingungen ermittelt. Falls Präzisionszielvorgaben nicht erreicht werden konnten – was aufgrund der Randbedingung des oberen Box-Constraint vorkommen kann –, wurde dieser für die betreffenden Sampling Points sukzessive erhöht, bis die Zielvorgabe schließlich eingehalten wurde. Die Vorgabe des minimalen Stichprobenumfangs von 100 Anschriften je Sampling Point wurde vorrangig zu den Vorgaben der Box-Constraints behandelt.

Nach diesen Berechnungen ergab sich als erster Zwischenschritt ein Gesamtstichprobenumfang auf Bundesebene. Aufgrund der Unsicherheit in den Varianzreduktionsfaktoren, die für die Ex-ante-Präzisionsabschätzung eine wichtige Einflussgröße darstellen, wurde der ermittelte Gesamtstichprobenumfang für die Gesamtheit der bemeldeten Normalanschriften um 40 % erhöht. Dieser Aufschlagfaktor war eine wissenschaftliche Empfehlung der Universität Trier aufgrund von durchgeführten Simulationsrechnungen.

3.6 Aufteilung des Stichprobenumfangs

Der oben ermittelte Gesamtstichprobenumfang wurde mit dem Aufteilungsverfahren BCOpt („optimale Allokation unter Berücksichtigung der Box-Constraints“) auf die einzelnen Schichten verteilt. Das Verfahren wurde ohne Berücksichtigung der Varianzreduktionsfaktoren durchgeführt (um eine Ungleichbehandlung der Sampling Points zu vermeiden) und unter Verwendung der euklidischen Norm. Dadurch findet ein gewisser Ausgleich zwischen den zu erwartenden Ergebnisqualitäten auf Bundesebene und auf Ebene der Sampling Points statt (Bankier, 1988). Auch hier wurde die Vorgabe des Minimalstichprobenumfangs von 100 Anschriften je Sampling Point vorrangig umgesetzt.

Die Aufteilung der Stichprobenumfänge für den Zensus 2022 nach Bundesländern zeigt [Tabelle 3](#).

Auswahlplan und Stichprobenhauptziehung für den Zensus 2022

Tabelle 3
Stichprobenumfänge (Ziel 1) für den Zensus 2022 nach Bundesländern

	Anschriften	Bevölkerung (alleiniger Wohnsitz, Haupt- und Nebenwohnsitz)	Einwohner/-innen (alleiniger Wohnsitz und Hauptwohnsitz)	Stichproben- umfang Haupt- ziehung Ziel 1 (Anschriften)	Einwohner/-innen Stichproben- ziehung Ziel 1	Bevölkerung Stichproben- ziehung Ziel 1
Deutschland	20 686 718	86 952 257	84 328 028	2 248 923	11 531 900	12 035 171
Normalanschriften	20 630 053	85 158 578	82 637 570	2 192 258	9 841 442	10 241 492
Wohnheime und Normalanschriften	20 637 704	85 502 915	82 936 414	2 199 909	10 140 286	10 585 829
Schleswig-Holstein	926 307	3 052 471	2 955 804	113 301	468 627	494 294
Normalanschriften	923 947	2 990 653	2 896 091	110 941	408 914	432 476
Wohnheime und Normalanschriften	924 058	2 995 791	2 900 851	111 052	413 674	437 614
Hamburg	275 310	1 934 111	1 898 858	18 491	181 636	184 729
Normalanschriften	274 231	1 872 590	1 838 479	17 412	121 257	123 208
Wohnheime und Normalanschriften	274 330	1 883 374	1 848 461	17 511	131 239	133 992
Niedersachsen	2 440 709	8 409 555	8 118 252	194 916	899 822	940 018
Normalanschriften	2 434 229	8 243 811	7 962 704	188 436	744 274	774 274
Wohnheime und Normalanschriften	2 435 235	8 268 886	7 983 599	189 442	765 169	799 349
Bremen	144 249	693 758	681 770	8 620	64 319	65 961
Normalanschriften	143 786	677 130	666 086	8 157	48 635	49 333
Wohnheime und Normalanschriften	143 838	681 269	670 078	8 209	52 627	53 472
Nordrhein-Westfalen	4 193 382	18 627 698	18 296 852	287 348	1 764 704	1 801 831
Normalanschriften	4 181 405	18 274 249	17 954 145	275 371	1 421 997	1 448 382
Wohnheime und Normalanschriften	4 182 766	18 335 754	18 011 792	276 732	1 479 644	1 509 887
Hessen	1 483 275	6 588 320	6 378 120	147 012	874 878	909 578
Normalanschriften	1 480 207	6 485 855	6 280 157	143 944	776 915	807 113
Wohnheime und Normalanschriften	1 480 630	6 505 798	6 298 292	144 367	795 050	827 056
Rheinland-Pfalz	1 328 118	4 272 642	4 136 351	106 734	444 017	460 435
Normalanschriften	1 325 676	4 197 438	4 065 777	104 292	373 443	385 231
Wohnheime und Normalanschriften	1 325 935	4 212 726	4 079 655	104 551	387 321	400 519
Baden-Württemberg	2 635 900	11 528 577	11 140 405	335 334	1 812 991	1 893 508
Normalanschriften	2 626 084	11 284 125	10 909 615	325 518	1 582 201	1 649 056
Wohnheime und Normalanschriften	2 627 937	11 348 637	10 968 411	327 371	1 640 997	1 713 568
Bayern	3 323 074	13 935 218	13 332 694	552 417	2 527 172	2 685 274
Normalanschriften	3 313 502	13 622 824	13 049 572	542 845	2 244 050	2 372 880
Wohnheime und Normalanschriften	3 314 936	13 692 326	13 100 414	544 279	2 294 892	2 442 382
Saarland	335 352	1 041 288	1 004 455	26 751	107 357	111 802
Normalanschriften	334 682	1 023 940	988 071	26 081	90 973	94 454
Wohnheime und Normalanschriften	334 706	1 026 127	990 111	26 105	93 013	96 641
Berlin	335 708	3 866 927	3 768 634	20 577	363 729	373 814
Normalanschriften	334 280	3 769 761	3 675 067	19 149	270 162	276 648
Wohnheime und Normalanschriften	334 480	3 791 863	3 696 080	19 349	291 175	298 750
Brandenburg	741 924	2 634 099	2 558 090	104 188	436 255	455 396
Normalanschriften	740 269	2 576 508	2 505 018	102 533	383 183	397 805
Wohnheime und Normalanschriften	740 462	2 584 040	2 510 910	102 726	389 075	405 337
Mecklenburg-Vorpommern	467 108	1 692 514	1 622 237	73 966	308 845	327 844
Normalanschriften	466 014	1 656 072	1 588 334	72 872	274 942	291 402
Wohnheime und Normalanschriften	466 149	1 660 912	1 592 403	73 007	279 011	296 242
Sachsen	854 818	4 200 372	4 093 406	115 121	631 747	655 860
Normalanschriften	852 954	4 111 532	4 009 776	113 257	548 117	567 020
Wohnheime und Normalanschriften	853 170	4 128 992	4 025 159	113 473	563 500	584 480
Sachsen-Anhalt	611 474	2 271 557	2 212 564	66 721	304 316	317 588
Normalanschriften	610 026	2 216 186	2 162 345	65 273	254 097	262 217
Wohnheime und Normalanschriften	610 116	2 221 348	2 166 407	65 363	258 159	267 379
Thüringen	590 010	2 203 150	2 129 536	77 426	341 485	357 239
Normalanschriften	588 761	2 155 904	2 086 333	76 177	298 282	309 993
Wohnheime und Normalanschriften	588 956	2 165 072	2 093 791	76 372	305 740	319 161

4

Ziel-2-Stichprobe

Die Ziel-2-Stichprobe dient der Erfassung zusätzlicher Merkmale (zum Beispiel Erwerbsbeteiligung, Bildung) und ist als Unterstichprobe zu der im Kapitel 3 beschriebenen Ziel-1-Stichprobe konzipiert. Auch hier sind die in Kapitel 2 beschriebenen klaren methodischen Vorgaben nach dem Zensusgesetz 2022 einzuhalten.

4.1 Sampling Points mit weniger als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern

In Sampling Points mit 10 000 oder mehr Einwohnerinnen und Einwohnern ist gemäß §11 Absatz 3 Ziffer 1 Zensusgesetz 2022 die Ziel-2-Stichprobe an Normalanschriften identisch mit der Ziel-1-Stichprobe. In den kleineren Sampling Points dagegen schreibt §11 Absatz 3 Ziffer 2 Zensusgesetz 2022 eine Unterstichprobe vor, deren Umfang 8% der bundesweiten Einwohnerzahl in diesen Gemeinden nicht überschreiten darf. Das Schichtungsschema für die Ziel-2-Stichprobe an den Normalanschriften der kleinen Sampling Points ist identisch mit dem Schichtungsschema der Ziel-1-Stichprobe. Das heißt je betroffenem Sampling Point gibt es Anschriftengrößenklassen „0“ (unbemeldete Anschriften), „1“, ..., „14“ (maximal). Anschriftengrößenklassen „15“ und „16“ kann es nur in Sampling Points mit mehr als 10 000 Einwohnerinnen und Einwohnern geben. Im Gegensatz zur Ziel-1-Stichprobe sind die Erhebungsziele der Ziel-2-Stichprobe vielfältig, sodass sich für das Design kein Optimierungsansatz eines einzigen Merkmals anbietet, sondern eine schichtweise proportionale Auswahl (bezogen auf die Grundgesamtheit) angestrebt wird.

Für die Schichten der Nullanschriften wird ein fester Unterauswahlsatz von 40% zur Ziel-1-Stichprobe festgesetzt. Das entspricht einem auf die Grundgesamtheit bezogenen Auswahlsatz von 8%.

Für die übrigen Anschriftengrößenklassen wurde ebenfalls ein auf die Grundgesamtheit bezogenen einheitlichen Auswahlsatz von 8% angestrebt. Aufgrund des unteren Box-Constraints von 5% bei der Ziel-1-Stichprobe, der vornehmlich in den unteren Anschriftengrößenklassen zum Tragen kam, konnte dies jedoch nicht

vollumfänglich gelingen. Die Vorgehensweise war deshalb folgende:

Sukzessive wurden die Anschriftengrößenklassen von klein nach groß betrachtet und geprüft, ob ein auf die Grundgesamtheit bezogener Auswahlsatz von 8% als Unterstichprobe zu der Ziel-1-Stichprobe realisierbar ist. Falls ja, wurde der entsprechende Unterauswahlsatz berechnet. Falls nein, wurde der Unterauswahlsatz als 100% festgelegt und ein Überhang berechnet, der in der nächst höheren Größenklasse als Ziel-2-Stichprobenumfang hinzugefügt wurde (sofern möglich). Spätestens mit Erreichen der obersten Größenklassen, bei denen die Ziel-1-Auswahlsätze nahe des oberen Box-Constraints von 50% liegen, konnten die akkumulierten Überhänge dann als Ziel-2-Stichprobenumfang realisiert werden.

Damit wurden dann die Ziel-2-Stichprobenanschriften gezogen. Abschließend wurde geprüft, ob die Obergrenze der 8% bundesweit an den kleinen Sampling Points gemeldeten Gesamtbevölkerung nicht überschritten wurde. Das war nicht der Fall. Wäre dies der Fall gewesen, so wären aus der gezogenen Ziel-2-Stichprobe an den Normalanschriften der kleinen Sampling Points schrittweise mit einer einfachen Zufallsauswahl Anschriften wieder entfernt worden, bis die Obergrenze eingehalten worden wäre.

4.2 Ziel-2-Stichprobe an den Wohnheimen

Das Zensusgesetz 2022 sieht vor, bundesweit 8% der Bevölkerung an den Wohnheimen zu befragen (§17 Absatz 1 Zensusgesetz 2022). Da die Anzahl der Wohnheime in vielen Sampling Points gering ist, wird die regionale Schichtung für die Ziel-2-Stichprobe an den Wohnheimen vergrößert.

Als minimaler Stichprobenumfang einer Ziel-2-Wohnheimschicht sind zwei Wohnheime anzustreben, um nach der Erhebung eine Genauigkeitsabschätzung vornehmen zu können. Da in der Erwartung 8% der Bevölkerung auch 8% der Wohnheime entsprechen, sollte die Mindestbesetzungszahl der Ziel-2-Wohnheimschichten nicht geringer als 25 Wohnheime sein, um mindestens zwei Wohnheime in der Stichprobe je Wohnheimschicht zu erhalten.

Auswahlplan und Stichprobenhauptziehung für den Zensus 2022

Tabelle 4

Stichprobenumfänge (Ziel 2) für den Zensus 2022 nach Bundesländern

	Anschriften	Stichprobenumfang Hauptziehung Ziel 2 (Anschriften)	Einwohner/-innen Stichprobenziehung Ziel 2	Bevölkerung Stichprobenziehung Ziel 2
Deutschland	20 686 718	1 525 344	7 195 786	7 431 395
Normalanschriften	20 630 053	1 524 735	7 173 653	7 405 932
Wohnheime und Normalanschriften	20 637 704	1 525 344	7 195 786	7 431 395
Schleswig-Holstein	926 307	73 712	268 557	278 880
Normalanschriften	923 947	73 703	268 356	278 665
Wohnheime und Normalanschriften	924 058	73 712	268 557	278 880
Hamburg	275 310	17 419	121 856	123 846
Normalanschriften	274 231	17 412	121 257	123 208
Wohnheime und Normalanschriften	274 330	17 419	121 856	123 846
Niedersachsen	2 440 709	173 507	677 899	702 781
Normalanschriften	2 434 229	173 426	675 658	700 067
Wohnheime und Normalanschriften	2 435 235	173 507	677 899	702 781
Bremen	144 249	8 161	49 078	49 791
Normalanschriften	143 786	8 157	48 635	49 333
Wohnheime und Normalanschriften	143 838	8 161	49 078	49 791
Nordrhein-Westfalen	4 193 382	270 848	1 400 179	1 425 917
Normalanschriften	4 181 405	270 740	1 396 030	1 421 580
Wohnheime und Normalanschriften	4 182 766	270 848	1 400 179	1 425 917
Hessen	1 483 275	112 165	627 881	648 817
Normalanschriften	1 480 207	112 131	626 794	647 622
Wohnheime und Normalanschriften	1 480 630	112 165	627 881	648 817
Rheinland-Pfalz	1 328 118	103 161	370 661	382 342
Normalanschriften	1 325 676	103 140	369 206	380 788
Wohnheime und Normalanschriften	1 325 935	103 161	370 661	382 342
Baden-Württemberg	2 635 900	203 513	1 030 209	1 065 492
Normalanschriften	2 626 084	203 366	1 025 731	1 060 568
Wohnheime und Normalanschriften	2 627 937	203 513	1 030 209	1 065 492
Bayern	3 323 074	267 331	1 203 907	1 263 139
Normalanschriften	3 313 502	267 215	1 200 523	1 258 345
Wohnheime und Normalanschriften	3 314 936	267 331	1 203 907	1 263 139
Saarland	335 352	24 852	85 976	89 243
Normalanschriften	334 682	24 850	85 796	89 062
Wohnheime und Normalanschriften	334 706	24 852	85 976	89 243
Berlin	335 708	19 164	271 506	278 101
Normalanschriften	334 280	19 149	270 162	276 648
Wohnheime und Normalanschriften	334 480	19 164	271 506	278 101
Brandenburg	741 924	57 575	236 822	244 104
Normalanschriften	740 269	57 560	236 400	243 610
Wohnheime und Normalanschriften	740 462	57 575	236 822	244 104
Mecklenburg-Vorpommern	467 108	37 759	142 200	148 711
Normalanschriften	466 014	37 748	141 967	148 429
Wohnheime und Normalanschriften	466 149	37 759	142 200	148 711
Sachsen	854 818	64 654	340 718	350 254
Normalanschriften	852 954	64 637	339 488	348 889
Wohnheime und Normalanschriften	853 170	64 654	340 718	350 254
Sachsen-Anhalt	611 474	44 515	182 323	187 389
Normalanschriften	610 026	44 508	182 167	187 147
Wohnheime und Normalanschriften	610 116	44 515	182 323	187 389
Thüringen	590 010	47 008	186 014	192 588
Normalanschriften	588 761	46 993	185 483	191 971
Wohnheime und Normalanschriften	588 956	47 008	186 014	192 588

Innerhalb der Länder werden deshalb die Ziel-1-Wohnheimschichten der Sampling Points zusammengefasst, sodass mindestens 25 Wohnheime in den resultierenden Ziel-2-Wohnheimschichten entstehen.

Zur Umsetzung:

- › Die Ziel-1-Schichten der Wohnheime jedes Landes werden aufsteigend nach Kreisen/kreisfreien Städten und darunter nach dem Ziel-1-Schichtumfang sortiert.
- › Anschließend werden so lange Ziel-1-Wohnheimschichten zu einer neuen Schicht zusammengefasst, bis eine Besetzungszahl von mindestens 25 Wohnheimen erreicht ist. Bei der letzten auf diese Weise gebildeten Schicht kann es sein, dass die Besetzungszahl von 25 Wohnheimen nicht erreicht wird; diese Schicht wird dann mit der vorletzten Schicht zusammengefasst.
- › Aus diesen Schichten wurde nun mit einem Auswahl-satz von 8 % die Ziel-2-Stichprobe an den Wohnheimen gezogen.
- › Abschließend wurde überprüft, ob die Obergrenze von 8 % der Bewohner der Ziel-2-Wohnheim-Stichprobenanschriften an den bundesweiten Wohnheimanschriften nicht überschritten wird.

Das war nicht der Fall. Wäre dies eingetreten, so wären mit einer Zufallsauswahl aus den gezogenen Wohnheimanschriften wieder Wohnheime entfernt worden. Dabei wären die neu gebildeten Wohnheimschichten bundesweit absteigend nach dem Schichtumfang sortiert und gemäß dieser Anordnung jeweils eine Einheit je Schicht mit einer Zufallsauswahl entfernt worden, bis die Obergrenze eingehalten gewesen wäre.

↳ **Tabelle 4** zeigt das Ergebnis der Ziel-2-Stichprobenziehung für die Normalanschriften an kleinen Sampling Points und den Wohnheimen.

5

Die Wiederholungsbefragung

Auswahlgrundlage für die Wiederholungsbefragung sind die gezogenen Ziel-1-Normalanschriften und die Wohnheime.

5.1 Schichtung

Die Schichtung wird bei der Wiederholungsbefragung aufgrund der geringen Auswahlätze und Stichprobenumfänge gegenüber der Ziel-1-Stichprobe an den Normalanschriften und den Wohnheimen vergrößert. Die Vorgehensweise ist in weiten Teilen analog zu der im Zensus 2011 angewandten Methodik (Klink/Bihler, 2011).

Die regionale Schichtungsebene wird von der Sampling-Point-Ebene auf die Ebene der Regierungsbezirke angehoben.⁶

Weiter werden (mit Ausnahme der Nullanschriften-Schicht) die Ziel-1-Anschriftengrößenklassen innerhalb der Regierungsbezirke, falls nötig, geeignet zusammengefasst, sodass diese neuen Größenklassen wenigstens 200 Bewohnerinnen und Bewohner der Ziel-1-Stichprobe je neuer (echter) Anschriftengrößenklasse enthalten. Grund dafür ist, dass damit wenigstens acht Stichprobeneinheiten je Schicht vorhanden sind.

Die Ziel-1-Schichten der Nullanschriften sowie die Wohnheime werden auf der Ebene der Regierungsbezirke zusammengefasst.

5.2 Stichprobenziehung der Wiederholungsbefragung

Aus den zuvor gebildeten Schichten der Wiederholungsbefragung werden nun jeweils 4 % der Anschriften gezogen (§ 22 Absatz 1 Zensusgesetz 2022).

Anschließend wurde geprüft, ob bundesweit die für die Wiederholungsbefragung gesetzten Obergrenzen von 4 % der Bewohner an den Wohnheimen und an den für

⁶ In Ländern ohne Regierungsbezirke sind es die Länder.

Tabelle 5

Stichprobenumfänge der Wiederholungsbefragung beim Zensus 2022

	Anschriften	Stichprobenumfang Wiederholungs- befragung	Stichprobenziehung Wiederholungs- befragung	
			Einwohner/-innen	Bevölkerung
Deutschland	20 686 718	84 401	392 880	409 419
Normalanschriften	20 630 053	84 114	381 799	396 731
Wohnheime und Normalanschriften	20 637 704	84 401	392 880	409 419


Ziel 1 ausgewählten Normalanschriften nicht überschritten wurden. Dies war wiederum nicht der Fall. Wäre dieser Fall eingetreten, so wäre die Stichprobenziehung für die Wiederholungsbefragung so lange wiederholt worden, bis die Obergrenzen eingehalten gewesen wären.

↘ Tabelle 5 zeigt die Stichprobenumfänge der Wiederholungsbefragung zum Zensus 2022.

6

Ausblick

Das Zensusgesetz 2022 regelt den Melderegisterbestand, auf dessen Basis die Stichproben-Hauptziehung erfolgt ist. Nach der Hauptziehung, die im September 2021 stattgefunden hat, werden dazu neu in die Auswahlgrundlage hinzukommende Anschriften in einer Nachziehung im März/April 2022 berücksichtigt. Diese Nachziehung entfällt bei Wohnheimen. Anschriften, die nach der Nachziehung noch stichtagsrelevant werden, gehen in die Einwohnerzahlen ohne Korrektur durch die Stichprobe ein.

Im Anschluss an die Hochrechnung wird eine Fehlerrechnung durchgeführt werden. Hier kann dann eine abschließende Bewertung zur Qualität der hochgerechneten Ergebnisse (Einwohnerzahl auf Sampling-Point-Ebene sowie demografische Ziel-2-Ergebnisse) vorgenommen werden. 

LITERATURVERZEICHNIS

Bankier, Michael D. *Power allocations: Determining sample sizes for subnational areas*. In: The American Statistician. Jahrgang 42. Ausgabe 3/1988, Seite 174 ff. Online veröffentlicht 2012. DOI: www.tandfonline.com

Burgard, Jan Pablo/Münnich, Ralf/Rupp, Martin. *Die Entwicklung des Stichprobenkonzepts für den Zensus 2021*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Sonderheft Zensus 2021. 2019. Seite 23 ff.

Burgard, Jan Pablo/Münnich, Ralf/Rupp, Martin. *Qualitätszielfunktionen für stark variierende Gemeindegrößen im Zensus 2021*. In: AStA Wirtsch Sozialstat Arch 14, Seite 5 ff. 2020. DOI: doi.org/10.1007/s11943-019-00256-6.

Bretsch, Corinna/Lorentz, Kai. *Präzisionsziele für die Ermittlung der Einwohnerzahl bei der Haushaltsstichprobe im Zensus 2021*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Sonderheft Zensus 2021. 2019. Seite 12 ff.

Klink, Steffen/Bihler, Wolf. *Die Wiederholungsbefragung beim Zensus 2011*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2015, Seite 42 ff.

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

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz zur Durchführung des Zensus im Jahr 2022 (Zensusgesetz 2022 – ZensG 2022) vom 26. November 2019 (BGBl. I Seite 1851), das durch Artikel 1 des Gesetzes vom 3. Dezember 2020 (BGBl. I Seite 2675) geändert worden ist.

Verordnung (EG) Nr. 763/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 9. Juli 2008 über Volks- und Wohnungszählungen (Amtsblatt der EU Nr. L 218, Seite 14).

Durchführungsverordnung (EU) 2017/543 der Kommission vom 22. März 2017 zur Festlegung der Regeln für die Anwendung der Verordnung (EG) Nr. 763/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates über Volks- und Wohnungszählungen in Bezug auf die technischen Spezifikationen für die Themen sowie für deren Untergliederungen (Amtsblatt der EU Nr. L 78, Seite 13).

Durchführungsverordnung (EU) 2017/881 der Kommission vom 23. Mai 2017 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 763/2008 des Europäischen Parlaments und des Rates über Volks- und Wohnungszählungen in Bezug auf die Modalitäten und die Struktur der Qualitätsberichte sowie das technische Format der Datenübermittlung und zur Änderung der Verordnung (EU) Nr. 1151/2010 (Amtsblatt der EU Nr. L 135, Seite 6).

ROBUSTE SCHÄTZUNG REGIONALER INDIKATOREN AUF BASIS UNSICHERER DATEN DURCH REGULARISIERTE REGRESSION

Joscha Krause

↳ **Schlüsselwörter:** Internetdaten – Messfehler – regularisierte Regression – robuste Statistik – Small Area Estimation

ZUSAMMENFASSUNG

Small Area Estimation erlaubt die Schätzung regionaler Indikatoren anhand kleiner Stichproben. Hierfür werden Survey-Daten mehrerer Regionen in statistischen Modellen kombiniert. Aufgrund der Digitalisierung der Gesellschaft entstehen immer mehr zusätzliche Datenquellen, wie etwa Website- und Social-Media-Daten, welche die Modelle weiter verbessern könnten. Bei der Verwendung dieser Daten ist jedoch zu beachten, dass ihre Eigenschaften sich deutlich von Stichprobendaten unterscheiden. Sie sind unter anderem mit einer generellen Unsicherheit assoziiert, welche sich nicht quantifizieren lässt. Klassische Schätzverfahren können dies nicht antizipieren, was zu ungenauen Ergebnissen führt. Dieser Artikel zeigt, dass die Schätzung regionaler Indikatoren gegen Unsicherheit mithilfe von Regularisierung robustifiziert werden kann.

↳ **Keywords:** internet data – measurement errors – regularised regression – robust statistics – small area estimation

ABSTRACT

Small area estimation facilitates the estimation of regional indicators from small samples. This requires the combination of survey data from multiple regions in statistical models. Due to the rapid digitalisation of public life, more and more additional data sources arise, such as website and social media data. These data sources can further improve the models. However, researchers must be aware that these data have fundamentally different properties than sample data. They are often associated with a general uncertainty that cannot be quantified. Classical estimators cannot account for this, which leads to inaccurate estimates. This paper demonstrates that regularisation is a useful tool to robustify small area estimates against uncertainty.



Dr. Joscha Krause

war wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Trier. In dieser Zeit veröffentlichte er zahlreiche Artikel und war in mehreren Forschungsprojekten tätig, unter anderem für das Statistische Bundesamt sowie für das Wissenschaftliche Institut der AOK. Aktuell arbeitet er als Senior Data Scientist bei CURE Intelligence sowie als externer Lehrbeauftragter für Statistik und Data Science an der Universität Trier. Seine Doktorarbeit mit dem Titel „Regularization methods for statistical modelling in small area estimation“ wurde von Prof. Dr. Ralf Münnich (Universität Trier) und Prof. Dr. Domingo Morales (Universität Miguel Hernández Elche) betreut. Für seine Dissertation, aus der er Auszüge im vorliegenden Artikel vorstellt, wurde er 2021 mit dem Gerhard-Fürst-Preis des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet.

1

Einleitung

Forschung und Politik benötigen belastbare Zahlen zu Bevölkerungsindikatoren auf regionaler Ebene. Solche Informationen liegen häufig nicht voll erhoben in amtlichen Registern vor, sie müssen stattdessen von Forschenden statistisch geschätzt werden. Hierfür werden in der Regel Stichprobendaten verwendet, welche aus Surveys wie dem Mikrozensus stammen. Aufgrund hoher Erhebungskosten und des großen personellen Aufwands enthalten Stichproben häufig nur wenige Beobachtungen in Relation zu Vollerhebungen. Werden auf dieser Basis nun regionale Indikatoren anhand direkter Schätzer ermittelt, so sind die Schätzwerte mit sehr großen Varianzen assoziiert. Die abgeleiteten Ergebnisse sind in der Regel nicht verlässlich.

Small Area Estimation ist ein Sammelbegriff für statistische Methoden, welche diese Problematik adressieren. Sie kombinieren die Stichprobendaten mehrerer Regionen (Areas) mit geeigneten Hilfsinformationen in statistischen Modellen. Area-Indikatoren werden anschließend anhand von Prädiktionen auf Basis der Modelle geschätzt. Dies erlaubt, den effektiven Stichprobenumfang für die Schätzung eines regionalen Indikators zu vergrößern, und reduziert somit die Varianz relativ zu klassischen direkten Schätzern. Die Ergebnisse sind folglich genauer und verlässlicher. Eine umfassende Einführung in Small Area Estimation bieten Rao und Molina (2015) sowie Morales und andere (2021a).

Eine wesentliche Bedingung für den Effizienzgewinn gegenüber direkten Schätzern ist die Verfügbarkeit von geeigneten Hilfsvariablen. Diese müssen einen möglichst starken statistischen Zusammenhang zu jener Zielvariablen aufweisen, anhand dessen der Area-Indikator berechnet wird (Molina und andere, 2015). Je stärker der Zusammenhang ist, desto genauer können die Indikatoren mit Small Area Estimation geschätzt werden. Hier bietet die fortschreitende Digitalisierung des öffentlichen Lebens neue Möglichkeiten für die sozioökonomische Forschung. Es entstehen immer mehr alternative Datenquellen, etwa Website- und Social-Media-Daten, mit neuen Hilfsvariablen. Diese Daten sind in großer Zahl verfügbar und gewähren soziale Einblicke, die sich mit klassischen Stichprobendaten nur schwer erfassen

lassen. Sie können statistische Modelle entscheidend bereichern und die Schätzung von Area-Indikatoren deutlich verbessern.

Doch bei der Nutzung solcher modernen Datenquellen für Small Area Estimation ist zu beachten, dass ihre Eigenschaften sich sehr deutlich von Stichprobendaten unterscheiden. Internetdaten weisen häufig eine generelle Unsicherheit auf. Sie unterliegen Selektionsverzerrungen und sind durch fehlerhafte Angaben kontaminiert. Diese Probleme werden nachfolgend unter dem Begriff **Messfehler** zusammengefasst.

Messfehler sind keine Eigenheit von Internetdaten, sondern treten auch bei Stichprobendaten auf. Deshalb ist die Schätzung von Area-Indikatoren mittels fehlerhafter Daten eine bereits bekannte methodische Herausforderung. Sie wurde in der Vergangenheit auf Basis von Messfehlermodellen gelöst. Das Grundprinzip dieser Verfahren ist es, Verteilungsannahmen bezüglich der Messfehler einzuführen und anschließend robuste Schätzwerte unter dieser Prämisse herzuleiten. Methodische Beiträge hierzu wurden von unter anderem von Ybarra/Lohr (2008), Torabi und anderen (2009) sowie Burgard und anderen (2020a, 2020b, 2021b) und Morales und anderen (2021b) veröffentlicht.

Internetdaten unterscheiden sich von Stichprobendaten jedoch darin, dass bei Surveys der Erhebungsprozess kontrollierbar ist. Dies erlaubt eine approximative Quantifizierung der Messfehler, oder zumindest das Ableiten von Verteilungsannahmen bezüglich der Fehler. Bei Internetdaten ist dies nicht möglich. Sollen solche Daten also für Small Area Estimation (SAE) verwendet werden, braucht es Schätzverfahren, welche robuste Ergebnisse in der Gegenwart nicht quantifizierbarer Messfehler ohne Verteilungsannahmen liefern. Hierfür bietet die statistische Literatur derzeit kaum verwendbare Ansätze.

Dieser Artikel präsentiert einen mathematischen Rahmen, der es erlaubt, bekannte SAE-Modelle weiterzuentwickeln, um eine solche Robustheit zu erreichen. Hierzu wird eine Verbindung von robuster Optimierung (El Ghaoui/Lebret, 1997; Ben-Tal und andere, 2009) und regularisierter Regression (Hoerl/Kennard, 1970; Tibshirani, 1996) verallgemeinert, die Bertsimas/Copenhaver (2018) erstmals charakterisierten. Auf dieser Basis können robuste Schätzverfahren hergeleitet werden, welche Area-Indikatoren mithilfe unsicherer Daten verlässlich quantifizieren. Darauf aufbauend ist es sogar

möglich, eine konservative Abschätzung des mittleren quadratischen Vorhersagefehlers (Mean Squared Error; MSE) vorzunehmen. Dies ist für die praktische Anwendung von zentraler Bedeutung, da die Schwankung der Schätzwerte ein wichtiger Indikator der Schätzqualität ist.

Das folgende Kapitel 2 charakterisiert das Robustheitskonzept, welches den neuen SAE-Verfahren zugrunde liegt. Auf dieser Basis wird anschließend eine robuste Variante des Fay-Herriot-Modells (Fay/Herriot, 1979) vorgestellt. Kapitel 3 präsentiert eine Simulationsstudie, welche die vorgeschlagene Methodik testet. Der Aufsatz schließt in Kapitel 4 mit einem Fazit und einem Ausblick.

Der Artikel behandelt ausgewählte Aspekte der Dissertation des Autors (Krause, 2019). Tiefergehende mathematische Details sowie weitere Eigenschaften regularisierter Regression in Small Area Estimation enthalten die Dissertation sowie Burgard und andere (2021a).

2

Robuste Small Area Estimation

2.1 Regularisierung und Robustheit

Der Begriff **Robustheit** wird innerhalb der Statistik in verschiedenen Kontexten verwendet. Deswegen wird zunächst die im Artikel verwendete Robustheit charakterisiert. Auf dieser Basis ist es möglich, anschließend in Kapitel 3 einen robusten SAE-Ansatz herzuleiten.

Ein Regressionsproblem ist im Allgemeinen wie folgt definiert: Es gibt eine Zielvariable Y , deren beobachtete Werte in einem Vektor $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^D$ enthalten sind. Diese sollen anhand einer Menge an Hilfsvariablen $X = \{X_1, \dots, X_p\}$ beschrieben werden, deren Werte mit einer Matrix $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{D \times p}$ notiert werden. Im Falle von parametrischer Inferenz wird angenommen, dass es einen Regressionsparametervektor $\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p$ gibt, welcher die Beziehung von Y und X beschreibt. Dieser soll auf Basis der verfügbaren Daten geschätzt werden. Nun wird eine Verlustfunktion $g: \mathbb{R}^D \rightarrow \mathbb{R}_+$ definiert, welche umso näher an Null liegt, je besser \mathbf{y} auf Basis von \mathbf{X} mithilfe von $\boldsymbol{\beta}$ beschrieben werden kann. Im Falle von linearer Regression könnte dies etwa die Summe der Residual-

quadrate sein. Der Vektor $\boldsymbol{\beta}$ wird so gewählt, dass die Verlustfunktion möglichst nahe an Null liegt:

$$(1) \quad \min_{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p} g(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$$

Gehen wir nun davon aus, dass die Hilfsvariablenwerte fehlerhaft gemessen werden. Anstelle von \mathbf{X} beobachtet man $\tilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X} + \mathbf{E}$, wobei $\mathbf{E} \in \mathbb{R}^{D \times p}$ eine Matrix mit unbekanntem Messfehler ist. Es ist nicht möglich, die individuellen Komponenten zu ermitteln. Ferner sind keine Aussagen über die Verteilung der Messfehler möglich. Im Hinblick auf Kapitel 1 spiegelt dies die Problematik vieler moderner Datenquellen wider. Man erhält das Minimierungsproblem

$$(2) \quad \min_{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p} g(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\boldsymbol{\beta}).$$

Die unbekannte Kontaminierung in $\tilde{\mathbf{X}}$ muss bei der Schätzung der Regressionsparameter berücksichtigt werden, um valide Ergebnisse zu erhalten. An dieser Stelle bietet das Feld der robusten Optimierung einen hilfreichen Ansatz. Es wird eine Perturbationsmatrix $\boldsymbol{\Delta} \in \mathbb{R}^{D \times p}$ eingeführt, um die Unsicherheit in $\tilde{\mathbf{X}}$ zu repräsentieren. Diese Perturbationsmatrix stammt aus einer Unsicherheitsmenge $\mathbb{U} \subseteq \mathbb{R}^{D \times p}$, welche Vermutungen widerspiegelt, wie die Messfehler strukturiert sein könnten. Da jedoch keine Verteilungsannahmen bezüglich der Messfehler gerechtfertigt werden können, ist es sinnvoll, diese möglichst konservativ zu betrachten. Das Minimierungsproblem sieht dann wie folgt aus:

$$(3) \quad \min_{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p} \max_{\boldsymbol{\Delta} \in \mathbb{U}} g(\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \boldsymbol{\Delta})\boldsymbol{\beta})$$

Die Verlustfunktion wird wie zuvor durch die Wahl der Regressionsparameter $\boldsymbol{\beta}$ minimiert. Zeitgleich wird jedoch auch die Perturbationsmatrix $\boldsymbol{\Delta}$ maximal im Hinblick auf die Unsicherheitsmenge \mathbb{U} gewählt. Vereinfacht ausgedrückt wird von einem Worst-Case-Szenario bezüglich der Messfehler ausgegangen. Der Vektor $\boldsymbol{\beta}$ wird unter der Annahme des maximal möglichen Messfehlers gegeben \mathbb{U} optimal gewählt. Somit sind die geschätzten Regressionsparameter robust gegen Messfehler einer bestimmten Größenordnung, jedoch unabhängig von deren Verteilung. Diese Perspektive auf Robustheit wurde unter anderem von El Ghaoui/Lebret (1997) sowie Ben-Tal und anderen (2009) studiert. Im Folgenden wird dieser Ansatz Min-Max-Robustifizierung genannt.

Eine wichtige Frage ist nun, wie sich dieser Ansatz praktisch anwenden lässt, also wie das skizzierte Regressionsproblem gelöst werden kann. Hier kann auf ein Ergebnis von Bertsimas/Copenhaver (2018) aufgebaut werden. Es zeigt, dass unter bestimmten Umständen Min-Max-Robustifizierung eine unerwartete Verbindung zu regularisierter Regression aufweist. Regularisierte Regression hat die Form

$$(4) \quad \min_{\beta \in \mathbb{R}^p} g(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\beta) + \lambda h(\beta).$$

Hierbei ist $\lambda > 0$ ein Tuning-Parameter und $h: \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}_+$ eine Regularisierung. Diese Problemart ist in der Literatur seit einigen Jahren bekannt. Regularisierte Regression lässt sich schnell und effizient lösen, was insbesondere bei großen Datensätzen ein wichtiger Aspekt ist. In Krause (2019) sowie Burgard und anderen (2021a) wird diese Verbindung verallgemeinert. Es kann gezeigt werden, dass

$$(5) \quad \begin{aligned} & \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \max_{\Delta \in \mathcal{U}} g(\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \Delta)\beta) \\ &= \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} f(g(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\beta)) + \sum_{l=1}^L \lambda_l f_l(h_l(\beta)) \end{aligned}$$

für

$$(6) \quad \mathcal{U} = \{\Delta \in \mathbb{R}^{D \times p}: g(\Delta\gamma) \leq \sum_{l=1}^L \varphi_l h_l(\gamma) \forall \gamma \in \mathbb{R}^p\}$$

gilt, wenn $f, f_1, \dots, f_L: \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ monoton steigende konvexe Funktionen und $h_1, \dots, h_L: \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}_+$ Normen sind. Es wird deutlich, dass Min-Max-Robustifizierung äquivalent zu regularisierter Regression ist. Die Äquivalenz gilt für viele Verfahren, welche bereits seit Jahren in der Statistik verwendet werden. Ein Beispiel hierfür ist die Ridge-Regression (Hoerl/Kennard, 1970). Sie ergibt sich für $L=1$ durch $g(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_2, h_1(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_2, f(z) = z^2, f_1(z) = z^2$. Im Hinblick auf Robustheit erhält man

$$(7) \quad \begin{aligned} \hat{\beta}_{ridge} &= \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \max_{\Delta \in \mathcal{U}_{ridge}} \|\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \Delta)\beta\|_2 \\ &= \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \|\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\beta\|_2^2 + \lambda \|\beta\|_2^2 \end{aligned}$$

mit

$$(8) \quad \mathcal{U}_{ridge} = \{\Delta \in \mathbb{R}^{D \times p}: \|\Delta\gamma\|_2 \leq \varphi \|\gamma\|_2 \forall \gamma \in \mathbb{R}^p\}.$$

Für den Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO; Tibshirani, 1996) gilt $L=1$ mit $g(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_2, h_1(\mathbf{z}) = \|\mathbf{z}\|_1, f(z) = z^2, f_1(z) = z$.

Es folgt daraus

$$(9) \quad \begin{aligned} \hat{\beta}_{lasso} &= \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \max_{\Delta \in \mathcal{U}_{lasso}} \|\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \Delta)\beta\|_2 \\ &= \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \|\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}}\beta\|_2^2 + \lambda \|\beta\|_1 \end{aligned}$$

mit

$$(10) \quad \mathcal{U}_{lasso} = \{\Delta \in \mathbb{R}^{D \times p}: \|\Delta\gamma\|_2 \leq \varphi \|\gamma\|_1 \forall \gamma \in \mathbb{R}^p\}.$$

Es ist also möglich, regularisierte Regression einzusetzen, um Schätzwerte zu erzeugen, welche robust gegen Messfehler unbekannter Verteilung sind. Damit eignen sich diese Verfahren für unsichere Daten, wie etwa Website- und Social-Media-Daten. Die Unsicherheitsmenge \mathcal{U} determiniert dabei, wie groß die Messfehler sein dürfen, ohne die Optimalität der geschätzten Regressionsparameter zu beeinträchtigen. Dies geschieht durch den Unsicherheitsparameter $\varphi > 0$, welcher eine nicht triviale positive Verbindung zu dem Tuning-Parameter $\lambda > 0$ hat. Diese Verbindung wird in Krause (2019) sowie Burgard und andere (2021a) ausführlich charakterisiert. Die Intuition ist jedoch, dass je höher der Tuning-Parameter gewählt wird, desto größer sind die zulässigen Messfehler, und desto konservativer sind die Schätzergebnisse.

Ein interessanter Effekt ist, dass die Natur der Robustheit sich je nach Art der Regularisierung unterscheidet. Ridge-Regression verwendet die quadrierte ℓ_2 -Norm als Regularisierungsterm. Dadurch wird in der Unsicherheitsmenge \mathcal{U}_{ridge} der maximale Singulärwert in Δ restringiert. Es wird also eine allgemeine Schranke für die Messfehler in $\tilde{\mathbf{X}}$ eingeführt. Der LASSO verwendet die ℓ_1 -Norm als Regularisierungsterm. Dadurch wird in der Unsicherheitsmenge \mathcal{U}_{lasso} die maximale ℓ_2 -Norm jeder einzelnen Spalte in Δ restringiert. Somit wird eine Schranke für jede einzelne Hilfsvariable in $\tilde{\mathbf{X}}$ eingeführt. Die Eigenschaft der Robustheit als solches ist jedoch in beiden Fällen gegeben.

2.2 Robustes Fay-Herriot-Modell

Im Folgenden wird eine robuste Variante des Fay-Herriot-Modells präsentiert, welche auf dem in Abschnitt 2.1 beschriebenen Robustheitskonzept basiert. Es sei U eine Population der Größe N , welche in D disjunkte

Areas U_d , $d = 1, \dots, D$, der Größe N_d unterteilt ist. Wir nehmen an, dass eine Zufallsstichprobe $S \subset U$ aus der Population gezogen wird. Vereinfachend gehen wir hierbei davon aus, dass die Stichprobe in jeder Area eine Teilstichprobe $S_d \subset U_d$ der Größe $n_d > 0$ aufweist. Es sei nun Y eine Zielvariable, anhand welcher der relevante Area-Indikator berechnet wird. Dies könnte etwa der area-spezifische Mittelwert von Y sein:

$$(11) \quad \mu_d = \frac{1}{N_d} \sum_{i \in U_d} y_{id}, \quad d = 1, \dots, D,$$

wobei y_{id} den Wert von Y der i -ten Person in Area U_d symbolisiert. Das Ziel ist \bar{Y}_d für alle Areas auf Basis von S zu schätzen. Nehmen wir an, dass uns hierfür in jeder Area ein Datenpaar (y_d, \mathbf{x}_d) , $d = 1, \dots, D$, zur Verfügung steht. Der Wert y_d ist ein direkter design-basierter Schätzer von μ_d , welcher auf Basis der Teilstichprobendaten in S_d berechnet wurde. Dies könnte ein Horvitz-Thompson-Schätzer sein (Horvitz/Thompson, 1952). Der direkte Schätzer ist design-unverzerrt, es gilt also

$$(12) \quad y_d = \mu_d + \varepsilon_d, \quad d = 1, \dots, D,$$

wobei $\varepsilon_d \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ein normalverteilter Stichprobenfehler mit Erwartungswert 0 und Varianz $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_{\varepsilon_d}^2(n_d) > 0$, $d = 1, \dots, D$ ist. Der Einfachheit halber wird angenommen, dass $\sigma_{\varepsilon_d}^2$ in jeder Area bekannt ist. Wenn der Teilstichprobenumfang n_d groß genug ist, so ist σ_ε^2 klein und y_d ist ein verlässlicher Schätzer von μ_d . Vor dem Hintergrund des SAE-Settings in Kapitel 1 ist dies jedoch in der Praxis oft nicht der Fall. Deshalb wird im klassischen Fay-Harriot-Modell angenommen, dass der Area-Indikator eine lineare Beziehung zu geeigneten Hilfsvariablen hat:

$$(13) \quad \mu_d = \mathbf{x}_d \boldsymbol{\beta} + v_d, \quad d = 1, \dots, D,$$

wobei $\mathbf{x}_d \in \mathbb{R}^{1 \times p}$ ein Vektor mit korrekt gemessenen Hilfsvariablenwerten in Area U_d ist. Der Term $v_d \sim N(0, \sigma_v^2)$ ist ein Random Intercept mit Varianz $\sigma_v^2 > 0$ auf Ebene der Areas. Es wird hier vereinfachend angenommen, dass v_d unabhängig von $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_D$ ist. Das komplette Fay-Harriot-Modell kann dann als ein Random-Intercept-Modell dargestellt werden:

$$(14) \quad y_d = \mathbf{x}_d \boldsymbol{\beta} + v_d + \varepsilon_d, \quad d = 1, \dots, D.$$

Das klassische Fay-Harriot-Modell darf in unserem Fall jedoch nicht verwendet werden, da die Hilfsvariablenwerte mit unbekanntem Messfehlern kontaminiert sind.

Deswegen wird die Modellgleichung verändert, um das in Abschnitt 2.1 eingeführte Robustheitskonzept zu nutzen:

$$(15) \quad y_d = (\mathbf{x}_d + \mathbf{e}_d) \boldsymbol{\beta} + v_d + \varepsilon_d, \quad d = 1, \dots, D,$$

wobei $\mathbf{e}_d \in \mathbb{R}^{1 \times p}$ ein Messfehlervektor ist. Über alle Areas formuliert erhalten wir dann

$$(16) \quad \mathbf{y} = (\mathbf{X} + \mathbf{E}) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

wobei $\mathbf{v} = (v_1, \dots, v_D)'$ und $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_D)'$. Nachdem das Modell aufgestellt ist, müssen nun seine Modellparameter $(\boldsymbol{\beta}', \sigma_v^2)'$ robust geschätzt werden. Hierfür definieren wir die Varianz-Matrix

$$\mathbf{V}(\sigma_v^2) = \text{diag}(\sigma_{\varepsilon_1}^2 + \sigma_v^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_D}^2 + \sigma_v^2) \in \mathbb{R}^{D \times D}.$$

Die Modellparameterschätzung wird anschließend in zwei Teile unterteilt: die Schätzung der Regressionsparameter $\boldsymbol{\beta}$ und die Schätzung der Varianz σ_v^2 . Im Folgenden wird von einer Robustifizierung durch Ridge-Regression ausgegangen.

1. Schritt: Schätzung der Regressionsparameter $\boldsymbol{\beta}$

Es wird zunächst ein Startwert $\hat{\sigma}_v^{2[0]}$ definiert und die Varianz-Matrix $\mathbf{V}(\hat{\sigma}_v^{2[0]}) = \hat{\mathbf{V}}$ als fix betrachtet. Somit erhält man das gewichtete regularisierte Regressionsproblem

$$(17) \quad \hat{\boldsymbol{\beta}} = \underset{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p}{\text{argmin}} \max_{\Delta \in \mathbb{U}} \left\| \hat{\mathbf{V}}^{-\frac{1}{2}} [\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \Delta) \boldsymbol{\beta}] \right\|_2$$

$$= \underset{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p}{\text{argmin}} \left\| \hat{\mathbf{V}}^{-\frac{1}{2}} [\mathbf{y} - (\tilde{\mathbf{X}} + \Delta) \boldsymbol{\beta}] \right\|_2^2 + \|\boldsymbol{\beta}\|_2^2.$$

Unter Ridge-Regression hat $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ eine geschlossene Lösung. Wird jedoch der LASSO oder ein anderes Verfahren mit ℓ_1 -Norm verwendet, so muss die Lösung iterativ bestimmt werden, etwa durch Gradientenabstiegsverfahren.

2. Schritt: Schätzung der Varianz σ_v^2

Die Varianz wird bedingt auf die robuste Lösung $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ durch eine Maximum-Likelihood-Schätzung bestimmt. Hierfür wird die logarithmierte Likelihood-Funktion minimiert:

$$(18) \quad \hat{\sigma}_v^2 = \underset{\sigma_v^2 \in \mathbb{R}_+}{\text{argmin}} -\frac{1}{2} [\log(2\pi) + \log(|\mathbf{V}(\sigma_v^2)|)] + \hat{\mathbf{r}}' \mathbf{V}^{-1} \hat{\mathbf{r}}$$

Dabei ist $\hat{\mathbf{r}} = \mathbf{y} - \tilde{\mathbf{X}} \boldsymbol{\beta}$. Die Lösung kann iterativ durch einen Newton-Raphson-Algorithmus gefunden werden.

Es wird deutlich, dass Schritt 1 und Schritt 2 jeweils voneinander abhängig sind. Das Ergebnis von Schritt 1 geht in Schritt 2 ein, dessen Ergebnis wiederum in Schritt 1 eingeht. Folglich werden bei der Modellparameterschätzung beide Schritte immer wieder bedingt aufeinander wiederholt, bis sich Konvergenz einstellt. In Krause (2019) sowie Burgard und andere (2021a) wird gezeigt, dass dieser Ansatz konsistente Modellparameterschätzung erlaubt.

Sind die geschätzten Modellparameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ und $\hat{\sigma}_v^2$ einmal bestimmt, kann auf ihrer Basis nun der Area-Indikator geschätzt werden. Hierfür wird schließlich folgender Prädiktor verwendet:

$$(19) \quad \hat{\mu}_d = \hat{\gamma}_d y_d + (1 - \hat{\gamma}_d)(\mathbf{x}_d + \mathbf{e}_d)\hat{\boldsymbol{\beta}},$$

$$\hat{\gamma}_d = \frac{\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_v^2 + \sigma_{\varepsilon d}^2}, \quad d = 1, \dots, D.$$

3

Simulation

3.1 Simulationsaufbau

Das im Folgenden präsentierte Simulationsexperiment verdeutlicht die Effektivität der beschriebenen Methodik. Hierfür wird eine Monte-Carlo-Simulation mit $R=500$ Iterationen durchgeführt, welche mit $r=1, \dots, R$ indiziert sind. Für die Simulation wird eine synthetische Population unter dem klassischen Fay-Harriot-Modell ohne Messfehler erzeugt. Anschließend wird eine Datenbasis generiert, welche Stichproben- und Messfehler wie in Abschnitt 2.2 beschrieben enthält. Auf dieser Basis sollen die Werte der Area-Indikatoren in der synthetischen Population geschätzt werden. Hierbei werden die Performance des klassischen Fay-Harriot-Modells (FH) unter Maximum-Likelihood-Schätzung sowie seiner robusten Variante unter Ridge-Regression (ℓ_2 -FH) verglichen. Die Simulation erfolgt nach dem folgenden Algorithmus:

1. Definiere $D \in \{50, 100\}$, $\boldsymbol{\beta} = (2, 2, 2)'$,
 $\boldsymbol{\mu}_X = (2, 2, 2)$, $\sigma_v^2 = 1$.
2. Ziehe $\mathbf{X} \sim N(\boldsymbol{\mu}_X, \mathbf{I}_3)$ und $\mathbf{E} \sim F(\mathbf{0}_3, \boldsymbol{\Sigma})$, wobei F eine Messfehlerverteilung ist.
3. Ziehe $\sigma_{\varepsilon d}^2 \sim U(30, 40)$, $d = 1, \dots, D$.

4. Kontaminiere die Hilfsvariablenwerte $\tilde{\mathbf{X}} = \mathbf{X} + \mathbf{E}$.

5. Für $r=1, \dots, R$:

a. Ziehe $v_d^{[r]} \sim N(0, \sigma_v^2)$ und

$$\varepsilon_d^{[r]} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon d}^2), d = 1, \dots, D.$$

b. Erzeuge $\mu_d^{[r]} = \mathbf{x}_d \boldsymbol{\beta} + v_d^{[r]}$ und

$$y_d^{[r]} = \mu_d^{[r]} + \varepsilon_d^{[r]}, d = 1, \dots, D.$$

c. Berechne $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{[r]}$ und $\hat{\sigma}_v^{2[r]}$ anhand der Datenpaare $(y_d^{[r]}, \tilde{\mathbf{x}}_d)$, $d = 1, \dots, D$.

d. Berechne $\mu_d^{[r]}$, $d = 1, \dots, D$, anhand von $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{[r]}$ und $\hat{\sigma}_v^{2[r]}$.

