
WISTA

Wirtschaft und Statistik

Maria Thurow	Optionen zur Bemessung des Abstandes zweier Verteilungen in der Praxis
Christina Meyer	Geschlechtsspezifisches Altersvorsorgeverhalten – Untersuchungen mit dem deutschen Taxpayer-Panel
David Kläffling	Varieties of Corporate Saving – die politische Ökonomie aggregierter Unternehmensersparnisse
Coşkun Canan Jan Eberle	Geburtsstaat und Geburtsort im Ausländerzentralregister – Nutzungsmöglichkeiten für die amtliche Statistik
Isabella Möllers Mireille Frisch	Hofarbeit statt Schreibtischzeit – Informationspflichten in der Landwirtschaft spürbar vereinfachen
Walther Adler Thomas Luh Norbert Schwarz	Entwicklung von Arbeitseinkommen und Lohnquote – Berechnungskonzepte und Ursachen von Veränderungen

2 | 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
oder —	grundsätzliche Änderung innerhalb einer Reihe, die den zeitlichen Vergleich beeinträchtigt
/	keine Angaben, da Zahlenwert nicht sicher genug
()	Aussagewert eingeschränkt, da der Zahlenwert statistisch relativ unsicher ist
	Abweichungen in den Summen ergeben sich durch Runden der Zahlen.
	Tiefer gehende Internet-Verlinkungen sind hinterlegt.

INHALT

3	Editorial
4	Kennzahlen und Indikatoren
8	Aktuelle Informationsangebote
10	Kurznachrichten
19	Maria Thurow Optionen zur Bemessung des Abstandes zweier Verteilungen in der Praxis <i>Options for measuring the distance between two distributions in practice</i>
30	Christina Meyer Geschlechtsspezifisches Altersvorsorgeverhalten – Untersuchungen mit dem deutschen Taxpayer-Panel <i>Gender-specific behaviour in old-age provision – A study based on the German taxpayer panel</i>
42	David Kläffling Varieties of Corporate Saving – die politische Ökonomie aggregierter Unternehmensersparnisse <i>Varieties of corporate saving – the political economics of aggregate corporate saving</i>
53	Coşkun Canan, Jan Eberle Geburtsstaat und Geburtsort im Ausländerzentralregister – Nutzungsmöglichkeiten für die amtliche Statistik <i>Country of birth and place of birth in the Central Register of Foreigners – possible uses for official statistics</i>

INHALT

- | | |
|----|--|
| 68 | Isabella Möllers, Mireille Frisch
Hofarbeit statt Schreibtischzeit – Informationspflichten in der Landwirtschaft spürbar vereinfachen
<i>Farm work instead of office work – considerably simplifying information obligations in agriculture</i> |
| 77 | Walther Adler, Thomas Luh, Norbert Schwarz
Entwicklung von Arbeitseinkommen und Lohnquote – Berechnungskonzepte und Ursachen von Veränderungen
<i>Development of labour income and labour share of national income – calculation methods and reasons of changes</i> |

EDITORIAL

Dr. Georg Thiel



LIEBE LESERIN, LIEBER LESER,

auf den Angriff Russlands auf die Ukraine hat Deutschland ebenso wie viele andere Staaten mit weitreichenden wirtschaftlichen und politischen Sanktionen reagiert. Diese haben starke Auswirkungen auf Wirtschaft und Gesellschaft auch in Deutschland und beeinflussen damit direkt die Arbeit des Statistischen Bundesamtes: Als moderner und kundenorientierter Informationsdienstleister haben wir nicht nur den Anspruch, der führende Anbieter hochwertiger Statistiken in Deutschland zu sein, sondern reagieren auch schnell, um zu aktuellen Themen die notwendigen Hintergrundinformationen anzubieten. So stellen wir in den Kurznachrichten dieser WISTA-Ausgabe das aktuelle Informationsangebot mit relevanten Daten zur Ukraine vor, das wir auf unserer Webseite kurzfristig aufgebaut haben. Zudem haben wir Grafiken zum Außenhandel mit der Russischen Föderation sowie mit der Ukraine neu in die Übersicht wichtiger Kennzahlen aufgenommen und werden solche Angebote auch noch ausbauen.

Doch wir wollen auch in anderen Bereichen noch schneller werden, steigern dazu weiterhin unsere Methodenkompetenz und verstärken unsere Kontakte zur Wissenschaft: Für das Jahr 2022 loben wir zwei [Nachwuchspreise](#) aus, den jährlichen Wissenschaftspreis „Statistical Science for the Society“ sowie einmalig den Sonderpreis „Corona – Auswirkungen der Pandemie auf Wirtschaft und Gesellschaft“. Zuvor stellen wir weitere prämierte Arbeiten des Jahres 2021 vor: Maria Thurow hat in einer Simulationsstudie verschiedene Imputationsmethoden miteinander verglichen, Christina Meyer untersuchte geschlechtsspezifisches Altersvorsorgeverhalten mit dem deutschen Taxpayer-Panel und David Kläffling prüfte politökonomische Einflussfaktoren auf die aggregierten Ersparnisse des Unternehmenssektors.

Ich wünsche Ihnen auch mit dieser Ausgabe eine interessante Lektüre!

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

Präsident des Statistischen Bundesamtes

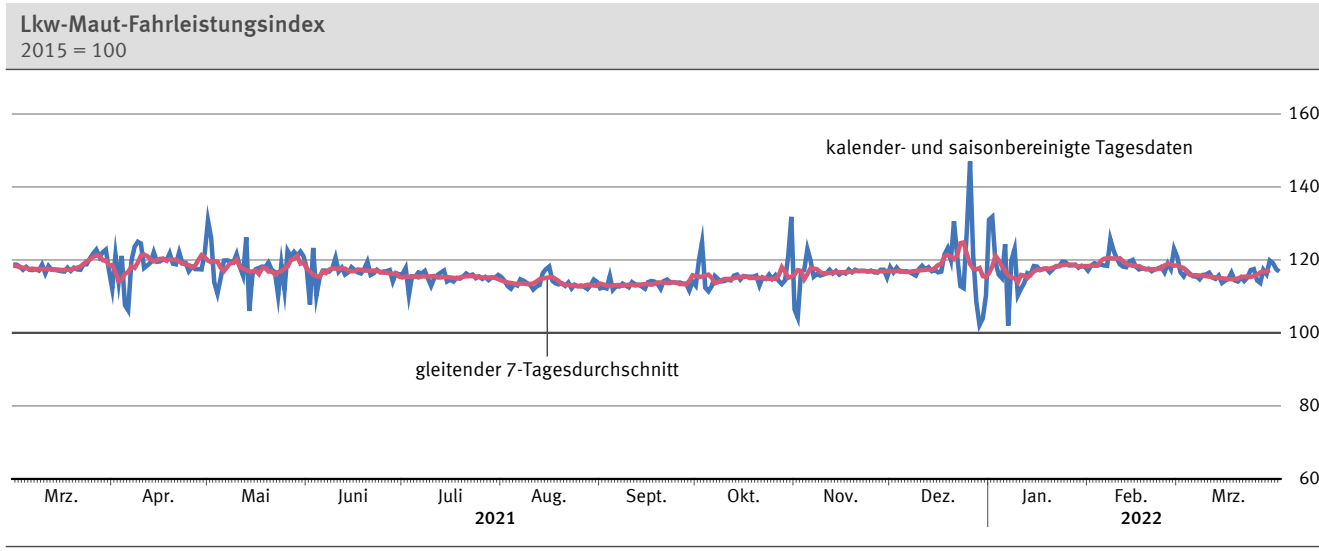
Kennzahlen und Indikatoren



Verbraucherpreisindex 2015 = 100

2021		2022	
Januar	106,3	Januar	111,5
Februar	107,0	Februar	112,5
März	107,5	März	115,3
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		

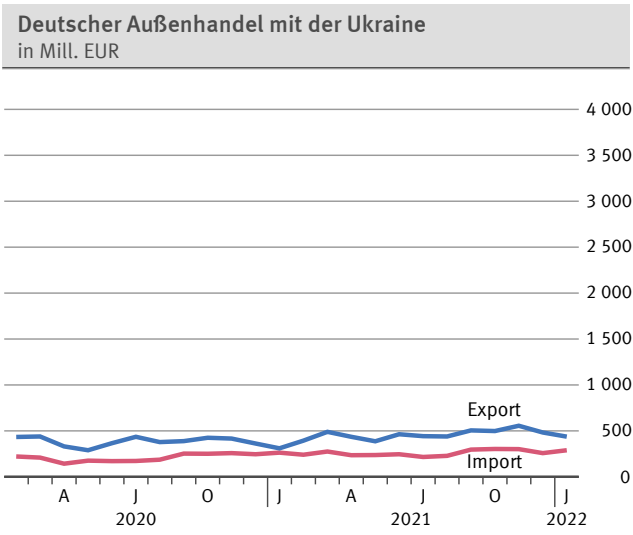
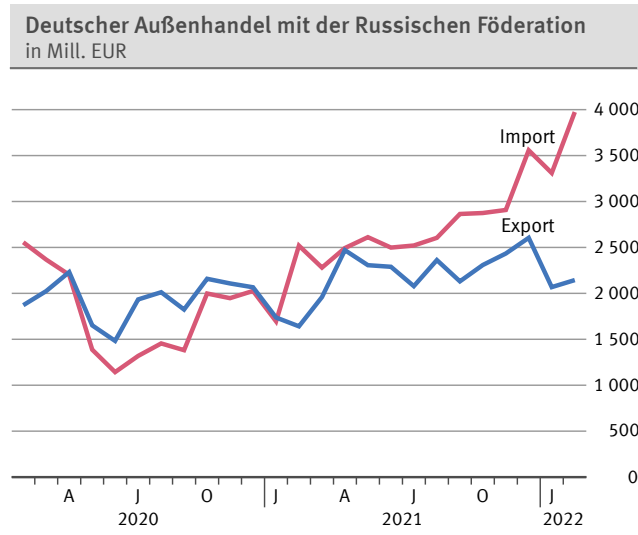
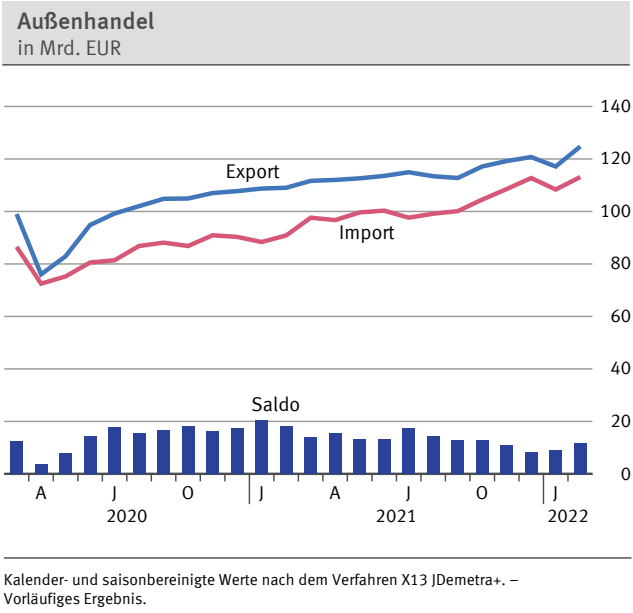
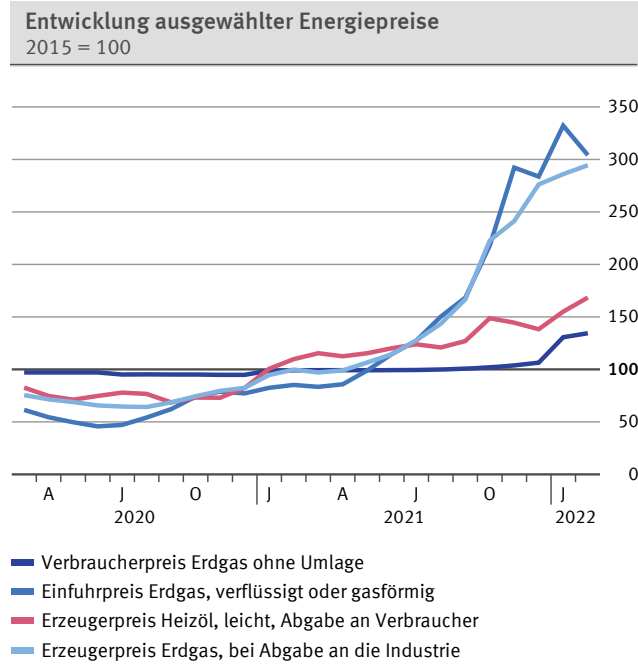
↑ 7,3 %
Veränderung zum Vorjahresmonat



Quellen: Bundesamt für Güterverkehr, Deutsche Bundesbank, Statistisches Bundesamt

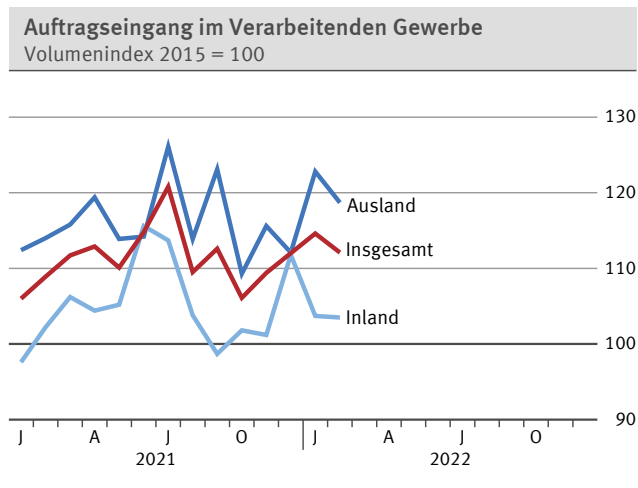
Stand: 12.04.2022

Kennzahlen und Indikatoren

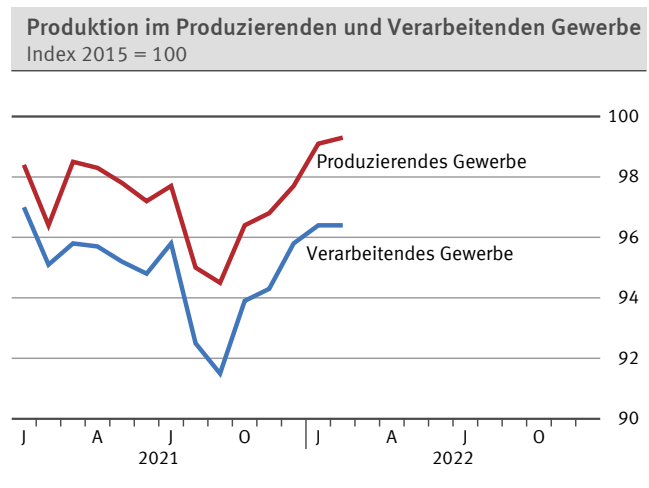


Stand: 12.04.2022

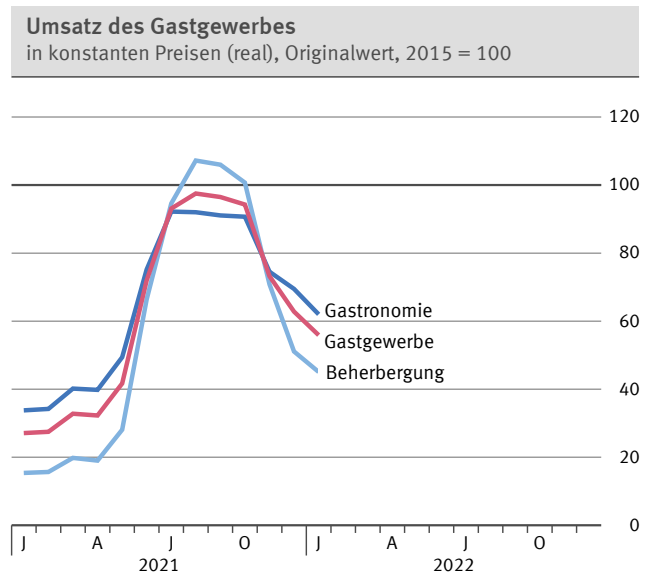
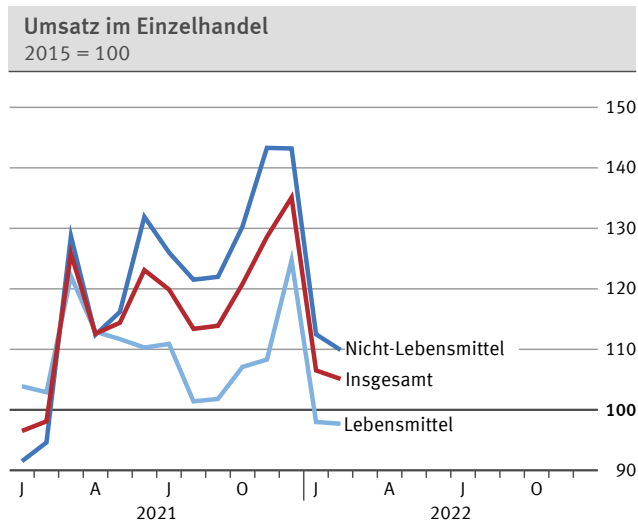
Kennzahlen und Indikatoren



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



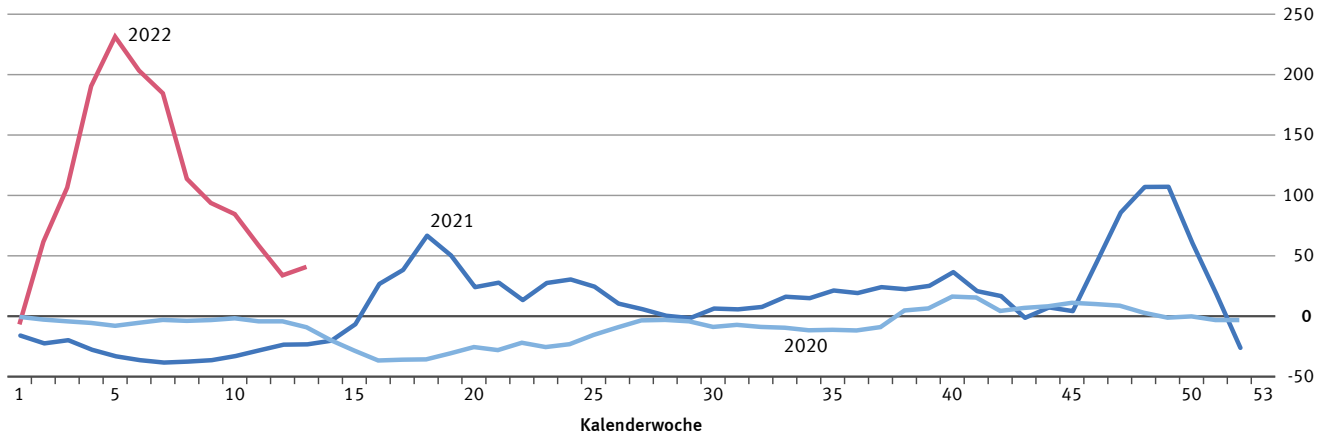
Kalender- und saisonbereinigte Werte nach dem Verfahren X13 JDemetra+. – Vorläufiges Ergebnis.



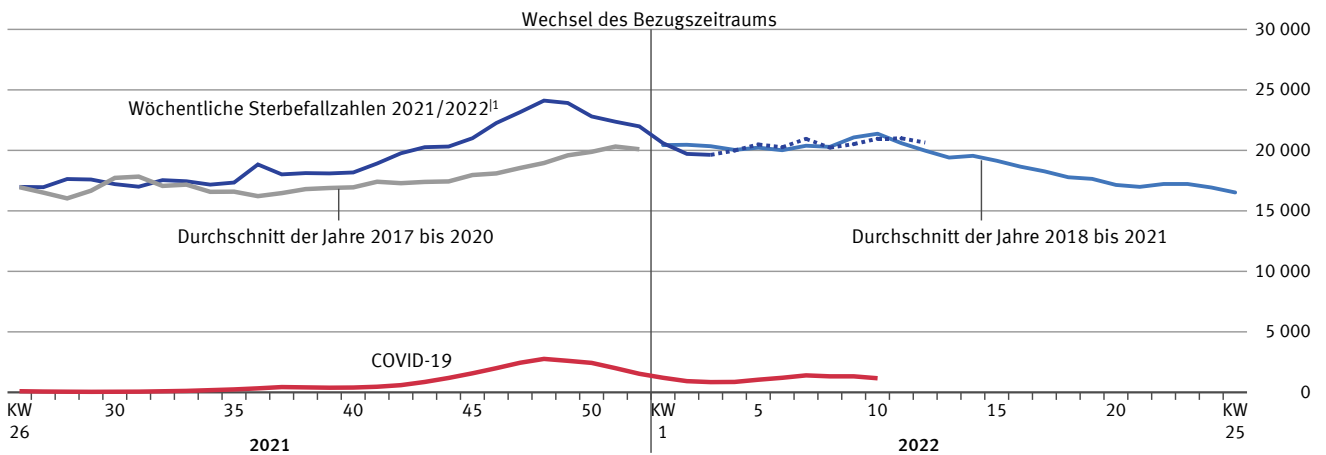
Stand: 12.04.2022

Kennzahlen und Indikatoren

Neue Kreditverträge nach Kalenderwochen Veränderung gegenüber der entsprechenden Vorjahreswoche in %



Wöchentliche Sterbefallzahlen in Deutschland



Gestrichelte Werte enthalten Schätzanteil.

1 Sonderauswertung der vorläufigen Sterbefallzahlen.

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

Stand: 12.04.2022



Ukraine

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

↳ www.destatis.de/Im-Fokus/Ukraine



Datenportal: Dashboard Deutschland

Das vom Statistischen Bundesamt neu entwickelte Datenportal bietet hochaktuelle und hochfrequente Zahlen, Daten und Fakten zu den Themen Arbeitsmarkt, Gesundheit, Konjunktur und Wirtschaft, Bauen und Wohnen, Mobilität und Finanzmärkte. Es trägt damit zu einem faktenbasierten demokratischen Diskurs der Öffentlichkeit und zur evidenzbasierten Entscheidungsfindung durch Politik und Verwaltung bei. Im Zusammenhang mit der derzeitigen Situation auf dem Energiemarkt wird das Datenangebot wöchentlich um Tagesdurchschnittspreise für Kraftstoffe erweitert.

↳ www.dashboard-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



im
Fokus

Inflation – das statistische Angebot rund ums Thema

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



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



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

IM FOKUS: UKRAINE

Aktuelle Informationsangebote zur Ukraine

Der Angriff Russlands auf die Ukraine und die damit verbundenen Sanktionen haben starke Auswirkungen auf Wirtschaft, Gesellschaft und den Energiesektor. Auf einer Sonderseite zum Thema hat das Statistische Bundesamt relevante Daten zusammengestellt:

↳ www.destatis.de/DE/Im-Fokus/Ukraine

Über die Seite gelangt man zudem zu Informationen und Hilfsangeboten für Geflüchtete, die das Bundesministerium des Innern und für Heimat anbietet. Das Onlineportal Germany4Ukraine.de stellt Basisinformationen für in Deutschland angekommene Geflüchtete aus der Ukraine zur Verfügung. Das mehrsprachige Webangebot, das sukzessive ausgebaut wird, liefert auch einen Überblick über mögliche Hilfen:

↳ Germany4Ukraine

Hilfe bei der Orientierung in Deutschland bietet zudem die Germany4Ukraine-App. Sie gibt einen aktuellen Überblick über Informationen, Unterkünfte und ärztliche Versorgung für Geflüchtete aus der Ukraine. Die Germany4Ukraine-App ist die zentrale mobile Anlaufstelle der Bundesregierung, die auf Ukrainisch, Russisch, Englisch und Deutsch beim Start in Deutschland unterstützt. Die kostenlose Germany4Ukraine-App gibt es für Android- und iOS-Geräte im [Play-Store](https://play.google.com/store/apps/details?id=de.destatis.g4u) und im [App-Store](https://apps.apple.com/de/app/g4u/id1532444444).

OECD-Wirtschaftsausblick, Zwischen- ausgabe März 2022: Wirtschaftliche und soziale Auswirkungen und Politikimplikationen des Kriegs in der Ukraine

Der Ukrainekrieg wird tiefgreifende Auswirkungen auf die Länder der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) und die Welt insgesamt haben. Die humanitären Kosten sind bereits gewaltig: Millionen Menschen fliehen aus dem Kriegsgebiet.

Dieser Zwischenausblick stellt eine Aktualisierung des OECD-Wirtschaftsausblicks vom Dezember 2021 dar. Er befasst sich mit den möglichen wirtschaftlichen und sozialen Folgen des Kriegs, der die Erholung der Weltwirtschaft von der Corona-Pandemie verlangsamten und die Inflation weltweit noch stärker in die Höhe treiben dürfte.

↳ www.oecd-ilibrary.org

IN EIGENER SACHE

Ausschreibung der Wissenschaftspreise 2022: „Statistical Science for the Society“ und „Corona – Auswirkungen der Pandemie auf Wirtschaft und Gesellschaft“

Das Statistische Bundesamt vergibt seit 1999 Förderpreise an junge Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftler in den Kategorien Dissertationen sowie Master- und Bachelorarbeiten (einschließlich Diplom- und Magisterarbeiten). Mit der Ausschreibung im Jahr 2022 erfolgt eine Umbenennung des bisherigen Gerhard-Fürst-Preises: Der neue Name „Statistical Science for the Society“ zeigt zum einen die Internationalität des Preises, zum anderen bringt er zum Ausdruck, dass sowohl die akademische als auch die amtliche Statistik dem Gemeinwohl verpflichtet sind.



Ausgezeichnet mit dem jährlichen Wissenschaftspreis „Statistical Science for the Society“ werden herausragende Arbeiten, die

- › theoretische Themen mit einem engen Bezug zum Aufgabenspektrum der amtlichen Statistik behandeln oder
- › empirische Fragestellungen unter intensiver Nutzung von Daten der amtlichen Statistik untersuchen.

Im Jahr 2022 wird zusätzlich ein Sonderpreis für herausragende wissenschaftliche Arbeiten zum Thema „Corona – Auswirkungen der Pandemie auf Wirtschaft und Gesellschaft“ vergeben. Datenbasis der Arbeiten, die für diesen Sonderpreis eingereicht werden, müssen Regionaldaten sein, die in der Datensammlung [Corona-Daten Deutschland](#) zur Verfügung stehen.

Die Bewerbungsfrist für beide Preise endet am 15. Mai 2022. Die Teilnahmebedingungen und weitere Informationen stehen zur Verfügung unter:

↳ www.destatis.de/wissenschaftspreis

Neue Website zur Hauptstadt-kommunikation

Das Statistische Bundesamt hat eine neue Website zur Hauptstadt-kommunikation freigeschaltet:

↳ www.destatis.de/DE/Service/Hauptstadtkommunikation

Die Hauptstadt-kommunikation bildet die Schnittstelle des Statistischen Bundesamtes zur Politik in der Hauptstadt. Ziel ist, politische Entscheidungsträgerinnen und Entscheidungsträger über aktuelle Themen, neue Produkte und interessante Innovationen des Statistischen Bundesamtes zu informieren. Bei Fragen zur amtlichen Statistik ist die Hauptstadt-kommunikation die Anlaufstelle für Institutionen aus Politik und Verwaltung.

Die neue Website führt auch zum StatistikBrief, einem Newsletter-Format, das quartalsweise über Neuigkeiten aus dem Statistischen Bundesamt informiert. Der StatistikBrief präsentiert eine breite Auswahl an aktuellen Themen, stellt innovative Produkte vor und berichtet über neue Entwicklungen, wie den Einsatz von maschinellem Lernen und experimentellen Daten in der amtlichen Statistik.

Die Erstausgabe thematisiert unter anderem den Krieg in der Ukraine und stellt Veranstaltungen und Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes vor.

↳ www.destatis.de

AUS ALLER WELT

53. Sitzung der Statistischen Kommission der Vereinten Nationen

Die Statistische Kommission der Vereinten Nationen (UN) ist das höchste Organ im globalen statistischen System. Sie ist ein beratendes Organ des UN-Wirtschafts- und Sozialrates (ECOSOC) und befasst sich mit der Weiterentwicklung, Harmonisierung und Implementierung internationaler statistischer Methoden und Verfahren. In ihr sind die statistischen Institutionen der UN-Mitgliedsstaaten auf Leitungsebene vertreten, das Statistische

Bundesamt ist für Deutschland bis Ende 2024 eines der 24 Mitglieder der Statistischen Kommission.

Die 53. Sitzung fand vom 28. Februar bis 4. März 2022 aufgrund der Corona-Pandemie erneut in virtueller Form statt. Das Europäische Statistische System (ESS) hat für einige Tagesordnungspunkte eine vorher mit den EU-Mitgliedstaaten abgestimmte gemeinsame Stellungnahme abgegeben.

Die Statistische Kommission hat die neue Geschäftsordnung angenommen und legt sie dem ECOSOC zur Genehmigung vor. Die Überarbeitung berücksichtigt neue Entwicklungen in der amtlichen Statistik künftig besser: Dazu zählen der Ansatz der Digitalisierung, der freie und einfache Zugang zu Statistiken und eine mögliche neue Rolle der Statistik in Form einer neuen Daten Governance, dem Data-Stewardship-Ansatz. Das ESS begrüßte in seiner Stellungnahme die Aktualisierung des Mandats der Statistischen Kommission. Gleichzeitig verwies es auf die wachsende Rolle der nationalen statistischen Ämter in der sich wandelnden Datenlandschaft und die damit verbundene Verantwortung für die Datenverwaltung in den nationalen Datenökosystemen. Das ESS unterstützte zugleich die stärkere Integration von raumbezogenen Informationen in Statistiken, unter anderem auch durch Daten der Fernerkundung.

Schwerpunkt der Diskussion zur Agenda 2030 war in diesem Jahr die stärkere Georeferenzierung der Indikatoren, um künftig kleinräumige Daten noch besser darstellen zu können. Außerdem wurde die Einbeziehung von neuen statistischen Methoden, Verfahren und Datenquellen diskutiert, um vorhandene Datenlücken schließen zu können. Das ESS begrüßte insgesamt die Fortschritte und die Einführung eines neuen Indikators (17.3: Finanzierung von Entwicklungshilfe). Deutschland betonte die Notwendigkeit, die Methodenentwicklung beispielsweise zur Nutzung der Geodaten eng mit den Expertinnen und Experten der jeweils inhaltlich betroffenen amtlichen Statistik abzustimmen.

Im Zusammenhang mit dem Thema Klimawandel hat die Statistische Kommission ein Global Set als Rahmen für Statistiken und Indikatoren zum Klimawandel verabschiedet. Deutschland begrüßte die damit verbundene bessere Messbarkeit des Klimawandels. Gleichwohl bleibt unklar, inwieweit das mit 158 Indikatoren sehr umfangreich ausgefallene Global Set das bereits vorhandene Set der Regionalkommission für Europa der

Vereinten Nationen (UN ECE) ergänzt. Deutschland regte an, die Sets aufeinander abzustimmen und das bestehende Rahmenwerk der Umweltökonomischen Gesamtrechnungen, das eine hervorragende Grundlage zur Messung des Klimawandels bildet, zu berücksichtigen.

Die weiteren Arbeiten an den Umweltgesamtrechnungen (UGR) und insbesondere zum internationalen Handbuch der UGR (SEEA – System of Environmental-Economic Accounting) wurden vorgestellt. Wesentliche Punkte sind eine für das Jahr 2023 geplante Bestandsanalyse zu allen Themen und Gremien der UGR sowie die mögliche Entwicklung weiterer thematischer Konten des SEEA.

Die UN-Arbeitsgruppe zu den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (Intersecretariat Working Group on National Accounts) berichtete zum Fortschritt der Revisionsarbeiten am UN System of National Accounts (SNA) 2008 mit dem künftigen Basisjahr 2025. Die nächsten konkreten Arbeitsschritte sind die Durchführung von Tests zur Prüfung der Tauglichkeit und Durchführbarkeit der Leitlinien.

Die Statistische Kommission stimmte dem neuen Strukturentwurf der International Standard Industrial Classification (ISIC) zu. Die ISIC untergliedert wirtschaftliche Aktivitäten in verschiedene Wirtschaftszweige, Unternehmen werden nach der Bemessungsgrundlage ihrer wirtschaftlichen Tätigkeit dann einem Wirtschaftszweig zugeordnet. Die Klassifikation soll spätestens im Jahr 2025, zeitgleich mit dem Ende der SNA-Revision, angepasst sein.

Das erneuerte Mandat der Arbeitsgruppe Data Stewardship sieht keine zeitliche Begrenzung mehr vor, die Arbeitsgruppe arbeitet unter der Schirmherrschaft der Statistischen Kommission und erstattet ihr jährlich Bericht. Die Arbeitsgruppe wird sich zunächst darauf konzentrieren, erste Ansätze zur Umsetzung, einschließlich der Bestimmung von Definitionen und Terminologien, zu entwickeln.

Die Statistische Kommission nahm den Fortschrittsbericht zur weltweiten Zensusrunde 2020 zur Kenntnis. Das von der Statistischen Kommission eingerichtete Dashboard dokumentiert einen weltweit negativen Einfluss der Corona-Pandemie auf die Durchführung der Zensusrunde.

Die Statistische Kommission unterstützt zudem die vorgeschlagene Ausrichtung der Arbeit des UN Committee of Experts on Big Data and Data Science (UNCEBD) im Bereich Big Data. Aus deutscher Sicht ist insbesondere die Entwicklung eines strategischen Ansatzes für die Zusammenarbeit mit dem Privatsektor relevant, da privat gehaltene Daten die amtliche Statistik in einer qualitativ hochwertigen, kleinräumigen und zeitnahen Bereitstellung von Daten unterstützen können. Hierfür muss ein verlässlicher Zugang zu diesen Daten geschaffen werden. Außerdem befürwortete Deutschland eine Vernetzung von Geoinformationen und amtlichen statistischen Daten und ist unter anderem in der United Nations Expert Group on the Integration of Statistical and Geospatial Information (UN-GGIM) aktiv.

Alle Unterlagen zur Sitzung stehen auf der Website der Statistischen Kommission zur Verfügung.

↳ unstats.un.org

AUS EUROPA

48. Sitzung des AESS

Im Fokus der 48. Sitzung des Ausschusses für das Statistische System (AESS) am 10. und 11. Februar 2022 in Luxemburg standen insbesondere die Themen Einbeziehung von selbstgenutztem Wohneigentum in den Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI), die Neugestaltung der europäischen Bevölkerungsstatistiken sowie das weitere Vorgehen hinsichtlich der Revision der Statistischen Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (NACE).

Die Europäische Zentralbank hat in einem Forschungspapier vom September 2021 die Einbeziehung des selbstgenutzten Wohneigentums in den HVPI empfohlen. Einige Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU), darunter auch Deutschland, bemängelten die zu große Zahl an Indikatoren zur Preisentwicklung, die zu Missverständnissen bei den Nutzergruppen führen könnten. Da die Europäische Zentralbank von einer Veröffentlichung eines entsprechenden Indikators bereits im Frühjahr 2022 ausgegangen ist, hat der AESS zur Klärung der möglichen Umsetzung und einer entsprechen-

den Kommunikationsstrategie die Einrichtung einer Task Force beschlossen.

Die angestrebte Neugestaltung der europäischen Bevölkerungsstatistiken sollte nach Auffassung des Statistischen Amtes der EU (Eurostat) dazu führen, die Zahl der Erhebungen zu verringern sowie Verwaltungsdaten und andere Datenquellen stärker zu nutzen. Der AESS hat deshalb den Fortschrittsbericht zu den laufenden Arbeiten zur Erstellung einer neuen Rahmenverordnung zu den Bevölkerungsstatistiken intensiv diskutiert. Im Mittelpunkt stand die Frage, ob die seitens der Nutzenden nachgefragten sozio-demografischen Erhebungsmerkmale fester Bestandteil des Zensus sein sollten. Der Zensus fokussiert zunehmend auf die Nutzung von Registern, die gewünschten Angaben sind dort aber nicht enthalten. Daher sprachen sich zahlreiche Mitgliedstaaten dafür aus, diese Merkmale in bereits bestehende andere Haushaltserhebungen zu integrieren. Eine Task Force soll dazu Lösungsstrategien erarbeiten.

Die europäische Klassifikation der Wirtschaftszweige (NACE) bedarf aufgrund von Veränderungen in den Wirtschaftsbereichen Digitale Wirtschaft, Globalisierung und elektronischer Handel, Bioökonomie und Kreislaufwirtschaft inzwischen der Überarbeitung. Damit einher geht eine Modifizierung des internationalen Pendantes, der International Standard Industrial Classification (ISIC). Deren Systematik ist in der diesjährigen Sitzung der Statistischen Kommission im März 2022 verabschiedet worden. Das Statistische Bundesamt begrüßt die Überarbeitung der NACE, erachtet jedoch eine redaktionelle Überarbeitung des NACE-Strukturentwurfs, wie auch eine präzise inhaltliche Abstimmung für die Bezeichnungen der einzelnen Gliederungspositionen als zwingend notwendig. Der Zeitplan für die NACE-Umstellung ist eng bemessen, Eurostat plant bereits für den Februar 2023 die Vorlage eines Entwurfs eines delegierten Rechtsaktes zur NACE.

Im Zusammenhang mit der Bewertung der Ergebnisse der Europäischen Amtsleiterkonferenz DGINS vom 27. und 28. Oktober 2021 in Warschau hat der AESS das Potenzial der Integration der Daten aus der Erdbeobachtung in die amtliche Statistikproduktion begrüßt. Aufgrund der Komplexität des Vorhabens, Satellitenbilder auszuwerten und in statistische Aussagen zu transformieren, haben die Teilnehmenden die Schwerpunktsetzung auf folgende Statistikbereiche empfohlen: Landnutzung,

Landwirtschaft, Umwelt und maritime Angelegenheiten. Ein weiterer Vorschlag ist, die Integration der Erdbeobachtung in die Diskussion der Revision der europäischen Statistikverordnung (EG) 223/2009 einzubeziehen.

Der AESS hat die vorgeschlagene Kurzliste zu Empfehlungen, die Umweltstatistik künftig auf einen besseren Erkenntnisgewinn zum Thema Klimawandel hin auszurichten, gebilligt. Die Empfehlungen zu den Treibhausgasemissionen (ökologischer Fußabdruck) und die Erweiterung der Gebäuderegister um Informationen zum nachhaltigen Bauen (einschließlich Bestandsgebäude) sind vom AESS als besonders wichtig definiert worden. Unter anderem hatte Deutschland die Notwendigkeit einer Prioritätensetzung in der Umweltstatistik betont, da wünschenswerte Anpassungen aufgrund fehlender Ressourcen nicht zeitgleich erfolgen können.

Die Thematik „Aktualität“ ist im AESS wieder verstärkt in den Fokus gerückt. Um die Aktualität zu verbessern schlägt Eurostat verschiedene Maßnahmen vor. Dazu zählen ein Portfolio an experimentellen Statistiken, eine geeignete Kommunikationspolitik und ein agiler Ansatz bei der Produktion von Statistiken. Deutschland begrüßt dieses Vorhaben und wird dieses Thema in der Task Force zur Revision der Europäischen Statistikverordnung (EG) 223/2009 einbringen.

Synthetic Data Challenge der UNECE

Ende Januar 2022 hat ein fünfköpfiges Team des Statistischen Bundesamtes an der Synthetic Data Challenge der High-Level Group for the Modernisation of Official Statistics der Wirtschaftskommission für Europa der Vereinten Nationen (UNECE) teilgenommen und den zweiten Platz erreicht. Im Fokus des Wettbewerbs standen Erzeugung und Nutzen synthetischer Daten für die Gewährleistung der statistischen Geheimhaltung in Datenangeboten der amtlichen Statistik. Ziel der Veranstaltung war, den als Ergebnis eines internationalen Projekts entstandenen Einstiegsleitfaden zu diesem Thema einer praktischen Bewährungsprobe zu unterziehen.

Der Einstieg in die Theorie war anhand des Leitfadens in kürzester Zeit zu bewältigen, danach konnte direkt in die Praxis gestartet werden. Den Ausgangspunkt bildeten hierbei zwei Datensätze, auf deren Grundlage es jeweils galt, synthetische Daten zu erzeugen. Diese sollten als Ersatz für die Originaldaten dienen, um die Auskunft-

gebenden vor Datenangriffen zu schützen. Dabei galt es, auf die Qualität der erzeugten Daten zu achten, um den Nutzen der künstlich erzeugten Daten für die amtliche Statistik zu gewährleisten. Mit unterschiedlichen, teilweise auf KI-Methoden basierenden Ansätzen erzeugte das deutsche Team zu jedem der Originaldatensätze jeweils fünf neue, synthetische Datensätze. In einem umfangreichen Abschlussbericht bewertete es deren Eignung für verschiedene Einsatzgebiete, wie die Bereitstellung für Forschende oder auch für die Nutzung in Veröffentlichungstabellen. Neben den im Einstiegsleitfaden eingeführten Bewertungsmaßen entwickelte und nutzte das Team des Statistischen Bundesamtes hierbei ein eigenes Maß für die Beurteilung des Aufdeckungsrisikos.

Nähere Informationen zu den Modernisierungsprojekten der High-Level Group for the Modernisation of Official Statistics enthält deren [Website](#).

AUS DEM INLAND

Modernisierung der Konjunkturstatistik im Dienstleistungssektor

Der Dienstleistungssektor erwirtschaftet einen wesentlichen Teil des deutschen Bruttoinlandsprodukts. Um der wirtschaftlichen Bedeutung dieses Sektors Rechnung zu tragen, hat das Statistische Bundesamt die Konjunkturberichterstattung im Dienstleistungssektor modernisiert:

- › Der Erfassungsbereich wurde um die Branchen „Grundstücks- und Wohnungswesen“ (WZ 68), „Vermietung von beweglichen Sachen“ (WZ 77) und „Gebäudebetreuung; Garten- und Landschaftsbau“ (WZ 81.1 und 81.3) erweitert.
- › Des Weiteren erfolgt die Berichterstattung seit Anfang April 2022 nicht mehr nur quartalsweise, sondern monatlich. Die monatliche Konjunkturberichterstattung umfasst auch ein deutlich erweitertes Angebot in der Datenbank [GENESIS-Online](#).
- › Als dritte Neuerung wird künftig neben den monatlichen Umsatz- und Beschäftigtenindizes auch ein Dienstleistungsproduktionsindex als Konjunkturindikator veröffentlicht. Er stellt die preisbereinigte

Summe erbrachter Dienstleistungen auf der Grundlage der Bruttowertschöpfung im Vergleich zum Basisjahr 2015 dar.

Detaillierte Informationen über den Dienstleistungsproduktionsindex und das neue Datenangebot in der Datenbank GENESIS-Online sind in den [ausführlichen methodischen Erläuterungen](#) und dem [Qualitätsbericht](#) zur Konjunkturstatistik im Dienstleistungsbereich verfügbar.

Neue EXDAT-Produkte

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. Dennoch sind es Ergebnisse der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, die interessante, neue Perspektiven auf verschiedene Themenfelder der Statistik bieten:

- › Methodenprojekt „Schnellschätzungen im Baugewerbe“

Lässt sich aus unvollständigen Erhebungsrückläufen zu einem früheren Zeitpunkt eine Schnellschätzung für das Baugewerbe ableiten? Ziel des Projektes ist, mithilfe von vorliegenden Vorabdaten die Aktualität der Monatserhebung im Bauhauptgewerbe sowie der Vierteljahreserhebung im Ausbaugewerbe zu verkürzen.

↳ [baugewerbe-schnellschaetzungen](#)

- › Experimentelle georeferenzierte Bevölkerungszahl auf Basis der Bevölkerungsfortschreibung und Mobilfunkdaten

Im Rahmen eines Verteilungsverfahrens werden die Ergebnisse der Bevölkerungsfortschreibung von der Gemeindeebene anhand von Mobilfunkdaten auf eine kleinräumigere Ebene umverteilt.

↳ [bevoelkerung-geo-mobilfunkdaten](#)

- › Konjunkturfrühindikator auf Basis von Passantenfrequenzen

Lässt sich aus der Veränderung von Passantenzahlen in Innenstädten ein Konjunkturfrühindikator für den Umsatz im stationären Einzelhandel entwickeln?

Das Statistische Bundesamt untersucht den Zusammenhang zwischen amtlichem Einzelhandelsumsatz und Passantenzahlen künftig fortlaufend. Ziel ist zu prüfen, ob damit konjunkturelle Entwicklungen am aktuellen Rand besser und aktueller darstellbar sind als bisher durch die monatlichen amtlichen Daten zur Umsatzentwicklung im stationären Einzelhandel.

↳ [passantenfrequenz-einzelhandel](#)

- › Buchungen von Unterkünften auf Online-Plattformen
Erstmals stehen Buchungsdaten ausgewählter Online-Plattformen für statistische Auswertungen zur Verfügung. In einem zweijährigen Forschungsprojekt untersucht das Statistische Bundesamt unter anderem die Nutzbarkeit dieser Daten auf mögliche Ergänzungen des bestehenden Angebotes der amtlichen Tourismusstatistik unterhalb der gegenwärtigen Erhebungsgrenze.

↳ [buchung-online-unterkuenfte](#)

- › Online-Stellenindex
Der Online-Stellenindex verfolgt die Entwicklung der Arbeitskräftenachfrage auf Online-Stellenmärkten unter Nutzung von im Internet veröffentlichten Stellenanzeigen.

↳ [online-stellenindex](#)

Neu: Interaktiver Konsumvergleich

Die neue Anwendung „Interaktiver Konsumvergleich“ zeigt, wofür der durchschnittliche Haushalt in Deutschland sein Geld ausgibt. Dabei können Haushalte ihre eigenen Ausgaben in den Bereichen Wohnen, Mobilität und Essen mit den Durchschnittswerten jener Haushalte vergleichen, die ihnen am ähnlichsten sind.

Der interaktive Konsumvergleich liefert anhand amtlicher Daten und der individuellen Eingaben Antworten auf Fragen wie: „Gebe ich überdurchschnittlich viel für den Lebensmitteleinkauf aus? Was gibt ein Haushalt mit ähnlich hohem Einkommen eigentlich für Freizeit, Unterhaltung und Kultur aus? Wenn ich die monatlichen Fixkosten meines Haushalts optisch zu den durchschnittlichen Lebenshaltungskosten aus der amtlichen Statistik gegenübergestellt sehe, kann ich möglicherweise Einsparpotenziale für meinen Haushalt entdecken?“. Die Anwendung enthält Angaben zu vergleichbaren Haus-

halten unabhängig davon, wo ein Haushalt in Deutschland wohnt, ob es sich um einen großen oder kleinen Haushalt mit oder ohne Kinder handelt oder ob seine Einkommen vergleichsweise hoch oder niedrig sind.

Der interaktive Konsumvergleich der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder ist kostenlos und anonym, keine der persönlichen Eingaben wird gespeichert.

↳ www.konsumvergleich.de

Online-Buchungssystem für Gastwissenschaftsarbeitsplätze

Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (FDZ) treiben die Digitalisierung ihrer Serviceleistungen mit der Einführung eines Online-Buchungssystems für ihre Gastwissenschaftsarbeitsplätze (GWAP) weiter voran. Datennutzende können nun unter www.gwap-bs.de online nach verfügbaren GWAP-Terminen in den FDZ-Standorten suchen, diese verbindlich reservieren sowie ihre Termine einfach und bequem verwalten.

Weitere Informationen zum Online-GWAP-Buchungssystem der FDZ und zu dessen Nutzungsbedingungen stehen zur Verfügung unter:

↳ www.forschungsdatenzentrum.de

VERANSTALTUNGEN

Call for Papers für die Statistische Woche 2022

Die Statistische Woche 2022 wird vom 20. bis 23. September 2022 an der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster stattfinden mit den Schwerpunktthemen Daten als Geschäftsmodell, Interpretable Machine Learning sowie Statistik, Daten, Corona.

Die Statistische Woche ist eine Veranstaltung der Deutschen Statistischen Gesellschaft gemeinsam mit dem Verband Deutscher Städtestatistiker. Auch die Deutsche Gesellschaft für Demographie wird mit Sektionen vertreten sein. Alle Statistikerinnen und Statistiker sind

eingeladen, sich mit Vorträgen und/oder Postern zu beteiligen.

Die eingereichten Beiträge werden einem Begutachtungsprozess unterzogen. Es ist auch möglich, ganze Sitzungseinheiten (bestehend aus drei bis vier Vorträgen) vorzuschlagen.

Einreichungen sind noch bis zum 30. April 2022 möglich; die Benachrichtigungen erfolgen bis zum 5. Juni 2022.

↳ statistische-woche.de

„Berliner Demografiegespräch“ zum Begriff Migrationshintergrund

Die gemeinsame Vortragsreihe „Berliner Demografiegespräche“ des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung und des Statistischen Bundesamtes wurde am 15. März 2022 mit einer Veranstaltung zum Thema „Abschied vom Migrationshintergrund? Vom Nutzen einer Kategorie in Forschung und Statistik“ fortgeführt.

Das vierte „Berliner Demografiegespräch“ stieß mit rund 180 Teilnehmenden unter anderem aus dem Deutschen Bundestag und verschiedenen Bundesministerien in der Zielgruppe Politik auf sehr großen Zuspruch.

Die Vorträge und die anschließende Diskussion stehen auf dem [YouTube-Kanal](#) des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung zur Verfügung.

NEUERSCHEINUNGEN

Regio-Stat-Katalog 2022

Der [Regionalstatistische Datenkatalog des Bundes und der Länder 2022](#) wird von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder laufend überarbeitet und liegt nun aktualisiert zum Stand Januar 2022 vor. Er wird im Auftrag des Arbeitskreises Regionalstatistik vom Bayerischen Landesamt für Statistik herausgegeben und definiert die Tabellen und deren Geltungsbereich auf Gemeinde- und Kreisebene.

Die Daten können aus der Regionaldatenbank Deutschland (www.regionalstatistik.de) abgerufen werden. Bei den Statistiken handelt es sich fast ausschließlich um Bundesstatistiken, die in regelmäßigen Abständen erhoben werden.

Ebene von Nutzen sein könnten, und gibt Empfehlungen, wie die Angebote für diese Gruppe verbessert werden können.

↳ www.oecd-ilibrary.org

Finanzierung von kleinen und mittleren Unternehmen 2022

Der OECD-Bericht „Financing SMEs and Entrepreneurs 2022“ beleuchtet die Auswirkungen der COVID-19-Krise auf die KMU-Finanzierung, indem er die jüngsten Entwicklungen bei Fremd- und Eigenkapital, vermögensbasierter Finanzierung und politischen Rahmenbedingungen in 48 Ländern weltweit verfolgt. Ein Kapitel bewertet die Entwicklung der KMU-Finanzierungsunterstützung während der Krise, von der Rettungs- bis zur Erholungsphase. Er dokumentiert einen Rückgang der KMU-bezogenen Unterstützung in den nationalen Konjunkturpaketen im Vergleich zu früheren Rettungsmaßnahmen.

↳ www.oecd-ilibrary.org

Berufsberatungsangebote für Geringqualifizierte in Deutschland

Die Arbeitswelt verändert sich rasant, Stichworte dafür sind Digitalisierung, Dekarbonisierung oder demografischer Wandel. Gerade die Arbeitsplätze geringqualifizierter Erwachsener sind durch neue Technologien und Automatisierungsprozesse bedroht. Individualisierte Bildungs- und Berufsberatung ist deshalb besonders wichtig, damit diese Gruppe den Anschluss auf dem Arbeitsmarkt nicht verliert. Doch in der komplexen Weiterbildungslandschaft Deutschlands nutzen derzeit vor allem höherqualifizierte Arbeitskräfte die bestehenden Angebote.

Der neue OECD-Bericht „Career Guidance for Low-Qualified Workers in Germany“ gibt zunächst einen Überblick über das Berufsberatungsangebot auf Bundesebene und beschreibt dann den Beratungsbedarf und das Beratungsangebot in den Bundesländern Berlin und Nordrhein-Westfalen. Er informiert über die Unterstützungsangebote für Geringqualifizierte, zeigt auf, welche Erkenntnisse für andere Regionen und die nationale

OPTIONEN ZUR BEMESSUNG DES ABSTANDES ZWEIER VERTEILUNGEN IN DER PRAXIS

Maria Thurow

↳ **Schlüsselwörter:** fehlende Werte – Imputationsmethoden – Imputationsgüte – Verteilungsähnlichkeit – Campus-Files

ZUSAMMENFASSUNG

Der Umgang mit unvollständigen Datensätzen stellt einen wichtigen Aspekt der Datenaufbereitung dar. Häufig ist nicht bekannt, für welche Auswertung ein aus dem Bereich der amtlichen Statistik stammender Datensatz in Wissenschaft und Forschung verwendet wird. Sinnvoll ist daher, die Verteilung der ursprünglichen Daten möglichst gut zu reproduzieren. Hierfür wäre eine möglichst geeignete Imputationsmethode zu wählen. Ziel der diesem Beitrag zugrunde liegenden Arbeit ist es, in einer Simulationsstudie verschiedene Kenngrößen hinsichtlich ihrer Eignung zu beurteilen und die Güten verschiedener Imputationsmethoden anhand von zwei Beispieldatensätzen aus der amtlichen Statistik miteinander zu vergleichen.

↳ **Keywords:** *missing values – imputation methods – imputation accuracy – distributional similarity – Campus files*

ABSTRACT

Dealing with incomplete data sets is an important aspect of data processing. It is often not known for what analysis a set of data from official statistics will later be used in science and research. Therefore, it is reasonable to reproduce the distribution of the original data as closely as possible. To this end, it is important to choose the most appropriate imputation method. The thesis described in this article uses a simulation study to assess the suitability of different quantities for comparing the goodness of fit of different imputation methods, based on two example data sets from official statistics.



Maria Thurow

studiert im Masterstudiengang Statistik an der Technischen Universität Dortmund und ist zudem als wissenschaftliche Hilfskraft an der Fakultät Statistik tätig. Im vorliegenden Artikel stellt sie ihre Bachelorarbeit mit dem Titel „Optionen zur Bemessung des Abstandes zweier Verteilungen in der Praxis“ vor, für die sie 2021 mit dem Gerhard-Fürst-Preis des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet wurde. Die Arbeit entstand an der TU Dortmund unter der Betreuung von Prof. Dr. Markus Pauly und Dr. Florian Dumpert.

1

Einleitung

Bei der Datenaufbereitung stellt der Umgang mit fehlenden Werten in einem Datensatz einen wichtigen Aspekt dar. Ein möglicher Ansatz ist das Entfernen unvollständiger Beobachtungen aus dem Datensatz (Complete Case Analysis). Eine Alternative zu diesem Verfahren ist die Imputation, bei der plausible Werte fehlende Werte ersetzen. Die Wahl einer geeigneten Imputationsmethode hängt dabei von der späteren Verwendung des Datensatzes ab. Ist diese nicht bekannt, sollte die zugrundeliegende Verteilung der Daten durch die Imputation möglichst gut reproduziert werden und viele spätere Anwendungen ermöglichen. Eine Möglichkeit, eine geeignete Kenngröße zu bestimmen, mit deren Hilfe die Abstände der (univariaten) Verteilungen der Variablen der ursprünglichen und der imputierten Daten bestimmt werden können, ist die Durchführung von Simulationen.

Eine solche Simulation wird in der diesem Beitrag zugrunde liegenden Arbeit anhand zweier Datensätze aus dem Bereich der amtlichen Statistik durchgeführt. Hierzu werden zuerst fehlende Werte in zwei Datensätzen simuliert. Anschließend werden die unvollständigen Datensätze mithilfe verschiedener Imputationsmethoden imputiert. Im Anschluss daran erfolgt ein Vergleich der (empirischen) Verteilungen der Variablen der ursprünglichen und der imputierten Daten. Hierzu werden verschiedene Kenngrößen verwendet, mithilfe derer die Abstände von Verteilungen bestimmt werden können. Basierend auf den beobachteten Werten für die Kenngrößen können diese hinsichtlich ihrer Eignung, die Güten verschiedener Imputationsmethoden zu beurteilen, verglichen werden.

Die für die Simulation verwendeten Datensätze werden in Kapitel 2 kurz vorgestellt. Anschließend folgt in Kapitel 3 eine Einführung der verwendeten Methoden. Dazu gehören die betrachteten Abstandsmaße für univariate Verteilungen und die Imputationsgüten, Mechanismen, unter denen fehlende Werte in Daten entstehen können, sowie die verwendeten Imputationsmethoden. Den Aufbau der Simulation beschreibt Kapitel 4, die Auswertung der Ergebnisse enthält Kapitel 5. Zusammengefasst werden die Ergebnisse der Auswertung in Kapitel 6.

Die durchgeführte Simulation, die Auswertung und das Erstellen der Grafiken erfolgten mit der Statistik-Software R (R Core Team, 2020).¹

2

Verwendete Daten

Bei den für die Simulation verwendeten Datensätzen handelt es sich um gemäß dem Bundesstatistikgesetz absolut anonymisierte und für die Verwendung an Hochschulen angepasste Datensätze (sogenannte Campus-Files). Diese werden von den Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder zur Verfügung gestellt (Zwick, 2008). Für die in diesem Aufsatz beschriebene Arbeit wurden der Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung aus dem Jahr 2010 sowie der Datensatz der nach Fallpauschalen abgerechneten vollstationären Krankenhausfälle in Deutschland 2010 (DRG-Statistik) genutzt. Beide Datensätze enthalten fortlaufende Identifikationsnummern für die Beobachtungen, die jedoch aus den Datensätzen entfernt wurden, da sie bei der Imputation keine Relevanz haben. Zudem weisen beide Datensätze fehlende Werte in mehreren Variablen auf. Möglicherweise umfassen diese Variablen ebenfalls bei der Imputation relevante Informationen; aus diesem Grund werden die Datensätze vor der Simulation aufbereitet, sodass in den für die Simulation verwendeten Datensätzen keine fehlenden Werte auftreten. So schließt der Datensatz der DRG-Statistik eine Variable mit dem Aufnahmegewicht der Patientinnen und Patienten ein. Weil dieses jedoch lediglich für Patientinnen und Patienten erfasst wird, die maximal ein Jahr alt sind, treten viele fehlende Werte auf. Im Zuge der Datenaufbereitung wird für Patientinnen und Patienten, die älter als ein Jahr sind, eine eigene Kategorie eingeführt und bei den entsprechenden Krankenhausfällen angegeben.

Der Datensatz der DRG-Statistik umfasst nach der Datenaufbereitung 46 Variablen und der Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung 28 Variablen. Eine ausführliche Beschreibung der Variablen ist in den Metadaten der Datensätze zu finden, welche auf der Webseite der [Forschungsdatenzentren](#) zur Verfügung stehen.

¹ In diesem Beitrag werden nur die grundlegenden Ideen der Methoden beschrieben. Eine detaillierte Methodenbeschreibung ist bei Thurow und andere (2021) zu finden.

3

Verwendete Methoden

3.1 Kenngrößen zur Beurteilung der Güte bei der Imputation

Um möglichst viele spätere Auswertungen zu ermöglichen, sollte die ursprüngliche Verteilung der Daten durch die gewählte Imputationsmethode möglichst gut wiederhergestellt werden. Um den Abstand der (univariaten) Verteilungen der ursprünglichen und der imputierten Daten zu bestimmen, werden verschiedene Kenngrößen betrachtet. Für die kategorialen Variablen werden das X^2 -Assoziationsmaß und das darauf basierende Cramérs V verwendet. Durch diese beiden Kenngrößen kann eine Aussage über den Zusammenhang zwischen den ursprünglichen und imputierten Daten getroffen werden.

Um die Verteilungen im Fall metrischer Variablen miteinander zu vergleichen, können die Realisierungen der Teststatistiken für Tests auf Verteilungsgleichheit verwendet werden. Im Folgenden werden hierzu die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests, des Cramer-von-Mises-Tests und des Anderson-Darling-Tests jeweils für zwei Stichproben verwendet. Die Realisierungen der Teststatistiken können auch für ordinale Variablen berechnet werden. Darüber hinaus werden die Kullback-Leibler-Divergenz und die quantil-basierte Mallow's- L^2 -Distanz als Kenngrößen betrachtet. Mithilfe der Kullback-Leibler-Divergenz ist eine Aussage darüber möglich, wie gut die ursprüngliche Verteilung durch die Verteilung der imputierten Daten approximiert wird.

Neben den beschriebenen Kenngrößen werden zudem die normierte Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung (NRMSE) für metrische Variablen sowie die Fehlklassifikationsrate (PFC) für kategoriale Variablen als klassische Imputationsgüten betrachtet.

3.2 Imputationstechniken in R

Es gibt verschiedene Verfahren, die für die Imputation fehlender Werte verwendet werden können. Für die Simulation wurden Imputationsverfahren ausgewählt, die bereits in der Statistik-Software R implementiert und

weit verbreitet sind. Bei der Imputation kann zwischen einfachen Imputationsmethoden und der sogenannten multiplen Imputationsmethode unterschieden werden. Bei der einfachen Imputation wird für einen unvollständigen Datensatz ein plausibler vollständiger Datensatz erzeugt. Im Fall der multiplen Imputation werden für einen Datensatz mehrere (in dieser Arbeit $m=5$) plausible Datensätze erzeugt. Im Folgenden werden lediglich die Grundideen der Imputationstechniken erläutert (Näheres siehe Thurow und andere [2021]). Als einfache Imputationsverfahren werden im Folgenden die Naive Imputation und die Imputation basierend auf einem Random Forest betrachtet.

Bei der Naiven Imputation werden die fehlenden Werte durch den Mittelwert (für metrische Variablen) beziehungsweise durch den Modus (für kategoriale Variablen) der beobachteten Werte der Variable ersetzt. In der R-Funktion `missForest` aus dem gleichnamigen Paket (Stekhoven/Bühlmann, 2012) wird der nichtparametrische Ansatz des Random Forest verwendet, um fehlende Werte zu imputieren. In dem R-Paket `missRanger` (Mayer, 2019) ist eine auf dieser Methode basierende Version der Random-Forest-Imputation implementiert, die eine geringere Laufzeit hat als `missForest`. Deshalb wird bei der in Kapitel 4 beschriebenen Simulation `missRanger` verwendet.

Neben den beiden beschriebenen einfachen Imputationsmethoden werden als multiple Imputationsmethoden eine Bootstrap-basierte Imputationsmethode (Amelia II; Honaker und andere, 2011) sowie drei Varianten der „Multiple Imputation by Chained Equations“ (MICE; van Buuren/Groothuis-Oudshoorn, 2011) verwendet.

In der in Amelia implementierten Methode wird der sogenannte EMB-Algorithmus verwendet. Hierbei wird der EM-Algorithmus (EM: expectation-maximization) auf mehreren Bootstrap-Stichproben der Daten angewendet. Bei dem MICE-Algorithmus werden die fehlenden Werte einer Variablen immer mithilfe der übrigen Variablen des Datensatzes imputiert. Dabei kann die Imputationsmethode zwischen den Variablen eines Datensatzes variieren. Zur Verfügung stehen bereits viele in dem R-Paket implementierte Funktionen, von denen in diesem Beitrag lediglich die Optionen „Predictive Mean Matching“ (`pmm`), „Random Forest“ (`rf`) sowie die Imputation mithilfe der Bayesschen Linearen Regression (`norm`) verwendet werden.

3.3 Simulationsmodelle für fehlende Werte

Nach Little und Rubin (2002) kann das Auftreten fehlender Werte nach unterschiedlichen Mechanismen erfolgen, die auch in der Praxis häufig auftreten. In der durchgeführten Simulation werden fehlende Werte nach dem zufälligen Fehlen und dem komplett zufälligen Fehlen simuliert. Treten fehlende Werte komplett zufällig auf, handelt es sich um den MCAR-Mechanismus (MCAR: missing completely at random). In diesem Fall ist das Fehlen der Werte also unabhängig von den beobachtbaren Werten eines Datensatzes. In der durchgeführten Simulation werden fehlende Werte unter dem MCAR-Mechanismus mithilfe der Funktion `prodNA` aus dem R-Paket `missForest` (Stekhoven/Bühlmann, 2012) simuliert.

Ist das Fehlen der Werte hingegen abhängig von den beobachteten (nicht fehlenden) Werten des Datensatzes, handelt es sich um den MAR-Mechanismus (MAR: missing at random). Um zu untersuchen, ob sich die Resultate für unterschiedliche Simulationsmodelle für fehlende Werte unterscheiden, werden bei Teilen der Simulation fehlende Werte mancher Variablen nach dem MAR-Mechanismus simuliert. Die Simulation der fehlenden Werte erfolgt dabei nach zuvor bestimmten Einflüssen anderer Variablen, welche für die hier verwendeten Daten in Kapitel 4 beschrieben werden.

4

Aufbau der Simulation

Für die Simulation werden die bereits beschriebenen Datensätze der DRG-Statistik und der Verdienststrukturerhebung aus dem Jahr 2010 verwendet. Um die Laufzeit zu verringern, wird bei der DRG-Statistik nicht der gesamte Datensatz verwendet, sondern bei jeder Iteration der Simulation ein neuer Teildatensatz von 10 000 Beobachtungen zufällig (ohne Zurücklegen) gezogen.

Bei der Simulation werden zuerst die fehlenden Werte in den jeweiligen (Teil-)Datensatz eingebaut. Im Anschluss daran erfolgt die Imputation mit allen in Abschnitt 3.2 beschriebenen Imputationsmethoden. Für jeden imputierten Datensatz werden die in Abschnitt 3.3 aufgeführten Kenngrößen berechnet. In beiden Datensätzen

werden fehlende Werte nur in ausgewählten Variablen simuliert und für die Datensätze werden unterschiedliche Anteile fehlender Werte verwendet. Die fehlenden Werte bei der DRG-Statistik werden lediglich entsprechend dem MCAR-Mechanismus eingebaut und es werden die Fehlend-Raten von 1 %, 5 %, 10 % und 20 % verwendet. Bei der Verdienststrukturerhebung werden fehlende Werte sowohl unter dem MCAR- als auch dem MAR-Mechanismus simuliert. Hierzu werden drei zuvor bestimmte Einflüsse simuliert. Es handelt sich hierbei um mögliche Zusammenhänge, die keinen direkten Zusammenhang mit den tatsächlichen Einflüssen aus den Originaldaten der Forschungsdatenzentren haben:

- › Mit steigendem Alter sinkt die Wahrscheinlichkeit für einen fehlenden Wert beim (normierten) Bruttojahresverdienst.
- › Je geringer die (normierte) Wochenarbeitszeit ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Zulage für besondere Arbeitszeiten nicht angegeben ist.
- › Die unterschiedlichen Ausbildungen (nach dem international angewendeten ISCED²-Schlüssel) haben unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten fehlender Werte bei der Leistungsgruppe bei der Vergütung nach freier Vereinbarung.

Bei den Arbeitnehmerdaten der Verdienststrukturerhebung werden 1 %, 5 % und 10 % fehlende Werte simuliert.

Jeder Simulationsansatz (bestehend aus einem Datensatz, einem Fehlend-Mechanismus und einer Fehlend-Rate) wird 100-mal hintereinander durchgeführt. Die Imputation mit dem Mice-Algorithmus wird dabei jeweils dreimal durchgeführt, wobei die Imputationsmethode für die einzelnen Variablen variiert. Für die metrischen Variablen variiert die Imputations-Option zwischen `pmm`, `norm` und `rf` (im Folgenden durch `Mice.PMM`, `Mice.Norm` und `Mice.RF` gekennzeichnet). Die kategorialen Variablen werden immer mithilfe eines Random Forest imputiert. Bei den multiplen Imputationen werden $m=5$ imputierte Datensätze erzeugt. Für jeden dieser Datensätze werden die Abstandsmaße und Imputationsgüten berechnet und für die Auswertung das arithmetische Mittel der fünf Werte betrachtet.

2 ISCED: International Standard Classification of Education (Internationale Standardklassifikation im Bildungswesen).

5

Ergebnisse

Die in Abschnitt 3.1 beschriebenen Kenngrößen verfolgen verschiedene Ansätze, um die Güte der Imputationsmethoden zu beurteilen. Durch die Imputationsgüten NRMSE und PFC wird bestimmt, wie gut die Werte der zugrunde liegenden Stichprobe durch die Imputationsmethoden reproduziert werden können. Der Fokus liegt hierbei auf den tatsächlichen Werten. Bei den betrachteten Realisierungen der Teststatistiken sowie der Mallow's- L^2 -Distanz und der Kullback-Leibler-Divergenz wird die Ähnlichkeit der Verteilungen der ursprünglichen und der imputierten Daten beurteilt.

5.1 Imputationsgüten

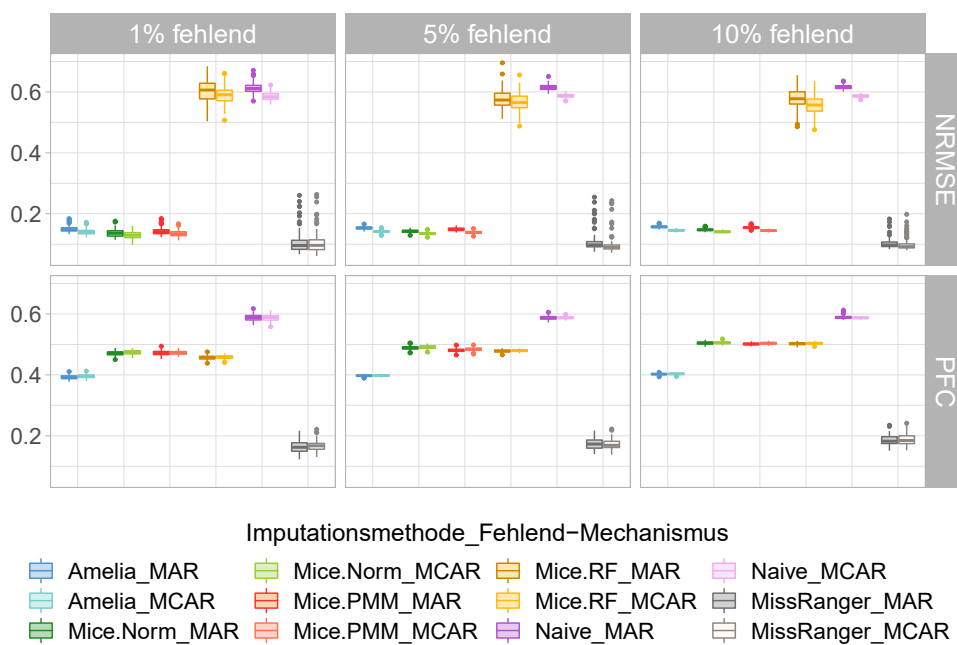
In [Grafik 1](#) sind Boxplots der beobachteten Werte des NRMSE und des PFC für den Datensatz der Verdienststrukturerhebung 2010 dargestellt. Sowohl für

den NRMSE als auch den PFC deuten Werte nahe 0 nach Stekhoven und Bühlmann (2012) auf eine gute Imputation hin.

In Grafik 1 ist zu erkennen, dass sich die beobachteten Werte zwischen den beiden Simulationsmodellen für fehlende Werte nicht stark unterscheiden. Zudem verändern sich die Mediane der beobachteten Werte mit steigendem Anteil fehlender Werte nicht stark, die Variabilität sinkt jedoch geringfügig. Die niedrigsten Werte beider Kenngrößen können für die Imputation mit MissRanger beobachtet werden. Die höchsten Werte werden bei der Naiven Imputation erreicht. Für die drei Varianten des Mice-Algorithmus können für den PFC ähnliche Werte beobachtet werden. Grund hierfür ist vermutlich, dass bei allen bei der Simulation verwendeten Varianten des Mice-Algorithmus die kategorialen Variablen mit einem Random Forest imputiert werden. Beim NRMSE schneiden zwei der drei Varianten des Mice-Algorithmus (Mice.Norm und Mice.PMM) ähnlich gut und nicht viel schlechter als die Imputation mit MissRanger ab. Für den Mice-Algorithmus, bei dem auch die metrischen Varia-

Grafik 1

Boxplots der normierten Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung (NRMSE) und der Fehlklassifikationsrate (PFC) für die verschiedenen Imputationsmethoden bei den Simulationen mit dem Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung 2010



Nachdruck aus Statistical Journal of the IAOS, Volume 37, Thurow, M., Dumpert, F., Ramosaj, B., Pauly, M., Imputing missings in official statistics for general tasks – our vote for distributional accuracy, Seite 1379-1390, Copyright 2021, mit Genehmigung von IOS Press. Die Publikation ist bei IOS Press unter <http://dx.doi.org/10.3233/SJI-210798> verfügbar.

blen mit einem Random Forest imputiert werden, können für den NRMSE ähnliche Werte beobachtet werden wie für die Naive Imputation. Die Imputation mit Amelia schneidet bei beiden Kenngrößen zwar schlechter ab als MissRanger, jedoch mindestens so gut wie die drei Varianten des Mice-Algorithmus.

Für die Simulation mit dem Datensatz der DRG-Statistik unterscheiden sich die zentralen Ergebnisse für den NRMSE und PFC nicht stark von den Ergebnissen bei der Verdienststrukturerhebung, weshalb sie an dieser Stelle nicht aufgeführt werden. Der einzige nennenswerte Unterschied ist, dass Amelia bei der Verdienststrukturerhebung bei dem PFC ähnlich schlecht abschneidet wie die Naive Imputation.

Werden lediglich die Imputationsgüten betrachtet, um die Imputationsmethoden zu vergleichen, lassen die Ergebnisse für beide Datensätze und sowohl für den NRMSE als auch den PFC vermuten, dass die Imputation mit MissRanger am besten geeignet ist.

Da die betrachteten Kenngrößen jedoch andere Ansätze für die Beurteilung der Imputationsmethoden verfolgen, sollten zusätzlich die Ergebnisse der Abstandsmaße für (univariate) Verteilungen betrachtet werden.

5.2 Abstandsmaße

Für die kategorialen Variablen beider Datensätze werden das X^2 -Assoziationsmaß und das darauf basierende Cramérs V betrachtet. Da die Skala des X^2 -Assoziationsmaßes von der Anzahl der Merkmalsausprägungen der Variablen abhängt, ist es für einen Vergleich der Imputationsmethoden sinnvoller, das auf X^2 basierende Cramérs V zu betrachten: Dieses nimmt Werte im Intervall $[0, 1]$ an, wobei Werte nahe 1 auf abhängige Verteilungen hindeuten. In der durchgeführten Simulation können für Cramérs V ähnliche Ergebnisse beobachtet werden wie für den NRMSE und den PFC. Bei einem Vergleich der Imputationsmethoden sollte beachtet werden, dass das X^2 -Assoziationsmaß und damit auch Cramérs V keine Kenngrößen für den Abstand von Verteilungen sind, sondern dazu dienen, die Abhängigkeit von Verteilungen zu beurteilen.

Um die Abstände der Verteilungen metrischer und ordinaler Variablen zu bemessen, werden die Realisierungen der Teststatistiken des Cramer-von-Mises-Tests, des

Anderson-Darling-Tests und des Kolmogorow-Smirnow-Tests betrachtet. Darüber hinaus wird der Abstand der Verteilungen für metrische Variablen durch die Mallow's- L^2 -Distanz und die Kullback-Leibler-Divergenz beurteilt.

Die Ergebnisse der betrachteten Kenngrößen unterscheiden sich nicht stark voneinander. Bei einigen Kenngrößen sind jedoch im Rahmen der Simulation Probleme und Nachteile aufgefallen, die dazu führen, dass sie nur bedingt für eine Beurteilung der Imputationsgüte geeignet sind:

Ein Nachteil der Kullback-Leibler-Divergenz ist, dass der hier verwendete Schätzer nach der Definition von Cover und Thomas (2006) in einigen Fällen den Wert ∞ annehmen kann. Dies ist in der Simulation der Fall, wodurch ein Vergleich der Ergebnisse schwierig ist. Die Mallow's- L^2 -Distanz basiert auf der Quantil-Funktion. Dadurch hängt die Skala dieser Kenngröße von der Skala der jeweils betrachteten Variablen ab. Hierdurch ist es schwierig, für unterschiedliche Variablen zu beurteilen, wie gut die unterschiedlichen Imputationsverfahren abschneiden. Für die Realisierung der Teststatistik des Anderson-Darling-Tests wird in der hier beschriebenen Simulation ein rangbasierter Schätzer (Pettit, 1976) verwendet. Dessen Werte steigen bei Auftreten von Bindungen, also von doppelt auftretenden Werten in einer Stichprobe, an. Dies kann ungewollt zu schlechteren Ergebnissen bei der Auswertung führen, wenn einige Variablen zum Beispiel gerundet auftreten. Des Weiteren können hierdurch Imputationsverfahren, bei denen fehlende Werte durch beobachtete Werte imputiert werden (in diesem Beitrag zum Beispiel Mice.PMM), fälschlicherweise als schlechter beurteilt werden. Aus diesen Gründen werden die Ergebnisse für diese Kenngrößen nicht genauer beschrieben.

Für die beiden verbleibenden Kenngrößen, die Realisierungen der Teststatistiken des Cramer-von-Mises- und des Kolmogorow-Smirnow-Tests, sind keine großen Unterschiede bei den Ergebnissen zu erkennen. Die beobachteten Werte für die Kolmogorow-Smirnow-Teststatistik sind etwas stabiler als für die Teststatistik des Cramer-von-Mises-Tests. Letztere ist vermutlich etwas empfindlicher gegenüber leichten Veränderungen in den Daten. Da auch bei anderen Kenngrößen stabile Werte zu beobachten sind, werden im Folgenden lediglich die Ergebnisse für die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests ausführlich beschrieben.

Optionen zur Bemessung des Abstandes zweier Verteilungen in der Praxis

Die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests basiert, anders als der NRMSE und PFC, auf den (empirischen) Verteilungsfunktionen der Variablen vor und nach der Imputation. Niedrige Werte weisen hierbei auf ähnliche Verteilungen hin.

In [Grafik 2](#) sind Boxplots der beobachteten Werte für die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests für die ordinalen Variablen und die eine metrische Variable des Datensatzes der DRG-Statistik aufgeführt. Es ist zu sehen, dass die beobachteten Werte mit steigendem Anteil fehlender Werte ebenfalls ansteigen und dass für die meisten Imputationsmethoden auch die Variabilität der Werte zunimmt.

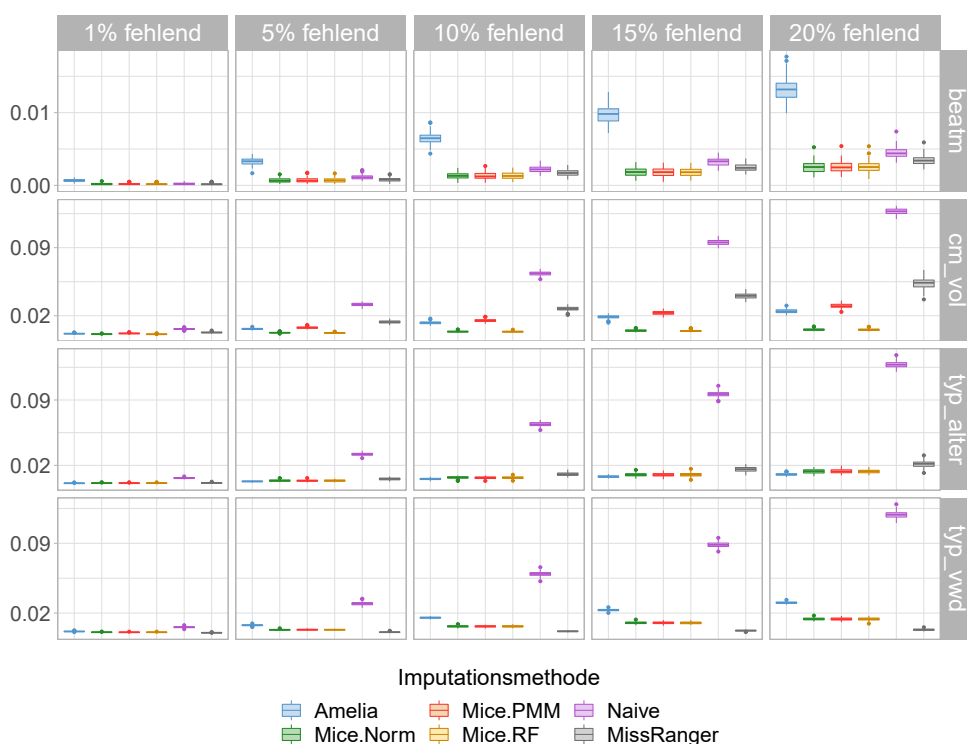
Die einzige metrische Variable des Datensatzes ist das Case-Mix-Erlösvolumen (cm_vol). Es fällt auf, dass es lediglich bei dieser Variablen zu auffälligen Unterschieden zwischen den drei Varianten des Mice-Algorithmus kommt. Der Unterschied liegt darin, dass die beobachteten Werte für Mice.PMM mit steigendem Anteil fehlender Werte stärker ansteigen als für die anderen Verfahren.