6. Berechne die Genauigkeitsmaße.

Für die Messfehlerverteilung F werden vier Szenarien angenommen:

- › Szenario 1: keine Messfehler,
- › Szenario 2: symmetrische schwach-korrelierte Fehler,
- › Szenario 3: symmetrische stark-korrelierte Fehler,
- › Szenario 4: asymmetrische Fehler.

Die Genauigkeitsmaße für die Schätzung der Area-Indikatoren sind der Relative Bias (RBias) und der Relative Root Mean Squared Error (RRMSE):

$$(20) \quad \text{RBias}(\hat{\mu}) = \frac{1}{D \cdot R} \sum_{d=1}^D \sum_{r=1}^R \frac{(\hat{\mu}_d^{[r]} - \mu_d^{[r]})}{\bar{\mu}_d},$$

$$(21) \quad \text{RRMSE}(\hat{\mu}) = \frac{1}{D \cdot R} \sum_{d=1}^D \sum_{r=1}^R \frac{\sqrt{(\hat{\mu}_d^{[r]} - \mu_d^{[r]})^2}}{\bar{\mu}_d},$$

wobei $\bar{\mu}_d$ der Mittelwert des Area-Indikators für U_d über alle Iterationen ist. Der RBias gibt an, inwiefern die Schätzwerte das generelle Niveau des wahren Parameters treffen. Er ist ein Maß für das generelle Verhalten eines Schätzers. Der RRMSE misst die Effizienz der Schätzung unter Berücksichtigung von Bias und Varianz. Je kleiner dieser Wert ist, desto genauer sind die Schätzergebnisse des jeweiligen Verfahrens. Für die SAE-Praxis ist dieses Maß von größerer Bedeutung als der RBias, da er die Schätzgenauigkeit quantifiziert.

3.2 Simulationsergebnisse

↘ Tabelle 1 präsentiert die Ergebnisse der Area-Indikatorschätzung. Anhand des RBias wird deutlich, dass der klassische Fay-Harriot-Ansatz insgesamt weniger verzerrte Ergebnisse produziert. Schaut man jedoch auf den RRMSE, wird deutlich, dass ℓ_2 -FH in jedem Szenario die effizienteren Schätzungen liefert. Dieses Resultat ist vor dem Hintergrund der Literatur über Ridge-Regression erwartbar. In der Abwesenheit von Messfehlern haben Hoerl/Kennard (1970) gezeigt, dass die quadrierte ℓ_2 -Norm als Regularisierungsterm zwar die Verzerrung der Schätzung erhöht, jedoch ihre Effizienz insgesamt verbessert. Entscheidend hierfür ist die Wahl des Regularisierungsparameters $\lambda > 0$. Er balanciert Verzerrung und Varianz bei der Schätzung, weswegen seine Wahl ein wichtiger Aspekt der Methodik ist. Dies wird in Kapitel 4 adressiert.

Tabelle 1
Ergebnisse der Area-Indikatorschätzung

	D	FH RBias($\hat{\mu}$)	ℓ_2 -FH RBias($\hat{\mu}$)	FH RRMSE($\hat{\mu}$)	ℓ_2 -FH RRMSE($\hat{\mu}$)
Szenario 1	50	-0.0006	-0.0437	0.1240	0.1139
Szenario 1	100	-0.0016	-0.0365	0.1003	0.0955
Szenario 2	50	-0.0394	-0.0841	0.2116	0.1984
Szenario 2	100	-0.0299	-0.0588	0.1771	0.1719
Szenario 3	50	-0.0604	0.0917	0.2235	0.2189
Szenario 3	100	0.0355	-0.0780	0.2097	0.1983
Szenario 4	50	-0.1425	-0.1528	0.3324	0.3310
Szenario 4	100	-0.1439	-0.1638	0.3288	0.3266

D: Testvariable; FH: Fay-Harriot; RBias: Relative Bias; RRMSE: Relative Root Mean Squared Error.

Grundsätzlich lässt sich also festhalten, dass die Regularisierung den Bias erhöht, um die Schätzvarianz zu reduzieren. Im Kontext von fehlerhaften Daten führt dies zu einer Verbesserung der Schätzergebnisse gemessen am RRMSE. Die Schätzungen sind insgesamt genauer, was vor dem Hintergrund der Ausgangssituation gewünscht war.

4

Fazit und Ausblick

Der Artikel thematisierte den Nutzen von regularisierter Regression für die Schätzung von regionalen Indikatoren auf Basis unsicherer Daten. Es wurde gezeigt, dass Regularisierung eine allgemeine Verbindung zu robuster Optimierung hat. Diese ermöglicht es aus der Literatur bereits bekannte SAE-Verfahren mittels Regularisierung so zu erweitern, dass sie robuste Ergebnisse in der Gegenwart unbekannter Messfehler produzieren. Vor diesem Hintergrund wurde eine robuste Variante des Fay-Harriot-Modells vorgestellt. Dessen Effektivität wurde anschließend in einer Simulationsstudie demonstriert.

Die dargelegte Verwendung von Regularisierung ist im Hinblick auf die statistische Literatur untypisch. Derartige Verfahren werden meist im Kontext hochdimensionaler Inferenz, Multikollinearität sowie Variablenselektionsproblemen eingesetzt. Doch die demonstrierte allgemeine Verbindung zu robuster Optimierung legt weitere Anwendungsfelder nahe. Die Studie verdeutlicht, dass regularisierte Regression robuste und konsistente Schätzergebnisse in der Gegenwart von Messfehlern unbekannter Verteilung liefert. Dies erlaubt die Einbeziehung moderner Datenquellen, wie etwa Website- und Social-Media-Daten, zur Verbesserung statistischer Modelle für die Schätzung regionaler Indikatoren. Somit kann perspektivisch die sozioökonomische Forschung erweitert werden, da nun eine größere Menge und Vielfalt von Daten nutzbar ist.

Ein wichtiger Aspekt für den Einsatz regularisierter Regressionsverfahren ist die Wahl des Tuning-Parameters. Im Kontext von Robustheit determiniert er durch seine Verbindung zu den Parametern der Unsicherheitsmenge die maximal zulässigen Messfehler, unter welchen die geschätzten Modellparameter optimal sind. In dem präsentierten Artikel wurde der Tuning-Parameter durch Kreuzvalidierung gewählt, wie es in der Literatur vielfach vorgeschlagen wird. Die Natur des Robustifizierungseffekts hängt von dem gewählten Regularisierungsterm ab. Daher liegt es nahe, dass sowohl Tuning-Parameter als auch Regularisierung optimal gegeben der Datenkontaminierung gewählt werden können. Dies ist jedoch Gegenstand künftiger Forschung. **!!!**

LITERATURVERZEICHNIS

- Ben-Tal, Aharon/El Ghaoui, Laurent/Nemirovski, Arkadi. *Robust optimization*. In: Princeton University Press. Band 28 der Reihe Princeton Series in Applied Mathematics. 2009. DOI: [10.1515/9781400831050](https://doi.org/10.1515/9781400831050)
- Bertsimas, Dimitris/Copenhaver, Martin S. *Characterization of the equivalence of robustification and regularization in linear and matrix regression*. In: European Journal of Operational Research. Band 270. 2018, Seite 931 ff.
- Burgard, Jan Pablo/Esteban, María Dolores/Morales, Domingo/Pérez, Agustín. *A Fay-Herriot model when auxiliary variables are measured with error*. In: TEST. Jahrgang 29. 2020a. Seite 166 ff. DOI: [10.1007/s11749-019-00649-3](https://doi.org/10.1007/s11749-019-00649-3)
- Burgard, Jan Pablo/Esteban, María Dolores/Morales, Domingo/Pérez, Agustín. *Small area estimation under a measurement error bivariate Fay-Herriot model*. In: Statistical Methods and Applications. Online-first. 2020b. DOI: [10.1007/s10260-020-0051519](https://doi.org/10.1007/s10260-020-0051519).
- Burgard, Jan Pablo/Krause, Joscha/Kreber, Dennis/Morales, Domingo. *The generalized equivalence of regularization and min-max robustification in linear mixed models*. In: Statistical Papers. Jahrgang 62. 2021a. Seite 2857 ff. DOI: [10.1007/s00362-020-01214-z](https://doi.org/10.1007/s00362-020-01214-z)
- Burgard, Jan Pablo/Krause, Joscha/Morales, Domingo. *A measurement error Rao-Yu model for regional prevalence estimation over time using uncertain data obtained from dependent survey estimates*. In: TEST. Online-first. 2021b. DOI: [10.1007/s11749-021-00776-w](https://doi.org/10.1007/s11749-021-00776-w).
- El Ghaoui, Laurent/Lebret, Hervé. *Robust solutions to least-squared problems with uncertain data*. In: SIAM Journal on Matrix Analysis and Applications. Jahrgang 18. Ausgabe 4/1997, Seite 1035 ff. DOI: [10.1137/S0895479896298130](https://doi.org/10.1137/S0895479896298130)
- Krause, Joscha. *Regularization methods for statistical modelling in small area estimation*. Dissertation, Universität Trier. 2019. DOI: [10.25353/ubtr-xxxx-de9f-02c8](https://doi.org/10.25353/ubtr-xxxx-de9f-02c8).
- Hoerl, Arthur E./Kennard, Robert W. *Ridge regression: Biased estimation for non-orthogonal problems*. In: Technometrics. Jahrgang 12. Ausgabe 1/1970, Seite 55 ff. Online publiziert: 2012. DOI: [10.1080/00401706.1970.10488634](https://doi.org/10.1080/00401706.1970.10488634)
- Horvitz, Daniel G./Thompson, Donovan J. *A generalization of sampling without replacement from a finite universe*. In: Journal of the American Statistical Association. Ausgabe 47/1952, Seite 663 ff. Online publiziert: 2012. DOI: [10.1080/01621459.1952.10483446](https://doi.org/10.1080/01621459.1952.10483446)
- Molina, Isabel/Rao, J. N. K./Datta, Gauri Sankar. *Small area estimation under a Fay-Herriot model with preliminary testing for the presence of random effects*. In: Survey Methodology. Jahrgang 41. Ausgabe 1/2015, Seite 1 ff.
- Morales, Domingo/Esteban, María Dolores/Pérez, Agustín/Hobza, Tomáš. *A course on small area estimation and mixed models. Methods, theory and applications in R*. In: Statistics for Social and Behavioral Sciences. 2021a.

LITERATURVERZEICHNIS

Morales, Domingo/Krause, Joscha/Burgard, Jan Pablo. *On the use of aggregate survey data for estimation regional major depressive disorder prevalence*. In: Psychometrika. 2021b. Online-first. DOI: [10.1007/s11336-021-09808-8](https://doi.org/10.1007/s11336-021-09808-8).

Rao, J. N. K./Molina, Isabel. *Small area estimation*. 2. Auflage. Wiley Series in Survey Methodology. 2015.

Tibshirani, Robert. *Regression shrinkage and selection via the lasso*. In: Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). Jahrgang 58. Ausgabe 1/1996, Seite 267 ff. DOI: [10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x](https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x)

Torabi, Mahmoud/Datta, Gauri Sankar/Rao, J. N. K. *Empirical Bayes estimation of small area means under a nested error linear regression model with measurement errors in the covariates*. In: Scandinavian Journal of Statistics. Jahrgang 36. Ausgabe 2/2009, Seite 355 ff. DOI: [10.1111/j.1467-9469.2008.00623.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9469.2008.00623.x)

Ybarra, Lynn M. R./Lohr, Sharon L. *Small area estimation when auxiliary information is measured with error*. In: Biometrika. Band 95. 2008. Seite 919 ff.



Pascal Schmidt

ist Diplom-Volkswirt und seit 1998 im Statistischen Bundesamt tätig. Zwischen 2002 und 2006 war er nationaler Sachverständiger im Bereich Bildungs- und Kulturfinanzen des Statistischen Amtes der Europäischen Union. Derzeit leitet er das Referat „Staatskonsum“ des Statistischen Bundesamtes und befasst sich mit den Aggregaten des Sektors Staat, den Steuern, der COFOG-Klassifikation sowie mit Fragen der Sektorzuordnung von öffentlichen Einheiten.



Stefan Hauf

ist Volkswirt und leitet die Gruppe „Nationaleinkommen, Sektorkonten, Erwerbstätigkeit“ des Statistischen Bundesamtes. Zuvor war er verantwortlich für die Gruppen „Planung und Koordinierung, Internationale Kooperation“ sowie „Inlandsprodukt, Input-Output-Rechnung“. Sein Interesse gilt neben makroökonomischen Fragestellungen aktuell besonders der Nutzung experimenteller Daten in der amtlichen Statistik.

VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMT-RECHNUNGEN: BESONDERHEITEN BEI DEN STAATSAGGREGATEN IN DER CORONA-PANDEMIE

Pascal Schmidt, Stefan Hauf

➤ **Schlüsselwörter:** Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Staat – Corona-Pandemie – Sonderentwicklungen – Erziehung und Unterricht

ZUSAMMENFASSUNG

In der Corona-Pandemie hat der Staat in Deutschland auf verschiedenen Ebenen eine zentrale Rolle eingenommen, wodurch mehrere aus der Pandemiebekämpfung resultierende Sondereffekte die Entwicklung der Staatsaggregate in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) beeinflussen. Dazu zählen Schließungen von Kindertageseinrichtungen, die Beschaffung von Impfstoffen oder die Verschiebung von nicht akut notwendigen Operationen. Dieser Aufsatz fokussiert spezielle Punkte, die sich im Laufe der Corona-Pandemie als Herausforderungen für die Berechnung und Interpretation von staatlichen Aggregaten herausstellten, und national oder international diskutiert wurden. Er zeigt, dass sich einige dieser Punkte erheblich auf den Verlauf und das Niveau von staatlichen Aggregaten in den VGR auswirken.

➤ **Keywords:** national accounts – general government – coronavirus pandemic – special effects – education

ABSTRACT

General government has played a key role at various levels in Germany during the coronavirus pandemic. For that reason, the development of general government aggregates in national accounts has been influenced by several special effects resulting from the fight against the pandemic. This includes the closing of child day care centres, the procurement of vaccines and the postponement of non-urgent operations. This article focuses on special issues which have become a challenge for the calculation and interpretation of general government aggregates during the pandemic and have been discussed nationally or internationally. The article shows that some of these issues have had a significant impact on the trend and level of general government aggregates in national accounts.

1

Einleitung

Die Corona-Pandemie hat in Deutschland unter anderem dazu geführt, dass der Staat auf mehreren Ebenen eine zentrale Rolle eingenommen hat. Diese umfasst erstens die Finanzierung zahlreicher im Zuge der Pandemiebekämpfung getätigter Maßnahmen. Zweitens stützt der Staat die Wirtschaft, beispielsweise durch große Steuerpakete oder indem er stark von der Pandemie betroffenen Unternehmen hilft; zudem wurde das Kurzarbeitergeld ausgeweitet, um die Einkommen der Beschäftigten zu sichern. Drittens ist der Staat wesentlich für die Anschaffung von Gütern zuständig, die von zentraler Bedeutung für die Bekämpfung der Pandemie sind, wie Schutzausrüstungen, Beatmungsgeräte, Schutzmasken, Tests zum Nachweis einer COVID-Infektion oder Corona-Impfstoffe.

Die Corona-Pandemie verursachte beim Sektor Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) viele Sonderentwicklungen, beispielsweise durch wegbrechende Steuereinnahmen, mehrere Konjunkturprogramme und sich verändernde staatliche Sozialleistungen.

Dieser Beitrag beleuchtet einige spezielle Punkte aus dem Bereich des Staats intensiver, und zwar diejenigen, die sich im Laufe der Corona-Pandemie als Herausforderungen für die Berechnung und Interpretation von staatlichen Aggregaten herausgestellt haben. Sie wurden auch von der interessierten Öffentlichkeit immer wieder angesprochen und sind national oder international diskutiert worden. Dazu gehören die Berechnung der Krankenhausleistungen, die preisbereinigten Ergebnisse für Erziehung und Unterricht sowie Sondereffekte bei den Steuern. Der Aufsatz basiert auf einem Vortrag zur Statistischen Woche in Kiel im September 2021; er geht zunächst im zweiten Kapitel auf die Besonderheiten bei den staatlichen Aggregaten auf der Entstehungsseite ein. Das dritte Kapitel widmet sich der Verwendungsseite (Staatskonsum). Der Beitrag schließt mit einem Ausblick auf weitere mögliche Sondereffekte.

2

Besonderheiten bei den staatlichen Aggregaten in der Entstehungsrechnung

Entstehungsseitig ist der Sektor Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen mit zwei Aggregaten für die Berechnung des Bruttoinlandsprodukts und des Wirtschaftswachstums relevant: die Nettogütersteuern und die Bruttowertschöpfung des Staates.

2.1 Nettogütersteuern

Die Differenz aus den Gütersteuern abzüglich der Gütersubventionen bildet die Nettogütersteuern. Dazu gehören beispielsweise die Mehrwertsteuern, die Importabgaben und die sonstigen Gütersteuern abzüglich der Zuschüsse für die Entlastung der privaten Haushalte bei der EEG-Umlage¹ sowie der Kaufprämie für Elektrofahrzeuge (sogenannter Umweltbonus für E-Autos). Das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 2010 regelt den Zeitpunkt, zu dem eine Buchung innerhalb der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zu tätigen ist. Gemäß Ziffer 4.26 des ESVG 2010 sind Gütersteuern nach dem Prinzip der periodengerechten Buchung zu erfassen. Dies ist bei Nutzung von Kassenergebnissen dann erforderlich, wenn der Zeitpunkt, zu dem eine Steuer in der Kasse beim Staat gebucht wird, nicht mit dem Entstehungszeitpunkt der Steuerschuld übereinstimmt. Die Kassenergebnisse werden bei derartigen Steuern mit einer Zahlungsfrist entsprechend um die Zahlungsfrist phasenverschoben. Diese sogenannte Phasenverschiebung ist für jede Steuer separat bestimmt und beträgt bei einzelnen Steuern ein oder zwei Monate. Eine staatliche Maßnahme aus dem Konjunktur- und Krisenbewältigungspaket war, die Fälligkeit der Zahlungsfrist bei der Einfuhrumsatzsteuer von einem Monat auf über zwei Monate anzupassen. Damit hat sich bei den Steuern in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen die Phasenverschiebung bei der Einfuhrumsatzsteuer ab Januar 2021 von einem auf zwei Monate verändert.

¹ Die Umlage nach dem Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG-Umlage) dient zur Finanzierung des Ausbaus der Erneuerbaren Energien und ist im Gesetz für den Ausbau erneuerbarer Energien festgelegt.

Um die wirtschaftlichen Folgen der Pandemie für besonders vom ersten Lockdown betroffene Wirtschaftsbereiche zu lindern, war bereits frühzeitig ein umfangreiches Corona-Steuerpaket beschlossen worden. Zwei der darin enthaltenen Maßnahmen (Stundungen; Absehen von Vollstreckungsmaßnahmen) erforderten eine gesonderte Modellrechnung zur sogenannten Cash-Accrual-Anpassung: Durch beide Maßnahmen stimmt der Zeitpunkt, zu dem die Steuer in der Kasse gebucht wird, nicht mehr mit dem Entstehungszeitpunkt der Steuerschuld überein.¹² Dabei geht es bei der Modellrechnung darum, die Maßnahmen „Absehen von Vollstreckungsmaßnahmen“ und „Stundungen“ in den VGR periodengerecht zu buchen. Datenbasis für die Modellrechnung sind monatliche Ergebnisse von zwei Sonderauswertungen der Steuerverwaltungen. In der Regel werden Stundungen für drei Monate gewährt, der Zahlungsaufschub beträgt also drei Monate, sofern Fiskus und Steuerschuldner nichts anderes vereinbaren. Aus der Sonderauswertung zu den gemeinschaftlichen Steuern und Ländersteuern sind neben dem Zeitpunkt der Gewährung der Steuermaßnahme auch die Fälligkeit bekannt (entweder das Jahr [im Jahr 2020], oder das Quartal [ab Berichtsjahr 2021 verfügbar]). In Anlehnung an das Vorgehen des Arbeitskreises Steuerschätzungen¹³ werden bei den Gemeinschaftssteuern sowie Ländersteuern die Aufkommen, die im Jahr 2020 gestundet und erst im Jahr 2021 zurückgezahlt werden sollen, Abschläge von 10% unterstellt, um die Insolvenz von steuerpflichtigen Unternehmen zu modellieren. Insbesondere der Sondereffekt, der auf Stundungen zurückzuführen ist, wirkt sich deutlich auf den Verlauf der Gütersteuerentwicklung aus.

↘ **Tabelle 1** zeigt die Sonderbuchungen, die vor allem aus Stundungen bestehen, für die einzelnen Quartale der Jahre 2020 und 2021.

Tabelle 1

Sonderbuchungen (Stundungen, Absehen von Vollstreckungsmaßnahmen) bei den Gütersteuern in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

	Sondereffekte bei den Gütersteuern	
	2020	2021
	Mrd. EUR	
Quartal 1	5,48	- 1,48
Quartal 2	4,43	0,84
Quartal 3	- 4,93	0,30
Quartal 4	- 2,73	- 1,83
Jahr	2,25	- 2,17

Stand: Januar 2022.

2.2 Bruttowertschöpfung des Staats

Mit Ausnahme des Wirtschaftsbereichs Erziehung und Unterricht berechnet sich die Bruttowertschöpfung des Staats inputseitig, also über die Kostenseite. Dies liegt daran, dass es keine Marktpreise gibt und der Staat seine Waren und Dienstleistungen kostenlos beziehungsweise gegen die Zahlung eines geringen Entgelts zur Verfügung stellt. Das ESVG 2010 spricht hier von wirtschaftlich nicht signifikanten Preisen. Rechnerisch ergibt sich die Bruttowertschöpfung in jeweiligen Preisen bei der staatlichen Nichtmarktproduktion durch Addition des Arbeitnehmerentgelts, der Abschreibungen, der sonstigen Produktionsabgaben abzüglich der sonstigen Subventionen. Preisbereinigt stellt sich bei einem Lockdown zur Bekämpfung der Corona-Pandemie die Frage, ob die Bruttowertschöpfung des Staats in gleichem Umfang wie normalerweise bewertet wird, mit anderen Worten, ob ein Abschlag von der preisbereinigten Bruttowertschöpfung nötig ist. Dies gilt insbesondere in stark von Schließungen betroffenen Wirtschaftszweigen (Schwimmbäder, Theater, Museen und so weiter). Davon wurde in den deutschen VGR aus zwei Gründen abgesehen:

1. Der Umfang der Änderung der preisbereinigten Bruttowertschöpfung, der auf die Schließung von staatlichen Freizeiteinrichtungen zurückzuführen ist, dürfte vergleichsweise gering gewesen sein. Gründe dafür sind unter anderem, dass die Zeit genutzt wurde, um die staatlichen Freizeiteinrichtungen zu pflegen und zu modernisieren, oder auch, dass die kommunalen Gebietskörperschaften die Belegschaft anderweitig eingesetzt haben. Dies legen auch die Daten des Instituts für Arbeitsmarkt- und

2 Weitere Informationen zu den Buchungen von Steuern in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen siehe Schmidt/Sandforth (2019).

3 Der Arbeitskreis „Steuerschätzungen“ ist ein Beirat beim Bundesministerium der Finanzen (BMF). Er besteht seit 1955. Ihm gehören neben dem federführenden BMF das Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi; seit dem 8. Dezember 2021: Bundesministerium für Wirtschaft und Klimaschutz), fünf Wirtschaftsforschungsinstitute, das Statistische Bundesamt, die Deutsche Bundesbank, der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, die Länderfinanzministerien und die Bundesvereinigung kommunaler Spitzenverbände an.

Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit nahe: In Wirtschaftszweigen, die vom Sektor Staat stark dominiert werden, konnten kaum Veränderungen in der Arbeitszeitentwicklung festgestellt werden.

- Zwar gab es Kurzarbeit⁴ auch bei bestimmten sogenannten Extrahaushalten⁵ des Staats (Schmidt und andere, 2017). Da Kurzarbeit in Deutschland aber nicht als sonstige Subvention, sondern als monetäre Sozialleistung gebucht wird, ist das Arbeitnehmerentgelt schon um die Kurzarbeit reduziert, eine Anpassung also nicht mehr nötig.

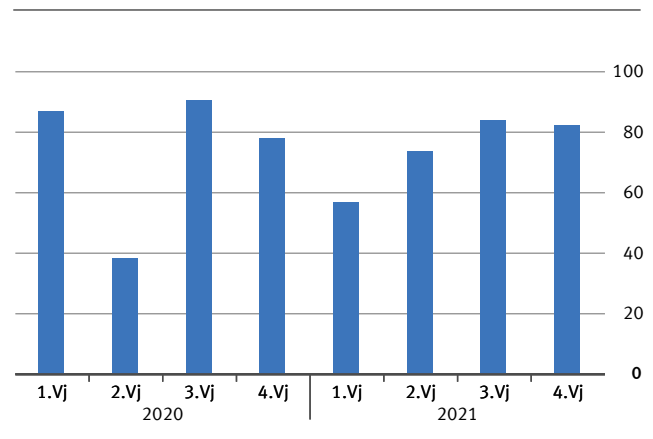
Anders verhält es sich beim Wirtschaftsbereich Erziehung und Unterricht. Hier schreibt das ESVG 2010 eine Outputmethode vor, nämlich die direkte Messung der staatlichen Volumenentwicklung für staatliche Bildung (Statistisches Bundesamt, 2017). Das bedeutet konkret, dass der preisbereinigte Produktionswert durch Multiplikation von Mengenindikatoren (hier: Kinder und Betreuungszeiten bei Kindergärten, Schülerinnen und Schüler beziehungsweise Schülerstunden der Kultusministerkonferenz, Anzahl der Studierenden) mit Kostengewichten (hier: Ausgaben im Vorjahr nach Bildungsteilnehmenden und Einrichtungsart) in einer tiefen Gliederung nach verschiedenen Typen von Bildungseinrichtungen (hier: Kindergärten; Schulen: Schularten, Stufen; Hochschulen: Hochschularten, Fachrichtungen) ermittelt wird. Die preisbereinigte Bruttowertschöpfung für Erziehung und Unterricht ergibt sich als Differenz von preisbereinigten Produktionswerten und preisbereinigten Vorleistungen.

Im Lockdown wurden Bildungseinrichtungen immer wieder mehrwöchig ganz oder teilweise geschlossen, wobei die Bundesländer die Schließungen unterschied-

lich gestalteten. Während bei Schulen und Hochschulen die Bildungsteilnehmenden weiter verpflichtet waren, am Distanzunterricht teilzunehmen, gab es bei den Tageseinrichtungen für Kinder (Kita) lediglich eine Notbetreuung. Den Distanzunterricht definierte das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) in einer Methodological note als äquivalent zu Präsenzunterricht (Eurostat, 2021). Dies geschah, weil das ESVG 2010 keine Messung der Qualität bei Anwendung der Outputmethode im Bereich Erziehung und Unterricht vorsieht. Eine solche Messung würde sich in der Praxis auch sehr komplex gestalten. Das fehlende Angebot von Betreuungsmöglichkeiten in Distanz oder virtuell führte zur Überlegung, bei den Tageseinrichtungen für Kinder einen Abschlag vorzunehmen. Datenbasis hierfür waren Daten des Robert Koch-Instituts, woraus in den VGR ein Kita-Öffnungsgrad-Indikator vierteljährlich für die Jahre 2020 und 2021 geschätzt wurde. Dieser mitunter erhebliche Sondereffekt beeinflusste die Entwicklung der preisbereinigten staatlichen Bruttowertschöpfung und der preisbereinigten staatlichen Konsumausgaben spürbar.

Ein Wert von 100 würde bedeuten, dass die Kitas bundesweit flächendeckend vollständig geöffnet sind. Im Säulendiagramm ist die Entwicklung des Kita-Öffnungsgrad-Indikators im Verlauf der Corona-Pandemie dargestellt. Die Kitas waren von Lockdowns am stärksten betroffen im zweiten Quartal 2020 sowie im ersten Quartal 2021; in beiden Quartalen war der Sondereffekt

Grafik 1
Kita-Öffnungsgrad-Indikator im Bereich Erziehung und Unterricht
in %



Quelle: Dashboard des Robert Koch-Instituts, Berechnungen des Statistischen Bundesamtes
Stand: Januar 2022

2022 - 0005

4 Kurzarbeit ist in Deutschland durch eine soziale Leistung der Arbeitslosenversicherung, das Kurzarbeitergeld, abgesichert. Zudem übernimmt der Staat in der Pandemie große Teile der anfallenden Sozialbeiträge.

5 Extrahaushalte sind in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen unter anderem außerbudgetäre Einheiten, die zum Sektor Staat zählen. Zudem gehören zu den Extrahaushalten auch vom Staat kontrollierte Einheiten – zum Beispiel ausgelagerte Universitäten –, die ihre Waren und Dienstleistungen unentgeltlich oder zu wirtschaftlich nicht signifikanten Preisen abgeben. Eine Einheit ist außerdem dem Staatssektor zuzuordnen, wenn sie Umsätze fast ausschließlich mit staatlichen Stellen tätigt. Auch vom Staat kontrollierte private Organisationen ohne Erwerbszweck, die Nichtmarktproduzenten sind, sind dem Staatssektor zuzuordnen. Daneben gibt es noch weitere spezielle Einheiten, wie staatliche Holdinggesellschaften, Zweckgesellschaften und firmeneigene Finanzierungseinrichtungen sowie Quasi-Kapitalgesellschaften.

durch Kita-Schließungen beim preisbereinigten Produktionswert im Bereich Erziehung und Unterricht dementsprechend hoch. Seit dem zweiten Quartal 2021 ändert sich der Kita-Schließungen kaum noch, sodass das Niveau des Sondereffekts am aktuellen Rand stabil ist.

↳ Grafik 1

3

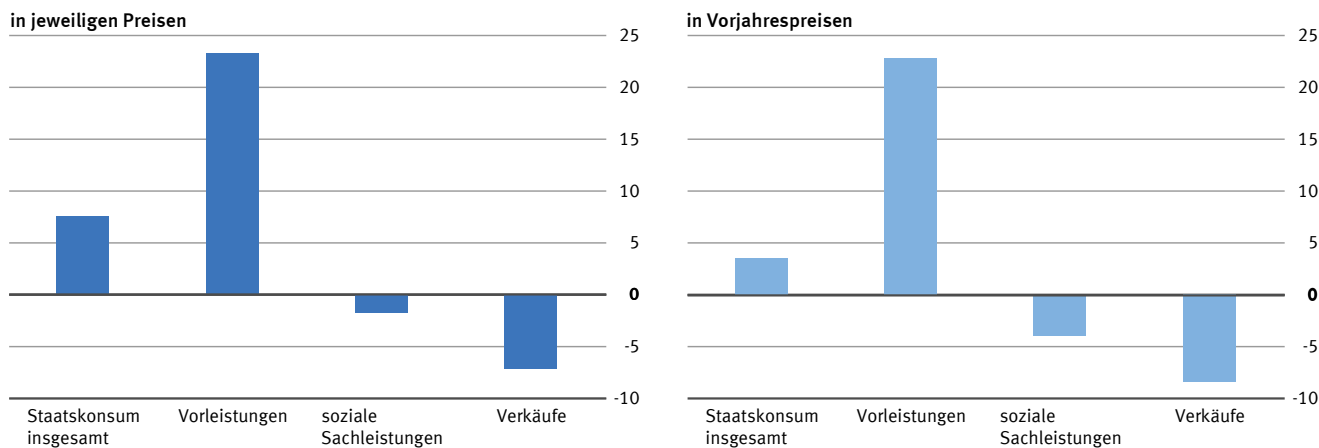
Besonderheiten bei den staatlichen Aggregaten in der Verwendungsrechnung

Verwendungsseitig ist der Sektor Staat in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen mit einem Aggregat abgebildet, dem Staatskonsum. Ausgehend von der Bruttowertschöpfung der staatlichen Nichtmarktproduktion ergibt sich zunächst durch Hinzurechnung der Vorleistungen der Produktionswert der staatlichen Nichtmarktproduktion. Durch Addition von sozialen Sachleistungen und abzüglich von Verkäufen aus Nichtmarktproduktion und der Eigenverwendung (selbsterstellte Anlagen) ergibt sich der Staatskonsum.

Besonders stark waren die coronabedingten Effekte beim Staatskonsum im zweiten Quartal 2020, also zu Beginn der Pandemie: ↳ Grafik 2

Grafik 2

Konsumausgaben des Staates im zweiten Quartal 2020
Veränderung in % zum Vorjahresquartal



Stand: Januar 2022

2022 - 0006

1. Die Vorleistungen nahmen sehr stark zu, beispielsweise durch den Kauf von Schutzmasken und aufgrund der Zahlung der Pauschale zur Freihaltung von Intensivbetten. Diese Zahlung je Bett und je Tag an Krankenhäuser erfolgte, um genügend Intensivbetten für Patientinnen und Patienten mit schweren Verläufen einer Coronainfektion vorhalten zu können.
2. Die sozialen Sachleistungen gingen stark zurück, weil Operationen, die nicht unerlässlich waren, verschoben wurden, um Infektionen mit dem Coronavirus zu vermeiden und Betten in den Krankenhäusern freizuhalten.
3. Die Verkäufe gingen kräftig zurück, weil die als solche gebuchten Lkw-Mauteinnahmen beim Bund spürbar rückläufig waren und die Ticketeinnahmen bei den geschlossenen staatlichen Freizeiteinrichtungen einbrachen. Dass der Rückgang nicht noch deutlicher ausfiel lag daran, dass staatliche Einrichtungen vielfach Miete erhielten beziehungsweise auch in der Pandemie bei Nachfrage von staatlichen Dienstleistungen Gebühren fällig wurden, die zu den Verkäufen zählen.

Auch der beschriebene Sondereffekt durch die Kita-Schließungen wirkt sich auf den preisbereinigten Produktionswert des Staats aus. Damit macht er sich beim daraus abgeleiteten preisbereinigten Staatskonsum deutlich senkend bemerkbar. Die Kita-Schließungen sorgten mit dafür, dass sich der implizite Deflator im

zweiten Quartal 2020, jenem Vierteljahr, in dem die Kita-Schließungen während der Corona-Pandemie am häufigsten waren, erhöhte.

Bei den Krankenhäusern kommt noch hinzu, dass die Krankenhausbehandlung in der Statistik der gesetzlichen Krankenversicherung ab 2020 ohne Pflegekosten dargestellt wird. Zuvor waren die Kosten für die rein pflegerischen Leistungen auf bettenführenden Stationen in den Krankenhäusern in den Kosten der Krankenhausbehandlung enthalten. Die neuen Pflegebudgets erschweren zusätzlich die Berechnung von preisbereinigten Krankenhausbehandlungen, sodass derzeit eine besonders hohe Schätzunsicherheit besteht. Diese wird sich erst bereinigen lassen, wenn alle Daten aus den relevanten Jahresstatistiken für den Wirtschaftsbereich Gesundheitswesen (Kostenstrukturstatistik, Krankenhausstatistik, [vorläufige] Jahresrechnungsstatistik für die Länderkernhaushalte) für das Berichtsjahr 2020 verfügbar sind (das wird voraussichtlich bei der Sommerrechnung der VGR im Jahr 2023 der Fall sein).

aus. Bei einigen der hier dargelegten Daten ist zu beachten, dass es sich um eine vorläufige Quantifizierung von Effekten handelt. Deren endgültige Quantifizierung, insbesondere im Krankenhausbereich, wird erst im Herbst 2023 mit Verfügbarkeit der Jahresrechnungsstatistik für alle Teilebenen des Staats möglich sein.

Darüber hinaus gibt es zwei weitere Punkte, die das Staatskonto betreffen: zum einen den Kinderbonus, der in drei Tranchen im September und Oktober 2020 sowie im Mai 2021 ausgezahlt wurde, zum anderen die Ausweitung des Kurzarbeitergelds mit einer für die Jahre 2020 und 2021 eingeführten Phasenverschiebung. [u](#)

4

Ausblick

Mehrere Sondereffekte, die aus der Pandemiebekämpfung resultierten, haben seit Beginn der Corona-Pandemie die Entwicklung der Staatsaggregate in den VGR beeinflusst. Außer den beschriebenen Auswirkungen der Kita-Schließungen oder der Verschiebung von nicht akut notwendigen Operationen zählt dazu beispielsweise auch die Beschaffung von Impfstoffen. Je nach weiterem Verlauf der Pandemie dürften die festgestellten Effekte am aktuellen Rand an Bedeutung verlieren, vor allem dann, wenn es künftig zu weniger Schließungen von Bildungseinrichtungen kommt. Die künftige Situation in den Krankenhäusern bleibt abzuwarten, da die Belastungen in der vierten Welle wieder deutlich gestiegen sind.

Der Fokus dieses Aufsatzes lag auf solchen Effekten, die sich während der Corona-Pandemie als Herausforderungen für die Berechnung und Interpretation von staatlichen Aggregaten herausgestellt haben, und die national oder international fachlich diskutiert worden sind. Einige dieser Faktoren wirken sich erheblich auf den Verlauf und das Niveau von staatlichen Aggregaten

LITERATURVERZEICHNIS

Eurostat. *Guidance on non-market output in the context of the COVID-19 crisis*. Methodological note. 2020. [Zugriff am 22. Dezember 2021]. Verfügbar unter: ec.europa.eu

Schmidt, Pascal/Heil, Nora/Schmidt, Daniel/Kaiser, Julia. *Die Abgrenzung des Staatssektors in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2017, Seite 35 ff, hier: Seite 37.

Schmidt, Pascal/Sandforth, Saskia. *Vom Kassenergebnis des Arbeitskreises „Steerschätzungen“ zu den Steuern in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: eine Überleitung*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2019, Seite 75 ff.

Statistisches Bundesamt. *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Methoden der Preis- und Volumenmessung*. Fachserie 18 Reihe S.32. 2017. [Zugriff am 4. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz für den Ausbau erneuerbarer Energien (Erneuerbare-Energien-Gesetz – EEG 2021) vom 21. Juli 2014 (BGBl. I Seite 1066), das zuletzt durch Artikel 11 des Gesetzes vom 16. Juli 2021 (BGBl. I Seite 3026) geändert worden ist.

Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Mai 2013 zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Union (Amtsblatt der EU Nr. L 174, Seite 1).

DER LKW-MAUT-FAHRLEISTUNGS- INDEX FÜR BUNDESLÄNDER: EIN NEUER KONJUNKTURINDIKATOR FÜR DIE REGIONALE INDUSTRIEAKTIVITÄT

Maria Bolz, Stefan Linz, Claus Goebels, Lisa May, Michael Cox

↳ **Schlüsselwörter:** Lkw-Mautdaten – Konjunkturindikator – Lkw-Maut-Fahrleistungsindex nach Bundesländern – Saisonbereinigung – regionale Umsatzentwicklung

ZUSAMMENFASSUNG

Der vom Bundesamt für Güterverkehr berechnete Lkw-Maut-Fahrleistungsindex liefert frühzeitig Anhaltspunkte zur konjunkturellen Entwicklung in Deutschland. Aufgrund des hohen Bedarfs an aktuellen Konjunkturdaten haben das Bundesamt für Güterverkehr und das Statistische Bundesamt den monatlichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex um eine Untergliederung nach Bundesländern erweitert. Der folgende Beitrag beschreibt die methodischen Herausforderungen bei der Berechnung des Lkw-Maut-Fahrleistungsindex nach Bundesländern und dessen Saisonbereinigung. Außerdem geht er auf den Zusammenhang zwischen dem regionalen Fahrleistungsindex und der regionalen sowie der gesamtdeutschen Umsatzentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe ein.

↳ **Keywords:** truck toll data – short-term indicator – truck toll mileage index by Land – seasonal adjustment – regional turnover development

ABSTRACT

The truck toll mileage index calculated by the Federal Office for Goods Transport provides early indications of the economic development in Germany. Due to the high demand for current economic data, the Federal Office for Goods Transport and the Federal Statistical Office have extended the monthly truck toll mileage index to include a breakdown by Land. The following article describes the methodological challenges in calculating the truck toll mileage index by Land and its seasonal adjustment. It also discusses the relationship between the regional mileage index and the regional as well as overall German turnover development in the manufacturing sector.

Maria Bolz und Dr. Stefan Linz

sind im Statistischen Bundesamt im Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ tätig.

Claus Goebels, Dr. Lisa May und Michael Cox

sind im Bundesamt für Güterverkehr in der Abteilung „Verkehrswirtschaft“ für verkehrswirtschaftliche beziehungsweise statistische Analysen – unter anderem basierend auf den Lkw-Mautdaten – zuständig.

1

Einleitung

Wirtschaftliche Aktivität erzeugt und benötigt Verkehrsleistungen – daher besteht ein enger Zusammenhang zwischen der konjunkturellen Entwicklung und dem Verkehr von Lastkraftwagen (Lkw). Im Zuge der Erhebung der Lkw-Maut in Deutschland werden digitale Prozessdaten unter anderem über die Fahrleistung der mautpflichtigen Lkw generiert. Das Bundesamt für Güterverkehr (BAG) hat aus diesen Daten einen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex erstellt, der die Entwicklung der Fahrleistung für vergleichbare Basismerkmale darstellt und strukturelle Änderungen weitgehend ausschließt (Cox und andere, 2018, hier: Abschnitt 1.2). Wegen seiner schnellen Verfügbarkeit und der konjunkturellen Aussagekraft hat das Statistische Bundesamt den Index als saisonbereinigten Konjunkturindikator aufbereitet und führt diesen seit Dezember 2018 in seinem Veröffentlichungsprogramm.

Der monatliche Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wurde ab Berichtsmonat Oktober 2021 um eine Untergliederung nach Bundesländern erweitert. Die Ergebnisse der Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für Bundesländer werden, ebenso wie die Ergebnisse für Gesamtdeutschland, auch in kalender- und saisonbereinigter Form veröffentlicht. Im Folgenden wird die Methodik zur Berechnung der Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für Bundesländer vorgestellt. Anschließend werden Zusammenhänge zwischen den saisonbereinigten Lkw-Maut-Fahrleistungsentwicklungen in den Bundesländern und der regionalen beziehungsweise gesamtdeutschen Industrieaktivität dargestellt. Der Beitrag schließt mit einem Fazit und Hinweisen zur Veröffentlichung der neuen Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für Bundesländer.

2

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Deutschland insgesamt

Zu Beginn des Jahres 2005 wurde in Deutschland eine streckenbezogene Mautgebühr für schwere Lastkraftwagen eingeführt. In den Folgejahren wurde die Mautpflicht sukzessive ausgeweitet. Um Veränderungen der beob-

achteten Fahrleistung aus der Zeitreihe auszuschließen, die mit den Ausweitungen der Mautpflicht zusammenhängen, hat das Bundesamt für Güterverkehr den sogenannten Lkw-Maut-Fahrleistungsindex entwickelt.

Dieser gibt die Entwicklung der Fahrleistung als Festbasisindex für eine Abgrenzung der Grundgesamtheit an, die im Zeitablauf unverändert darstellbar, also von den Maut-Ausweitungen der vergangenen Jahre nicht betroffen ist.¹ In den Lkw-Maut-Fahrleistungsindex werden einerseits lediglich die Fahrleistungen von Lkw auf Bundesautobahnen einbezogen, da sich die streckenbezogenen Ausweitungen der Mautpflicht stets auf Bundesstraßen bezogen haben. Andererseits umfasst er lediglich Fahrleistungen von Lkw mit mindestens vier Achsen, da diese in den meisten Fällen nicht von den Mautausweitungen auf Lkw mit zulässigem Gesamtgewicht von 7,5 bis 12 Tonnen betroffen waren. Seit der letzten Ausweitung der Mautpflicht im Juli 2018 enthält der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex durchschnittlich rund 74% aller mautpflichtigen Fahrleistungen. Bis Herbst 2015 lag dieser Anteil zwischen 90 und 95%.

Wegen des engen Zusammenhangs zwischen Industrieproduktion und Lkw-Fahrleistung kann der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex auch als Konjunkturindikator genutzt werden. Die bestehenden amtlichen Konjunkturstatistiken im Bereich der Industrie, zum Beispiel der industrielle Produktionsindex, sind Ergebnisse von Erhebungen zu Produktionstätigkeiten oder Umsätzen von Produktionsbetrieben. Sie liefern ein gegenüber dem Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wesentlich genaueres und nach Wirtschaftszweigen gegliedertes Bild der konjunkturellen Entwicklung, die Informationen sind jedoch frühestens etwa 36 Tage nach Ende eines Berichtsmonats verfügbar. Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex dagegen gibt eine grobe Annäherung an Produktions- oder Handelstätigkeiten, es ist keine Untergliederung nach Wirtschaftszweigen möglich. Dafür sind seine Ergebnisse wesentlich früher verfügbar als die amtlichen Statistiken zur wirtschaftlichen Aktivität und die Unternehmen müssen nicht befragt werden.

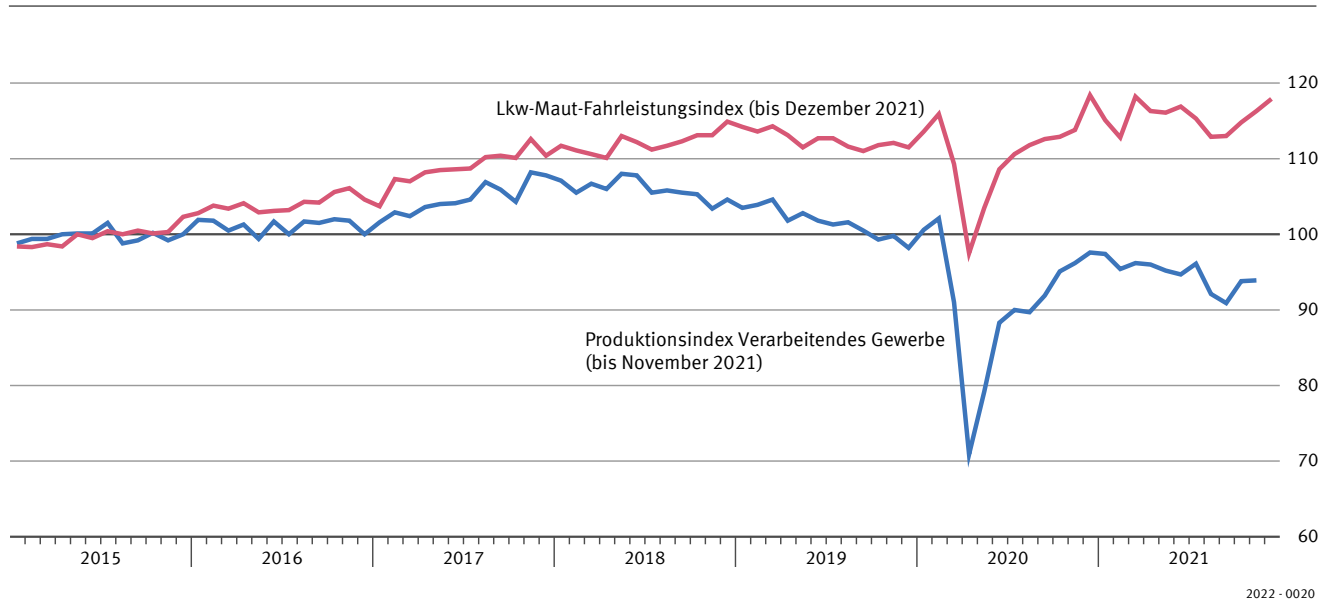
Der monatliche Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wird im Statistischen Bundesamt seit Dezember 2018 als Zeitreihe veröffentlicht; sie beginnt im Januar 2005 und

¹ Bei einem „Festbasisindex“ beziehen sich die Beobachtungseinheiten auf einen Teil der Grundgesamtheit, der über die gesamte Indexlaufzeit hinweg gleich abgegrenzt ist.

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

Grafik 1

Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe
kalender- und saisonbereinigt, 2015 = 100



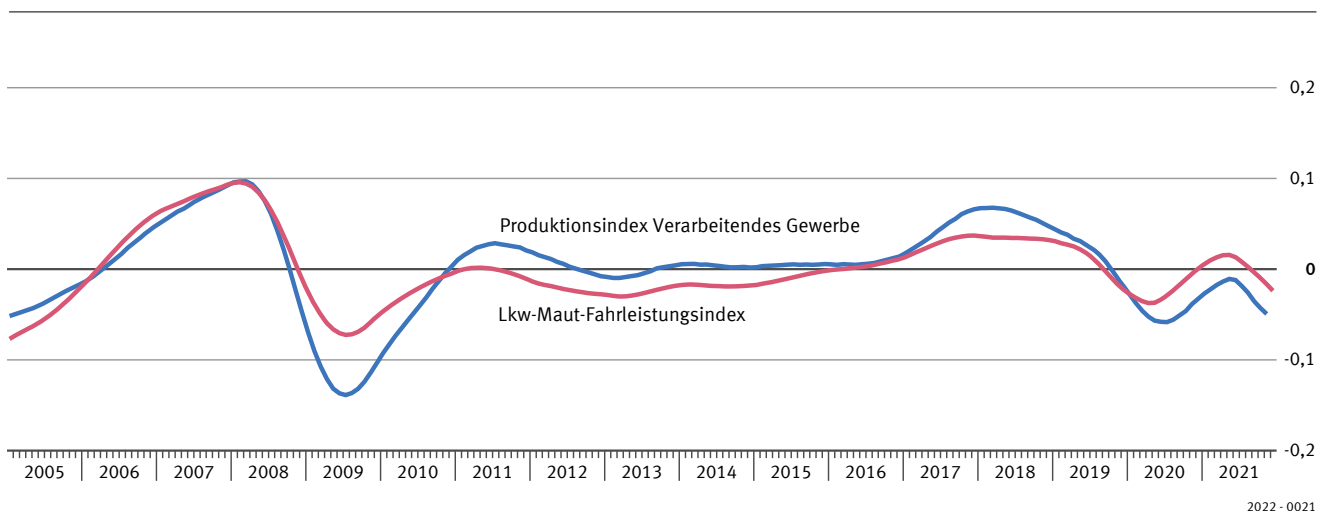
wird jeweils etwa neun Tage nach Ablauf eines Berichtsmonats aktualisiert. Die Daten können in GENESIS-Online, der zentralen Veröffentlichungsdatenbank des Statistischen Bundesamtes, abgerufen werden. Den monatlichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und seinen Zusammenhang mit dem monatlichen Produktionsindex beschreiben ausführlich Cox und andere (2018).


➤ Grafik 1 stellt die Entwicklung der saisonbereinigten monatlichen Werte des Lkw-Maut-Fahrleistungsindex dar, ergänzend auch den saisonbereinigten Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe.

Für die Darstellung von konjunkturellen Bewegungen des Lkw-Maut-Fahrleistungsindex im Vergleich zu anderen Statistiken können auch Abweichungen eines mittelfristigen Trends vom langfristigen Wachstumspfad der Zeit-

Grafik 2

Konjunkturverlauf als Abweichung des mittelfristigen Trends vom langfristigen Trend
in %



reihe genutzt werden.¹²  Grafik 2 zeigt die zyklischen Entwicklungen des Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und des Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe. Die konjunkturellen Wendepunkte fallen bei beiden Statistiken häufig auf die gleiche Berichtsperiode.

Um die Daten zur Lkw-Fahrleistung noch aktueller zur Verfügung stellen zu können, berechnet das Bundesamt für Güterverkehr seit April 2020 auch einen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex mit täglichen Daten. Er wird wöchentlich jeweils am Donnerstag aktualisiert. Die Saisonbereinigung des täglichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wird von der Deutschen Bundesbank durchgeführt.¹³ Da sich die Verfahren zur Saisonbereinigung von Tagesdaten noch in der Entwicklung befinden, veröffentlicht das Statistische Bundesamt die saisonbereinigten Tagesdaten des Lkw-Maut-Fahrleistungsindex in seiner Rubrik „EXDAT – Experimentelle Daten“ (Cox und andere, 2020; Hauf und andere, 2020).

3

Die monatlichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für Bundesländer

Der Bedarf an aktuellen regionalen Konjunkturindikatoren ist hoch. Daher und wegen des engen Zusammenhangs zwischen der konjunkturellen Entwicklung und dem Verkehr von Lastkraftwagen haben das Bundesamt für Güterverkehr und das Statistische Bundesamt den monatlichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex um eine Untergliederung nach Bundesländern erweitert. Damit soll auch bestehender Bedarf der Verkehrsressorts an regional untergliederten verkehrlichen Daten bedient werden.

Im Bundesamt für Güterverkehr wird der monatliche Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Deutschland insgesamt berechnet. Dazu wird die von mautpflichtigen Fahrzeugen mit mindestens vier Achsen auf allen Bundes-

autobahnabschnitten erbrachte Fahrleistung je Monat aufsummiert und ins Verhältnis zur durchschnittlichen monatlichen Fahrleistung im Jahr 2015 gesetzt. Analog wird für die Berechnung der Ergebnisse für ein Bundesland die von mautpflichtigen Fahrzeugen des Bundeslands erbrachte Fahrleistung in Kilometern summiert und ins Verhältnis zur durchschnittlichen monatlichen Fahrleistung von mautpflichtigen Fahrzeugen dieses Bundeslands im Jahr 2015 gesetzt. Wie beim gesamtdeutschen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wird für die Berechnung der regionalen Fahrleistungsindizes nur die Fahrleistung auf Bundesautobahnen von Lkw mit mindestens vier Achsen einbezogen.