MissRanger schneidet für die verschiedenen Variablen unterschiedlich gut ab. Während diese Imputationsmethode beim Typ der Verweildauer einer Patientin/eines Patienten (typ_vwd) am besten abschneidet, schneidet sie beim gruppierten Alter (typ_alter) schlechter ab als die betrachteten Multiplen Imputationsmethoden (Amelia und Mice). Für die Naive Imputation können bei drei der vier Variablen mit Abstand die höchsten Werte beobachtet werden. Bei der Beatmungszeit (beatm) schneidet sie ähnlich gut ab wie die Mice-Verfahren und MissRanger. Bei dieser Variablen schneidet Amelia deutlich schlechter ab als die anderen Imputationsmethoden. Bei den anderen Variablen ist dieser Algorithmus jedoch ähnlich gut wie die anderen Verfahren.

[Grafik 3](#) enthält die Boxplots der beobachteten Realisierungen der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests bei den Simulationen mit den Arbeitnehmerdaten der Verdienststrukturerhebung. Ebenso wie bei der DRG-Statistik steigen die beobachteten Werte mit steigendem Anteil fehlender Werte an. Zudem ist zu erkennen, dass die beobachteten Werte für alle Fehlend-Raten

Grafik 2

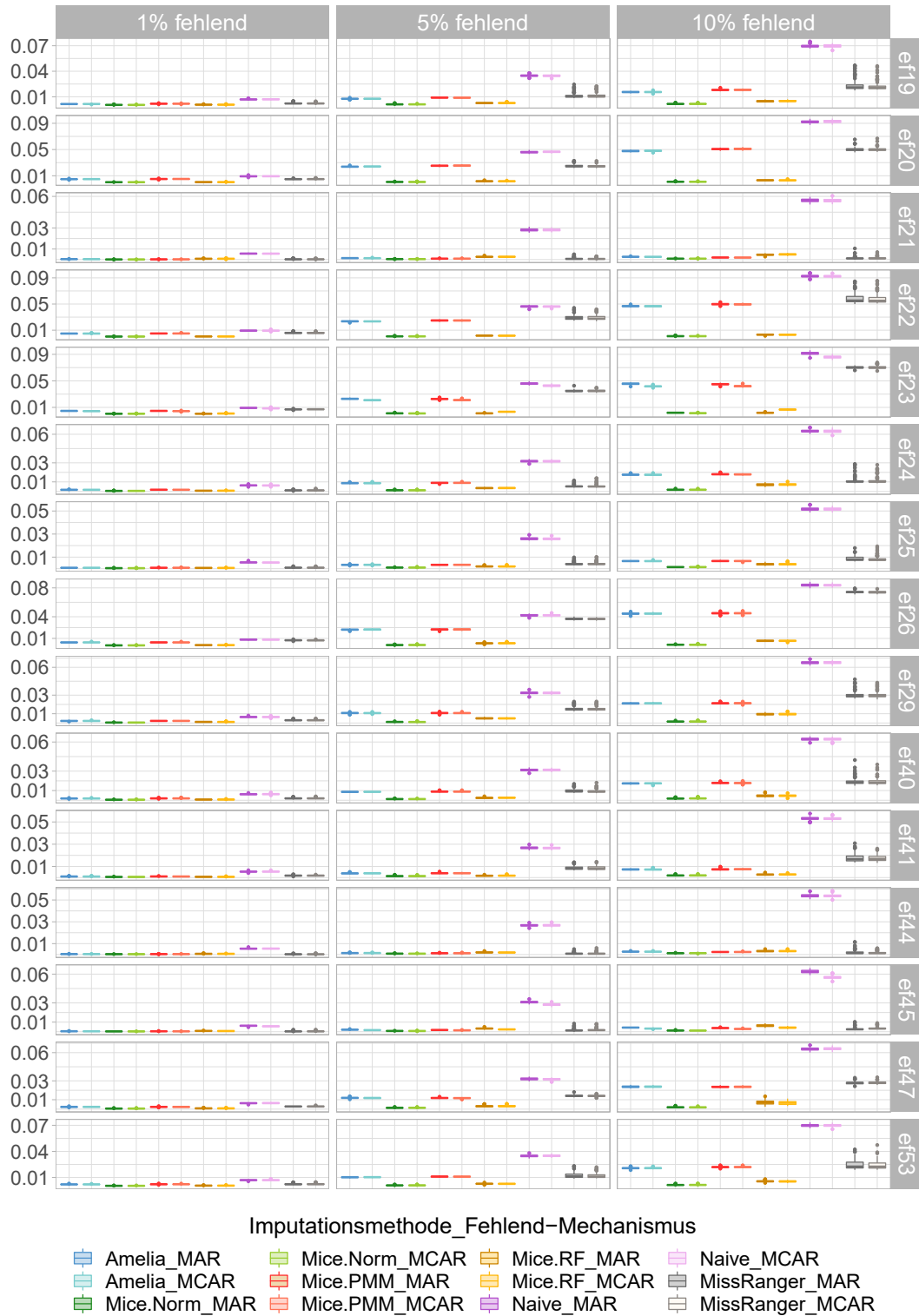
Boxplots der beobachteten Werte für die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests für die ordinalen und die metrische Variable/-n bei der Simulation mit dem Datensatz der DRG-Statistik



2022 - 0099

Grafik 3

Boxplots der beobachteten Werte für die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests für die metrischen Variablen bei der Simulation mit dem Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung 2010



nicht stark variieren und keine großen Unterschiede zwischen den Fehlend-Mechanismen zu erkennen sind. Es ist außerdem zu sehen, dass bei der Imputation mit der Naiven Imputation immer die höchsten Werte für die Realisierung der Teststatistik auftreten. Die Werte bei der Imputation mit Amelia und Mice.PMM verhalten sich für die verschiedenen Variablen und Fehlend-Raten sehr ähnlich. Für fast alle Imputationsmethoden (außer MissRanger) sind keine großen Unterschiede der beobachteten Werte zwischen den Variablen zu erkennen. Für die Imputation mit Mice.Norm und Mice.RF können für alle Variablen sehr niedrige Werte beobachtet werden. MissRanger schneidet bei den unterschiedlichen Variablen unterschiedlich gut ab und es können bei keiner Variable deutlich niedrigere Werte beobachtet werden als für die Mice-Algorithmen.

Auffallend ist, dass die fünf Variablen ef21 (Bruttomonatsverdienst), ef24 (Lohnsteuer), ef25 (Sozialversicherungsbeiträge), ef44 (Nettomonatsverdienst) und ef45 (normierter Bruttojahresverdienst), bei denen sich die beobachteten Werte bei der Imputation mit MissRanger kaum von 0 unterscheiden, in direktem Zusammenhang zueinander stehen. Die fünf beschriebenen Variablen stehen alle in direktem Zusammenhang zum Einkommen. Entsprechend ist zu vermuten, dass fehlende Werte in einer Variable relativ zuverlässig durch die beobachteten Werte in anderen Variablen imputiert werden können. Dies ist vermutlich auch der Grund, weshalb für die anderen Imputationsmethoden (abgesehen von der Naiven Imputation) bei diesen Variablen auch niedrige Werte beobachtet werden können. Zudem fällt auf, dass sich die beobachteten Werte bei Mice.RF und MissRanger teilweise stark voneinander unterscheiden. Da die beiden Imputationsverfahren weitestgehend auf dem gleichen Algorithmus beruhen, ist dies erstaunlich. Bei einem Vergleich der drei Varianten des Mice-Algorithmus ist zu erkennen, dass die beobachteten Werte bei Mice.PMM für die meisten Variablen größer sind als bei den anderen beiden Varianten.

Die Ergebnisse der betrachteten Abstandsmaße unterscheiden sich teilweise von jenen der klassischen Imputationsgüten (NRMSE und PFC). Dies liegt vermutlich daran, dass durch die Imputationsgüten beurteilt werden kann, wie gut die tatsächlichen Werte reproduziert werden. Dagegen kann durch die betrachteten Abstandsmaße beurteilt werden, wie gut die Verteilung der ursprünglichen Daten durch die Imputationsmethoden

reproduziert werden kann. Aufgrund der unterschiedlichen Ergebnisse sollten mehrere Kenngrößen für den Vergleich der Imputationsmethoden verwendet werden.

Neben den Distanzmaßen können anhand der Ergebnisse der durchgeführten Simulation auch die Imputationsmethoden verglichen werden. Die geringsten Werte bei der Simulation mit der DRG-Statistik sind bei der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests und Cramérs V für Mice.Norm und Mice.RF zu beobachten. Werden zusätzlich die Werte des NRMSE und PFC für eine Beurteilung verwendet, erfolgt unter Verwendung des Mice.RF-Algorithmus eine etwas bessere Imputation. Für den Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung schneiden bei den beiden Abstandsmaßen ebenfalls Mice.Norm und Mice.RF am besten ab. Beim NRMSE sind die beobachteten Werte für Mice.RF hier jedoch deutlich höher als für Mice.Norm. Bei dem PFC unterscheiden sich die Verfahren nicht stark voneinander. Bei einer zusätzlichen Analyse der Laufzeit, auf die in diesem Beitrag nicht explizit eingegangen wird, ist die Laufzeit von Mice.Norm niedriger als die von Mice.RF. Deshalb ist basierend auf den Ergebnissen der Simulation für die Imputation der beiden Datensätze insgesamt Mice.Norm Mice.RF vorzuziehen.

Dieses Ergebnis muss jedoch nicht für die Originaldatensätze der DRG-Statistik und der Verdienststrukturerhebung zutreffen, da die für diesen Beitrag verwendeten Datensätze in stark anonymisierter Form vorliegen und sich die Abstandsmaße und Imputationsmethoden bei den vollständigen Daten anders verhalten könnten.

6

Fazit


Ziel der in diesem Beitrag beschriebenen Arbeit ist, die Untersuchung verschiedener Abstandsmaße für univariate Verteilungen hinsichtlich ihrer Eignung sowie die Güten von Imputationsmethoden bei zwei ausgewählten Datensätzen der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder zu beurteilen.

Für eine Beurteilung der Imputationsgüte bei kategorialen Variablen hinsichtlich der ursprünglichen Verteilung ist das X^2 -Assoziationsmaß nicht geeignet. Grund dafür ist, dass durch dieses das Maß der Übereinstimmung

der imputierten und der originalen Daten, nicht aber die Ähnlichkeit der Verteilungen beurteilt werden kann.

Um die Imputationsgüte für ordinale und metrische Variablen zu bewerten, eignet sich bei den vorliegenden Datensätzen am besten die Realisierung der Teststatistik des Kolmogorow-Smirnow-Tests. Diese ist gut interpretierbar und die beobachteten Werte sind weitestgehend stabil, wobei die Unterschiede zur Realisierung der Teststatistik des Cramer-von-Mises-Tests minimal sind.

Es sollte beachtet werden, dass die Ergebnisse für andere Datensätze anders aussehen können. So enthält der Datensatz der DRG-Statistik nur eine metrische Variable und der Arbeitnehmerdatensatz der Verdienststrukturerhebung keine ordinalen Variablen. Außerdem sind die verwendeten Datensätze stark anonymisiert und die Beobachtungen einiger Variablen sind gerundet. Für die vollständigen (nicht anonymisierten) Daten könnten die Ergebnisse gegebenenfalls anders ausfallen.

Des Weiteren ist die Auswertung dieses Beitrags rein deskriptiv. Eine weiterführende Analyse in Thurow und andere (2021) betrachtet zusätzlich die p-Werte des Kolmogorow-Smirnow-Tests und weitere Kenngrößen, um die Anpassungsgüte bei der Imputation zu beurteilen. Für die kategorialen Variablen sollten außerdem andere Kenngrößen zur Bemessung des Abstandes der Verteilungen verwendet werden. 

LITERATURVERZEICHNIS

Forschungsdatenzentren (FDZ) der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder. DOI: [10.21242/23141.2010.00.00.5.1.0](https://doi.org/10.21242/23141.2010.00.00.5.1.0) und [10.21242/62111.2010.00.00.5.1.0](https://doi.org/10.21242/62111.2010.00.00.5.1.0), eigene Berechnungen.

Cover, Thomas M./Thomas, Joy A. *Elements of Information Theory*. 2. Auflage. New York 2006.

Honaker, James/King, Gary/Blackwell, Matthew. *Amelia II: A Program for Missing Data*. In: Journal of Statistical Software. Jahrgang 45. Ausgabe 7/2011, Seite 1 ff.

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

Mayer, Michael. *missRanger: Fast Imputation of Missing Values*. R package version 2.1.0. 2019.

Pettit, Anthony. *A two-sample Anderson-Darling rank statistic*. In: Biometrika. Jahrgang 63. Ausgabe 1/1976, Seite 161 ff.

R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Wien 2020.

Stekhoven, Daniel J./Bühlmann, Peter. *MissForest – non-parametric missing value imputation for mixed-type data*. In: Bioinformatics. Jahrgang 28. Ausgabe 1/2012, Seite 112 ff.

Thurrow, Maria/Dumpert, Florian/Ramosaj, Burim/Pauly, Markus. *Imputing Missings in Official Statistics for General Tasks – Our Vote for Distributional Accuracy*. In: Statistical Journal of the IAOS. Jahrgang 37. Ausgabe 4/2021, Seite 1379 ff.

van Buuren, Stef. *Flexible Imputation of Missing Data*. 2. Auflage. Boca Raton 2018.

van Buuren, Stef/Groothuis-Oudshoorn, Karin. *mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R*. In: Journal of Statistical Software. Jahrgang 45. Ausgabe 3/2011, Seite 1 ff.

Zwicky, Markus. *CAMPUS-Files - Kostenfreie Public Use Files für die Lehre*. In: Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv. Ausgabe 2/2008, Seite 175 ff.



Christina Meyer

ist PhD-Studentin am Center for Doctoral Studies in Economics (CDSE) der Graduate School of Economics and Social Sciences (GESS) an der Universität Mannheim und wissenschaftliche Mitarbeiterin im Forschungsbereich „Altersvorsorge und nachhaltige Finanzmärkte“ des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW). Ihren Master in Economics absolvierte sie an der Ludwig-Maximilians-Universität München. Zuvor studierte sie im Bachelorstudiengang Philosophy & Economics an der Universität Bayreuth. Ihre Masterarbeit zum Thema „Gender-specific retirement saving behavior. Evidence from the German Tax Payer Panel“, die sie im vorliegenden Artikel vorstellt, wurde mit dem Förderpreis 2021 des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet.

GESCHLECHTSSPEZIFISCHES ALTERSVORSORGEVERHALTEN – UNTERSUCHUNGEN MIT DEM DEUTSCHEN TAXPAYER-PANEL

Christina Meyer

📌 **Schlüsselwörter:** Riester-Rente – Taxpayer-Panel – Annuitäten – adverse Selektion – Unisex-Tarife

ZUSAMMENFASSUNG

Seit 2006 ist es bei der Kalkulation von Riester-Verträgen nicht mehr gestattet, das Geschlecht als Faktor in der Risikobewertung heranzuziehen. Das könnte dazu geführt haben, dass Verträge für Männer, die im Durchschnitt eine kürzere Lebenserwartung haben als Frauen, nach der Reform teurer wurden. In einem Difference-in-Differences-Modell mit Frauen als Kontrollgruppe wird auf Grundlage der Daten des deutschen Taxpayer-Panels untersucht, ob die Vertragsabschlussquote von Männern aufgrund der Unisex-Reform zurückgegangen ist. Zwar erschweren mögliche Antizipationseffekte eine kausale Interpretation, die Ergebnisse können jedoch als erste direkte Evidenz für ein Ausscheiden von Männern aus dem Riester-Markt aufgrund der Neuregelung gewertet werden. Dagegen scheint die Höhe der Förderquote die Reaktion nicht zu beeinflussen.

📌 **Keywords:** *Riester pension – taxpayer panel – annuities – adverse selection – unisex tariffs*

ABSTRACT

Since 2006, it has no longer been permitted to use gender as a factor in the risk assessment of Riester contracts. The reform may have increased the contract costs for men, who on average have a lower life expectancy than women. Based on a difference-in-differences model with women serving as the control group, the study uses data from the German taxpayer panel to examine whether the unisex reform decreased the proportion of contracts signed by men. Although possible anticipation of the reform impedes the causal interpretation of the results, they can be taken as the first direct evidence of men leaving the Riester market due to the reform. The level of the subsidy rate does not seem to influence the response.

1

Einleitung

Geringe Geburtenraten und steigende Lebenserwartung erzeugen einen zunehmenden demografischen Druck, mit dem die Senkung der umlagefinanzierten staatlichen Renten in Deutschland begründet wird. Um die so entstehende „Rentenlücke“ zu verringern, wurde im Jahr 2002 die sogenannte Riester-Rente eingeführt. Riester-Verträge sind staatlich geförderte private Altersvorsorgeprodukte, die freiwillig abgeschlossen werden können. Staatliche Zulagen und steuerliche Sonderbehandlung sollen Sparanreize setzen. Außerdem sollen insbesondere diejenigen unterstützt werden, die andernfalls Schwierigkeiten hätten, ausreichend für das Alter zu sparen (Börsch-Supan und andere, 2013). Als Riester-Verträge gelten Finanzprodukte, die bestimmte gesetzliche Zertifizierungskriterien erfüllen. Anbieter sind in der Regel private Versicherungsgesellschaften oder Banken.

Diese Kurzfassung der an der Ludwig-Maximilians-Universität München verfassten Masterarbeit zum Thema „Gender-specific retirement saving behavior. Evidence from the German Tax Payer Panel“ beschäftigt sich mit der verpflichtenden Einführung von Unisex-Tarifen in der Riester-Rente. Der Beitrag geht unter Verwendung der Daten des deutschen Taxpayer-Panels der Frage nach, wie sich diese gesetzliche Änderung auf Vertragsabschlüsse von Männern und Frauen ausgewirkt hat.

Entscheidend für die Risikobewertung in der Riester-Rente ist die Lebenserwartung der versicherten Person, da ein Großteil der Ersparnisse aus Riester-Verträgen in lebenslange monatliche Rentenzahlungen umgewandelt wird. Das sogenannte Langlebigkeitsrisiko von Frauen ist aufgrund ihrer höheren Lebenserwartung größer als das von Männern – Rentenzahlungen an Frauen müssen im Durchschnitt länger ausbezahlt werden. Bis 2006 durfte das Geschlecht als Faktor in der Risikobewertung von Riester-Verträgen herangezogen werden. Somit konnten in den ersten Jahren nach Einführung der Riester-Rente Versicherer Frauen Verträge anbieten, in denen der gleiche Beitragsstand in niedrigere monatliche Rentenzahlungen umgewandelt wurde als bei Männern mit vergleichbaren Eigenschaften (Bucher-Koenen/Kluth, 2012; von Gaudecker/Weber, 2006). Infolge der

EU-Richtlinie 2004/113 zur Verwirklichung des Grundsatzes der Gleichbehandlung von Männern und Frauen beim Zugang zur Versorgung mit Gütern und Dienstleistungen wurde im Jahr 2006 eine Ungleichbehandlung aufgrund des Geschlechts für neu abgeschlossene Riester-Verträge untersagt. An die Stelle geschlechterspezifischer Riester-Verträge mussten fortan sogenannte Unisex-Tarife treten. Für bestehende Verträge änderte sich nichts.

Seit der Einführung dieser Unisex-Verträge dürfen die monatlichen Rentenzahlungen nicht mehr auf Grundlage geschlechterspezifischer Sterbetafeln berechnet werden. Die Versicherer müssen bei der Prämienkalkulation dieselben Lebenserwartungen für Männer und Frauen unterstellen. Das bedeutet, dass Riester-Verträge seit 2006 für Männer teurer sein könnten als vor der Unisex-Reform. Wenn Männer auf diese Preisänderung reagieren, indem sie aus dem Riester-Versicherungsmarkt ausscheiden, führt das zu einem erhöhten Anteil an Frauen in den Verträgen. Dadurch können die Prämien weiter steigen – ein Problem, das in der Versicherungsliteratur als adverse Selektion (Ausscheiden sogenannter guter Risiken aus dem Versicherungsmarkt) bezeichnet wird.

Ergebnisse aus der Literatur (von Gaudecker/Weber, 2006) legen nahe, dass Versicherer nach der Reform einen erhöhten Anteil von Frauen in den Riester-Verträgen erwarteten. Die tatsächlichen Spar-Reaktionen von Männern auf die Einführung der Unisex-Tarife wurde allerdings bislang nicht untersucht. Ziel dieser Studie ist es daher zu analysieren, ob die Unisex-Reform in der Riester-Rente dazu führte, dass weniger Männer Neuverträge unterzeichneten, als es ansonsten der Fall gewesen wäre. Des Weiteren wird untersucht, ob die Reaktion von Männern, die stärker von der staatlichen Förderung profitieren, schwächer ausfällt.

Hierfür erfolgt zunächst ein Vergleich der Unterschiede in den Abschlussquoten von Männern und Frauen vor und nach der Reform in einem Difference-in-Differences (DiD)-Modell. Unter der Bedingung, dass die DiD-Annahmen erfüllt sind, können die Ergebnisse als Effekt der Unisex-Tarife auf die Abschlussquoten von Männern interpretiert werden. Als Grundlage der Schätzung dient die 5-%-Stichprobe für die Wissenschaft aus dem deutschen Taxpayer-Panel (TPP). Das Taxpayer-Panel ist ein administrativer Datensatz für die Jahre 2001 bis 2016; es enthält Informationen aus den Einkommensteuer-

erklärungen veranlagter deutscher Steuerpflichtiger. Da erbrachte Riester-Sparleistungen potenziell von der Steuer befreit werden, enthält der Datensatz Angaben zu Riester-Verträgen. Darüber hinaus werden in einem zweiten Schritt hypothetische Riester-Zulagen und steuerliche Begünstigung für diejenigen berechnet, die noch keinen Riester-Vertrag haben. Mithilfe dieser simulierten „Riester-Vorteile“ wird untersucht, ob Männer mit höherer potenzieller Förderquote weniger stark auf die Reform reagiert haben.

Die Schätzung ergibt, dass die Abschlussquote von Männern um etwa 1,1 Prozentpunkte niedriger ausgefallen ist als es ohne die Reform der Fall gewesen wäre. Allerdings gibt es Grund zur Annahme, dass die dem Modell zugrunde liegenden Annahmen nicht gänzlich erfüllt sind. Vor allem die Antizipation der Reform und eventuell vorgezogene Vertragsabschlüsse von Männern erschweren die kausale Interpretation der Ergebnisse. Nichtsdestotrotz können die Resultate als erste Evidenz für ein Ausscheiden von Männern aus dem Riester-Markt aufgrund der Neuregelung gewertet werden. Die Arbeit ordnet sich somit in die Literatur zur adversen Selektion im Riester-Markt (Bucher-Koenen/Kluth, 2012) und zum Effekt der Abschaffung bestimmter Risikoeinstufungskriterien ein (für theoretische Überlegungen: Dionne/Rothschild, 2013; Finkelstein und andere, 2009; für Krankenversicherungen: Buchmueller/Dinardo, 2002; Clemens, 2015; Huang/Salm, 2018; für die Riester-Rente: von Gaudecker/Weber, 2006).

Im folgenden Kapitel 2 werden kurz für die Forschungsfragen relevante Details zur Ausgestaltung der Riester-Rente erläutert und die Arbeitshypothesen hergeleitet. Anschließend wird in Kapitel 3 der verwendete Datensatz vorgestellt und der Effekt der Einführung von Unisex-Verträgen auf die Abschlussquoten von Männern und Frauen grafisch dargestellt. Verwendete Methode und Hauptergebnisse sind in Kapitel 4 beschrieben. Die Validität der Ergebnisse wird in Kapitel 5 diskutiert. Anschließend geht Kapitel 6 kurz auf Heterogenität in den Haupteffekten entlang der Höhe der Förderquote ein. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Kapitel 7.

2

Kontext und Hypothesen

2.1 Die Riester-Rente

Die Riester-Rente stellt eine Möglichkeit zur freiwilligen, aber staatlich geförderten privaten Altersvorsorge dar. Um Anreize zur freiwilligen Ersparnisbildung zu setzen und um einkommensschwächere Haushalte zu unterstützen, werden staatliche Zulagen beziehungsweise steuerliche Begünstigungen gewährt. Ein Riester-Vertrag kann in Form von Banksparplänen, Fondssparplänen oder privaten Rentenversicherungen bei einem Versicherer oder einer Bank abgeschlossen werden. Die Produkte müssen jedoch als Riester-Produkt zertifiziert werden, um förderfähig zu sein (Bucher-Koenen, 2011; Börsch-Supan und andere, 2016).¹

Für die nachfolgende Analyse sind zwei der Zertifizierungskriterien hervorzuheben: Zum einen muss ein wesentlicher Teil des in Riester-Verträgen angesammelten Vermögens (mindestens 70%) in lebenslange monatliche Rentenzahlungen umgewandelt werden. Diese Zahlungen können konstant bleiben oder über den Bezugszeitraum ansteigen, sie dürfen jedoch nicht sinken. Zum anderen sind seit 2006 Unisex-Tarife Teil der Zertifizierungskriterien.

Ein Riester-Vertrag berechtigt nicht automatisch zum Bezug der staatlichen Förderung. Riester-Verträge wurden eingeführt, um die durch sinkende staatliche Rentenleistungen entstehende Rentenlücke zu verringern. Daher beschränkt sich der Kreis der Förderberechtigten auf hiervon betroffene Personen (Börsch-Supan und andere, 2013). Eine Person kann direkt oder indirekt zulageberechtigt sein. Die unmittelbar zulageberechtigten Gruppen sind in §10a Einkommensteuergesetz festgelegt. Sie umfassen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, die Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung zahlen, Empfängerinnen und Empfänger von Lohnersatzleistungen (zum Beispiel Arbeitslosengeld, Kindererziehungsgeld und so weiter), Selbstständige,

¹ Die Kriterien zur Zertifizierung von Riester-Verträgen sind in § 1 des Altersvorsorge-Zertifizierungsgesetzes festgelegt und waren Gegenstand verschiedener Änderungen. Vor allem wurden sie im Jahr 2005 erheblich vereinfacht (Börsch-Supan und andere, 2016).

die Pflichtmitglieder des öffentlichen Rentensystems sind, Landwirtinnen und Landwirte sowie Beamtinnen und Beamte auf Lebenszeit. Ehegattinnen und Ehegatten von unmittelbar Zulageberechtigten sind mittelbar zulageberechtigt nach § 79 Einkommensteuergesetz.

Die Riester-Förderung kann entweder aus einer staatlichen Zulage oder einer steuerlichen Begünstigung der Riester-Sparleistungen bestehen – wovon Riester-Sparerinnen und -Sparer profitieren, hängt davon ab, was für die jeweilige Person vorteilhafter ist. Die Riester-Rente wurde schrittweise eingeführt und die Zuschüsse im Lauf der Jahre erhöht. Um die volle Förderung zu erhalten, muss eine Person einen Mindestbetrag auf ein Riester-Konto einzahlen. Der Mindestbeitrag berechnet sich als Anteil der beitragspflichtigen Einnahmen im Sinne der gesetzlichen Rentenversicherung aus dem Vorjahr. Er ist durch eine Ober- und Untergrenze beschränkt. Für weitere Details zur Riester-Förderung sei an dieser Stelle zum Beispiel auf Börsch-Supan und andere (2016) verwiesen.

2.2 Money's Worth Ratio und Hypothesen

Mit der Einführung der Unisex-Verträge veränderten sich die Regeln zur Berechnung der Riester-Rentenleistungen. Zur Beschreibung damit verbundener Auswirkungen auf Sparerinnen und Sparer eignet sich das Konzept der sogenannten Money's Worth Ratio (MWR) zur Bewertung von Annuitäten (Mitchell und andere, 1999). Die MWR stellt die erwarteten Rentenleistungen ihren Kosten gegenüber. Der diskontierte Barwert der erwarteten Rentenzahlungen wird in Relation zu den investierten Prämienzahlungen gesetzt. MWRs werden gemäß Gleichung 1 berechnet.²

$$(1) \quad MWR_j = \frac{\text{benefit}_j}{\text{premium}_j} = \frac{\sum_{t=R}^T \frac{p_{jt} A_{jt}}{(1+i_t)^t}}{\sum_{t=0}^{R-1} (1+i_t)^{R-t} Z_{jt}}$$

Die im Zähler von Gleichung 1 ausgedrückten diskontierten Rentenleistungen berechnen sich aus der Summe der Rentenzahlungen, die mit dem Zinssatz zum Zeit-

punkt t abgezinst und mit der Wahrscheinlichkeit des Individuums j , bis t zu überleben, gewichtet werden. Die erste Zahlung erfolgt zum Zeitpunkt R , der Zeitpunkt T markiert das Ende des Rentenbezugs, also das maximal erreichbare Alter. Die Kosten der Rente im Nenner der MWR entsprechen der Summe der geleisteten Prämienzahlungen einschließlich Zinsen. Die Ansparphase erstreckt sich vom Zeitpunkt 0 bis zum Zeitpunkt $R-1$.

Die Attraktivität eines Riester-Vertrags steigt in der MWR, MWRs mit dem Wert 1 gelten im versicherungsmathematischen Sinn als fair. Personen mit höherer Lebenserwartung haben bei gleichen Prämienzahlungen und Renten-Zahlungen niedrigere MWRs: Auf späteren Perioden liegt ein niedrigeres „Überlebensgewicht“ p_{jt} . Es kann also sein, dass Männern und Frauen unterschiedliche Verträge angeboten werden, die MWRs im Durchschnitt jedoch gleich sind, da die „Überlebensgewichte“ von Frauen höher sind. Ist eine Ungleichbehandlung von Männern und Frauen ausgeschlossen, kann es zum Absinken der MWRs für Männer und zu einem Anstieg für Frauen kommen. Eine Studie zur Entwicklung der MWRs bei Riester-Verträgen vor und nach der Unisex-Reform zeigt, dass diese sich für Frauen kaum veränderten, für Männer jedoch deutlich absanken (von Gaudecker/Weber, 2006). Das legt nahe, dass der Vertragsabschluss für Männer unattraktiver wurde.³

Hypothese 1: Die Wahrscheinlichkeit, einen Riester-Vertrag abzuschließen, ist für Männer aufgrund der Unisex-Reform gesunken.

Allerdings ist zu erwarten, dass dieser Effekt nicht für alle Männer gleichermaßen ausgeprägt ist. Bei der Riester-Rente könnte vor allem die Förderhöhe einen maßgebenden Faktor darstellen.

Hypothese 2: Der Effekt sollte für diejenigen Männer, die besonders stark von der staatlichen Förderung profitieren, kleiner sein.

² Die Gleichung wurde im Vergleich zur ursprünglichen Gleichung aus Mitchell und andere (1999) um eine zweite zeitliche Dynamik, nämlich die der Akkumulation der Prämienzahlungen und der Zinserträge, erweitert. Die spezifische Form der MWR für die Riester-Rente wurde aus Bucher-Koenen/Kluth (2012) sowie aus von Gaudecker/Weber (2006) entnommen.

³ Die Riester-Rente bietet vor allem auch deshalb einen interessanten Kontext, weil eine indirekte Vertragsunterscheidung nach Risiko aufgrund der gesetzlichen Regelungen ausgeschlossen ist.

3

Daten und deskriptive Evidenz

3.1 Daten

Datengrundlage für die empirischen Analysen ist das bereits erwähnte Taxpayer-Panel (TPP). Der administrative Paneldatensatz für die Jahre 2001 bis 2016 enthält Informationen aus den Einkommensteuererklärungen deutscher Privathaushalte. Für den Datensatz wird eine geschichtete Stichprobe mit disproportionaler Aufteilung von 5% aus allen Steuerpflichtigen gezogen, die in fünf oder mehr Jahren Einkommensteuererklärungen abgegeben haben. Für Details zur Stichprobe sei auf die Beschreibungen des Statistischen Bundesamtes (2020a, 2020b) verwiesen.

Der Datensatz ist für die Beantwortung der betrachteten Forschungsfrage besonders geeignet, da Riester-Verträge, Sparbeiträge und Zulagen aufgrund ihrer steuerlichen Abzugsfähigkeit (Sonderausgabenabzug) als Posten in der Einkommensteuererklärung auftreten. Die Panelstruktur ermöglicht es, das Riester-Sparverhalten einer Person über mehrere Jahre zu verfolgen, was insbesondere auch die Identifikation eines Vertragsabschlusses ermöglicht. Darüber hinaus bieten administrative Daten in dieser Fragestellung eine Präzision, die von Umfragedaten nicht zu erwarten wäre.

Für die Untersuchung waren vor allem folgende Schritte der Datenaufbereitung von Bedeutung: (1) Zunächst musste das Geschlecht der Personen in den veranlagten Haushalten auf Grundlage der Struktur des Taxpayer-Panels identifiziert werden. (2) Weiter wurde der Datensatz von der Veranlagungsebene in die Individuen-Ebene überführt. (3) Die Riester-Rente ist vor allem für diejenigen Personengruppen eingeführt worden, die laut Gesetzestext zulageberechtigt sind. Daher sollte die Stichprobe auf zulageberechtigte Haushalte beschränkt werden. Da die Kriterien zur Zulageberechtigung im Taxpayer-Panel nicht einfach zu prüfen sind, wurde eine vereinfachte Definition für Zulageberechtigung gewählt: Die Stichprobe wurde auf in der gesetzlichen Rentenversicherung pflichtversicherte Personen und deren Partnerinnen oder Partner begrenzt.

Da es erst seit 2002 möglich ist, Riester-Verträge abzuschließen, und die Dynamik der Vertragsabschlüsse nach 2011 deutlich nachließ, beschränken sich die Analysen auf eine Betrachtung der Wellen 2002 bis 2011. Insgesamt erfüllten 7 784 399 Beobachtungen im relevanten Altersabschnitt (geboren nach 1955) die oben genannten Kriterien.

Ziel des Beitrags ist, zu untersuchen, ob die Wahrscheinlichkeit, dass Männer einen Riester-Vertrag abschließen, nach der Reform gesunken ist. Als Outcome-Variable für die folgenden Schätzungen dient eine Variable „Riester-Vertragsabschluss“, die im Jahr des Vertragsabschlusses den Wert 1 annimmt und ansonsten gleich 0 ist. Ob eine Person einen Riester-Vertrag abschließt, kann mithilfe des Zeitpunkts über die Panelstruktur rekonstruiert werden: Das Taxpayer-Panel enthält den Sparbetrag und die Höhe der Riester-Zulagen in jedem Jahr. Das Jahr, in dem zum ersten Mal ein positiver Riester-Sparbetrag oder eine positive Zulage verzeichnet ist, wird als Zeitpunkt des Vertragsabschlusses kodiert. Messfehler oder Falschzuordnungen sind hier allerdings nicht gänzlich ausgeschlossen.

3.2 Deskriptive Evidenz

↘ **Tabelle 1** fasst Mittelwerte und Standardabweichungen (in Klammern) der Outcome-Variable Riester-Vertragsabschluss und der Kontrollvariablen Alter, Einkommen einer Person, Anzahl der Kinder und gemeinsame Veranlagung zusammen. Die Stichprobe wurde auf Personen, die oben genannte Kriterien erfüllen, reduziert. In der Originalarbeit wurden die Riester-Variablen aus dem Taxpayer-Panel mit Datenpunkten aus anderen Datenquellen (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, Bundesministerium der Finanzen) verglichen. Grundsätzlich stimmen die Dynamiken im Taxpayer-Panel mit denjenigen aus anderen Datenquellen überein.

↘ **Grafik 1** zeigt die Anteile der Männer und Frauen ohne Vertrag, die in einem bestimmten Jahr einen Riester-Vertrag abgeschlossen haben. Während vor der Reform die Anteile der Männer und Frauen, die einen Vertrag abschließen, nahezu parallel verlaufen, vergrößert sich der Abstand der Kurven im Jahr 2006 nach der Reform (vertikale Linie) schlagartig. Mithilfe eines Difference-in-Differences-Designs soll dieser Effekt im Folgenden quantifiziert werden.

Tabelle 1

Gewichtete und ungewichtete Mittelwerte (Mean) und Standardabweichungen (SD) der Stichprobe

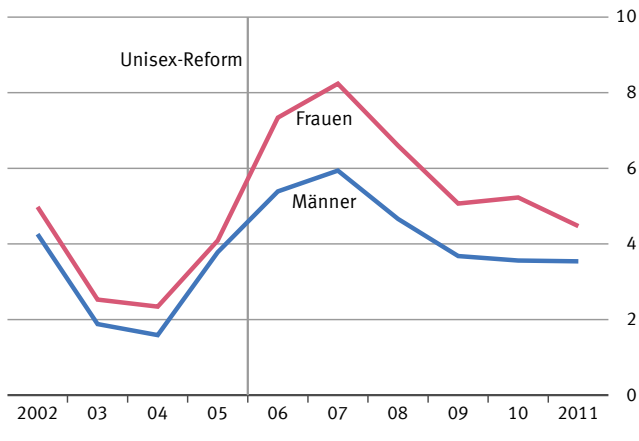
Outcome-Variablen	Insgesamt		Frauen		Männer	
	Mean (SD) ungewichtet	Mean (SD) gewichtet	Mean (SD) ungewichtet	Mean (SD) gewichtet	Mean (SD) ungewichtet	Mean (SD) gewichtet
Riester-Vertragsabschluss	0,037 (0,188)	0,039 (0,194)	0,041 (0,199)	0,044 (0,204)	0,033 (0,177)	0,035 (0,183)
Kontrollvariablen						
Alter in Jahren	39,9 (7,9)	38,3 (8,5)	39,7 (7,8)	38,3 (8,4)	40,0 (8,0)	38,3 (8,5)
Gemeinsame Veranlagung	0,745 (0,436)	0,648 (0,478)	0,795 (0,404)	0,692 (0,462)	0,694 (0,461)	0,604 (0,489)
Anzahl der Kinder	1,2 (1,1)	1,0 (1,1)	1,3 (1,1)	1,1 (1,1)	1,2 (1,1)	1,0 (1,1)
Summe der Einkünfte (EUR)	64 967 (251 360)	28 403 (59 927)	28 669 (144 610)	18 716 (35 932)	99 126 (317 104)	37 298 (74 418)

Mittelwert und Standardabweichung wurden für den Betrachtungszeitraum (2002 bis 2011) berechnet. Die Berechnungen schließen alle Beobachtungen ein, bei denen die Personen zulageberechtigt und nach 1955 geboren sind.

Quelle: Eigene Berechnungen mit dem Taxpayer-Panel

Grafik 1

Riester-Verträge: Abschlussquoten von Männern und Frauen in %



Die Berechnungen schließen alle Personen bis zum Vertragsabschluss ein, die zulageberechtigt und nach 1955 geboren sind.

Quelle: Eigene Berechnungen mit dem Taxpayer-Panel

2022 - 0101

4

Methode und Ergebnisse

4.1 Methode

Ziel des Beitrags ist, die in Grafik 1 lediglich grafisch beschriebene Auswirkung von Unisex-Tarifen auf die Vertragsabschlüsse von Männern mithilfe eines Difference-in-Differences (DiD)-Modells zu schätzen. In einem DiD-Modell werden die Outcomes (Ergebnisse) einer Treatment-Gruppe vor und nach dem Treatment mit denen einer Kontrollgruppe, die kein Treatment erfahren hat, verglichen. Sind die beiden Gruppen hinreichend ähnlich und erfahren keine nennenswerten weiteren Änderungen, kann die Veränderung der Differenz in den Outcomes der beiden Gruppen vor und nach der Reform als Treatment-Effekt interpretiert werden. Somit nimmt der tatsächliche, beobachtbare Trend in den Kontrollgruppen-Outcomes die Rolle des fehlenden kontrafaktischen Trends der Treatment-Gruppen-Outcomes nach dem Treatment ein („Wie hätte der Trend ohne die Reform ausgesehen?“).

Bei der Einführung der Unisex-Verträge in der Riesterrente sollen Frauen als Kontrollgruppe für Männer dienen. Somit werden die Unterschiede in den Abschlussquoten (Outcomes) von Frauen und Männern vor der

Reform mit den Unterschieden in den Outcomes von Frauen und Männern nach der Reform verglichen. Unter der Annahme, dass sich die Vertragsabschlüsse von Männern und Frauen ohne Unisex-Reform ähnlich entwickelt hätten, kann der Trend in den Vertragsabschlüssen von Frauen als kontrafaktischer Trend für den der Männer nach der Reform gewertet werden. Der Effekt der Reform ist die Abweichung der beobachteten Outcomes der Männer von diesem kontrafaktischen Trend. Mögliche Probleme mit den spezifischen Annahmen, die dem Modell in diesem Fall zugrunde liegen, werden später in diesem Kapitel diskutiert.

Die Gleichung für das DiD-Basismodell lautet:

$$(2) \quad y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Männlich}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{Männlich}_i \times \text{Post}_t + X'_{it} \mu + \varepsilon_{it}$$

Die linksseitige Variable y_{it} steht für den Abschluss eines Riester-Vertrags zum Zeitpunkt t . Männlich_i ist ein Dummy, der den Wert 1 annimmt, wenn die beobachtete Person männlich ist. Post_t ist eine zeitspezifische Dummy-Variable, die in den Jahren nach der Unisex-Reform (2006 bis 2011) den Wert 1 annimmt. Die Interaktion $\text{Männlich}_i \times \text{Post}_t$ kann als Treatment-Indikator verstanden werden: Der Term ist nur für Männer nach der Reform gleich 1. Der Koeffizient β_3 vergleicht somit den

Unterschied im Outcome von Männern und Frauen nach der Reform mit dem Unterschied vor der Reform. Unter der Voraussetzung, dass alle dem DiD-Standardmodell zugrunde liegenden Annahmen erfüllt sind, kann β_3 als Effekt der Unisex-Tarife auf die Vertragsabschlüsse von Männern interpretiert werden. X_{it} ist ein Vektor mit Kontrollvariablen, ε_{it} der Fehlerterm.

4.2 Ergebnisse

↘ **Tabelle 2** enthält die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung 2 mit der Dummy-Variable *Riester-Vertragsabschluss* als abhängige Variable. Für die Berechnungen wurde eine Person nach dem Vertragsabschluss aus dem Datensatz entfernt.

Die erste Spalte enthält die Schätzung für eine Spezifikation des DiD-Basismodells in einem linearen Regressions-Modell ohne weitere Kontrollvariablen. Im Einklang mit der Hypothese wird ein negativer und signifikanter Effekt der Unisex-Tarife auf die Abschlussquoten von Männern geschätzt. Der Punktschätzer ergibt eine um etwa 1,1 Prozentpunkte niedrigere Abschlussquote von Männern aufgrund der Reform. Das wäre ein nicht zu vernachlässigender Effekt, da der Anteil der Personen, die einen Riester-Vertrag abschließen, im Allgemeinen nicht

Tabelle 2
Ergebnisse der Schätzung

	Riester-Vertragsabschluss			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Männlich x Post Reform	- 0,011*** (0,000255)	- 0,013*** (0,000373)	- 0,013*** (0,000267)	- 0,025*** (0,000310)
Alter			- 0,005*** (0,0000657)	
Summe der Einkünfte (in 1 000 EUR)			- 0,000*** (0,00000648)	
Gemeinsame Veranlagung			- 0,002*** (0,000226)	
Anzahl der Kinder			0,010*** (0,000104)	
Kohorten-Fixed-Effects	Nein	Nein	Ja	Nein
Individuen-Fixed-Effects	Nein	Nein	Nein	Ja
Gewichte	Nein	Ja	Nein	Nein
N	6 486 815	6 486 815	6 201 205	6 486 815
R ²	0,004	0,004	0,009	0,040

Anmerkung: Die Tabelle enthält die Ergebnisse der OLS-Regression. Outcome-Variable ist die binäre Variable *Riester-Vertragsabschluss*, Datenebene ist das Individuum. Die Modelle in den Spalten 1 bis 3 enthalten einen personenspezifischen Dummy, der den Wert 1 annimmt, wenn die Person männlich ist, und einen zeitspezifischen Dummy, der in den Jahren nach der Unisex-Reform gleich 1 ist. *Männlich x Post Reform* ist die Interaktion dieser Dummy-Variablen. Weitere Kontrollvariablen werden in der Tabelle gelistet, falls sie hinzugefügt wurden. Bei der Berechnung der Standardfehler (in Klammern) wurde Clustering auf Haushaltsebene berücksichtigt. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Quelle: Eigene Berechnungen mit dem Taxpayer-Panel

sehr hoch ist. Die in Grafik 1 dargestellten Anteile reichen von etwa 1 % bis zu maximal 8 % (Frauen im Jahr 2007).

Für diesen Beitrag wurden außerdem drei weitere Spezifikationen in Tabelle 2 zusammengefasst (in der Originalarbeit werden weitere Ergebnisse diskutiert). Spalte 2 enthält die Ergebnisse der gewichteten Regression. Weitere Faktoren, die die Entscheidung für einen Riester-Vertrag beeinflussen, sind das Alter, das Einkommen einer Person, die Anzahl der Kinder und gemeinsame Veranlagung bei der Einkommensteuer. In Spalte 3 wird zusätzlich für diese Variablen kontrolliert: Der Hauptschätzer bleibt negativ und signifikant. Er erhöht sich nur leicht auf 1,3 Prozentpunkte. In Spalte 4 werden zudem anstelle von Kontrollvariablen Fixed-Effects auf Individuen-Ebene hinzugefügt. Auch hier ändern sich Vorzeichen und Signifikanz des geschätzten Koeffizienten nicht. Der Effekt wird im Vergleich zu Spalte 1 mehr als verdoppelt ($-0,025$).

5

Diskussion

Mit der sogenannten Parallel-Trends-Annahme – also mit der Annahme, dass die Riester-Abschlussquote von Männern und Frauen parallel verlaufen wäre, wenn es keine Veränderung in der Berechnung der Riester-Annuitäten gegeben hätte – steht und fällt die kausale Interpretation der Analysen. Da es sich um eine Annahme über hypothetische Werte handelt, kann die Annahme nicht direkt getestet werden; ihre Plausibilität muss somit diskutiert werden.

In der diesem Beitrag zugrunde liegenden Masterarbeit werden vor allem Pre-Trends, also das Vorhandensein paralleler Trends in den beiden Gruppen vor der Reform, sowie mögliche Antizipationseffekte diskutiert. Hierfür wurde eine dynamische Version von Gleichung 2 geschätzt. Die binäre Variable *Männlich*_{*t*} wird mit einem Dummy für jedes Jahr im Beobachtungszeitraum interagiert. Basiskategorie ist 2005, das Jahr vor der Reform. Das Modell enthält außerdem Fixed-Effects für jedes Jahr und die Kontrollvariablen Alter, Summe der Einkünfte, Anzahl der Kinder und gemeinsame Veranlagung bei der Einkommensteuer. Die Interaktionsterme der Variable *Männlich*_{*t*} mit den Dummies für jedes Jahr messen den

Unterschied in den Vertragsabschlussquoten von Männern und Frauen im Verhältnis zum Unterschied im Jahr 2005 vor der Reform. Unter parallelen Pre-Trends sollten die Koeffizienten in den Jahren vor der Reform nahe bei 0 liegen.

➤ Grafik 2 enthält die Koeffizienten aus der Schätzung des dynamischen Modells. Die grauen Antennen stellen 95%-Konfidenzintervalle dar. Die Koeffizienten für die Jahre vor 2005 sind signifikant von Null verschieden. Sie sind jedoch alle in etwa gleich groß. Das deutet darauf hin, dass die Differenz in den Abschlussquoten von Männern und Frauen in den Jahren 2002 bis 2004 relativ gleich groß war. Im Jahr 2005, also vor der Reform, nahm sie dann jedoch ab.

Grafik 2
Geschätzte Koeffizienten für Männer aus dem dynamischen Modell
Basisjahr 2005



Der Korridor stellt 95%-Konfidenzintervalle dar. Die Outcome-Variable ist Riester-Vertragsabschluss, die Datenebene das Individuum. Die Kontrollvariablen umfassen das Alter, das Einkommen (Summe der Einkünfte), die Anzahl der Kinder und einen Dummy für gemeinsame Veranlagung.

Quelle: Eigene Berechnungen mit dem Taxpayer-Panel

2022 - 0102

Dieses Muster lässt eine Antizipation der Reform und möglicherweise vorgezogene Vertragsabschlüsse vermuten. Die Unisex-Reform wurde im Jahr 2005 medial diskutiert. Die Originalarbeit bietet eine Übersicht über Artikel in großen Zeitungen, die sich 2005 mit dem Thema beschäftigten.⁴ Auch Beraterinnen und Berater

4 Ein veranschaulichendes Beispiel ist der Artikel von Zschäpitz (2005) für Die Welt, in dem es heißt: „Der Direktversicherer Cosmos ruft marktschreierisch einen ‘Männerschlußverkauf’ aus. Und die Volksfürsorge erklärt die Riester-Rente zur ‚Männersache‘.“

könnten Männer in Beratungsgesprächen auf den Vorteil eines baldigen Vertragsabschlusses vor der Reform hingewiesen haben. Die gemessenen Effekte bestehen jedoch auch unter Ausschluss des Jahres 2005 aus den Berechnungen fort – wenn auch in geringerem Umfang.

In der Arbeit wird außerdem diskutiert, ob Frauen, die hier als Kontrollgruppe dienen, selbst von der Reform beeinflusst waren. In diesem Fall wäre die „Parallel trends“-Annahme ebenfalls verletzt. Hier wird vor allem auf die Evidenz aus von Gaudecker/Weber (2006) verwiesen, die nahelegt, dass sich die Money's Worth Ratios für Frauen nach der Reform kaum verändert haben.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass vor allem die Antizipation der Reform und möglicherweise vorgezogene Vertragsabschlüsse die Validität der grundlegenden Annahme gefährden. Dennoch können die Ergebnisse als Hinweis auf negative Effekte von Unisex-Verträgen auf das Vertragsabschlussverhalten von Männern in der Riester-Rente gewertet werden.

6

Heterogene Effekte

Nach der Erörterung und Bewertung von Hypothese 1 erfolgt nun kurz die Untersuchung der zweiten Hypothese. Die allgemeine Idee besteht darin, heterogene Auswirkungen der Reform zu betrachten, also zu untersuchen, ob Männer mit unterschiedlichen Eigenschaften verschieden auf die Reform reagiert haben.

Zu diesem Zweck wurde ein dreifaches Interaktionsmodell geschätzt, in dem der Treatment-Dummy aus den vorherigen Modellen ($Male_i \times Post_t$) mit weiteren Merkmalen interagiert wird. Von besonderem Interesse war hier, ob die „Höhe“ der Anreize für den Abschluss eines Riester-Vertrags die negativen Effekte der Unisex-Reform teilweise ausgleichen konnte. Um diese Anreize zu fassen, wurde für jede Person die spezifische hypothetische Förderquote berechnet. Die Förderquote bezeichnet die Riester-Förderungen (Zulagen oder steuerlicher Vorteil) im Verhältnis zum gesamten Sparbetrag. Sie erfasst also den Anteil der Ersparnisse, den der Staat zahlt. Zur Berechnung der Sparanreize wurden staatliche Zulagen und steuerliche Begünstigungen berechnet, die einer Person bei einem Sparbetrag, der den staatlichen

Mindestanforderungen für volle Förderung entspricht, zuteilwürden.

Für das Modell wurde eine Dummy-Variable erstellt, die den Wert 1 bei Förderquoten über der Median-Förderquote annimmt. Die Punktschätzer für die Effekt-Heterogenität sind insignifikant. Somit findet sich in diesen ersten Berechnungen keine Evidenz dafür, dass die Förderhöhe eine mäßigende Rolle für die Effektgrößen einnimmt. Männer mit höherer Förderung scheinen nicht signifikant unterschiedlich zu reagieren.

Neben der Heterogenität nach Förderquoten wurden außerdem Unterschiede in den Reaktionen entlang der Einkommensverteilung untersucht. Hierfür wurde der Treatment-Dummy ($Male_i \times Post_t$) mit den Einkommenszerzilen interagiert. Interessanterweise ist festzustellen, dass Männer in höheren Einkommensgruppen weniger von der Einführung von Unisex-Tarifen betroffen waren. Eine Erklärung für dieses Ergebnis würde weitere Analysen erfordern.

7

Fazit

Ziel dieser Arbeit war es, die Auswirkungen der Einführung von Unisex-Tarifen für Riester-Verträge auf die Vertragsabschlussquoten von Männern zu schätzen. Theoretische Überlegungen legten nahe, dass der Vertragsabschluss für Männer nach der Unisex-Reform unattraktiver geworden sein sollte. Eine Studie (von Gaudecker/Weber, 2006) zur Einführung der Unisex-Tarife in der Riester-Rente deutet darauf hin, dass die Money's Worth Ratios, also die erwarteten Rentenleistungen im Verhältnis zu den geleisteten Zahlungen, für Männer nach der Reform gesunken sind. Für Frauen, die theoretisch von der Reform profitieren könnten, änderte sich fast nichts. Auf Grundlage dieser Ergebnisse fußt die Überlegung, Frauen als Kontrollgruppe für Männer in einem Difference-in-Differences-Setting zu nutzen. Die Berechnungen ergeben, dass die Wahrscheinlichkeit für Männer, einen Riester-Vertrag abzuschließen, um etwa 1,1 Prozentpunkte niedriger ausfällt als es ohne die Unisex-Reform der Fall gewesen wäre. Die Schätzergebnisse erwiesen sich als robust in unterschiedlichen Spezifikationen.

Wie bereits erörtert, ist die Validität der Parallel-Trends-Annahme für eine kausale Interpretation der Effekte jedoch unerlässlich. Antizipationseffekte und vorgezogener Vertragsabschluss stellen eine Hürde für die kausale Interpretation dar. In den Jahren vor 2005 lassen sich allerdings parallele Pre-Trends feststellen. Weiter stellt sich die Frage, ob Frauen eine geeignete Kontrollgruppe darstellen. Auch wenn die zugrunde liegende Annahme nicht in Gänze überzeugend verteidigt werden kann, stellen die beschriebenen Ergebnisse erste Anzeichen dafür dar, dass zulageberechtigte Männer seltener Riester-Verträge abschlossen, als es ohne die Reform der Fall gewesen wäre. Mögliche Erweiterungen der in dieser Arbeit nicht durchgeführten Analyse mit dem Taxpayer-Panel sind die Untersuchung von Haushaltseffekten sowie die Robustheit der Ergebnisse gegenüber einer breiteren Definition der Zulageberechtigung.

Außerdem wurde untersucht, ob Männer mit unterschiedlichen Eigenschaften verschieden auf die Einführung von Unisex-Tarifen reagiert haben. Diese Analyse ist von eher explorativem Charakter. Ein besonderer Schwerpunkt lag auf der Frage, ob hohe Förderquoten den negativen Auswirkungen der Reform entgegenwirken können. Zu diesem Zweck wurden hypothetische Fördersätze für alle Personen berechnet und die Interaktion einer Dummy-Variable für über dem Median liegende Fördersätze mit dem Treatment-Dummy in das Basis-Modell eingefügt. Die Hypothese, dass Männer mit höheren Subventionen weniger stark auf die Unisex-Tarife reagierten, konnte auf Grundlage der Ergebnisse nicht gestützt werden. Allerdings könnten weitere Verfeinerungen der Berechnungen der Förderquote von Bedeutung sein, um sicherzustellen, dass die Sparanreize korrekt berechnet werden.

Zusammenfassend war zumindest eine gewisse „regulatorische adverse Selektion“ nach der Unisex-Reform festzustellen. Für eine umfassende Analyse der Konsequenzen wäre es jedoch notwendig zu wissen, ob Männer in gewissem Umfang die Riester-Rente durch andere Altersvorsorgeprodukte ersetzt haben. Dieser Argumentation folgend wäre es dann interessant, wie sich die Einführung von Unisex-Tarifen auf alle anderen Versicherungsprodukte im Jahr 2012 auswirkte. Solche Analysen sind mit dem Taxpayer-Panel jedoch nicht möglich. Außerdem ist hervorzuheben, dass die Gründe für die Einführung der Unisex-Verträge in der Gleichbehandlung der Geschlechter liegen. Auch viele andere persönliche

Merkmale sind in der Risiko-Bewertung für die Riester-Rente nicht zulässig. Der Beitrag beschäftigte sich somit nur mit einer von vielen möglichen Erwägungen bei der Regulierung von Altersvorsorgeprodukten. [III](#)

LITERATURVERZEICHNIS

- Börsch-Supan, Axel/Bucher-Koenen, Tabea/Goll, Nicolas/Maier, Christina. *15 Jahre Riester – eine Bilanz*. MEA Discussion Paper Series. Nummer 06/2016.
- Börsch-Supan, Axel/Coppola, Michela/Reil-Held, Anette. *Riester Pensions in Germany: Design, Dynamics, Targeting Success, and Crowding-In*. In: Hinz, Richard/Holzmann, Robert/Tuesta, David/Takayama, Noriyuki (Herausgeber). *Matching Contributions for Pensions. A Review of International Experience*. Washington, D.C., 2013.
- Bucher-Koenen, Tabea. *Financial Literacy, Riester Pensions, and Other Private Old Age Provision in Germany*. MEA Discussion Paper Series. Nummer 250/2011.
- Bucher-Koenen, Tabea/Kluth, Sebastian. *Subjective Life Expectancy and Private Pensions*. MEA Discussion Paper Series. Nummer 265/2012.
- Buchmueller, Thomas/DiNardo, John. *Did Community Rating Induce and Adverse Selection Death Spiral? Evidence from New York, Pennsylvania, and Connecticut*. In: *The American Economic Review*. Jahrgang 92. Ausgabe 1/2002, Seite 280 ff.
- Clemens, Jeffrey P. *Regulatory Redistribution in the Market for Health Insurance*. In: *American Economic Journal: Applied Economics*. Jahrgang 7. Ausgabe 2/2015, Seite 109 ff.
- Dionne, Georges/Rothschild, Casey. *Economic Effects of Risk Classification Bans*. In: *The Geneva Risk and Insurance Review*. Jahrgang 39. 2014, Seite 184 ff.
- Finkelstein, Amy/Poterba, James M./Rothschild, Casey. *Redistribution by insurance market regulation: Analyzing a ban on gender-based retirement annuities*. In: *Journal of Financial Economics*. Jahrgang 91. Ausgabe 1/2009, Seite 38 ff.
- Huang, Shan/Salm, Martin. *The effect of a ban on gender-based pricing on risk selection in the German health insurance market*. In: *Health Economics*. Jahrgang 29. Ausgabe 1/2018, Seite 3 ff.
- Mitchell, Olivia S./Poterba, James M./Warshawsky, Mark/Brown, Jefferey R. *New Evidence on the Money's Worth of Individual Annuities*. In: *The American Economic Review*. Jahrgang 89. Ausgabe 5/1999, Seite 1299 ff.
- Statistisches Bundesamt. *TPP: Planung und Ziehung der 5%-Stichprobe für das Tax-Payer-Panel 2016*. 2020a. [Zugriff am 1. März 2022]. Verfügbar unter: www.forschungsdatenzentrum.de
- Statistisches Bundesamt. *Nutzungskonzept Taxpayer-Panel 2001-2016*. 2020b. [Zugriff am 24. Februar 2022]. Verfügbar unter: www.forschungsdatenzentrum.de
- von Gaudecker, Hans-Martin/Weber, Carsten. *Mandatory Unisex Policies and Annuity Pricing: Quasi-Experimental Evidence from Germany*. MEA Discussion Paper Series. Nummer 108/2006.
- Zschäpitz, Holger. *Schlußverkaufsstimmung bei Riester-Rente*. In: *Die Welt*. 17. Dezember 2005.

RECHTSGRUNDLAGEN

Einkommensteuergesetz (EStG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 8. Oktober 2009 (BGBl. I Seite 3366, 3862), das zuletzt durch Artikel 27 des Gesetzes vom 20. August 2021 (BGBl. I Seite 3932) geändert worden ist.

Gesetz über die Zertifizierung von Altersvorsorge- und Basisrentenverträgen (Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetz – AltZertG) vom 26. Juni 2001 (BGBl. I Seite 1310, 1322), das zuletzt durch Artikel 5 des Gesetzes vom 9. Juni 2021 (BGBl. I Seite 1666) geändert worden ist.

Richtlinie 2004/113/EG des Rates vom 13. Dezember 2004 zur Verwirklichung des Grundsatzes der Gleichbehandlung von Männern und Frauen beim Zugang zu und bei der Versorgung mit Gütern und Dienstleistungen (Amtsblatt der EU Nr. L 373, Seite 37).



David Kläffling

studiert im Masterstudiengang Economics an der Freien Universität Berlin und ist dort als Tutor am Lehrstuhl für Ökonometrie tätig sowie als Werkstudent für den Think-Tank „Forum for a New Economy“. Zuvor hat er Volkswirtschaftslehre und Politikwissenschaften an der Universität zu Köln studiert. Im vorliegenden Artikel stellt er seine von Prof. Christine Trampusch und Dr. Michael Schwan betreute Bachelorarbeit mit dem Titel „Corporate Governance and Corporate Saving in Advanced Economies“ vor, für die er mit dem Förderpreis 2021 des Statistischen Bundesamtes ausgezeichnet wurde.

VARIETIES OF CORPORATE SAVING – DIE POLITISCHE ÖKONOMIE AGGREGIERTER UNTERNEHMENS- ERSPARNISSE

David Kläffling

📌 **Schlüsselwörter:** Unternehmensführung – Unternehmensersparnisse – Verteilungskonflikt – Aktionärsmacht – Spielarten des Kapitalismus

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Artikel untersucht politökonomische Einflussfaktoren auf die aggregierten Ersparnisse des Unternehmenssektors. Der Fokus liegt dabei auf dem Verteilungskonflikt zwischen dem Management und den Kapitalgebern über die Höhe der Gewinnausschüttungen. Im Zentrum steht die Frage, inwiefern Heterogenität in politökonomischen Institutionen, wie etwa im Hinblick auf den Grad des Anlegerschutzes oder auf die Relevanz von Bankkrediten zur Unternehmensfinanzierung, Unterschiede in der aggregierten Sparquote von Nichtfinanzunternehmen erklären kann. Dafür wird ein Modell mit Paneldaten aus 20 Industrieländern über einen Zeitraum von 30 Jahren geschätzt. Die Ergebnisse zeigen, dass stärkere Eingriffsmöglichkeiten der Anteilseigner im Aggregat mit weniger Ersparnissen und höheren Ausschüttungen einhergehen.

📌 **Keywords:** corporate governance – corporate saving – distributional conflict – shareholder power – varieties of capitalism

ABSTRACT

This article examines politico-economic factors influencing aggregate corporate saving, with a focus on the distributional conflict between managers and shareholders over the amount of dividend payments. The main issue is to what extent heterogeneity in politico-economic institutions, such as the degree of investor protection or the relevance of bank loans for corporate finance, can explain differences in aggregate saving of non-financial corporations. In this context, estimates are obtained by means of a model using panel data from 20 industrialised countries covering a period of 30 years. The results suggest that aggregate saving is lower and dividends are higher where shareholders have more influence.

1

Einleitung

Über die letzten 30 Jahre zeichnet sich in vielen hochentwickelten Industriestaaten ein Trend von stetig wachsenden Ersparnissen des aggregierten (nicht finanziellen) Unternehmenssektors ab (Dao/Maggi, 2018; Gruber/Kamin, 2016; Chen und andere, 2017). Aus makroökonomischer Perspektive überrascht diese Entwicklung: Der aggregierte Unternehmenssektor wird klassischerweise als Nettokreditnehmer betrachtet, der über den Kapitalmarkt mit Geld aus dem Haushaltssektor versorgt wird, um damit seine Investitionstätigkeiten zu finanzieren. Steigen Ersparnisse auf Kosten von Investitionen als Triebfeder von Innovationen, Beschäftigung und Wachstum, kann diese Entwicklung die Volkswirtschaften vor erhebliche Herausforderungen stellen.

Aus politökonomischer Perspektive stehen die distributiven Implikationen von Unternehmensersparnissen im Vordergrund, welche zu Verteilungskämpfen entlang zweier Konfliktlinien führen können. Erstens ist das der klassische Verteilungskonflikt zwischen Arbeit und Kapital über Löhne (Redeker, 2019) und zweitens die Frage der Gewinnausschüttungen zwischen Management und Kapitalgebern. Auf den zweiten Verteilungskonflikt konzentriert sich der folgende Artikel. Dazu untersucht er die Frage, inwiefern Heterogenität in politökonomischen Institutionen, wie etwa im Hinblick auf den Grad des Anlegerschutzes oder auf die Relevanz von Bankkrediten zur Unternehmensfinanzierung, Unterschiede in der aggregierten Sparquote von Nichtfinanzunternehmen erklären kann. Genutzt wird dazu ein Sample von 20 Mitgliedsländern der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) im Zeitraum von 1985 bis 2017.

Das folgende Kapitel 2 beschreibt den konzeptionellen Rahmen und die Herleitung der zu untersuchenden These, Kapitel 3 erläutert die genutzte Datengrundlage. Anschließend enthält Kapitel 4 die Darstellung der Analysemethodik, die Ergebnisse der Analyse sind in Kapitel 5 wiedergegeben. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

2

Konzeptioneller Rahmen und theoretische Fundierung

Wie ist der Konflikt zwischen natürlichen oder juristischen Personen, die Aktien beziehungsweise Anteile halten (Aktionäre), und dem Management über die Höhe der Gewinnausschüttungen durch den politischen Kontext geprägt? Um diese Frage zu beantworten, dient eine Kombination aus der Corporate-Governance-Literatur (Jensen/Meckling, 1976; Aguilera/Jackson, 2003) und dem Varieties-of-Capitalism (VoC)-Ansatz (Hall/Soskice, 2001) als theoretisches Fundament.

Der Varieties-of-Capitalism-Ansatz unterscheidet zwischen zwei Idealtypen des Kapitalismus, die von der Art der vorherrschenden Koordination der Unternehmen abhängen: liberale beziehungsweise koordinierte Marktwirtschaften. In liberalen Marktwirtschaften koordinieren sich Unternehmen mit anderen Akteuren in erster Linie über Wettbewerbsmärkte, die durch Fremdvergleichsbeziehungen und formale Verträge gekennzeichnet sind (Hall/Gingerich, 2009). Daher hängen die Gleichgewichtsergebnisse entscheidend von relativen Preisen und Marktsignalen ab. In koordinierten Marktwirtschaften hingegen werden Unternehmensentscheidungen stärker durch Prozesse strategischer Interaktion bestimmt, wie sie typischerweise in der Spieltheorie modelliert werden. Deshalb hängen die Gleichgewichtsergebnisse von der institutionellen Unterstützung ab, die zur Verfügung steht, um die Unsicherheit der Akteure zu verringern.

Aufbauend auf der Unterscheidung zwischen koordinierten und liberalen Marktwirtschaften wird argumentiert, dass sich ein (exogener) Anstieg der Gewinnquote in Marktwirtschaften mit höherem Koordinationsgrad in höhere Ersparnisse des Unternehmenssektors überträgt. Grund dafür sei, dass aufgrund bestimmter institutioneller Faktoren weniger Druck bestehe, die zusätzlich anfallenden Gewinne an die Aktionäre zu verteilen. Das Argument kann in zwei Dimensionen unterteilt werden.

Betrachtet man zunächst nur börsennotierte Unternehmen, genießen in liberalen Marktwirtschaften die Aktionäre mehr Macht gegenüber dem Management. Das drückt sich beispielsweise in einem höheren Schutz

von Minderheitsaktionären (La Porta und andere, 1998) oder auch in wettbewerbsfähigeren Finanzmärkten aus, die Interessen von Aktionären und Managern angleichen. In liberalen Marktwirtschaften operieren die Unternehmen auf hoch entwickelten Finanzmärkten, die ein hohes Maß an Transparenz und eine breite Streuung des Aktienbesitzes aufweisen. Diese fluiden Finanzmärkte disziplinieren das jeweilige Management, da der Zugang der Unternehmen zu externer Finanzierung stark von öffentlich einsehbareren Kriterien wie dem Unternehmenskurs abhängt. Aufsichtsrechtliche Regelungen lassen feindliche Übernahmen zu, die wiederum häufig vom Aktienkurs bestimmt sind; diese Gefahr veranlasst die Unternehmen, auf ihre Marktbewertungen zu achten. Darüber hinaus sieht das Vergütungssystem häufig Belohnungen für das Management vor im Fall von Aktienkurssteigerungen oder Nettogewinnen. So entfielen 2012 beispielsweise 42 % der Vergütung der 500 bestbezahlten Führungskräfte börsennotierter Unternehmen in den Vereinigten Staaten auf Aktienoptionen und 41 % auf Aktienzuteilungen (Lazonick, 2014, hier: Seite 4). Insgesamt ermutigen die Märkte für Corporate Governance in den liberalen Marktwirtschaften die Unternehmen, sich auf öffentlich bewertbare Dimensionen ihrer Leistung zu konzentrieren, die ihren Aktienkurs beeinflussen, wie die aktuelle Rentabilität (Hall/Gingerich, 2001, hier: Seite 29).

Zudem impliziert die Finanzstruktur, die in liberalen Marktwirtschaften von marktbasierter und in koordinierten Marktwirtschaften von bankbasierter Kapitalgebern dominiert wird, dass der Verteilungskonflikt zwischen Aktionären und dem Management in liberalen Marktwirtschaften eine größere Rolle spielt. Während Aktionäre die Maximierung der Dividendenauszahlungen als Ziel haben dürften, sind Banken als primäre Kapitalquelle in koordinierten Marktwirtschaften hauptsächlich an der Rückzahlung der Kredite interessiert. Daher stellen sie eher sogenanntes geduldiges Kapital zur Verfügung, was mildernd auf den Verteilungskonflikt über Dividendenauszahlungen wirkt. Eine Implikation der unterschiedlich strukturierten Finanzsysteme in koordinierten und in liberalen Marktwirtschaften ist, dass Kapitalgeber unterschiedliche Strategien verfolgen. Das wirkt sich sowohl auf die Beziehung zum Management als auch auf das Sparen der Unternehmen aus. Insgesamt lässt sich also die These aufstellen, dass in stärker koordinierten Marktwirtschaften ein größerer Anteil der

anfallenden Gewinne gespart wird als in liberalen Marktwirtschaften, da der Druck auf die Unternehmen, diese auszuschütten, geringer ist.

3

Datengrundlage

Aufgrund der sehr begrenzten Verfügbarkeit von Daten auf Unternehmensebene beschränkt sich die empirische Analyse auf Daten der Makroebene. Grundlage sind die jährlichen sektoralen Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen über aggregierte Ersparnisse, Gewinne und Gewinnausschüttungen des (nicht finanziellen) Unternehmenssektors von 20 OECD-Mitgliedsländern über die Jahre 1985 bis 2017. Für die Analyse wurde ein Datensatz erstellt, der auf verschiedenen Datenbanken (des Statistischen Amtes der Europäischen Union, der Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen der Europäischen Kommission [Datenbank Ameco], der OECD, der Weltbank und des Internationalen Währungsfonds) sowie weiteren makroökonomischen Variablen (wie der realen Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts) basiert. Da manche Variablen erst ab 1995 verfügbar sind, enthält der Datensatz je nach Schätzmodell zwischen 437 und 535 Beobachtungen.

Um die institutionellen Unterschiede zu erfassen, wird der Corporate-Governance-Index (CG-Index) von Hall und Gingerich (2009) verwendet. Der zeitinvariante Index misst den Grad der Koordination einer Marktwirtschaft auf dem Gebiet Corporate Governance (Unternehmensführung). Er ist zwischen 0 und 1 normiert, wobei ein höherer Wert ein höheres Maß an Koordination anzeigt. [↘ Tabelle 1](#) zeigt den Index für zwanzig Volkswirtschaften. Österreich, Italien und Deutschland sind die Länder mit dem höchsten Koordinationsgrad, die Vereinigten Staaten, das Vereinigte Königreich und Kanada die Länder mit dem niedrigsten.

Der Index basiert auf drei verschiedenen Variablen: Macht der Aktionäre, Streuung der Kontrolle und Größe des Aktienmarktes. Diese Variablen spiegeln die institutionellen Unterschiede zwischen liberalen und koordinierten Marktwirtschaften im Bereich der Corporate Governance wider, wie im theoretischen Teil dargelegt. Dadurch erfasst der Index die für die Sparentscheidungen der Unternehmen relevanten institutionellen Unter-

Tabelle 1

Der Corporate-Governance-Index in ausgewählten Volkswirtschaften

	Corporate-Governance-Index		Corporate-Governance-Index
Australien	0,47	Niederlande	0,74
Belgien	0,77	Neuseeland	0,27
Dänemark	0,65	Norwegen	0,74
Deutschland	0,95	Österreich	1,00
Finnland	0,71	Portugal	0,85
Frankreich	0,82	Schweden	0,71
Irland	0,35	Schweiz	0,44
Italien	0,99	Spanien	0,77
Japan	0,72	Vereinigte Staaten	0,00
Kanada	0,23	Vereinigtes Königreich	0,14

Der Index ist zwischen 0 und 1 normiert, wobei ein höherer Wert ein höheres Maß an Koordination anzeigt; nach: Hall, Peter A./Gingerich, Daniel W. *Varieties of Capitalism and Institutional Complementarities in the Political Economy: An Empirical Analysis*. In: *British Journal of Political Science*. Jahrgang 39. Ausgabe 3/2009, Seite 449 ff.

schiede. Wenn die Machtverhältnisse zugunsten der Managements und der dominanten Aktionäre tendieren, die Eigentumsverhältnisse relativ konzentriert und die Aktienmärkte klein sind, hängt der Zugang zu externen Finanzmitteln eher von der strategischen Interaktion mit anderen Akteuren wie Banken und Unternehmensnetzwerken ab. Wenn Minderheitsaktionäre ein höheres Maß an Schutz genießen, die Eigentumsverhältnisse eher gestreut und die Aktienmärkte groß sind, wird die externe Finanzierung eher durch Wettbewerbsmärkte bestimmt (Hall/Gingerich, 2009, hier: Seite 455 f.).

Ein Problem des zeitinvarianten Index ist zweifellos, dass er keine institutionelle Variation über die Zeit hinweg zulässt. Diese institutionelle Kontinuitätshypothese lässt sich angesichts der Globalisierungs-, Liberalisierungs- und Internationalisierungstendenzen der letzten Jahrzehnte schwer rechtfertigen und wird daher immer mehr infrage gestellt (siehe beispielsweise Braun/Deeg, 2019; Hardie und andere, 2013). Dennoch gibt es Grund zur Annahme, dass sich Konventionen und informelle Institutionen, die auf gemeinsamen Glaubensmechanismen beruhen, wahrscheinlich langsamer entwickeln, auch wenn sich formale Institutionen und Gesetze geändert haben mögen (Culpepper, 2005, hier: Seite 182).

4

Methodik

Da die Analyse auf Makrodaten basiert, fußt die empirische Schätzstrategie auf den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und ist mit diesen konsistent. Gleichung 1 zeigt das aggregierte Unternehmenssparen in der einfachsten Zerlegung. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen entspricht das Unternehmenssparen (s^c) den Unternehmensgewinnen (π^c), die nicht als Dividenden ausgeschüttet werden (D^c).

$$(1) \quad s^c = \pi^c - D^c$$

Die Unternehmen können entscheiden, ob sie ihre Gewinne an ihre Aktionäre ausschütten oder im Unternehmen behalten. Somit ist die Ersparnis der Unternehmen gleich den einbehaltenen Gewinnen. Wenn Gleichung (1) durch das Bruttoinlandsprodukt (Y) geteilt wird, kann sie wie folgt umgeschrieben werden:

$$(2) \quad \frac{s^c}{Y} = \frac{\pi^c}{Y} \left(1 - \frac{D^c}{\pi^c} \right)$$

Die linke Seite zeigt nun die Ersparnis der Unternehmen im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt. Auf der rechten Seite bezeichnet $\frac{\pi^c}{Y}$ die Gewinnquote und der Term in den Klammern beschreibt den Anteil der einbehaltenen Gewinne, die nicht ausgeschüttet werden. Aus Gleichung (2) ist ersichtlich, dass eine steigende Gewinnquote nicht zwangsläufig zu einer höheren Ersparnis der Unternehmen führt, da sie durch ein höheres Verhältnis von Dividenden zu Gewinnen ausgeglichen werden könnte. Unterschiede in der Ersparnisbildung der Unternehmen könnten also durch zwei Effekte bedingt sein: erstens durch Unterschiede in der Gewinnquote, zweitens durch Unterschiede in der Dividendenausschüttungsquote. Steigen beispielsweise die Dividenden in gleichem Maße wie die Gewinne, bleibt das Unternehmenssparen gleich. Dementsprechend könnte ein Anstieg der Gewinnquote durch eine höhere Ausschüttungsquote ausgeglichen – oder zumindest abgeschwächt – werden. Aus buchhalterischer Sicht sind daher sowohl die Gewinnquote als auch die Dividendenausschüttungsquote als mögliche Triebkräfte des Unternehmenssparens zu betrachten.

Sobald Gewinne und Dividenden getrennt werden, ist es möglich, zwei verschiedene Konflikte zu lokalisieren, die in die Sparentscheidung der Unternehmen eingebettet sind. Bei beiden handelt es sich um Verteilungskonflikte um zusätzliche, durch die Erhöhung der Gewinne gewonnene Ressourcen. Auf der einen Seite gibt es den Klassenkonflikt zwischen Arbeit und Kapital über Löhne, auf der anderen Seite gibt es einen Konflikt innerhalb des Kapitals über Dividenden. Die Ergebnisse beider Konflikte beeinflussen die Gesamtersparnis der Unternehmen.

In diesem Artikel liegt der Fokus wie in der Einleitung erwähnt auf dem zweiten Verteilungskonflikt. Um institutionelle Determinanten der Gewinnausschüttungsquote zu identifizieren, wird die Gewinnquote als exogene Variable mitaufgenommen. Gleichung (3) zeigt das geschätzte Modell in seiner einfachsten Form.

$$(3) \quad \frac{s^{NFC}}{Y}_{it} = \alpha + \beta_1 * \frac{\pi^{NFC}}{Y}_{it} + \beta_2 * \frac{\pi^{NFC}}{Y}_{it} * CG_i + \gamma * X_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Der Index $i = 1, \dots, N$ steht für ein bestimmtes Land und $t = 1, \dots, T$ für einen bestimmten Zeitraum (Jahr). Auf der linken Seite ist als abhängige Variable die aggregierte Ersparnis des nicht finanziellen Unternehmenssektors (NFC) im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt (Y) dargestellt. Auf der rechten Seite steht $\frac{\pi^{NFC}}{Y}_{it}$ für den Gewinnanteil des nicht finanziellen Unternehmenssektors und CG_i bezeichnet den zeitinvarianten Corporate-Governance-Index als Maß für die Koordination im Bereich der Corporate Governance. Nach dem Ansatz des akteurzentrierten Institutionalismus von Scharpf (1997) determinieren Institutionen nicht bestimmte Ergebnisse, sondern bilden vielmehr einen Kontext, der das Verhalten der Akteure prägt. Folglich hängen die Ergebnisse von der Interaktion zwischen Akteuren und Institutionen ab. Diesem Verständnis von Institutionen folgend steht ein Interaktionsterm zwischen der Gewinnquote, die das Verhalten der Akteure (Unternehmen) widerspiegelt, und dem CG-Index als institutionellem Gegenstück ($\frac{\pi^{NFC}}{Y}_{it} * CG_i$) im Zentrum der Analyse. Das Ergebnis (Unternehmenssparen) hängt also vom Zusammenspiel zwischen den Akteuren und dem institutionellen Umfeld ab. Da der CG-Index den Grad der Koordinierung der Cor-

porate Governance widerspiegelt, wird erwartet, dass β_2 ein positives Vorzeichen hat. Ein positives Vorzeichen von β_2 deutet darauf hin, dass ein exogener Anstieg der Gewinnquote zu einem höheren Unternehmenssparen führt, je höher der Koordinationsgrad in einem Land ist. Dies wird deutlich, wenn die Gewinnquote ausgeklammert wird und ihr Koeffizient als $\beta_1 + \beta_2 * CG_i$ geschrieben wird. Auf diese Weise hat jedes Land seinen eigenen Koeffizienten für die Gewinnquote in Abhängigkeit vom CG-Index oder – anders ausgedrückt – seine eigene Transmissionsrate von Gewinnen in Sparen. Die weitere Kontrollvariablen und ε_{it} bezeichnet den Fehlerterm.

Neben dem Interaktionsterm werden zusätzliche Kontrollvariablen in das Modell aufgenommen, die in der Matrix X_{it} zusammengefasst sind. Sie dienen dazu, das makroökonomische Umfeld sowie einige alternative Erklärungen für das Unternehmenssparen aus der ökonomischen Literatur zu berücksichtigen. Das reale Wachstum des Bruttoinlandsprodukts (BIP-Wachstum) wird mit einem Jahr Verzögerung aufgenommen, um für den Konjunkturzyklus zu kontrollieren und dabei Endogenitätsprobleme zu vermeiden. Zudem soll durch Netto-Direktinvestitionsströme der Globalisierungsprozess des Unternehmenssektors erfasst werden, da in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen reinvestierte Gewinne aus ausländischen Direktinvestitionen als inländische Ersparnisse ausgewiesen werden. Zudem wird nach Tan und anderen (2015) ein Maß für die Finanzstruktur eines Landes aufgenommen, das die Bedeutung der marktbasierter gegenüber der bankbasierter Finanzierung erfasst.