Die Ermittlung der Lkw-Maut-Fahrleistung innerhalb eines Bundeslands ist allerdings mit einigen methodischen Herausforderungen verbunden. Die folgenden Erläuterungen fassen zum einen das Vorgehen und nötige Konventionen bei der Berechnung zusammen und liefern zum anderen eine Hilfestellung bei der Interpretation der Ergebnisse. Zunächst werden einige Begriffe definiert:

- › Mautpunkt
An einem Mautpunkt können Verkehrsteilnehmende von einer nicht mautpflichtigen Straße auf eine mautpflichtige Straße (und umgekehrt) beziehungsweise von einem mautpflichtigen Abschnitt auf einen anderen mautpflichtigen Abschnitt fahren. Er bildet damit den Anfangs- beziehungsweise Endpunkt eines Abschnitts im Mautnetz.
- › Abschnitt
Ein Abschnitt im Mautnetz beschreibt den jeweiligen Teil einer Straße, auf dem keine Möglichkeit besteht, auf eine andere Straße zu fahren. Dabei wird ein Abschnitt durch jeweils genau einen Anfangs- und einen Endpunkt (Mautpunkt) begrenzt.
- › Fahrleistung eines Abschnitts
Die Fahrleistung eines Abschnitts gibt die Summe der gefahrenen Kilometer auf dem jeweiligen Abschnitt in dem gewählten Zeitintervall wieder. Sie berechnet sich als Produkt aus der Anzahl an Befahrungen des Abschnitts und dessen Länge.
- › Luftlinie
Die Luftlinie beschreibt die gerade Verbindung zwischen zwei Mautpunkten (siehe Grafik 3, grüne Linien).

2 Für die Berechnung von mittelfristigen Trends wird im Statistischen Bundesamt das Berliner Verfahren, Version 4 (BV4), eingesetzt. Das Verfahren eignet sich besonders zur Abbildung von konjunkturellen Bewegungen, die drei und mehr Jahre umfassen und erzielt gleichzeitig eine starke Glättung von unterjährigen Schwankungen (Speth, 2004). Der langfristige Wachstumspfad wurde anhand eines Hodrick-Prescott-Filters (HP-Trend) mit dem Glättungsparameter $\lambda = 1$ Millionen berechnet (Hodrick/Prescott, 1997).

3 Der Methodenbericht dazu steht auf der Internetseite der Deutschen Bundesbank zur Verfügung (Deutsche Bundesbank, 2020).

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

› Lagetreu

Lagetreu wird ein Abschnitt dargestellt, wenn dieser nicht durch „Vereinfachungen“ wie einer Luftlinie kartografisch dargestellt wird, sondern die Darstellung mit dem realen Straßenverlauf weitgehend übereinstimmt (siehe Grafik 3, blaue Linie).

Für die Differenzierung der Fahrleistungswerte nach Bundesländern müssen die Abschnitte des Mautnetzes den Bundesländern teilweise oder vollständig zugeordnet werden. Bei den meisten Abschnitten ist diese Zuordnung unproblematisch, da sich der gesamte Abschnitt und die zugehörigen Mautpunkte vollständig im jeweiligen Bundesland befinden. Entscheidend ist die Zuordnung jedoch bei den Abschnitten, welche die Bundeslandgrenzen überschreiten. Dies betrifft Abschnitte mit einem Gesamtanteil von rund 5 % der betrachteten Fahrleistung in Kilometern. [↘ Grafik 3](#) verdeutlicht die Problematik, hier sind die Mautabschnitte zwischen zwei Mautpunkten (BL A und BL B) schematisch dargestellt. Der Mautpunkt BL A befindet sich westlich der Bundeslandgrenze im Bundesland A und der Mautpunkt BL B östlich im Bundesland B. Werden die Anteile der Fahrleistung mithilfe der Luftlinienzugehörigkeit zugeordnet, ergibt sich für das dargestellte Beispiel ein Anteil von etwa 40 % für das Bundesland A und korrespondierend von 60 % für das Bundesland B. Wird hingegen eine

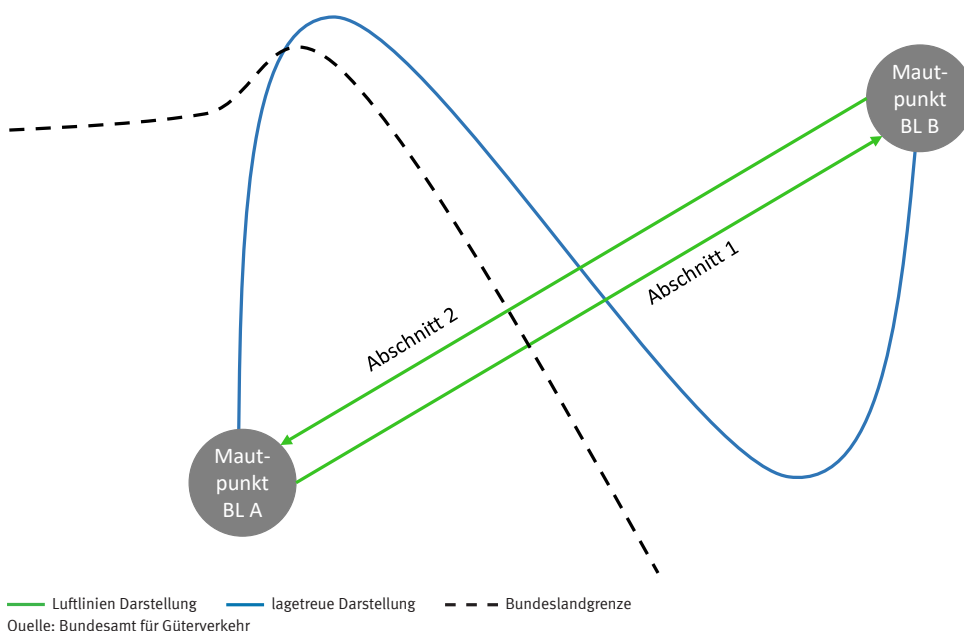
Zuordnung auf Grundlage der tatsächlichen lagetreuen Darstellung des Abschnitts durchgeführt, ergibt sich für Bundesland A ein Anteil von etwa 25 % und für Bundesland B von 75 %.

Bei der lagetreuen Zuordnung ist zu berücksichtigen, dass nicht nur Streckenabschnitte ihrer tatsächlichen Lage entsprechen, sondern auch die Knotenpunkte (Verflechtungsstrecken, Kreuze, Dreiecke und so weiter) vollständig abgebildet werden. Dies führt dazu, dass bei einer Zuordnung nach der tatsächlichen baulichen Länge zum jeweiligen Bundesland auch Kurvenverläufe in Kreuzungsbereichen einfließen. Diese werden jedoch in der erfassten Fahrleistung vernachlässigt. Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, wurde das lagetreuse Netz in den Kreuzungsbereichen wiederum zu einem Luftliniennetz vereinfacht. Das so modifizierte lagetreuse Netz ermöglicht es, die tatsächliche Fahrleistung je Gebietseinheit zu ermitteln. Ebenfalls weist dieses Netz eine erhöhte Genauigkeit gegenüber dem Netz mit reinen Luftlinien von rund einem Indexpunkt auf. [↘ Grafik 4](#)

Die Zeitreihe der auf diese Art ermittelten Werte für den Lkw-Maut-Fahrleistungsindex nach Bundesländern beginnt im Januar 2008. Auch in der regionalen Untergliederung beruht der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex auf einer nahezu vollständigen Erhebung aller mautpflich-

Grafik 3

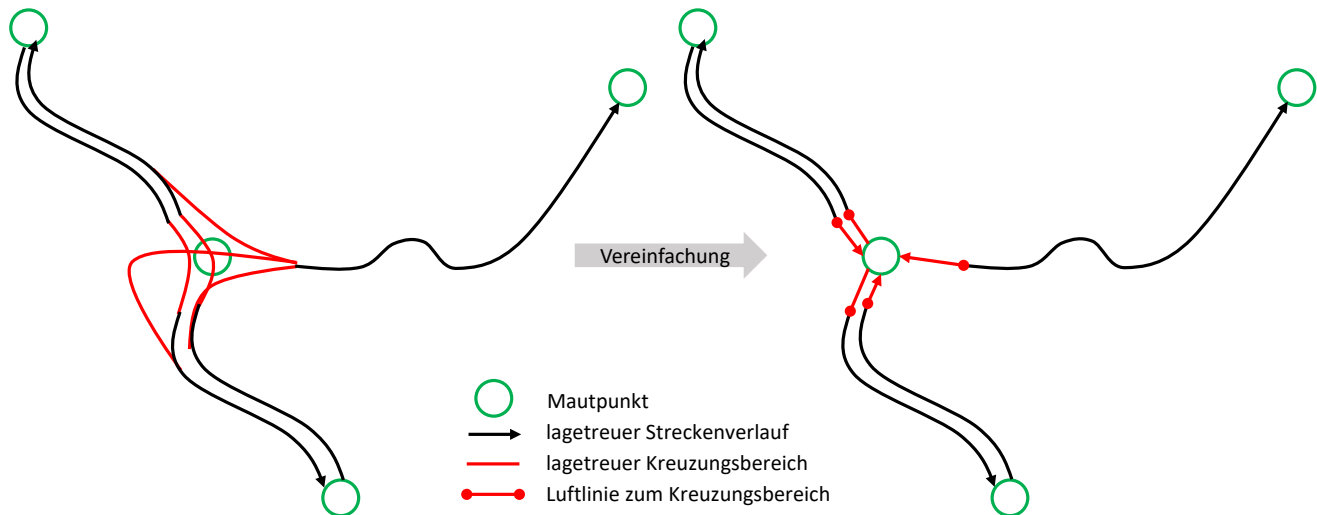
Schematische Darstellung von Abschnitten, die die Bundeslandgrenzen überschreiten



2022 - 0022

Grafik 4

Schematische Darstellung der Vereinfachung der Kreuzungsbereiche



Quelle: Bundesamt für Güterverkehr

2022 - 0023

tigen Fahrten von Lkw mit mindestens vier Achsen auf Bundesautobahnen im jeweiligen Bundesland.

4

Saisonbereinigung der Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes nach Bundesländern

Wie oben erwähnt, kann der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex Anhaltspunkte für die konjunkturelle Entwicklung liefern, insbesondere im Industriesektor. Bei den Konjunkturstatistiken steht in der Regel die Entwicklung der Ergebnisse im Zeitverlauf stärker im Mittelpunkt des Interesses als die absoluten Werte einzelner Berichtsmomente. In Veröffentlichungen zu Konjunkturindikatoren werden daher vorrangig Veränderungsraten gegenüber dem Vormonat angegeben. Diese sind häufig stark durch saisonale Effekte beeinflusst und werden in der Regel einer Saisonbereinigung unterzogen, die gegebenenfalls auch eine Kalendereinigung mit einschließt.⁴

Dabei geht man von der Annahme aus, dass sich eine Zeitreihe in mehrere Komponenten zerlegen lässt: Die Saisonkomponente umfasst Bewegungen, die jährlich

mit ähnlicher Intensität wiederkehren. Die Kalenderkomponente beschreibt den durchschnittlichen Einfluss der Kalenderkonstellationen, die sich zum Beispiel durch die von Jahr zu Jahr variierende Anzahl der Arbeitstage in gleichnamigen Monaten ergeben. Die Trend-Zyklus-Komponente zeichnet konjunkturelle Schwankungen und langfristige Entwicklungstendenzen nach. Die irreguläre Komponente schließt sowohl zufällige als auch ökonomisch erklärbare Einflüsse ein, die eher kurzzeitig wirken und nicht zu den übrigen Komponenten gehören – etwa die Auswirkungen von Streiks auf die Produktion einer Branche. Bei der Saisonbereinigung werden die Saison- und die Kalenderkomponente aus den Ergebnissen herausgerechnet, da die erwartbaren Schwankungen dieser Komponenten die eigentlich interessierenden Bewegungen in einer Zeitreihe verdecken können.

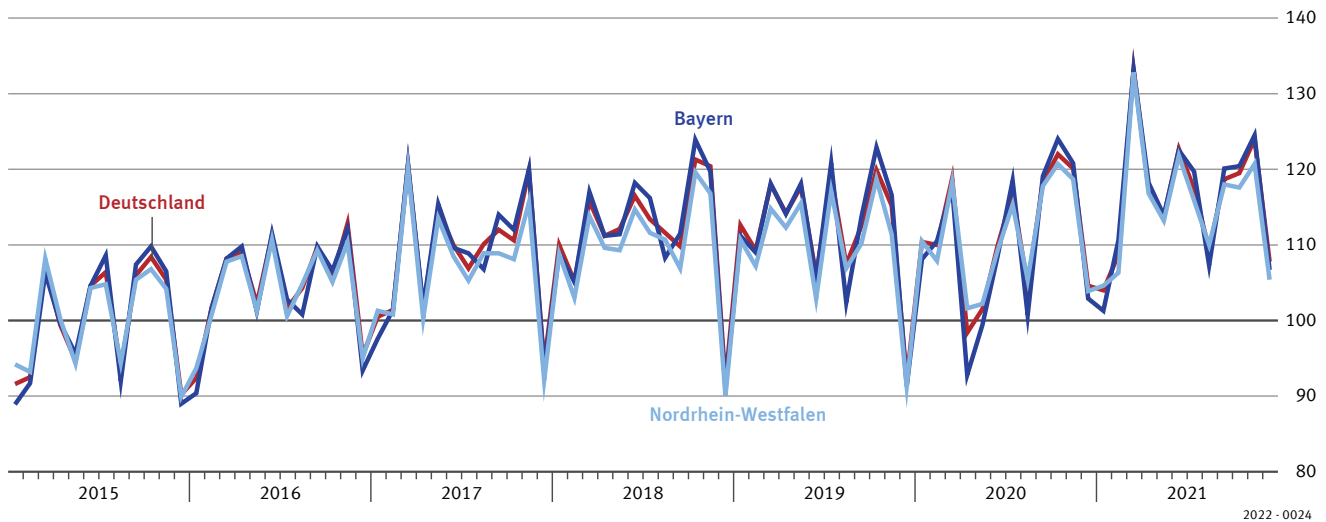
Ebenso wie beim Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Deutschland sind für die Indizes der Bundesländer jährlich wiederkehrende Effekte erkennbar. An den Beispielen Bayern und Nordrhein-Westfalen zeigt der monatliche Lkw-Maut-Fahrleistungsindex Spitzen in den Monaten März, September und Oktober. Insbesondere im Dezember, aber auch während der Sommerferien im August sowie am Anfang des Jahres sind dagegen geringe Fahrleistungen zu verzeichnen. Der Dezember ist wegen Feiertagen und Urlaubshäufungen durch ein sehr niedriges Lkw-Fahrniveau gekennzeichnet. Die Spitzen im März dürften auf die in diesem Monat regelmäßig

⁴ Der Begriff Saisonbereinigung wird in diesem Aufsatz als Sammelbegriff für die Bereinigung von saisonalen Schwankungen und Kalendereffekten verwendet. Zur Saisonbereinigung im Statistischen Bundesamt siehe Linz und andere (2018).

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

Grafik 5

Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für ausgewählte Bundesländer sowie gesamtdeutscher Lkw-Maut-Fahrleistungsindex
Originalwerte 2015 = 100



hohe Anzahl an Kalendertagen zurückzuführen sein, die sich in der Saisonfigur niederschlägt. Zwar haben die Monate Juli und August ebenfalls 31 Tage und kaum gesetzliche Feiertage, jedoch macht sich insbesondere in diesen Monaten die regelmäßige Urlaubshäufung während der Sommerferien bemerkbar. [↘ Grafik 5](#)

4.1 Saisonbereinigungsverfahren X13 in JDemetra+

Im Statistischen Bundesamt wird vorrangig das Saisonbereinigungsverfahren X13 in JDemetra+ verwendet. Die erste Stufe des Verfahrens X13 in JDemetra+ besteht aus einer Vorabbereitung der Zeitreihe mithilfe von Reg-ARIMA-Modellen, bei der Kalender- und Ausreißereinflüsse identifiziert, modelliert und geschätzt werden. Hierbei handelt es sich um Regressionsansätze, die mit Zeitreihenmodellen (sogenannten ARIMA-Modellen) kombiniert werden, um die Kalenderfaktoren zu schätzen und Ausreißer zu berücksichtigen (Linz und andere, 2018).

4.2 Berechnung von Kalenderfaktoren

Bei der Schätzung von Kalenderfaktoren wird die von Monat zu Monat variierende Anzahl von Arbeitstagen je Monat als Einflussgröße herangezogen. Als Arbeits-

tage zählen dabei die Tage von Montag bis Freitag, die nicht gesetzliche oder Quasi-gesetzliche⁵ Feiertage sind. Im Weiteren wird die Differenz zwischen der Anzahl der Arbeitstage des Monats und einem langjährigen monatspezifischen Mittel berechnet. Die so berechnete Abweichung geht als „Kalenderregressor“ in die Reg-ARIMA-Modellierung der Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes ein. Dabei wird jeweils ein Regressor für die Monate Januar bis November und einer für den Monat Dezember genutzt, denn der Effekt eines zusätzlichen Arbeitstags ist im Dezember geringer als in den übrigen Monaten. Im Dezember dürften zusätzliche Arbeitstage am Jahresende häufiger durch Erholungsurlaub kompensiert werden.

Da jedes Bundesland spezifische Feiertage aufweist, wurden zunächst bundeslandspezifische Kalenderregressoren geprüft. Die Ergebnisse wurden mit der Verwendung eines einheitlichen Kalenderregressors für alle Bundesländer verglichen, bei dem die bundeslandspezifischen Feiertage mit einer Gewichtung in die Berechnung der Arbeitstage eingehen. Die Gewichtung richtet sich nach der Zahl der Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe und soll die unterschiedliche wirtschaftliche

5 Quasi-gesetzliche Feiertage sind nicht gesetzlich vorgeschrieben, werden aber von vielen Arbeitgebern freiwillig gewährt. Beispiele hierfür sind Heiligabend oder Silvester.

Bedeutung der einzelnen Bundesländer berücksichtigen. Verschiedene Qualitätstests weisen darauf hin, dass eine Kalendereinigung der regionalen Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes basierend auf dem gemeinsamen Kalenderregressor mit Bundeslandgewichtung zu besseren Ergebnissen führt als die Verwendung von bundeslandspezifischen Kalenderregressoren. Dies ist fachlich plausibel, da der Lkw-Verkehr häufig über die Grenzen der Bundesländer hinweg verläuft und damit nicht allein die Feiertagskonstellation desjenigen Bundeslands ausschlaggebend ist, dem eine Mautfahrt zugeordnet ist.

4.3 Ausreißeridentifizierung

In JDemetra+ können mit Ausreißerregressoren außergewöhnliche Zeitreihenentwicklungen explizit modelliert werden. Diese Ausreißer gehen dann nicht in die Berechnung der Saisonkomponente mit ein. Das bedeutet umgekehrt, dass die Effekte von Ausreißern in der saisonbereinigten Zeitreihe in vollem Umfang sichtbar werden. Für den regionalen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex wurde für alle Bundesländer der April 2020 als Ausreißer identifiziert; in diesem Monat haben sich die

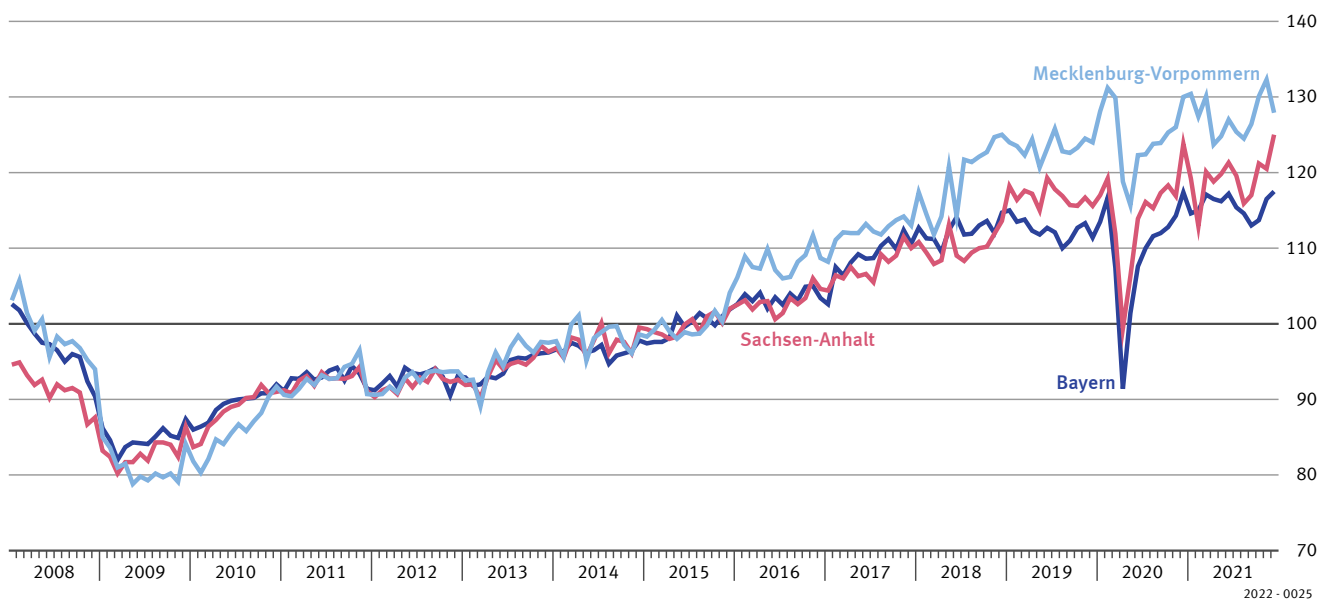
Einschränkungen aufgrund der Coronakrise am stärksten ausgewirkt. Die Berücksichtigung dieses Monats als Ausreißer ist notwendig, damit durch die Krise die Schätzung der Saisonfigur nicht verzerrt wird.

An die Berechnung der Kalenderfaktoren und die Ausreißeridentifizierung schließt sich in der zweiten Stufe des Saisonbereinigungsverfahrens X13 in JDemetra+ die Saisonbereinigung im engeren Sinne an. Hier werden gewichtete gleitende Durchschnitte (sogenannte Filter) zur iterativen Bestimmung der Trend-Zyklus- und Saisonkomponenten eingesetzt. Im letzten Schritt des Verfahrens werden für die Berechnung der saisonbereinigten Zeitreihe, im Fall eines multiplikativen Zeitreihenmodells, die Originalwerte sowohl durch die geglätteten Saisonfaktoren als auch durch die Kalenderfaktoren dividiert.

➤ Grafik 6 stellt beispielhaft für Bayern, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen-Anhalt den Verlauf des jeweiligen saisonbereinigten Lkw-Maut-Fahrleistungsindex dar.

Grafik 6

Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für ausgewählte Bundesländer kalender- und saisonbereinigt, 2015 = 100



5

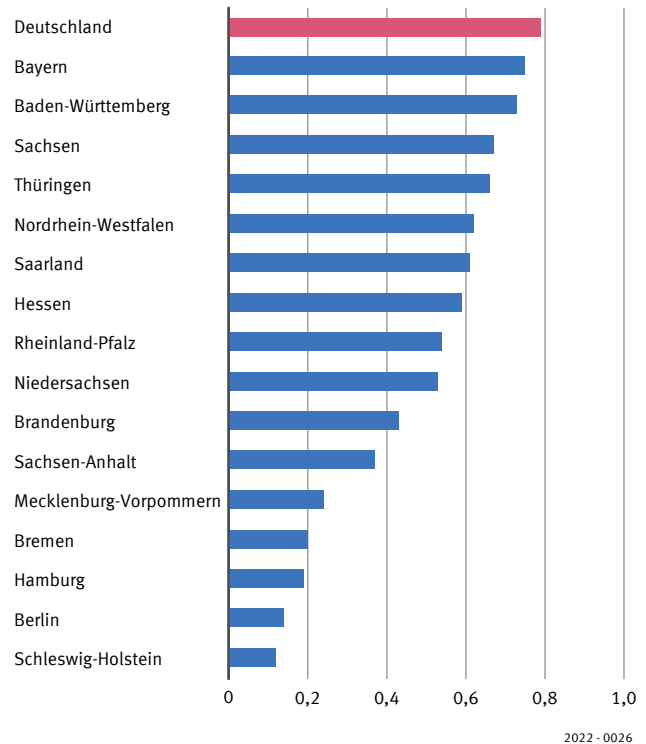
Zusammenhang zwischen regionaler Lkw-Fahrleistung und Industrieaktivität

Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen Lkw-Fahrleistung und industrieller Aktivität auf der regionalen Ebene von Bundesländern näher untersucht. Als Maß für die Industrieaktivität wird die Umsatzentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe herangezogen. Die saisonbereinigten Verläufe von Lkw-Maut-Fahrleistung und Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe werden in einer Korrelationsanalyse gegenübergestellt. Grafik 7 zeigt die so berechneten Korrelationskoeffizienten. Die Analyse bezieht sich auf monatliche Vormonatsraten der saisonbereinigten Werte für den Zeitraum von Februar 2009 bis Juli 2021.⁶ Ergänzend ist der Korrelationskoeffizient für Deutschland insgesamt dargestellt, der die Korrelation zwischen dem gesamtdeutschen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und der Umsatzentwicklung in Deutschland angibt.

6 Für die vorliegende Analyse wurde die regionale Umsatzentwicklung für Bundesländer einmalig saisonbereinigt. Der nicht saisonbereinigte Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe für die einzelnen Bundesländer ist in der Datenbank GENESIS-Online über die Tabelle 42111-0031 abrufbar.

Grafik 7

Regionale Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes und regionale Umsatzentwicklung
Korrelationen der Vormonatsraten von Februar 2009 bis Juli 2021 für saisonbereinigte Monatswerte

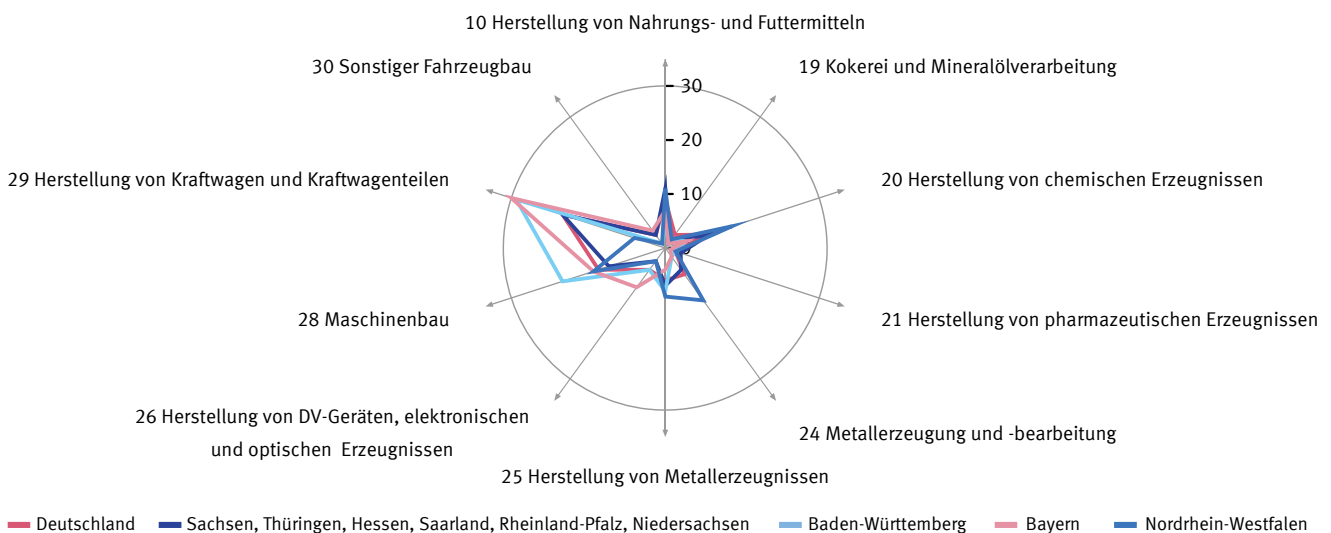


2022 - 0026

Grafik 8

Verteilung des Umsatzes im Verarbeitenden Gewerbe auf die Wirtschaftszweige (basierend auf dem Mittelwert der Jahre 2019 bis 2021)

Bundesländer mit Korrelationskoeffizienten über 0,5, in %

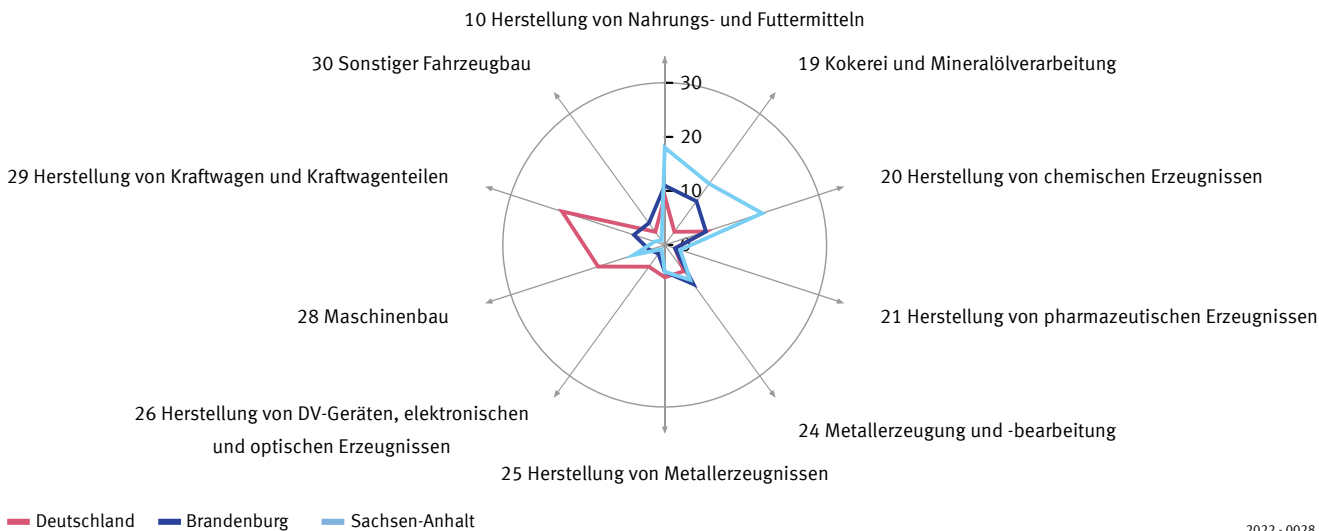


2022 - 0027

Grafik 9

Verteilung des Umsatzes im Verarbeitenden Gewerbe auf die Wirtschaftszweige (basierend auf dem Mittelwert der Jahre 2019 und 2021)

Bundesländer mit Korrelationskoeffizienten unter 0,5, in %



Die Grafik verdeutlicht, dass die Stärke des Zusammenhangs zwischen regionaler Lkw-Fahrleistung und regionaler Industrieaktivität in den Bundesländern unterschiedlich ausgeprägt ist. Die Korrelationskoeffizienten für die Bundesländer liegen zwischen 0,75 für Bayern und 0,12 für Schleswig-Holstein und damit durchweg

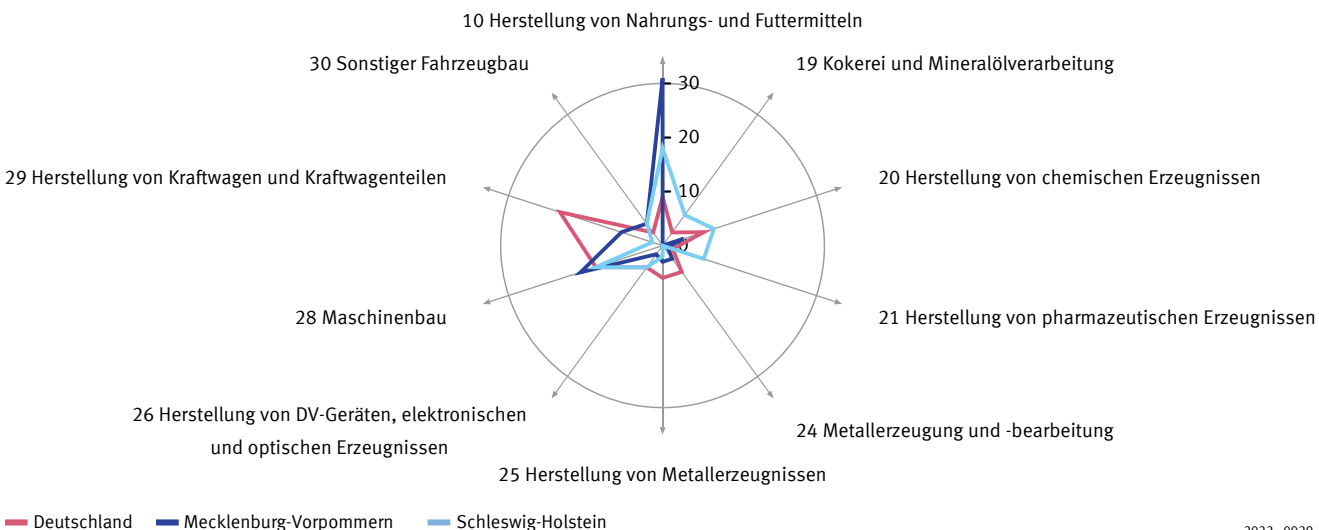
niedriger als der entsprechende Korrelationskoeffizient für Deutschland insgesamt.

Für neun Bundesländer wurde ein Korrelationskoeffizient von über 0,5 ermittelt. Die betreffenden Bundesländer weisen tendenziell Industriestrukturen mit Schwerpunkten in Bereichen auf, die jeweils starke Lkw-

Grafik 10

Verteilung des Umsatzes im Verarbeitenden Gewerbe auf die Wirtschaftszweige (basierend auf dem Mittelwert der Jahre 2019 und 2021)

Bundesländer mit Korrelationskoeffizienten unter 0,5, in %

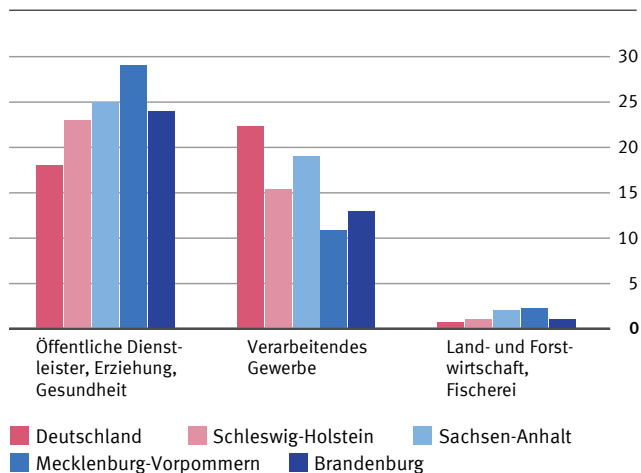


Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

Verkehre erzeugen. In [Grafik 8](#) ist die Verteilung des Umsatzes im Verarbeitenden Gewerbe auf Wirtschaftszweige für diese Bundesländer und für Deutschland insgesamt dargestellt. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde dabei für die gemessen an der Industrieaktivität kleineren sechs Bundesländer der Mittelwert der Umsatzanteile dargestellt. Grafik 8 zeigt, dass die genannten Bundesländer eine Verteilung des Umsatzes im Verarbeitenden Gewerbe auf Wirtschaftszweige aufweisen, die der Industriestruktur für Deutschland insgesamt tendenziell ähnelt. Schwerpunkte liegen auf der Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen oder dem Maschinenbau, zum Teil in beiden Bereichen.

Die Bundesländer Brandenburg, Sachsen-Anhalt, Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein weisen Korrelationskoeffizienten von unter 0,5 auf. In diesen Bundesländern spielt die Herstellung von Nahrungs- und Futtermitteln eine größere Rolle. In den [Grafiken 9](#) und [10](#) ist die Wirtschaftszweigverteilung für diese Bundesländer dargestellt. Insgesamt liegt der Anteil des Verarbeitenden Gewerbes an der gesamtwirtschaftlichen Bruttowertschöpfung in diesen vier Bundesländern unter dem bundesweiten Durchschnitt. Stattdessen nimmt der Bereich Land- und Forstwirtschaft, Fischerei im Vergleich zu Deutschland insgesamt eine größere Rolle ein. Zusätzlich verzeichnen die verkehrsarmen Wirtschaftszweige Öffentliche Dienstleister, Erziehung und Gesundheit in den vier Bundesländern überdurchschnittliche Anteile an der Bruttowertschöpfung. [Grafik 11](#)

Grafik 11
Verteilung der Bruttowertschöpfung auf ausgewählte Wirtschaftszweige 2018
in %

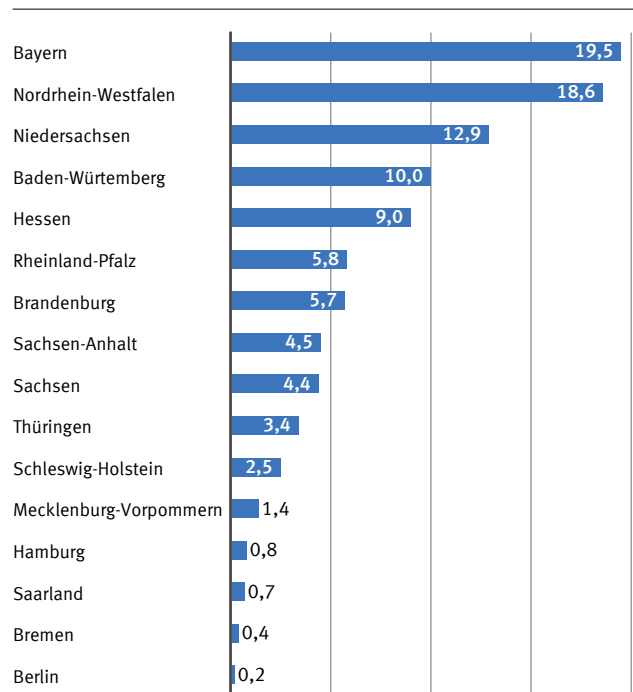


2022 - 0030

In den Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg liegen die Korrelationskoeffizienten zwischen regionaler Lkw-Fahrleistungs- und regionaler Umsatzentwicklung bei unter 0,3 (siehe Grafik 7). Die Stadtstaaten weisen zum Teil andere Wirtschaftsstrukturen auf als die Flächenländer. Gemessen an der Bruttowertschöpfung im Jahr 2018 liegt der Anteil des schwerlastverkehrsintensiven Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland bei etwa 22%. In Bremen sind es mit rund 20% etwas weniger, in Hamburg und Berlin mit knapp 12% beziehungsweise 8% deutlich weniger.

Auch gibt es in den Stadtstaaten aufgrund der geringeren Flächenausdehnung weniger Lkw-Verkehr. [Grafik 12](#) zeigt Lkw-Fahrleistungsanteile der einzelnen Bundesländer, die Stadtstaaten liegen auf den unteren Plätzen. Wegen des insgesamt geringeren Schwerlastverkehrs können in den Stadtstaaten bereits einzelne Verkehrsbehinderungen, etwa durch eine Baustelle, deutliche Änderungen der Lkw-Fahrleistung verursachen. Entsprechend ist eine Verwendung des Lkw-Fahrleistungsindex im konjunkturellen Sinn bei den Stadtstaaten mit erheblichen Unsicherheiten behaftet.

Grafik 12
Anteil der Bundesländer an der mittleren Fahrleistung in den Jahren 2008 bis 2021
in %



2022 - 0031

Ebenso unsicher ist die Verwendbarkeit der Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes in Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein. Auch hier sind die Fahrleistungsanteile sehr gering. Beide Bundesländer zusammen weisen außerdem nur einen Anteil von knapp 3 % am gesamten Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe in Deutschland auf; zudem unterscheidet sich dessen Zusammensetzung stark von der von Deutschland. Daher sollten Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein als Sonderfälle in Bezug auf die Interpretation des Fahrleistungsindex betrachtet werden.

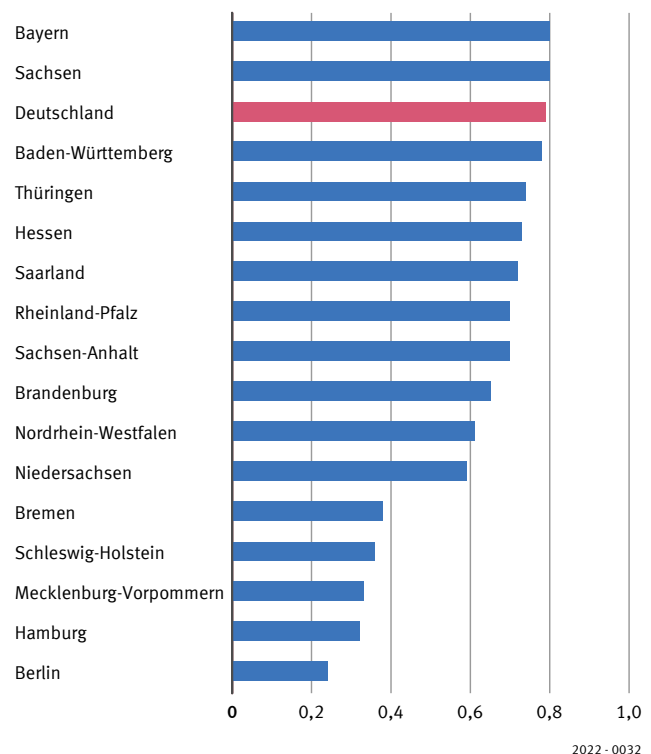
5.1 Zusammenhang zwischen regionaler Lkw-Fahrleistung und gesamtdeutscher Industrieaktivität

Wegen der Relevanz von Durchgangsverkehren durch die Bundesländer beziehungsweise Bundeslandsein- und -ausfahrten ist auch eine Betrachtung der Korrelation regionaler Lkw-Fahrleistungen mit dem gesamtdeutschen Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe sinnvoll. Grafik 13 stellt die Korrelationskoeffizienten in dieser Betrachtungsweise dar. Sie liegen für die meisten Bundesländer über denen in Grafik 7, in Nordrhein-Westfalen ergibt sich eine etwa gleich hohe Korrelation.

In Brandenburg und Sachsen-Anhalt zeigen sich strukturell etwas andere Resultate, wenn die Korrelation der regionalen Lkw-Fahrleistung mit der gesamtdeutschen Umsatzentwicklung betrachtet wird. Hier ist nun ein deutlicher Zusammenhang zwischen dem Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und dem Umsatzindex für Deutschland insgesamt im Verarbeitenden Gewerbe zu beobachten, der bei einer rein regionalen Betrachtung nicht auftritt. Dabei dürfte der Durchgangsverkehr im Zusammenhang mit West-Ost-Transitfahrten eine wichtige Rolle spielen. Eine Übersicht der wichtigsten Verkehrsadern in Deutschland bietet Grafik 14. Eine wichtige Verkehrsverbindung ist die Autobahn A2. Sie beginnt nahe der Grenze zu den Niederlanden in Nordrhein-Westfalen, durchläuft die Bundesländer Niedersachsen und Sachsen-Anhalt und führt über Brandenburg zur deutschen Grenze nach Polen. Sie ist damit eine zentrale West-Ost-Verbindung und dominiert den Schwerlastverkehr in den Bundesländern Brandenburg und Sachsen-Anhalt. Die hohe Korrelation zwischen der regionalen Fahrleistung und dem gesamtdeutschen Umsatz in Branden-

Grafik 13

Regionale Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes und gesamtdeutsche Umsatzentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe
Korrelationen der Vormonatsraten von Februar 2009 bis Juli 2021 für saisonbereinigte Werte



burg und Sachsen-Anhalt dürfte nicht zuletzt auf diesen Durchgangsverkehr zurückgehen. Auch in den anderen Bundesländern spielen Durchgangsverkehre eine wichtige Rolle. Dies erklärt womöglich die insgesamt höheren Korrelationen der Fahrleistung mit der gesamten Umsatzentwicklung in Deutschland im Vergleich zur regionalen Umsatzentwicklung.

5.2 Ergebnisse für den Zeitraum vor der Coronakrise

Die Coronakrise hat sowohl die Entwicklung der wirtschaftlichen Aktivität als auch den Verlauf der Lkw-Fahrleistung stark beeinflusst. Somit stellt sich die Frage, wie ausgeprägt der Zusammenhang zwischen Lkw-Verkehr und wirtschaftlicher Aktivität für den Zeitraum vor der Coronakrise war. Daher wurde die Korrelation zwischen regionalem Lkw-Maut-Fahrleistungsindex und regionaler Umsatzentwicklung im Verarbeitenden

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

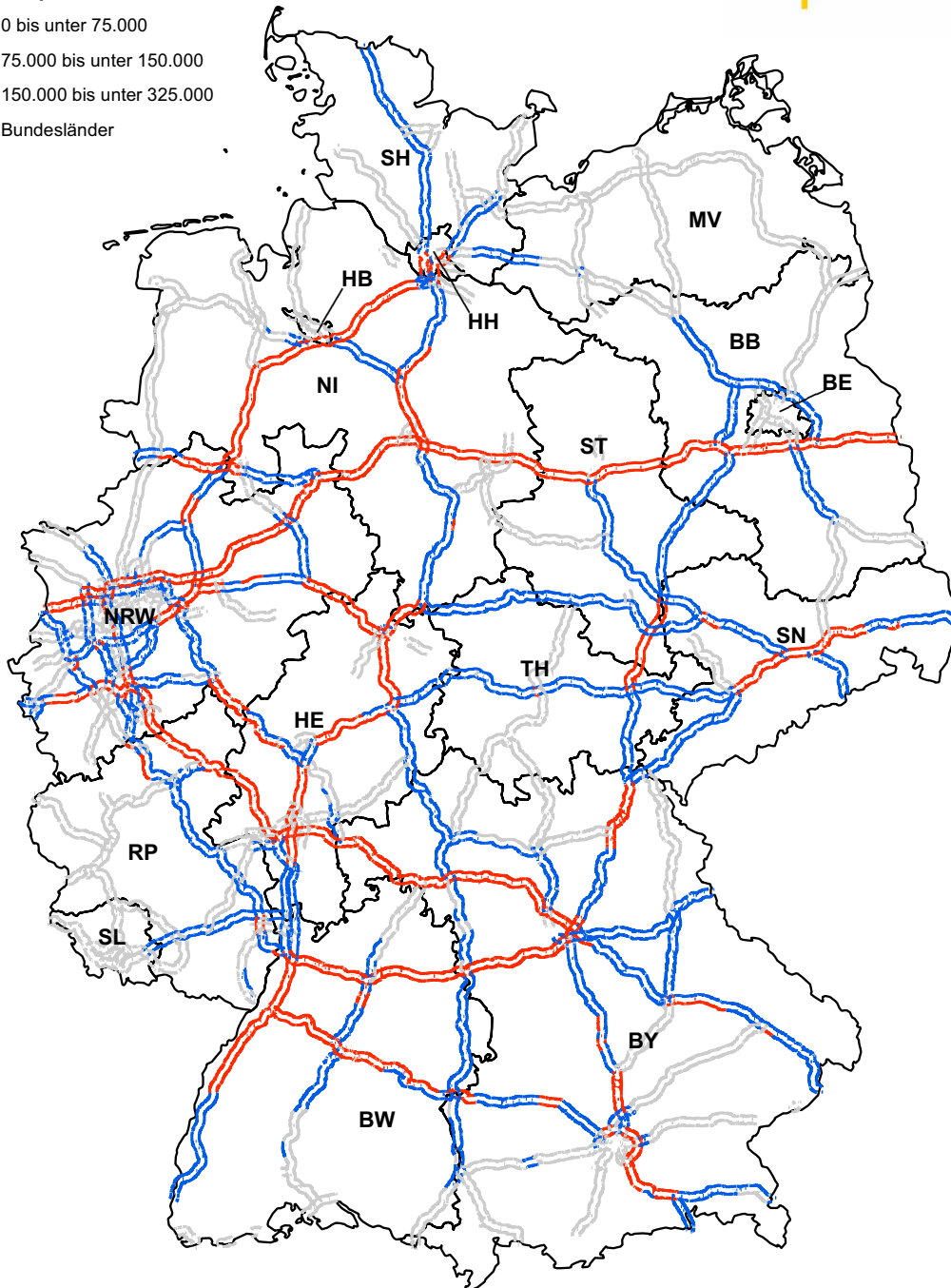
Grafik 14

Verkehrsadern in Deutschland für Lkw mit mindestens 4 Achsen auf Bundesautobahnen

Bundesautobahnen

Lkw-Befahrungen im Monat September 2021

- 0 bis unter 75.000
- 75.000 bis unter 150.000
- 150.000 bis unter 325.000
- Bundesländer



0 100 200 km

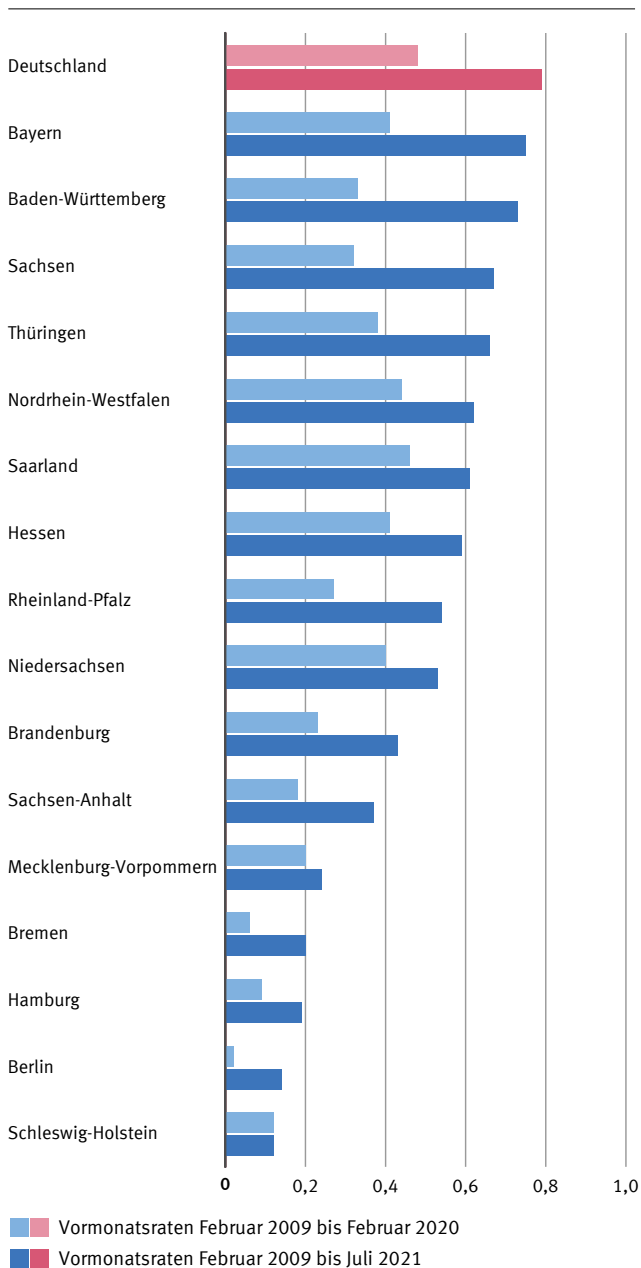
© Bundesamt für Güterverkehr / ZIS 2021
© GeoBasis-DE / BKG (2021)

2022 - 0033

Gewerbe für den Zeitraum von Februar 2009 bis Februar 2020, also dem Zeitraum vor der Corona-Pandemie, untersucht. Die entsprechenden Korrelationskoeffizienten enthält [Grafik 15](#). Der starke Einbruch der wirtschaftlichen Aktivität zu Beginn der Coronakrise und die anschließende Erholung haben sich zeitlich synchron

Grafik 15

Regionale Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes und regionale Umsatzentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe
Korrelationen der Vormonatsraten für saisonbereinigte Werte



auf den Lkw-Verkehr und die regionale Umsatzentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe ausgewirkt. Durch diese gleichgerichteten Bewegungen während der Coronakrise fällt die Korrelation zwischen Lkw-Fahrleistung und Umsatzentwicklung in den meisten Bundesländern wesentlich niedriger aus, wenn die Coronakrise aus der Betrachtung ausgeschlossen wird. Dies unterstreicht die Aussage, dass die Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes nur ungefähre Hinweise zur konjunkturellen Entwicklung liefern können, diese jedoch sehr zeitnah. Sie sind daher gerade in Zeiten heftiger Krisen ein hilfreiches Instrument zur Beobachtung der wirtschaftlichen Entwicklung.