Vier weitere Kontrollvariablen werden in das Modell aufgenommen, um für alternative ökonomische Erklärungen für Unternehmensersparnisse zu kontrollieren:

Erstens die Bruttowertschöpfung des Dienstleistungssektors im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt, um die strukturelle Verschiebung vom Verarbeitenden Gewerbe zum Dienstleistungssektor als eine mögliche Erklärung für das höhere Sparen zu berücksichtigen (Behringer, 2019).

Zweitens das Verhältnis von Investitionen in immaterielle Vermögenswerte, da mit wachsendem Anteil dieser Investitionsgüter mehr interne Mittel akkumulieren müssen, um externe Finanzmittel zu erhalten. Grund ist, dass immaterielles Kapital schwieriger als Kreditsicherheit dienen kann (Falato und andere, 2013).

Drittens wird eine Prognose des BIP-Wachstums einbezogen, um das Vorsorgemotiv aufgrund von Unsicherheit zu erfassen (Gruber/Kamin, 2016).

Schließlich wird in einigen Spezifikationen der langfristige Realzins und der Körperschaftsteuersatz einbezogen, um der Hypothese Rechnung zu tragen, dass der Anstieg sowohl der Gewinnquote als auch des Unternehmenssparens auf einen Rückgang der Kapitalkosten zurückzuführen ist (Chen und andere, 2017).

Um sowohl die Querschnitts- als auch die Zeitdimension der Daten auszunutzen, wird ein gepooltes Regressionsmodell verwendet. Da Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Fehlertermen vorliegen, wird ein Prais-Winsten-Modell mit einer AR(1)-Struktur und

panelkorrigierte Standardfehler geschätzt, um beiden Problemen zu begegnen (Beck/Katz, 1995).

5

Ergebnisse

➤ Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen für den nicht finanziellen Unternehmenssektor. Wie aus den R-Quadratwerten hervorgeht, erklären die Modelle zwischen 52,6% (Basismodell; Spalte 1) und 59,3% (vollständig spezifiziertes Modell mit nur signifikanten Variablen; Spalte 6) der Variation der abhängigen Variablen.

Tabelle 2

Ergebnisse der Schätzmodelle zu Corporate Governance und NFC-Ersparnissen

Variablen	NFC-Sparen					
	1	2	3	4	5	6
L. Reales Wirtschaftswachstum (BIP)	-0,063** (-0,031)	-0,063** (-0,03)	-0,064** (-0,031)	-0,061* (-0,032)	-0,069** (-0,03)	-0,078** (-0,03)
Nettodirektinvestitionsströme (in % des BIP)	-0,009 (-0,011)	-0,009 (-0,011)	-0,009 (-0,011)	-0,008 (-0,012)	-0,012 (-0,01)	
Anteil von Investitionen in immaterielle Vermögensgegenstände	0,190*** (-0,034)	0,189*** (-0,034)	0,198*** (-0,034)	0,187*** (-0,034)	0,192*** (-0,031)	0,186*** (-0,029)
Dienstleistungssektor (in % des BIP)	0,013* (-0,008)	0,013* (-0,008)	0,013 (-0,008)	0,014 (-0,009)	0,005 (-0,011)	
5-Jahresprognose des BIP-Wachstums	-0,243 (-0,154)	-0,216 (-0,155)	-0,253 (-0,164)	-0,187 (-0,16)	-0,192 (-0,166)	
Trend			-0,019 (-0,024)			
Langfristiger Realzins				0,067* (-0,036)		0,096** (-0,04)
Körperschaftsteuersatz				-0,037 (-0,025)		
Finanzstruktur					1,068*** (-0,291)	1,121*** (-0,287)
Corporate-Governance-Index	2,155*** (-0,543)					
NFC-Gewinnquote	0,353*** (-0,037)	0,303*** (-0,042)	0,303*** (-0,041)	0,302*** (-0,044)	0,274*** (-0,032)	0,286*** (-0,032)
CG-Index * NFC-Gewinnquote		0,107*** (-0,029)	0,109*** (-0,028)	0,120*** (-0,028)	0,153*** (-0,026)	0,160*** (-0,024)
Beobachtungen	480	480	480	480	437	461
R-Quadrat	0,526	0,526	0,529	0,535	0,584	0,593
Anzahl von Ländern	20	20	20	20	20	20

Anmerkung: Als NFC-Sparen wird das Bruttosparen des nichtfinanziellen Unternehmenssektors (in % des BIP) bezeichnet. Alle Regressionen werden mit einer Prais-Winsten-Transformation geschätzt (AR1-Korrektur). Heteroskedastizitätsrobuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Alle Regressionen schließen eine Konstante ein. L steht für ein Lag von einem Jahr. Die Signifikanz wird mit ***, **, * für 10%, 5% bzw. 1% Signifikanzniveau angegeben.

Spalte (1) zeigt die Ergebnisse für die Beziehung zwischen dem CG-Index und dem NFC-Sparen ohne den Interaktionsterm. Alle Variablen haben das erwartete Vorzeichen oder sind ansonsten insignifikant. Das reale BIP-Wachstum ist signifikant und hat ein negatives Vorzeichen, was bedeutet, dass ein Rückgang des Wirtschaftswachstums um einen Prozentpunkt zu einem Anstieg des NFC-Sparens um 0,063 Prozentpunkte führt. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit der Hypothese, dass ein Anstieg des Unternehmenssparens teilweise eine endogene Reaktion auf den Konjunkturzyklus darstellt (Behringer, 2019, hier: Seite 15). Darüber hinaus haben sowohl die immaterielle Kapitalquote als auch die Variablen des Dienstleistungssektors die erwarteten positiven Vorzeichen, auch wenn der Effekt des Dienstleistungssektors vernachlässigbar klein ist: Ein Anstieg der immateriellen Investitionsquote um einen Prozentpunkt erhöht die NFC-Ersparnis um 0,19 Prozentpunkte; ein Anstieg der Größe des Dienstleistungssektors um einen Prozentpunkt würde zu einem Anstieg der abhängigen Variable um 0,013 Prozentpunkte führen. Weder die Nettodirektinvestitionsströme noch die 5-Jahres-Wachstumsprognose haben signifikante Auswirkungen auf das NFC-Sparen. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Behringer (2019) hat die Gewinnquote einen signifikanten positiven Effekt auf das Sparen, was bedeutet, dass ein Anstieg der Gewinnquote um einen Prozentpunkt das Sparen um 0,35 Prozentpunkte erhöht. Schließlich hat der CG-Index ein positives Vorzeichen, was darauf hindeutet, dass ceteris paribus Marktwirtschaften im Bereich der Corporate Governance im Durchschnitt ein höheres NFC-Sparniveau aufweisen. In quantitativer Hinsicht bedeutet der Koeffizient, dass in den Vereinigten Staaten (CG-Index = 0) die NFC-Ersparnis im Durchschnitt 2,16 Prozentpunkte niedriger ist als in Österreich (CG-Index = 1). Institutionelle Unterschiede im Bereich der Corporate Governance scheinen das aggregierte NFC-Sparen zu beeinflussen, wobei ein höherer Grad an Koordination mit einem höheren Sparniveau verbunden ist.

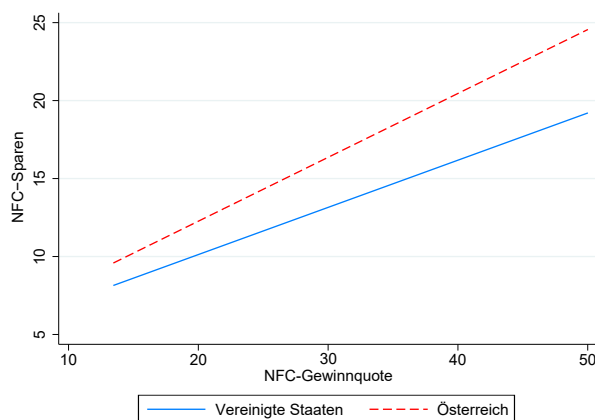
Spalte (2) zeigt die Ergebnisse für das Basismodell, das nun den Interaktionsterm zwischen dem NFC-Gewinnanteil und dem Corporate-Governance-Index enthält. Die Koeffizienten der übrigen Variablen weisen die gleichen Vorzeichen und ähnliche Größenordnungen wie in Spalte (1) auf. Der Koeffizient des Interaktionsterms ist signifikant und positiv. Das scheint die vorangegangenen theoretischen Überlegungen zu stützen, dass

ein Anstieg der Gewinnquote in Ländern mit einem höheren Koordinationsgrad im Bereich der Corporate Governance zu einer höheren Ersparnis der Unternehmen führt. Der positive Koeffizient impliziert, dass die Übertragungsrate von Gewinnen in Ersparnis bestehend aus $\beta_{profitshare} + \beta_{interactionsterm} * CG_{Index}$ mit dem Grad der Koordination zunimmt. Quantitativ bedeuten die Ergebnisse, dass in den Vereinigten Staaten (typische liberale Marktwirtschaft) mit einem CG-Index von 0 eine Erhöhung der Gewinnquote um einen Prozentpunkt die Ersparnis des nicht finanziellen Unternehmenssektors um 0,303 Prozentpunkte erhöht, während dieselbe Erhöhung in Österreich (typische koordinierte Marktwirtschaft) zu einem Anstieg um 0,41 Prozentpunkte führt.

Die Grafiken 1 und 2 veranschaulichen den vorhergesagten marginalen Effekt des Gewinnanteils auf das Sparen abhängig von verschiedenen Koordinationsniveaus. [↘ Grafik 1](#) zeigt die Beziehung zwischen der NFC-Gewinnquote und dem NFC-Sparen für die Vereinigten Staaten und Österreich, wie sie durch das Modell in Spalte (2) der Tabelle 2 vorhergesagt wird. Die Linie für Österreich ist viel steiler als die für die Vereinigten Staaten, was bedeutet, dass ein Anstieg der Gewinnquote zu einer höheren Ersparnis in der stärker koordinierten Marktwirtschaft führt. In [↘ Grafik 2](#) ist der marginale Effekt der Gewinnquote in Abhängigkeit vom Corporate-Governance-Index dargestellt. Die Grafik zeigt, dass ein höherer Koordinationsgrad zu einer höheren Übertra-

Grafik 1

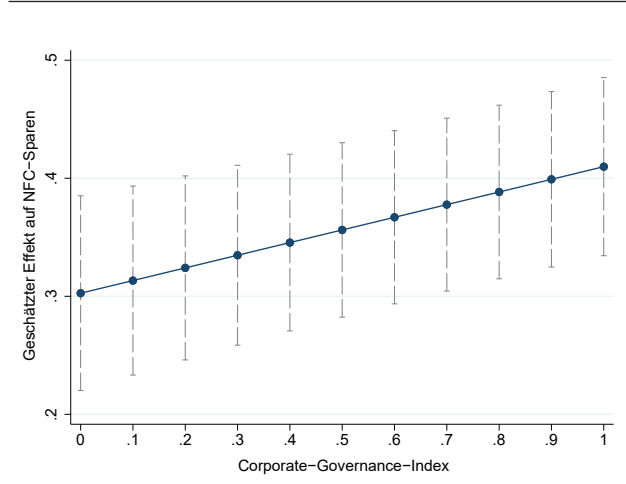
Geschätzter Zusammenhang zwischen der NFC-Gewinnquote und der NFC-Ersparnis für die Vereinigten Staaten und Österreich
in % des Bruttoinlandsprodukts



2022 - 0110

Grafik 2

Marginaler Effekt der NFC-Gewinnquote auf die Ersparnis in Abhängigkeit vom Corporate-Governance-Index in Prozentpunkten



Die grau gestrichelten vertikalen Linien zeigen das 95%-Konfidenzintervall.

2022 - 0111

gungsrates von Gewinnen in die Unternehmensersparnis führt.

Die Spalten (3) bis (6) von Tabelle 2 enthalten verschiedene Varianten des in Spalte (2) dargestellten Basismodells mit zusätzlichen oder anders zusammengesetzten Kontrollvariablen. Die Effekte sowohl des Gewinnanteils als auch des Interaktionsterms sind in den verschiedenen Spezifikationen signifikant und etwa gleich groß. In Spalte (3) wird dem Modell ein Zeittrend hinzugefügt, der jedoch nicht signifikant ist und die grundlegenden Ergebnisse von Spalte (2) nicht verändert. Die Ergebnisse sind auch robust, wenn in Spalte (4) der langfristige Realzins und der Körperschaftsteuersatz als Maß für die Kapitalkosten hinzugefügt werden. Während der Steuersatz keinen signifikanten Effekt zeigt, weist der Zinssatz einen positiven, aber geringen Effekt auf das NFC-Sparen auf ($\beta_{interestrate} = 0,067$). Das bedeutet, dass ein Anstieg des Realzinses um einen Prozentpunkt das Sparen um 0,067 Prozentpunkte erhöht.

Dies steht im Gegensatz zu Chen und andere (2017), die feststellen, dass ein Anstieg des Realzinses durch seine Auswirkungen auf die Kapitalkosten und den Arbeitsanteil zu einem Rückgang des Unternehmenssparens führt. In Spalte (5) von Tabelle 2 wird dem Basismodell ein Regressor für die Finanzstruktur eines Landes hinzugefügt, der die relative Bedeutung der marktbasierter Finanzierung gegenüber der bankbasierter Finanzierung misst. Über-


raschenderweise steht diese Variable in einem positiven Zusammenhang mit NFC-Sparen, was impliziert, dass eine höhere Bedeutung marktbasierter Finanzierung mit einer höheren Unternehmensersparnis einhergeht ($\beta_{financialstructure} = 1,068$). Das steht im Gegensatz zu den Ergebnissen von Tan und andere (2015), die einen negativen Zusammenhang feststellen. Wie die Autoren jedoch betonen, könnte ein überwiegend marktbasierendes Finanzsystem auch positive Auswirkungen auf die Ersparnisbildung der Unternehmen haben. Voraussetzung dafür wäre, wenn eine größere Rolle der Banken im Finanzsystem den Unternehmen eher hilft, Finanzmittel zu erhalten, als sie zum Sparen zu zwingen. Eine Erklärung dafür könnte sein, dass kleine Unternehmen in der frühen Entwicklungsphase möglicherweise zu klein sind, um sich über den Markt zu finanzieren. In diesem Fall könnte die Bankfinanzierung die einzige Finanzierungsform sein, die es für solche Unternehmen gibt (Tan und andere, 2015, hier: Seite 146). Dementsprechend zeigen Weinstein und Yafeh (1998), dass in Japan die Banken die Kreditverfügbarkeit erhöhen, wenn Marktfinanzierungen nicht zugänglich sind. Daher scheint die Auswirkung einer größeren Rolle der Banken auf die Ersparnisbildung der Unternehmen theoretisch nicht eindeutig zu sein. Spalte (6) von Tabelle 2 schließlich zeigt die Schätzergebnisse mit nur signifikanten Variablen.

6

Fazit

Die empirische Evidenz scheint mit den theoretischen Überlegungen übereinzustimmen: Danach sind die Aktionäre im Verteilungskonflikt um Dividendenzahlungen in liberalen Marktwirtschaften mächtiger und können höhere Ausschüttungen fordern, was wiederum die Ersparnis der Unternehmen senkt. Darüber hinaus dürfte der größere Umfang der marktbasierter Finanzierung in liberalen Marktwirtschaften zu einer niedrigeren Gesamtsparens führen als in koordinierten Volkswirtschaften, in denen das Kapital überwiegend durch Banken bereitgestellt wird. Grund dafür ist, dass Banken vermutlich nicht dieselben finanziellen Interessen verfolgen wie beispielsweise institutionelle Anleger.

Die Analyse basiert auf aggregierten Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von 20 OECD-Ländern und stützt sich auf den Corporate-Governance-Index von Hall und Gingerich (2009). Da der Index zeitinvariant ist, spiegelt er keinerlei Variation politischer Institutionen im Zeitverlauf wider. Daher sind weitere Untersuchungen über politökonomische Einflüsse auf aggregiertes Unternehmenssparen mit alternativen Messgrößen erforderlich, die dem institutionellen Wandel gerecht werden.

Ein Nachteil der Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen besteht darin, dass sie das aggregierte Unternehmenssparen messen und nicht zwischen börsennotierten und nicht börsennotierten Unternehmen differenzieren. Da große Teile der theoretischen Argumentation die Macht der Aktionäre gegenüber dem Management betreffen, erfordert eine genauere Untersuchung der beschriebenen Mechanismen eine Trennung dieser beiden Unternehmensgruppen. Künftige Untersuchungen mit Mikrodaten auf Unternehmensebene von börsennotierten und nicht börsennotierten Unternehmen wären daher hilfreich, um die Auswirkungen der theoretischen Argumente zu entschlüsseln. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Aguilera, Ruth V./Jackson, Gregory. *The Cross-National Diversity of Corporate Governance: Dimensions and Determinants*. In: Academy of Management Review. 2003. Jahrgang 28. Ausgabe 3, Seite 447 ff.
- Beck, Nathaniel L./Katz, Jonathan N. *What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data*. In: The American Political Science Review. 1995. Jahrgang 89. Ausgabe 3, Seite 634 ff.
- Behringer, Jan. *Factor Shares and the Rise in Corporate Net Lending*. IMK (Macroeconomic Policy Institute) Working Paper No. 202. 2019.
- Braun, Benjamin/Deeg, Richard. *Strong Firms, Weak Banks. The Financial Consequences of Germany's Export-Led Growth Model*. MPIfG (Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung) Discussion Paper. 2019. Ausgabe 9/5.
- Chen, Peter/Karabarbounis, Loukas/Neiman, Brent. *The Global Rise of Corporate Saving*. In: Journal of Monetary Economics. 2017. Jahrgang 89. Ausgabe C, Seite 1 ff.
- Culpepper, Pepper D. *Institutional Change in Contemporary Capitalism. Coordinated Financial Systems since 1990*. In: World Politics. 2005. Jahrgang 57. Ausgabe 2, Seite 173 ff.
- Dao, Mai Chi/Maggi, Chiara. *The Rise in Corporate Saving and Cash Holding in Advanced Economies: Aggregate and Firm Level Trends*. IMF (International Monetary Fund) Working Paper. 2018. Nr. 18/262.
- Falato, Antonio/Kadyrzhanova, Dalida/Sim, Jae W. *Rising Intangible Capital, Shrinking Debt Capacity, and the US Corporate Savings Glut*. In: Finance and Economics Discussion Series. 2013. Ausgabe 13/67.
- Gruber, Joseph W./Kamin, Steven B. *The Corporate Saving Glut and Fall off of Investment Spending in OECD Economies*. In: IMF Economic Review. 2016. Jahrgang 64. Ausgabe 4, Seite 777 ff.
- Hall, Peter A./Gingerich, Daniel W. *Varieties of Capitalism and Institutional Complementarities in the Political Economy: An Empirical Analysis*. In: British Journal of Political Science. 2009. Jahrgang 39. Ausgabe 3, Seite 449 ff.
- Hall, Peter A./Soskice, David. *Varieties of Capitalism. The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. New York 2001.
- Hardie, Iain/Howarth, David/Maxfield, Sylvia/Verdun, Amy. *Banks and the False Dichotomy in the Comparative Political Economy of Finance*. In: World Politics. 2013. Jahrgang 65. Ausgabe 4, Seite 691 ff.
- Jensen, Michael C./Meckling, William H. *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure*. In: Journal of Financial Economics. 1976. Jahrgang 3. Ausgabe 4, Seite 305 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

La Porta, Rafael/Lopez-de-Silanes, Florencio/Schleifer, Andrei/Vishny, Robert W. *Law and Finance*. In: Journal of Political Economy. 1998. Jahrgang 106. Ausgabe 6, Seite 1113 ff.

Lazonick, William. *Profits Without Prosperity. Stock buybacks manipulate the market and leave most Americans worse off*. In: Harvard Business Review. 2014. Jahrgang 92. Ausgabe 9, Seite 46 ff.

Redeker, Nils. *The Politics of Stashing Wealth. The Demise of Labor Power and the Global Rise of Corporate Savings*. CIS (Center for Comparative and International Studies) Working Paper, Nr. 101. Zürich 2019.

Scharpf, Fritz W. *Games Real Actors Play*. New York 1997.

Tan, Zhibo/Yao, Yang/Wei, Shang-Jin. *Financial structure, corporate savings and current account imbalances*. In: Journal of International Money and Finance, 2015. Jahrgang 54. Ausgabe 6, Seite 142 ff.

Weinstein, David E./Yafeh, Yishay. *On the costs of a bank-centered financial system: evidence from the changing main bank relations in Japan*. In: The Journal of Finance 1998. Jahrgang 53. Ausgabe 2, Seite 635 ff.

GEBURTSSTAAT UND GEBURTSORT IM AUSLÄNDERZENTRALREGISTER – NUTZUNGSMÖGLICHKEITEN FÜR DIE AMTLICHE STATISTIK

Coşkun Canan, Jan Eberle

📌 **Schlüsselwörter:** Datenaufbereitung – administrative Daten – Geburtsstaat – Migration – Ausländerzentralregister (AZR) – Geburtsort

ZUSAMMENFASSUNG

Die amtliche Statistik verwendet die Merkmale Geburtsstaat und Geburtsort aus dem Ausländerzentralregister. Die Merkmale werden im Verwaltungskontext jedoch unvollständig (Geburtsstaat) beziehungsweise unstrukturiert als Freitextangabe (Geburtsort) und ohne Plausibilitätskontrollen erhoben.

Das Statistische Bundesamt entwickelt Konzepte zur Standardisierung, Prüfung und Ergänzung von Verwaltungsdaten, um diese für statistische Zwecke nutzbar zu machen. Der Fokus dieses Aufsatzes liegt zunächst auf der Aufbereitung der Angaben zum Geburtsstaat im Ausländerzentralregister zum Stichtag 31. Dezember 2020 und darauf basierenden ersten beispielhaften Auswertungen. Zudem wird ein Konzept für eine potenzielle Aufbereitung und Geokodierung des Geburtsorts vorgestellt.

📌 **Keywords:** data processing – administrative data – country of birth – migration – Central Register of Foreigners – place of birth

ABSTRACT

Official statistics use the variables “country of birth” and “place of birth” from the Central Register of Foreigners. In the administrative context, however, the variables are collected incompletely (country of birth) or unstructured as free text (place of birth) and without plausibility checks.

The Federal Statistical Office develops concepts for the standardisation, validation and supplementation of administrative data, so that these can be used for statistical purposes. The article focuses on the processing of the country of birth data from the Central Register of Foreigners for reference day 31 December 2020 and on first exemplary analyses based on that. Also, a concept for the potential processing and geocoding of the place of birth data is presented.



Dr. Coşkun Canan

hat an der Humboldt-Universität zu Berlin im Fach Soziologie promoviert. Er ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Referat „Bevölkerungstatistische Auswertungen und Analysen aus dem Mikrozensus“ des Statistischen Bundesamtes und befasst sich vor allem mit der Neudefinition des Migrationshintergrunds.



Jan Eberle

ist studierter Volkswirt und Referent im Referat „Bevölkerungsfortschreibung, Ausländer- und Integrationsstatistiken“ des Statistischen Bundesamtes. Zu seinen Arbeitsschwerpunkten gehören Auswertungen des Ausländerzentralregisters zu den Themengebieten Ausländerinnen und Ausländer sowie Schutzsuchende.

1

Einleitung

Die vermehrte Nutzung von Verwaltungsdaten und die damit einhergehende Entlastung der Auskunftgebenden ist ein Kernziel der Digitalen Agenda des Statistischen Bundesamtes (Statistisches Bundesamt, 2019). Die Nutzung des Ausländerzentralregisters (AZR) für die Erstellung der zentralen Ausländerstatistik auf der Basis des § 23 des Gesetzes über das Ausländerzentralregister (AZR-Gesetz) hat dabei schon eine lange Tradition in der Bevölkerungsstatistik. Bereits seit den 1970er-Jahren werden die Daten des AZR aufbereitet, um Informationen zur ausländischen Bevölkerung zu gewinnen (Fleischer, 1989).

Bis heute (Stand: März 2022) ist das AZR eines der größten Verwaltungsregister in Deutschland. Es enthält Informationen zu allen ausländischen Staatsangehörigen¹, die sich nicht nur vorübergehend – das heißt in der Regel länger als drei Monate – in Deutschland aufhalten. Das AZR führt die Datenbestände aller lokalen Ausländerbehörden zusammen und dient damit einer Vielzahl von mit asyl- und ausländerrechtlichen Verwaltungsaufgaben betrauten Behörden als zentrale Informationsplattform.

Wie bei Verwaltungsdaten üblich, ist das Statistische Bundesamt damit nur einer von zahlreichen Nutzern und die statistische Verwertbarkeit der Daten nur einer von vielen Verwendungszwecken. Entsprechend unterscheidet sich die Qualität der Rohdaten auch von jener von Daten aus Primärerhebungen. Vor einer Verwertung der Daten für statistische Zwecke steht daher in vielen Fällen eine sorgfältige Qualitätsprüfung und Aufbereitung.

Infolge der Fluchtmigration der Jahre 2015 und 2016 wurde das AZR kontinuierlich weiterentwickelt. Im Jahr 2019 hat der Gesetzgeber mit dem Zweiten Datenaustauschverbesserungsgesetz die Nutzungsmöglichkeiten für die amtliche Statistik weiter verbessert. Seitdem erhält das Statistische Bundesamt für die Erstellung der Ausländerstatistik auch die zusätzlichen Informationen zu Geburtsort und Geburtsstaat von ausländischen Staatsangehörigen.

1 Personen mit deutscher Staatsangehörigkeit, die zugleich eine ausländische Staatsangehörigkeit besitzen, sind im AZR nicht erfasst.

Angaben zum Geburtsort werden im AZR als Pflichtangabe zwar fast vollständig erfasst, allerdings erfolgt die Erfassung unstrukturiert als Freitextangabe. Angaben zum Geburtsstaat werden hingegen standardisiert als ISO-Code² erfasst, die Angaben sind jedoch in erheblichem Umfang unvollständig. Beide Merkmale werden im Verwaltungskontext ohne Plausibilitätskontrollen erhoben.

Das folgende Kapitel 2 informiert über die Rolle der Merkmale Geburtsstaat und Geburtsort in den Bevölkerungsstatistiken, Kapitel 3 untersucht die Qualität der dazu im AZR vorhandenen Daten. Die Aufbereitung der Angaben zum Geburtsstaat im AZR und erste Auswertungen zum Jahresende 2020 beschreiben die Kapitel 4 und 5. Ein mögliches Konzept zur Aufbereitung und Geokodierung des Merkmals Geburtsort wird in Kapitel 6 kurz vorgestellt. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

2

Bedeutung der Merkmale Geburtsstaat und Geburtsort in den Bevölkerungsstatistiken

Das Merkmal Geburtsstaat erweitert das Auswertungspotenzial der Ausländerstatistik und der gleichfalls auf dem AZR beruhenden Statistik über Schutzsuchende: Zuvor konnten zur Herkunft einer Person nur die Staatsangehörigkeit und ein binärer Indikator, ob eine Person in Deutschland geboren wurde, ausgewertet werden. Das Merkmal Geburtsstaat ermöglicht nun, neben der Staatsangehörigkeit die ausländische Bevölkerung nach ihren Herkunftsländern differenzierter zu betrachten.

Der Geburtsstaat ist ein unveränderlicher Indikator für das Kriterium Einwanderung. Die Staatsangehörigkeit einer Person kann sich dagegen durch eine Einbürgerung verändern. Ebenso erlaubt das Merkmal Geburtsstaat eine eindeutige Zuordnung von Personen zu einem Herkunftsstaat. Probleme wie bei der Zuordnung von Personen mit mehreren Staatsangehörigkeiten zu einem Staat treten hier nicht auf. Aus diesen Gründen zählt der Geburtsstaat auch zu den standarddemografischen

2 Die Internationale Organisation für Normung (International Organization for Standardization – ISO) legt Ländercodes in der Norm 3166-1 fest.

Merkmale im Bereich der internationalen Migrations- und Bevölkerungsstatistik. In Deutschland konnten Auswertungen zum Geburtsstaat bisher nur auf Basis der Befragungsdaten der Mikrozensusstichprobe erfolgen. Damit verbunden sind Einschränkungen, zum Beispiel kleinere Fallzahlen im Hinblick auf kleinräumige Auswertungen und auf die fachliche Gliederungstiefe. Auch in weiteren amtlichen Bevölkerungsstatistiken wird daher derzeit an der Erweiterung der Auswertungsmöglichkeiten des Merkmals Geburtsstaat gearbeitet, beispielsweise mithilfe von maschinellen Lernverfahren (Feuerhake und andere, 2020).

Die Angaben zum Geburtsort spielen für das Auswertungspotenzial der Ausländerstatistik und der Statistik über Schutzsuchende eine doppelte Rolle. Einerseits ist der Geburtsort von großer Bedeutung für die Qualitätsprüfung und die Aufbereitung der Angaben zum Geburtsstaat. Der Geburtsort einer Person ist eine Pflichtangabe bei der Registrierung einer Person im AZR und standardmäßig in vielen internationalen Ausweisdokumenten eingetragen. Angaben zum Geburtsstaat fehlen hingegen häufig in offiziellen Ausweisdokumenten, zudem besteht die Gefahr, dass sie bei der Erfassung mit der Staatsangehörigkeit oder dem Wohnort einer Person verwechselt werden. Über die Angaben zum Geburtsort ist es in vielen Fällen möglich, die Plausibilität von vorhandenen Angaben zum Geburtsstaat zu prüfen oder eine fehlende Angabe zu ergänzen.

Andererseits ist der Geburtsort selbst ein für die Beantwortung wichtiger Fragestellungen benötigtes Auswertungsmerkmal, zum Beispiel: Aus welchen indischen Regionen kommen die meisten Fachkräfte nach Deutschland? Kommen Schutzsuchende vermehrt aus Regionen, die stärker vom Klimawandel betroffen sind? Für die Beantwortung dieser und ähnlicher Fragen kann die Angabe zum Geburtsort als (Proxy-)Indikator für die Herkunft unterhalb der nationalen Grenzen herangezogen werden.

3

Datenqualität

Der Geburtsstaat wird als dreistelliger alphanumerischer ISO-Code erfasst (ISO 3166-1 alpha-3), zum Beispiel „DEU“ für Deutschland oder „FRA“ für Frankreich.

Die Angabe des Geburtsstaats ist kein Pflichtfeld bei der Registrierung im AZR. Vielmehr wird der Geburtsstaat im Zuge der Pflichtangabe zum Geburtsort häufig mit erfasst. Beim Geburtsort handelt es sich um eine Freitextangabe auf der Basis von amtlichen Dokumenten, sofern diese vorhanden sind. Andernfalls geschieht der Eintrag nach mündlicher Aussage.

Das Merkmal Geburtsstaat weist zum Stichtag 31. Dezember 2020 mit 33,2% einen hohen Anteil an fehlenden Einträgen auf. Die Angaben zum Geburtsort fehlen hingegen nur in 0,4% der Fälle. Zu rund 7,6 Millionen im AZR registrierten ausländischen Staatsangehörigen gibt es sowohl einen Eintrag zum Geburtsort als auch einen Eintrag zum Geburtsstaat (66,6%). Die vorhandenen Angaben können allerdings erhebliche Schreib- und Verknüpfungsfehler enthalten. Zum einen treten Rechtschreibfehler sowie unterschiedliche Darstellungen gleicher Orte auf (zum Beispiel „Paris“ und „Paris, Frankreich“), zum anderen können Geburtsorte mit falschen Geburtsstaaten verknüpft sein (zum Beispiel Paris mit dem Geburtsstaat Deutschland). Entsprechend sind hier qualitätssichernde Maßnahmen erforderlich. Bei knapp 3,8 Millionen registrierten ausländischen Staatsangehörigen ist zwar ein Geburtsort, aber kein Geburtsstaat registriert (33,1%). In der Zuweisung von bisher fehlenden Staaten zu vorhandenen Ortsangaben liegt vor diesem Hintergrund großes Potenzial für die Datenaufbereitung. [↘ Tabelle 1](#)

Um fehlerhafte Geburtsort-Geburtsstaat-Verknüpfungen zu identifizieren, muss ein Vergleichsdatenbestand an korrekten Verknüpfungen herangezogen werden. Damit ist es möglich, zum einen die Qualität des Geburtsstaatseintrags im AZR zu prüfen und zum anderen den Geburtsstaat zu ermitteln, wenn der Eintrag dazu fehlt.

Ähnliche Probleme und Zielsetzungen bestehen in mehreren amtlichen Statistiken (Feuerhake und andere, 2020). Daher hat das Statistische Bundesamt einen Vergleichsdatenbestand an weltweiten Ortsnamen und zugewiesenen Staaten als zentrale Leitdatei etabliert (Ortsdatei). Diese Ortsdatei besteht aus unterschiedlichen Referenzdateien: Die Grundlage bildet das Ortsverzeichnis des letzten Zensus. Dieses enthält die 2011 aus den Melderegistern erhobenen Angaben zu Geburtsorten und Geburtsstaaten der gesamten Bevölkerung. Diese Angaben werden zusätzlich durch das Gemeindeverzeichnis der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder ergänzt und weiter um Geburtsorte aus den

Tabelle 1

Vorhandene und fehlende Angaben zum Geburtsort und Geburtsstaat

	Angabe Geburtsstaat		
	ja	nein	insgesamt
	Anzahl		
Angabe Geburtsort	7 639 070	3 793 385	11 432 460
ja	7 613 225	3 779 090	11 392 310
nein	25 850	14 300	40 145
	%		
Angabe Geburtsort ¹	66,8	33,2	100
ja	66,6	33,1	99,6
nein	0,2	0,1	0,4

1 Angaben, die offensichtlich ohne semantischen Inhalt sind (zum Beispiel „unbekannt“) wurden nicht als Angabe gewertet.

natürlichen Bevölkerungsstatistiken (Geburten und Sterbefälle) vervollständigt. Die Namen aller Gemeinden europäischer Staaten werden dem vom Statistischen Amt der Europäischen Union, Eurostat, geführten System der lokalen Verwaltungseinheiten entnommen. Ein historisches Staatenleitband deckt zusätzlich ehemalige Schreibweisen von Ortsnamen ab. Letztlich komplettiert ein Katalog von verschiedenen, auch fehlerhaften, Schreibweisen und von Synonymen für unbekannte oder fehlende Angaben die Leitdatei.

Das Vorhaben, die Qualität der Angaben zu Geburtsorten und Geburtsstaaten in der Ausländerstatistik und in anderen Bevölkerungsstatistiken zu sichern, steht und fällt mit der Vollständigkeit und Qualität der Ortsdatei. Die Ortsdatei enthält mit insgesamt 2,2 Millionen Kombinationen eine sehr umfangreiche Liste aus Geburtsorten und -staaten. Im Hinblick auf die Qualität der Ortsdatei erfolgten sowohl automatisierte als auch manuelle Qualitätskontrollen und Verbesserungen. Beispielsweise wurden mittels WebScraping potenziell fehlerhafte Verknüpfungen identifiziert und manuell korrigiert (Feuerhake und andere, 2020). Derzeit wird geprüft, ob die Daten von OpenStreetMap die Qualität der Ortsdatei weiter verbessern können.

Jedoch können in der Ortsdatei auch weiterhin fehlerhafte Verknüpfungen auftreten oder Ortsnamen beziehungsweise relevante Schreibweisen von Ortsnamen fehlen. Die Ortsdatei befindet sich vor diesem Hintergrund in einem laufenden Qualitätssicherungsprozess und dürfte perspektivisch, vor allem durch den Zensus im Jahr 2022, weitere Verbesserungen im Hinblick auf Qualität und Vollständigkeit erfahren.

Durch den Vergleich mit der Ortsdatei kann eine erste Einschätzung der Qualität der Angaben zu Geburtsort und Geburtsstaat im AZR erfolgen. Zu rund 7,6 Millionen registrierten ausländischen Staatsangehörigen enthält das AZR sowohl einen Orts- als auch einen Staatseintrag (siehe Tabelle 1). Diese Kombinationen können mit den Angaben in der Ortsdatei abgeglichen werden. Für rund 92,7 % findet sich dabei eine entsprechende Geburtsort-Geburtsstaat-Verknüpfung in der Ortsdatei. Für die verbleibenden 7,3 % gibt es keine Entsprechung in der Ortsdatei.

Die Fälle ohne Entsprechung in der Ortsdatei zeigen, dass im AZR häufig deutsche Geburtsorte fälschlicherweise mit dem Ausland verknüpft sind. Hierbei könnte es sich um Verwechslungen zwischen Geburtsstaat und Staatsangehörigkeit einer Person bei der Erfassung handeln. Weiterhin sind Abweichungen zur Ortsdatei darauf zurückzuführen, dass im AZR Geburtsorte teilweise noch Staaten zugeordnet werden, die nicht mehr existieren oder denen sie heute nicht mehr angehören (zum Beispiel im ehemaligen Jugoslawien). Letztlich sind der Kreativität bei Eingaben in Freitextfeldern keine Grenzen gesetzt. So entstehen auch einige Fälle von eigentlich korrekten Geburtsortsangaben, die der Ortsdatei noch nicht bekannt sind. Die Qualitätsbewertung der Angaben zu Geburtsort und Geburtsstaat im AZR enthält [Übersicht 1](#).

Übersicht 1

Qualitätsbewertung der Merkmale Geburtsort und Geburtsstaat

Qualitätskriterium	Geburtsort	Geburtsstaat
Pflichtangabe	ja	nein
Vollständigkeit	vollständig (0,4 % missing)	unvollständig (33,2 % missing)
Standardisierung	unstrukturierte Erfassung als Freitext ohne Plausibilitätskontrolle	strukturierte Erfassung als ISO 3166 ALPHA-3-Code
Inhaltliche Korrektheit	teilweise Angaben ohne semantischen Inhalt, mit Schreibfehlern, in unterschiedlichen Schreibweisen oder unterschiedlichen Sprachen	teilweise Angaben von zweistelligen ISO-Codes
Eindeutigkeit	problematisch wegen mehrdeutiger Ortsangaben, zum Beispiel Neustadt	ja, eindeutige ISO-Codes
Konsistenz der Kombinationen	Inkonsistente Kombinationen (7,3 %): > deutsche Orte mit dem ausländischen Staat verknüpft > fehlende Schreibweisen in Ortsdatei > Zuweisungen zu ehemaligen Staaten	

4

Aufbereitung der Angaben zum Geburtsstaat

Mit den vorhandenen Angaben zum Geburtsort und -staat von ausländischen Staatsangehörigen im AZR ist es möglich, mithilfe geeigneter Signierungs- und Plausibilisierungsmethoden belastbare Daten zu produzieren. Dabei hängt die Qualität der aufbereiteten Daten maßgeblich von der Vollständigkeit und Qualität der Angaben in der Ortsdatei ab. Mit einer vollständigen und korrekten Ortsdatei als Leitdatei kann eine Integration der neuen Merkmale in die Datenaufbereitung der Ausländerstatistik erfolgen. Damit steht die Ortsdatei auch im Zentrum der Datenaufbereitung.

Um einen Vergleich mit der Ortsdatei zu ermöglichen, erfolgt zunächst eine Standardisierung. Hierbei wird der gelieferte ISO-Staatencode zu dem in der amtlichen Statistik verwendeten Staatencode der Staats- und Gebietssystematik umgewandelt (Statistisches Bundesamt, 2022). Die Freitextangaben zum Geburtsort werden standardisiert³ und Einträge ohne semantischen Inhalt aussortiert. Beim anschließenden Vergleich mit der Ortsdatei gelten nur jene Ort-Staat-Kombinationen als plausibel, die in der Ortsdatei enthalten sind. Ist einem Ort in der Ortsdatei ein abweichender Staat zugeordnet, wird die Zuweisung im AZR korrigiert. Im Sinne einer minimal-

³ Beispielsweise werden UTF-8-Sonderzeichen in Latin1-kompatible Zeichen umgewandelt und gebräuchliche Abkürzungen (zum Beispiel USA) aufgelöst.

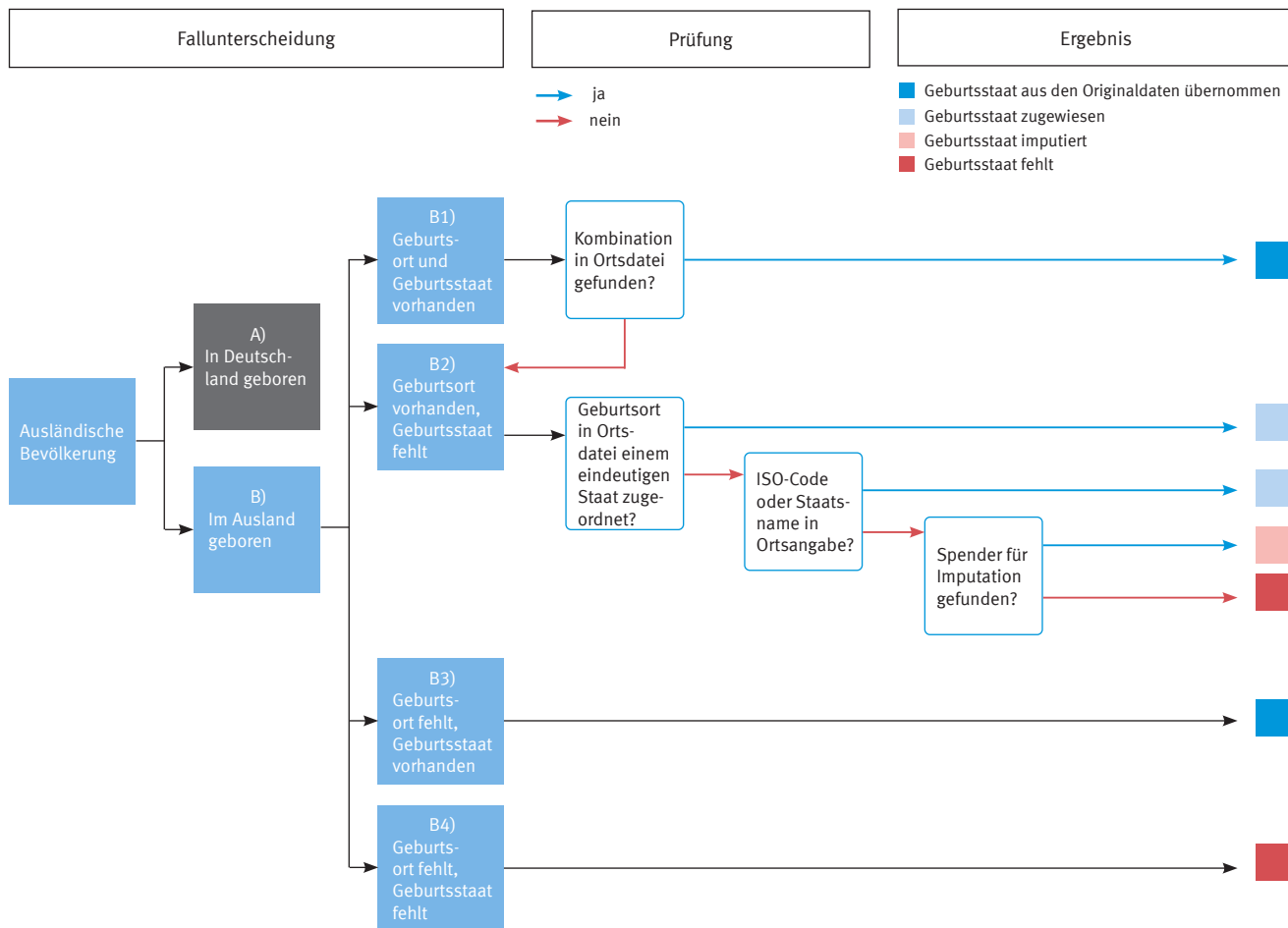
invasiven Aufbereitung beschränken sich Imputationen von Geburtsstaaten auf Fälle, in denen die Ortsangaben in der Ortsdatei mehr als einem Staat zugeordnet sind und keinen Hinweis auf einen konkreten Staat liefern. Den Ablauf der Datenaufbereitung, auf die im Folgenden genauer eingegangen wird, zeigt [Grafik 1](#).

Dazu wird zunächst die Gruppe der in Deutschland geborenen ausländischen Staatsangehörigen von derjenigen der im Ausland geborenen ausländischen Staatsangehörigen getrennt. Diese Aufteilung erfolgt anhand eines binären Indikators in den AZR-Daten, der anzeigt, ob eine Person mit ausländischer Staatsangehörigkeit in Deutschland geboren wurde oder eingewandert ist.⁴ Damit ist diese Zuordnung unabhängig von den Angaben zum Geburtsort und Geburtsstaat. Ende 2020 waren von den 11,4 Millionen registrierten ausländischen Staatsangehörigen nach diesem Indikator rund 1,5 Millionen in Deutschland geboren (Tabelle 2: QS-Kennung 1). Die weiteren Aufbereitungsschritte beziehen sich demnach auf die verbleibenden 9,9 Millionen im Ausland geborenen ausländischen Staatsangehörigen. Der Ablauf dieser Schritte ist nach einer Fallunterscheidung strukturiert, die Datensätze danach unterscheidet, ob potenziell verwertbare Angaben zu Geburtsort und Geburtsstaat vorliegen.

⁴ Dieser Indikator beruht auf einem Abgleich zwischen Geburtsdatum und Ersteinreisedatum. Bei in Deutschland geborenen ausländischen Kindern wird bei der Registrierung im AZR das Geburtsdatum als Ersteinreisedatum eingetragen. Bei eingewanderten ausländischen Staatsangehörigen entspricht das Ersteinreisedatum nicht dem Geburtsdatum.

Grafik 1

Ablauf der Datenaufbereitung der Merkmale Geburtsort und Geburtsstaat aus dem Ausländerzentralregister



2022 - 0092

Eintrag zum Geburtsort und zum Geburtsstaat vorhanden

Ist für im Ausland geborene ausländische Staatsangehörige sowohl eine Angabe zum Geburtsort als auch eine Angabe zum Geburtsstaat vorhanden, wird die Kombination anhand eines Abgleichs mit der Ortsdatei zunächst auf Plausibilität überprüft. Entspricht die Kombination aus Geburtsort und Geburtsstaat einem Eintrag in der Ortsdatei, wird sie als plausibel eingestuft (Tabelle 2: QS-Kennung 2). Findet sich die Kombination nicht in der Ortsdatei wieder, erfolgen weitere Aufbereitungsschritte: Zunächst wird geprüft, ob sich die Angabe zum Geburtsort in Kombination mit einem anderen Geburtsstaat in der Ortsdatei wiederfindet. Dabei wird angenommen, dass ein vorhandener Eintrag zum Geburtsort zuverlässiger ist als der dazu eingetragene Geburtsstaat, da bei der Erfassung des Geburtsstaats durch potenzielle Verwechslungen mit der Staatsangehörigkeit eine höhere Wahrscheinlichkeit für Fehlerfassungen besteht. Daher wird in diesen Fällen der Geburtsstaat aus der Ortsdatei übernommen (Tabelle 2: QS-Kennung 3).

Findet sich der registrierte Geburtsort nicht in der Ortsdatei oder existieren mehrere potenzielle Staaten zu einem Ortsnamen, wird überprüft, ob die Freitextangaben zum Geburtsort einen Hinweis auf einen konkreten Geburtsstaat enthalten. Häufig wird bei den Angaben zum Geburtsort im Freitext zusätzlich der Name oder der ISO-Code eines Staates erfasst. Finden sich in der Freitextangabe ein ISO-Code oder Staatenname aus der Staats- und Gebietssystematik (Statistisches Bundes-

Tabelle 2

Ergebnisse der Datenaufbereitung

QS-Kennung	Beschreibung	Häufigkeit	Prozent
1 bis 14	Ausländische Bevölkerung	11 432 460	100
1	A) In Deutschland geboren ¹	1 509 335	13,2
2 bis 14	B) Im Ausland geboren	9 923 125	86,8
2 bis 7	B1) Angabe zu Geburtsort: ja, Geburtsstaat: ja	6 819 120	59,6
2	Kombination plausibel	6 327 680	55,3
3 bis 7	Kombination nicht plausibel	491 440	4,3
3	Zuweisung über Geburtsort anhand Ortsdatei	80 415	0,7
4	Staatenname in Ortsangabe	6 130	0,1
5	Staatencode in Ortsangabe	10 870	0,1
6	Geburtsstaat konnte imputiert werden	30 205	0,3
7	Geburtsstaat konnte nicht imputiert werden	363 820	3,2
8 bis 12	B2) Angabe zu Geburtsort: ja, Geburtsstaat: nein	3 064 250	26,8
8	Zuweisung über Geburtsort anhand Ortsdatei	1 914 245	16,7
9	Staatenname in Ortsangabe	12 670	0,1
10	Staatencode in Ortsangabe	6 805	0,1
11	Geburtsstaat konnte imputiert werden	818 195	7,2
12	Geburtsstaat konnte nicht imputiert werden	312 335	2,7
13	B3) Angabe zu Geburtsort: nein, Geburtsstaat: ja	25 530	0,2
14	B4) Angabe zu Geburtsort: nein, Geburtsstaat: nein	14 225	0,1

68,8% **Angaben aus den Originaldaten**

17,8% **Zuweisungen anhand von Leitdateien**

7,4% **imputierte Angaben**

6,0% **fehlende Angaben**

1 Die Zuordnung erfolgt anhand eines Abgleiches zwischen Geburtsdatum und Ersteinreisedatum.

Bei der Registrierung von in Deutschland geborenen ausländischen Kindern wird im Ausländerzentralregister das Geburtsdatum als Ersteinreisedatum eingetragen.

amt, 2022) wird dieser als Geburtsstaat übernommen (Tabelle 2: QS-Kennungen 4 und 5).

Liefert auch dieser Abgleich keinen Hinweis auf einen konkreten Geburtsstaat, gilt der Datensatz als ein Datensatz mit Angabe zum Geburtsort, aber ohne Angabe zum Geburtsstaat. Es erfolgt (sofern möglich) wie im folgenden Abschnitt beschrieben, eine Imputation des Geburtsstaats (Tabelle 2: QS-Kennungen 6 und 7).

Eintrag zum Geburtsort, aber kein Eintrag zum Geburtsstaat vorhanden

Fehlt der Eintrag zum Geburtsstaat im AZR, während ein Geburtsort vorhanden ist, wird zunächst geprüft, ob für den Ortsnamen eine eindeutige Verknüpfung zu einem Staat in der Ortsdatei besteht. Ist dies der Fall, wird der entsprechende Geburtsstaat übernommen (Tabelle 2: QS-Kennung 8). Anderenfalls wird auch in diesen Fällen in Betracht gezogen, dass in der Freitextangabe zum Geburtsort der Name (Tabelle 2: QS-Kennung 9) oder ISO-Code (Tabelle 2: QS-Kennung 10) des Geburtsstaats

eingetragen worden sein könnte. Findet sich über diese regelbasierten Abgleiche kein eindeutiger Geburtsstaat, kommt ein probabilistisches Random Hot-Deck-Verfahren zum Einsatz.

Dieses Imputationsverfahren sucht für jeden Datensatz mit fehlendem Geburtsstaat (Empfänger) einen möglichst ähnlichen Datensatz mit Angabe zum Geburtsstaat (Spender). Das Verfahren macht sich zunutze, dass die fehlende Geburtsstaatszuordnung einer Person bei anderen vergleichbaren Personen potenziell vorliegen kann. Als vergleichbar gelten in diesem Kontext Personen mit gleichem Geburtsort und gleicher Staatsangehörigkeit. Dabei sind alle vollständigen und als plausibel bewerteten Datensätze potenzielle Spenderdatensätze.

Damit orientiert sich das Verfahren an den Verteilungen, die in den bereits plausibilisierten AZR-Daten beobachtet werden und erhält diese auch bei der Zuteilung von bisher unbekanntem Geburtsstaaten. Soll beispielsweise für eine Person mit französischer Staatsangehörigkeit (Person A in Tabelle 3) und Geburtsort Paris ein

Geburtsstaat imputiert werden, liefert die Verteilung der Geburtsstaaten von Französisinnen und Franzosen mit Geburtsort Paris die benötigte Wahrscheinlichkeitsverteilung. So wurden im Beispiel in Tabelle 3 vier der fünf französischen Staatsangehörigen mit Geburtsort Paris und mit Angaben zum Geburtsstaat (Spender) in Frankreich geboren. Entsprechend würde Person A mit einer Wahrscheinlichkeit von 80 % Frankreich und mit 20 % die Vereinigten Staaten zugewiesen. Handelte es sich, wie bei Person B, um eine Person mit US-amerikanischer Staatsangehörigkeit, würden gemäß der beobachteten Verteilung mit 33 % Frankreich und mit 67 % die Vereinigten Staaten als Geburtsstaat zugewiesen.

↘ [Tabelle 3](#)

Tabelle 3

Probabilistische Imputation

	Staatsangehörigkeit	Geburtsort	Geburtsstaat
Empfänger			
Person A	französisch	Paris	N/A
Person B	US-amerikanisch	Paris	N/A
Spender			
Person C	französisch	Paris	USA
Person D	französisch	Paris	FRA
Person E	französisch	Paris	FRA
Person F	französisch	Paris	FRA
Person G	französisch	Paris	FRA
Person H	US-amerikanisch	Paris	USA
Person I	US-amerikanisch	Paris	USA
Person J	US-amerikanisch	Paris	FRA

Kann über passende Spenderdatensätze eine solche Wahrscheinlichkeitsverteilung abgeleitet werden, ist die Imputation erfolgreich (Tabelle 2: QS-Kennung 11). Finden sich keine passenden Spenderdatensätze, kann kein Geburtsstaat ergänzt werden und der Datensatz zählt zu den Antwortausfällen (Tabelle 2: QS-Kennung 12).

Kein Eintrag zum Geburtsort

Sofern kein Geburtsort, aber ein gültiger ISO-Code als Geburtsstaat eingetragen ist, wird dieser als plausibel betrachtet und verwendet (Tabelle 2: QS-Kennung 13).

Datensätze ohne Angabe zu Geburtsort und Geburtsstaat werden als komplette Antwortausfälle (Unit-Nonresponse) betrachtet und nicht weiter aufbereitet. Auf eine wahrscheinlichkeitbasierte Zuordnung über die Staats-

angehörigkeit wird auch aufgrund der geringen Fallzahl (0,1 %) verzichtet (Tabelle 2: QS-Kennung 14).

Fallkonstellationen im Überblick

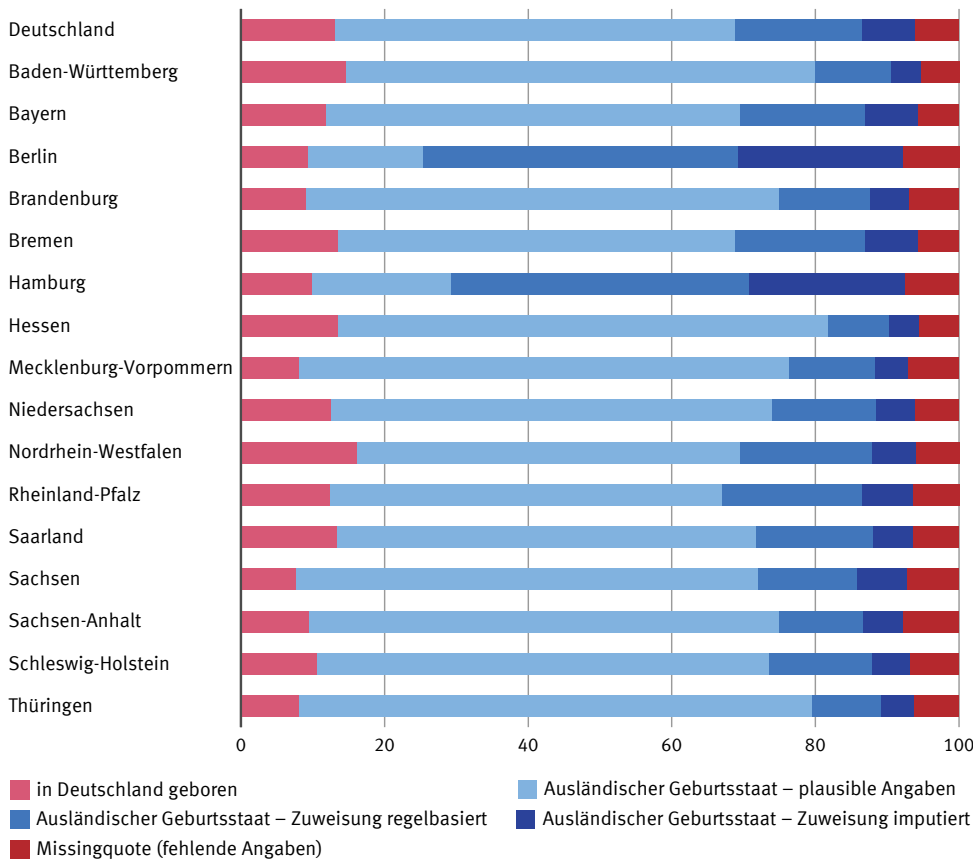
Tabelle 2 fasst die beschriebenen Fallkonstellationen zusammen und liefert damit eine Übersicht des Ergebnisses der Aufbereitung der AZR-Daten zum 31. Dezember 2020. Insgesamt wurden 68,8 % aller Geburtsstaatsangaben aus den Originaldaten übernommen.¹⁵ In 17,8 % der Fälle konnte ein fehlender Geburtsstaat anhand der Angabe zum Geburtsort über eine Leitdatei abgeleitet werden. Für 7,4 % der ausländischen Bevölkerung wurde der Geburtsstaat anhand der beobachteten Verteilung bei Personen mit gleichem Geburtsort und gleicher Staatsangehörigkeit imputiert (Imputationsquote).¹⁶ Mit letztlich rund 6,0 % verbleibenden fehlenden Angaben (Missingquote) hat die Aufbereitung insgesamt eine deutliche Qualitätssteigerung erwirkt.

Die bundesweiten Ergebnisse überlagern dabei deutliche Unterschiede zwischen den Bundesländern. Besonders Berlin und Hamburg liegen mit Imputationsquoten von 22,9 beziehungsweise 21,8 % deutlich über dem Bundesdurchschnitt. Ohne diese beiden Ausreißer liegt die durchschnittliche Imputationsquote in den übrigen Ländern bei 5,7 %. Grund für diese große Abweichung ist, dass die Erfassung des Geburtsstaats bei der Registrierung von ausländischen Staatsangehörigen im AZR in Hamburg und Berlin vergleichsweise selten erfolgt: In Berlin weisen nur 16,0 % der registrierten ausländischen Staatsangehörigen eine plausible Angabe zum Geburtsstaat auf, in Hamburg liegt dieser Wert bei 19,3 %. Der entsprechende Durchschnitt der anderen Bundesländer liegt bei 59,9 %. Die dennoch geringen Missingquoten für Berlin und Hamburg lassen sich darauf zurückführen, dass im Zuge der Aufbereitung die Pflichtangaben zum Geburtsort genutzt werden können, um den fehlenden Geburtsstaat zuzuweisen. Die hierzu notwendigen Beispiele korrekter Ort-Staat-Kombinationen liefern die plausiblen Angaben aller Bundesländer. ↘ [Grafik 2](#)

- 5 Davon für 13,20 % der Geburtsstaat Deutschland auf Grundlage des Abgleichs von Geburtsdatum und Ersteinreisdatum, für 55,35 % ein ausländischer Geburtsstaat auf Grundlage plausibler Kombinationen der Merkmale Geburtsort und Geburtsstaat und für 0,22 % ein ausländischer Geburtsstaat auf der Grundlage einer Angabe zum Geburtsstaat ohne Angabe zum Geburtsort.
- 6 Davon 0,26 % Fälle mit nicht plausibler Kombination von Geburtsort und Geburtsstaat und 7,16 % mit fehlender Angabe zum Geburtsstaat.

Grafik 2

Ergebnisse der Aufbereitung der Daten aus dem Ausländerzentralregister zu Geburtsstaaten zum 31. Dezember 2020
in %



2022 - 0093

5

Auswertungen der Angaben zum Geburtsstaat

Auf Basis der aufbereiteten Daten lassen sich Auswertungen nach Staatsangehörigkeit und Auswertungen nach Geburtsstaat gegenüberstellen. Mit der Reform des Staatsangehörigkeitsgesetzes Anfang 2000 hat der deutsche Gesetzgeber neben dem Abstammungsprinzip (*ius sanguinis*) das Geburtsortsprinzip (*ius soli*) eingeführt. Seither können in Deutschland geborene Kinder ausländischer Eltern unter bestimmten Voraussetzungen die deutsche Staatsangehörigkeit erwerben. Zu den Voraussetzungen zählt, dass ein Elternteil seit mindestens acht Jahren rechtmäßig seinen gewöhnlichen Aufenthalt

in Deutschland hat und ein unbefristetes Aufenthaltsrecht besitzt (§ 4 Absatz 3 Staatsangehörigkeitsgesetz). Mit der Einführung des Geburtsortsprinzips ging die Zahl der in Deutschland ohne deutsche Staatsangehörigkeit geborenen Kinder zunächst deutlich zurück (Bundesamt für Migration und Flüchtlinge, 2020). Seit 2016 werden wieder deutlich mehr Kinder ohne deutsche Staatsangehörigkeit in Deutschland geboren. Eine Ursache dafür ist, dass die in den Jahren 2014 bis 2016 eingereisten Schutzsuchenden als Eltern die Mindestaufenthaltsdauer von acht Jahren noch nicht erfüllen können.

➤ **Tabelle 4** stellt den zehn häufigsten Staatsangehörigkeiten die zehn am häufigsten angegebenen Geburtsstaaten gegenüber. Dabei zeigt sich, dass Deutschland Ende 2020 der häufigste Geburtsstaat ausländischer Personen war (13 %). Außerdem fällt auf, dass sich die

Tabelle 4

Häufigste Geburtsstaaten und häufigste Staatsangehörigkeiten von im Ausländerzentralregister enthaltenen ausländischen Staatsangehörigen zum 31. Dezember 2020

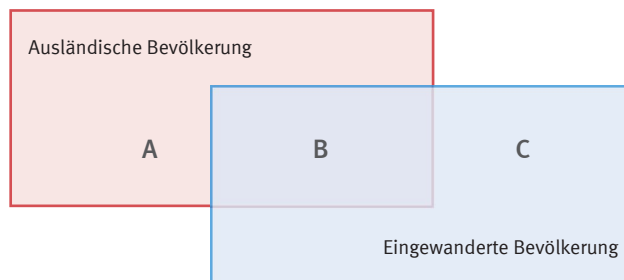
Rang	Geburtsstaat	Ausländische Staatsangehörige		Rang	Staatsangehörigkeit	Ausländische Staatsangehörige		Davon geboren in:		
		Anzahl	%			Anzahl	%	Deutschland	Staat der Staatsangehörigkeit	anderem Staat
Insgesamt		11 432 460	100	Insgesamt		11 432 460	100	X	X	X
1	Deutschland	1 509 335	13,2	1	Türkei	1 461 910	12,8	26,8	69,2	4,0
2	Türkei	1 028 560	9,0	2	Polen	866 690	7,6	6,1	90,6	3,3
3	Polen	792 765	6,9	3	Syrien	818 460	7,2	12,3	77,7	10,0
4	Syrien	687 430	6,0	4	Rumänien	799 180	7,0	7,3	77,3	15,4
5	Rumänien	628 240	5,5	5	Italien	648 360	5,7	24,1	62,4	13,5
6	Italien	427 860	3,7	6	Kroatien	426 845	3,7	12,9	51,3	35,7
7	Bulgarien	324 620	2,8	7	Bulgarien	388 700	3,4	7,3	82,7	10,0
8	Bosnien und Herzegowina	286 150	2,5	8	Griechenland	364 285	3,2	20,3	61,3	18,4
9	Griechenland	232 540	2,0	9	Afghanistan	271 805	2,4	9,9	74,3	15,8
10	Kroatien	231 585	2,0	10	Russische Föderation	263 300	2,3	5,3	73,6	21,1

Rangfolge der Staaten verändert, je nachdem, ob die Staatsangehörigkeit oder der Geburtsstaat als Indikator für die Herkunft einer Person herangezogen wird. Die kroatische Staatsangehörigkeit ist beispielsweise die am sechsthäufigsten vertretene ausländische Staatsangehörigkeit, liegt aber bei den häufigsten Geburtsstaaten nur auf dem zehnten Rang. Hintergrund ist, dass nur etwas mehr als die Hälfte der im AZR registrierten Kroatinnen und Kroaten auch in Kroatien geboren wurden. Knapp 13% der kroatischen Staatsangehörigen wurde in Deutschland geboren, rund 25% in Bosnien und Herzegowina und 11% in anderen Staaten.

Um die Qualität der aufbereiteten Daten extern zu validieren, können die Ergebnisse mit Auswertungen aus dem Mikrozensus verglichen werden. Hierbei ist zu beachten, dass bei den Auswertungen zum Thema Einwanderung und Geburtsstaat aus dem AZR nur ausländische Staatsangehörige betrachtet werden können. Deutsche Staatsangehörige (dazu zählen auch Personen mit einer deutschen und einer ausländischen Staatsangehörigkeit) sind in den AZR-Daten nicht enthalten. [↘ Grafik 3](#) Damit berücksichtigen die Auswertungen aus dem AZR beispielsweise keine Personen, die im Ausland geboren wurden und nach ihrer Einwanderung eingebürgert wurden (Gruppe C). Der Mikrozensus als repräsentative Befragung der gesamten Bevölkerung hingegen enthält auch diese Gruppe.

Grafik 3

Bevölkerungsgruppen nach Geburtsstaat im Ausländerzentralregister und im Mikrozensus



Gruppe A: Im Inland geborene ausländische Bevölkerung
 Gruppe B: Eingewanderte ausländische Staatsangehörige
 Gruppe C: Eingewanderte deutsche Staatsangehörige

2022 - 0094

Für einen Vergleich der Ergebnisse zum Geburtsstaat im AZR und im Mikrozensus können demnach im Inland geborene (Gruppe A) und im Ausland geborene (Gruppe B) Ausländerinnen und Ausländer herangezogen werden. Wegen der Corona-Pandemie bestehen für den Mikrozensus 2020 Qualitätseinschränkungen im Hinblick auf die gewohnte fachliche Auswertungstiefe (Statistisches Bundesamt, 2021a). Aus diesem Grund wurden Daten des Mikrozensus 2019 für den Vergleich herangezogen. [↘ Tabelle 5](#) stellt die Anteile der im Inland und im Ausland geborenen ausländischen Bevölkerung sowie die relative Verteilung einzelner Geburtsstaaten aus beiden Datenquellen gegenüber.

Tabelle 5

Ergebnisse des AZR-Mikrozensus-Vergleichs

	Auswertung aus dem Ausländerzentralregister zum 31. Dezember 2020	Ergebnis des Mikrozensus 2019	Differenz
	%		Prozentpunkte
Ausländische Bevölkerung insgesamt	100	100	0,0
Im Inland geboren	13,3	15,5	- 2,2
Im Ausland geboren	86,7	84,5	2,2
darunter:			
Mit Angabe zum Geburtsstaat	93,0	99,8	- 6,8
Türkei	11,1	11,4	- 0,3
Polen	8,6	8,3	0,3
Syrien	7,4	7,9	- 0,5
Rumänien	6,8	5,6	1,2
Italien	4,6	5,7	- 1,0
Bulgarien	3,5	2,9	0,6
Bosnien und Herzegowina	3,1	3,1	0,0
Griechenland	2,5	3,2	- 0,7
Kroatien	2,5	3,0	- 0,5
Russische Föderation	2,5	2,8	- 0,3
Kosovo	2,4	2,5	0,0
Irak	2,4	2,3	0,0
Afghanistan	2,2	2,1	0,1
Serbien	2,0	2,1	- 0,1
Ungarn	1,8	1,8	0,0
Österreich	1,6	1,9	- 0,3
China	1,5	1,4	0,1
Iran, Islamische Republik	1,5	1,2	0,2
Ukraine	1,4	1,6	- 0,1
Spanien	1,3	1,4	- 0,1
Sonstige Staaten	29,1	27,7	1,4

↳ Nachweis des Geburtsstaats im AZR und im Mikrozensus

Bei einem Vergleich von Ergebnissen aus Mikrozensus und AZR sind generell folgende Einschränkungen zu beachten: Der Mikrozensus ist eine repräsentative Bevölkerungsbefragung auf Basis einer Stichprobe. Die Zahlen aus dem AZR hingegen entsprechen einer Vollerhebung. Die Hochrechnung des Mikrozensus erfolgt mit den Ergebnissen der Bevölkerungsfortschreibung. Zwischen Bevölkerungsfortschreibung und AZR bestehen deutliche Abweichungen im Hinblick auf die absolute Größe der ausländischen Bevölkerung (Statistisches Bundesamt, 2021b). Darüber hinaus wird im Mikrozensus nur die Bevölkerung in Privathaushalten zum Geburtsstaat befragt, während im AZR auch Personen in Gemeinschaftsunterkünften enthalten sind.

Der Anteil an Eingewanderten unter der ausländischen Bevölkerung liegt im Mikrozensus mit 84,5% um 2,2 Prozentpunkte unter dem Ergebnis der AZR-Daten. Im Hinblick auf die häufigsten Geburtsstaaten identifiziert der Mikrozensus nahezu die gleichen Staaten wie das AZR. Auch die Rangfolgen und die Verteilungen zeigen ein vergleichbares Bild. Diese Übereinstimmung – trotz der großen Unterschiede in der Erhebungsmethodik – ist ein starker Indikator für die Validität der aus dem AZR aufbereiteten Daten.

6

Ausblick: Mögliche Geokodierung von Geburtsorten mit OpenStreetMap

Angaben zum Geburtsort von ausländischen Staatsangehörigen im AZR bieten einen Indikator für die Herkunft einer Person innerhalb der nationalen Grenzen. Sie liefern damit vielfältige Möglichkeiten zur Erweiterung des Auswertungspotenzials der Ausländerstatistik und der Statistik über Schutzsuchende. Die zuverlässige Bestimmung des korrekten Geburtsstaats ist eine notwendige Voraussetzung zur eindeutigen Identifikation eines Geburtsortes. Für die Geokodierung von Ortsangaben müssen konzeptionell drei weitere Schritte erfolgen: Gazetteer Matching, Toponym Resolution und Geokodierung. Einen guten Überblick bietet Leidner (2008).

Im Rahmen des Gazetteer Matchings wird festgestellt, welche potenziellen geografischen Orte mit einem Ortsnamen gemeint sein könnten (Goldberg und andere, 2007). Damit ist das Gazetteer Matching vergleichbar mit dem Suchen von Ortsnamen in einem Ortsverzeichnis (englisch: Gazetteer). Als weltweites Ortsverzeichnis können die Geodaten von OpenStreetMap (OSM) direkt oder aus einer vorher mittels OSM-Daten geokodierten Ortsdatei herangezogen werden.

Die OpenStreetMap-Community sammelt seit 2004 weltweite Geoinformationen und stellt diese als Open Data zur Verfügung. Vergleichbar mit der freien Enzyklopädie Wikipedia werden die Informationen freiwillig und ohne kommerzielle Interessen von einer offenen Community gesammelt und laufend aktualisiert.

Die Datenqualität ist dabei regional unterschiedlich und hängt stark davon ab, wie aktiv die jeweiligen Editorinnen und Editoren sind. Für den Zeitraum 2013 bis 2019 identifizieren Seto und andere (2020) die aktivsten Communities in Deutschland, in der Russischen Föderation und in den Vereinigten Staaten. Seit dem verheerenden Erdbeben in Haiti im Jahr 2010 sind die regionalen Unterschiede im Hinblick auf den Zugang zu Geodaten vermehrt in den Fokus gerückt. Seitdem schließt die OSM-Community, zu der auch zahlreiche Hilfsorganisationen wie das Rote Kreuz zählen, im Rahmen des sogenannten humanitären Mapping gezielt Lücken in den Geodaten in weniger entwickelten Regionen der Welt (Herfort und andere, 2020).

Ergebnis des Gazetteer Matchings ist eine Liste potenzieller geografischer Orte, die mit einem Ortsnamen (Toponym) gemeint sein könnten. Im Rahmen der Toponym Resolution (Ortsnamenauflösung) wird für diese Kandidaten eine Wahrscheinlichkeitsverteilung bestimmt (DeLozier und andere, 2015). Hierfür können die Häufigkeitsverteilungen in den vorhandenen Daten herangezogen werden. Dabei wird die Mehrdeutigkeit von Ortsangaben durch identifizierende Namenszusätze, wie der zusätzlichen Nennung des Bundesstaats oder eines Flusses, genutzt. Beispielsweise würde die Wahrscheinlichkeit, dass mit der Angabe „Frankfurt“ als Geburtsort „Frankfurt am Main“ gemeint ist, über die relative Häufigkeit der Angabe von „Frankfurt am Main“ geschätzt.

$$P(\text{Ort}=\text{Frankfurt am Main, DE} \mid \text{Name}=\text{Frankfurt, Staat}=\text{DE}) \\ = h(\text{Frankfurt am Main, DE} \mid \text{Staat}=\text{DE})$$

Die anschließende Geokodierung kann online über eine Programmierschnittstelle (englisch: Application Programming Interface – API) erfolgen. Ein wesentlicher Vorteil der Nutzung einer API ist, dass diese teilweise Funktionen zur automatisierten Vervollständigung (Autocomplete) anbieten, die automatisch kleinere Schreibfehler korrigieren und unterschiedliche Schreibweisen eines Orts erkennen. Damit ersetzt die Autocomplete-Funktion aufwendige nutzerseitige Vorverarbeitung (Preprocessing). Die Erprobung dieses Konzepts in einer Machbarkeitsstudie steht noch aus.

7


Fazit

In diesem Beitrag wurde die Aufbereitung der Merkmale Geburtsstaat und Geburtsort aus dem Ausländerzentralregister für deren Verwendung in der amtlichen Statistik vorgestellt. Angaben zum Geburtsort sind im Ausländerzentralregister fast vollständig erfasst, allerdings erfolgt die Erfassung unstrukturiert als Freitextangabe. Angaben zum Geburtsstaat hingegen werden standardisiert als ISO-Code erfasst, diese Angaben sind allerdings in erheblichem Umfang unvollständig.

In einem ersten Schritt hat das Statistische Bundesamt ein Konzept zur Aufbereitung der Angaben zum Geburtsstaat erarbeitet. In diesem Konzept spielt der im Statis-

tischen Bundesamt geführte Vergleichsdatenbestand an weltweiten Ortsnamen und zugewiesenen Staaten eine zentrale Rolle. Die Qualität der aufbereiteten Daten hängt maßgeblich von der Qualität dieser Leitdatei ab.

Die Ergebnisse der Aufbereitung der Daten des Ausländerzentralregisters zum Jahresende 2020 sind vielversprechend. Für im Ausland geborene ausländische Staatsangehörige konnte der Anteil an fehlenden (26,8%) oder nicht plausiblen (4,3%) Angaben zum Geburtsstaat von insgesamt 31,1% in den Rohdaten auf 6,0% in den aufbereiteten Daten verringert werden. Damit wurde die Datenqualität der Verwaltungsdaten für die statistische Nutzung wesentlich verbessert. Die gute Vergleichbarkeit mit Auswertungen zum Geburtsstaat aus dem Mikrozensus zeigt die Belastbarkeit der aufbereiteten Daten.

In einem zweiten Schritt könnten die Angaben zu den Geburtsorten geokodiert werden. Durch die Geokodierung kann die Herkunft einer Person besser lokal definiert werden, was neue Auswertungsmöglichkeiten auf kleinräumigerer Ebene eröffnet. Ein potenzielles Aufbereitungskonzept könnte auf den Geodaten von OpenStreetMap basieren. 

LITERATURVERZEICHNIS

Bundesamt für Migration und Flüchtlinge. *Migrationsbericht 2020*. [Zugriff am 1. März 2022]. Verfügbar unter: www.bamf.de

DeLozier, Grant/Baldrige, Jason/London, Loretta. *Gazetteer-independent toponym resolution using geographic word profiles*. In: Twenty-Ninth AAAI Conference on Artificial Intelligence. 2015. Seite 2382 ff.

Feuerhake, Jörg/Lange, Kerstin/Siegismund, Annelen/Vigneau, Elsa. *Kodierung des Geburtsstaats in der Wanderungsstatistik*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2020, Seite 98 ff.

Fleischer, Henning. *Entwicklung der Ausländerzahl seit 1987*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 9/1989, Seite 594 ff.

Goldberg, Daniel W./Wilson, John P./Knoblock, Craig A. *From text to geographic coordinates: the current state of geocoding*. In: URISA Journal. Jahrgang 19. Ausgabe 1/2007, Seite 33 ff.

Herfort, Benjamin/Lautenbach, Sven/Porto de Albuquerque, João/Anderson, Jennings/Zipf, Alexander. *The evolution of humanitarian mapping within the OpenStreetMap community*. In: Scientific Reports. Jahrgang 11. Artikel 3037/2021.

Leidner, Jochen L. *Toponym Resolution in Text: Annotation, Evaluation and Applications of Spatial Grounding of Place Names*. 2007.

Seto, Toshikazu/Kanasugi, Hiroshi/Nishimura, Yuichiro. *Quality verification of volunteered geographic information using osm notes data in a global context*. 2020. In: International Journal of Geo-Information. Jahrgang 9. Ausgabe 6/2020, Seite 372 ff.

Statistische Ämter des Bundes und der Länder. *Gemeindeverzeichnis-Online*. [Zugriff am 10. März 2022]. Verfügbar unter: www.statistikportal.de

Statistisches Bundesamt. *Digitale Agenda des Statistischen Bundesamtes. 03/2019*. [Zugriff am 8. März 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Qualitätsbericht Ausländerstatistik*. 2021a. [Zugriff am 1. März 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Ausländische Bevölkerung*. 2021b. [Zugriff am 1. März 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Staats- und Gebietssystematik*. [Zugriff am 1. März 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz über das Ausländerzentralregister (AZR-Gesetz) vom 2. September 1994 (BGBl. I Seite 2265), das zuletzt durch Artikel 8 des Gesetzes vom 9. Juli 2021 (BGBl. I Seite 2467) geändert worden ist.

Staatsangehörigkeitsgesetz (StAG) in der im Bundesgesetzblatt Teil III, Gliederungsnummer 102-1, veröffentlichten bereinigten Fassung, das zuletzt durch Artikel 1 des Gesetzes vom 12. August 2021 (BGBl. I Seite 3538) geändert worden ist.

Zweites Gesetz zur Verbesserung der Registrierung und des Datenaustausches zu aufenthalts- und asylrechtlichen Zwecken (Zweites Datenaustauschverbesserungsgesetz – 2. DAVG) vom 4. August 2019 (BGBl. I Seite 1131).



Isabella Möllers

hat Volkswirtschaftslehre an den Universitäten in Bonn und Osnabrück studiert und arbeitet als wissenschaftliche Mitarbeiterin im Referat Aufwandsermittlungen und Verfahrensanalysen für Bessere Rechtsetzung des Statistischen Bundesamtes. Sie ist insbesondere für die Konzeption und Durchführung von Projekten im Bereich der Landwirtschaft zuständig.



Mireille Frisch

ist Politikwissenschaftlerin und als Sachbearbeiterin im Referat Aufwandsermittlungen und Verfahrensanalysen für Bessere Rechtsetzung des Statistischen Bundesamtes tätig. Ihre Hauptaufgabe neben der Mitarbeit an Projekten ist die Messung des Erfüllungsaufwands in den Bereichen Landwirtschaft und Gesundheit.

HOFARBEIT STATT SCHREIBTISCHZEIT – INFORMATIONSPFLICHTEN IN DER LANDWIRTSCHAFT SPÜRBAR VEREINFACHEN

Isabella Möllers, Mireille Frisch

📌 **Schlüsselwörter:** Landwirtschaft – Bürokratieabbau – Entlastung – Rinderpass – Mehrfachmeldungen – Digitalisierung

ZUSAMMENFASSUNG

Im Projekt „Hofarbeit statt Schreibtischzeit“ hat das Dienstleistungszentrum der Bundesregierung für Bessere Rechtsetzung im Statistischen Bundesamt die bürokratischen Belastungen landwirtschaftlicher Betriebe untersucht. Dabei standen Meldewege, Zeitabläufe und Digitalisierungsprozesse im Fokus. Die Erfüllung von bürokratischen Pflichten verursacht erheblichen Zeitaufwand, aber die Belastung für die Betriebe besteht auch darin, ständig über die geltenden Regelungen informiert zu sein und alle Vorschriften und Dokumentationspflichten einzuhalten. Auf Basis qualitativer Interviews mit Betroffenen und Verwaltungsstellen sowie unter Nutzung vorhandener Datenquellen wurden im Projekt Bürokratiebelastungen identifiziert und Ansätze für Bürokratieabbau in der Landwirtschaft aufgezeigt.