6

Fazit und Veröffentlichungshinweise

Da die Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes auf einer nahezu vollständigen Erhebung aller mautpflichtigen Fahrten von Lkw mit mindestens vier Achsen auf Bundesautobahnen beruhen, spiegeln sie in den Bundesländern sehr exakt die Entwicklung der jeweiligen regionalen Lkw-Maut-Fahrleistung wider. Eine erste explorative Korrelationsanalyse hat für viele Flächenländer einen relativ engen Zusammenhang zwischen regionalem Lkw-Verkehr und regionaler Industrieaktivität gezeigt. In den Stadtstaaten sowie in Brandenburg, Sachsen-Anhalt, Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein war dieser Zusammenhang weniger ausgeprägt. Für eine Nutzung als Indikator der regionalen konjunkturellen Entwicklung sind die Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes daher nicht in allen Bundesländern geeignet. Aber auch in diesen Bundesländern können die regionalen Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für die Abbildung von Verkehrseffekten genutzt werden, zum Beispiel bei der Analyse des Einflusses von regionalen Störereignissen wie Extremwetter.

Die Lkw-Maut-Fahrleistungsindizes für die Bundesländer sind ab Berichtsmonat Oktober 2021 verfügbar und werden im Statistischen Bundesamt zusammen mit dem bereits seit Dezember 2018 verfügbaren monatlichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Deutschland veröffentlicht. Ebenso wie für den gesamtdeutschen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex werden sowohl unbereinigte als auch kalender- und saisonbereinigte Ergebnisse ange-

Der Lkw-Maut-Fahrleistungsindex für Bundesländer: ein neuer Konjunkturindikator für die regionale Industrieaktivität

boten. Die Daten können in der Datenbank GENESIS-Online, der zentralen Veröffentlichungsdatenbank des Statistischen Bundesamtes, über die Tabelle 42191-0010 abgerufen werden. [!!!](#)

LITERATURVERZEICHNIS

Cox, Michael/Berghausen, Martin/Linz, Stefan/Fries, Claudia/Völker, Julia. [Digitale Prozessdaten aus der Lkw-Mauterhebung – neuer Baustein der amtlichen Konjunkturstatistiken](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2018, Seite 11 ff.

Cox, Michael/Triebel, Jürgen/Linz, Stefan/Fries, Claudia/Flores, Luis Federico/Lorenz, Andreas/Ollech, Daniel/Dietrich, Andreas/LeCrone, Julian/Webel, Karsten. [Täglicher Lkw-Maut-Fahrleistungsindex aus digitalen Prozessdaten der Lkw-Mauterhebung](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2020, Seite 63 ff.

Deutsche Bundesbank. *Saisonbereinigung des täglichen Lkw-Maut-Fahrleistungsindex*. Methodenbeschreibung April 2020. [Zugriff am 23. Dezember 2021]. Verfügbar unter: www.bundesbank.de

Statistisches Amt der Europäischen Union (Eurostat). *ESS guidelines on seasonal adjustment*. Luxemburg 2015. [Zugriff am 23. Dezember 2021]. Verfügbar unter: ec.europa.eu

Hauf, Stefan/Stehrenberg, Shari/Zwick, Markus. [EXDAT – experimentelle Daten und Methoden für eine innovative Statistik](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2020, Seite 51 ff.

Hodrick, Robert J./Prescott, Edward C. *Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. In: Journal of Money, Credit and Banking. Jahrgang 29. Ausgabe 1/Februar 1997, Seite 1 ff.

Linz, Stefan/Fries, Claudia/Völker, Julia. [Saisonbereinigung der Konjunkturstatistiken mit X-12-ARIMA und mit X13 in JDemetra+](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2018, Seite 59.

Speth, Hans-Theo. *Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung*. Methodenbericht des Statistischen Bundesamtes. Heft 3. Wiesbaden 2004.

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz über die Erhebung von streckenbezogenen Gebühren für die Benutzung von Bundesautobahnen und Bundesstraßen (Bundesfernstraßenmautgesetz - BFStrMG) vom 12. Juli 2011 (BGBl. I Seite 1378), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 8. Juni 2021 (BGBl. I Seite 1603) geändert worden ist.

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.

AUSWIRKUNGEN DER CORONA-PANDEMIE AUF DIE DIGITALISIERUNG VON UND ZUFRIEDENHEIT MIT BEHÖRDLICHEN DIENSTLEISTUNGEN

Sylvana Walprecht, Lucie Herold, Daniel Kühnhenrich

↳ **Schlüsselwörter:** Lebenslagen – Digitalisierung – Corona – Zufriedenheitsbefragung – Behördliche Dienstleistungen

ZUSAMMENFASSUNG

Die Ergebnisse der Lebenslagenbefragungen des Statistischen Bundesamtes von 2021 zeigen, dass die Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen mit ihren Kontakten zu den Behörden und Ämtern in Deutschland trotz Pandemie überwiegend zufrieden waren. Die Zufriedenheitswerte haben 2021 gegenüber der vorherigen Erhebung 2019 nur geringfügig abgenommen. Die meisten Befragten verneinten einen bedeutenden Effekt der Pandemie auf die angebotenen Dienstleistungen. Jedoch verstärkte sie den Trend zur Digitalisierung von Verwaltungsleistungen. Immer mehr Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen kommunizieren online mit Behörden, füllen Formulare digital aus und wollen auch künftig verstärkt über das Internet mit Ämtern Kontakt aufnehmen. Dabei steigen offenbar auch die Erwartungen an digitale Verwaltungslösungen.

↳ **Keywords:** life events – e-government – Covid-19 – satisfaction survey – government services

ABSTRACT

The results of the 2021 life events surveys of the Federal Statistical Office show that despite the pandemic, citizens and companies were largely satisfied with the contacts they had had with public administration in Germany. The 2021 satisfaction ratings decreased only marginally compared with the last survey of 2019. Most of the interviewees stated that the pandemic did not have a major effect on the services offered. However, it strengthened the trend to digitise government services. An increasing number of citizens and companies communicate with authorities online, fill in forms digitally and intend to contact public agencies more via the internet also in future. Actually, user expectations about e-government services seem to be rising as well.

Sylvana Walprecht

ist Politologin und Statistikerin. Im Statistischen Bundesamt arbeitet sie als Referentin im Referat Auswertungen und Folgenabschätzung für Bessere Rechtsetzung in der Gruppe Dienstleistungszentrum der Bundesregierung für Bessere Rechtsetzung. Sie wertet Ergebnisdaten aus, entwickelt angewandte Methoden weiter und ist an verschiedenen Projekten zur besseren Rechtsetzung beteiligt, so auch den Lebenslagenbefragungen.

Dr. Lucie Herold

ist Soziologin und ebenfalls Referentin im Referat Auswertungen und Folgenabschätzung für Bessere Rechtsetzung des Statistischen Bundesamtes. Ihre Arbeitsschwerpunkte sind Ex-ante-Kostenermittlungen bei Regelungsvorhaben der Bundesregierung und die Verbreitung von Daten rund um das Thema Bürokratieabbau.

Daniel Kühnhenrich

ist Wirtschafts- und Kommunikationswissenschaftler. Der Referent im Referat Grundsatzfragen der Besseren Rechtsetzung des Statistischen Bundesamtes verantwortet insbesondere die methodische Weiterentwicklung der Lebenslagenbefragungen und koordiniert diese Erhebung.

1

Einleitung

Die COVID-19-Pandemie beeinflusst das gesellschaftliche Leben und die Wirtschaft seit März 2020 stark. Kontaktbeschränkungen sind ein wichtiges Mittel, um der Verbreitung des Coronavirus SARS-CoV-2 entgegenzuwirken. Auch zahlreiche Behörden in Deutschland reduzierten ihre Angebote persönlicher Sprechzeiten teilweise drastisch, um Bürgerinnen und Bürger, Unternehmen sowie ihre Beschäftigten zu schützen. Dieser Artikel untersucht, wie sich die Pandemie aus Sicht von Bürgerinnen und Bürgern sowie Unternehmen auf die Erbringung behördlicher Dienstleistungen ausgewirkt hat.

Die Lebenslagenbefragungen des Statistischen Bundesamtes bilden seit 2015 alle zwei Jahre die Zufriedenheit der Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen mit behördlichen Dienstleistungen ab. Dabei geben die Befragten unter anderem dazu Auskunft, mit welchen Ämtern sie in Kontakt standen und wie zufrieden sie mit deren Dienstleistungen waren. Diese Angaben beziehen sich auf die jeweils vorherigen zwei Jahre (Schmidt und

andere, 2015; Himmelsbach und andere, 2016). Aus den vorliegenden Daten und Analysen beabsichtigt die Bundesregierung (2020a), in deren Auftrag die Erhebung erfolgt, wirksame Maßnahmen zum Bürokratieabbau und zur besseren Rechtsetzung herzuleiten. Die letzte Befragung startete im Februar 2021 und endete im Mai 2021. Folglich ermöglicht sie einen Vergleich der Erfahrungen mit der öffentlichen Verwaltung vor dem Ausbruch der Pandemie in Deutschland im März 2020 und danach.

Im Zentrum der Erhebung 2021 standen 22 ausgewählte Lebenslagen von Bürgerinnen und Bürgern sowie 11 von Unternehmen. Sie decken laut einer Vorbefragung von rund 1000 Personen im Jahr 2015 und regelmäßigen Überprüfungen in den Folgejahren die wichtigsten Behördenkontakte in Deutschland ab (Schmidt und andere, 2015). Die aufgeführten Situationen machen einen Kontakt mit der öffentlichen Verwaltung notwendig. Die Auswahl blieb verglichen mit der Vorgängerbefragung 2019 fast unverändert. Aufgrund der Pandemie wurden bei den Bürgerinnen und Bürgern sowie den Unternehmen zusätzlich je eine Lebenslage zu diesem Thema aufgenommen. [↪ Übersicht 1](#)

Übersicht 1

Für die Lebenslagenbefragungen 2021 ausgewählte Situationen

Bürgerinnen und Bürger	Unternehmen
Berufsausbildung	Gründung eines Unternehmens
Studium	Steuern und Finanzen
Beantragung von Ausweisdokumenten	Einstellen von Beschäftigten
Führerschein/Fahrzeugregistrierung	Ausbildung
Arbeitslosigkeit	Arbeitssicherheit und Gesundheitsschutz
Finanzielle Probleme	Bau einer Betriebsstätte
Steuererklärung	Forschung und Entwicklung/Patent- und Markenschutz
Heirat	Teilnahme an Ausschreibungsverfahren
Scheidung/Aufhebung einer Lebenspartnerschaft	Import/Export
Geburt eines Kindes	Geschäftsaufgabe oder -übergabe
Kinderbetreuung	Neu: Beantragung von Corona-Hilfen
Umzug	
Immobilienwerb	
Eintritt in den Ruhestand	
Altersarmut	
Gesundheitliche Willensbekundung	
Längerfristige Krankheit	
Behinderung	
Pflegebedürftigkeit	
Tod einer nahestehenden Person	
Ehrenamtliche Tätigkeit in einem Verein	
Neu: Corona-Pandemie (Kontakt mit dem Gesundheitsamt)	

An den freiwilligen telefonischen Befragungen nahmen 6 102 Personen und 2 598 Unternehmen teil, die mittels geschichteter Zufallsstichproben ausgewählt wurden. Die Interviews führte infas Institut für angewandte Sozialwissenschaft im Auftrag des Statistischen Bundesamtes durch. Die Fragebogen (Statistisches Bundesamt und infas, 2021a, 2021b) stimmen weitgehend mit den Fassungen von 2019 überein, bei denen zuletzt größere methodische Anpassungen erfolgten (Walprecht und andere, 2020). Jedoch wurde beispielsweise die Frage zu den Gründen für den Verzicht auf die Inanspruchnahme von Online-Angeboten 2021 halboffen statt vorher geschlossen gestellt. Eine Frage zur Zufriedenheit mit dem Einreichen von Formularen und Nachweisen, eine weitere zum Zeitpunkt des Behördenkontakts und zwei Fragen zum Einfluss der Pandemie kamen zudem neu hinzu.

Für den Vergleich zwischen der Zeit vor Beginn der Pandemie in Deutschland im März 2020 und danach wurden die Teilnehmenden gefragt, wann sie mit dem zuständigen Amt in der jeweiligen Lebenslage Kontakt hatten.¹ Für Befragte, die angaben, nach Mitte März 2020 Behörden kontaktiert zu haben, folgte die Frage, ob sie den Eindruck hatten, dass die Bearbeitung ihres Anliegens von der Pandemie beeinflusst worden war, und falls ja, ob positiv oder negativ (Statistisches Bundesamt und infas, 2021a).

Die Resultate der Erhebungen hat das Statistische Bundesamt unter www.amtlich-einfach.de veröffentlicht. Die Analysen in Kapitel 3 dieses Artikels basieren teilweise auf bereits dort veröffentlichtem Material, das durch zusätzliche Auswertungen ergänzt wurde. Zuvor behandelt Kapitel 2 den Forschungsstand zum Einfluss der Corona-Pandemie auf die Leistungen der Verwaltung.

¹ Ein Datum, an dem eindeutig und trennscharf zwischen der Zeit vor und während der Pandemie unterschieden werden kann, existiert nicht. Da ab Mitte März 2020 bundesweite Empfehlungen abgegeben und Maßnahmen insbesondere zur Kontaktbeschränkung umgesetzt wurden (Bundesregierung, 2020b), wurde dieser ungefähre Zeitraum zur Abgrenzung gewählt (Statistisches Bundesamt und infas, 2021a). Außerdem erklärte die Weltgesundheitsorganisation COVID-19 am 11. März 2020 zur Pandemie (WHO, 2020).

2

Forschungsstand zum Einfluss der Corona-Pandemie auf Verwaltungsleistungen

Um sich ein Bild vom Angebot digitaler Dienstleistungen der Behörden zu Pandemiezeiten zu machen, hilft ein Blick auf die Situation davor. Die Vermutung liegt nahe, dass der Erfolg der Umstellung damit zusammenhängt, wie gut Deutschland bezüglich E-Government bereits vor der Pandemie aufgestellt war.

Ein vom Nationalen Normenkontrollrat beauftragtes Gutachten zur E-Government-Praxis zeigt die verschiedenen Möglichkeiten eines wirksamen E-Governments und dessen Umsetzung. Für Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen stehen demnach bei der Abwicklung von Verwaltungsverfahren die Nutzerfreundlichkeit und ein möglichst geringer Aufwand im Vordergrund. Auf Verwaltungsseite sind rechtliche und politische Aspekte, wie der Datenschutz und die Rechtssicherheit, sowie die Wirtschaftlichkeit des Angebots relevant. Als Grundvoraussetzung für den Mehrwert von Online-Lösungen für Verwaltungsangelegenheiten für beide Seiten wird zunächst einmal die Existenz eines umfassenden E-Government-Angebots genannt. Eine gute Verwaltung sollte den Nutzenden demnach verschiedene Kanäle für die Erledigung von Verwaltungsangelegenheiten bieten. Darüber hinaus entscheide die konkrete Ausgestaltung des Angebots über den tatsächlichen Nutzen. Um den Aufwand für alle Beteiligten zu reduzieren, identifiziert das Gutachten als Stellschrauben eine Wiederverwendung von Daten, Nachweisen und Bescheinigungen, eine medienbruchfreie Übermittlung sowie automatische Plausibilitätsprüfungen der Daten. Der Online-Zugang solle zudem leicht zu finden, die Bedienung einheitlich, intuitiv und leicht verständlich sein. Online-Informationen würden die Online-Nutzung vereinfachen (Fromm und andere, 2015). Die Autoren ziehen allerdings folgenden Schluss: „E-Government in Deutschland gibt es nicht“ (Fromm und andere, 2015, hier: Seite 5). Gleichzeitig schätzen sie bei guter Umsetzung von E-Government das Einsparpotenzial auf 35 % des Aufwands für Nutzende und 33 % für die Verwaltung. Sie empfehlen eine breit angelegte Verwaltungsmodernisierung in Deutschland. Auch vier Jahre später im Jahr vor der Pan-

demie wurde Deutschland noch eine eher mittelmäßige Umsetzung von E-Government bescheinigt. So belegte Deutschland im Jahr 2019 im Bereich Digitale öffentliche Dienste im europäischen Vergleich nur Platz 24 (von 28), gemessen am Index für die digitale Wirtschaft und Gesellschaft der Europäischen Kommission (2019).

Die zum Ausdruck gebrachten Defizite des digitalen Angebots der Verwaltung setzten Politik und Verwaltung zunehmend unter Zugzwang. Bereits 2017 wurde das Onlinezugangsgesetz verabschiedet, welches Bund, Länder und Kommunen verpflichtet, bis Ende 2022 insgesamt rund 600 als prioritär klassifizierte Verwaltungsleistungen auch digital anzubieten. Seitdem hat die Pandemie den Druck auf Politik und Verwaltung noch einmal erhöht, die digitalen Dienste und Kommunikationswege kurzfristig auszubauen.

Die Kontaktbeschränkungen während der Pandemie zeigten die Defizite im digitalen Bereich besonders deutlich auf, weckten aber auch die Hoffnung auf schnellen Fortschritt durch den damit einhergehenden Zwang zur Digitalisierung. Beides veranschaulichen die verwendeten Schlagwörter verschiedener wissenschaftlicher Veröffentlichungen zur Digitalisierung in Deutschland zu Corona-Zeiten: „Nach dem Corona-Schock: Digitalisierungspotenziale für Deutschland“ (Klös, 2020), „Stresstest für die Digitalisierung in Deutschland“ (Engels, 2020) oder „freiwilliger Lackmustest der Anpassungs- und Leistungsfähigkeit der Verwaltungen“ (Siegel und andere, 2020, hier: Seite 279). Auch in den Alltagsmedien waren diese Sorgen und Hoffnungen herauszulesen, erkennbar an Schlagzeilen wie „Verwaltung unter Druck: Wie die Coronakrise das Land digitalisiert“ im Tagesspiegel (Punz, 2020), „Corona und Verwaltung: Die Chance, zu der wir gezwungen werden“ bei Kommunal (Bürger, 2020), „Zwangsdigitalisierung: Plötzlich schafft Deutschland, was bisher unmöglich schien“ bei der Welt (Stocker, 2020) oder „Corona-Krise: Sind wir jetzt endlich digitalisiert, Sascha Lobo?“ auf Zeit Online (Hege- mann und andere, 2020).

Die Lebenslagenbefragungen liefern Antworten, wie die Bürgerinnen und Bürger sowie die Unternehmen das digitale Angebot der Verwaltungen annehmen und wie zufrieden sie damit sind. Da nicht zuletzt während des Lockdowns die digitale Dienstleistungserbringung bei vielen Verwaltungsakten der einzig mögliche Weg war, liegt die Vermutung nahe, dass dieser Weg inzwischen

häufiger angeboten und genutzt wird. Es ist jedoch ebenfalls eine höhere Unzufriedenheit mit den digitalen Dienstleistungen zu erwarten, da ein schnell eingerichtetes neues Angebot eventuell noch nicht ganz ausgereift ist und den oben beschriebenen Erwartungen nicht gerecht wird. Ein denkbarer weiterer Faktor für eine gewisse Unzufriedenheit könnten Umstellungseffekte sein, wenn die Nutzenden teilweise keine Kenntnis der angebotenen Online-Dienste haben, weil deren Nutzung vorher selten war.

Die Ergebnisse von zwei Erhebungen 2020 und 2021 weisen in genau diese Richtung. So zeigt der jährliche E-Government-Monitor der Initiative D21 e.V. und der Technischen Universität München (TUM), dass die Nutzung digitaler Verwaltungsdienste von 48 % im Jahr 2019 auf 54 % im Jahr 2020 gestiegen ist (Initiative D21/TUM, 2020). Im Jahr 2021 sank die Nutzung allerdings wieder auf 52 % (Initiative D21/TUM, 2021). Die Autorinnen und Autoren der Ausgabe von 2021 kommen zu dem Schluss, dass die Pandemie zwar eine leichte Veränderung ausgelöst habe, ein klarer Digitalisierungsschub aber nicht zu erkennen sei. Es gebe einen deutlichen Zuwachs an Online-Terminvereinbarungen und digitaler Kommunikation. Zudem führten 15 % der Befragten Behördengänge häufiger online durch. Dagegen habe jedoch auch der Anteil der Bürgerinnen und Bürger, die ihre Behördengänge wegen geschlossener Ämter nicht erledigen konnten, um 5 Prozentpunkte auf 20 % zugenommen (Initiative D21/TUM, 2021). Rund 40 % derjenigen, die die digitalen Dienstleistungen nicht nutzten, gaben ein fehlendes oder nicht bekanntes Online-Angebot als Barriere an. Die Zufriedenheit der Nutzenden mit den E-Government-Leistungen ist im Vergleich zu den Vorjahren stark gesunken: Nur 47 % der Befragten gaben 2021 an, äußerst, sehr oder etwas zufrieden mit dem aktuell verfügbaren Online-Angebot der Kommune zu sein. Dies ist ein Rückgang um 15 Prozentpunkte gegenüber 2020; er wird auf eine veränderte Erwartungshaltung der Bürgerinnen und Bürger zurückgeführt. Die ersten Lockdowns hätten gezeigt, wie vorteilhaft die Nutzung digitaler Angebote sein kann, jedoch würde die Diskrepanz zwischen dem digitalen Fortschritt der Privatwirtschaft und der Verwaltung im zweiten Pandemiejahr besonders deutlich.

Die zweite Studie der Beratungsagentur Next:Public zu den Auswirkungen der Pandemie auf den öffentlichen Dienst kam zu dem Ergebnis, dass 44 % der Bürgerinnen

und Bürger die Verwaltung während der ersten Coronawelle als funktionsfähig wahrnahmen. Demgegenüber beurteilten 36 % der Befragten die Verwaltung als weniger oder gar nicht funktionsfähig. Zudem gaben 18 % der Befragten an, bis Juli 2020 stärker von den Online-diensten der Verwaltung Gebrauch gemacht zu haben, während 71 % nicht häufiger auf digitale Dienste zurückgriffen hatten. Etwa die Hälfte der Online-Nutzenden war mit den angebotenen Diensten unzufrieden (Next:Public, 2020). Im Folgenden wird untersucht, inwiefern sich die Hypothesen und Ergebnisse aus der Literatur mit den Lebenslagendaten bestätigen lassen und ob sich daraus weitere Erkenntnisse ergeben.

3

Ergebnisse der Lebenslagenbefragungen 2021

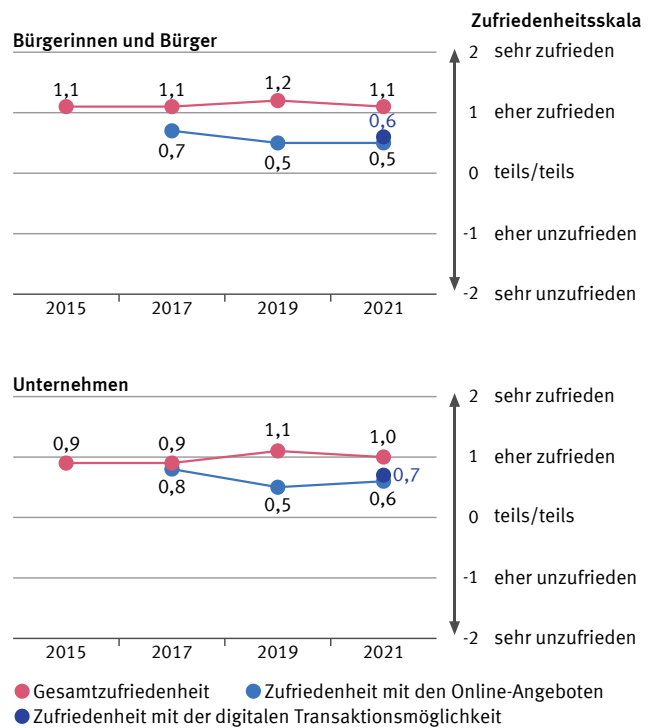
3.1 Zufriedenheit im Zeitvergleich

Die mittlere Gesamtzufriedenheit in den von 2015 bis 2021 durchgeführten Zufriedenheitsbefragungen kann [Grafik 1](#) entnommen werden. Die Skala reicht hierbei von -2 (sehr unzufrieden) bis +2 (sehr zufrieden). Die Gesamtzufriedenheit der Befragten blieb im Zeitverlauf relativ konstant bei einer Durchschnittsbewertung von etwa +1, also im Bereich „eher zufrieden“. Unternehmen bewerteten ihre Behördenkontakte dabei konstant um etwa 0,1 bis 0,2 Zufriedenheitspunkte niedriger als Bürgerinnen und Bürger. Von 2019 bis 2021 sank in beiden Befragtengruppen die Zufriedenheit jeweils marginal um 0,1. Etwas schlechter mit zuletzt 0,5 bewerteten die Bürgerinnen und Bürger die Online-Angebote der Behörden, bei den Firmen ist der aktuellste Wert mit 0,6 nur unwesentlich besser. Die Bewertung lag damit jeweils im Bereich zwischen „neutral“ und „zufrieden“ und sank zudem in beiden Befragtengruppen von 2017 bis 2021 jeweils um 0,2 Punkte. Offenbar stiegen die Erwartungen der Befragten an die digitalen Angebote der Behörden, welche diese aber zunehmend nicht erfüllten.

Eine interessante Erkenntnis ergibt sich durch Zeitvergleiche der Gesamtzufriedenheit im Verhältnis zur Pandemiephase. Lagen die Behördenkontakte ausschließ-

Grafik 1

Zufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen insgesamt und im Hinblick auf E-Government im Zeitverlauf

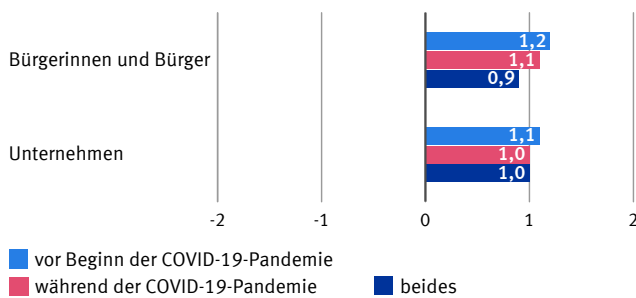


2022 - 0035

lich vor Beginn der Pandemie, waren die im Jahr 2021 befragten Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen geringfügig (um 0,1 Punkt) zufriedener als diejenigen, die lediglich während der Pandemie im Austausch mit Behörden standen. Kam es sowohl vor als auch während der Corona-Pandemie zur Interaktion mit Behörden, erreichte die Bewertung bei den Unternehmen noch vergleichbare Werte. Bürgerinnen und Bürgern waren in diesen Fällen hingegen messbar unzufriedener (um weitere zwei Zehntelpunkte). Eine Erklärung dafür kann eine längere Bearbeitungsdauer sein. Diese Zahlen deuten auf einen allenfalls minimalen negativen Effekt der Pandemie auf die Zufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen hin. [Grafik 2](#) auf Seite 62

Auf Ebene der einzelnen Lebenslagen und Faktoren sind von 2019 bis 2021 Änderungen in der Zufriedenheit festzustellen, die in der Regel im Bereich von $\pm 0,2$ Punkten liegen. Bei detaillierterer Analyse auf Ebene der ebenfalls abgefragten Dienstleistungen zeigen sich jedoch einige auffallendere Entwicklungen. So sank die Zufriedenheit mit der Beantragung der Ehe beim Stan-

Grafik 2
Gesamtzufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen nach Zeitraum des Behördenkontaktes



Zufriedenheitsskala: -2 sehr unzufrieden, -1 eher unzufrieden, 0 teils/teils, 1 eher zufrieden, 2 sehr zufrieden
2022 - 0036

desamt in der Erhebung 2021 im Vergleich zu 2019 um 0,3 Punkte von 1,6 auf 1,3. Eine mögliche Erklärung dafür ist die zeitweise begrenzte erlaubte Anzahl an Gästen und damit einhergehend notwendige kurzfristige Absagen von Eheschließungen während der Pandemie (Reuter, 2020). Darüber hinaus verschlechterten sich die Zufriedenheitswerte der Beantragung einer Baugenehmigung seit 2019 ebenfalls von 0,9 auf 0,2 Punkte. Möglicherweise dauerten Baugenehmigungsverfahren während der Pandemie aufgrund des Notbetriebs der Behörden länger als vorher üblich. Auch haben sich zudem Bauzustandsbesichtigungen vor Ort zur Inbetriebnahme nach Baufertigstellung verschoben, dies könnte ebenfalls eine Ursache für verringerte Zufriedenheitswerte sein (Kapellmann und Partner Rechtsanwälte, 2020).

Bei den Unternehmen verschlechterte sich beispielsweise die Einstufung der Umsatzsteuererklärung von 1,1 im Jahr 2019 um 0,3 Punkte auf 0,8 in der Folgerhebung. Dies könnte mit der Krisenlage und damit einhergehenden Problemen der Unternehmen zusammenhängen. Außerdem wurde die Rechnungsstellung zeitweise durch die Anhebung und darauffolgende Wiederabsenkung des Umsatzsteuersatzes verkompliziert. Eine positive Veränderung gab es dagegen unter anderem bei der Anmeldung von Wareneinfuhren beim Zoll. Die Zufriedenheit mit dieser Dienstleistung kletterte innerhalb der letzten beiden Wellen um 0,3 von 0,8 (2019) auf 1,1 (2021) Punkte. Hierzu könnten etwa die vereinfachte Einfuhr von persönlichen Schutzausrüstungen und Medizinprodukten oder die von der Europä-

ischen Union angestoßene großzügigere Handhabung vereinfachter Zollanmeldungen beigetragen haben (KMLZ 2020a, 2020b).

3.2 Häufigkeit von Behördenkontakten

Der Anteil derjenigen Bürgerinnen und Bürger, die angaben, keinerlei Behördenkontakte in den vergangenen zwei Jahren gehabt zu haben, fiel 2021 mehr als doppelt so hoch aus wie 2019 (39 gegenüber 16%). Und zwar obwohl 2021 eine zusätzliche Lebenslage in die Erhebung einbezogen war. Besonders in den Lebenslagen „Beantragung von Ausweisdokumenten“ und „Führerschein/Fahrzeugregistrierung“, wo je nach Anliegen oft eine persönliche Vorstellung nötig ist, sanken die berichteten Häufigkeiten stark um jeweils etwa 20 Prozentpunkte. Aber auch Behördenkontakte im Rahmen ehrenamtlichen Engagements im Verein gingen um 10 Prozentpunkte zurück. Zudem fanden mit 45% etwas mehr Kontakte mit den Behörden im Berichtszeitraum Februar 2019 bis Mitte März 2020 als danach von Mitte März 2020 bis Mai 2021 mit 38% statt, obwohl beide Zeiträume ungefähr gleich lang sind. Rund 17% der angegebenen Kontakte erstreckten sich über beide Phasen.

Bei der Erhebung 2021 gaben halb so viele Unternehmen wie 2019 an, keinen Kontakt zu Behörden gehabt zu haben (14 gegenüber 28%). Dies dürfte vor allem an der neuen Lebenslage „Beantragung von Corona-Hilfen“ liegen, welche mit 37% zuletzt sehr viele der befragten Unternehmen betraf. Gleichzeitig fanden auch bei den Unternehmen mit 41% die meisten angegebenen Kontakte 2021 ausschließlich vor Beginn der Pandemie statt, gegenüber 28% nur währenddessen. Über beide Phasen erstreckten sich 31% der behördlichen Dienstleistungen.

3.3 Bewertung der Corona-Leistungen

Die Befragten wurden 2021 auch um eine Zufriedenheitsbewertung von einmalig abgefragten Dienstleistungen gebeten, die im Zusammenhang mit der Pandemie stehen. Die Zufriedenheit der betroffenen Bürgerinnen und Bürger mit diesen Dienstleistungen fiel eher unterdurchschnittlich aus. So stuften sie ihre Kontakte mit dem Gesundheitsamt im Schnitt mit 0,8 und damit um 0,3 Zufriedenheitspunkte schlechter ein als im Durchschnitt über alle Lebenslagen und Dienstleistungen hinweg (1,1). Dabei gab es keine Unterschiede nach Dienstleistungen, das heißt ob sich die Befragten nur bei der Behörde informieren oder beraten lassen wollten, eine Abfrage der Kontakte im Infektionsfall oder sogar eine Quarantäneanordnung erfolgte. Die unterdurchschnittliche Bewertung hängt vermutlich mit der zeitweisen Überlastung vieler Gesundheitsämter und der in diesem Zusammenhang verzögerten Kontaktnachverfolgung sowie mit den unangenehmen Folgen für die Betroffenen im Fall einer Quarantäne zusammen (Haupt und andere, 2020).

Auch bei den Unternehmen wurden die Behördenkontakte im Zusammenhang mit der Beantragung von Corona-Hilfen mit 0,9 im Vergleich zur Gesamtbewer-

tung aller Behördenkontakte in der Befragung (1,0) sehr ähnlich bewertet. Hier gab es größere Unterschiede zwischen den einzelnen Dienstleistungen. So erzielten die Beantragung von Kurzarbeitergeld bei der Agentur für Arbeit und von Corona-Hilfen auf Landesebene mit jeweils einem Wert von 1,1 die höchsten Zufriedenheitswerte. Im Mittelfeld ordnete sich die Beantragung von steuerlichen Hilfsmaßnahmen beim Finanzamt mit einem Wert von 0,8 ein. Am schlechtesten wurde die Beantragung von Corona-Hilfen des Bundes mit 0,3 bewertet. Dies hängt sicherlich mit den teilweise verzögert ausgezahlten Hilfsleistungen des Bundes zusammen (Gillmann und andere, 2021). Außerdem waren einige Gruppen wie Solo-Selbstständige zeitweise bei den Unterstützungen nicht berücksichtigt worden (Hilpmann, 2021). [↘ Tabelle 1](#)

3.4 Nachfrage nach digitalen Angeboten der Behörden und deren Bewertung

Wie bereits dargestellt, schnitten Online-Angebote und digitale Transaktionsmöglichkeiten im Vergleich mit anderen Faktoren und der Gesamtzufriedenheit bei den Befragten unterdurchschnittlich ab. Dies zeigt sich auch bei der Bewertung von Internetseiten der Behörden mit

Tabelle 1

Zufriedenheit von Bürgerinnen und Bürgern sowie Unternehmen mit Dienstleistungen im Zusammenhang mit der Corona-Pandemie

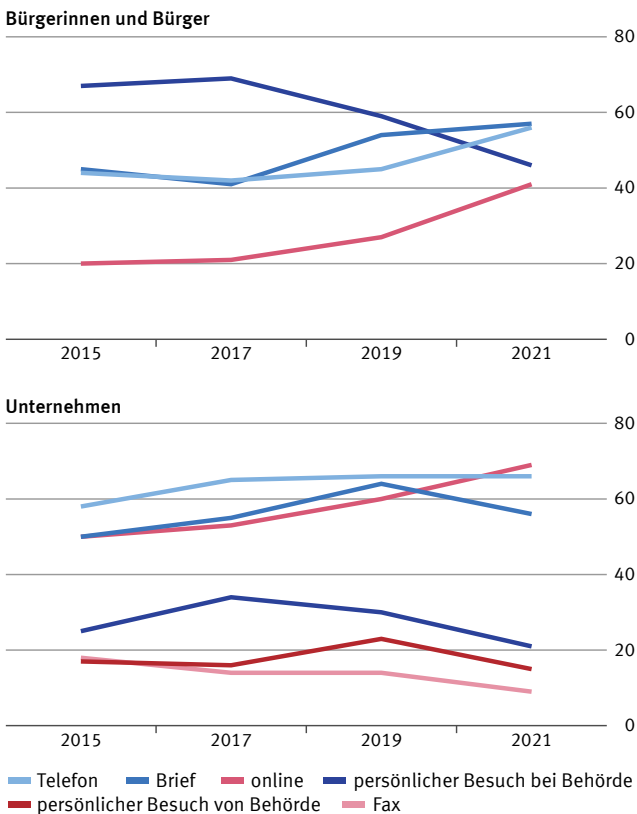
Lebenslage	Behörde	Dienstleistung	Mittlere Zufriedenheit ¹	Befragte
Bürgerinnen und Bürger				
COVID-19-Pandemie	Gesundheitsamt	Information oder Beratung auf Eigeninitiative hin	0,8	56
		Quarantäneanordnung durch das Gesundheitsamt	0,8	116
		Abfrage der Bürgerkontakte im Infektionsfall	0,8	56
	Durchschnitt der Lebenslage „Corona-Pandemie“		0,8	220
Durchschnitt in der gesamten Befragung			1,1	6 081
Unternehmen				
Beantragung von Corona-Hilfen	Agentur für Arbeit	Beantragung von Kurzarbeitergeld	1,1	94
	Landesbehörden	Beantragung von Corona-Hilfen	1,1	97
	Finanzamt	Beantragung von steuerlichen Hilfsmaßnahmen	0,8	30
	Bundesbehörden	Beantragung von Corona-Hilfen	0,3	36
	Durchschnitt der Lebenslage „Beantragung von Corona-Hilfen“		0,9	247
Durchschnitt in der gesamten Befragung			1,0	2 591

¹ Zufriedenheitsskala: – 2 sehr unzufrieden, – 1 eher unzufrieden, 0 teils/teils, 1 eher zufrieden, 2 sehr zufrieden.

Werten von 0,7 bei den Bürgerinnen und Bürgern und 0,6 bei den Unternehmen. Was die Informationsangebote betrifft, erzielte zuletzt beispielsweise die persönliche Beratung bei Behörden deutlich bessere Zufriedenheitswerte (1,3 in der Befragung der Bürgerinnen und Bürger und 1,2 bei den Unternehmen).

Die seit 2015 leicht um 0,2 Punkte gesunkene Zufriedenheit mit den Online-Angeboten geht mit einer im gleichen Zeitraum deutlich gestiegenen Nutzungshäufigkeit digitaler behördlicher Angebote einher. Das zeigt Grafik 3 exemplarisch anhand der Entwicklung der genutzten Kommunikationskanäle zwischen Befragten und Behörden. So nahm der Anteil der Online-Kontakte von 2015 bis 2021 bei den Bürgerinnen und Bürgern um 21 Prozentpunkte von 20 auf 41% und bei den Unternehmen um 19 Prozentpunkte von 50 auf 69% zu. Gleichzeitig sank die Häufigkeit persönlicher Behör-

Grafik 3
Nutzung der verschiedenen Kontaktwege zu Behörden in %



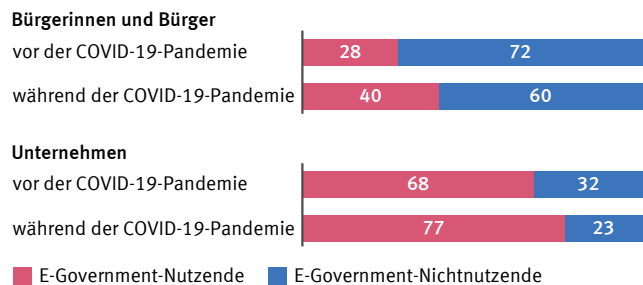
Mehrfachnennungen möglich.

2022 - 0037

denbesuche der Bürgerinnen und Bürger um 21 Prozentpunkte von 67 auf 46% und bei den Unternehmen um 4 Prozentpunkte von 25 auf 21%. Dieser Trend verstärkte sich während der Pandemie noch.

Grafik 4 stellt den Anstieg der Nutzung von E-Government-Möglichkeiten, gemessen am zumindest teilweisen Online-Ausfüllen und Einreichen von Formularen und Nachweisen, während der Pandemie dar. Der Anteil der Formulare, die digital erledigt wurden, stieg bei den Bürgerinnen und Bürgern innerhalb kurzer Zeit insgesamt um 12 Prozentpunkte von 28% vor der Pandemie auf 40% währenddessen, bei den Unternehmen im selben Zeitraum um 9 Prozentpunkte von 68 auf 77%.

Grafik 4
Mindestens teilweises Online-Ausfüllen und Einreichen von Formularen und Nachweisen nach Zeitraum des Behördenkontaktes in %



Ergebnisse der Lebenslagenbefragungen 2021.

2021 - 0038

Gleichzeitig kam es noch häufig zu Medienbrüchen, das heißt es wurden zum Beispiel Formulare zwar online ausgefüllt, aber postalisch verschickt oder analog vorliegende Formulare eingescannt und online eingereicht.

Unternehmen erledigten ihre Behördenkontakte somit bereits deutlich häufiger online als Bürgerinnen und Bürger. Dennoch gab es bei beiden Befragten Gruppen einen deutlichen Digitalisierungsschub im Zeitverlauf und insbesondere während der Pandemie. Dies zeigt sich auch bei den genutzten Informationsquellen: Bei der Erhebung 2021 führte das Internet mit über 50% in beiden Nutzergruppen mit Abstand, auf die beiden Erhebungen davor traf dies noch nicht zu. Bei den Bürgerinnen und Bürgern war beispielsweise in der Erhebung 2019 noch die persönliche Beratung die beliebteste Informationsquelle.

Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Digitalisierung von und Zufriedenheit mit behördlichen Dienstleistungen

Auch bei den favorisierten Kommunikationskanälen legten digitale Angebote zu. Bevorzugten 2019 noch 34 % der Bürgerinnen und Bürger die Kommunikation über das Internet, so waren es 2021 bereits 44 % und damit 10 Prozentpunkte mehr. Gleichzeitig nahm die Präferenz von persönlichen Kontakten um 8 Prozentpunkte von 54 auf 46 % ab, sodass nun beide Kanäle in den Wünschen der Bevölkerung nahezu gleichauf liegen. Die Unternehmen wünschten sich dagegen bereits 2019 digitale Kontakte mit 57 % mit Abstand am häufigsten. Dieser Wert stieg 2021 nochmals deutlich um 16 Prozentpunkte auf 73 % an.

Die Gründe, warum ein Teil der Befragten seine Formulare und Nachweise bisher noch nicht oder zumindest nicht vollständig digital an die Behörden übermittelt, zeigt [Grafik 5](#).

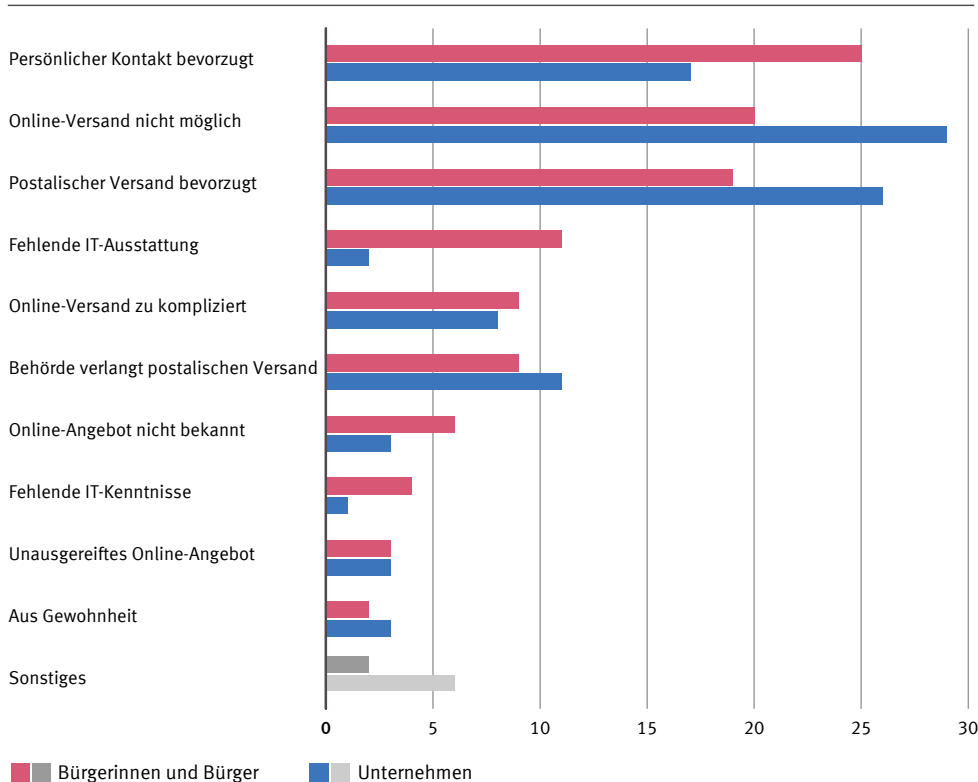
Oft war der Online-Versand nicht möglich oder das Angebot nicht ausgereift. Zum Teil wussten die Interviewten auch schlicht nicht von der Möglichkeit, ihre Anträge

online stellen zu können. Häufig waren hier auch die Behörden mit auslösend, weil sie ihrerseits sämtliche Kommunikation schriftlich mit den Betroffenen erledigten. Dies fördert die Erwartung, dass auch eine postalische Antwort erwünscht ist.

Am häufigsten argumentierten die Nichtnutzenden von Online-Angeboten jedoch, dass sie in ihrer konkreten Situation andere Kontaktwege bevorzugt hatten. Wenn es noch Nachfragen gab oder die Behörde ihren Sitz in der Nähe hatte, wurde beispielsweise oft der persönliche Kontakt gesucht. Viele wählten weiterhin den postalischen Weg, um die Ankunft ihrer Schreiben rechtswirksam nachweisen zu können. Inwiefern dies online möglich ist, ist oft nicht eindeutig. Viele Befragte fanden auch das Einscannen ihrer zum Teil umfangreichen Nachweise zu aufwendig oder hatten datenschutzrechtliche Bedenken im Zusammenhang mit einer Online-Übermittlung. Andere scheuten den Aufwand, sich in das Online-Verfahren einzuarbeiten, oder machten

Grafik 5

Gründe, weshalb Formulare und Nachweise nicht (vollständig) ausgefüllt und übermittelt wurden in %



2022 - 0039

aus Gewohnheit alles wie zuvor. Einige besaßen auch nicht die nötige IT-Ausstattung wie einen Scanner oder schnelles Internet. Wieder andere verfügten nicht über die nötigen Kenntnisse.

Die Auflistung zeigt, dass die Gründe, weshalb noch nicht durchgehend digitale Angebote genutzt wurden, vielfältig sind. Wenngleich die Nachfrage nach umfangreicheren und besseren Online-Angeboten offensichtlich immer größer wird, sind andere Wege, wie zum Beispiel der persönliche oder telefonische Kontakt, weiterhin sehr wichtig für viele Befragte und somit nicht außer Acht zu lassen.

3.5 Einfluss der Corona-Pandemie auf die Qualität der behördlichen Dienstleistungserbringung

Die Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen wurden auch nach ihrer Einschätzung gefragt, welchen Einfluss die Corona-Pandemie auf die Dienstleistungserbringung der Behörden hatte. [↘ Grafik 6](#)

Lediglich 11 % der Unternehmen sowie 14 % der Bürgerinnen und Bürger haben in der Befragung angegeben, dass die Pandemie (eher) negativen Einfluss auf ihren Behördenkontakt ausgeübt hat. Fast die Hälfte der Befragten (46 %) sah keinen Einfluss. Allerdings gaben fast ein Viertel (23 %) der Bürgerinnen und Bürger sowie 30 % der Unternehmen an, den Einfluss nicht beurteilen zu können. Weitere 14 % (Bürgerinnen und Bürger) beziehungsweise 12 % (Unternehmen) werteten den

Einfluss weder positiv noch negativ, sondern „einfach anders“ als zuvor.

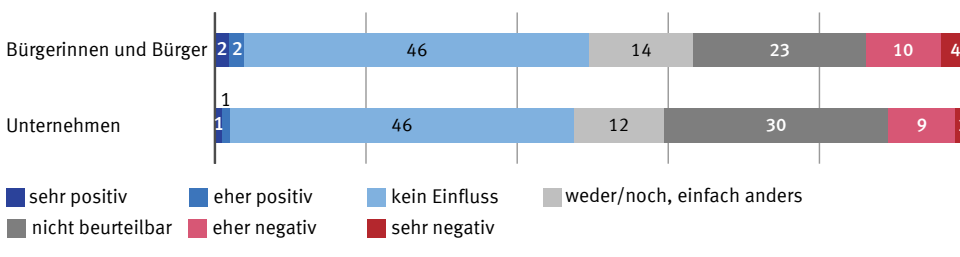
Dabei gibt es zum Teil deutliche Unterschiede je nach Lebenslage. So sahen die Bürgerinnen und Bürger mit 3 % am seltensten negative Effekte der Pandemie in der Lebenslage „Steuererklärung“. Anzumerken ist hier, dass dieser Prozess auch vor der Pandemie bereits digital funktionierte. Mit 27 % am häufigsten negativ sahen sie den Corona-Einfluss auf die Lebenslage „Führerschein/Fahrzeugregistrierung“. So kam es aufgrund verschobener Führerscheinprüfungen zu längeren Wartezeiten (ADAC, 2021).

Die Unternehmen bewerteten noch am positivsten die Lebenslage „Ausbildung“ (nur 3 % negative Betrachtung), während sie mit 22 % den Corona-Effekt in der Situation der Gründung am kritischsten einstufen. Letzteres könnte damit zusammenhängen, dass einige Gründungen in stark von der Pandemie betroffenen Bereichen wie der Gastronomie kurz vor Beginn des Lockdowns beantragt wurden, insbesondere, wenn sie durch Eigenmittel bereits vorfinanziert wurden und wenn es später keine passenden Hilfen, etwa aufgrund einer Solo-Selbstständigkeit gab (Metzger, 2020). In keiner Lebenslage konstatierten mehr Befragte einen positiven als einen negativen Effekt der Pandemie.

Eine Regressionsanalyse bestätigt den signifikanten, aber geringen negativen Einfluss der Pandemie beziehungsweise des Zeitpunkts der Behördenkontakte auf die Zufriedenheit der Bürgerinnen und Bürger mit diesen. Soziodemografische Merkmale, wie Alter, Geschlecht, Bildungshintergrund, Einkommen und Wohnort (neue

Grafik 6

Einfluss der Corona-Krisensituation auf die Behördendienstleistungen im Zeitraum März 2020 bis Mai 2021 in %



Ergebnisse der Lebenslagenbefragungen 2021.

2022 - 0040


oder alte Bundesländer, Stadt oder Land) der Befragten, führen zudem zu keinem signifikanten Unterschied in der Einschätzung des Corona-Effekts. Die Haupt-„Treiber“ der Gesamtzufriedenheit mit den Behördenkontakten sind hingegen die Komplexität der Verfahren und die Zufriedenheit mit einzelnen Faktoren. Die Bandbreite reicht dabei von der Bearbeitungsdauer über die Fachkompetenz bis hin zu den digitalen Angeboten sowie der Erfüllung von Erwartungen. Sie ist unabhängig davon, ob die Kontakte vor oder während der Pandemie stattfanden.

4

Fazit

Insgesamt waren die Bürgerinnen und Bürger aber auch die Unternehmen mit ihren Behördenkontakten auch während der Corona-Pandemie bislang weitgehend zufrieden. Folglich haben sich die zu Beginn der Pandemie teilweise geäußerten Befürchtungen über eine funktionsunfähige Verwaltung nur in Ausnahmefällen bestätigt.

Die Nutzung von Online-Angeboten nahm seit der ersten Erhebung 2015 stetig zu. Diese Entwicklung verstärkte sich während der Pandemie noch. Die Zufriedenheit mit den digitalen Angeboten der Behörden ist seit 2015 zugleich leicht gesunken und pendelte sich in der Erhebung 2021 auf einem unterdurchschnittlichen Niveau ein. Damit kommen die Lebenslagenbefragungen zu ähnlichen Ergebnissen wie andere Studien zu diesem Thema. Die meisten Befragten verneinten jeglichen Einfluss der Pandemie auf die Erbringung behördlicher Dienstleistungen. Die relativ kleine Gruppe an Befragten, bei denen das nicht der Fall war, stufte den Effekt jedoch überwiegend als negativ ein. Es gibt einige wenige Lebenslagen und Dienstleistungen, bei denen die Bewertung besonders negativ ausgefallen ist. Die in der Pandemie so wichtigen Corona-Hilfsleistungen und die damit verbundenen Behördenkontakte mit dem Gesundheitsamt schnitten im Vergleich zu anderen Anliegen leicht unterdurchschnittlich, aber im Durchschnitt immer noch gut ab. Ebenfalls bleibt festzuhalten, dass wenn es bei einzelnen Dienstleistungen großes Verbesserungspotenzial gibt, dies meistens nicht erst seit der Pandemie so ist.

Die seit dem 8. Dezember 2021 amtierende Bundesregierung hat sich in ihrem Koalitionsvertrag verständigt, die Verwaltungsmodernisierung und -digitalisierung deutlich voranzutreiben. Die Digitalisierung wird als zentraler Bestandteil eines modernen Staats erachtet (SPD und andere, 2021). Die Lebenslagenbefragungen unterstreichen, wie wichtig die digitalen Angebote und Online-Lösungen der Behörden und Ämter sind und welcher Bedarf dafür besteht. Die Ergebnisse der Erhebungen geben den politisch Handelnden konkrete Hinweise darauf, wo administrative Verfahrensverbesserungen aus Sicht der Bürgerinnen und Bürger sowie Unternehmen besonders notwendig und lohnend sind. Die Erhebungen sind daher ein geeignetes Instrumentarium, um prioritäre Herausforderungen zu identifizieren und gelungene Innovationen empirisch zu bewerten. 

LITERATURVERZEICHNIS

ADAC (Allgemeiner Deutscher Automobil-Club e.V.). *Corona-Virus: Verlängerte Fristen rund um den Führerschein*. 8. September 2021. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.adac.de

Bundesregierung. *Gutes Recht von Anfang an – Verständlich und praxisorientiert: Bericht der Bundesregierung zum Stand des Bürokratieabbaus und zur Fortentwicklung auf dem Gebiet der besseren Rechtsetzung für das Jahr 2019*. 2020a. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bundesregierung.de

Bundesregierung. *Besprechung der Bundeskanzlerin mit den Regierungschefinnen und Regierungschefs der Länder am 22. März 2020*. 2020b. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bundesregierung.de

Bürger, Ernst. *Corona und Verwaltung: Die Chance, zu der wir gezwungen werden* (Gastbeitrag des Bundesinnenministeriums). In: Kommunal. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: kommunal.de

Engels, Barbara. *Corona: Stresstest für die Digitalisierung in Deutschland*. In: IW-Kurzbericht Nr. 23/2020. Institut der deutschen Wirtschaft Köln e.V. (Herausgeber).

Europäische Kommission. *Index für die digitale Wirtschaft und Gesellschaft (DESI) 2019*. Länderbericht Deutschland. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: digital-strategy.ec.europa.eu

Fromm, Jens/Welzel, Christian/Nentwig, Lutz/Weber, Mike. *E-Government in Deutschland: Vom Abstieg zum Aufstieg*. Kompetenzzentrum Öffentliche Informationstechnologie (Herausgeber). [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.normenkontrollrat.bund.de

Gillmann, Niels/Nauerth, Jannik A./Ragnitz, Joachim/Schulze Spüntrup, Selina. *Bewertung der Coronahilfen: Wie zufrieden sind die Unternehmen?* In: ifo Schnelldienst digital. Ausgabe 10/2021. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.ifo.de

Haupt, Friederike/Freidel, Morten/Eppelsheim, Philip. *Behörden beklagen Überlastung*. In: Frankfurter Allgemeine Zeitung — FAZ. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.faz.net

Hegemann, Lisa/Laaff, Meike/Peitz, Dirk. *Sind wir jetzt endlich digitalisiert, Sascha Lobo?* (Podcast). Zeit Online. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.zeit.de

Hilpmann, Janine. *Der Corona-Albtraum der Selbstständigen*. In: tagesschau. 2021. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.tagesschau.de

Himmelsbach, Elke/Hornbach, Carsten/Michalik, Susanne/Kuehnhenrich, Daniel. *Methodische Grundlagen der Zufriedenheitsbefragungen zu behördlichen Dienstleistungen*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2016, Seite 54 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Initiative D21/TUM (Herausgeber). *eGovernment MONITOR 2020. Staatliche Digitalangebote – Nutzung und Akzeptanz in Deutschland, Österreich und der Schweiz*. [Zugriff am 11. Dezember 2021]. Verfügbar unter: [initiaved21.de](https://www.initiaved21.de)

Initiative D21/TUM (Herausgeber). *eGovernment MONITOR 2021. Staatliche Digitalangebote – Nutzung und Akzeptanz in Deutschland, Österreich und der Schweiz*. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: [initiaved21.de](https://www.initiaved21.de)

Kapellmann und Partner Rechtsanwälte. *Planungs-, Genehmigungs- und Verwaltungsgerichtsverfahren in Zeiten von Corona*. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.kapellmann.de

KMLZ. *COVID-19: Zoll- und Einfuhrumsatzsteuerbefreiungen sowie weitere Maßnahmen im Warenverkehr*. In: Zoll Newsletter 01/2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.kmlz.de

KMLZ. *COVID-19: Aktuelle Informationen zu pandemiebedingten Änderungen bei der Zollabfertigung*. In: Zoll Newsletter 02/2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.kmlz.de

Klös, Hans-Peter. *Nach dem Corona-Schock: Digitalisierungspotenziale für Deutschland*. In: IW-Policy Paper Nr. 14/2020. Institut der deutschen Wirtschaft, Köln e. V. (Herausgeber).

Metzger, Georg. *Gründungstätigkeit in Deutschland 2019: erster Anstieg seit 5 Jahren – 2020 im Schatten der Corona-Pandemie*. In: KfW-Gründungsmonitor 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.kfw.de

Next:Public. *Verwaltung in Krisenzeiten. Eine Bestandsaufnahme der Auswirkungen der Corona-Pandemie auf den Öffentlichen Dienst*. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: [nextpublic.de](https://www.nextpublic.de)

Punz, Matthias. *Verwaltung unter Druck. Wie die Coronakrise das Land digitalisiert*. In: Tagesspiegel. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.tagesspiegel.de

Reuter, Sebastian. *Von spontanen Besuchen im Standesamt ist abzusehen*. 2020. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.faz.net

Schmidt, Bernd/Kuehnhenrich, Daniel/Zipse, Christian/Vorgrimler, Daniel. *Entlastungen spürbarer machen – Wie wird der Kontakt zur Verwaltung wahrgenommen?* In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2015, Seite 56 ff.

Siegel, John/Fischer, Caroline/Drathschmidt, Nicolas/Gelep, Adrian/Kralinski, Thomas. *Verwaltung im Lockdown. Empirische Befunde aus Sicht der Beschäftigten*. In: Verwaltung & Management. Jahrgang 26. Nr. 6/2020, Seite 279 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

SPD/Bündnis 90/Die Grünen/FDP. *Mehr Fortschritt wagen: Bündnis für Freiheit, Gerechtigkeit und Nachhaltigkeit*. 2021. [Zugriff am 11. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.spd.de

Statistisches Bundesamt/infas. *Lebenslagenbefragung der Bürgerinnen und Bürger 2021*. 2021a. [Zugriff am 12. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.amtlich-einfach.de

Statistisches Bundesamt/infas. *Lebenslagenbefragung der Unternehmen 2021*. 2021b. [Zugriff am 12. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.amtlich-einfach.de

Stocker, Frank. *Zwangsdigitalisierung. Plötzlich schafft Deutschland, was bisher unmöglich schien*. In: Welt. 2020. [Zugriff am 12. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.welt.de

Walprecht, Sylvana/Schulze, Claudia/Kühnhenrich, Daniel. *Nutzerorientierte Weiterentwicklung der Lebenslagenbefragungen von 2015 bis 2019*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2020, Seite 124 ff.

WHO (World Health Organization – Weltgesundheitsorganisation). *WHO Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 - 11 March 2020*. 2020 [Zugriff am 12. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.who.int

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz zur Verbesserung des Onlinezugangs zu Verwaltungsleistungen (Onlinezugangsgesetz – OZG) vom 14. August 2017 (BGBl. I Seite 3122, 3138), das durch Artikel 16 des Gesetzes vom 28. Juni 2021 (BGBl. I Seite 2250) geändert worden ist.

AUSWIRKUNGEN DER CORONA-PANDEMIE: LIEFERENGPÄSSE BREMSEN INDUSTRIE UND TREIBEN PREISE

Stefan Linz, Malte David Neumann, Salima Abdalla,
Gerda Gladis-Dörr

📌 **Schlüsselwörter:** Lieferengpässe – Materialengpässe – Materialknappheit – Konjunkturindizes – Coronakrise

ZUSAMMENFASSUNG

Materialengpässe haben die deutsche Industrie im Jahr 2021 gebremst. Das Statistische Bundesamt hat die Entwicklung von Auftragseingängen, Produktion und Preisen in der Industrie vor dem Hintergrund der Materialknappheit untersucht und dazu ein Dossier veröffentlicht, das diesem Artikel als Grundlage diente. Die Analyse verdeutlicht die Situation im Jahr 2021 und stellt sie vergangenen Konjunkturzyklen gegenüber. Grundlage sind Konjunktur- und Preisindizes des Statistischen Bundesamtes und des Bundesamtes für Güterverkehr sowie Umfrageergebnisse unter anderem des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung zur Knappheit von Rohstoffen und Vorprodukten.

📌 **Keywords:** *delivery bottlenecks – material bottlenecks – material shortages – short-term economic indices – Covid-19 crisis*

ABSTRACT

Material bottlenecks slowed down German industry in 2021. The Federal Statistical Office has examined the development of new orders, production and prices in industry against the background of material shortages and published a dossier on this issue which is the basis for this article. The analysis illustrates the situation in 2021 and compares it with previous economic cycles. It is based on short-term economic indices and price indices compiled by the Federal Statistical Office and the Federal Office for Goods Transport as well as on survey results, including those of the ifo Institute for Economic Research, on the scarcity of raw materials and intermediate products.

Dr. Stefan Linz

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

Malte David Neumann

studierte Sozialökonomie und Political Economy in Hamburg und Konstanz und ist seit Oktober 2021 als wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes tätig. Schwerpunktmäßig befasst er sich mit der Weiterentwicklung der Schätzung des Produktionsindex im Ausbaugewerbe.

Salima Abdalla

machte ihren Master Finance mit dem Schwerpunkt Mathematik in Chemnitz und ist seit Oktober 2021 wissenschaftliche Mitarbeiterin im Referat „Konjunkturindizes, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes. Sie befasst sich insbesondere mit der Ökonometrie zur Beschleunigung ausgewählter Konjunkturindizes und der dortigen Implementierung externer Daten.

Gerda Gladis-Dörr

ist Diplom-Verwaltungswirtin und leitet das Referat „Erzeugerpreise, Außenhandelspreise, Großhandelsverkaufspreise“ des Statistischen Bundesamtes.

1

Einleitung

Die Einschränkungen durch die Corona-Pandemie wirken sich stark auf die globale Wirtschaft aus. Lieferengpässe und Materialknappheit erweisen sich als zentrale Hemmnisse einer wirtschaftlichen Erholung. Die im Folgenden vorgestellte Analyse verdeutlicht, dass die Industrieproduktion die zuletzt stark angestiegene Nachfrage nicht ausreichend bedienen kann. Lieferengpässe und Materialknappheit sind keine neuen Erscheinungen. Kurzfristige Knappheit an Vorleistungsgütern ist ein konjunkturell wiederkehrendes Phänomen. Allerdings zeigen Daten des ifo Instituts¹ für den November 2021, dass knapp 75% der in die ifo Konjunkturumfragen einbezogenen Industrieunternehmen des Verarbeitenden Gewerbes über Materialknappheit an Vorleistungsgütern klagten (ifo Institut, 2021). Das ist der bis dahin mit Abstand höchste Anteil seit Beginn der Zeitreihe im Jahr 1991. Dieser außergewöhnlich hohe Mangel an Vorleistungsgütern bremste die Produktion gravierend. In der Folge sank das Angebot und die Preise stiegen. Materialknappheit ist dabei kein nationales Problem, sondern entsteht weltweit. Deutschland ist stark im internationalen Handel vernetzt und auf Importe, insbesondere von Rohstoffen und Vorleistungsgütern, angewiesen. Gleichzeitig ist Deutschland eine der wichtigsten Exportnationen. Wie die Analyse im Folgenden zeigt, wird Materialknappheit international weitergegeben und führt zu höheren Einfuhr- und Ausfuhrpreisen.

Für die Untersuchung werden Konjunktur- und Preisindizes des Statistischen Bundesamtes und des Bundesamtes für Güterverkehr sowie Umfrageergebnisse unter anderem des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung zur Knappheit von Rohstoffen und Vorprodukten genutzt.

Im Weiteren wird ausgeführt, dass in der Corona-Pandemie die Nachfrage das Angebot der Industrie übersteigt (Kapitel 2) und Material- und Transportknappheit die Produktion behindern (Kapitel 3). Dass Materialknappheit kein neues Phänomen ist, zeigt Kapitel 4. Die Zusammenhänge zwischen steigender Nachfrage nach Endprodukten und steigender Nachfrage nach Vorpro-

dukten untersucht Kapitel 5. Weitere Themen sind die internationalen Verflechtungen (Kapitel 6) sowie die besondere Situation im Maschinenbau (Kapitel 7). Wie sich der Materialmangel auch in der Preisentwicklung niederschlägt, ist in Kapitel 8 dargestellt. Der Artikel schließt mit einem Fazit.

2

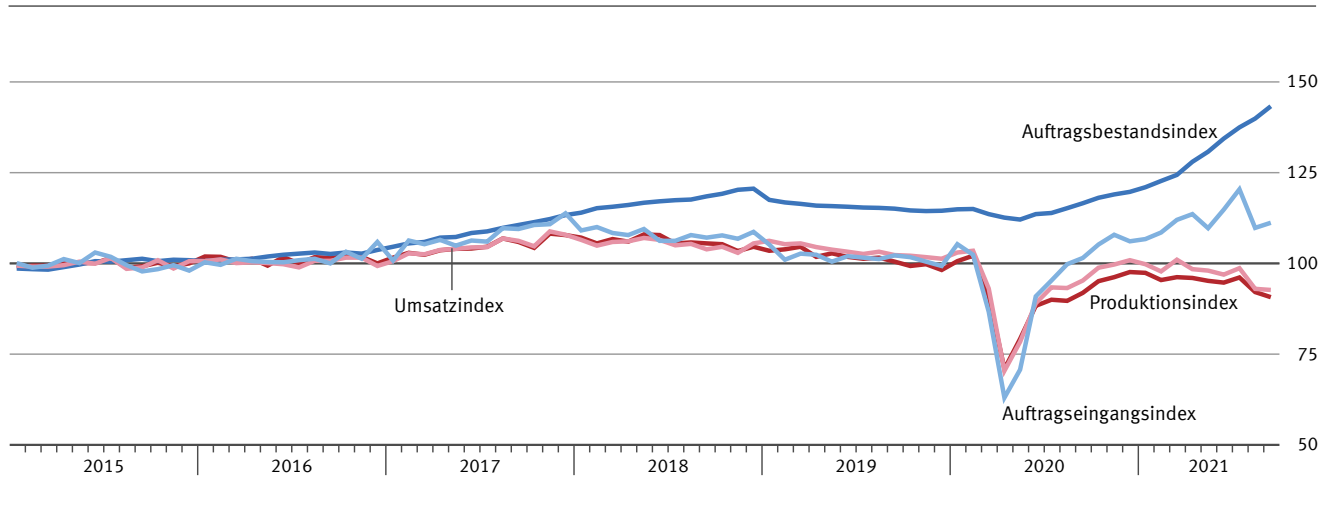
Angebot und Nachfrage

Im April 2020 lag die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe gut ein Viertel niedriger als im Februar 2020, dem Monat vor Beginn der Einschränkungen durch die Corona-Pandemie in Deutschland. In den nachfolgenden Monaten erholte sie sich zunächst rasch. Der Aufholprozess verlangsamte sich jedoch in der zweiten Jahreshälfte 2020 und kam danach zunehmend ins Stocken. Zugleich hat die Nachfrage unterdessen bei Weitem das Angebot übertroffen: Während die Produktion seit Jahresbeginn 2021 wieder abgenommen hat, sind die Auftragseingänge bis Mitte 2021 weiter angestiegen. In der Folge erreichte der Bestand an Aufträgen, die nicht abgearbeitet werden konnten, ein Rekordniveau. Die Reichweite der Auftragsbestände im Verarbeitenden Gewerbe lag im September 2021 bei 7,4 Monaten. Diese Kennzahl gibt an, wie viele Monate die Betriebe bei gleichbleibendem Ausstoß ohne neue Auftragseingänge theoretisch produzieren müssten, um die vorhandenen Aufträge abzuarbeiten. Im Februar 2020 hatte die Reichweite der Auftragsbestände noch bei 5,9 Monaten gelegen. Der Auftragsbestand lag im September 2021 um fast ein Viertel höher als im Februar 2020. Die Entwicklung der Produktion, der Umsätze, der Auftragseingänge und des Auftragsbestands im Verarbeitenden Gewerbe seit dem Jahr 2015 zeigt [↪ Grafik 1](#).

¹ ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e.V.

Grafik 1

Saisonbereinigte Konjunkturindizes für das Verarbeitende Gewerbe
2015 = 100



Die Auftragseingangs- und Auftragsbestandsindizes beziehen sich auf ausgewählte Wirtschaftszweige des Verarbeitenden Gewerbes.

2022 - 0067

3

Ursachen und Auswirkungen von Material- und Transportknappheit

Eine Ursache der verhaltenen Entwicklung der Industrieproduktion ist die Knappheit von Inputfaktoren, also Rohstoffen und Vorprodukten (Deutsche Bundesbank, 2021). Diese sind, zum Teil auch wegen knapper Transportkapazitäten, nicht ausreichend für die Produktion verfügbar oder haben sich stark verteuert. Nach Angaben des ifo Instituts gaben im November 2021 fast 75 % der in die Befragung zur Knappheit von Rohstoffen und Vorprodukten² einbezogenen Industrieunternehmen an, von Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen und Vormaterialien betroffen zu sein. Besonders ist das der Fall bei Herstellern von Bekleidung und der Automobilindustrie, hier berichteten über 88% der befragten Unternehmen von Materialknappheit. Ähnlich viele Hersteller aus dem Maschinenbau und der Produktion von elektrischen Ausrüstungen sind mit Knappheit bei Vorleistungsgütern konfrontiert (ifo Institut, 2021).

2 Das ifo Institut bezeichnet den daraus berechneten Knappheitsindikator als „ifo Index für die Knappheit von Vorprodukten im Verarbeitenden Gewerbe“.

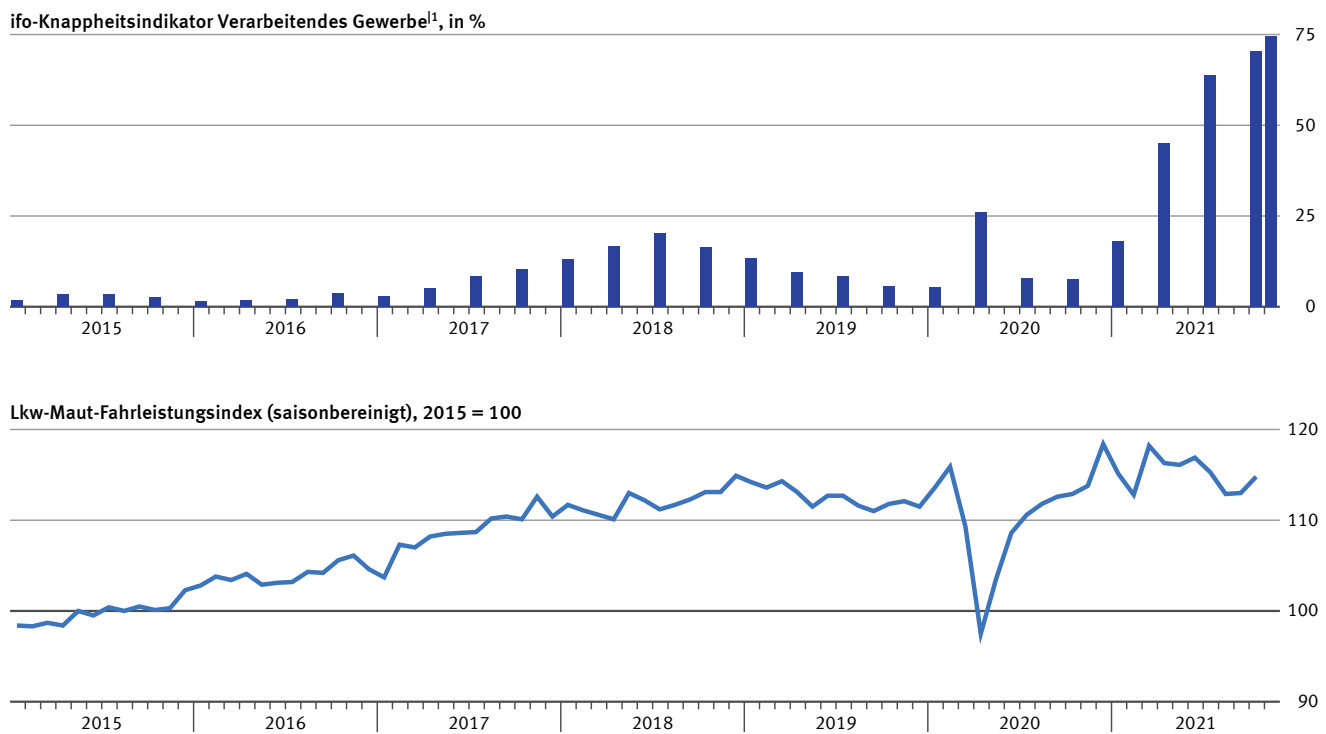
Das ifo Institut berechnet aus den Ergebnissen dieser regelmäßigen Befragung einen Knappheitsindikator. Dieser gibt den Anteil der Ja-Antworten auf die Frage an, ob es im Unternehmen Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen beziehungsweise Vormaterialien gibt.³ Der ifo Knappheitsindikator für das Verarbeitende Gewerbe zeigt den außergewöhnlich hohen Mangel an Vorleistungsgütern, mit dem die Industrieunternehmen seit Mitte des Jahres 2021 konfrontiert sind. [↘ Grafik 2](#)

Ergänzend ist in Grafik 2 der vom Bundesamt für Güterverkehr in Zusammenarbeit mit dem Statistischen Bundesamt berechnete Lkw-Maut-Fahrleistungsindex dargestellt. Als Frühindikator für die Industrieproduktion misst der Index die Entwicklung der Fahrleistung der mautpflichtigen Lastkraftwagen mit mindestens vier Achsen auf deutschen Autobahnen. Deutlich zu sehen ist im März 2020 der plötzliche Rückgang und im April 2020 der Tiefpunkt der Lkw-Maut-Fahrleistung infolge der Einschränkungen aufgrund der Corona-Pandemie. Ausgangsbeschränkungen, geschlossene Grenzen und Geschäfte haben Lieferketten und Verkehrsströme im Frühjahr 2020 in ganz Europa stark beeinträchtigt. Zum Beispiel entstand ein 60 Kilometer langer Lkw-Stau auf

3 Die Befragung zur Knappheit von Rohstoffen und Vorprodukten wird normalerweise vierteljährlich, seit Oktober 2021 jedoch monatlich bei knapp 2 100 Industriefirmen durchgeführt.

Grafik 2

ifo-Knappheitsindikator und Lkw-Maut-Fahrleistungsindex



1 Anteil der Ja-Antworten auf die Frage, ob es im Unternehmen Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen beziehungsweise Vormaterialien gibt. – Knappheitsindikator ab Oktober 2021 monatlich.

2022 - 0068

der Autobahn A4 infolge der Schließung der Grenze zwischen Polen und Deutschland (International Finance Corporation, 2020).

Die damalige Unsicherheit über die weitere wirtschaftliche Entwicklung führte dazu, dass die Betriebe ihre Produktionspläne angepasst haben und über viele Branchen hinweg die Produktions- und Transportkapazitäten heruntergefahren wurden.⁴ Gleichzeitig verursachten die Einschränkungen des öffentlichen Lebens im Jahr 2020 eine Verschiebung der privaten Konsumstruktur weg von Dienstleistungen hin zu langlebigen Konsumgütern wie Elektronikgeräten oder Möbeln (Statistisches Bundesamt, 2021b; 2021c). Der in den

nachfolgenden Monaten einsetzende synchrone Konjunkturaufschwung in vielen Weltregionen erzeugte eine starke Nachfrage, die vor dem Hintergrund der durch die Pandemie noch stark beeinträchtigten Lieferketten nicht voll bedient werden konnte. Hinzu kam, dass im März 2021 im Suezkanal ein Containerschiff auf Grund lief und die zentrale Seeverkehrsrouten nach Asien sechs Tage lang blockierte. Dem Kiel Institut für Weltwirtschaft (IfW Kiel) zufolge werden schätzungsweise 9% aller deutschen Güterexporte und -importe durch den Suezkanal transportiert (IfW Kiel, 2021). Die verschiedenen Entwicklungen führten zu Verwerfungen bei den Zulieferketten, welche die Entwicklung der Industriekonjunktur in Deutschland und vielen anderen Staaten im Verlauf des Jahres 2021 bremsten.

4 In Deutschland waren die Investitionen im Jahr 2020 deutlich gegenüber dem Vorjahr gesunken, insbesondere in den Bereichen Metall-erzeugung und -bearbeitung und Herstellung von Metallerzeugnissen sowie bei der Herstellung von Datenverarbeitungsgeräten, elektronischen und optischen Erzeugnissen (Statistisches Bundesamt, 2021a).

4

Materialknappheit – kein neues Phänomen

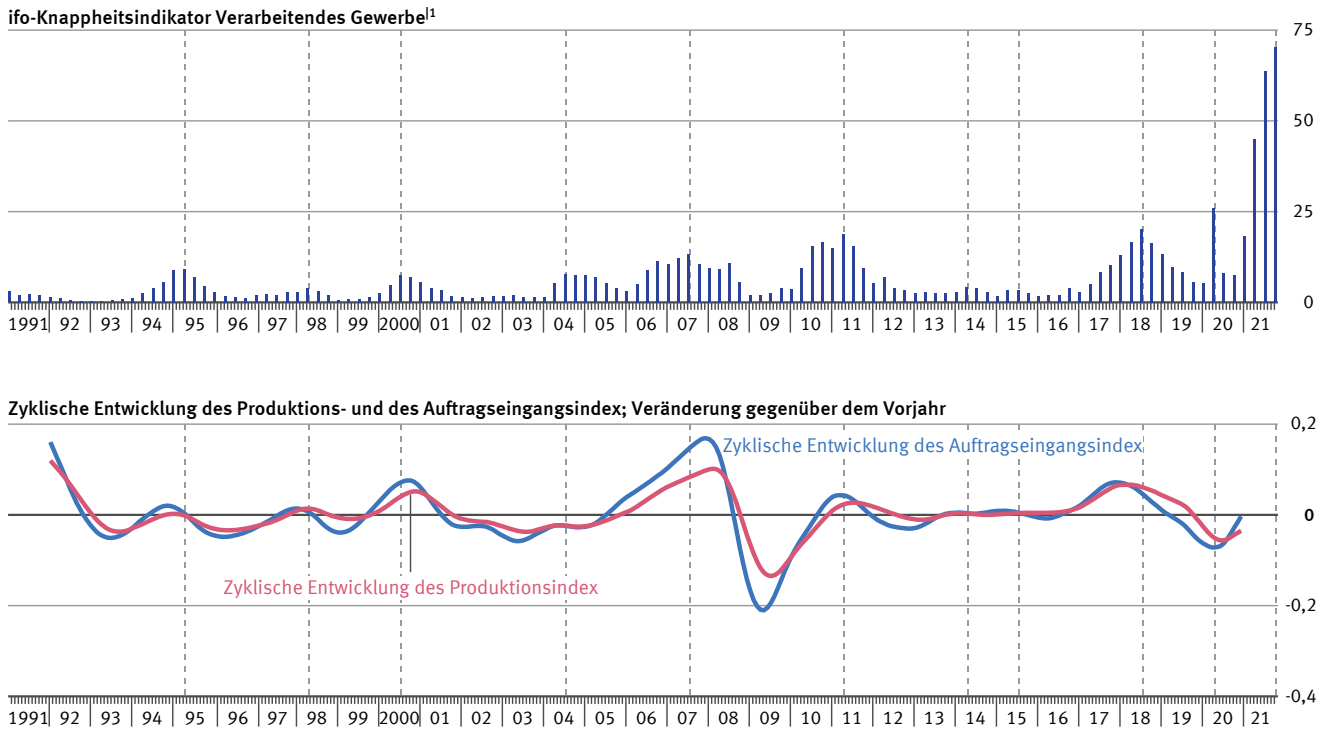
Materialmangel ist in der Industrie ein wiederkehrendes Phänomen. Allerdings ist er selten so ausgeprägt wie in der aktuellen, von der Coronakrise beeinflussten Situation. Für eine rückblickende Betrachtung der Konjunkturentwicklung seit Anfang der 1990er-Jahre enthält [Grafik 3](#) neben dem bereits vorgestellten ifo-Knappheitsindikator auch den Produktions- und den Auftragseingangindex des Statistischen Bundesamtes. Die dargestellte zyklische Entwicklung verdeutlicht die konjunkturelle Entwicklung in der Vergangenheit. Die Zeitpunkte, zu denen jeweils besonders viele Unterneh-

men von Knappheit bei Rohstoffen oder Vorprodukten berichtet haben, sind mithilfe der grauen Linien hervorgehoben.¹⁵

5 Die zyklische Entwicklung wird als Abweichung des mittel- bis kurzfristigen Trends vom langfristigen Trend der jeweiligen Statistik berechnet. Die zyklische Entwicklung ist für eine rückblickende Betrachtung der Konjunkturentwicklung gut geeignet. Für die Einschätzung der aktuellen Entwicklung sind sie jedoch ungeeignet, die Darstellung der Zyklen endet daher im Jahr 2020. Für die aktuelle Entwicklung der Auftrags- und Produktionsindizes wird auf die in Grafik 1 dargestellten Entwicklung der saisonbereinigten Indizes verwiesen.

Grafik 3

ifo-Knappheitsindikator und zyklische Entwicklung von Konjunkturindizes in %



Vertikale Linien markieren relativ starke Knappheit bei Rohstoffen und Vorprodukten.

1 Anteil der Ja-Antworten auf die Frage, ob es im Unternehmen Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen beziehungsweise Vormaterialien gibt.

Quellen: ifo Konjunkturumfragen; Statistisches Bundesamt

2022 - 0069

5

Nachfragedynamik an End- und Vorprodukten

Die rückblickende Betrachtung zeigt, dass konjunkturelle Aufschwungphasen häufig mit wachsender Materialknappheit einhergehen. Da die Industrieproduktion über mehrere Stufen hinweg stattfindet, führt eine steigende Nachfrage nach Endprodukten (zum Beispiel nach Kraftwagen) zu Produktionsausweitungen. Diese erhöhen ihrerseits die Nachfrage nach Vorprodukten (zum Beispiel nach elektrischen Bauelementen oder Stahlprodukten). Eine solche Dynamik entlang der Lieferketten kann zu Materialknappheit führen. In der Regel erzeugen dann anziehende Preise für Vorprodukte Anreize für die Vorleistungshersteller, das Angebot auszuweiten. Nachfrageseitig steigen für die Hersteller von Endprodukten bei anziehenden Materialpreisen die Produktionskosten, die sie nicht immer an ihre Kundschaft weitergeben können. Ist eine Rentabilitätsgrenze erreicht, kann die Nachfrage nach Vorprodukten letztlich auch sinken. Angebot und Nachfrage gleichen sich mittelfristig aus.

Die Coronakrise hat zu sehr schnellen Verschiebungen in den globalen Wertschöpfungsketten geführt. Die plötzliche starke Nachfrage nach bestimmten Vorprodukten, etwa nach sogenannten Mikrochips, kann auch bei stark anziehenden Preisen nicht umgehend bedient werden. In vielen Bereichen der Vorleistungsgüterindustrie benötigt der Aufbau neuer Produktionskapazitäten lange Vorlaufzeiten. In dieser Situation kann sich das Angebot nicht an die Nachfrage anpassen. Die Materialknappheit bleibt zunächst bestehen und kann sogar eine eigene Dynamik entwickeln. So gibt es Hinweise darauf, dass derzeit die Produktionsbetriebe in Reaktion auf die Materialknappheit ihre Bestellungen von häufig benötigten Vorprodukten vorziehen oder ausweiten, um ihre Materialversorgung zu sichern, sofern die entsprechenden Vorprodukte beschafft werden können und lagerbar sind. Die Umfragen der Institute IHSMarkit/BME zum Einkaufsmanagerindex zeigen, dass die Materiallager der Betriebe tendenziell wieder aufgebaut werden.¹⁶

⁶ Dabei kann jedoch auch der Mangel bestimmter Materialien zur Anhäufung anderer führen (IHS Markit/BME Einkaufsmanagerindex™, 2021).

6

Internationale Weitergabe von Materialknappheit

Die deutsche Industrie ist international eng verflochten. Deutsche Industrieprodukte werden einerseits häufig exportiert, andererseits ist die industrielle Fertigung in Deutschland auf Importe angewiesen. Wertmäßig kommen 38 % der Waren, die in deutschen Industriebetrieben in der Produktion als Vorleistungsgüter weiterverwendet werden, aus dem Ausland.¹⁷ Diese Verflechtung führt dazu, dass Materialknappheit auch international weitergegeben wird. Die zyklische Entwicklung des Einfuhr- und Ausfuhrvolumens für Vorleistungsgüter sowie die zyklische Entwicklung der Produktion von Vorleistungsgütern in Deutschland zeigt [↘ Grafik 4](#).

Aus der internationalen Verflechtung der Güterproduktion ergibt sich ein relativ synchroner Verlauf zwischen der heimischen Produktion, dem Import und dem Export von Vorleistungsgütern. Die wichtigsten Außenhandelspartner Deutschlands beim Handel mit Vorleistungsgütern enthält [↘ Tabelle 1](#).

Tabelle 1
Die wichtigsten Partnerländer im Außenhandel mit Vorleistungsgütern 2019

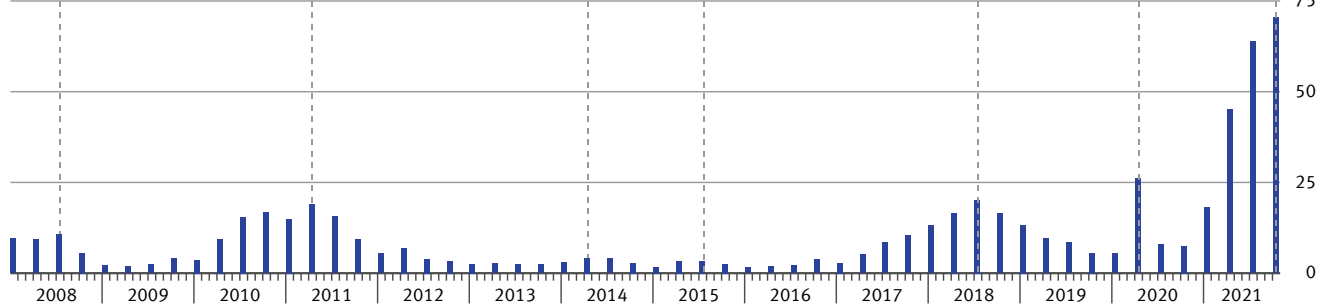
	Wertanteile in %
Einfuhren	
Volksrepublik China	10,1
Niederlande	6,9
Belgien	6,4
Frankreich	5,9
Italien	5,9
Vereinigte Staaten	5,3
Polen	5,2
Ausfuhren	
Frankreich	8,0
Vereinigte Staaten	6,8
Niederlande	6,7
Volksrepublik China	6,4
Polen	6,0
Italien	5,7
Vereinigtes Königreich	5,2

⁷ Die Berechnung wurde mithilfe der vom Statistischen Bundesamt aufgestellten Input-Output-Tabellen (2018) durchgeführt.

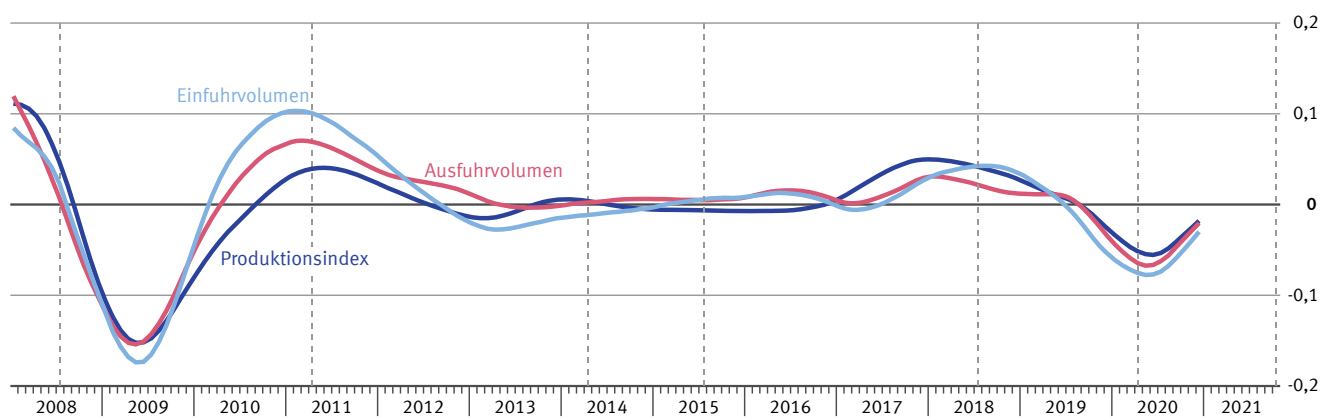
Grafik 4

ifo-Knappheitsindikator und zyklische Entwicklung im Bereich der Vorleistungsgüterindustrie
in %

ifo-Knappheitsindikator Verarbeitendes Gewerbe¹



Zyklische Entwicklung im Bereich der Vorleistungsgüterindustrie; Veränderung gegenüber dem Vorjahr



Vertikale Linien markieren relativ starke Knappheit bei Rohstoffen und Vorprodukten. Werte für zyklische Entwicklung von Einfuhr- und Ausfuhrvolumen von August bis Dezember 2020 bedingt und danach nicht aussagekräftig.

1 Anteil der Ja-Antworten auf die Frage, ob es im Unternehmen Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen beziehungsweise Vormaterialien gibt.

Quellen: ifo Konjunkturumfragen; Statistisches Bundesamt

2022 - 0070

Aus der Volksrepublik China werden zum Beispiel häufig elektronische Bauteile wie Halbleiterbauelemente und elektronische integrierte Schaltungen importiert. Beim Import von Vorleistungen aus den Niederlanden und aus Belgien handelt es sich etwa um Kunststoffe, Metalle oder chemische Erzeugnisse.

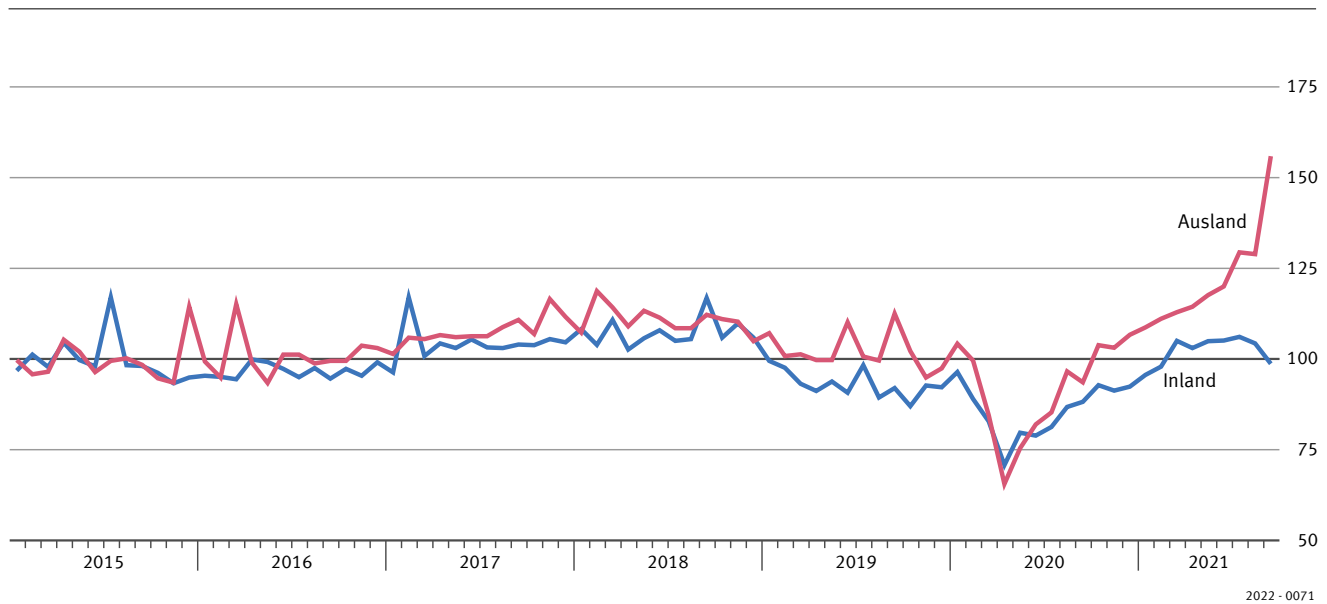
7

Auftragseingänge im Maschinenbau

Vor dem Hintergrund der starken Nachfrage wollen derzeit weltweit viele Unternehmen ihre Produktionskapazitäten ausweiten. Hierfür benötigen sie unter anderem Maschinenteile (unter anderem sogenannte Komponenten) und auch neue Maschinen und Anlagen. Im Industriezweig Maschinenbau verzeichnen deutsche Betriebe derzeit eine außergewöhnlich hohe Nachfrage nach ihren Produkten, insbesondere aus dem Ausland. Die Entwicklung der Auftragsbücher der deutschen Maschinenbau-Unternehmen sind damit so gut gefüllt wie seit Jahren nicht. Die Entwicklung der Auftragseingänge im Maschinenbau für das Inland und das Ausland zeigt [Grafik 5](#).

Grafik 5

Saisonbereinigte Auftragsindizes im Maschinenbau
2015 = 100



Der Maschinenbau ist eine Exportindustrie. Wertmäßig werden fast zwei Drittel der im Inland produzierten Komponenten, Maschinen und Anlagen exportiert.¹⁸ Die wichtigsten Handelspartner beim Export von Produkten der Maschinenbauindustrie enthält [Tabelle 2](#).

Tabelle 2

Die wichtigsten Ausfuhrländer im Wirtschaftszweig Maschinenbau 2019

	Wertanteile in %
Vereinigte Staaten	10,9
Volksrepublik China	9,8
Frankreich	7,2
Vereinigtes Königreich	4,7
Italien	4,7

Auch im Maschinenbau kann die Produktion nur bedingt ausgeweitet werden, nicht zuletzt weil auch hier die knappen Vorleistungsgüter in der Fertigung benötigt werden. Die Folge ist ein hoher Anteil von Aufträgen, die nicht abgearbeitet werden können. Wegen der Schere zwischen den hohen Auftragseingängen einerseits und der verhaltenen Umsatzentwicklung andererseits steigen auch die Auftragsbestände auf Rekordhöhe.

[Grafik 6](#)

¹⁸ Auf Basis der Input-Output-Tabellen (2018) lässt sich eine Exportquote von 62,4% errechnen.

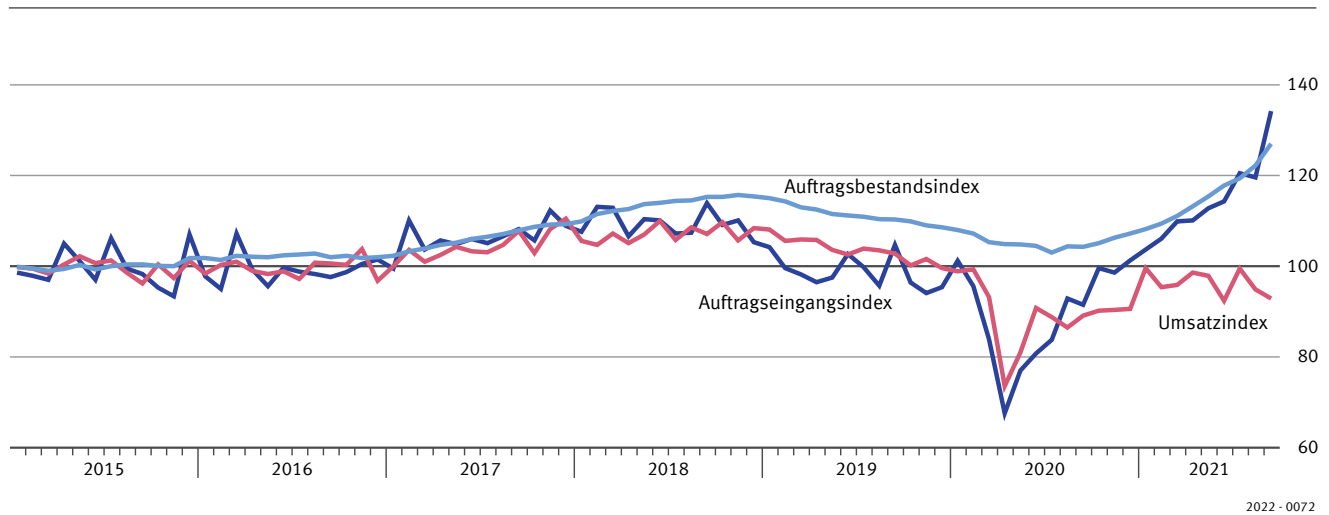
Die beschriebene Überhitzung der Auftragslage könnte letztlich dazu führen, dass nicht alle eingegangenen Aufträge abgearbeitet werden können und zu entsprechenden Umsätzen führen. Möglicherweise werden einige Aufträge bei einer Normalisierung der Lage wieder storniert.

8

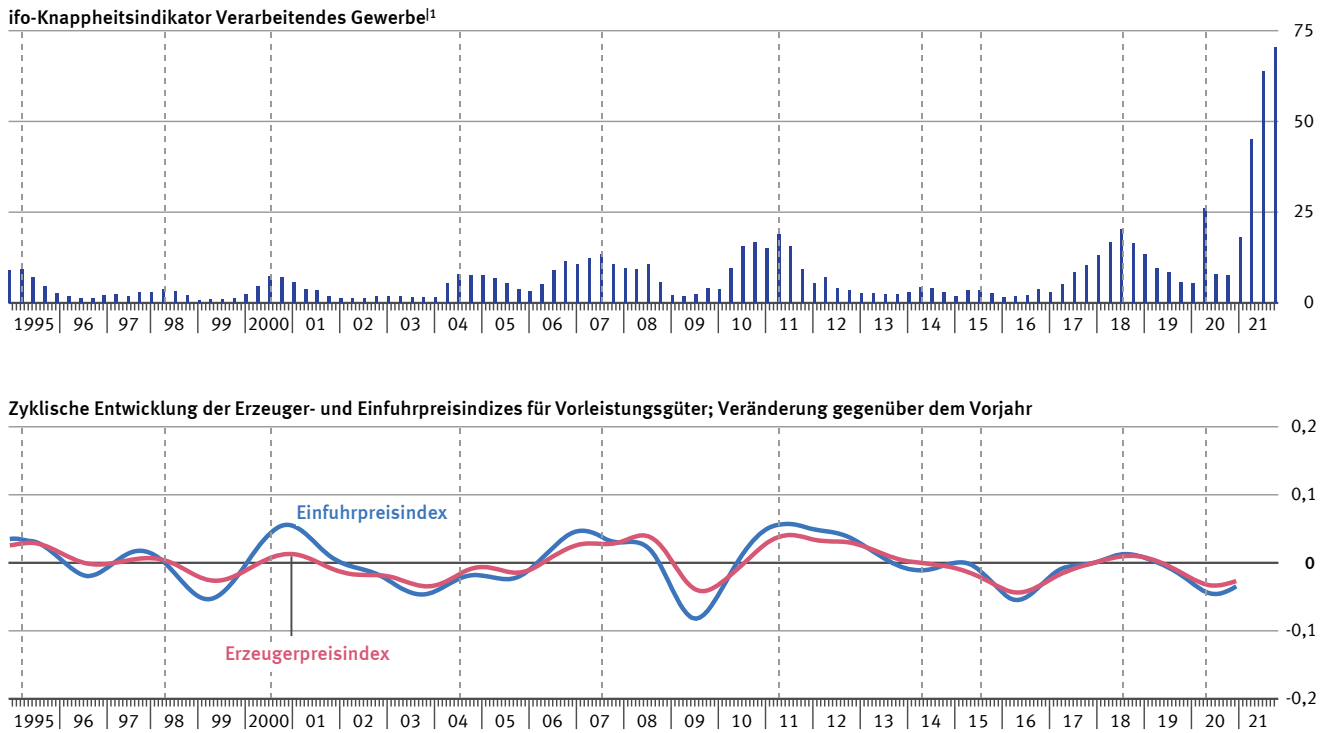
Anstieg der Erzeuger- und Einfuhrpreise

Ein weiterer Indikator für die Knappheit von Vorprodukten ist die Preisentwicklung auf den vorgelagerten Produktionsstufen. [Grafik 7](#) enthält neben dem ifo Knappheitsindikator für das Verarbeitende Gewerbe auch die zyklische Entwicklung der Erzeuger- und Einfuhrpreisindizes für Vorleistungsgüter. Auch bei der Preisentwicklung zeigt sich ein enger Zusammenhang mit der Knappheit von Rohstoffen und Vormaterialien im Produktionsprozess. Die Phasen verstärkter Materialknappheit gehen in der Regel mit einem Anstieg sowohl der Erzeuger- als auch der Einfuhrpreise für Vorleistungsgüter einher.

Grafik 6
Saisonbereinigte Konjunkturindizes für Maschinenbau
2015 = 100



Grafik 7
ifo-Knappheitsindikator und zyklische Entwicklung der Erzeuger- und Einfuhrpreisindizes für Vorleistungsgüter
in %



Vertikale Linien markieren relativ starke Knappheit bei Rohstoffen und Vorprodukten. Werte für zyklische Entwicklung von Erzeuger- und Einfuhrpreisindizes von August bis Dezember 2020 bedingt und danach nicht aussagekräftig.

1 Anteil der Ja-Antworten auf die Frage, ob es im Unternehmen Produktionsbehinderungen durch Knappheit bei Rohstoffen beziehungsweise Vormaterialien gibt.

Quellen: ifo Konjunkturumfragen; Statistisches Bundesamt

Die Erzeugerpreise für Vorleistungsgüter waren im Oktober 2021 um 18,1 % höher als ein Jahr zuvor. Den höchsten Einfluss auf die Veränderungsrate für Vorleistungsgüter gegenüber dem Vorjahr hatten Metalle insgesamt mit einem Plus von 37,8%. Hier stiegen die Preise für Roheisen, Stahl und Ferrolegierungen um 56,4%. Nichteisenmetalle und deren Halbzeug kosteten insgesamt 29,8% mehr, Aluminium in Rohform war 67,4% teurer. Allein gegenüber September 2021 stiegen die Aluminiumpreise um 13,1%. Aber auch bei vielen anderen Vorleistungsgütern waren starke Preissteigerungen zu beobachten. [↘ Grafik 8](#)

Auf der Einfuhrseite wurden Vorleistungsgüter im Oktober 2021 im Vergleich zum Vorjahresmonat zu Preisen, die um 22,1% höher lagen, importiert. Gegenüber Oktober 2020 verteuerten sich vor allem Düngemittel und Stickstoffverbindungen (+123,3%), Roheisen, Stahl und Ferrolegierungen (+60,8%), Rohaluminium (+59,6%), gesägtes und gehobeltes Holz (+58,8%), Rohkupfer (+47,1%) sowie Kunststoffe in Primärformen (+41,5%).

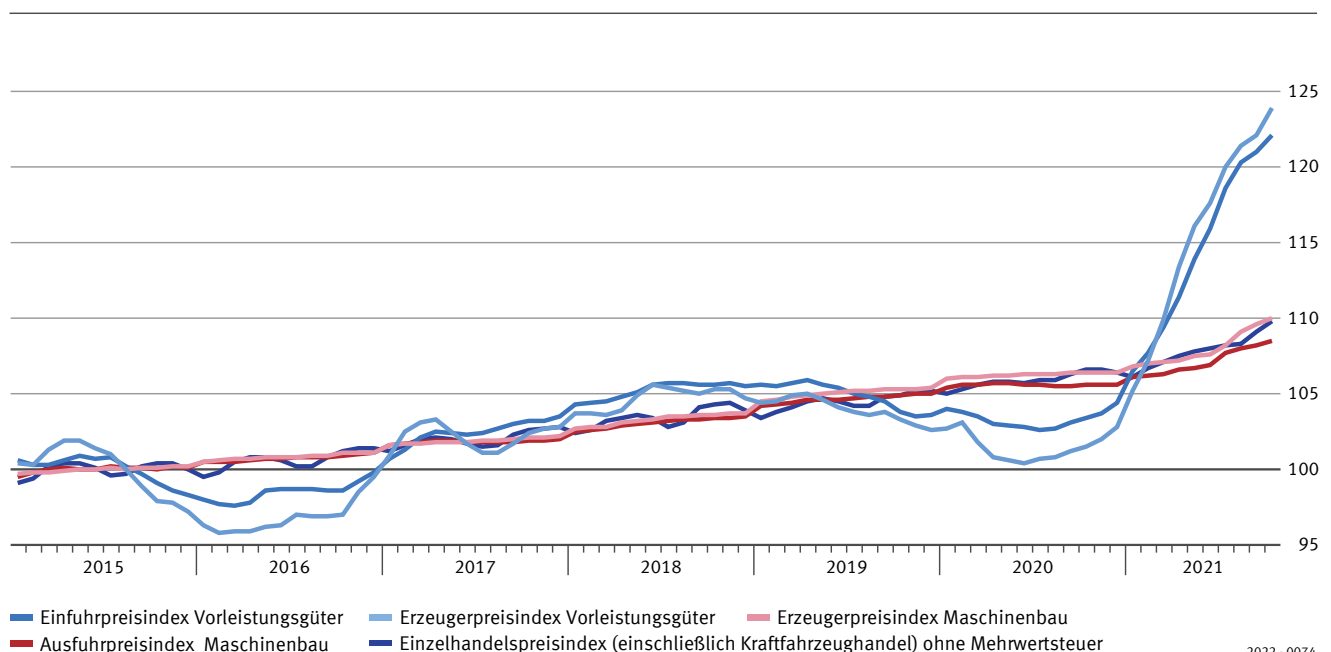
Die Industrieunternehmen versuchen zum Teil, die Preissteigerungen bei den Vorprodukten an die Abnehmer ihrer Endprodukte weiterzugeben. Für die aktuelle Situation zeigen Umfragen jedoch, dass dies nur sehr

eingeschränkt möglich ist. Nach einer Auswertung des ifo Instituts gaben im Juni 2021 nur 8% der befragten Unternehmen in Deutschland an, die Preiserhöhungen vollständig an die Kundschaft weitergeben zu können. Knapp 40% gaben demnach mindestens die Hälfte der Preissteigerungen weiter. Ein Drittel der Unternehmen berichtete, keinen Spielraum für Preiserhöhungen zu sehen.