📌 **Keywords:** agriculture – reduction of bureaucracy – cattle passport – multiple response – digitalisation

ABSTRACT

In the project on “Farm work instead of office work”, the Federal Government Service Centre for Better Regulation at the Federal Statistical Office studied the bureaucratic burdens on agricultural holdings. The project focused on reporting channels, processes and digitalisation processes. Fulfilling bureaucratic obligations causes considerable time expenditure. There are however, additional burdens on the holdings as they have to keep themselves informed about current regulations and they have to comply with all provisions and documentation obligations. Based on qualitative interviews held with people concerned and with administrative agencies, and by using existing data sources, the project identified bureaucratic burdens and developed approaches to reducing bureaucracy in agriculture.

1

Einleitung

Die Führung eines landwirtschaftlichen Betriebs besteht nicht nur aus praktischer Arbeit. Tatsächlich verbringen Landwirtinnen und Landwirte mit rund einem Viertel ihrer Gesamtarbeitszeit sehr viel Zeit am Schreibtisch, um bürokratische Vorgaben zu erledigen. Landwirtschaftliche Betriebe geben teils mehrfache Meldungen mit identischen Informationen an verschiedene Verwaltungsstellen ab und müssen dabei neben unaufschiebbaren praktischen Arbeiten zusätzlich alle Stichtage zur Erfüllung gesetzlicher Vorgaben im Betriebsablauf berücksichtigen. In Befragungen geben landwirtschaftliche Betriebe an, dass sie Bürokratie in ihrer Gesamtaufgabe als Belastung empfinden. Dabei liegt das Problem häufig nicht im Bereich der einzelnen bürokratischen Pflichten, sondern vielmehr an der Menge vieler verschiedener Verpflichtungen. Aber wie groß ist die Belastung wirklich? Das im Statistischen Bundesamt angesiedelte Dienstleistungszentrum der Bundesregierung für Bessere Rechtsetzung beziffert die bürokratischen Belastungen aus Informationspflichten sowie weiteren Vorgaben in der Landwirtschaft auf jährlich insgesamt über 620 Millionen Euro (siehe die Ergebnisse in der Online-Datenbank des Erfüllungsaufwands [OnDEA] für das Jahr 2019; Statistisches Bundesamt, 2022). Um diese Belastungen zu reduzieren, hat die Bundesregierung in ihrem Arbeitsprogramm „Bessere Rechtsetzung und Bürokratieabbau 2018“ eine Untersuchung der bürokratischen Belastung landwirtschaftlicher Betriebe vorgesehen (Die Bundesregierung, 2018). Unter dem Projekttitel „Hofarbeit statt Schreibtischzeit – Informationspflichten in der Landwirtschaft spürbar vereinfachen“ ist das Statistische Bundesamt gemeinsam mit anderen Projektbeteiligten diesem Untersuchungsauftrag von April 2019 bis Dezember 2021 nachgekommen. Ziel des Projekts war, den bürokratischen Aufwand durch Informationspflichten näher zu beschreiben und auf dieser Basis Potenziale für Entlastungen und Vereinfachungen zu identifizieren. Um im Ergebnis einen Mehrwert über die bereits bekannten und in OnDEA vorhandenen Belastungen (quantitative Komponente) hinaus zu schaffen, stand nun die qualitative Komponente im Vordergrund der Untersuchung. Damit ist insbesondere die Optimierung und Vereinfachung von Informationspflichten und -flüssen und deren Zusammenspiel

gemeint. Hierzu wurden unter anderem die betrieblichen und bürokratischen Belastungen landwirtschaftlicher Betriebe im Jahresverlauf analysiert und Verbesserungsvorschläge gesammelt.

Das Statistische Bundesamt stellt zahlreiche Agrardaten (beispielsweise aus der Landwirtschaftszählung, den Erhebungen zur Bodennutzung, Angaben zur Tierhaltung und so weiter) bereit, um die Lage der Landwirtschaft transparent zu machen. Ergänzt wurden die vorhandenen Daten durch qualitative Interviews mit Betroffenen und Fachleuten. Dabei wurden Problemfelder mit den stärksten Belastungen herausgearbeitet und konkrete Umsetzungsvorschläge zu den hinsichtlich des Bürokratieabbaus als vielversprechend identifizierten Themen konzipiert. Im Vordergrund stand dabei eine mögliche Verbesserung bei Meldeverfahren, zum Beispiel durch Digitalisierungsmaßnahmen wie die Umstellung auf Onlineverfahren oder den verbesserten Datenaustausch zwischen Verwaltungsstellen und privatwirtschaftlichen Einrichtungen. Das Projektvorgehen war dabei iterativ, sodass für den jeweils nächsten Projektabschnitt die zu diesem Zeitpunkt vorliegenden inhaltlichen Erkenntnisse in die weitere Konzeption einfließen konnten.

Die explorative Phase zur konkreten Themenfindung im Projekt begann mit einer Vorbefragung landwirtschaftlicher Betriebe, die in Kapitel 2 dargestellt ist. Auf Basis weiterer Experteninterviews wurden konkrete Umsetzungsvorschläge zu den hinsichtlich des Bürokratieabbaus als vielversprechend identifizierten Themen erarbeitet. Kapitel 3 beschreibt die beiden im Projekt untersuchten Themen „Digitalisierung des Rinderpasses“ und „Vermeidung von Mehrfachmeldungen zu Tierbeständen“. Das Fazit in Kapitel 4 erläutert, welche rechtlichen Voraussetzungen für die konkrete Umsetzung der identifizierten Entlastungspotenziale zu schaffen sind.

2

Feststellung der bürokratischen Belastung landwirtschaftlicher Betriebe

2.1 Empfundene Bürokratie und betriebliche Arbeitsbelastung in der Landwirtschaft

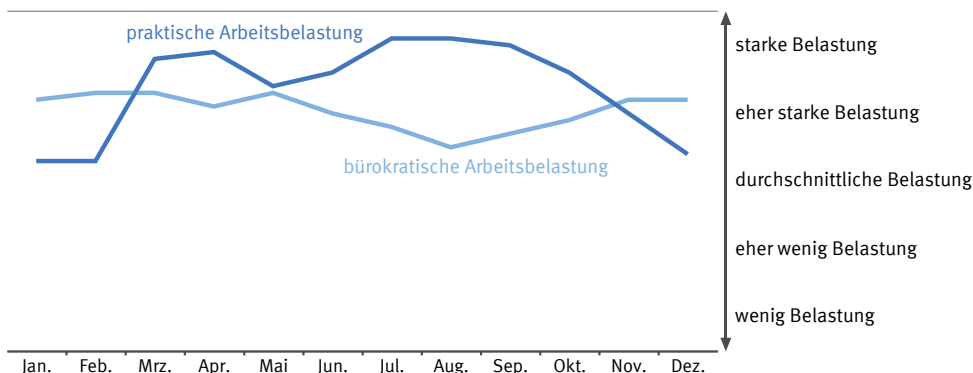
Um Themenbereiche zu identifizieren, die aus Sicht der Landwirtinnen und Landwirte ein hohes bürokratisches Entlastungspotenzial aufweisen, erfolgte eine Vorbefragung in zehn landwirtschaftlichen Betrieben. Die leitfadengestützten Interviews dauerten zwischen zwei und vier Stunden und bezogen sich sowohl auf betriebliche als auch auf bürokratische Belastungen. Im ersten Teil des Interviews stand die Einschätzung der Landwirtinnen und Landwirte zu ihrer Arbeitsbelastung im Jahresverlauf und zu Aufwänden durch die Einhaltung von Fristen im Fokus. Hier sollten die Befragten zunächst die betriebliche Belastung im jeweiligen Monat (Januar bis Dezember) angeben, anschließend folgten die gleichen Angaben zur Belastung aus Bürokratie, sogenannter Schreibtischarbeit. Fünf Abstufungen der Arbeitsbelastung von „wenig“ bis „stark“ dienten als Maßstab. [↘ Grafik 1](#)

Der direkte Vergleich der rein betrieblichen mit der bürokratischen Arbeitsbelastung im Jahresverlauf zeigt Folgendes: Zu einer erhöhten praktischen Arbeitsbelastung, vor allem im Frühjahr und Spätsommer, kommt eine im Jahresablauf nahezu gleichbleibend hohe bürokratische Belastung hinzu. Nach eigenen Angaben der Landwirtinnen und Landwirte verbringen sie 15 bis 50 % ihrer Gesamtarbeitszeit mit rein bürokratischen Aufgaben oder Tätigkeiten. Vor allem die Vielzahl der Vorgaben, die es im Jahresablauf zu bearbeiten gilt, stellt ein Problem dar. Die termingerechte Abgabe von Meldungen nach bestimmten Fristen und Stichtagen hingegen ist für landwirtschaftliche Betriebe nachvollziehbar. Nach Ansicht der Befragten fehle allerdings eine übergeordnete Stelle, die alle Termine aus verschiedenen Rechtsbereichen koordiniert und die zugehörigen Vorgaben verständlich und übersichtlich darstellt.

Im zweiten Teil der Interviews standen Fragen zu verschiedenen bürokratischen Pflichten im Mittelpunkt. Insbesondere in den Bereichen Düngung, Tierarzneimittel und Kontrollen empfinden die Landwirtinnen und Landwirte eine erhöhte bürokratische Belastung. Nach ihren Angaben ist dies Folge einer sehr komplizierten und damit schwer verständlichen Rechtslage. Dazu kritisieren die Befragten die häufigen gesetzlichen Änderungen durch europarechtliche Anforderungen besonders im Bereich der Düngung. In Bezug auf den Themenbereich Kontrollen (die in der Zuständigkeit der Landesbehörden liegen) wünschen sie sich eine höhere Kulanz in besonderen betrieblichen Situationen wie der

Grafik 1

Vergleich praktischer und bürokratischer Arbeitsbelastung von landwirtschaftlichen Betrieben im Jahresverlauf



2022-0095

Geburt eines Tieres, die die Belastung durch Kontrollen verringern würde. Informationspflichten werden als besonders belastend wahrgenommen, wenn die Anforderungen aufgrund fehlender Informationen unklar und unverständlich sind. Als Lösungsansatz regen die Landwirtinnen und Landwirte die Schaffung einer übergeordneten Stelle an. Diese sollte alle für die Betriebe relevanten Informationen sammeln und nachvollziehbar aufbereiten. Ziel wäre ein Überblick darüber, welche Informationspflichten zu einem bestimmten Zeitpunkt zu erfüllen sind. Diese Stelle könnte auch darüber informieren, welche Anforderungen genau zur Erfüllung der Vorgaben notwendig sind. Aus Sicht der Befragten bräuchte ein vermehrter Datenaustausch zwischen Verwaltungsstellen und privatwirtschaftlichen Stellen große Entlastung. Doppel- oder sogar Mehrfacherefassungen gleicher Daten sollten vermieden werden. Der Eindruck der befragten Landwirtinnen und Landwirte ist, dass bereits bestehende Datenquellen nicht oder nicht ausreichend genutzt werden.

Alle Befragten gaben an, dass ein höherer Digitalisierungsgrad für eine bürokratische Entlastung sorgen könnte. Übergeordnetes Ziel sei das papierlose Büro. Sämtliche Anträge oder Berichtspflichten sollten online oder als ausfüllbare Datei zu erledigen sein. Ein grundlegendes Problem stelle die teils mangelhafte Internetverbindung im ländlichen Raum dar, die jedoch zwingende Voraussetzung für eine fortschreitende Digitalisierung in der Landwirtschaft sei.

2.2 Bürokratische Belastung nach aktueller Rechtslage

Den geschilderten Einschätzungen wurde eine quantitative Betrachtung der bürokratischen Belastung aus Informationspflichten sowie weiteren Vorgaben landwirtschaftlicher Betriebe in verschiedenen Themenbereichen aus der Online-Datenbank des Erfüllungsaufwands (OnDEA) gegenübergestellt. In diese quantitative Betrachtung flossen alle gesetzlichen Verpflichtungen der Landwirtschaft ein, die in OnDEA jeweils mit Gesamtkosten von über 1 000 Euro im Jahr beziffert sind.

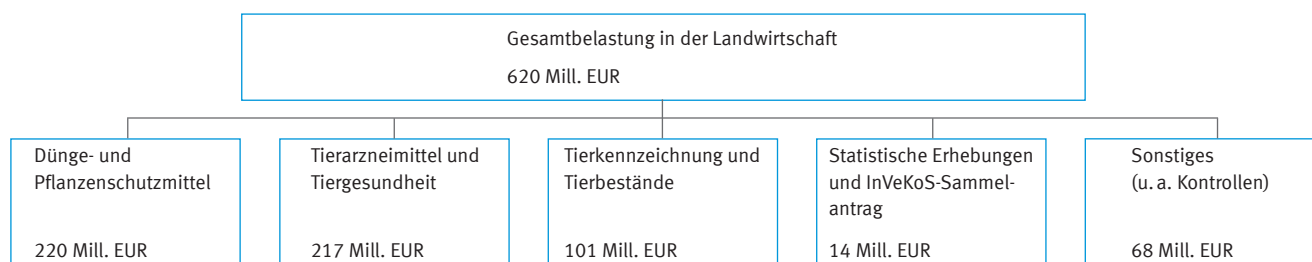
Zusammengenommen betragen die jährlichen bürokratischen Belastungen aus Informationspflichten der Landwirtschaft über 620 Millionen Euro (Stand: November 2019): Im Bereich Dünge- und Pflanzenschutzmittel entstehen jährliche Belastungen von insgesamt 220 Millionen Euro. Das Thema Düngung ist stark von europarechtlichen Vorgaben geprägt, sodass auf nationaler Ebene kein Handlungsspielraum gegeben ist. Aus diesem Grund wurde der Themenbereich nicht weiter im Projekt untersucht. Informationspflichten zu Tierarzneimitteln und zur Tiergesundheit werden auf 217 Millionen Euro jährlich beziffert. Durch Vorgaben zur Tierkennzeichnung sowie Dokumentations- und Meldepflichten zu Tierbeständen entsteht eine Belastung von 101 Millionen Euro je Jahr. Aus Meldepflichten durch statistische Erhebungen und den InVeKoS-Sammelantrag¹ entstehen insgesamt 14 Millionen Euro jährliche Belastung.

➤ Grafik 2

1 Das Integrierte Verwaltungs- und Kontrollsystem (InVeKoS) ist ein System von Verordnungen zur Durchsetzung einer einheitlichen Agrarpolitik in den Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU).

Grafik 2

Durchschnittliche jährliche bürokratische Belastungen aus Informationspflichten landwirtschaftlicher Betriebe nach Themenbereichen



2022 - 0096

3

Tiefenanalyse: Priorisierung der Themen zur Nutztierhaltung

Nach Auswertung der Vorbefragung sowie der Datenbankauskünfte zur bürokratischen Belastung der Landwirtschaft galt es, konkret umsetzbare Entlastungsvorschläge zu erarbeiten. Dabei kristallisierten sich die folgenden drei Kernbereiche heraus: Meldewege (allgemeine Rechtslage, Tierarzneimittel, Tiergesundheit), Kontrollen (in Verbindung mit privatwirtschaftlichen Gütesiegeln) sowie Best-Practice-Beispiele. Zu diesen Themenbereichen folgten 31 ausführliche qualitative Leitfadenterviews mit landwirtschaftlichen Betrieben (11 Interviews) sowie mit Fachleuten verschiedener staatlicher und privatwirtschaftlicher Stellen (20 Interviews). Resultat waren diverse Verbesserungsvorschläge für potenziell anschließende Umsetzungsmaßnahmen. Die Themen mit dem größten Potenzial für eine spätere Umsetzung waren nach Einschätzung der zuständigen Fachreferate „Digitalisierung des Rinderpasses“ und „Vermeidung von Mehrfachmeldungen“. Auf diese fokussierte sich der weitere Projektverlauf.

3.1 Digitalisierung des Rinderpasses

Der klassische Rinderpass (nach § 30 der Verordnung zum Schutz gegen die Verschleppung von Tierseuchen im Viehverkehr [Viehverkehrsverordnung]) wurde 2007 für diejenigen Rinder abgeschafft, die innerhalb Deutschlands transportiert werden. Seitdem stellen die zuständigen Behörden oder von diesen beauftragten Stellen für jedes Rind nach Eingang der Geburtsanzeige ein sogenanntes Stammdatenblatt (§ 31 Viehverkehrsverordnung) aus und versenden dieses postalisch an die Tierhaltenden. Die im Stammdatenblatt enthaltenen Daten liegen sowohl in Papierform als auch elektronisch in der Datenbank des Herkunftssicherungs- und Informationssystem für Tiere (HIT)² vor. Das Stammdaten-

² Das HIT ist ein zentrales Datenerfassungs- und Datenaustauschsystem in Deutschland. Landwirtschaftliche Betriebe müssen alle Bestandsveränderungen von Tieren (Rinder, Schweine, Schafe und Ziegen) an die Datenbank melden. Dies gewährleistet eine lückenlose Rückverfolgbarkeit der Tiere. Das Bayerische Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten wurde von den Bundesländern mit der Entwicklung und dem Betrieb des HIT beauftragt.

blatt wird nach Ergänzung der erforderlichen Angaben zu Vorbesitzern und der Unterschrift des letzten Tierhaltenden zum Rinderpass (§§ 30 und 31 in Verbindung mit Anlage 7 Viehverkehrsverordnung), wenn das Rind in andere EU-Mitgliedstaaten oder Drittländer verbracht wird. Verbleibt das Rind in Deutschland, ist das Stammdatenblatt jedoch nicht zwingend erforderlich (Verordnung [EU] 2016/429, „Tiergesundheitsrecht“, § 31 Viehverkehrsverordnung). Nach Geburt oder Kauf eines Rindes gibt jede tierhaltende Person eine Zugangs- beziehungsweise Geburtsmeldung im HIT ab oder sendet diese postalisch über eine sogenannte Meldekarte an die zuständige Regionalstelle. Diese erfasst die Daten anschließend im HIT.

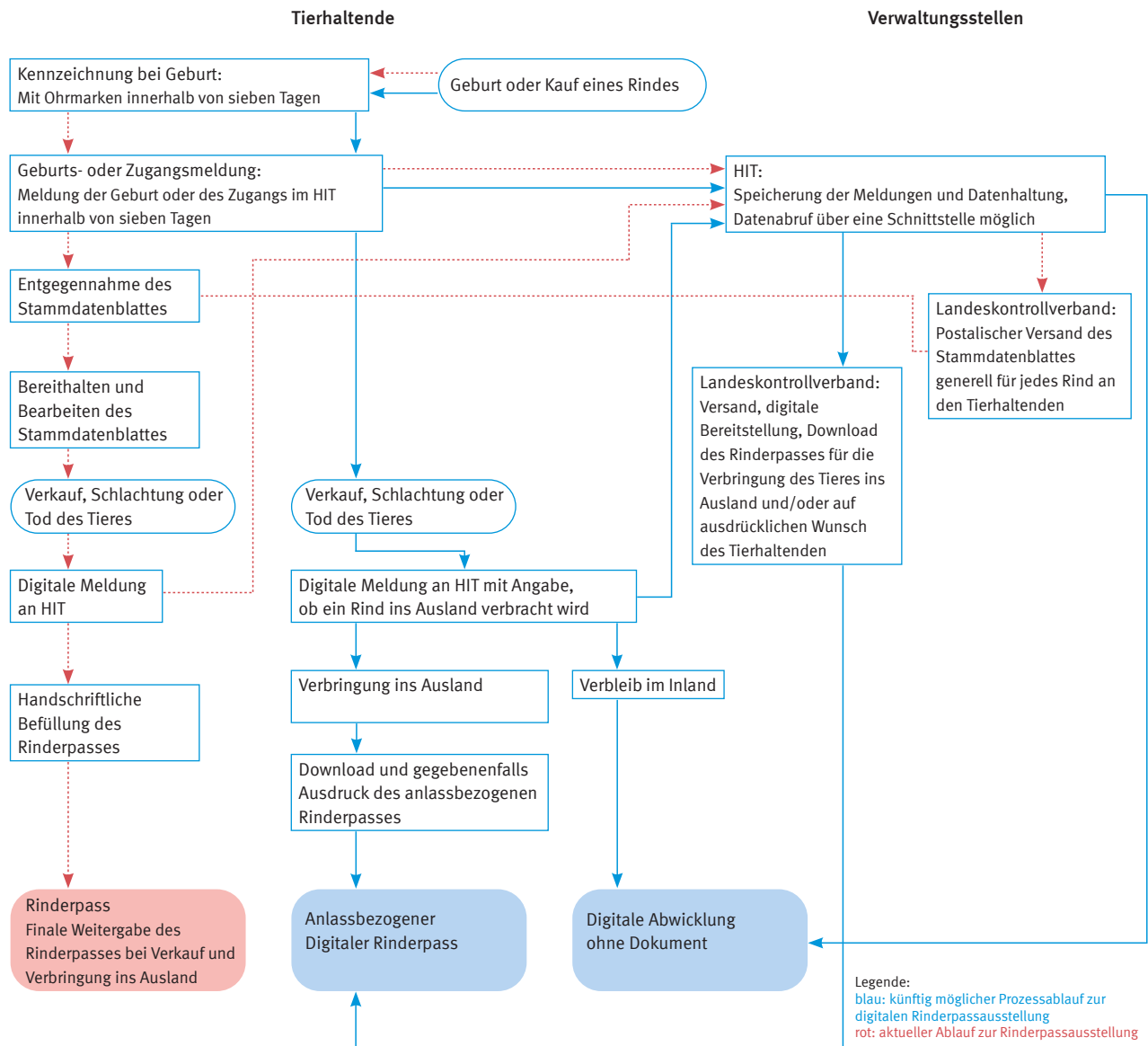
Im Projekt „Hofarbeit statt Schreibtischzeit“ erarbeitete das Projektteam im Statistischen Bundesamt in einer Online-Veranstaltung „Denkwerkstatt zur Digitalisierung des Rinderpasses“ mit beteiligten Verwaltungsstellen, rinderhaltenden Betrieben sowie Betrieben mit Rinderhandel konkrete Umsetzungsvorschläge. Die Beteiligten diskutierten, durch welche Maßnahmen eine vollständige Digitalisierung des Rinderpasses beziehungsweise Stammdatenblatts in Kombination mit einer anlassbezogenen Ausstellung zu erreichen wäre. Bei der Zugangs- beziehungsweise Geburtsmeldung für Rinder wäre dazu für Tierhaltende künftig eine Auswahlmöglichkeit einzurichten, sowohl in HIT als auch schriftlich (zum Beispiel durch eine Ergänzung auf der Meldekarte) über die Regionalstellen eine Meldung vornehmen zu können. Diese Auswahlmöglichkeit erfolgt entweder für alle Tiere eines Betriebs oder für jede einzelne Geburtsmeldung und gibt an, ob die Tierhaltenden einen Rinderpass als Papierdokument postalisch anfordern wollen. Basierend auf der in HIT hinterlegten Entscheidung der Tierhaltenden wäre die individuelle Erstellung und Bereitstellung des Rinderpasses durch die Regionalstellen oder der Verzicht darauf zu ermöglichen. Eine Gegenüberstellung des aktuellen Ablaufs und des künftig möglichen Ablaufs zur Rinderpassausstellung zeigt [↘ Grafik 3](#).

Um eine solche Digitalisierung umzusetzen und den Verwaltungsprozess umzustellen, ist nach Abschluss des Projekts zunächst eine ressortseitige Prüfung der aktuellen Rechtsgrundlage erforderlich. Zunächst muss geprüft werden, ob auf Wunsch der Tierhaltenden auf den Ausdruck und die Zusendung des Rinderpasses verzichtet werden kann. Ebenso ist zu prüfen, ob die Rechtsgrundlage erlaubt, ein vollständiges Stammdatenblatt mit

Hofarbeit statt Schreibtischzeit – Informationspflichten in der Landwirtschaft spürbar vereinfachen

Grafik 3

Gegenüberstellung des aktuellen und künftig möglichen Ablaufs der Ausstellung eines Rinderpasses



HIT: Herkunftssicherungs- und Informationssystem für Tiere

2022 - 0097

allen notwendigen Daten online zur Verfügung zu stellen und durch den aktuellen Tierhaltenden selbst ausdrucken zu lassen. Außerdem muss das Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft bezüglich der Manipulationssicherheit eine einmalige juristische Prüfung durchführen: Gibt es bestimmte rechtliche Vorschriften oder Einwände zur Sicherheit beziehungsweise Unverfälschtheit eines durch die Tierhaltenden selbst aus-

gedruckten Rinderpasses? Um die notwendigen technischen Umsetzungen in der Datenbank vorzunehmen, ist vorab eine Entscheidung aller Bundesländer gemeinsam oder einzelner Länder individuell zur Umsetzung des digitalen Rinderpasses erforderlich. Anschließend erfolgt der Auftrag zur technischen Anpassung an die passausgebenden Regionalstellen.

Nach Angaben in OnDEA beträgt die jährliche bürokratische Belastung der Landwirtinnen und Landwirte für den Rinderpass (Stammdatenblatt und vollwertiger Rinderpass) bisher rund 24 Millionen Euro. Durch einen digitalen Rinderpass würde sich die Fallzahl der als Papierdokumente ausgestellten Rinderpässe deutlich verringern, sodass eine bürokratische Entlastung auf Seiten der Landwirtschaftsbetriebe um knapp 20 Millionen Euro möglich ist.

3.2 Vermeidung von Mehrfachmeldungen zu Tierbeständen und Bestandsveränderungen

Im Projekt „Hofarbeit statt Schreibtischzeit“ wurde durch telefonische Befragungen von Verwaltungsstellen sowie Landwirtinnen und Landwirten mit Nutztierhaltung zudem untersucht, in welchen Bereichen der Landwirtschaft Potenzial besteht, Mehrfachmeldungen zu vermeiden. Leitgedanke für diese Analyse war das Once-Only-Prinzip, nach dem bestimmte Standardinformationen der Verwaltung nur einmal mitgeteilt werden sollen. Mehrfache Meldungen identischer Informationen mit zusätzlichen Aufwänden für die Landwirtinnen und Landwirte könnten entfallen und stattdessen durch verwaltungsseitig vorhandene Daten ersetzt werden. Um eine Analyse der vorhandenen Daten mit den Angaben der Befragten vergleichbar zu machen, wurden die verschiedenen Rechtsgrundlagen mit deren Meldepflichten über Tierbestände der projektrelevanten Tierarten (Rinder, Schweine, Geflügel) zusammengestellt. Dazu wurden jeweils die Meldekriterien (Umfang und Zwecksetzung), die Meldefrequenzen sowie die jeweils datenerhebenden Stellen in den Blick genommen. Insbesondere geht aus den Angaben der Befragten und der Analyse des Status quo hervor, dass landwirtschaftliche Betriebe Daten über Tierbestände mehrmals im Jahr an unterschiedliche Stellen nach verschiedenen Rechtsgrundlagen melden müssen. Daraus ergibt sich insgesamt eine bürokratische Belastung von bis zu 78 Millionen Euro je Jahr. Ziel ist, eine bereits bestehende Datenbank (zum Beispiel HIT) auszubauen oder eine zentrale Datenbank zu schaffen, über die dann jegliche Dokumentation und Meldung zu Nutztieren erfolgen kann.

Durch die Zweckbindung der Rechtsgrundlagen dürfen Daten über Tierbestände nur für den spezifischen Zweck genutzt werden, für den sie erhoben wurden. Anlass und Umfang der Tierbestandsmeldungen differieren je nach Rechtsgrundlage und Zweck in den einzelnen Datenbanken. So sind die Daten der Tierarzneimittel-Datenbank nach Expertenaussagen zwar am detailliertesten, umfassen jedoch nur einen Teil der Tierbestände. Um die erhobenen Daten für andere Zwecke verwenden zu können, wäre eine Verknüpfung der verschiedenen beteiligten Rechtsbereiche erforderlich (zum Beispiel Tiergesundheit, Tierarzneimittel, Tierbestandsmeldungen). Für eine solche datenschutzrechtliche und fachrechtliche Harmonisierung ist es wesentlich, die Zwecke und Merkmale der Meldungen im Detail zu prüfen. Wurden die notwendigen Rechtsgrundlagen für diese Meldungen neu geschaffen beziehungsweise angepasst, wären die erforderlichen Anpassungen in bestehenden IT-Systemen, Datenbanken (zum Beispiel HIT) oder gegebenenfalls der Aufbau einer neuen Datenbank vorzunehmen. Alternativ wären auch dezentrale Lösungen mit Formatvorgaben für eine digitale Dokumentation und Schnittstellen zur (automatischen) Übertragung der Angaben an die Datenempfängerinnen und Datenempfänger denkbar. Letzteres wäre unter Datenschutzaspekten gegebenenfalls leichter umsetzbar. Unter der Annahme, dass Tierbestandsdaten von Rindern, Schweinen und Geflügel künftig lediglich in einer Datenbank gemeldet werden müssten, könnten sich die aktuell geltenden bürokratischen Aufwände der Landwirtinnen und Landwirte jährlich um bis zu 22 Millionen Euro reduzieren.

4

Ausblick

Das Projekt „Hofarbeit statt Schreibtischzeit“ sollte den bürokratischen Aufwand durch Informationspflichten für ausgewählte landwirtschaftliche Betriebe näher beschreiben und auf dieser Basis Potenziale für Entlastungen identifizieren. Zu den beiden näher untersuchten Projektthemen wurden abschließend konkrete Umsetzungsmaßnahmen aufgezeigt. Damit diese realisiert werden können, sind zunächst rechtliche Voraussetzungen zu schaffen. So ist zur Digitalisierung des Rinderpasses zu prüfen, ob und inwieweit diese infolge der ab 21. April 2021 zur Anwendung gelangenden Verordnung

(EU) 2016/429 (Tiergesundheitsrecht) auf nationaler Ebene umgesetzt werden kann. Die Rechtsgrundlagen, insbesondere das Rinderregistrierungsdurchführungsgesetz sowie die Viehverkehrsverordnung, müssen angepasst oder wo nötig noch geschaffen werden. Nach der EU-Verordnung müssen alle Tierhaltenden sicherstellen, dass die zuständigen Behörden allen Rindern, die ins Ausland verbracht werden, einen Rinderpass als Papierdokument ausstellen (Artikel 112 Buchstabe b der Verordnung [EU] 2016/429). Allerdings gilt dies nicht für den Fall, dass es zwischen den Mitgliedstaaten einen elektronischen Datenaustausch gibt. Für alle Rinder, die innerhalb eines EU-Mitgliedstaats verbleiben, bleibt das nationale Recht unberührt (Artikel 110 Absatz 2 der Verordnung [EU] 2016/429).

Daten zu Tierbeständen werden von unterschiedlichen Verwaltungsstellen benötigt. Bei einer Bündelung der Tierbestandsmeldungen und Schaffung einer zentralen beziehungsweise Ausbau einer bestehenden Datenbank ist darauf zu achten, dass auch die im Rahmen der Verwaltungsdatennutzung aktuell bereitgestellten Informationen zu Tierbestandsdaten weiterhin vorliegen oder diese sogar noch erweitert werden könnten. Vor der praktischen Umsetzung wären die Rechtsgrundlagen zu schaffen. Um das Potenzial solcher Lösungen abschätzen zu können, sind Recherchen über bestehende Schnittstellen und Datenströme notwendig. Hierzu könnte die Verwaltungsdaten-Informationsplattform des Statistischen Bundesamtes als Ausgangspunkt genutzt werden, da in deren Registereinträgen die relevanten gesetzlichen Grundlagen sowie bestehende Datenlieferungen (auch für die amtliche Statistik) und Schnittstellen dargestellt werden. Für die amtliche Statistik erstreckt sich die Verwaltungsdatennutzung im Viehbereich als Ersatz für eine Primärerhebung derzeit ausschließlich auf die Daten von HIT für die Erfassung von Rinderbeständen (§ 20a Agrarstatistikgesetz). Momentan kommen zum Beispiel in der Agrarstrukturhebung und in der Bodennutzungshaupterhebung Verwaltungsdaten zum Einsatz. Sie werden unter anderem genutzt, um das Betriebsregister Agrarstatistik zu aktualisieren, das die Grundlage für die Durchführung agrarstatistischer Erhebungen bildet (§ 97 Agrarstatistikgesetz).

Das Projekt „Hofarbeit statt Schreibtischzeit“ hat hauptsächlich landwirtschaftliche Betriebe mit Rindern, Schweinen und Geflügel betrachtet. Da aber viele Tierhalterinnen und Tierhalter gemischte Bestände, beste-

hend aus mehreren meldepflichtigen Tierarten, halten, wäre es zielführend, nicht nur Meldungen zu diesen drei Tierarten in einer Datenbank zu vereinen. Vielmehr sollte eine digitale Lösung für alle Dokumentations- und Meldepflichten im Bereich der Tierbestandsmeldungen angestrebt werden. [\[1\]](#)

LITERATURVERZEICHNIS

Die Bundesregierung. *Koalitionsvertrag zwischen CDU, CSU und SPD*. 2018. [Zugriff am 28. Februar 2022]. Verfügbar unter: www.bundesregierung.de, hier: Zeile 470 ff.

Die Bundesregierung. *Arbeitsprogramm Bessere Rechtsetzung und Bürokratieabbau 2018*. Hier: II (Vereinfachungsmaßnahmen) Nr. 21, Seite 6 f. [Zugriff am 24. Februar 2022]. Verfügbar unter: www.bundesregierung.de

Statistisches Bundesamt. *Projektbericht. Hofarbeit statt Schreibtischzeit*. Dezember 2021. [Zugriff am 28. Februar 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Online-Datenbank des Erfüllungsaufwands, OnDEA*. [Zugriff am 24. Februar 2022]. Verfügbar unter: www.ondea.de

RECHTSGRUNDLAGEN

Gesetz über Agrarstatistiken (Agrarstatistikgesetz – AgrStatG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 17. Dezember 2009 (BGBl. I Seite 3886), das zuletzt durch Artikel 109 des Gesetzes vom 20. November 2019 (BGBl. I Seite 1626) geändert worden ist.

Gesetz über die Verwendung der zur Durchführung der Rechtsakte der Europäischen Gemeinschaft über die Kennzeichnung und Registrierung von Rindern erhobenen Daten (Rinderregistrierungsdurchführungsgesetz – RiRegDG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 22. Juni 2004 (BGBl. I Seite 1280), das zuletzt durch Artikel 105 des Gesetzes vom 20. November 2019 (BGBl. I Seite 1626) geändert worden ist.

Verordnung über die Durchführung von Stützungsregelungen und des Integrierten Verwaltungs- und Kontrollsystems (InVeKoS-Verordnung – InVeKoSV) vom 24. Februar 2015 (BGBl. I Seite 166), die zuletzt durch Artikel 1 der Verordnung vom 19. Mai 2021 (BAnz AT 28. Mai 2021 V2) geändert worden ist.

Verordnung zum Schutz gegen die Verschleppung von Tierseuchen im Viehverkehr (Viehverkehrsverordnung – ViehVerkV), Neufassung vom 26. Mai 2020 (BGBl. I Seite 1170).

Verordnung (EU) 2016/429 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 9. März 2016 zu Tierseuchen und zur Änderung und Aufhebung einiger Rechtsakte im Bereich der Tiergesundheit („Tiergesundheitsrecht“) (Amtsblatt der EU Nr. L 84, Seite 1).

ENTWICKLUNG VON ARBEITS- EINKOMMEN UND LOHNQUOTE – BERECHNUNGSKONZEPTE UND URSACHEN VON VERÄNDERUNGEN

Walther Adler, Thomas Luh, Norbert Schwarz

📌 **Schlüsselwörter:** Volkseinkommen – Lohnquote – Arbeitseinkommen – Erwerbstätigenquote – Unternehmens- und Vermögenseinkommen

ZUSAMMENFASSUNG

Das Volkseinkommen besteht aus dem Arbeitnehmerentgelt sowie den Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Für die Beschreibung der funktionalen Einkommensverteilung wird häufig die Lohnquote, das heißt der Anteil des Arbeitnehmerentgelts am Volkseinkommen, herangezogen. Der Aufsatz erläutert die Berechnungskonzepte und Ursachen für die Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts seit 1991. Dabei wird deutlich, dass über einen längeren Zeitraum hinweg der Strukturwandel auf dem Arbeitsmarkt erhebliche Auswirkungen auf die Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts hatte. Dargestellt wird zudem die Zusammensetzung und Veränderung der Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Diese enthalten auch das Arbeitseinkommen der Selbstständigen, das allerdings nur modellmäßig bestimmt werden kann. Durch die Addition des unterstellten Arbeitseinkommens der Selbstständigen und des Arbeitnehmerentgelts kann ergänzend zur Lohnquote eine Arbeitseinkommensquote ermittelt werden.

📌 **Keywords:** *net national income at factor costs – labour share of national income – labour income – employment rate – property and entrepreneurial income*

ABSTRACT

Net national income at factor costs consists of compensation of employees and property and entrepreneurial income. Labour (or compensation of employees) share of national income is often used to describe the functional income distribution. The article explains the calculation methods and the reasons of the development of labour income since 1991. The article also shows the composition of, and change in entrepreneurial and property income. The latter also include the labour income of self-employed, which however can be determined only by means of models. A labour income share can be determined, in addition to the labour share of national income, by adding the imputed labour income of self-employed to the compensation of employees.

Walther Adler

ist Diplom-Volkswirt und leitet das Referat „Erwerbstätigenrechnung (ETR)“ des Statistischen Bundesamtes, das für die nationalen Ergebnisse der Erwerbstätigenrechnung im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen verantwortlich ist.

Thomas Luh

ist Diplom-Ökonom und leitet das Referat „Arbeitnehmerentgelt, Sozialbeiträge, Nettolöhne“ des Statistischen Bundesamtes. Er ist zuständig für die Berechnung der Löhne und Gehälter sowie der Sozialbeiträge im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.

Norbert Schwarz

ist Diplom-Volkswirt; er leitet das Referat „Verteilungsrechnung, Kontensystem, Vermögenseinkommen, Finanzielle Kapitalgesellschaften, Finanzierungsrechnung“ des Statistischen Bundesamtes. Zu seinen Arbeitsschwerpunkten gehören die Verteilungsrechnung, Finanzdienstleistungen und sozioökonomische Aspekte in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.

1

Einleitung

In verteilungspolitischen Diskussionen spielt die Lohnquote eine wichtige Rolle. Sie zeigt auf, welcher Teil des Volkseinkommens auf unselbstständige Arbeit, also auf das gesamtwirtschaftliche Arbeitnehmerentgelt, entfällt. Den anderen Teil des Volkseinkommens bilden die Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Die Aufteilung in diese beiden Komponenten wird auch als funktionale Einkommensverteilung bezeichnet. Dabei ist zu berücksichtigen, dass in den Unternehmens- und Vermögenseinkommen nicht nur die Entlohnung des Produktionsfaktors Kapital enthalten ist, sondern auch die Entlohnung der Arbeit von selbstständig tätigen Personen. Zu diesem Personenkreis zählen freiberuflich Tätige, Einzelunternehmer, mitarbeitende Eigentümerinnen und Eigentümer von Personen- und Kapitalgesellschaften sowie sogenannte Solo-Selbstständige und ohne Arbeitsvertrag mithelfende Familienangehörige.

Dieser Aufsatz erläutert die Konzepte für die Berechnungen des Arbeitseinkommens in den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, die Entwicklung maßgeblicher Größen in den letzten 30 Jahren und deren Ursachen. Kapitel 2 zeigt die makroökonomischen Ausgangsgrößen und Kapitel 3 die makroökonomische Verteilung des Volkseinkommens auf. Neben der Lohnquote wird dabei auch eine Quote für das Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit, das sogenannte Selbstständigeneinkommen, diskutiert. Das abschließende Kapitel 4 erklärt die Aussagekraft verschiedener Einkommensquoten.

Die makroökonomischen Ergebnisse zur Einkommensverteilung haben für den einzelnen privaten Haushalt jedoch nur sehr begrenzte Aussagekraft. Gründe dafür sind zum einen, dass Haushalte aus verschiedenen Quellen Einkommen beziehen können, und zum anderen, dass die Spannweite der Arbeitseinkommen sehr groß ist. Dies gilt nicht nur für die Einkommen abhängig Beschäftigter, sondern auch für diejenigen von Selbstständigen. Sowohl die Lohn- als auch die Arbeitseinkommensquote gewähren daher nur einen ersten Blick auf die Verteilung.