Die Preissteigerungsraten reduzieren sich daher häufig mit steigendem Grad der Verarbeitung. Das zeigen auch die in Grafik 8 dargestellten Erzeuger- und Ausführpreisindizes für Maschinen. Diese betreffen die Preise, welche die Betriebe der Maschinenbaubranche den Abnehmern ihrer Endprodukte im Inland und im Ausland in Rechnung stellen. Die Erzeugerpreise für Maschinen sind um 3,4% und die Ausführpreise für Maschinen um 2,7% gestiegen.

Weiterhin zeigt Grafik 8 den Einzelhandelspreisindex. Er misst die Preisentwicklung, der sich die Verbraucherinnen und Verbraucher in den Einzelhandelsgeschäften oder im Onlinehandel gegenübersehen. Auch für die Endverbraucher zogen die Preise zuletzt deutlich an. Im Oktober 2021 lagen die Einzelhandelspreise einschließlich Kraftfahrzeughandel ohne Mehrwertsteuer

Grafik 8
Entwicklung der Erzeuger- und Einfuhrpreise
2015 = 100



um 3,0 % höher als im entsprechenden Vorjahresmonat. Allerdings ist zu beachten, dass die Einzelhandelspreise Verkäufe an Tankstellen und damit Kraftstoffpreise enthalten. Hier wirken zusätzlich einige preistreibende Basiseffekte, wie die niedrigen Kraftstoffpreise im Jahr 2020 sowie die Einführung der CO₂-Abgabe im Januar 2021. Die Kraftstoffpreise wirkten sich leicht preistreibend aus. [↘ Tabelle 3](#)

Tabelle 3

Preisindizes im Oktober 2021

	Veränderung gegenüber Oktober 2020 in %
Einfuhrpreisindex Vorleistungsgüter	+ 22,1
Erzeugerpreisindex Vorleistungsgüter	+ 18,1
Erzeugerpreisindex Maschinen	+ 3,4
Ausfuhrpreisindex Maschinen	+ 2,7
Einzelhandelspreisindex (einschließlich Kraftfahrzeughandel) ohne Mehrwertsteuer	+ 3,0

9

Fazit

Nach dem starken Einbruch zu Beginn der Coronakrise im Frühjahr 2020 hat sich die Industrieproduktion zunächst rasch erholt. Seit Anfang 2021 führen jedoch Liefer- und Transportengpässe zunehmend zu Störungen in den globalen Lieferketten und bringen die Entwicklung der Industrieproduktion ins Stocken.

Materialmangel ist in der Industrie ein wiederkehrendes Phänomen. Eine rückblickende Betrachtung seit 1991 zeigt, dass konjunkturelle Aufschwungphasen häufig mit wachsender Materialknappheit einhergehen. Allerdings ist diese selten so ausgeprägt wie in der aktuellen, vor allem von der Coronakrise beeinflussten Situation.

Die Phasen verstärkter Materialknappheit gehen in der Regel mit einem zyklischen Anstieg sowohl der Erzeuger- als auch der Einfuhrpreise für Vorleistungsgüter einher. Die Industrieunternehmen versuchen zum Teil, die Preissteigerungen bei den Vorprodukten an die Abnehmer ihrer Endprodukte weiterzugeben. Für die aktuelle Situation zeigen Umfragen jedoch, dass dies nur eingeschränkt möglich ist. [!!!](#)

LITERATURVERZEICHNIS

Deutsche Bundesbank. *Monatsbericht 2021*. [Zugriff am 20. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bundesbank.de

ifo Institut – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V. *Materialmangel in der Industrie verstärkt*. Pressemitteilung vom 29. November 2021. [Zugriff am 26. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.ifo.de

IHS Markit/BME Einkaufsmanagerindex™. *Deutsche Industrie leidet weiter unter gestörten Lieferketten*. Pressemitteilung. November 2021. [Zugriff am 20. Januar 2021]. Verfügbar unter: www.markiteconomics.com

International Finance Corporation — IFC, World Bank Group. *The Impact of COVID-19 on Logistics*. 2020. [Zugriff am 20. Januar 2021]. Verfügbar unter: www.ifc.org

IfW Kiel Institut für Wirtschaftsforschung. *Maritimer Handel: Stau im Suezkanal verschärft Folgen der Corona-Krise*. Pressemitteilung vom 29. März 2021. Kiel. [Zugriff am 20. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.ifw-kiel.de

Statistisches Bundesamt. *Investitionen der Industrie 2020: 14 % weniger als im Vorjahr*. Pressemitteilung Nr. 523 vom 16. November 2021. 2021a.

Statistisches Bundesamt. *Konsumausgaben der privaten Haushalte 2020 deutlich zurückgegangen*. Pressemitteilung Nr. 122 vom 15. März 2021. 2021b.

Statistisches Bundesamt. *Konsumausgaben privater Haushalte 2020 um knapp 3 % gesunken*. Pressemitteilung Nr. 531 vom 22. November 2021. 2021c.

HAUSHALTS- UND WOHNSTRUKTUREN VON GEFLÜCHTETEN IN DEUTSCHLAND – MÖGLICHKEITEN UND GRENZEN DER AUSWERTUNG DES MIKROZENSUS

Sonja Haug, Simon Schmidbauer

↳ **Schlüsselwörter:** Flüchtlinge – Haushaltsstruktur – Wohnstruktur – regionale Verteilung – Gemeinschaftsunterkunft

ZUSAMMENFASSUNG

Seit nahezu zehn Jahren hat sich die Bevölkerungsstruktur in Deutschland durch den Zuzug von Geflüchteten stark gewandelt und entsprechend hat sich der Anteil der Personen mit Migrationshintergrund im Mikrozensus 2019 auf 26 % erhöht. Bisher liegen keine gesonderten Auswertungen amtlicher Daten zur Haushalts-, Wohn- und Siedlungsstruktur von Geflüchteten vor. Der Beitrag stellt erstmals eine Analyse von Geflüchteten in Privathaushalten auf Basis des Zuwanderungsmotivs anhand der Daten aus dem Mikrozensus 2017 vor. Zudem enthält er erste Analysen hinsichtlich von Personen in Flüchtlingsunterkünften.

↳ **Keywords:** refugees – household structure – housing structure – regional allocation – collective living quarters

ABSTRACT

For almost ten years now, the population structure in Germany has changed significantly due to the influx of refugees and, accordingly, the proportion of persons with a migrant background in the 2019 Microcensus has increased to 26 %. Until now, there have been no separate analyses of official data on the household, housing, and settlement structure of refugees. For the first time, this article presents an analysis of refugees in private households based on the immigration motive using data from the 2017 Microcensus. In addition to that, first analyses regarding persons in refugee accommodations are presented.



Prof. Dr. Sonja Haug

ist Professorin für Empirische Sozialforschung an der Ostbayerischen Technischen Hochschule Regensburg und Leiterin des Instituts für Sozialforschung und Technikfolgenabschätzung (IST). Sie hat an der Universität Mannheim Soziologie studiert, dort promoviert und an der Universität Mainz habilitiert, war wissenschaftliche Mitarbeiterin an den Universitäten Stuttgart und Leipzig, im Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung sowie Referatsleiterin in der Forschungsgruppe des Bundesamtes für Migration und Flüchtlinge.



Simon Schmidbauer, M. A.

ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Institut für Sozialforschung und Technikfolgenabschätzung (IST) an der Ostbayerischen Technischen Hochschule Regensburg. Er hat Soziale Arbeit studiert, lehrt zu Methoden der empirischen Sozialforschung und promoviert an der Universität Passau über Einstellungen von Geflüchteten zu politischer Partizipation.

1

Einleitung

Im Jahr 2015 erreichte die Zuwanderung nach Deutschland mit etwa 2,1 Millionen Zuzügen und einer Nettomigration von etwa 1,1 Millionen Personen (Bundesamt für Migration und Flüchtlinge [BAMF], 2020, hier: Seite 38) ihren bisherigen Höhepunkt. Dies ist neben der Binnenmigration aus der Europäischen Union insbesondere auf die erhöhte Zuwanderung von Geflüchteten zurückzuführen. Darunter sind mehrheitlich syrische Staatsangehörige, welche laut Zahlen des Ausländerzentralregisters (AZR) 2019 bereits die drittgrößte Gruppe der Ausländerinnen und Ausländer in Deutschland sind – und das, obwohl 97,8% von ihnen erst innerhalb der letzten zehn Jahre eingereist sind (BAMF, 2020, hier: Seite 213). Im letzten Jahrzehnt ist daher ein starker Wandel der Bevölkerungsstruktur in Deutschland zu verzeichnen.

Der Begriff „Geflüchtete“ fasst eine breite Gruppe an Personen zusammen. Zu ihnen zählen insbesondere Schutzsuchende im Sinne der amtlichen Statistik (Statistisches Bundesamt, 2018b, hier: Seite 5). Dies sind Personen, die sich aktuell in Deutschland aufhalten und sich entweder im Asylverfahren befinden oder deren Asylverfahren abgeschlossen ist. Somit lassen sich die folgenden drei Gruppen unterscheiden:

1. Schutzsuchende mit offenem Schutzstatus
2. Schutzsuchende mit anerkanntem Schutzstatus
3. Schutzsuchende mit abgelehntem oder aberkanntem Schutzstatus

Asylsuchende erhalten für die Dauer des Verfahrens eine Aufenthaltsgestattung. Im Asylverfahren wird überprüft, ob eine Berechtigung für einen Schutzstatus vorliegt oder nicht. Positiv beschieden werden kann eine Asylberechtigung, eine Schutzberechtigung als Flüchtling nach der Genfer Flüchtlingskonvention, eine subsidiäre Schutzberechtigung oder ein nationales Abschiebungsverbot. Anerkannte Asylsuchende erhalten eine temporäre Aufenthaltsberechtigung, nach deren Ablauf das weitere Vorliegen der Schutzgründe erneut geprüft wird. Abgelehnte Asylbewerberinnen und Asylbewerber sind hingegen vollziehbar ausreisepflichtig. Lediglich eine temporäre Duldung kann ihren Aufenthalt weiter begründen.

Zu den Geflüchteten werden aber häufig auch Personen gezählt, die als Familienangehörige zu Schutzberechtigten nachgezogen sind. Hierbei handelt es sich jedoch um Aufenthaltstitel aus familiären und nicht aus völkerrechtlichen, humanitären oder politischen Gründen, weshalb diese nicht in die Asylstatistik einfließen.

Will man die Wohn- und Siedlungsstruktur von Geflüchteten in den Blick nehmen, so ist hierbei die starke Regulierung der Wohnsituation und die Unterbringung in Gemeinschaftsunterkünften zu beachten (Baier/Siegert, 2018). Asylsuchende werden entsprechend des Königsteiner Schlüssels auf die Bundesländer verteilt und dort den Landkreisen oder Kommunen zugewiesen. „Die Verteilungsquote wird grundsätzlich jährlich von der Bund-Länder-Kommission ermittelt und legt fest, welchen Anteil der Asylsuchenden jedes Bundesland aufnimmt. So soll eine angemessene und gerechte Verteilung auf die Bundesländer sichergestellt werden.“ (BAMF, 2021b). Belastbare Daten zur Dauer des Aufenthalts in Aufnahmeeinrichtungen und Gemeinschaftsunterkünften fehlen (Johannson, 2016, hier: Seite 33). Nach Auswertungen der IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten¹ wohnte 2016 fast die Hälfte (46%) und 2018 ein Viertel (25%) dieses Personenkreises in Gemeinschaftsunterkünften (Tanis, 2020). Mit dem Wohnen in Gemeinschaftsunterkünften wird ein negativer Einfluss auf die soziale Integration (Siegert, 2021) verbunden, das Wohnen in Privathaushalten dagegen mit höheren Deutschkenntnissen, Einkommen und Kontakten (Baier/Siegert, 2018).

Wie sich bei einer Erhebung in Erstaufnahmeeinrichtungen im Jahr 2016 zeigte, kann hier von Familien mit hoher Kinderzahl ausgegangen werden, insbesondere bei Geflüchteten aus Syrien und dem Irak. Dagegen ist die demografische Struktur der Geflüchteten aus Afghanistan stärker durch alleinstehende junge Männer geprägt (Haug und andere, 2017, hier: Seite 34).

Ländliche Räume werden als vorteilhaft für die soziale Integration durch ein hohes Maß an interpersonellen Kontakten betrachtet (Glorius und andere, 2020), wobei sich zugleich Zukunftsperspektiven für die ländlichen

1 „Die IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten ist eine jährliche Erhebung, bei der die Studienteilnehmenden wiederholt befragt werden. Interviewt werden Personen, die von Januar 2013 bis Juni 2019 nach Deutschland eingereist sind und einen Asylantrag gestellt haben, sowie ihre Haushaltsmitglieder.“ Nähere Informationen unter www.bamf.de [Zugriff am 6. Januar 2022].

Räume selbst ergeben (Franke/Magel, 2016). Vor diesem Hintergrund sprach sich das empirica-Institut in seinem Strategiepapier „Familien aufs Land – Teil 2“ dafür aus, Haushalte mit minderjährigen Kindern im ländlichen Raum unterzubringen (Braun/Simons, 2015, hier: Seite 7). Eine Analyse der Siedlungsstruktur von Geflüchteten auf Basis des AZR zeigt neben dem Befund, dass diese Gruppe verstärkt in (großen) Städten zu finden sind, auch eine Überrepräsentanz in ländlichen Räumen mit weniger guter sozioökonomischer Lage. Dies entspricht dem Muster innerhalb der Gesamtbevölkerung Deutschlands (Rösch und andere, 2020). Eine Panelanalyse der IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten zeigt im Zeitverlauf Mobilität von ländlichen zu städtischen Gebieten (Brücker und andere, 2020, hier: Seite 6).

Darüber hinausgehende Befunde zu Haushalts- und Wohnstrukturen von Geflüchteten auf Grundlage von amtlichen Daten liegen bislang nicht vor. Insbesondere fehlt eine differenzierte Analyse von Haushalts- und Siedlungsstrukturen und eine Überprüfung, inwieweit die Empfehlung des empirica-Instituts mit der Datenglage übereinstimmt. Daher untersucht dieser Beitrag folgende forschungsleitenden Fragen:

1. Gibt es (demografische) Unterschiede zwischen Geflüchteten in Privathaushalten und Personen in Flüchtlingsunterkünften?
2. Wie unterscheidet sich die Haushaltsstruktur von Geflüchteten von Haushalten mit sonstigem Migrationshintergrund oder von Haushalten ohne Migrationshintergrund?
3. Wohnen Geflüchtete, und hierbei insbesondere Haushalte mit Kindern beziehungsweise minderjährige Geflüchtete, häufiger in städtischen oder ländlichen Gebieten, auch im Vergleich zu Personen mit sonstigem oder ohne Migrationshintergrund?

Dazu werden in Kapitel 2 zunächst alternative Datenquellen verglichen und die Nutzung des Mikrozensus sowie die gewählte Operationalisierung begründet. Kapitel 3 untersucht daraufhin die demografischen Unterschiede zwischen Geflüchteten in Privathaushalten und in Flüchtlingsunterkünften. Die Ergebnisse zu Haushalts- und Wohnstrukturen von Geflüchteten sind in Kapitel 4 dargestellt. Es folgen deren Diskussion in Kapitel 5 und eine Schlussfolgerung in Kapitel 6.

2

Daten und Operationalisierung

Das Ziel der vorliegenden Untersuchung² ist also die Darstellung sozialstruktureller Merkmale eines Teils der ausländischen Bevölkerung, wofür verschiedene Datenquellen herangezogen werden können. Die amtliche Statistik ermöglicht Analysen auf Grundlage der Registerdaten des AZR sowie der Umfragedaten des Mikrozensus. Eine bundes- oder landesweite Statistik der Notbeziehungsweise Gemeinschaftsunterkünfte und deren Bewohnerinnen und Bewohner existiert dagegen nicht. Abgesehen von diesen amtlichen Datenquellen werden häufig sozialwissenschaftliche Umfragedaten für Analysen herangezogen.

2.1 Datenquellen

Das AZR unterscheidet die darin registrierten Fälle entsprechend zu den aufenthalts- und asylrechtlichen Regelungen. Das heißt, dass unter anderem ersichtlich ist, ob eine Person Asyl beantragt hat und sich im Asylverfahren befindet, ob ein anerkannter Schutzstatus vorliegt oder ob der Schutzstatus abgelehnt wurde. Bisher gab es kaum Möglichkeiten für wissenschaftliche Forschungsprojekte, auf den Datenbestand des AZR zuzugreifen. Seit August 2021 ist nun eine Datennutzung möglich. Jedoch enthält das Register nur personenbezogene Daten und keine Merkmale über Familien und Haushalte, sodass die Berichterstattung auch keine Aussagen zu diesen treffen kann (Petschel, 2021; Rösch und andere, 2020).

Sozialwissenschaftliche Umfragedaten werden häufig verwendet, um passgenaue Untersuchungen zu verschiedenen Themen, aber auch zu Personengruppen zu ermöglichen. Die wichtigste Datengrundlage für die Situation von Geflüchteten bildet dabei die IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten (Brücker und andere,

2 Wir danken den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern des Forschungsdatenzentrums am Statistischen Landesamt Nordrhein-Westfalen (IT.NRW) für die Unterstützung bei der Datenauswertung sowie Anja Petschel, Tim Hochgürtel und Irene Kahle (Statistisches Bundesamt) für hilfreiche Anmerkungen im Review-Verfahren. Der Beitrag basiert auf einem Vortrag bei den Statistiktagen Bamberg/Fürth 2021 des Statistik Netzwerks Bayern zum Thema „Familien im Blick der Statistik – Entstehung, Struktur und Alltag“ (www.statistiknetzwerk.bayern.de).

2018). Sie basiert auf einer Zufallsstichprobenziehung aus dem AZR und enthält für 2016 Informationen zu 4 465 Personen, für 2017 zu 5 593 Personen, für 2018 zu 4 344 Personen und für 2019 zu 3 856 Personen (BAMF, 2021d). Daneben gibt es die Möglichkeit der Stichprobenziehung über Gemeinschaftsunterkünfte. Diese Methode war insbesondere nach dem Beginn der Fluchtzuwanderung Ende 2015 geeignet, um Geflüchtete kurz nach der Einreise zu befragen (siehe methodische Aspekte der Befragung von Geflüchteten in Haug und andere, 2019). Aufgrund der geringen Stichprobengrößen sind diese Datensätze aber nur eingeschränkt für Populationsstatistiken geeignet.

Anhand dieser Abwägungen wird in der vorliegenden Untersuchung auf den Mikrozensus der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder zurückgegriffen. Dieser ist die größte jährlich durchgeführte Haushaltsbefragung in Deutschland und umfasst eine große Merkmalsbreite zu Soziodemografie, Arbeits- und Lebensbedingungen der Bevölkerung. Aufgrund des großen Stichprobenumfangs von jährlich etwa einem Prozent der Bevölkerung dienen die Daten des Mikrozensus für viele amtliche und nicht amtliche Erhebungen als Gewichtunggrundlage. Der Aufenthaltsstatus wird im Mikrozensus jedoch nicht erhoben, sodass auf andere Variablen zurückgegriffen werden muss, um sich der Subpopulation der Geflüchteten anzunähern. Seit 2017 wird das (Haupt-)Motiv für den Zuzug erfragt. Zur Auswahl stehen:

- › Arbeit/Beschäftigung: Arbeitsstelle bereits vor der Einreise gefunden
- › Arbeit/Beschäftigung: keine Arbeitsstelle vor der Einreise gefunden
- › Studium beziehungsweise andere Aus- und Weiterbildung
- › Mit einem Familienmitglied eingereist oder einem Familienmitglied gefolgt (Familienzusammenführung)
- › Heirat/Partnerschaft mit einer in Deutschland lebenden Person (Familienründung)
- › Flucht, Verfolgung, Vertreibung, Asyl
- › EU-Freizügigkeit: Wunsch nach Niederlassung in Deutschland
- › Sonstige Gründe

Hierbei ist zu berücksichtigen, dass es sich um eine subjektive Einschätzung handelt und das Motiv daher nicht mit einem aufenthaltsrechtlichen Status aus humanitären, völkerrechtlichen oder politischen Gründen einhergehen muss. Daraus ergeben sich in der Folge Unterschiede zu den Registerdaten des AZR. Daher wird in diesen Ausführungen auch nicht von Schutzsuchenden, Asylberechtigten oder Flüchtlingen gesprochen, da diese Begriffe auf den aufenthaltsrechtlichen Status rekurrieren, sondern der auf die Fluchterfahrung abstellende Begriff der Geflüchteten gewählt.

2.2 Operationalisierung der Subpopulation im Mikrozensus

Die hier vorgelegte Auswertung des Mikrozensus 2017 (Forschungsdatenzentren [FDZ] der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, 2020) erfolgte mittels Kontrollierter Datenfernverarbeitung (KDFV) über das Statistische Landesamt Nordrhein-Westfalen (IT.NRW). Das Datenset wurde auf Personen am Hauptwohnsitz reduziert und Vorjahresüberhänge entfernt.

Privathaushalte

Als Geflüchtete können hierbei diejenigen Personen in Privathaushalten kategorisiert werden, die als (Haupt-) Motiv für ihren Zuzug „Flucht, Verfolgung, Vertreibung, Asyl“ angaben. Diese Approximation wurde nach unserem Kenntnisstand bisher noch nicht verwendet. Der Fokus liegt auf den Geflüchteten des jüngsten Höhepunkts der Fluchtmigration in Deutschland um das Jahr 2015. Es werden daher nur diejenigen Personen in Privathaushalten berücksichtigt, die seit dem Jahr 2014 zugereist sind.

Im Folgenden wird für die Betrachtung von Personen in Privathaushalten eine Differenzierung zwischen Geflüchteten, der übrigen Bevölkerung mit Migrationshintergrund und Deutschen ohne Migrationshintergrund eingeführt, um grobe Vergleiche zwischen diesen Subpopulationen zu ermöglichen. Einen Migrationshintergrund im Sinne des Mikrozensus haben folgende Personengruppen (Statistisches Bundesamt, 2020; siehe auch Petschel, 2021, hier: Seite 30; Petschel/Will, 2020): Ausländerinnen und Ausländer, Eingebürgerte, (Spät-)Aussiedlerinnen und (Spät-)Aussiedler, Personen, die die deutsche Staatsangehörigkeit durch

Adoption erhalten haben und Kinder dieser vier Gruppen. Weist eine Person einen solchen Migrationshintergrund im Sinne der amtlichen Statistik auf und entspricht sie nicht den vorgenannten Definitionskriterien für Geflüchtete im Sinne dieser Untersuchung, so wird ihr ein „sonstiger Migrationshintergrund“ zugewiesen. Alle übrigen werden der Bevölkerung ohne Migrationshintergrund zugeordnet.

Anhand des Mikrozensus können Haushalte und innerhalb dieser Haushalte auch Familien differenziert werden, wobei eine Auskunftspflicht besteht (Hochgürtel/Rammelt, 2018). Es wurde davon ausgegangen, dass sich die Ergebnisse für Haushalte und Familien im Falle der Geflüchteten nicht substantiell unterscheiden; dies wurde auch bei einer Analyse anhand des traditionellen Familienkonzepts geprüft. Die folgende Darstellung bezieht sich auf die Haushaltsebene. Hinsichtlich der Haushalte wird ebenso wie auf der Personenebene verfahren: Haushalte, in denen mindestens eine Person mit Migrationshintergrund lebt, werden als „Migrationshaushalte“ definiert. Sobald ein Mitglied eine geflüchtete Person ist, definieren wir ihn als „Geflüchtetenhaushalt“.

Entsprechend dieser Definitionen lebten auf Grundlage des Mikrozensus 2017 hochgerechnet etwa 775 000 geflüchtete Personen in etwa 396 000 Privathaushalten. Der Unterschied zur Publikation des Statistischen Bundesamtes (2018, hier: Seite 495) mit 782 000 Personen in Privathaushalten ergibt sich durch die Reduktion auf Personen am Hauptwohnsitz und die Entfernung von Vorjahresüberhängen.

Gemeinschaftsunterkünfte

Im Mikrozensus wird zwischen Privathaushalten und Gemeinschaftsunterkünften³ unterschieden. Aufgrund einer Änderung des Mikrozensusgesetzes und der Umstellung der Datenbasis der Zufallsstichproben auf den Zensus 2011 kam es im Berichtsjahr 2017 zu einer Vielzahl von Änderungen (ausführlich siehe Bihler/Zimmermann, 2016), die sich stark auf die vorliegende Auswertung auswirken. Anders als bei den Haushalts-

3 Als Gemeinschaftsunterkünfte gelten im Mikrozensus: Mutter-Kind-Heim, Arbeiterheim, Alten-/Pflegeheim, Kinder- und Jugendheim, Internat, Schule des Gesundheitswesens, Kloster, Kaserne, Behinderten(wohn)heim, Krankenhaus, Flüchtlingsunterkunft, Justizvollzugsanstalt, Sonstiges.

befragungen wird in Gemeinschaftsunterkünften nur noch ein stark reduzierter Fragebogen verwendet, der auch nicht von den befragten Personen selbst, sondern von den Einrichtungsleitungen ausgefüllt wird. Die erhobenen Merkmale sind laut Mikrozensusgesetz vom 7. Dezember 2016 folgende:

1. Gemeinde und Gemeindeteil
2. Art der Gemeinschaftsunterkunft
3. Kalendermonat und Kalenderjahr der Geburt
4. Geschlecht
5. Familienstand
6. Staatsangehörigkeiten
7. Nutzung als Haupt- oder Nebenwohnung
8. Bestehen einer Wohnung im Ausland
9. Hauptstatus

Aufgrund dieser Einschränkung ist es nicht möglich, anhand des angegebenen Migrationsmotivs eine Annäherung an die Subpopulation der Geflüchteten in Deutschland vorzunehmen; es muss auf eine andere Approximation zurückgegriffen werden. Da Gemeinschaftsunterkünfte nach Art differenziert werden, können Personen in Flüchtlingsunterkünften als Flüchtlingspersonen kategorisiert werden.

Insgesamt wurden etwas mehr als 90 000 Personen in Flüchtlingsunterkünften als Geflüchtete klassifiziert. Der Anteil an allen Erfassten beträgt somit etwa 10,5 %.

↘ Tabelle 1

Tabelle 1
Definierte Geflüchtete im Mikrozensus 2017

	1 000	%
Geflüchtete in Privathaushalten	775,0	89,5
Geflüchtete in Flüchtlingsunterkünften	90,6	10,5
Geflüchtete insgesamt	865,6	100

Quelle: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung; Daten gewichtet

Bei Analysen des Mikrozensus, welche sich auf Geflüchtete beziehen, sich jedoch ausschließlich auf Privathaushalte beschränken, bleiben also große Teile der Subpopulation unberücksichtigt. Auch die Hinzunahme von Personen in Flüchtlingsunterkünften stellt nur eine Approximation dar. Zudem werden in Gemeinschaftsunterkünften keine einzelnen Haushalte beziehungs-

weise Familien differenziert; auch wenn beispielsweise geflüchtete Familien in einer Flüchtlingsunterkunft in je getrennten Wohneinheiten untergebracht sind, bilden diese im Sinne der amtlichen Statistik keine Haushalte. Infolgedessen können über die Bevölkerung in Gemeinschaftsunterkünften auch keine haushalts- und familienbezogenen Auswertungen erfolgen.

3

Demografische Unterschiede zwischen Geflüchteten in Privathaushalten und Flüchtlingsunterkünften

Zunächst soll anhand von demografischen Unterschieden zwischen Geflüchteten in Privathaushalten und Personen in Flüchtlingsunterkünften exploriert werden, inwieweit eine Untererfassung der Subpopulation vorliegt, wenn Analysen auf Privathaushalte reduziert werden. Dies ist auch von Interesse, da der Mikrozensus häufig für die Einordnung von Befunden und Stichproben dient.

Wie bereits ausgeführt, werden in Gemeinschaftsunterkünften nur wenige Merkmale erhoben, sodass Auswertungen zu den Unterschieden zwischen den Gruppen nur für diese möglich sind. Die folgende Analyse vergleicht daher lediglich die Alters- und Geschlechtsverteilung sowie den Familienstand von in Flüchtlingsunterkünften und in Privathaushalten lebenden Geflüchteten. Weiterhin werden die Angaben zum Zuzugsjahr für Geflüchtete in Privathaushalten mit den Daten der Asylbeantragende in Deutschland verglichen.

3.1 Alter, Geschlecht und Familienstand

Die Geflüchteten im Sinne dieser Studie sind im Durchschnitt knapp 25 Jahre alt, wobei zwischen Geflüchteten in Haushalten oder in Flüchtlingsunterkünften kein Unterschied beim Durchschnittsalter zu erkennen ist. Die Standardabweichung ist in der kleineren Gruppe der Geflüchteten in Flüchtlingsunterkünften jedoch etwas höher. Aufgrund der starken Unterschiede in der Gruppengröße ist dieser Befund jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. Das Medianalter liegt in Privathaushalten um ein Jahr höher als in den Flüchtlingsunterkünften und

dem Gesamtdatensatz. Somit befindet es sich näher am arithmetischen Mittel. Es gibt also Hinweise auf geringe Unterschiede in der Altersstruktur zwischen den beiden Gruppen. [↘ Tabelle 2](#)

Tabelle 2
Alters- und Geschlechtsstruktur und Familienstand von Geflüchteten

	Geflüchtete		
	in Privathaushalten	in Flüchtlingsunterkünften	insgesamt
Geflüchtete insgesamt in 1 000	775,0	90,6	865,6
Altersstruktur			
Mittelwert	24,9	24,9	24,9
Standardabweichung	13,7	14,5	13,8
Median	25	24	24
%			
Geschlechtsstruktur			
Männlich	66,4	79,3	67,7
Weiblich	33,6	20,7	32,3
Familienstand			
Ledig	62,0	79,5	63,8
Verheiratet ¹	35,5	19,3	33,8
Geschieden/verwitwet ¹	2,5	1,2	2,4

Quelle: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung; Daten gewichtet
1 Einschließlich Lebenspartnerschaften.

Etwa ein Drittel (32,3%) der hier untersuchten Geflüchteten sind weiblich, wobei der Frauenanteil in Privathaushalten (33,6%) deutlich höher liegt als in Flüchtlingsunterkünften (20,7%). Daraus folgt, dass bei einer Stichprobe in einer Flüchtlingsunterkunft Männer im Vergleich zur Geschlechtsstruktur in Privathaushalten überrepräsentiert sind.

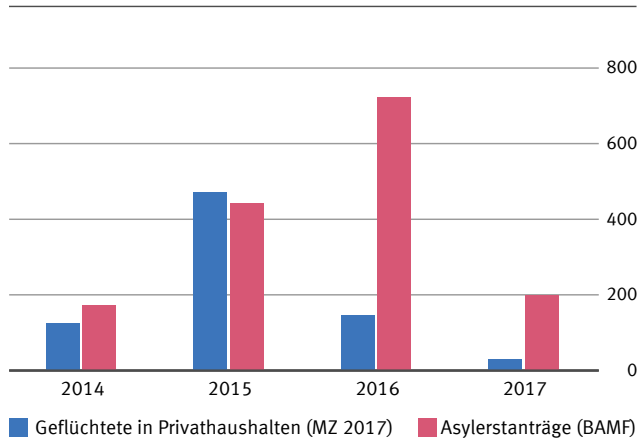
Der überwiegende Teil der hier untersuchten Flüchtlingspersonen ist ledig; in Privathaushalten liegt der Anteil der Ledigen bei 62,0%, in den Flüchtlingsunterkünften sind es 79,5%. Der Anteil der Verheirateten ist dagegen bei Personen in Privathaushalten (35,5%) deutlich höher als bei Personen in Flüchtlingsunterkünften mit 19,3%. Der Familienstand geschieden oder verwitwet kommt insgesamt selten vor. Eine Stichprobe in Flüchtlingsunterkünften bezieht somit mehrheitlich Ledige ein (79,5%) und führt zur Untererfassung von Verheirateten.

3.2 Zuzugsjahr

Da das Zuzugsjahr in Gemeinschaftsunterkünften nicht erfasst wird, beschränkt sich die Analyse auf Personen in Privathaushalten. Von den Geflüchteten in Privathaushalten sind 16,2% im Jahr 2014 nach Deutschland eingereist; die entsprechenden Anteile für die Jahre 2015, 2016 und 2017 betragen 60,9%, 19,1% und 3,8%. Dies entspricht nicht dem Verlauf der Erstanträge auf Asyl. [↘ Grafik 1](#)

Grafik 1

Zuzugsjahr von Geflüchteten im Mikrozensus im Vergleich zu den Asylerstanträgen
1 000



Quellen: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung, Daten gewichtet; Asylerstanträge: Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *Das Bundesamt in Zahlen 2020. Asyl.* Nürnberg 2021, Seite 17. Verfügbar unter: www.bamf.de

2022 - 0019

Die Diskrepanz ist wenig verwunderlich, da der Einbezug in die Analyse stark vom Jahr des Zuzugs und der Wohnform abhängt: Einerseits erfolgt in Erstaufnahmeeinrichtungen und Notunterkünften keine Befragung, sodass Geflüchtete zum Zeitpunkt ihres Asylantrags üblicherweise keine Möglichkeit haben, in den Mikrozensus einbezogen zu werden. Andererseits ist auch das Wohnen in Privathaushalten direkt nach der Einreise sehr unwahrscheinlich – das Merkmal wird jedoch nur dort erfragt. Obgleich keine Angaben zu Personen in Flüchtlingsunterkünften vorliegen, kann vermutet werden, dass die Aufenthaltsdauer dort relativ zur geflüchteten Bevölkerung in Privathaushalten kürzer ist und somit ein höherer Anteil an 2016 und 2017 zugezogenen Personen zu erwarten wäre. Hinzu kommt erstens, dass das Jahr des Erstantrags und das Zuzugsjahr nicht notwendigerweise

zusammenfallen, da Geflüchtete, insbesondere diejenigen, die 2015 zuzogen, möglicherweise den Antrag erst im Folgejahr stellten, und zweitens, dass nicht alle Asylantragstellenden auch einen Schutzstatus erhalten. Die sogenannte Schutzquote, also der Anteil der Schutzanerkennungen an allen Sachentscheidungen des Bundesamts für Migration und Flüchtlinge beträgt für die betrachtete Zeitspanne (2014 bis 2017) 41,6% (BAMF, 2021a, hier: Seite 37).

4

Auswertungsergebnisse

Nach diesen Ausführungen zur Demografie der als solche definierten Geflüchteten wird nun zunächst die Haushaltsstruktur untersucht. Die Analysen in diesem Kapitel beziehen sich ausschließlich auf Geflüchtete in Privathaushalten, da nur dort einzelne Haushalte differenziert werden können. Weiterhin wird die regionale Verteilung von Geflüchteten betrachtet. Auf Personenebene werden hierbei sowohl Bewohnerinnen und Bewohner von Flüchtlingsunterkünften als auch Geflüchtete in Privathaushalten berücksichtigt. Darauf folgt ein Vergleich von privaten Flüchtlingshaushalten zu Privathaushalten mit sonstigem oder ohne Migrationshintergrund.

4.1 Haushalte

Hinsichtlich der durchschnittlichen Haushaltsgröße unterscheiden sich Haushalte ohne Migrationshintergrund (1,9 Haushaltsmitglieder) und Haushalte mit Flucht- oder sonstigem Migrationshintergrund (2,4 Haushaltsmitglieder) deutlich voneinander. Betrachtet man statt der aggregierten Werte die Häufigkeitsverteilungen, so zeigen sich noch bedeutendere Unterschiede: Mit einem Anteil von etwa 49,8% sind Einpersonenhaushalte bei Geflüchteten besonders häufig, sogar häufiger als bei Haushalten ohne Migrationshintergrund mit 43,8%. Auf Personenebene bedeutet das, dass ein Viertel (25,0%) aller Geflüchteten in Privathaushalten alleinlebend ist, was auf Personen ohne (22,2%) oder mit sonstigem Migrationshintergrund (14,2%) hingegen deutlich seltener zutrifft. Dass die durchschnittliche Haushaltsmitgliederzahl nahezu identisch zu Haushalten mit sonstigem Migrationshintergrund ist, ist dabei insbesondere darauf zurückzuführen, dass Haushalte

Tabelle 3

Haushaltsgröße von Privathaushalten nach Art des Migrationshintergrunds

	Haushalte			
	ohne Migrationshintergrund	mit Fluchthintergrund	mit sonstigem Migrationshintergrund	insgesamt
	%			
Einpersonenhaushalte	43,8	49,8	30,8	41,1
Zweipersonenhaushalte	35,0	12,4	31,5	34,0
Dreipersonenhaushalte	11,0	11,6	16,4	12,2
Vierpersonenhaushalte	7,9	11,2	14,4	9,3
Haushalte mit fünf und mehr Personen	2,2	15,1	7,0	3,4
Haushalte insgesamt	100	100	100	100
Anzahl der Haushalte in 1 000	30 040,5	396,0	8 286,0	38 722,5
Mittelwert der Haushaltsgröße	1,90	2,40	2,38	2,01
Standardabweichung	1,05	1,77	1,33	1,14

Quelle: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung; Daten gewichtet

mit fünf oder mehr Personen deutlich häufiger vorkommen (15,1%) als bei den Vergleichsgruppen. Die ansonsten vorherrschende Haushaltsform Zweipersonenhaushalte ist hingegen bei Geflüchteten vergleichsweise selten (12,4% im Vergleich zu 31,5% [Haushalte mit sonstigem Migrationshintergrund] beziehungsweise 35,0% [Haushalte ohne Migrationshintergrund]).

↘ **Tabelle 3**

Die Haushaltsstruktur von Geflüchteten unterscheidet sich also deutlich von der der übrigen Bevölkerung. Während bei Haushalten ohne und mit sonstigem Migrationshintergrund Ein- und Zweipersonenhaushalte vorherrschend sind und mit zunehmender Größe die Haushaltsformen seltener auftreten, ist bei Geflüchteten eine Polarisierung zwischen Einpersonenhaushalten und sehr großen Haushalten zu beobachten. Mittlere Haushaltsgrößen mit zwei, drei oder vier Haushaltsmitgliedern sind bei der Gruppe der Geflüchteten vergleichsweise selten.

4.2 Regionale Verteilung

Inwieweit leben Geflüchtete, und dabei insbesondere Haushalte mit minderjährigen Kindern, in ländlichen Regionen (Braun/Simons, 2015, 2016)? Dazu wird im Folgenden die regionale Verteilung von Geflüchteten untersucht. Dabei liegt ein Fokus auf dem Merkmal „Minderjährige“, da dies der hinter der Fragestellung liegenden Intention, nämlich dass für Kinder in ländlichen Regionen bessere Voraussetzungen herrschen, am nächsten kommt. Auf der Personenebene können

hierbei auch Personen in Flüchtlingsunterkünften in die Analyse einbezogen werden, da hier Angaben zum Alter vorliegen. Bei der Betrachtung von Haushalten werden erneut ausschließlich Privathaushalte untersucht und auch dort die Verteilung bei minderjährigen Haushaltsmitgliedern betrachtet. Der Vergleich erfolgt anhand einer dreistufigen Differenzierung des Verstädterungsgrads entsprechend der Definition von Eurostat, dem Statistischen Amt der Europäischen Union (Europäische Kommission und andere, 2021).

Die im Mikrozensus 2017 als Geflüchtete kategorisierten Personen wohnen zu annähernd der Hälfte (46,0%) in städtischen Regionen, gefolgt von semi-urbanen Regionen mit etwa einem Drittel (34,4%). Es zeigen sich deutliche Unterschiede bei der Differenzierung zwischen geflüchteten Personen in Privathaushalten und Flüchtlingsunterkünften. Letztere verteilen sich gleichmäßiger auf die drei Regionstypen, mit einem deutlich höheren Anteil in ländlichen Regionen (35,4%).

Betrachtet man ausschließlich Minderjährige, ergeben sich in Privathaushalten nur geringe Abweichungen im Vergleich zur Gesamtzahl. Die Unterschiede zu den Flüchtlingsunterkünften verstärken sich dagegen. So wohnen in Privathaushalten 46,1% in urbanen Gebieten, bei den Flüchtlingsunterkünften sind das nur etwa ein Drittel (34,3%). Dagegen leben 43% der minderjährigen Geflüchteten in Gemeinschaftsunterkünften in ländlichen Regionen. Minderjährige Geflüchtete in Flüchtlingsunterkünften sind somit am häufigsten im ländlichen Bereich untergebracht, während dies nur für

Tabelle 4

Verteilung von Geflüchteten nach Regionstypen

	Geflüchtete insgesamt		Minderjährige Geflüchtete	
	in Privathaushalten	in Flüchtlingsunterkünften	in Privathaushalten	in Flüchtlingsunterkünften
	%			
Städtisch	46,0	38,7	46,1	34,3
Semi-urban	34,4	25,9	34,0	22,7
Ländlich	19,6	35,4	19,9	43,0
Insgesamt	100	100	100	100
	1 000			
Anzahl	775,0	90,6	222,5	25,5

Quelle: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung; Daten gewichtet

19,9% der Geflüchteten in Privatunterkünften zutrifft. Die Gründe hierfür sind offen. So könnte dies auf die Einschränkung der Wohnfreiheit und der damit verbundenen Zuweisung auf Unterkünfte zusammenhängen oder damit, dass im ländlichen Raum mehr für Familien beziehungsweise Kinder passende Gebäude in Gemeinschaftsunterkünften zur Verfügung standen. Beim Auszug aus den Flüchtlingsunterkünften in Privathaushalte könnten Städte aufgrund ihrer Infrastruktur und Arbeitsplatzoptionen als attraktiver gesehen werden, sodass sich die Anteile der Regionstypen verschieben.

Bei der regionalen Verteilung von Haushalten nach Flucht- und Migrationshintergrund sind die Verteilungen der Haushalte ohne Migrationshintergrund und der Haushalte mit Fluchthintergrund in städtischen Regionen annähernd identisch (44,9 gegenüber 45,7%). Haushalte mit Fluchthintergrund befinden sich jedoch etwas seltener in ländlichen Gebieten (24,2 gegenüber 19,7%). Haushalte mit sonstigem Migrationshintergrund unterscheiden sich dagegen deutlich von den beiden vorgenannten, bei ihnen ist der Anteil der städtischen Gebiete im Vergleich deutlich höher (60,3%). Gemeinsam haben alle drei Gruppen, dass die Anteile der städtischen Regionen am größten sind und mit abnehmendem Verstädterungsgrad auch die Populationsanteile sinken. Auch bei Haushalten, in denen Minderjährige wohnen, verschieben sich die Ergebnisse nur geringfügig. [↪ Tabelle 5](#)

Tabelle 5

Privathaushalte nach Regionstypen, Art des Migrationshintergrunds sowie Minderjährigen im Haushalt

	Haushalte			
	ohne Migrationshintergrund	mit Fluchthintergrund	mit sonstigem Migrationshintergrund	insgesamt
	%			
	Haushalte insgesamt			
Städtisch	44,9	45,7	60,3	48,2
Semi-urban	30,9	34,5	26,3	29,9
Ländlich	24,2	19,7	13,4	21,8
Insgesamt	100	100	100	100
Anzahl in 1 000	30 040,5	396,0	8 286,0	38 722,5
	Haushalte mit minderjährigen Haushaltsmitgliedern			
Städtisch	41,4	47,7	60,2	47,8
Semi-urban	32,2	32,8	27,0	30,5
Ländlich	26,4	19,5	12,8	21,7
Insgesamt	100	100	100	100
Anzahl in 1 000	5 030,7	142,8	2 595,0	7 768,5

Quelle: Mikrozensus 2017, eigene Berechnung; Daten gewichtet.

5

Diskussion

Analysen des Mikrozensus hinsichtlich Geflüchteten werden dadurch erschwert, dass das Merkmal des Aufenthaltsstatus nicht erfasst wird und verschiedene Aufenthaltsstatusgruppen unter den Begriff subsumiert werden. Das betrifft neben Schutzsuchenden, deren Asylgesuch noch offen, anerkannt oder abgelehnt ist, auch beispielsweise Personen, die im Rahmen des Familiennachzugs als Familienangehörige von Geflüchteten zugewandert sind. Das (Haupt-)Motiv für den Zuzug wird seit 2017 im Mikrozensus erhoben und bietet für die Analyse der Gruppe der Geflüchteten eine geeignete Proxy-Variable. Es unterliegt jedoch Verzerrungen, da es sich um eine subjektive Angabe handelt und damit die Grundgesamtheit nicht genau definiert ist. Im Einzelfall mag die Einordnung schwierig sein, da verschiedene Migrationsmotive zutreffen können. So können beispielsweise Personen, die im Rahmen des Familiennachzugs zu anerkannten Schutzsuchenden nachziehen, humanitäre Gründe als Motiv, oder Personen mit Schutzstatus nicht humanitäre Gründe, sondern ein Erwerbs- oder Bildungsmotiv angeben. Möglich ist

auch, dass Befragte ihr Zuzugsmotiv im Nachhinein anders bewerten oder ihr Aufenthaltsstatus sich inzwischen geändert hat. Nicht zuletzt können auch Effekte der sozialen Erwünschtheit die Angabe beeinflussen (Statistisches Bundesamt, 2021, hier: Seite 9). Trotzdem können Analysen von geflüchteten Personen, die dies als (Haupt-)Motiv für den Zuzug angaben, zu wichtigen Erkenntnissen führen. Eine Vergleichbarkeit mit den Daten zu Schutzsuchenden im AZR, in dem nach den faktischen Aufenthaltsstatus differenziert wird, ist aber nicht gegeben.

Der Fokus dieser Auswertung liegt auf den jüngsten Flüchtlingsbewegungen, sodass ausschließlich Personen herangezogen wurden, welche 2014 und später zugezogen sind. Weiterhin wäre die Staatsangehörigkeit als weiteres Definitionskriterium denkbar, da diese auch in Gemeinschaftsunterkünften erhoben wird. So könnte es sinnvoll sein, ausschließlich die Hauptherkunftsländer von Asylsuchenden im gegebenen Zeitraum oder die Gruppen mit hoher Schutzquote zur Definition der Untersuchungsgruppe heranzuziehen (zum Beispiel Syrien, Afghanistan). In den Ergebnissen der ersten Häufigkeitszählung zeigte sich jedoch, dass daraus geringe Zellohäufigkeiten resultieren, die den Datenschutzrichtlinien bei der Auswertung amtlicher Daten widersprechen können, sodass diese Option entfallen musste. Um dies zu umgehen, könnte man ausschließlich die größten Herkunftsgruppen heranziehen. Jedoch führt dies zu einer deutlichen Einschränkung, da dann kleinere Subpopulationen nicht abgebildet werden und dies zu einer Verzerrung der Ergebnisse führt.

Bei Geflüchteten in Gemeinschaftsunterkünften werden nur sehr wenige Personenmerkmale erfasst. Dadurch waren für die Untersuchung leicht unterschiedliche Subpopulations-Definitionen anzuwenden – eine Nutzung des Zuzugsmotivs war bei Personen in Gemeinschaftsunterkünften ebenso wenig möglich wie eine Beschränkung auf Zuzüge seit 2014. So wurden bei der vorliegenden Analyse der Geflüchteten in Flüchtlingsunterkünften potenziell auch Geflüchtete mit längerer Aufenthaltsdauer einbezogen. Wie groß diese Übererfassung ist, bleibt ungewiss, jedoch vermutlich in einem überschaubaren Rahmen, da diese Unterkünfte nicht als dauerhafte Wohnsitze vorgesehen sind. Weiterhin konnten dadurch nur diejenigen Personen in Gemeinschaftsunterkünften als Geflüchtete klassifiziert werden, die in einer Flüchtlingsunterkunft leben. Damit ist jedoch eine

Untererfassung verbunden, da Flüchtlinge in anderen Formen von Gemeinschaftsunterkünften nicht erfasst werden können. Beispielsweise sind unbegleitete ausländische Minderjährige häufig in stationären Einrichtungen der Jugendhilfe untergebracht (Fendrich und andere, 2018). Auch Personen in anderen Arten von Unterkünften, zum Beispiel Justizvollzugsanstalten oder Frauenhäusern, bleiben systematisch unberücksichtigt. Aufgrund der bereits vorher beschlossenen Änderung des Mikrozensusgesetzes und der Verringerung der erhobenen Merkmale führte der erhöhte Zuzug von Schutzsuchenden zu bedauerlichen Datenlücken in der amtlichen Statistik. Die in Notunterkünften und Aufnahmeeinrichtungen lebenden Personen konnten beim Mikrozensus nicht befragt werden (Statistisches Bundesamt, 2018a, hier: Seite 11). Somit handelt es sich hierbei ebenfalls nur um eine Näherung an die Population.

Die Mikrozensus-Analysen weichen von den Ergebnissen der IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten ab. Darin wird der Anteil an Geflüchteten in Gemeinschaftsunterkünften im Jahr 2016 auf etwa 46% beziffert, der bis zum Jahr 2018 um etwa 21 Prozentpunkte auf 25% absank (Tanis, 2020, hier: Seite 3). Die Ergebnisse der Auswertung des Mikrozensus 2017 zeigen hingegen, dass nur knapp mehr als ein Zehntel der im Datensatz als Geflüchtete klassifizierten Personen in Flüchtlingsunterkünften leben (siehe Tabelle 1), sodass von einer deutlichen Untererfassung der Personen in Flüchtlingsunterkünften auszugehen ist. Wie oben gezeigt ist es möglich, dass durch die Definitionskriterien auch bei Privatunterkünften eine Untererfassung vorliegt, sodass die Relation Gemeinschaftsunterkunft/Privathaushalt mit Unsicherheit behaftet ist. Generell gilt jedoch, dass bei Analysen auf Basis von Privathaushalten und dem systematischen Ausschluss von Bewohnerinnen und Bewohnern in Gemeinschaftsunterkünften erhebliche Teile der Untersuchungsgruppe, wie hier Geflüchtete, untererfasst werden (Schnell, 1991). „Wenn allgemeine Umfrageprojekte die Bevölkerung in Gemeinschaftsunterkünften außen vor lassen, entsteht aufgrund dieser und weiterer Besonderheiten der ausgeschlossenen Bevölkerung die Gefahr einer Verzerrung.“ (Schanze, 2019, hier: Seite 19). Dies wirkt sich nicht nur auf Analysen der Bevölkerungsstruktur wie im vorliegenden Fall aus, sondern auch auf alle davon abhängigen Variablen. Hinweise auf derartige Verzerrungen gibt auch die IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten. Dort wurde für

2018 festgestellt, dass in Gemeinschaftsunterkünften wohnende Geflüchtete seltener Kontakte zu Deutschen in der Nachbarschaft haben und deshalb auch seltener Zeit mit Deutschen verbringen als Geflüchtete, die in Privaterunterkünften wohnen. Dies gilt insbesondere für Gemeinschaftsunterkünfte mit 20 oder mehr Bewohnerinnen und Bewohnern (Siegert, 2021).

Generell können haushaltsbezogene Auswertungen des Mikrozensus ausschließlich für Privathaushalte vorgenommen werden, womit eine Untererfassung und Einschränkung der Analysemöglichkeiten verbunden ist. Dies betrifft auch Analysen aller Personen mit Migrationshintergrund, insbesondere wenn nach (Haupt-) Motiv differenziert wird (zum Beispiel Baas, 2021), da ein großer Teil der Geflüchteten, die wiederum eine Teilgruppe der Personen mit Migrationshintergrund darstellen, untererfasst bleibt.

Bei Zeitreihen ist zu berücksichtigen, dass sich die Haushalts- und Wohnstruktur durch den Umzug von Teilen der Geflüchteten aus Gemeinschaftsunterkünften in Privathaushalte ändert. Daneben muss weiterhin bedacht werden, dass Geflüchtete teilweise nicht am zugewiesenen Wohnort bleiben. Auch hierfür gibt es in der Längsschnittstudie IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten 2018 Indizien. Fast ein Drittel der befragten anerkannten Geflüchteten waren zu einem ländlichen Kreis zugewiesen und die Mehrheit lebte auch zum Befragungszeitpunkt noch in einem Kreis dieser Raumordnungskategorie, aber „rund 30 bis 40 % sind in städtisch geprägte Regionen umgezogen“. Umgekehrt lebten „etwa 7 bis 10 % der Geflüchteten, die nach dem Zuzug zunächst in einer kreisfreien Stadt oder einem städtischen Kreis gewohnt haben, zum Befragungszeitpunkt in einem ländlichen Kreis.“ (Brücker und andere, 2020, hier: Seite 6). Hinzu kommt, dass die Wahrscheinlichkeit, in einer privaten Unterkunft zu wohnen, bei Geflüchteten mit regionaler Wohnsitzauflage geringer ist als bei denjenigen ohne eine solche Anordnung (Brücker und andere, 2020, hier: Seite 1).

Befragungen, die in der Frühphase der Zuwanderung von Geflüchteten Anfang 2016 stattfanden (zum Beispiel Haug und andere, 2017), sind durch diese Selektionseffekte weniger betroffen als Befragungen zu einem späteren Zeitpunkt. Es ist zu erwarten, dass die Aufenthaltsdauer in Gemeinschaftsunterkünften systematisch mit Integrationsindikatoren kovariert.


6

Schlussfolgerung

Ziel der vorgestellten Analyse war die Beantwortung einiger einfacher Fragen anhand des größten zugänglichen Datensatzes der amtlichen Statistik. Die Analyse unter Einbezug der Flüchtlingsunterkünfte bringt interessante Ergebnisse:

1. Geflüchtete in Privathaushalten und Personen in Flüchtlingsunterkünften unterscheiden sich hinsichtlich Geschlecht und Familienstand, aber nicht beim Alter.
2. Die Haushalte von Geflüchteten sind größer als Haushalte mit sonstigem Migrationshintergrund oder ohne Migrationshintergrund.
3. Geflüchtete wohnen seltener als Personen mit sonstigem Migrationshintergrund in Städten und häufiger in ländlichen Regionen und ähneln hinsichtlich der Siedlungsstruktur eher Haushalten ohne Migrationshintergrund.

Insbesondere bei der räumlichen Verteilung zeigen sich Effekte, wie die gehäufte Unterbringung Minderjähriger in Flüchtlingsunterkünften in ländlichen Regionen. Anhand der ansonsten üblichen Betrachtung auf Privathaushaltsebene wäre ein solcher Schluss nicht möglich. Für die Haushaltsstruktur ist der wichtigste Befund die starke Polarisierung zwischen Einpersonen- und großen Mehrpersonenhaushalten.

Weiterhin folgt aus den Erkenntnissen, dass Befragungen, die nur Privathaushalte oder nur Gemeinschaftsunterkünfte einbeziehen, zu verzerrter Darstellung der Geflüchteten führen. Analysen, die sich ausschließlich auf Privathaushalte beziehen, überschätzen den Fortschritt der Integration von Geflüchteten und damit eines wesentlichen Teils der Bevölkerung mit Migrationshintergrund. Eine weitere Erfahrung besteht darin, dass der Mikrozensus eingeschränkte Analysemöglichkeiten für jüngst zugezogene Geflüchtete in Gemeinschaftsunterkünften bietet. Eine (erneute) verstärkte Erhebung von Personenmerkmalen in Gemeinschaftsunterkünften wäre zu überlegen, unterliegt jedoch vielfältigen praktischen Schwierigkeiten. 

LITERATURVERZEICHNIS

Baas, Meike. *Bildungsbeteiligung nach Migrationshintergrund*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2021, Seite 111 ff.

Baier, Andreea/Siegert, Manuel. *Die Wohnsituation Geflüchteter*. Kurzanalysen des Forschungszentrums Migration, Integration und Asyl des Bundesamtes für Migration und Flüchtlinge. Ausgabe 02/2018. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Bihler, Wolf/Zimmermann, Daniel. *Die neue Mikrozensusstichprobe ab 2016*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2016, Seite 20 ff.

Braun, Reiner/Simons, Harald. *Familien aufs Land – Teil 2. Flüchtlinge kommen überwiegend als Familien und die sind in der Kleinstadt schneller integrierbar – der Staat muss deswegen lenkend eingreifen*. empirica paper Nr. 230; erweiterte und detailliertere Version von empirica paper Nr. 228. 2015. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.empirica-institut.de

Braun, Reiner/Simons, Harald. *Familien aufs Land*. In: Franke, Silke/Magel, Horst (Herausgeber). *Flüchtlinge aufs Land? Argumente und Materialien zur Zeitgeschichte* Nr. 106. Seite 19 ff. München 2016. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.hss.de

Brücker, Herbert/Hauptmann, Andreas/Jaschke, Philipp. *Beschränkungen der Wohnortwahl für anerkannte Geflüchtete: Wohnsitzauflagen reduzieren die Chancen auf Arbeitsmarktintegration*. IAB-Kurzbericht 03/2020. Nürnberg 2020. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.iab.de

Brücker, Herbert/Rother, Nina/Schupp, Jürgen. *IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten 2016. Studiendesign, Feldergebnisse sowie Analysen zu schulischer wie beruflicher Qualifikation, Sprachkenntnissen sowie kognitiven Potenzialen*. IAB-Forschungsbericht 13/2017 (korrigierte Fassung vom 20. März 2018). [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: doku.iab.de

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *Migrationsbericht 2019*. Berlin 2020. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *Das Bundesamt in Zahlen 2020. Asyl*. 2021a. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *Erstverteilung der Asylsuchenden (EASY)*. 2021b. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *Forschungsvorhaben mit personenbezogenen Daten aus dem Ausländerzentralregister: Beantragung und Durchführung*. Arbeitshilfen des BAMF-FDZ 2/2021. 2021c. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF). *IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten*. 2021d. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

LITERATURVERZEICHNIS

European Commission/Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO)/United Nations Human Settlements Programme (UN-Habitat)/International Labour Organization (ILO)/Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)/World Bank. *Applying the Degree of Urbanisation. A methodological manual to define cities, towns and rural areas for international comparisons*. Luxemburg 2021. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: ec.europa.eu

Fendrich, Sandra/Pothmann, Jens/Tabel, Agathe. *Monitor Hilfen zur Erziehung*. Arbeitsstelle Kinder- und Jugendhilfestatistik (AKJ^{Stat}). Dortmund 2018. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: hzemonitor.akjstat.tu-dortmund.de

Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder. *Mikrozensus 2017, On-Site, Version 1*. 2020. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: doi.org/10.21242/12211.2017.00.00.1.1.1.

Franke, Silke/Magel, Holger. *Flüchtlinge aufs Land? Argumente und Materialien zur Zeitgeschichte* Nr. 106. München 2016. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.hss.de

Glorius, Birgit/Kordel, Stefan/Weidinger, Tobias/Bürer, Miriam/Schneider, Hanne/Spenger, David. *Is Social Contact With the Resident Population a Prerequisite of Well-Being and Place Attachment? The Case of Refugees in Rural Regions of Germany*. *Frontiers in Sociology*. 2020. [Zugriff am 6. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.frontiersin.org

Haug, Sonja/Lochner, Susanne/Huber, Dominik. *Methodological Aspects of a Quantitative and Qualitative Survey of Asylum Seekers in Germany – A Field Report*. In: *methods, data, analyses*. Jahrgang 13. Ausgabe 2/2019. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: doi.org/10.12758/MDA.2019.02

Haug, Sonja/Currle, Edda/Lochner, Susanne/Huber, Dominik/Altenbuchner, Amelie. *Asylsuchende in Bayern. Eine quantitative und qualitative Studie*. München 2017. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.hss.de

Hochgürtel, Tim/Rammelt, Sabine. *Die auskunftspflichtige Erfassung von Lebensgemeinschaften im Mikrozensus ab 2017*. In: *WISTA Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 4/2018, Seite 47 ff.

Johannson, Susanne. *Was wir über Flüchtlinge (nicht) wissen. Der wissenschaftliche Erkenntnisstand zur Lebenssituation von Flüchtlingen in Deutschland*. Eine Expertise im Auftrag der Robert Bosch Stiftung und des SVR-Forschungsbereichs. 2016. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bosch-stiftung.de

Petschel, Anja. *Bevölkerung mit Migrationshintergrund*. In: *Datenreport 2021*. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Petschel, Anja/Will, Anne-Kathrin. *Migrationshintergrund – ein Begriff, viele Definitionen*. In: *WISTA Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 5/2020, Seite 78 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Rösch, Tabea/Schneider, Hanne/Weber, Johannes/Worbs, Susanne. *Integration von Geflüchteten in ländlichen Räumen*. Nürnberg. Bundesamt für Migration und Flüchtlinge. Forschungsbericht 36. 2020. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

Schanze, Jan-Lucas. *Schwer befragbar und vernachlässigbar? Die Bevölkerung in Gemeinschaftsunterkünften*. In: Informationsdienst Soziale Indikatoren. Ausgabe 62/2019, Seite 13 ff. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: doi.org/10.15464/isi.62.2019.13-20

Schnell, Rainer. *Wer ist das Volk? Zur faktischen Grundgesamtheit bei „allgemeinen Bevölkerungsumfragen“; Undercoverage, Schwererreichbare und Nichtbefragbare*. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Jahrgang 43. Heft 1/1991, Seite 106 ff.

Siegert, Manuel. *Beeinflussen Gemeinschaftsunterkünfte die soziale Integration Geflüchteter? Eine empirische Analyse anhand der IAB-BAMF-SOEP-Befragung von Geflüchteten*. In: SozW Soziale Welt. Jahrgang 72. Heft 2/2021, Seite 206 ff. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: doi.org/10.5771/0038-6073-2021-2-206

Statistisches Bundesamt. *Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 2017*. Fachserie 1, Reihe 3. 2018a. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Schutzsuchende. Ergebnisse des Ausländerzentralregisters 2017*. Fachserie 1, Reihe 2.4. 2018b. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Ergebnisse des Mikrozensus 2019*. Fachserie 1 Reihe 2.2. 2020. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.statistischebibliothek.de

Statistisches Bundesamt. *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Statistik über Schutzsuchende. 31.12.2020. Qualitätsbericht*. 2021. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Tanis, Kerstin. *Entwicklungen in der Wohnsituation Geflüchteter. Kurzanalysen des Forschungszentrums Migration, Integration und Asyl des Bundesamtes für Migration und Flüchtlinge*. Ausgabe 05|2020. [Zugriff am 7. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz zur Durchführung einer Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und die Arbeitsmarkt-beteiligung sowie die Wohnsituation der Haushalte (Mikrozensusgesetz - MZG) vom 7. Dezember 2016 (BGBl. I Seite 2826), das durch Artikel 178 der Verordnung vom 19. Juni 2020 (BGBl. I Seite 1328) geändert worden ist.

METHODISCHE WEITERENTWICKLUNGEN IN DER LEBENSFORMENBERICHTERSTATTUNG AUF GRUNDLAGE DES MIKROZENSUS AB DEM BERICHTSJAHR 2020

Tim Hochgürtel, Clarissa Wilke

↳ **Schlüsselwörter:** Lebensformen – Mikrozensus 2020 – Plausibilisierung – Imputation

ZUSAMMENFASSUNG

Mit dem Berichtsjahr 2020 wurde der Mikrozensus umfangreichen methodischen und konzeptionellen Neuerungen unterzogen, unter anderem wurden weitere Erhebungen in den Mikrozensus integriert. Dies erfordert eine Harmonisierung in der Berichterstattung und führt auch zu einer Anpassung des Lebensformenkonzepts.

Die Veröffentlichung der Ergebnisse soll künftig früher und häufiger erfolgen. Dazu sind in der Lebensformenberichterstattung in verstärktem Maße standardisierte und automatisierte Methoden zur Plausibilisierung von Einzeldaten sowie zur Erzeugung weiterer Merkmale im Zuge der Typisierung und Bandsatzerweiterung einzusetzen. Der Beitrag beschreibt den Ablauf dieser standardisierten und automatisierten Prozesse.

↳ **Keywords:** *living arrangements – microcensus 2020 – plausibility checks – imputation*

ABSTRACT

The microcensus underwent substantial methodological and conceptual changes in the reporting year 2020, among them the inclusion of further surveys into the microcensus. As a consequence, the reporting has to be harmonised and the living arrangements concept is adjusted.

Results will be published sooner and more frequently. To this end, more standardised and automated methods have to be used in living arrangements reporting to check the plausibility of microdata and generate further variables from the information obtained. The article describes these standardized and automated processes.



Tim Hochgürtel

studierte Soziologie in Mainz und ist Referent im Referat „Bevölkerungsstatistische Auswertungen und Analysen aus dem Mikrozensus“ des Statistischen Bundesamtes. Schwerpunkte seiner Arbeit sind Analysen sowie Publikationen zu privaten Haushalten und Lebensformen.



Clarissa Wilke

hat in Mainz Politik- und Wirtschaftswissenschaften studiert. Seit 2015 ist sie im Statistischen Bundesamt tätig und seit April 2018 im Referat „Bevölkerungsstatistische Auswertungen und Analysen aus dem Mikrozensus“. Schwerpunkte ihrer Arbeit sind Auswertungen und Publikationen zu privaten Haushalten und Lebensformen.

1

Berichterstattung zu Lebensformen auf Basis des Mikrozensus

Seit 1957 berichtet die amtliche Statistik auf Grundlage des Mikrozensus über familiäre Strukturen der deutschen Bevölkerung (Herberger, 1957). Seither ist die Berichterstattung einem stetigen Wandel unterworfen. Dieser Wandel betrifft hierbei sowohl Aspekte der Methodik in der Erhebung des Mikrozensus, als auch die konzeptuelle Grundlage, mit der über Familien und Lebensformen berichtet wird (Emmerling/Riede, 1997; Lotze/Breiholz, 2002; Nöthen, 2005; Hochgürtel/Rammelt, 2017).

Mit dem Mikrozensus 2020 wurden wiederum umfassende Neuregelungen umgesetzt. Unter anderem sind seit dem Erhebungsjahr 2020 die Erhebung LEBEN IN EUROPA (deutsche Bezeichnung der Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen – EU-SILC) und seit dem Erhebungsjahr 2021 die Erhebung „Informations- und Kommunikationstechnologien in privaten Haushalten“ (IKT) Bestandteil des Mikrozensus.

Der Mikrozensus wird nun als integrierte Erhebung durchgeführt, bei welcher bisher weitgehend separat durchgeführte Erhebungen als Module einer gemeinsamen Erhebung realisiert werden. Dieses Vorgehen soll unter anderem Synergieeffekte erzielen, um die in der Vergangenheit gestiegenen Anforderungen an die Haushaltserhebungen zu bewältigen. So nutzen die bisher separat durchgeführten Erhebungen unter anderem dieselbe Stichprobengrundlage (Bihler/Zimmermann, 2016) sowie dieselben Erhebungsinstrumente (Hochgürtel, 2013; Hundenborn/Enderer, 2019).

Die Integration der bisher separat durchgeführten Haushaltserhebungen spiegelt sich auch in der Vereinheitlichung von Auswertungskonzepten wider. Bis einschließlich 2019 bildete die Vereinigungsmenge aus Haushalten am Haupt- und Nebenwohnsitz die Grundlage der Haushaltsberichterstattung im Mikrozensus. Seit dem Berichtsjahr 2020 wird einheitlich, über alle Module hinweg, das Konzept des Hauptwohnsitzhaushalts als Grundlage verwendet. Ein Hauptwohnsitzhaushalt ist dabei definiert als Haushalt, in dem mindestens eine Person im Alter von 16 Jahren oder älter mit Hauptwohnsitz lebt (Hochgürtel/Weinmann, 2020).

Daneben ändern sich mit dem Berichtsjahr 2020 auch die Veröffentlichungszyklen. Erstergebnisse sollen künftig drei bis vier Monate nach Ende eines Berichtsjahrs zur Verfügung stehen. Damit erfolgt eine Bereitstellung rund vier Monate früher als dies in den Berichtsjahren bis einschließlich 2019 der Fall war. Eine Veröffentlichung der Endergebnisse ist rund zehn Monate nach den Erstergebnissen geplant (Hundenborn/Enderer, 2019; Schmidt/Stein, 2021).

Um die zweimal im Jahr geplante Veröffentlichung (Erst- und Endergebnisse) zu ermöglichen, müssen die Methoden der Plausibilisierung und Datenaufbereitung noch stärker als bisher automatisiert werden. Daraus resultiert eine Anpassung der entsprechenden Anwendungen.

Der vorliegende Beitrag beschreibt in Kapitel 2 die Plausibilisierung der für die Erfassung der Lebensformen zentralen Merkmale in den Rohdaten der Mikrozensus-Befragung. Danach benennt Kapitel 3 notwendige Modifikationen des Lebensformenkonzepts im Kontext des Mikrozensus 2020. Des Weiteren veranschaulicht der Beitrag in Kapitel 4 Bandsatzerweiterungen und Typisierungen neuer Merkmale und stellt in diesem Zusammenhang auch die Vorgehensweise zur Imputation fehlender Angaben vor. Der Beitrag schließt mit einem Ausblick.

2

Plausibilisieren von Rohdaten

Mit den Neuerungen des Mikrozensus ab dem Berichtsjahr 2020 ist beabsichtigt, Veröffentlichungen schneller zu realisieren. Dazu werden die Datenaufbereitungsschritte im Kontext der Lebensformenberichterstattung standardisiert und automatisiert. Im Folgenden ist das Vorgehen zur Plausibilisierung der Rohdaten beschrieben.

Im Zuge der Erstellung von Typisierungen und Bandsatzerweiterungen (siehe hierzu auch Kapitel 4) werden die Befragten eines Haushalts zu einer oder mehreren Lebensformen gruppiert. Jede befragte Person des Haushalts gehört genau einer Lebensform an. Für diese Gruppierung werden die Angaben der Befragten genutzt.

Für eine Bildung der Lebensformen (siehe hierzu auch Kapitel 3) sind die Informationen zu Wohnsitz, Familien-

Tabelle 1

Merkmale des Mikrozensus zur Erfassung von Eltern und Partnern

Befragungsmerkmal	Plausibilisiertes Merkmal	Merkmal	Korrekturbedürftige Ausprägungen
			Anteil an den Erstergebnissen 2020 in %
AB0701P	TL0701P	Lebt Ihre Mutter in diesem Haushalt?	0,3
AB0702P	TL0702P	Personen-Nummer der Mutter	0,8
AB0801P	TL0801P	Lebt Ihr Vater in diesem Haushalt?	0,3
AB0802P	TL0802P	Personen-Nummer des Vaters	0,7
AB0901P	TL0901P	Lebt Ihr/-e Ehepartner/-in in diesem Haushalt?	0,1
AB0902P	TL0902P	Personen-Nummer Ehepartner/-in	0,4
AB1001P	TL1001P	Lebt Ihr/-e Lebenspartner/-in in diesem Haushalt?	0,1
AB1002P	TL1002P	Personen-Nummer Lebenspartner/-in	0,1

stand, Geburtsjahr und Geschlecht relevant. Darüber hinaus wird berücksichtigt, ob die Befragten mit Eltern und einem Partner beziehungsweise einer Partnerin in einem Haushalt leben. Hierzu wird im Mikrozensus separat nach einem Ehepartner beziehungsweise einer Ehepartnerin und nach einem Lebenspartner beziehungsweise einer Lebenspartnerin gefragt. [↘ Tabelle 1](#) enthält in Spalte 3 die Merkmale des Mikrozensus zu Elternteilen und Partnern.

Die Qualität der realisierten Gruppierung hängt von kohärenten und widerspruchsfreien Informationen der Befragten ab. Daher ist vor der Durchführung der Gruppierung die Kohärenz der Angaben der Befragten zu prüfen. Bei widersprüchlichen Angaben muss eine Korrektur erfolgen.

Die Widerspruchsfreiheit muss für alle Angaben zu familiären Beziehungen von Haushaltsmitgliedern gegeben sein. Inkohärenzen können dadurch entstehen, dass einzelne Haushaltsmitglieder bei der Beantwortung von Fragen widersprüchliche Angaben machen. Eine Inkohärenz auf Individualebene liegt beispielsweise vor, wenn eine Person zwar benennt, dass sie mit einem Ehepartner beziehungsweise einer Ehepartnerin im Haushalt lebt, aber nicht angibt, welches Haushaltsmitglied der Ehepartner beziehungsweise die Ehepartnerin ist. Auch aus der Kombination von Angaben verschiedener Haushaltsmitglieder können sich Widersprüchlichkeiten ergeben. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn in einem Haushalt eine Person A eine andere Person B als Ehepartner beziehungsweise Ehepartnerin benennt, die Person B hingegen keinen Ehepartner beziehungsweise keine Ehepartnerin angibt.

Da für die Bildung von Lebensformen eine Vielzahl von Merkmalen Berücksichtigung findet, gibt es sehr viele Möglichkeiten, Inkohärenzen im Antwortverhalten eines Haushalts zu erzeugen. Die Konzeption und Programmierung eines Plausibilisierungs-Algorithmus, der jede denkbare Inkohärenz lösen kann, scheitert daher an der ungemein großen Menge möglicher widersprüchlicher Angaben.

Aus diesem Grund wurde eine andere Methode entwickelt, um die Widerspruchsfreiheit der Angaben zu familiären Beziehungen durch eine Plausibilisierung herzustellen. Die Angaben zu Eltern und Partnern oder Partnerinnen im Haushalt gelten als plausibel, wenn der Haushalt 40 vorab definierte Kriterien erfüllt. Anhand der Kriterien wird bei der Plausibilisierung jeweils geprüft, ob innerhalb eines Haushalts die getätigten Angaben zusammenpassen. Dies wird sowohl für Angaben der Befragten zu ihren Eltern umgesetzt als auch zu Angaben, die sie zu ihrem Partner oder ihrer Partnerin machen. [↘ Tabelle 2](#)

Wird in einem Haushalt mindestens ein Kriterium verletzt, gilt dieser als inkohärent. Ein Plausibilisierungsalgorithmus bereinigt die durch die Kriterienliste festgestellten Inkohärenzen. Der Vorteil dieser Vorgehensweise besteht darin, dass der Plausibilisierungsalgorithmus ausschließlich empirisch auftretende Probleme löst und nicht dazu imstande sein muss, Lösungen für alle potenziellen Widersprüche anzubieten. Dies erfordert jedoch auch die Pflege des Plausibilisierungsalgorithmus; er ist zu erweitern, wenn neue, bisher noch nicht bekannte Inkohärenzen auftreten. Der Plausibilisierungsalgorithmus wurde bisher für sechs

Tabelle 2

Kriterien der Kohärenzprüfung

Kriterien zur Prüfung der Kohärenz von Eltern und Partnerbeziehungen in Haushalten		Verstöße ¹	
		vor Plausibilisierung	nach Plausibilisierung
1 Personen-Nummer			
1.1	Jede Person hat eine Personen-Nummer.	0	0
1.2	Jede Personen-Nummer gibt es nur einmal im Haushalt.	0	0
2 Angaben zu Elternteilen			
2.1	Angabe zur Frage „Lebt Ihre Mutter in Ihrem Haushalt?“ ist vorhanden.	0	0
2.2	Wenn Mutter im Haushalt lebt, ist Angabe zur Personen-Nummer der Mutter vorhanden.	38	0
2.3	Angabe der Personen-Nummer der Mutter ist ungleich der eigenen Personen-Nummer.	21	0
2.4	Es existiert eine Person mit Personen-Nummer der Mutter im Haushalt.	933	0
2.5	Die benannte Mutter ist mindestens 12 Jahre alt.	25	0
2.6	Wenn angegeben wird, dass eigene Mutter nicht im Haushalt lebt, ist keine Personen-Nummer der Mutter benannt.	0	0
2.7	Wenn angegeben wird, dass eigene Mutter im Haushalt lebt, ist die angegebene Personen-Nummer der Mutter ungleich der angegebenen Personen-Nummer des Vaters.	38	0
2.8	Angabe zur Frage „Lebt Ihr Vater in Ihrem Haushalt?“ ist vorhanden.	19	0
2.9	Wenn Vater im Haushalt lebt, ist Angabe zur Personen-Nummer des Vaters vorhanden.	38	0
2.10	Angabe der Personen-Nummer des Vaters ist ungleich der eigenen Personen-Nummer.	19	0
2.11	Es existiert eine Person mit Personen-Nummer des Vaters im Haushalt.	739	0
2.12	Benannter Vater ist mindestens 12 Jahre alt.	24	0
2.13	Wenn angegeben wird, dass eigener Vater nicht im Haushalt lebt, ist keine Personen-Nummer des Vaters benannt.	0	0
2.14	Im Haushalt existieren keine Personen A und B, die sich gegenseitig als Elternteil angeben.	216	0
2.15	Alle Personen unter 14 Jahren haben mindestens einen Elternteil benannt.	1 233	0
2.16	Im Haushalt existieren keine Personen A und B, welche beide eine Person C als Elternteil benennen und die jeweils andere Person als Elternteil angeben.	104	0
3 Angaben zur Partnerschaft			
3.1	Angabe zur Frage „Lebt Ihr Ehepartner in Ihrem Haushalt?“ ist vorhanden.	0	0
3.2	Wenn Ehepartner im Haushalt lebt, ist Angabe zur Personen-Nummer der Ehepartner vorhanden.	267	0
3.3	Angabe der Personen-Nummer des Ehepartners ist ungleich der eigenen Personen-Nummer.	272	0
3.4	Es existiert eine Person mit Personen-Nummer des Ehepartners im Haushalt.	1 633	0
3.5	Ehepartner sind mindestens 14 Jahre alt.	25	0
3.6	Wenn angegeben wird, dass kein Ehepartner im Haushalt lebt, ist keine Personen-Nummer des Ehepartners benannt.	0	0
3.7	Wenn ein Ehepartner benannt ist, wird das Vorhandenseins eines Lebenspartners verneint.	0	0
3.8	Wenn ein Ehepartner benannt ist, wird keine Personen-Nummer für einen Lebenspartner benannt.	0	0
3.9	Die Personen-Nummer des Ehepartners ist ungleich der Personen-Nummer der Mutter.	101	0
3.10	Die Personen-Nummer des Ehepartners ist ungleich der Personen-Nummer des Vaters.	134	0
3.11	Wenn Person A die Person B als Ehepartner benennt, so gibt Person B die Person A als Ehepartner an.	2 126	0
3.12	Angabe zur Frage „Lebt Ihr Lebenspartner in Ihrem Haushalt?“ ist vorhanden.	0	0
3.13	Wenn Lebenspartner im Haushalt lebt, ist Angabe zur Personen-Nummer des Lebenspartners vorhanden.	0	0
3.14	Angabe der Personen-Nummer des Lebenspartners ist ungleich der eigenen Personen-Nummer.	33	0
3.15	Es existiert eine Person mit Personen-Nummer des Lebenspartners im Haushalt.	442	0
3.16	Der Lebenspartner ist mindestens 14 Jahre alt.	29	0
3.17	Wenn angegeben wird, dass kein Lebenspartner im Haushalt lebt, ist keine Personen-Nummer des Lebenspartners benannt.	0	0
3.18	Wenn angegeben wird, dass ein Lebenspartner im Haushalt lebt, ist keine Personen-Nummer des Ehepartners benannt.	0	0
3.19	Die Personen-Nummer des Lebenspartners ist ungleich der Personen-Nummer der Mutter.	0	0
3.20	Die Personen-Nummer des Lebenspartners ist ungleich der Personen-Nummer des Vaters.	0	0
3.21	Wenn Person A die Person B als Lebenspartner benennt, so gibt Person B die Person A als Lebenspartner an.	1 040	0
3.22	Es ist nicht sowohl eine Personen-Nummer des Ehepartners und eine Personen-Nummer des Lebenspartners benannt.	0	0

¹ Grundlage der Prüfung bilden die 651 609 Sätze der Einzeldaten für die ersten Ergebnisse des Mikrozensus 2020.

Quartale genutzt. Es zeigt sich bereits jetzt, dass bisher unbekannte Probleme kaum noch auftreten.

Verletzt ein Haushalt eines der Kriterien, ist damit eine Widersprüchlichkeit in den Antworten identifiziert. Damit sind aber noch keine Hinweise verbunden, wie die Widersprüchlichkeit aufgelöst werden kann. Je nach Haushaltskontext ist das Problem adäquat zu lösen. Entsprechend ist im Plausibilisierungsalgorithmus eine Vielzahl von Fallunterscheidungen implementiert. Zwischen den Kriterien, mit welchen die Kohärenz der Angaben des Haushalts geprüft wird, und den Fallunterscheidungen des Plausibilisierungsalgorithmus besteht eine n:m-Beziehung. So sind derzeit rund 100 verschiedene Inkohärenzfälle zu unterscheiden. Für jeden Fall sieht der Plausibilisierungsalgorithmus eine entsprechende Korrektur vor.

Eine inkohärente Angabe eines Befragten kann dazu führen, dass gegen mehrere Kriterien verstoßen wird. Dies illustriert das folgende Beispiel: In einem Haushalt geben die Personen A und B beide an, mit einem Ehepartner beziehungsweise einer Ehepartnerin im Haushalt zu leben. Person A hat eine Person B als Ehepartner beziehungsweise Ehepartnerin benannt. Person B hat hingegen nicht angegeben, welches Haushaltsmitglied der Ehepartner oder die Ehepartnerin ist. Damit ist das Kriterium 3.2 nicht erfüllt: Eine Person, die angibt mit einem Ehepartner beziehungsweise einer Ehepartnerin im Haushalt zu leben, muss auch benennen, welche andere Person des Haushalts dieser Ehepartner oder die Ehepartnerin ist. Darüber hinaus ist auch das Kriterium 3.11 nicht erfüllt, nach dem Haushaltsangaben nur dann als kohärent gelten, wenn Person A und B sich gegenseitig als Ehepartner beziehungsweise Ehepartnerin benannt haben. In einigen Fällen bedarf es lediglich einer einzigen Korrektur, um mehrere Verstöße eines Haushalts gegen Plausibilisierungskriterien zu bereinigen.

Die Verletzung eines Kriteriums muss nicht immer identische Ursachen haben. Je nach Haushaltskontext können verschiedene Fälle eintreten. Entsprechend muss der Plausibilisierungsalgorithmus verschiedene Fälle unterscheiden können, um die jeweils angemessene Plausibilisierung umzusetzen. Für das obige Beispiel geht der Plausibilisierungsalgorithmus wie folgt vor: Hat Person B (1.) als Familienstand „verheiratet“ angegeben, (2.) Person A nicht als Elternteil benannt und (3.) keine weitere Person C als Ehe- oder Lebenspartner beziehungs-

weise Ehe- oder Lebenspartnerin angegeben, wird im Zuge der Plausibilisierung der Person B die Person A als Ehepartner beziehungsweise Ehepartnerin zugewiesen. Ist hingegen mindestens eine der drei genannten Bedingungen nicht erfüllt, wird durch die Plausibilisierung der Person A zugewiesen, dass diese keinen Ehepartner beziehungsweise Ehepartnerin im Haushalt hat.

Im Kontext der Plausibilisierung werden durch den Algorithmus neue Merkmale erstellt. Die in Spalte 1 der Tabelle 1 genannten Befragungsmerkmale bleiben als Originalmerkmale unverändert. Neu generiert werden Merkmale mit den in Spalte 2 der Tabelle 1 aufgeführten Bezeichnungen. Im Falle eines plausiblen Merkmalswerts entspricht der Merkmalswert des plausibilisierten Merkmals dem des Originalmerkmals.

Nur bei Merkmalswerten mit Korrekturbedarf weicht der Merkmalswert der plausibilisierten Merkmale von den Originalangaben ab. Tabelle 1 benennt in Spalte 4 den Anteil der Merkmalswerte je Merkmal, die durch die Plausibilisierung verändert wurden. Bezogen auf die Merkmale der Tabelle 1 sind durch die Plausibilisierung in den Erstergebnissen des Mikrozensus 2020 jeweils weniger als 1% der Merkmalswerte zu korrigieren. Insgesamt gab es in 2,6% der Haushalte einen Korrekturbedarf zu mindestens einer Angabe.

In Tabelle 2 ist in Spalte 3 ausgewiesen, wie viele Verstöße in den Mikrodaten vorliegen, welche die Grundlage der Erstergebnisse des Mikrozensus 2020 bilden. Insgesamt liegen 651 609 Sätze in den Mikrodaten zu den Erstergebnissen des Berichtsjahres 2020 vor. Gegen 24 Kriterien liegt mindestens ein Verstoß vor. Das Maximum mit 2 126 Verstößen ist beim oben erläuterten Kriterium 3.11 gegeben. Dies entspricht einem Anteil nicht plausibler Angaben von 0,3%.

Durch den Plausibilisierungsalgorithmus werden diese Inkohärenzen bereinigt. Die durch die Plausibilisierung erzeugten Merkmale weisen keine Inkohärenzen mehr für die Bevölkerung in Hauptwohnsitzhaushalten auf (siehe Tabelle 2, Spalte 4).

Der eingesetzte Plausibilisierungsalgorithmus erlaubt die automatisierte Plausibilisierung der Angaben zu Eltern und Partnern in den Einzeldaten des Mikrozensus. Damit ist eine zur Erstellung von Typisierungen und Bandsatzerweiterungen der Lebensformen vorausgesetzte hinreichende Datenqualität in den benannten

Merkmale gesichert. Dabei lässt sich der Algorithmus gleichermaßen für Quartals- wie Jahresdaten einsetzen; seine Nutzung reduziert den manuellen Aufwand zur Durchführung der Plausibilisierung auf ein Minimum. Damit leistet der automatisierte Plausibilisierungsalgorithmus einen Beitrag zur schnelleren Bereitstellung von Ergebnissen.

Zugleich lässt sich die Korrekturleistung des Algorithmus evaluieren. Zum einen ist es möglich, die Anzahl der Verstöße gegen die 40 Plausibilisierungskriterien zu messen. Zum anderen lässt sich für die plausibilisierten Merkmale der Anteil der Merkmalswerte bestimmen, die durch den Algorithmus modifiziert wurden.

3

Lebensformenkonzept

3.1 Lebensformen in der Berichterstattung bis einschließlich 2019

Seit 2005 wird auf Basis des Lebensformenkonzepts über Familien und Lebensformen berichtet (Nöthen, 2005). In diesem Kontext werden Personen, die zum Zeitpunkt der Befragung im Haushalt leben, zu Lebensformen gruppiert. Sofern Personen mit ihrem Partner oder ihrer Partnerin in einem Haushalt leben, bilden diese Personen mit ihrem Partner beziehungsweise ihrer Partnerin eine gemeinsame Lebensform. In eine Lebensform werden auch die Kinder der Personen integriert, sofern diese Kinder den Familienstand „ledig“ aufweisen und selbst weder mit Partner beziehungsweise Partnerin noch mit eigenen Kindern im Haushalt leben. Das Alter der Kinder bleibt im Lebensformenkonzept unberücksichtigt.

Das Lebensformenkonzept unterscheidet damit vier grundlegende Lebensformen: (1) Paare mit ledigen Kindern, (2) Paare ohne lediges Kind, (3) Alleinerziehende: Lebensformen mit einem Elternteil und ledigen Kindern und (4) Alleinstehende.

Als Familien gelten hierbei die Lebensformen mit ledigen Kindern, das heißt Paare mit ledigen Kindern oder Alleinerziehende. Damit bestehen Familien immer aus genau zwei Generationen. Personen, welche den Haushalt bereits verlassen haben, werden im Lebensformen-

konzept nicht berücksichtigt. Unter den Paaren ohne Kind können auch Paare sein, deren Kinder bereits ausgezogen sind.

Lebensformen weisen genau eine Bezugsperson auf. Seit dem Mikrozensus 2005 ist die Bezugsperson in gemischtgeschlechtlichen Partnerschaften der männliche Partner, bei gleichgeschlechtlichen Partnerschaften der ältere Partner beziehungsweise die ältere Partnerin, bei Alleinerziehenden der alleinerziehende Elternteil und bei Alleinstehenden die Person selbst. Bei gleichgeschlechtlichen Partnerschaften gleichaltriger Partner beziehungsweise Partnerinnen entscheidet die Reihenfolge, in der die Partner beziehungsweise Partnerinnen im Fragebogen eingetragen sind. Bezugsperson dieser Partnerschaft ist dann der Partner oder die Partnerin mit der niedrigeren Personenummer.

Die Bezugsperson erfüllt eine Repräsentanzfunktion für die Lebensform. Werden in der Berichterstattung Lebensformen nach Eigenschaften dargestellt, bei denen es sich um Individualeigenschaften und nicht um Eigenschaften der Lebensform als solche handelt, überträgt die Bezugsperson ihre Individualeigenschaft an die Lebensform. So werden Lebensformen nach dem Alter der Bezugsperson der Lebensformen ausgewiesen (zum Beispiel in Fachserie 1 Reihe 3, Tabelle 3.1; Statistisches Bundesamt, 2021).

In der Berichterstattung werden Lebensformen am Hauptwohnsitz ausgewiesen. Hierbei überträgt die Bezugsperson ihre individuelle Wohnsitzsituation auf die Lebensform. Lebt die Bezugsperson am Hauptwohnsitz, so handelt es sich um eine Lebensform am Hauptwohnsitz. Lebensformen können hierbei nach weiteren Eigenschaften unterschieden werden. So weist die Berichterstattung unter anderem Paare danach aus, ob die Partner verheiratet oder gleichgeschlechtlich sind.

Die Berichterstattung umfasst dabei nicht nur die Darstellung der Lebensformen, sondern weist ebenfalls die Bevölkerung in Lebensformen aus. Die Bevölkerung in Lebensformen am Hauptwohnsitz entspricht der Menge der Personen, welche Mitglied einer Lebensform am Hauptwohnsitz sind.

3.2 Lebensformen in der Berichterstattung ab 2020

Die Realisierung des Mikrozensus als integrierte Haushaltserhebung erfordert auch Harmonisierungen in den Veröffentlichungskonzepten. Dies betrifft auch das Lebensformenkonzept.

Weiterhin werden zur Bildung von Lebensformen ausschließlich Mitglieder desselben Haushalts berücksichtigt. Nach wie vor stehen Partnerschafts- und Eltern/Kind-Beziehungen im Zentrum des Lebensformenkonzepts. Wie auch vor dem Berichtsjahr 2020 werden Befragte zu Lebensformen gruppiert. Haushaltsmitglieder bilden mit ihrem Partner oder ihrer Partnerin eine Lebensform, sofern ein solcher beziehungsweise eine solche im Haushalt vorhanden ist. Daneben bilden Kinder mit ihren Eltern eine Lebensform, sofern die Kinder nicht selbst mit eigenen Kindern oder einem Partner beziehungsweise einer Partnerin im Haushalt leben. Damit unterscheidet das Lebensformenkonzept noch immer nach Alleinstehenden, Alleinerziehenden sowie Paaren mit Kindern und Paaren ohne Kind zwischen vier grundlegenden Lebensformen. Nach wie vor werden Lebensformen, in welchen Kinder leben, als Familien ausgewiesen. Das Alter der Kinder bleibt weiterhin unberücksichtigt. Familien sind also auch künftig Alleinerziehende und Paare mit Kindern. Ebenso wird noch immer in der Lebensform eine Bezugsperson bestimmt, deren Individualeigenschaften an die Lebensform übergehen kann. Die Bestimmung der Bezugsperson bleibt ebenfalls unverändert.

Eine erste Modifikation des Lebensformenkonzepts bezieht sich auf den Familienstand der Kinder. In der Ausgestaltung des Lebensformenkonzepts bis zum Berichtsjahr 2019 mussten Kinder den Familienstand „ledig“ aufweisen. Dem Konzept entsprechend, welches in anderen Modulen des integrierten Mikrozensus verwendet wird, bleibt der Familienstand bei der Abgrenzung von Kindern im Lebensformenkonzept ab 2020 unberücksichtigt. Lebt eine geschiedene Person mit den eigenen Eltern in einem Dreipersonenhaushalt zusammen, wurden bis einschließlich 2019 zwei Lebensformen gebildet. Die geschiedene Person wurde als „alleinstehend“ klassiert, die Eltern bildeten ein Paar ohne Kind. Ab dem Jahr 2020 müssen Kinder nicht mehr den Familienstand ledig aufweisen. Entsprechend handelt

es sich ab dem Berichtsjahr 2020 in dem beschriebenen Fall um ein Paar mit Kind.

Eine weitere Konzeptmodifikation besteht darin, dass ab dem Berichtsjahr 2020 nicht mehr die Lebensformen am Hauptwohnsitz die Menge der Lebensformen in der Berichterstattung bilden, sondern die Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten.

Jede Lebensform ist Teil eines Haushalts. In den meisten Fällen besteht ein Haushalt aus genau einer Lebensform. Als Hauptwohnsitzhaushalte werden solche Haushalte bezeichnet, in denen mindestens eine Person im Alter von mindestens 16 Jahren mit Hauptwohnsitz lebt (Hochgürtel/Weinmann, 2020).

Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten sind Lebensformen, welche (1.) in Hauptwohnsitzhaushalten ansässig sind **und** (2.) in welchen mindestens eine Person mit Hauptwohnsitz lebt. Nebenwohnsitz-Lebensformen sind hingegen solche Lebensformen, (1.) deren Mitglieder alle mit Nebenwohnsitz im Haushalt ansässig sind **oder** (2.) welche sich in Nebenwohnsitz-Haushalten befinden.

Zur Bestimmung einer Lebensform in Hauptwohnsitzhaushalten spielt das Alter der Personen – anders als bei der Abgrenzung von Haushalten in Hauptwohnsitzhaushalten – keine Rolle. Die Vorgehensweise zeigt auch, dass im Unterschied zur Berichterstattung bis einschließlich 2019 jedes Mitglied der Lebensform und nicht mehr nur die Bezugsperson den individuellen Hauptwohnsitzstatus an die Lebensform übertragen kann.

In einem Hauptwohnsitzhaushalt mit genau einer Lebensform handelt es sich bei dieser immer um eine Lebensform in einem Hauptwohnsitzhaushalt. Befinden sich in einem Hauptwohnsitzhaushalt hingegen mehrere Lebensformen, muss es sich nicht bei allen um eine Lebensform im Hauptwohnsitzhaushalt handeln. Ein konkretes Beispiel hierfür: In einem Hauptwohnsitzhaushalt, der aus zwei alleinstehenden Personen A und B besteht, ist Person A 20 Jahre alt und in der Wohnung mit Hauptwohnsitz gemeldet. Die zweite Person B ist 18 Jahre alt und in der Wohnung mit Nebenwohnsitz gemeldet. Hier handelt es sich also um einen Hauptwohnsitzhaushalt mit zwei Lebensformen, wobei lediglich Person A eine Lebensform in Hauptwohnsitzhaushalten bildet. Die Lebensform der Person B gehört zwar einem Hauptwohnsitzhaushalt an, bildet aber

aufgrund des individuellen Nebenwohnsitz-Status eine Nebenwohnsitz-Lebensform.

Als Bevölkerung in Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten wird die Menge der Mitglieder von Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten ausgewiesen. Zur Bevölkerung in Hauptwohnsitzhaushalten zählen hingegen alle Haushaltsmitglieder von Hauptwohnsitzhaushalten. Das obige Beispiel zeigt, dass die Bevölkerung in Hauptwohnsitzhaushalten von der Bevölkerung in Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten abweichen kann. Die Bevölkerung in Lebensformen in Hauptwohnsitzhaushalten ist eine Teilmenge der Bevölkerung in Hauptwohnsitzhaushalten.

4

Typisierungen und Bandsatzerweiterungen für die Lebensformenberichterstattung

Bei der Datenaufbereitung des Mikrozensus werden für die Lebensformenberichterstattung aus den Befragungsinformationen mit Typisierungen und Bandsatzerweiterungen weitere Merkmale gebildet. Typisierung bezeichnet dabei die Bildung neuer Merkmale, bei der aus den Individualangaben einer Person weitere redundante Merkmale erzeugt werden. So wird etwa auf Basis der individuellen Angabe, ob der Ehepartner beziehungsweise die Ehepartnerin oder der Lebenspartner beziehungsweise die Lebenspartnerin im Haushalt lebt, ein weiteres Merkmal „Partner im Haushalt“ angelegt. Bandsatzerweiterungen sind dabei die Bildung solcher Merkmale, bei denen Aggregatsinformationen erzeugt und der jeweiligen Einheit (hier: Lebensform) zugeordnet werden. Beispielsweise wird für Familien das Merkmal „Alter des jüngsten Kindes“ erstellt und an alle Personen der Familie in der Mikrodaten-Datei angespielt.

Für die Lebensformenberichterstattung werden auf diese Weise mittels Typisierungen und Bandsatzerweiterungen rund 100 neue Merkmale gebildet. Deren Bildung orientiert sich vorrangig an den Merkmalen, die auch bereits vor 2020 erzeugt wurden (Lengerer und andere, 2005). Bei einigen Merkmalen wurde deren Erstellung methodisch neu gestaltet. So wurde etwa die Methode

zur Abbildung von Generationenbeziehungen im Haushalt neu gefasst (Hochgürtel, 2021).

In den Typisierungen und Bandsatzerweiterungen werden aus gegebenen Informationen der Befragten weitere Informationen abgeleitet. In einem automatisierten Prozess werden auf Basis von Ausgangsmerkmalen neue Merkmale erzeugt. Im Mikrozensus besteht für die meisten Merkmale Auskunftspflicht. Sie gewährleistet, dass die Angaben zu den Ausgangsmerkmalen in den meisten Fällen vorliegen. Im Mikrozensus gibt es zu Merkmalen mit Auskunftspflicht in der Regel so gut wie keinen Item-Nonresponse. Als Item-Nonresponse wird hierbei der Fall beschrieben, dass ein Merkmalsträger zwar grundsätzlich an der Befragung teilnimmt, zu einem bestimmten Merkmal aber keine Angaben macht.

Dennoch fehlen vereinzelt Angaben zu Pflichtmerkmalen. So findet sich in den Mikrodaten eines Erhebungsjahrs meistens eine kleine Anzahl von Merkmalen, bei denen jeweils einige Merkmalsangaben fehlen. Dabei sind in jedem Jahr andere Merkmale von solchen Missings betroffen. Auch Ausgangsmerkmale für Typisierungen und Bandsatzerweiterungen können von Missings betroffen sein.

Damit auch für Merkmalsträger, die in den Ausgangsmerkmalen Missings vorliegen haben, eine Typisierung und Bandsatzerweiterung erfolgen kann, werden für ausgewählte Variablen fehlende Werte in Ausgangsmerkmalen imputiert. Der fehlende Wert wird so durch einen geschätzten Wert ersetzt.

An dieser Stelle kommt eine Hot-Deck-Imputation zum Einsatz (Schafer/Graham, 2002). Dabei werden die fehlenden Angaben eines Merkmals durch die Angaben von Merkmalsträgern imputiert, welche für das entsprechende Merkmal eine Angabe getätigt haben. Für jeden zu imputierenden Merkmalswert wird zufällig eine Angabe aus den gemessenen Merkmalswerten gezogen.

Bestimmt werden muss, für welche Merkmale im Falle von Item-Nonresponse eine Imputation durchgeführt werden soll. Diese Merkmale werden im Folgenden mit X bezeichnet. Daneben muss benannt werden, welche Teilmenge günstig im Sinne des jeweiligen Merkmals ist.

Hat ein Merkmalsträger j in einem Merkmal ein Item-Nonresponse, so wird bei dem im Zuge der Imputation erzeugten Merkmal \tilde{X}_i dem Merkmalsträger j zufällig ein Merkmalswert zugewiesen. Die Wahrscheinlichkeit,

dass ein Merkmalsträger j eine Merkmalsausprägung k erhält, ist mit der relativen Häufigkeit von k gegeben.

Jedem Merkmalsträger j ist eine univariat-verteilte Zufallszahl z_j aus dem Intervall von 0 bis 1 zugewiesen. Bei der Erzeugung der Zufallszahl sind die Merkmalsträger immer einheitlich sortiert. Daneben wird bei der Erzeugung von z ein fester Startwert (Seed) verwendet. Somit werden bei wiederholter Ausführung der Imputation immer die gleichen Zufallszahlen erzeugt und damit auch immer der gleiche Wert k imputiert.

Hat der Merkmalsträger j kein Item-Nonresponse, so gilt $\tilde{X}_i = X_i$.

Als Formel ist die Hot-Deck-Imputation unten dargestellt.

Dabei gilt Folgendes:

i indiziert die Merkmale X , für welche die Imputation durchgeführt wird

\tilde{X}_i Merkmal mit imputierten Werten für Missings in X_i

j indiziert die günstigen Merkmalsträger von X_i

k indiziert die Merkmalsausprägungen von X_i

n Anzahl der günstigen Merkmalsträger

hrf_j Hochrechnungsfaktor

z_j Zufallszahl des Merkmalsträgers j

Die Anwendung des Hot-Deck-Verfahrens ist aufgrund der folgenden Eigenschaften an dieser Stelle vorteilhaft:

- › Die beschriebene Hot-Deck-Imputation lässt sich vollständig automatisieren. Die Imputation ist in die automatisierte Erstellung von Typisierungen und Bandsatzerweiterungen integriert. Imputationen werden in vorübergehend angelegten Hilfsmerkmalen realisiert. Diese Hilfsmerkmale werden für weitere Schritte der Typisierungen und Bandsatzerweiterungen genutzt.

- › Die Methode ist für fast alle diskreten Merkmale gleichermaßen geeignet. Dabei muss vorab nicht bekannt sein, in welchen Merkmalen Missings auftreten. Einzelne Merkmale lassen sich aber auch aus der Methode ausschließen.

- › Nur für „echten“ Item-Nonresponse erfolgt eine Imputation. Die Methode kann unterscheiden, ob ein Merkmalsträger keine Angabe im Sinne eines Item-Nonresponse getätigt hat oder ob der Merkmalsträger nicht zum entsprechenden Merkmal befragt wurde. Nur wenn ein Item-Nonresponse vorliegt, wird eine Imputation vorgenommen.

- › Die imputierten Merkmalswerte sind reproduzierbar. Durch die Verwendung einer einheitlichen Sortierung sowie eines Startwertes (Seed) werden bei wiederholt durchgeführten Imputationen die gleichen Ergebnisse erzeugt.

- › Sofern der Item-Nonresponse durch MCAR verursacht ist (missing completely at random; das heißt die Wahrscheinlichkeit eines Item-Nonresponse ist unabhängig von der Merkmalsausprägung [Little/Rubin, 2002]), wird durch die Hot-Deck-Imputation die Erwartungstreue der Schätzer der univariaten Verteilung des entsprechenden Merkmals nicht verletzt.

- › Die Imputation lässt sich einem Monitoring unterziehen. Es wird dokumentiert, für welche Merkmale welche Anzahl von Imputationen vorgenommen wurde.

Die hier skizzierte Imputation wird angewandt, um den automatisierten Ablauf zur Erstellung von Typisierung und Bandsatzerweiterung nicht zu stören. Bisher wurde im Kontext der Typisierung und Bandsatzerweiterung in jedem Jahr nur für wenige Merkmale eine Imputation vorgenommen. Auch die Anzahl der vorgenommenen Imputationen je Merkmal ist niedrig. So hat die Imputation keinen signifikanten Einfluss auf die Ergebnisse der Typisierung und Bandsatzerweiterung.

Formeldarstellung der Hot-Deck-Imputation

$$\tilde{X}_{ij} = \begin{cases} X_{ij} & \text{wenn } X_{ij} \neq \text{missing} \\ k & \text{wenn } X_{ij} = \text{missing} \end{cases} \cap \frac{\sum_{j=1}^n hrf_j | X_{ij} \neq \text{missing} \cap X_{ij} < k}{\sum_{j=1}^n hrf_j | X_{ij} \neq \text{missing}} < z_j \leq \frac{\sum_{j=1}^n hrf_j | X_{ij} \neq \text{missing} \cap X_{ij} \leq k}{\sum_{j=1}^n hrf_j | X_{ij} \neq \text{missing}}$$

5

Ausblick

Mit der Weiterentwicklung des Mikrozensus zu einem integrierten System der Haushaltsstatistiken sind für die Lebensformenberichterstattung eine Reihe von Herausforderungen verbunden. Zum einen erfordert ein integriertes System auch eine harmonisierte Berichterstattung. Dieser wurde mit den beschriebenen Konzeptanpassungen Rechnung getragen.

Zum anderen erhöhen sich die Anforderungen an die Veröffentlichungstätigkeit. Einerseits werden Ergebnisse als Erstergebnisse rund vier Monate früher veröffentlicht als dies bisher der Fall war. Andererseits ist mit der Veröffentlichung von Endergebnissen eine weitere Veröffentlichungspflicht verbunden.


Um diese erhöhten Anforderungen zu erfüllen, setzt die Statistikproduktion der Lebensformenberichterstattung in stärkerem Maße als bisher auf Standardisierung und Automatisierung. Dies geht über die hier beschriebenen Prozessschritte der Plausibilisierung, Imputation sowie die Erstellung von Typisierungen und Bandsatzerweiterungen hinaus.

Auch in weiteren Schritten der Statistikproduktion werden verstärkt standardisierte und automatisierte Verfahren eingesetzt. Vor dem hier beschriebenen Prozess der Plausibilisierung werden ausgewählte Merkmale der Mikrodaten des Mikrozensus unter anderem automatisiert darauf geprüft, ob Missings vorliegen, gültige Wertebereiche verletzt werden und inkohärente Angaben bestehen.

Daneben werden quartals- und jahresweise automatisierte und standardisierte Qualitätsanalysen durchgeführt. So werden Responsequoten bestimmt und Zeitreihen zentraler Merkmale der Lebensformenberichterstattung gebildet.

Standardisierte und automatisierte Verfahren werden auch für die Produktion von Veröffentlichungsprodukten eingesetzt, sowohl für die weitgehend automatisierte Erstellung der Fachserie als auch für die Prüfung, beispielsweise von Datenbank-Tabellen sowie regelmäßig erstellten Auskunft- und Veröffentlichungstabellen. Für die Erstellung von Sonderauswertungen wurden eben-

falls Instrumente entwickelt, die den manuellen Aufwand deutlich reduzieren.

Auch in Zukunft wird der Ausbau von standardisierten und automatisierten Prozessen weiter fortgesetzt. 

LITERATURVERZEICHNIS

Bihler, Wolf/Zimmermann, Daniel. [Die neue Mikrozensusstichprobe ab 2016](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2016, Seite 20 ff.

Emmerling, Dieter/Riede, Thomas. [40 Jahre Mikrozensus](#). In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/1997, Seite 160 ff.

Herberger, Lothar. [Der Mikrozensus als neues Instrument zur Erfassung sozial-ökonomischer Tatbestände](#). In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/1957, Seite 209 ff.

Hochgürtel, Tim. [Das künftige System der amtlichen Haushaltsstatistiken](#). In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 7/2013, Seite 457 ff.

Hochgürtel, Tim. [Haushalte mit drei Generationen](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2021, Seite 114 ff.

Hochgürtel, Tim/Rammelt, Sabine. [Die auskunftspflichtige Erfassung von Lebensgemeinschaften im Mikrozensus ab 2017](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 4/2018, Seite 47 ff.

Hochgürtel, Tim/Weinmann, Julia. [Haushalte in der Berichterstattung des Mikrozensus ab 2020](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2020, Seite 89 ff.

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

Lengerer, Andrea/Bohr, Jeanette/Janßen, Andrea. *Haushalte, Familien und Lebensformen im Mikrozensus: Konzepte und Typisierungen*. In: ZUMA (Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen)-Arbeitsbericht. Ausgabe 2005/05. 2005. [Zugriff am 20. Dezember 2021]. Verfügbar unter: nbn-resolving.org

Little, Roderick, A./Rubin, Donald, B. *Statistical analysis with missing data*. Zweite Auflage. New York 2002.

Lotze, Sabine/Breiholz, Holger. [Zum neuen Erhebungsdesign des Mikrozensus](#). In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2002, Seite 359 ff.

Nöthen, Manuela. [Von der „traditionellen Familie“ zu „neuen Lebensformen“](#). In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 1/2005, Seite 25 ff.

Schafer, Joseph L./Graham, John W. *Missing data: our view of the state of the art*. In: Psychological methods. 2002. Ausgabe Juni 7(2), Seite 147 ff.

Schmidt, Marcus/Stein, Jana Lucia. [Die Hochrechnung im Mikrozensus ab 2020](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 6/2021, Seite 54 ff.

Statistisches Bundesamt. *Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 2020 (Erstergebnisse)*. [Zugriff am 5. Januar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Stefan Küpper,
Stefan P. Rübenach,
Teresa Stahl und
Andrea Wolff

sind in der Gruppe Gesundheit, Soziales des Statistischen Bundesamtes zuständig unter anderem für die Statistiken zur Kindertagesbetreuung und zum Bundeselterngeld.

Martin Acht,
Dr. Carsten Hänisch,
Leif Jacobs und
Raoul Peter

sind in der Abteilung Mikrosimulation und Ökonometrische Datenanalyse des Fraunhofer-Instituts für Angewandte Informationstechnik FIT zuständig unter anderem für die Unterstützung des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend bei der Analyse und Planung des Bundeselterngelds.

PAARBEZÜGE IN DER ELTERNGELDSTATISTIK

Stefan Küpper, Stefan P. Rübenach, Teresa Stahl, Andrea Wolff, Martin Acht, Carsten Hänisch, Leif Jacobs, Raoul Peter

📌 **Schlüsselwörter:** Elterngeld – Paarbezüge – Nutzungsmuster – Aufteilung Elterngeldbezug – Väterbeteiligung – Bezugsmuster

ZUSAMMENFASSUNG

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht jährlich Daten zu den beendeten Elterngeldbezügen nach Geburtszeitraum der Kinder. Die Kenngröße Väterbeteiligung spielt eine zentrale Rolle, wenn es darum geht, eine partnerschaftliche Aufgabenteilung zu identifizieren. Diese einzelne Kenngröße kann allerdings die umfangreichen Themenbereiche der Partnerschaftlichkeit und Rollenmuster nicht vollständig erfassen. Der Beitrag wirft einen genaueren und tiefergehenden Blick auf den Elterngeldbezug von Paaren anhand ausgewählter Merkmale und ermöglicht es, Nutzungsmuster sowie deren Ursachen zu identifizieren.

📌 **Keywords:** *parental allowance – couple recipients – utilisation pattern – division of parental allowance receipt – participation of fathers – pattern of receipt*

ABSTRACT

Every year, the Federal Statistical Office publishes data on completed periods of parental allowance receipt by period of child birth. The participation of fathers is a central indicator when it comes to identifying the sharing of responsibilities between the partners. This single indicator, however, does not entirely capture the broad area of partnership aspects and role patterns. This article takes a closer and detailed look at couples receiving parental allowance based on selected variables and makes it possible to identify utilisation patterns and their causes.

1

Einleitung

Das Elterngeld ist eine staatliche Förderung für Eltern von Säuglingen und Kleinkindern und löste Anfang 2007 das bis dahin gezahlte Erziehungsgeld ab. Es soll Eltern unterstützen, die ihr Kind nach der Geburt selbst betreuen und deshalb nicht oder nicht voll erwerbstätig sein können. Elterngeld steht allen Müttern und Vätern zu, die einen Wohnsitz oder ihren gewöhnlichen Aufenthalt in Deutschland haben und mit ihrem Kind in einem Haushalt leben. Dabei stehen den Eltern verschiedene Möglichkeiten zur Verfügung, Elterngeld in Anspruch zu nehmen.¹

Im Zusammenhang mit dem Elterngeld wird der sogenannten Väterbeteiligung große gesellschaftliche und politische Relevanz beigemessen. Die Väterbeteiligung bezeichnet den Anteil der Kinder, für die (mindestens) ein männlicher Leistungsbezieher Elterngeld erhalten hat, an allen anspruchsbegründenden Kindern. Seit der Einführung des Elterngelds wurde Jahr für Jahr eine kontinuierliche Zunahme der Väterbeteiligung verzeichnet – auf zuletzt rund 42 % für im Jahr 2018 geborene Kinder. Diese Entwicklung deutet darauf hin, dass sich immer mehr Väter an der Kinderbetreuung beteiligen und kann als Indiz für eine langsame Veränderung familiärer Rollenmuster gelten. Dabei geht es nicht allein um die innerfamiliäre Arbeitsaufteilung: Durch Beteiligung an beziehungsweise Übernahme der Kinderbetreuung können Väter positiv beeinflussen, wann und in welchem Ausmaß Mütter nach der Geburt eines Kindes wieder ins Erwerbsleben einsteigen können.

Die einfache Betrachtung der Entwicklung der Väterbeteiligung greift allerdings in verschiedener Hinsicht zu kurz. Zwar ist deren Anstieg für sich genommen eine positive Entwicklung, sie kann aber den komplexen Themenbereich der Partnerschaftlichkeit nur unvollständig erfassen. Im Fokus der folgenden Untersuchung steht daher, wie die jeweilige Elterngeldnutzung in den Fällen aussieht, in denen Paare den Bezug von Elterngeld unter sich aufteilen. Bisher wurde der Elterngeldbezug von Paaren nur selten betrachtet, da Paarbezüge in der

Elterngeldstatistik nicht zu diesem Zweck identifiziert werden können. Auch wenn beide Elternteile Elterngeld beziehen, werden sie von den Elterngeldstellen jeweils einzeln zur Statistik gemeldet.

Für diesen Beitrag hat das Statistische Bundesamt in Kooperation mit dem Fraunhofer-Institut für Angewandte Informationstechnik FIT die Nutzungsmuster von Paaren in der Elterngeldstatistik analysiert. Als Paar gelten ein männlicher Leistungsbezieher und eine weibliche Leistungsbezieherin, die beide Elterngeld für dasselbe antragsbegründende Kind beziehen (sogenannte Elterngeldpartner). Da ein eindeutiger Paaridentifikator fehlt, wurden gleichgeschlechtliche Paare und Paare, die nach der Datensatzgenerierung unplausibel erscheinen, nicht berücksichtigt. Dies erfolgte nicht aufgrund von standardisierten Rollenbildern von Mann und Frau, sondern mit Blick auf die geringe Fallzahl und die damit verbundene eingeschränkte Aussagekraft der Analysen. Der Begriff „Paar“ sagt nichts über das tatsächliche Verhältnis dieser Personen untereinander aus. Um den Artikel sprachlich einfach zu halten wird von Paaren beziehungsweise Müttern und Vätern gesprochen.

Nach der Beschreibung der genutzten Daten und der Datenaufbereitung in Kapitel 2 betrachtet Kapitel 3 zunächst die Entwicklung der Väterbeteiligung und analysiert strukturelle Änderungen bei der Aufteilung des Elterngeldbezugs. Kapitel 4 befasst sich detaillierter mit der Analyse der Bezugsstrukturen im Hinblick auf die Aufteilung der Bezugsmonate zwischen den Partnern. Das Fazit im fünften Kapitel fasst die Ergebnisse zusammen.

2

Daten der Elterngeldstatistik

2.1 Datengrundlage

Rechtsgrundlage der Bundesstatistik zum Elterngeld ist §22 des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetzes in Verbindung mit dem Bundesstatistikgesetz in der jeweils geltenden Fassung. Die Statistik zum Elterngeld – Leistungsbezüge gibt Auskunft über aktuell laufende Elterngeldbezüge für ab Januar 2013 geborene Kinder. Für bis zum Dezember 2012 geborene Kinder hat die Elterngeldstatistik einen Elterngeldbezug erst

¹ Nähere Informationen enthält die Webseite des [Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend](#) [Zugriff am 16. Dezember 2021].

Tabelle 1

Paar- und Einzelbezüge von Elterngeld nach Geburtsjahr des anspruchsbegründenden Kindes

	2014		2015		2016		2017		2018	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
Paarbezüge	453 268	48,7	485 966	51,3	536 062	53,1	563 334	54,8	591 850	56,6
Einzelbezüge von Frauen	460 348	49,4	446 555	47,1	455 898	45,2	447 300	43,5	435 844	41,7
Einzelbezüge von Männern	17 745	1,9	14 744	1,6	17 584	1,7	17 883	1,7	17 128	1,6
Insgesamt	931 361	100	947 265	100	1 009 544	100	1 028 517	100	1 044 822	100

dann erfasst, wenn er abgeschlossen wurde. Statt einer rückwärts gerichteten Betrachtung können seit 2013 zeitnah Aussagen über die Anzahl und die aktuelle Situation der Elterngeldberechtigten getroffen werden. In die jeweiligen Quartalsergebnisse fließen hierbei alle Leistungsbezüge während des Berichtsquartals ein. Jeweils zum Quartalsende übermitteln die Elterngeldstellen je einen Datensatz für jeden Leistungsbezug mit umfangreichen Informationen unter anderem zum Geschlecht und Alter der beziehenden Person, zur (voraussichtlichen) Dauer des Leistungsbezugs, zur Höhe des Elterngeldanspruchs (monatlich und insgesamt). Seit Einführung des ElterngeldPlus zum dritten Quartal 2015 ist insbesondere auch die in Anspruch genommene Art der Leistung (Basiselterngeld, ElterngeldPlus und Partnerschaftsbonus) von Interesse.

Die aktuellsten Berechnungen für ein bereits abgeschlossenes Geburtsjahr beziehen sich auf Elterngeldbezüge für im Jahr 2018 geborene Kinder. Mehr als 99,9% der Elterngeldbezüge zu diesem Geburtenzeitraum wurden bis zum März 2021 erfasst, damit kann rückblickend eine Auswertung zur tatsächlichen Inanspruchnahme von Elterngeld für diese Kinder erfolgen. Bei späteren Geburtsjahren (ab 2019) ist aufgrund der langen Bezugsmöglichkeiten weiterhin mit Neumeldungen zu rechnen, sodass hier noch keine vollständige Datenbasis zur Verfügung steht.

2.2 Datenaufbereitung und zentrale Merkmale des Paarbezugs

Grundlage für die folgenden Untersuchungen bilden Datensätze über Leistungsbezüge für in den Jahren 2014 bis 2018 geborene Kinder. Zur Identifikation von Einzel- und Paarbezügen wurden neben der einheitlichen Kennnummer für antragsbegründende Kinder auch folgende Merkmale herangezogen:

- › Bundesland
- › Regierungsbezirk
- › Landkreis
- › Kennnummer der oder des Antragstellenden
- › Geburtstag (Kind)
- › Geburtsmonat (Kind)
- › Geburtsjahr (Kind)

Die Auswertungen zu Bezugsdauer und Einkommen wurden mit den Daten des aktuellsten abgeschlossenen Geburtsjahrs 2018 durchgeführt. Die Daten der vorherigen Geburtsjahre wurden für Untersuchungen zu eventuellen Veränderungen als Folge der ElterngeldPlus-Reform 2015 genutzt.¹²

Die Paarbezüge und Einzelbezüge für in den Jahren 2014 bis 2018 geborene Kinder nach der Bereinigung der Analysedatensätze zeigt [Tabelle 1](#).

Für im Jahr 2018 geborene Kinder haben laut Analysedatensatz bundesweit rund 1 045 000 Mütter und Väter Elterngeld bezogen. Knapp 57% der Leistungsbeziehenden teilten diese Familienleistung mit einem Partner beziehungsweise einer Partnerin (591 850 Paarbezüge). Weiterhin waren 435 844 leistungsbeziehende Frauen ohne Elterngeld-Partner und 17 128 leistungsbeziehende Männer ohne Elterngeld-Partnerin im Datensatz zu identifizieren.

Die Anzahl der Personen, die das Elterngeld zusammen mit einem Partner beziehungsweise mit einer Partnerin beziehen (Paarbezüge), ist ebenso wie ihr Anteil an allen Elterngeldbeziehenden in den letzten Jahren kontinuierlich angestiegen. Erstmals wurden für im Jahr 2015 geborene Kinder mehr als 50% Paarbezüge festgestellt.

² Die Analyse ist auf ausgewählte Merkmale begrenzt. Weitere Merkmale wie das Alter der Elterngeldbeziehenden oder die Altersstruktur zwischen den Paaren wurden nicht in die Auswertungen einbezogen.

Während für das Geburtsjahr 2014 rund 227 000 Elterngeldpaare identifiziert werden konnten, stieg diese Zahl auf knapp 296 000 für das Geburtsjahr 2018.

Elterngeld (Basiselterngeld) kann als Paar für bis zu 14 Monate in Anspruch genommen werden, wenn jedes Elternteil mindestens zwei Monate davon beantragt. Mit den seit Juli 2015 geltenden Regelungen zum ElterngeldPlus und zum Partnerschaftsbonus ist als Paar ein Leistungsbezug von bis zu 36 Monaten möglich. Eltern haben bei der Gestaltung ihres Elterngeldbezugs zahlreiche Möglichkeiten und können sich genau überlegen: Wer nimmt wann und für wie lange Elterngeld in Anspruch? Ist Basiselterngeld oder ElterngeldPlus die klügere Wahl oder eine Kombination aus beiden? Kann der Partnerschaftsbonus beansprucht werden?

Bei Paaren können Väter und Mütter die Elterngeldmonate jeweils komplett parallel nehmen, nacheinander oder zeitweise gemeinsam. Eine Einschränkung beim ElterngeldPlus besteht allerdings darin, dass nach dem 14. Lebensmonat keine Unterbrechung des Bezugs mehr stattfinden darf.

Elterngeld beziehende Paare haben in den analysierten Geburtsjahren immer länger Elterngeld bezogen. Von durchschnittlich 13,9 Monaten im Geburtsjahr 2014 stiegen die genommenen Elterngeldmonate von Paaren insgesamt auf 16,0 Monate im Durchschnitt für im Jahr 2018 geborene Kinder. Die Dauer des Bezugs blieb bei Paaren, die sich ausschließlich für Basiselterngeld entschieden, unverändert bei 13,9 Monaten. Paare, die sich für eine Kombination mit ElterngeldPlus entschieden, wiesen eine Bezugsdauer von durchschnittlich 23 Monaten auf (2015: 23,6 Monate, 2018: 22,9 Monate). [↘ Tabelle 2](#)

Tabelle 2

Durchschnittliche Bezugsdauer und gemeinsames durchschnittliches Einkommen von Paaren nach Geburtsjahr der anspruchsbegründenden Kinder

	2014	2015	2016	2017	2018
Durchschnittliche Anzahl der Bezugsmonate					
Elterngeldpaare mit ausschließlich Basiselterngeld	13,9	13,9	13,9	13,9	13,9
Elterngeldpaare mit ElterngeldPlus (einschließlich Kombinationen)	–	23,6	23,2	23,0	22,9
Elterngeldpaare insgesamt	13,9	14,7	15,7	15,8	16,0
EUR					
Gemeinsames durchschnittliches Jahres-Bruttoeinkommen der Elterngeldpaare vor der Geburt	64 915	66 625	68 380	70 129	72 440
Gemeinsames durchschnittliches Monats-Nettoeinkommen der Elterngeldpaare vor der Geburt	3 516	3 605	3 684	3 785	3 902

Das zur Berechnung des Anspruchs zugrunde liegende durchschnittliche Nettoeinkommen des Paares vor der Geburt des Kindes ist im betrachteten Zeitraum kontinuierlich angestiegen: von 3 516 Euro für das Geburtsjahr 2014 auf 3 902 Euro für das Geburtsjahr 2018.

3

Zentrale Entwicklungen

3.1 Väterbeteiligung

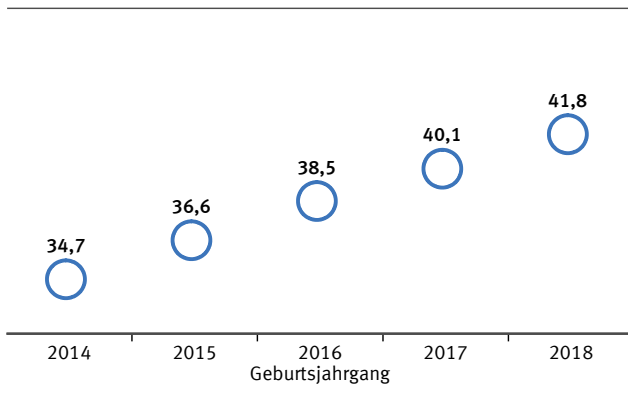
Zentrale Kenngröße und regelmäßiger Gegenstand politischer und öffentlicher Diskussionen ist die in der Einleitung definierte Väterbeteiligung, die alleinbeziehende Väter einschließt.

↘ **Grafik 1** auf Seite 112 beschreibt die Entwicklung der Väterbeteiligung seit dem Jahr 2014 auf Basis der erzeugten Datensätze der Paar- und Einzelbeziehenden wie oben beschrieben. Im vergleichsweise kurzen Zeitraum zwischen den Geburtsjahrgängen 2014 bis 2018 hat die Väterbeteiligung von etwa 34,7 auf 41,8% zugelegt. Das verdeutlicht, wie stark die Akzeptanz des Elterngelds in wenigen Jahren zugenommen hat. Zudem kann diese Entwicklung als Beleg für ein verändertes Rollenmuster verstanden werden: Väter möchten nicht mehr nur bei der Betreuung der Kinder involviert sein, sondern sie sind nun bereit und in der Lage, diesen Wunsch explizit durchzusetzen.

Allerdings greift die Betrachtung einer einzelnen Kenngröße zu kurz, um die komplexen Zusammenhänge des

Grafik 1

Entwicklung der Väterbeteiligung beim Bezug von Elterngeld in %



Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2014 bis 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT 2021 - 0490

Paarbezugs voll zu erfassen. Im Folgenden werden diejenigen Paare, in denen beide Partner Elterngeld beziehen, näher betrachtet: Hat sich nur deren Anteil verändert oder lassen sich auch andere strukturelle Änderungen bei der Aufteilung des Bezugs erkennen?

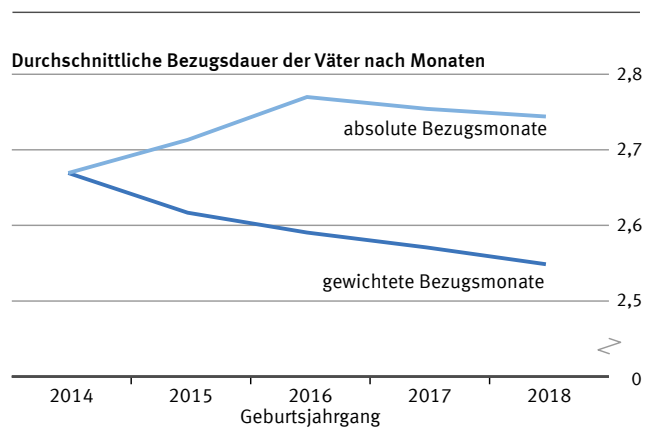
3.2 Bezugsdauer

Ein Merkmal für eine partnerschaftliche Aufteilung des Bezugs von Elterngeld ist die Bezugsdauer der Partner. Zur Bezugsdauer können zunächst zwei Übersichtsgrößen Auskunft geben: die Entwicklung der durchschnittlichen Bezugsdauer der Väter sowie der Anteil der Mütter am gesamten Elterngeldbezug. Bei der Berechnung der durchschnittlichen Bezugsdauer der Väter werden Elterngeld und ElterngeldPlus berücksichtigt.³ Diese Größen werden sowohl in absoluten als auch in gewichteten Monaten betrachtet. Für die Gewichtung werden ElterngeldPlus-Monate dabei als halbe Elterngeldmonate gezählt. Bei der Berechnung des Bezugsanteils der Mutter wird analog vorgegangen – angegeben wird der durchschnittliche Bezugsanteil der Mutter, berechnet als Verhältnis der Bezugsmonate der Mutter an allen Bezugsmonaten für Paare, in denen beide Partner Elterngeld beziehen. ➔ Grafik 2

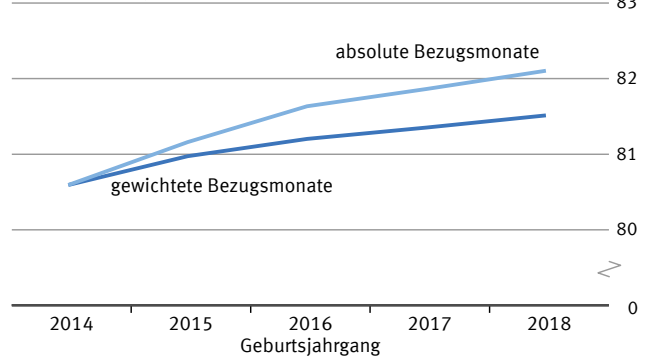
³ Der Partnerschaftsbonus (Erläuterung siehe www.bmfsfj.de) wird hier aufgrund des additiven Charakters und der damit einhergehenden eingeschränkten Vergleichbarkeit von Beziehern und Nichtbeziehern ausgeklammert.

Grafik 2

Entwicklung der Bezugsdauer der Väter sowie des Bezugsanteils der Mütter nach Geburtsjahrgängen



Anteil der Bezugsmonate der Mütter in %



Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2014 bis 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT 2021 - 0491

Es zeigt sich ein leichter Anstieg bei der absoluten Bezugsdauer von Vätern, der allerdings auf die Einführung (und Inanspruchnahme) von ElterngeldPlus zurückzuführen ist. Werden die gewichteten Bezugsmonate analysiert, ergibt sich ein leichter Rückgang der durchschnittlichen Bezugsdauer (um etwa 0,125 Monate zwischen den Geburtsjahrgängen 2014 und 2018) sowie ein geringer Anstieg des Bezugsanteils der Mutter (um 0,9 Prozentpunkte von 80,6 auf 81,5 %).

Bei Paaren entfällt der größte Anteil der Bezugsdauer auf die Mütter, dieser Anteil ist im betrachteten Fünfjahreszeitraum leicht angestiegen.

Es ist zu beachten, dass eine Interpretation dieser Ergebnisse als Rückschritt bei der partnerschaftlichen Aufteilung der Betreuungsarbeit zu kurz greifen würde. Die beschriebenen Entwicklungen können nicht unabhän-

gig von der Entwicklung der Väterbeteiligung betrachtet werden. Es ist wahrscheinlich, dass die betrachteten Entwicklungen (Rückgang bei der Bezugsdauer der Väter und Anstieg des Mütteranteils am Bezug) auf eine geänderte Zusammensetzung der Gruppe der Väter zurückzuführen sind. Vermutlich dürften Väter, die im aktuellen Geburtsjahrgang Elterngeld beziehen, dies in vergangenen Geburtsjahrgängen aber nicht getan haben, tendenziell nur zwei Monate lang Elterngeld beziehen. Inwieweit dies tatsächlich der Fall ist, lässt sich auf Basis der Elterngelddaten aufgrund der fehlenden Angaben zu nicht beziehenden Vätern nur schwer überprüfen.

3.3 Aufteilung des Elterngeldbezugs

Ein weiteres Merkmal für eine partnerschaftliche Aufteilung des Bezugs ist der konkrete Zeitraum, in dem Mütter und Väter Elterngeld beanspruchen.

Mit dem Anstieg der Paarbezüge ist auch der Anteil der Paare gestiegen, die teilweise zeitgleich Elterngeld beziehen. Der Anteil der Paare, die einen teilweise zeitgleichen Bezugszeitraum des Elterngelds aufwiesen, lag für den Geburtsjahrgang 2014 noch bei 75,4 % (knapp 171 000 Paare), er stieg bis zum Geburtsjahrgang 2018 auf 84,5 % (rund 250 000 Paare) an. Die durchschnittliche Bezugsdauer von Müttern mit Paarbezug und teilweise gleichzeitigem Bezug mit ihrem Elterngeld-Partner für im Jahr 2018 geborene Kinder betrug 13,6 Monate, für die der dazu gehörenden Väter 2,7 Monate.

↘ **Tabelle 3**

Tabelle 3

Aufteilung des Elterngeldbezugs und durchschnittliche Bezugsdauer der Elternteile für im Jahr 2018 geborene Kinder

	Anteil	Bezugsdauer Vater	Bezugsdauer Mutter
	%	Monate	
Elterngeldbezug teilweise zeitgleich	84,5	2,7	13,6
Elterngeldbezug abwechselnd	15,2	3,6	10,8
Elterngeldbezug exakt zeitgleich	0,3	8,1	8,1

Bei rund jedem siebten Paarbezug (15,2 %) gab es keine zeitliche Überschneidung beim Elterngeldbezug. Die durchschnittliche Bezugsdauer der Väter fiel mit 3,6 Monaten einen knappen Monat höher aus als bei

sich zeitlich überschneidenden Bezügen. Die durchschnittliche Bezugsdauer der Mütter verringerte sich um 2,8 Monate gegenüber dem teilweise zeitgleichen Elterngeldbezug. So war die durchschnittliche Bezugsdauer bei Müttern mit 10,8 Monaten dreimal so hoch wie bei ihren Elterngeldpartnern.

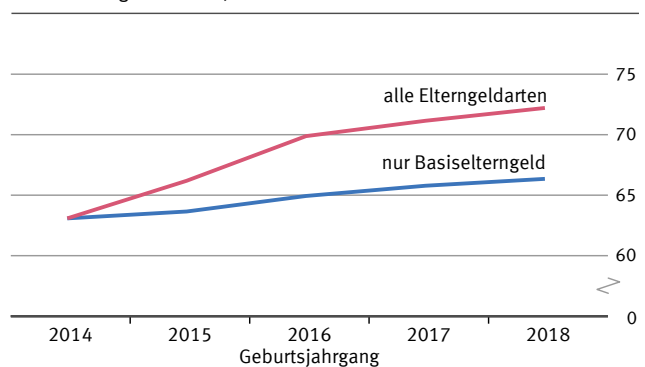
Nur selten entschieden sich Paare dazu, die Leistung über den gesamten Zeitraum zeitgleich in Anspruch zu nehmen. Bei lediglich 0,3 % der Paarbezüge für im Jahr 2018 geborene Kinder war dies der Fall (rund 760 Paare). Die durchschnittliche Bezugsdauer betrug in diesen Fällen für beide Elternteile je 8,1 Monate.

↘ **Grafik 3** aggregiert die Frage des gemeinsamen Bezugs nochmals in einer Kennzahl und zeigt den durchschnittlichen Anteil der gemeinsamen Bezugsmonate mit der Mutter an allen Bezugsmonaten des Vaters.

Grafik 3

Gemeinsamer Bezug von Elterngeld

Anteil der Bezugsmonate der Väter, die gemeinsam mit der Mutter bezogen werden, in %



Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2014 bis 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT

2021 - 0492

Dabei zeigt sich, dass dieser Anteil für den Geburtsjahrgang 2014 bei etwa 63 % gelegen hat. Elterngeldbeziehende Väter bezogen also mehr als die Hälfte ihrer Bezugsmonate gemeinsam mit der Partnerin. Dieser Anteil ist zwischen 2014 und 2018 erheblich – um etwa 9 Prozentpunkte – angestiegen. Vermutlich ist die Steigerung auf die Einführung des ElterngeldPlus zurückzuführen: Mit der Möglichkeit zu einem längeren Bezug hat sich unmittelbar auch das Potenzial und die Wahrscheinlichkeit für gemeinsamen Bezug erhöht. Werden nur Monate mit Bezug von Basiselterngeld berücksichtigt, so steigt der Anteil des gemeinsamen Bezugs zwischen 2014 und 2018 nur leicht um etwa 3 Prozentpunkte an.

4

Bezugsmuster

Eine Analyse der Bezugsstrukturen kann die Aufteilung der Bezugsmonate zwischen den Partnern sowie im Zeitverlauf differenzierter in den Blick nehmen. Das ermöglicht einen verbesserten Aufschluss über die Rollenverteilung in der Kinderbetreuung.

4.1 Aufteilung der Elterngeldmonate zwischen den Partnern

Ein Blick auf die Aufteilung der Elterngeldmonate zwischen den Partnern⁴ zeigt Folgendes: Der durchschnittliche Bezugsanteil der Mütter von 81,5 % im Jahr 2018 kommt zustande, da der weit überwiegende Teil der Paare (81,17%) eine Bezugskombination von zwölf Elterngeldmonaten von Müttern und zwei von Vätern wählt. Deutlich seltener sind Bezugskombinationen mit mehr als zwei Bezugsmonaten von Vätern. Dabei lässt sich weiterhin erkennen, dass je höher der Anteil der Bezugsmonate von Vätern ist, desto seltener diese Bezugskombination auftritt. Eine Ausnahme stellt die

Aufteilung auf zwölf Bezugsmonate von Vätern und zwei von Müttern dar. Zusammengefasst impliziert dies eine stark ungleiche Aufteilung der Kinderbetreuung in den ersten Lebensmonaten des Kindes. [↘ Tabelle 4](#)

Die Veränderung der Bezugskombinationen in den letzten Jahren zeigt, dass sich diese ungleiche Aufteilung sogar verfestigt hat. Allerdings hat in diesem Zeitraum auch der Anteil der beziehenden Väter deutlich zugenommen (siehe oben), sodass nun absolut gesehen mehr Väter mindestens zwei Monate lang Elterngeld beziehen. [↘ Tabelle 5](#)

Die Analyse der Bezugskombinationen führt zur Frage, was mögliche Ursachen dieser beobachteten ungleichen Aufteilung sind. Valide Erklärungsansätze können sowohl Einkommensunterschiede zwischen den Partnern als auch tradierte Rollenmuster sein. Die folgenden Abschnitte untersuchen solche Erklärungsansätze.

⁴ In diesem Abschnitt werden ausschließlich gewichtete Bezugsmonate betrachtet.

Tabelle 4

Kombinationen der Bezugsflächen von Elterngeld von Vätern und Müttern für den Geburtsjahrgang 2018

		Bezugsmonate Vater										
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
		Anteile in %										
Bezugsmonate Mutter	2	0,03	0	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,03	0,09	0,09	1,14
	3	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,04	0,05	0,34	.
	4	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,06	0,05	0,35	.
	5	0,04	0,02	0,01	0,03	0,04	0,07	0,05	0,30	.	.	.
	6	0,08	0,03	0,03	0,04	0,24	0,10	0,52
	7	0,09	0,04	0,05	0,12	0,19	1,06
	8	0,16	0,07	0,16	0,17	1,29
	9	0,28	0,21	0,24	1,16
	10	1,56	0,34	2,29
	11	1,48	3,77
	12	81,17

Ohne Partnerschaftsbonus. ElterngeldPlus-Monate werden als halbe Monate gezählt.
Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT.

Tabelle 5

Kombinationen der Bezugsflächen von Elterngeld von Vätern und Müttern
Veränderung 2018 gegenüber 2014

		Bezugsmonate Vater										
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
		in Prozentpunkten										
Bezugsmonate Mutter	2	-0,01	-0,01	0	0	0,01	-0,01	-0,02	0,01	-0,04	0,01	-0,51
	3	0	0	0	0	0	-0,01	-0,01	-0,02	0,02	-0,20	.
	4	-0,02	-0,01	0	0	0	0	-0,02	0,02	-0,21	.	.
	5	-0,01	0	-0,01	0	0	-0,03	0,02	-0,15	.	.	.
	6	0	0	-0,01	0,01	-0,03	0,03	-0,25
	7	0	0	0	-0,02	0,08	-0,23
	8	-0,01	0,01	-0,01	0,08	-0,15
	9	0,02	-0,01	0,12	-0,02
	10	-0,19	0,16	-0,09
	11	0,18	0,21
	12	1,37

Ohne Partnerschaftsbonus. ElterngeldPlus-Monate werden als halbe Monate gezählt.
Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2014 und 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT.

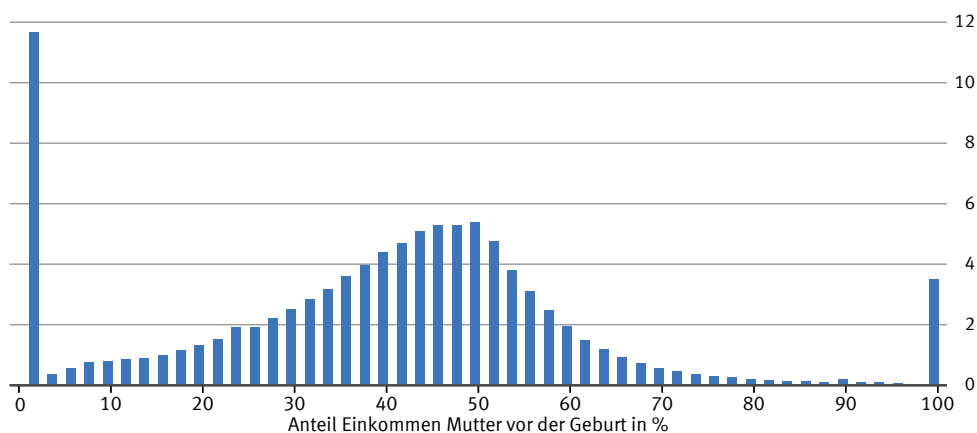
4.2 Einkommen und Aufteilung der Bezugsmonate

Eine mögliche Erklärung für die beobachteten Bezugsmuster könnten Einkommensunterschiede zwischen den Partnern liefern. Verdient ein Vater vor der Geburt des Kindes (beziehungsweise im Bemessungszeitraum, der für die Berechnung des Elterngelds relevant ist)

deutlich mehr als die Mutter, könnte dies eine ungleiche Aufteilung der Bezugsmonate zur Folge haben. Frauen verdienen vor der Geburt eines Kindes im Durchschnitt deutlich weniger als Männer, ihr Anteil am gemeinsamen Bruttoeinkommen beträgt bei den partnerschaftlich Elterngeldbeziehenden durchschnittlich etwa 39%. Insbesondere fällt auf, dass in fast 12% der Fälle die Mutter gar kein eigenes Einkommen vor der Geburt des Kindes hat. [↘ Grafik 4](#)

Grafik 4

Anteil des Einkommens der Mutter am Bruttoeinkommen der Partner
Bruttoeinkommen im jeweiligen Bemessungszeitraum vor der Geburt
Relative Häufigkeit in %, aufgeteilt in 2%-breite Klassen

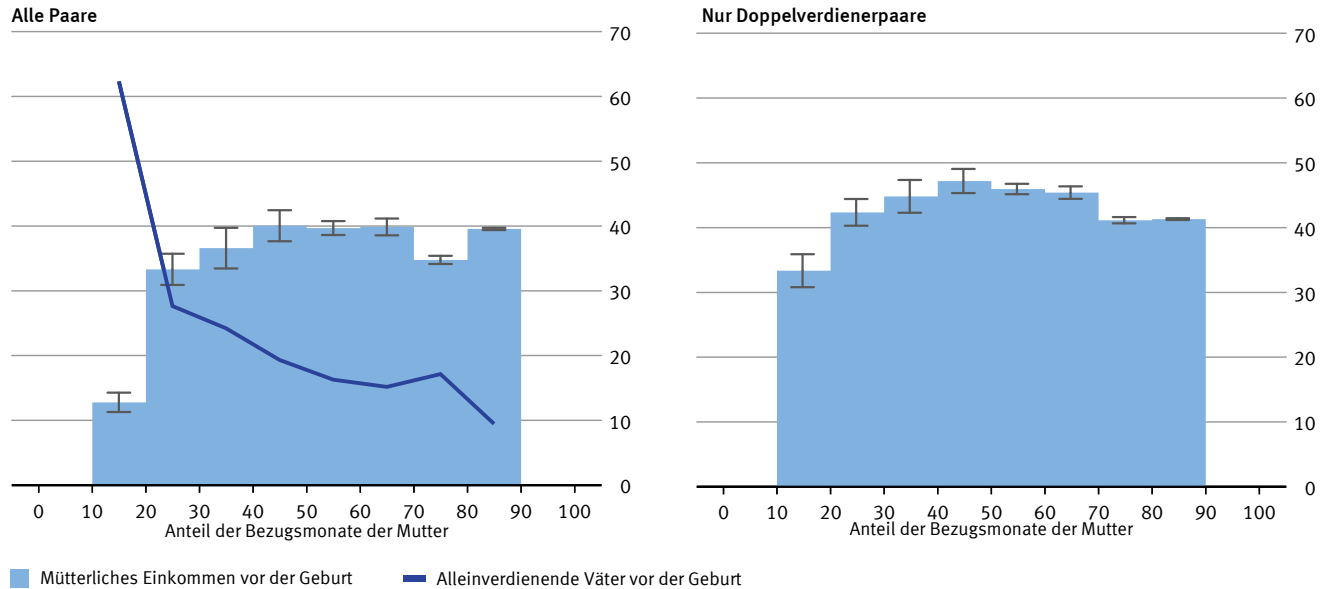


Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT

2021 - 0493

Grafik 5

Durchschnittliche Anteile der Mutter am Einkommen der Partner nach Anteilen der Mutter an den Bezugsmonaten
 Bruttoeinkommen im jeweiligen Bemessungszeitraum vor der Geburt, Anteile in %



Lesebeispiel links: Für alle Paare, bei denen die Bezugsmonate zwischen 10 und 20 % von der Mutter genommen werden, liegt der durchschnittliche Anteil der Mutter am Einkommen vor der Geburt bei etwa 13 % und der Anteil alleinverdienender Väter bei etwa 62 %.
 Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT

2021 - 0494

Hängt das beobachtete Verhältnis der Einkommen auch mit der Aufteilung der Elterngeldmonate zwischen den Partnern zusammen? Bei der Betrachtung aller partnerschaftlich Elterngeldbeziehenden liegt der durchschnittliche Anteil der Mutter am Einkommen bei fast allen prozentualen Bezugsmonatsaufteilungen nahe am Gesamtdurchschnitt von etwa 40 % (linker Teil der Grafik 5). Nur bei der kleinen Gruppe, in der der Vater den Großteil der Elterngeldmonate bezieht, ist der durchschnittliche Anteil der Mutter am Einkommen deutlich niedriger. Allerdings ist in dieser Gruppe auch der Anteil der alleinverdienenden Väter besonders hoch, der weiterhin immer geringer ausfällt, je größer der Anteil der Mutter an den Bezugsmonaten ist.¹⁵ [↪ Grafik 5](#)

Werden nur Paare, bei denen beide Partner zum Gesamteinkommen beitragen, betrachtet, geht ein höherer durchschnittlicher Anteil der Mutter am Gesamteinkommen mit einer gleichmäßigeren Aufteilung der Eltern-

geldmonate zwischen den Partnern einher. Diese Beziehung gilt allerdings nur bis zu einer ungefähr hälftigen Aufteilung der Bezugsmonate. Bei Paaren, bei denen der Vater den überwiegenden Anteil der Elterngeldmonate bezieht, sinkt der durchschnittliche Anteil der Mutter am Gesamteinkommen wieder. Nimmt der Vater den Großteil der Elterngeldmonate in Anspruch, fällt der durchschnittliche Einkommensanteil der Mütter weiterhin deutlich ab. Dies lässt sich mit rein wirtschaftlichen Gründen nicht erklären.

Zusammengefasst ist festzuhalten, dass für einen Teil der Elterngeldbeziehenden Einkommensunterschiede zwischen den Partnern eine Erklärung für die beobachtbaren Bezugsmuster liefern können. Allerdings ist die Beziehung nicht universell und streng linear. Andere Gründe wie Rollenmuster scheinen auch relevant zu sein.

5 Qualitativ ergeben sich dabei keine Unterschiede nach der Art der Beschäftigung (Selbstständige, Beamtinnen und Beamte, Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer).

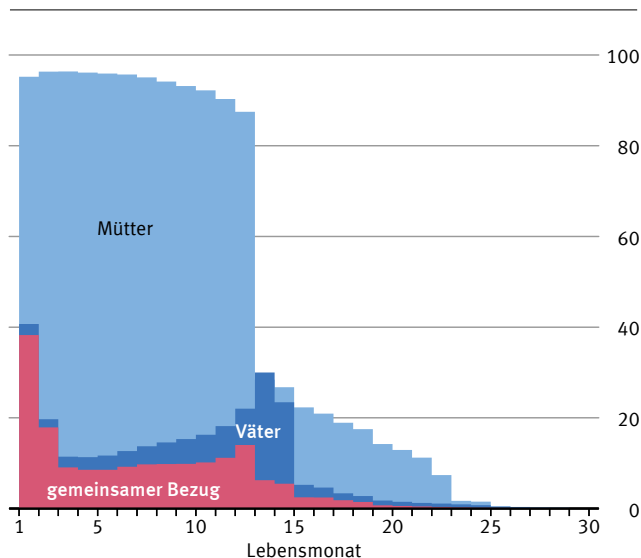
4.3 Aufteilung der Elterngeldmonate über die Lebensmonate des Kindes

Ein Blick auf die Aufteilung der Elterngeldmonate im Zeitverlauf zeigt insbesondere zwei Möglichkeiten der Differenzierung: Einerseits lässt sich die Nutzung des Elterngelds durch die Partner nach den Lebensmonaten des Kindes auswerten. Andererseits lässt sich eine Aufschlüsselung der Nutzung durch die Partner nach Kalendermonaten des Jahres vornehmen.

Wird die Verteilung des Elterngeldbezugs von Müttern und Vätern auf die ersten 30 Lebensmonate des Kindes betrachtet, so ist zunächst der – nicht unerwartete – starke Rückgang der Bezüge von Müttern nach dem 12. Lebensmonat ersichtlich. Gleichzeitig wird der Anteil der Bezüge von Vätern im 13. und 14. Lebensmonat lediglich im ersten Lebensmonat übertroffen. Bei Vätern lassen sich demnach zwei zeitliche Häufungen des Elterngeldbezugs identifizieren, nämlich in den ersten beiden Lebensmonaten (41 beziehungsweise 20%) sowie vom 12. bis zum 14. Lebensmonat (22, 30 beziehungsweise 23%). [↪ Grafik 6](#)

Grafik 6

Mütter und Väter, die im jeweiligen Lebensmonat des Kindes (gemeinsam) Elterngeld beziehen
Anteil an allen Paaren mit Elterngeldbezug in %



Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT

2021 - 0495

Während das Muster des gemeinsamen Bezugs in den ersten zwölf Lebensmonaten durch den Bezug der Väter geprägt ist, gilt dies offensichtlich nicht mehr in den folgenden Lebensmonaten des Kindes. Obwohl der Väterbezug vom 12. auf den 13. Lebensmonat um 8 Prozentpunkte zunimmt, reduziert sich der Anteil der gemeinsamen Bezüge zur gleichen Zeit um mehr als die Hälfte (Grafik 6). Eine naheliegende Erklärung stellt der parallel stattfindende noch deutlich stärkere Rückgang des Mütterbezugs dar. Dies erlaubt jedoch nicht die Schlussfolgerung, dass die ab dem 13. Lebensmonat des Kindes beziehenden Väter einen entsprechend höheren Anteil der Kinderbetreuung übernehmen. Vielmehr ist davon auszugehen, dass ein wesentlicher Teil der Mütter die maximale Bezugsdauer von 12 Monaten erreicht hat, sich jedoch weiterhin in erheblichem Maße um die Kinderbetreuung kümmert. Insbesondere für Mütter umfasst die Zeit des Elterngeldbezugs in der Regel lediglich einen Teil der Elternzeit beziehungsweise der Zeit ohne oder mit verringerter Erwerbstätigkeit.

Weniger offensichtlich, aber aussagekräftiger, erscheint die kontinuierlich abnehmende Anzahl der Mütterbezüge, insbesondere nach den ersten sechs Lebensmonaten, bei einem gleichzeitigen Anstieg der Väterbezüge. Diese Entwicklung legt zumindest die Interpretation nahe, dass Väter, abgesehen von den ersten beiden Lebensmonaten, erst im zunehmenden Lebensverlauf des Kindes eine bedeutendere Rolle in der Aufteilung der Kinderbetreuung übernehmen.

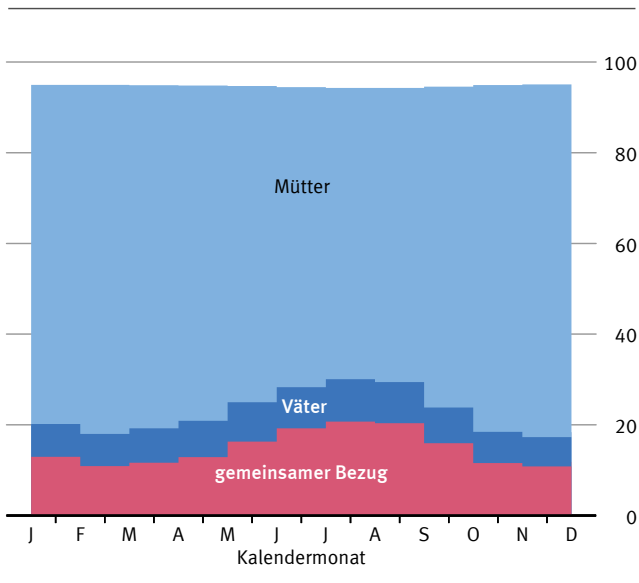
4.4 Aufteilung über die Kalendermonate

Die Analyse saisonaler Bezugsmuster von Müttern und Vätern liefert eine zusätzliche Perspektive auf die unterschiedlichen Beweggründe für die Beantragung von Elterngeld. [↪ Grafik 7](#) auf Seite 118 zeigt, dass Mütter unabhängig vom Kalendermonat Elterngeld beziehen, Väter hingegen häufiger in den Sommermonaten. Dieser „Sommeranstieg“ geht mit einem Anstieg des gemeinsamen Elterngeldbezugs einher. Hier liegt die Vermutung nahe, dass einige Väter das Elterngeld im Zusammenhang mit der Urlaubssaison nutzen.

Welche Väter sind nun für den verstärkten Bezug in den Sommermonaten verantwortlich? Zu diesem Zweck wird für jeden Kalendermonat die Anzahl der Bezüge von Vätern, die lediglich zwei Monate Elterngeld beziehen,

Grafik 7

Bezug von Elterngeld nach Kalendermonaten
Anteile an allen Paaren mit Elterngeldbezug in %

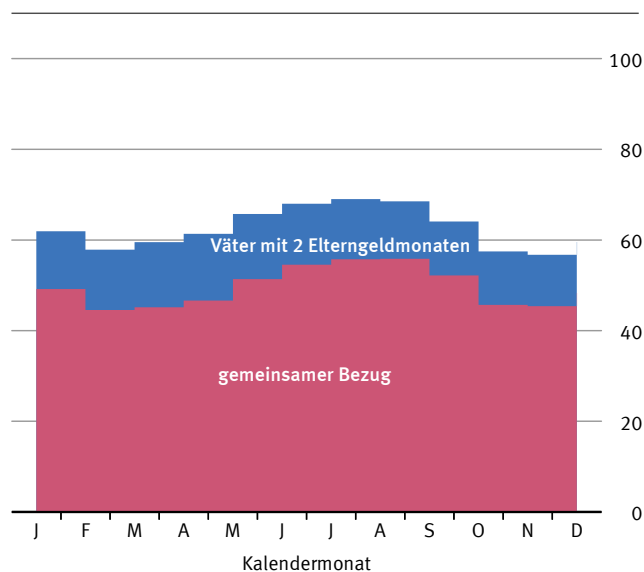


Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT 2021 - 0496

ins Verhältnis zur Anzahl der Bezüge aller Väter gesetzt. Ihr Anteil ist zwischen Mai und September deutlich höher als während des restlichen Jahres. Auch hier ist

Grafik 8

Väter mit Bezug von Elterngeld nach Kalendermonaten
in %



Anteil der Väter mit einem Gesamtbezug von zwei Elterngeldmonaten an allen Vätern, die im jeweiligen Kalendermonat Elterngeld beziehen.

Quelle: Bestandstatistik Elterngeld 2018; eigene Berechnungen Fraunhofer FIT 2021 - 0497

der gemeinsame Elterngeldbezug von Müttern und Vätern deutlicher Treiber des Trends. Die Nichterwerbstätigkeit während des Elterngeldbezugs könnte also insbesondere von Vätern mit einer geringen Bezugsdauer für mehr freie Zeit in den Sommermonaten genutzt werden. Auch zur Ferienzeit um den Jahreswechsel lässt sich ein ähnliches, jedoch geringer ausgeprägtes Muster erkennen. [↪ Grafik 8](#)


5

Fazit

Die Väterbeteiligung beim Bezug von Elterngeld hat in den letzten Jahren kontinuierlich zugenommen. Das deutet darauf hin, dass die familienpolitischen Bestrebungen, Väter mehr in die Erziehungsarbeit einzubinden und dadurch Müttern bessere Chancen für einen früheren Wiedereinstieg in den Beruf zu ermöglichen, erfolgreich waren. Eine tiefere Analyse der Bezugsmuster von Paaren – auch im Zeitvergleich – zeigt ein differenzierteres Bild dieser Entwicklung:

- › Väter beziehen in der Regel nur Elterngeld, wenn die Mutter das auch tut. Das heißt sie beanspruchen lediglich einen Teil des Elterngeldanspruchs – meist nur die Mindestbezugsdauer von zwei Monaten, die bei einem Alleinbezug der Mutter nicht gewährt werden würde. Ein Alleinbezug von Vätern bleibt weiterhin die Ausnahme.
- › Immer mehr Väter nehmen Elterngeld in Anspruch. Ihre im Schnitt deutlich kürzere Bezugsdauer hat sich in den letzten Jahren verringert, während der Anteil der Mütter an der gemeinsamen Bezugsdauer stieg.
- › Die meisten Väter wählen ihren Bezugszeitraum parallel zum Bezug der Mutter. Dieser Anteil hat sich in den letzten Jahren noch erhöht.
- › Während die große Mehrheit der Mütter das Elterngeld im ersten Lebensjahr des Kindes durchgängig beansprucht, ist bei Vätern eine deutliche Häufung in den ersten beiden Lebensmonaten sowie im 12. bis 14. Lebensmonat zu beobachten.
- › Viele Väter nutzen das Elterngeld in den Sommermonaten und zum Jahreswechsel parallel zum Bezug der Mutter.

Paarbezüge in der Elterngeldstatistik

Der Anstieg der Väterbeteiligung wird insofern etwas relativiert. Die Elterngeldstatistik kann keine Aussagen darüber treffen, inwieweit Väter oder Mütter während ihres Elterngeldbezugs die Kinderbetreuung anteilig oder gar vollständig übernehmen. Allerdings bleibt die Tatsache, dass der Familie ansonsten aufgrund der gesetzlichen Bestimmungen zwei Monate vom möglichen Elterngeldanspruch verloren gingen, ein wichtiger Grund für den Väterbezug. Zudem finden die meisten Väterbezüge parallel zu denen der Mütter statt, sodass in wenigen Fällen das Ziel eines früheren Wiedereinstiegs der Mutter in das Berufsleben erreicht werden kann. 

RECHTSGRUNDLAGEN

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 14. Juni 2021 (BGBl. I Seite 1751) geändert worden ist.

Gesetz zum Elterngeld und zur Elternzeit (Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz – BEEG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 27. Januar 2015 (BGBl. I Seite 33), das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 15. Februar 2021 (BGBl. I Seite 239) geändert worden ist.

Herausgeber
Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung
Dr. Daniel Vorgrimler
Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns
www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge
zweimonatlich, erschienen im Februar 2022
Ältere Ausgaben finden Sie unter www.destatis.de sowie in der [Statistischen Bibliothek](#).

Artikelnummer: 1010200-22001-4, ISSN 1619-2907

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2022
Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.