2

Das Volkseinkommen und seine Komponenten

In den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen steht oft das Bruttoinlandsprodukt (BIP) im Fokus. Das Volkseinkommen leitet sich aus dem BIP ab, indem die per saldo empfangenen grenzüberschreitenden Primäreinkommen hinzugerechnet sowie die Abschreibungen und der Saldo aus an den Staat geleisteten Produktionsabgaben minus vom Staat empfangene Subventionen abgezogen werden. Das Volkseinkommen ist die Summe der erwirtschafteten Erwerbs- und Vermögenseinkommen der Inländer nach Abschreibungen auf das Anlagevermögen. [↘ Tabelle 1](#)

Durch das Hinzurechnen der per saldo vom Ausland empfangenen Primäreinkommen erfolgt der Übergang vom Inlandskonzept (BIP) auf das nach dem Inländerkonzept ausgewiesene Bruttonationaleinkommen (BNE). Deutschland hat seit dem Jahr 2004 mehr an Primäreinkommen aus dem Ausland erhalten als an das Ausland gezahlt. Daher hat sich im gesamten Zeitraum von 1991 bis 2021 das Bruttonationaleinkommen (+129,7%) nominal stärker erhöht als das Bruttoinlandsprodukt (+125,2%). Der Verlauf der per saldo empfangenen grenzüberschreitenden Primäreinkommen wird vor allem von den Vermögenseinkommen in Form von Zinsen und Ausschüttungen einschließlich reinvestierter Gewinne bestimmt. Daneben zählen zu den grenzüberschreitenden Primäreinkommen die geleisteten Produktionsabgaben an die Europäische Union (EU) sowie die von dort erhaltenen Subventionen und die Arbeitnehmereinkommen der Aus- und Einpendler/-innen.

Der Anstieg des Volkseinkommens in den letzten 30 Jahren ist mit +119,0% dagegen geringer ausgefallen. Dies ist vor allem auf den überproportionalen Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Abschreibungen (+182,2%) zurückzuführen. Auch sind die geleisteten Produktions- und Importabgaben überproportional stärker gestiegen (+151,2%) – unter anderem aufgrund gestiegener

Entwicklung von Arbeitseinkommen und Lohnquote – Berechnungskonzepte und Ursachen von Veränderungen

Tabelle 1

Vom Bruttoinlandsprodukt zum Volkseinkommen

	1991	2005	2019	2021
Mrd. EUR				
Bruttoinlandsprodukt	1 585,8	2 288,3	3 473,4	3 570,6
+ vom Ausland empfangene Primäreinkommen	70,8	167,4	231,1	211,3
darunter: Vermögenseinkommen	60,1	155,0	209,6	190,4
– an das Ausland geleistete Primäreinkommen	55,2	148,5	118,5	103,4
darunter: Vermögenseinkommen	47,4	136,7	98,2	83,3
= Bruttonationaleinkommen (BNE)	1 601,4	2 307,2	3 586,0	3 678,5
– Abschreibungen	245,9	393,1	639,0	694,0
= Nettonationaleinkommen	1 355,5	1 914,1	2 947,0	2 984,5
– geleistete Produktions- und Importabgaben	155,9	237,3	369,7	391,7
+ empfangene Subventionen	32,4	25,1	30,9	105,0
= Volkseinkommen	1 231,9	1 701,8	2 608,2	2 697,8
1991 = 100				
Bruttoinlandsprodukt	100	144,3	219,0	225,2
+ vom Ausland empfangene Primäreinkommen	100	236,4	326,5	298,4
darunter: Vermögenseinkommen	100	257,9	348,8	316,8
– an das Ausland geleistete Primäreinkommen	100	269,0	214,7	187,2
darunter: Vermögenseinkommen	100	288,5	207,3	175,9
= Bruttonationaleinkommen (BNE)	100	144,1	223,9	229,7
– Abschreibungen	100	159,9	259,9	282,2
= Nettonationaleinkommen	100	141,2	217,4	220,2
– geleistete Produktions- und Importabgaben	100	152,2	237,1	251,2
+ empfangene Subventionen	100	77,5	95,6	324,4
= Volkseinkommen	100	138,1	211,7	219,0

Mehrwertsteuersätze.¹ Die Jahre 2020 und 2021 hat die Corona-Pandemie geprägt; das zeigt sich beispielsweise in dem sprunghaften Anstieg der Subventionen. Ohne die staatlichen Unterstützungen der Unternehmen lägen die Subventionen – und damit auch das Volkseinkommen – im Jahr 2021 um fast 60 Milliarden Euro niedriger. Dabei ist zu berücksichtigen, dass ohne die massiven Staatshilfen in der Corona-Pandemie die Wirtschaftsentwicklung in den letzten beiden Jahren wahrscheinlich anders ausgefallen wäre.

Der im Inland erwirtschaftete Nettobetriebsüberschuss bildet die Hauptkomponente der Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Er kann – anders als das originär berechnete Arbeitnehmerentgelt (siehe Abschnitt 3.1) – nur als eine Restgröße bestimmt wer-

den (Schwarz, 2008). Ausgehend von der gesamtwirtschaftlichen Bruttowertschöpfung ergibt sich der Nettobetriebsüberschuss wie folgt:

$$\begin{aligned}
 & \text{Bruttowertschöpfung} \\
 & - \text{Abschreibungen} \\
 & - \text{gezahltes Arbeitnehmerentgelt} \\
 & - \text{geleistete sonstige Produktionsabgaben}^2 \\
 & + \text{empfangene sonstige Subventionen}^3 \\
 & = \text{Nettobetriebsüberschuss}
 \end{aligned}$$

Der Nettobetriebsüberschuss enthält sowohl die Entlohnung für das eingesetzte Kapital als auch die Entlohnung für die Arbeitsleistung selbstständig tätiger Personen (siehe Abschnitt 3.2). Zudem sind die empfangenen abzüglich geleisteten grenzüberschreitenden Ver-

1 1993 lag der Mehrwertsteuersatz bei 15% (ermäßigter Satz: 7%). Seit 2007 beträgt der Regelsteuersatz 19% (ermäßigter Satz: 7%) – mit Ausnahme der zweiten Jahreshälfte 2020, als die Mehrwertsteuersätze im Zuge der Corona-Pandemie temporär gesenkt wurden (auf 16 beziehungsweise 5%). Die temporäre Senkung der Mehrwertsteuersätze sollte den Konsum stärken und Unternehmen unterstützen (siehe dazu auch Egner, 2021).

2 Sonstige Produktionsabgaben sind Abgaben, die unabhängig von der produzierten Gütermenge erfolgen, wie die Grundsteuer oder die Kfz-Steuer eines Unternehmens.

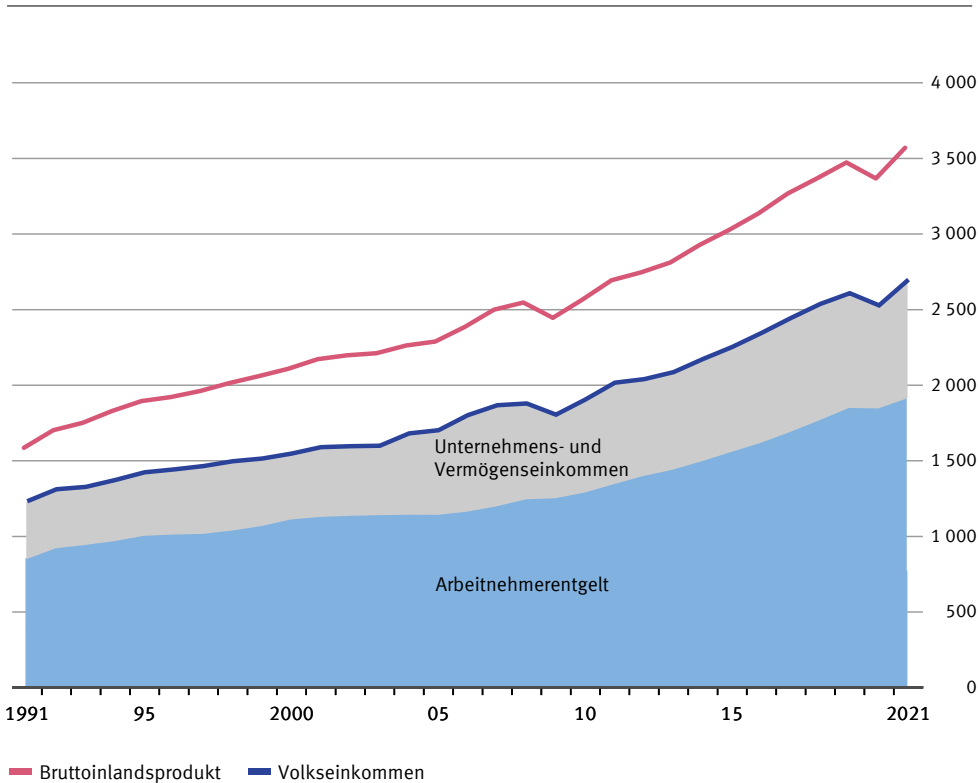
3 Zu den sonstigen Subventionen zählen unter anderem Zuweisungen an Hochschulkliniken, Forschungs- und Wohnungsbauförderung, bis Mitte der 1990er-Jahre der Kohlepfennig und in der Corona-Pandemie die Unterstützungszahlungen an Unternehmen.

mögenseinkommen Bestandteil der Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Wie sich das Bruttoinlandsprodukt und das Volkseinkommen mit seinen beiden Komponenten Arbeitnehmerentgelt und Unternehmens- und Vermögenseinkommen in den letzten 30 Jahren entwickelt haben, zeigt [Grafik 1](#).

Aufgrund der wirtschaftlichen Entwicklung und politischer Maßnahmen unterscheidet sich die Entwicklung beider Größen zum Teil erheblich. Bis Anfang der 2000er-Jahre wich die Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts von der der Unternehmens- und Vermögenseinkommen noch vergleichsweise wenig ab. Während das Arbeitnehmerentgelt von 2003 bis 2007 jedoch nur um 5 % gestiegen ist, haben die Unternehmens- und Vermögenseinkommen in diesen vier Jahren dagegen deutlich zugelegt (+ 46 %). Dabei erhöhte sich der Nettobetriebsüberschuss um 32 % und im Jahr 2004 drehten die per saldo empfangenen grenzüberschreitenden Vermögenseinkommen nach mehrjährigem Minus ins Plus. Der Anteil des Arbeitnehmerentgelts am Volks-

einkommen ist von 71,6 % (2003) auf 64,5 % (2007) gesunken. Bei der durch die Bankenkrise ausgelösten Finanzmarktkrise und dem folgenden Wirtschaftseinbruch 2008/2009 zeigte sich dann ein deutlicher Rückgang der Unternehmens- und Vermögenseinkommen, das Arbeitnehmerentgelt stagnierte in diesen beiden Jahren. Sowohl während dieser Wirtschaftskrise als auch in der Corona-Pandemie haben die Kurzarbeiterregelungen den Arbeitsmarkt stabilisiert (Gartner und andere, 2021; Herzog-Stein und andere, 2021, hier: Seite 14 ff.). Die direkten Unterstützungszahlungen für Corona-bedingte Umsatzausfälle an Unternehmen, die zu den sonstigen Subventionen zählen, haben einen noch stärkeren Rückgang des Nettobetriebsüberschusses im Jahr 2020 verhindert.

Grafik 1
Gesamtwirtschaftliche Entwicklung
Mrd. EUR



2022 - 0103

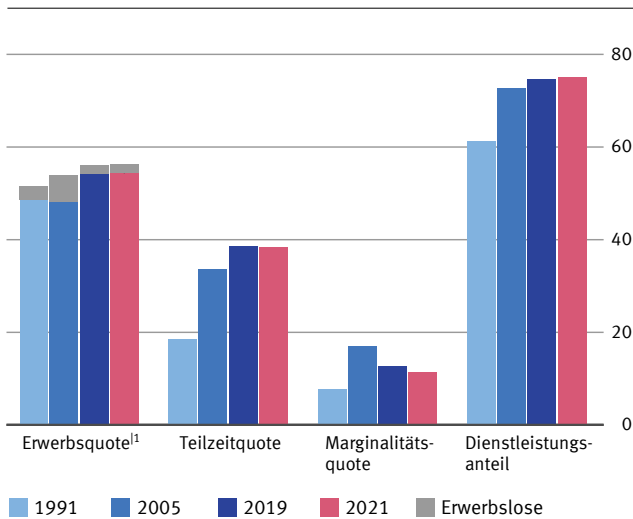
3

Konzepte zur Berechnung der Arbeitseinkommen und Ursachen von Veränderungen

3.1 Strukturwandel auf dem Arbeitsmarkt und Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts

Die gesamtwirtschaftlichen Arbeitseinkommen sind darstellbar als Produkt dreier Faktoren: Anzahl an Erwerbstätigen, Arbeitsstundenzahl je Erwerbstätigen sowie Arbeitnehmerentgelt je Erwerbstätigenstunde (jeweils im Durchschnitt des Betrachtungszeitraums). Die Höhe der Arbeitseinkommen steigt somit mit jedem dieser Faktoren. Die Höhe und Entwicklung der Faktoren selbst ist interdependent mit den Strukturen und Trends der Gesamtwirtschaft, die sich wiederum auf die Strukturen des Arbeitsmarkts niederschlagen (zu den gängigen Theorien siehe zum Beispiel Oschmiansky, 2020). Seit 1991 war der Arbeitsmarkt einem erheblichen Wandel unterworfen. [↘ Grafik 2](#) stellt wesentliche Entwicklungen anhand von vier Quoten jeweils für vier Jahre dar:

Grafik 2
Der Arbeitsmarkt im Wandel
in %



1 Erwerbstätige (farbig) und Erwerbslose (grau).

2022 - 0104

1991, 2005 und 2021 bilden den Beginn, die Mitte und den aktuellen Rand des Analysezeitraums, 2019 ist das jüngste Berichtsjahr ohne Sondereffekte durch die Corona-Pandemie.

Die Erwerbsquote ist der Anteil der Erwerbspersonen (Erwerbstätige und Erwerbslose) an der Bevölkerung. Sie ist in Deutschland von 51,4% im Jahr 1991 auf 55,7% im Jahr 2021 angestiegen. Relevant für die Arbeitseinkommen ist jedoch nur die Erwerbstätigenquote, das heißt der Anteil der Erwerbstätigen an der Bevölkerung: Sie nahm zwischen 1991 und 2005, einem Jahr mit konjunkturbedingt hoher Erwerbslosigkeit, von 48,7 auf 48,2% ab. Seither ist die Erwerbstätigenquote bis 2019 auf 54,3% angestiegen. Dieser erhebliche Zuwachs beruht jenseits konjunktureller Entwicklungen unter anderem auf strukturellen arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen. Dazu zählen die Kürzung von Lohnersatzleistungen und die mit den Hartz-Reformen beabsichtigte effizienter gestaltete Arbeitsvermittlung sowie die Anhebung des Renteneintrittsalters durch erhöhte Regelaltersgrenzen und reduzierte Möglichkeiten zu Frühverrentungen (Klinger und andere, 2013, hier: Seite 2 ff.). Insbesondere aber stieg in Deutschland die Erwerbstätigenquote der Frauen stark an; seit 2017 ist sie die dritthöchste in Europa (nach Schweden und Litauen; Statistisches Bundesamt, 2018).

Damit verbunden war ein kräftiger Anstieg der Teilzeitbeschäftigung: 1991 waren noch 18,5% aller Erwerbstätigen teilzeitbeschäftigt, 2005 bereits 33,6% und 2019 waren es 38,6%. Neben geänderten Lebensentstellungen (zum Beispiel die Aufteilung familiärer Aufgaben oder die Work-Life-Balance betreffend; Hobler und andere, 2018) trug dazu vor allem der Erwerbseintritt von Frauen bei, die mithilfe einer Teilzeitbeschäftigung Beruf und Familie vereinbaren (Wanger, 2020, hier: Seite 29 ff.). Seit einem Jahrzehnt ist die Teilzeitquote recht stabil geblieben.

Ähnlich stark ist zwischen 1991 und 2005 die sogenannte Marginalitätsquote gestiegen, das heißt der Anteil der marginal (also geringfügig, kurzfristig oder in Arbeitsgelegenheiten) Beschäftigten an allen abhängig Beschäftigten (Schwahn und andere, 2018, hier: Seite 32 f.). Betrug die Marginalitätsquote 1991 noch 7,7%, so lag sie 2005 bei 17,0%. Dieser Anstieg ging auf die starke Zunahme der in sogenannten Minijobs geringfügig Beschäftigten zurück, die rund neun Zehn-

tel der marginal Beschäftigten ausmachen (Bruckmeier und andere, 2018, hier: Seite 6 ff.). Diese Zunahme war zum einen durch die Förderung geringfügiger Tätigkeiten im Zuge der Hartz-Reformen und zum anderen durch den Trend hin zu Dienstleistungen ausgelöst worden. Anschließend ist die Marginalitätsquote bis auf 12,6% im Jahr 2019 zurückgegangen. Das ist außer durch den deutlichen Anstieg bei regulären Beschäftigungsverhältnissen damit zu erklären, dass zwar die Anzahl marginaler Beschäftigungsverhältnisse weiter gestiegen ist, sie aber immer häufiger nebenberuflich eingegangen wurden (Klinger/Weber, 2017, hier: Seite 1 f).¹⁴ Der weitere Rückgang der Marginalitätsquote auf 11,4% im Jahr 2021 ist durch den Corona-Lockdown zu erklären: Er traf besonders Branchen mit hoher marginaler Beschäftigung, wie Gastronomie, Touristik, Handel, Kunst und Kultur (Bundesagentur für Arbeit, 2021), deren Beschäftigung mangels Anspruch nicht über Kurzarbeit gestützt werden konnte.

Ein bestimmender Trend auf dem Arbeitsmarkt ist ferner die andauernde Tendenz hin zu weniger Beschäftigung in der Industrie zugunsten des Dienstleistungsbereichs, die in der Literatur so bezeichnete „Tertiarisierung“.¹⁵ Zwischen 1991 und 2019 ging in Deutschland die Zahl der Erwerbstätigen im Produzierenden Gewerbe (einschließlich Baugewerbe) um 2,9 Millionen und damit um gut ein Fünftel zurück. Zeitgleich stieg die Zahl der Erwerbstätigen in den Dienstleistungsbereichen um 9,1 Millionen Personen oder rund zwei Fünftel. Dadurch nahm der Anteil der in Dienstleistungsbranchen abhängig Beschäftigten von 61,3% im Jahr 1991 zunächst stark bis 2005 auf 72,6% zu, danach nur noch gering (2019: 74,6%, 2021: 75,0%).

Was heißt das nun für das Arbeitnehmerentgelt? Während die Zunahme der Erwerbstätigenquote tendenziell das Arbeitseinkommen erhöht hat, wirkten die übrigen geschilderten Trends dämpfend: Durch die Zunahme der Teilzeitquote reduzierte sich ceteris paribus die Zahl der geleisteten Arbeitsstunden, der Anstieg der Margi-

nalitätsquote bis zur Mitte des Betrachtungszeitraums drückte die durchschnittlichen Löhne und Arbeitsstunden.¹⁶ Ihr folgender Rückgang (bei gleichzeitiger Zunahme von Nebenjobs und sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung) wirkte für sich genommen allerdings entgeltsteigernd. Die Tertiarisierung schließlich geht mit einem höheren Anteil von Teilzeitbeschäftigung und im Vergleich zur Industrie teilweise schlechter bezahlter Arbeit im Dienstleistungsbereich einher.

➤ **Grafik 3** führt zehn Wirtschaftsbereiche und ihre durchschnittlichen Bruttostundenlöhne des Jahres 2021 auf und bildet ihre Anteile an den gesamtwirtschaftlichen Arbeitsstunden der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer für die Jahre 1991 und 2021¹⁷ ab. Die Darstellung zeigt ein heterogenes Bild mit Zuwächsen und Rückgängen bei Wirtschaftszweigen mit über- wie auch unterdurchschnittlichen Stundenlöhnen. Deutliche Rückgänge sind vor allem bei dem Arbeitsstundenanteil der meist zu den Hochlohnbranchen zählenden Bereichen des Produzierenden Gewerbes (ohne Baugewerbe) zu erkennen. Ihr Anteil an den gesamtwirtschaftlichen Arbeitsstunden ist von 30,2% im Jahr 1991 auf 20,9% im Jahr 2021 gefallen. Dagegen nahmen die Anteile der Unternehmensdienstleister (von 5,1 auf 12,4%) und des zusammengefassten Bereichs Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit (von 21,9 auf 27,4%) erheblich zu. Allerdings ist der Anteil des darin erfassten Wirtschaftszweigs „Öffentliche Dienstleister“ in diesem Zeitraum von 9,4 auf 7,4% zurückgegangen. Das wurde jedoch durch die starken Zuwächse der beiden anderen enthaltenen Bereiche „Erziehung und Unterricht“ (von 4,4 auf 5,9%) sowie „Gesundheits- und Sozialwesen“ (von 8,1 auf 14,1%) mehr als kompensiert. Aggregiert hat sich durch den Strukturwandel der Arbeitsstundenanteil der dargestellten Wirtschaftszweige mit unterdurchschnittlichen Stundenlöhnen kaum verschoben: Er betrug 58,7% im Jahr 1991 und 60,6% im Jahr 2021.

4 Im Personenkonzept der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden nur die ausschließlich marginal beschäftigten Arbeitnehmer/-innen gezählt, nicht aber sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die zusätzlich zum Hauptberuf zum Beispiel einen Minijob ausüben.

5 Die Gesamtheit der Dienstleistungsbranchen wird als tertiärer Sektor bezeichnet. Die Tertiarisierung ist allerdings nicht gleichbedeutend mit einem Rückgang industrieller Endprodukte, sondern eher das Resultat wachsender Arbeitsteilung. Siehe hierzu und für die folgenden Ausführungen Schwahn und andere (2018, hier: Seite 29 ff.).

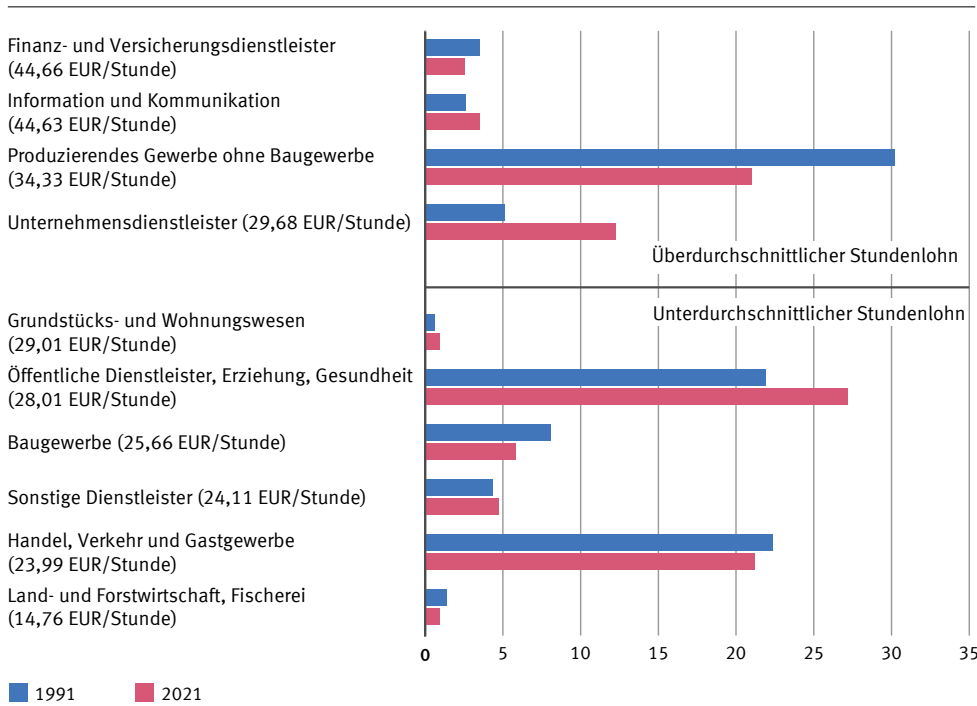
6 Das war mit den Hartz-Reformen ab 2002 durchaus beabsichtigt, um die damals höhere Unterbeschäftigung strukturpolitisch abzubauen.

7 Ein Vergleich mit den Daten für 2019 ergab nur geringfügige Abweichungen, sodass trotz pandemiebedingter Sondereffekte das aktuelle Berichtsjahr 2021 verwendet werden konnte.

Entwicklung von Arbeitseinkommen und Lohnquote – Berechnungskonzepte und Ursachen von Veränderungen

Grafik 3

Wirtschaftsbereiche nach ihren Anteilen an den gesamtwirtschaftlichen Arbeitsstunden in %



Durchschnittliche Bruttostundenlöhne 2021 nachrichtlich in Klammern.

2022 - 0105

↳ **Grafik 4** auf Seite 84 zeigt die Entwicklung wesentlicher Arbeitsmarktindikatoren, normiert auf 1991 = 100. Die Anzahl der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer stagnierte bis 2006 mit einigen Schwankungen auf dem Niveau von 1991 und liegt nach einem Höchststand im Jahr 2019 trotz der Coronakrise aktuell (2021) 16 % über dem Ausgangsniveau von 1991. Die Arbeitsstundenzahl war bis 2005 rückläufig und nahm danach – bis auf einen Rückgang während der Finanzmarktkrise 2009 – bis 2019 parallel zur Arbeitnehmerzahl zu. Erst im Pandemiejahr 2020 ging sie wieder nahezu auf ihr Ausgangsniveau zurück. Es zeigt sich, dass die kontraktiv wirkende demografische Entwicklung bislang durch Nettozuwanderung und eine erweiterte Erwerbsbeteiligung insbesondere von Frauen mehr als kompensiert werden konnte (Klinger/Fuchs, 2020). Die nominalen Bruttolöhne und -gehälter haben sich absolut und je Stunde seit 1991 mehr als verdoppelt. Ein anderes Bild vermittelt jedoch die preisbereinigte Betrachtung: Die Stundenlöhne sind demnach bis 2003 moderat um 13 % gestiegen und danach bis zum Beginn der Finanzmarktkrise 2008 sogar gefallen. Gründe dafür waren zum einen die

Zurückhaltung der Gewerkschaften bei tariflichen Lohnforderungen zur Beschäftigungsstützung, zum anderen die rasche Zunahme niedrig entlohnter geringfügiger Beschäftigung (Hirschel, 2004, hier: Seite 437 ff.).¹⁸ Seither nahmen die preisbereinigten Stundenlöhne stetig um durchschnittlich 1,6 % je Jahr zu.

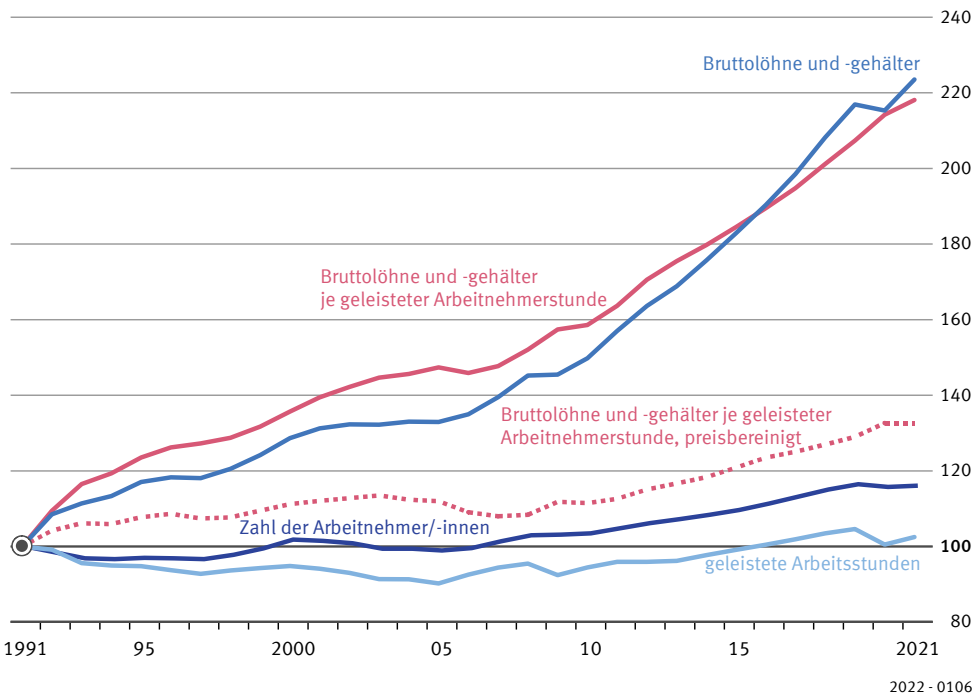
Definition und Abgrenzung des Arbeitnehmerentgelts in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen¹⁹

Nach den Konzepten des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 2010 umfasst das Arbeitnehmerentgelt alle Geld- und Sachleistungen für die geleistete Arbeit (Eurostat, 2014, hier: Textziffer 4.02 ff., sowie Statistisches Bundesamt, 2016,

- 8 Grundlegend war das nach 1998 initiierte „Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit“ der Bundesregierung mit den Tarifparteien. Zum Niedriglohnsektor siehe Grabka/Göbler (2020), hier: Seite 19 f., sowie Kalina/Weinkopf (2021), hier: Seite 6 ff.
- 9 Auf die Berechnung des Arbeitnehmerentgelts beziehungsweise seiner Komponenten im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen wird in diesem Aufsatz nicht eingegangen. Siehe dazu ausführlich Statistisches Bundesamt (2016), Seite 284 ff.

Grafik 4

Entwicklung wesentlicher Arbeitsmarktindikatoren
1991 = 100



hier: Seite 281 ff., Seite 293 ff.). Das Arbeitnehmerentgelt setzt sich aus den Bruttolöhnen und -gehältern und den Sozialbeiträgen der Arbeitgeber zusammen und ist ein Maß für die Kosten des Faktors Arbeit in einer Volkswirtschaft.

Bruttolöhne und -gehälter können als Geld- oder Sachleistungen gezahlt werden. Zu den Geldleistungen gehören insbesondere regelmäßig gezahlte Grundlöhne und -gehälter, zusätzliche Monatsgehälter, Weihnachtsg Gratifikationen, Ergebnisprämien und leistungsbezogene Sonderzahlungen, die an den Erfolg des Unternehmens gebunden sind, sowie Entgelte für arbeitsfreie Tage und bezahlte Urlaubstage. Sachleistungen sind vor allem Fahrzeuge (Dienstwagen) und andere dauerhafte Güter zur persönlichen Nutzung, eigenproduzierte Waren und Dienstleistungen wie Freifahrten und Freiflüge sowie kostenlose oder verbilligte Mahlzeiten.

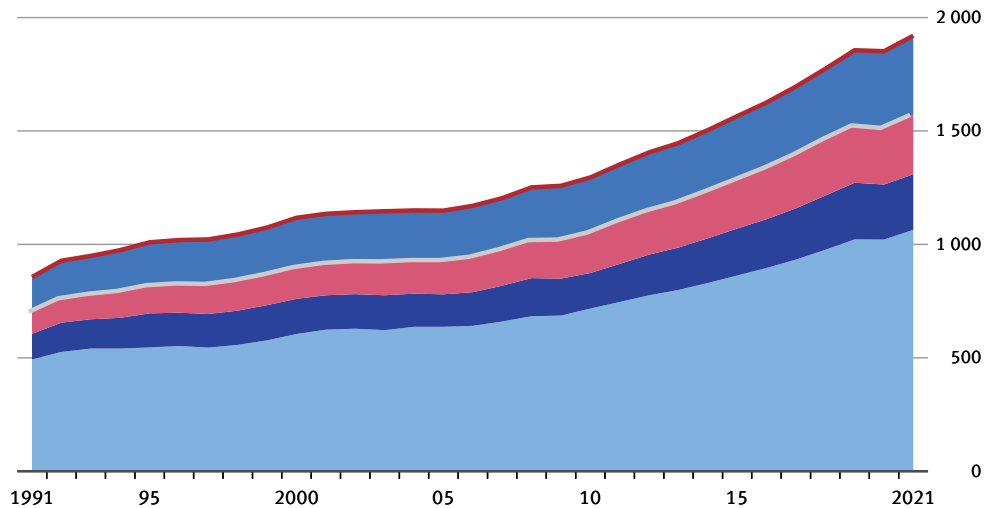
Die Sozialbeiträge der Arbeitgeber werden unterschieden in tatsächliche und unterstellte Arbeitgeberbeiträge. Tatsächliche Arbeitgeberbeiträge umfassen die Beiträge an die einzelnen Zweige der gesetzlichen Sozialversicherung sowie Beiträge zur privaten Kranken-

und Pflegeversicherung. Darüber hinaus zählen Beiträge an Pensionskassen, Pensionsfonds und an Direktversicherungen, Zuführungen zu Rückstellungen für die betriebliche Altersversorgung (Direktzusagen) sowie Beiträge an berufsständische Versorgungswerke und an die Zusatzversorgung im öffentlichen Dienst zu den tatsächlichen Arbeitgeberbeiträgen.

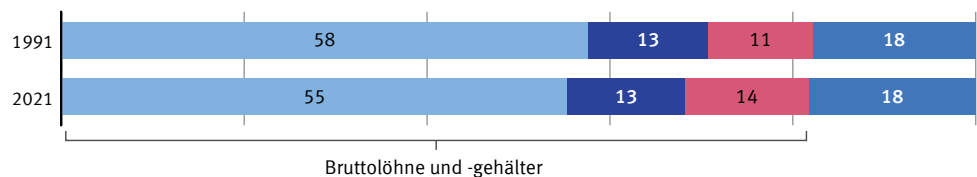
Unterstellte Sozialbeiträge stellen den Gegenwert von Sozialleistungen dar, die von den Arbeitgebern direkt an ihre Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer oder an sonstige Berechtigte fließen, ohne dass eine Versicherung oder Ähnliches zwischengeschaltet ist und ohne dass dafür spezielle Rücklagen gebildet werden. Es handelt sich also um fiktive Beiträge für vom Arbeitgeber direkt gezahlte Sozialleistungen. Der mit Abstand größte Teil der unterstellten Sozialleistungen entfällt auf die Altersversorgung der Beamtinnen und Beamten.

Das Arbeitnehmerentgelt ist von 1991 bis 2021 von 856 Milliarden Euro auf 1920 Milliarden Euro gestiegen (+124%). ↘ Grafik 5 verdeutlicht, dass die an die

Grafik 5
Zusammensetzung des Arbeitnehmerentgelts
Mrd. EUR



Anteil am Arbeitnehmerentgelt in %



■ Nettolöhne und -gehälter
 ■ Lohnsteuer der Arbeitnehmer
 ■ Sozialbeiträge der Arbeitnehmer
 ■ Sozialbeiträge der Arbeitgeber
■ Bruttolöhne und -gehälter
 ■ Arbeitnehmerentgelt

2022 - 0107

Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer gezahlten Bruttolöhne und -gehälter zu mehr als 80% für Höhe und Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts bestimmend sind. In den zurückliegenden drei Dekaden sind sie mit nominal +123% fast genauso stark gewachsen wie das Arbeitnehmerentgelt. Mit jährlichen Zuwachsraten zwischen 4,0 und 4,9% verzeichneten insbesondere die Jahre 2011 bis 2019 (mit Ausnahme des Jahres 2013) einen starken Anstieg der Bruttolöhne und -gehälter. Das ist sowohl auf einen stetigen Beschäftigungsaufbau als auch auf gestiegene Durchschnittslöhne (+3,0% je Arbeitsstunde im Jahresdurchschnitt) zurückzuführen.

Der Anteil der Sozialbeiträge von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern sowie Arbeitgebern am Arbeitnehmerentgelt ist von 29,2% im Jahr 1991 auf 31,8%

im Jahr 2021 gestiegen. Der Zuwachs um 2,6 Prozentpunkte hat unterschiedliche Gründe: Eine wesentliche Ursache ist die im Zeitverlauf gestiegene Bedeutung privater, kapitalgedeckter Alterssicherungssysteme. Auch die Einführung der Pflegeversicherung 1995 und der allgemeinen Krankenversicherungspflicht im Jahr 2009 haben zum gestiegenen Anteil der Sozialbeiträge am Arbeitnehmerentgelt beigetragen. Die Krankenversicherungspflicht hatte in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen die Einbeziehung der Beiträge an die Private Krankenversicherung in die Sozialbeiträge zur Folge. Die Beitragssätze an die einzelnen Zweige der gesetzlichen Sozialversicherung haben sich in den letzten drei Jahrzehnten indessen unterschiedlich entwickelt: Der Beitragssatz zur gesetzlichen Rentenversicherung war 2021 mit 18,6% um einen Zehntelprozentpunkt niedriger als im Jahr 1991.

riger als 1991. Deutlich gesunken ist der Beitragssatz an die Arbeitslosenversicherung, nämlich von 4,3% im Jahr 1991 auf 2,4% im Jahr 2021. Demgegenüber sind die Beitragssätze zur gesetzlichen Krankenversicherung, auch aufgrund von Zusatzbeiträgen, von 12,2% im Jahr 1991 auf 15,9% im Jahr 2021¹⁰ stark angestiegen. Gleiches gilt für die Beitragssätze zur Pflegeversicherung (von 1,0% im Jahr 1995 auf 3,05% im Jahr 2021¹¹).

Das Volumen der Sozialbeiträge der Arbeitgeber und dementsprechend auch ihr Anteil am Arbeitnehmerentgelt war im gesamten Betrachtungszeitraum deutlich höher als das Volumen beziehungsweise der Anteil der Sozialbeiträge der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer. Das liegt zum einen daran, dass verschiedene Systeme der betrieblichen Alterssicherung alleine oder zum größten Teil durch die Arbeitgeber finanziert werden (Direktzusagen, Zusatzversorgung im öffentlichen Dienst). Auch die Beiträge an die gesetzliche Unfallversicherung werden nur durch die Arbeitgeber getragen. Zum anderen werden für geringfügig Beschäftigte die Beiträge ganz überwiegend von den Arbeitgebern übernommen.

Der Anteil der Arbeitgeber zu den Sozialbeiträgen war im Jahr 2021 nur um 0,4 Prozentpunkte höher als 30 Jahre zuvor, allerdings gab es innerhalb dieses Zeitraums erhebliche Schwankungen. Dagegen ist der Anteil der Arbeitnehmersozialbeiträge in diesem Zeitraum um 2,2 Prozentpunkte auf 13,6% gestiegen. Das ist insbesondere auf die größer gewordene Bedeutung kapitalgedeckter privater (Alters-)Sicherungssysteme zurückzuführen, an die zum Teil nur die Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer Beiträge entrichten.

Grafik 5 veranschaulicht auch den Übergang von den Brutto- zu den Nettolöhnen und -gehältern und zeigt die Entwicklung der Anteile von Arbeitnehmersozialbeiträgen, Lohnsteuer und Nettolöhnen und -gehältern am Arbeitnehmerentgelt. Der Anteil der Nettolöhne und -gehälter ist von 57,6% im Jahr 1991 auf 55,4% im Jahr 2021 zurückgegangen. Bei einem weitgehend konstanten Anteil der Lohnsteuer – lediglich in den Jahren

1995 bis 1999 lag er mit Anteilen zwischen 14,4 und 14,9% deutlich über dem langjährigen Durchschnitt von 13,4% – geht der um gut 2 Prozentpunkte niedrigere Anteil der Nettolöhne und -gehälter mit dem bereits erwähnten höheren Gewicht der Arbeitnehmersozialbeiträge einher.

3.2 Entwicklung der Unternehmens- und Vermögenseinkommen

Die Unternehmens- und Vermögenseinkommen setzen sich aus drei Komponenten zusammen:

- › Der Nettobetriebsüberschuss ergibt sich als Restgröße und enthält die beiden Komponenten (1) Entlohnung für den Arbeitseinsatz des Unternehmers/der Unternehmerin einschließlich nicht sozialversicherungspflichtiger mithelfender Familienangehöriger sowie (2) die Entlohnung für den Kapitaleinsatz.
- › Hinzu kommen (3) die aus dem Ausland empfangenen abzüglich der geleisteten Vermögenseinkommen.

➤ **Grafik 6** zeigt, dass die per saldo empfangenen grenzüberschreitenden Vermögenseinkommen seit 2004 zunehmend zu den gesamten Unternehmens- und Vermögenseinkommen beitragen. Im Jahr 2019 wurden per saldo 111 Milliarden Euro mehr an Vermögenseinkommen aus dem Ausland bezogen als an das Ausland geleistet. Die grenzüberschreitenden Vermögenseinkommen stellten damit fast 15% der Unternehmens- und Vermögenseinkommen in diesem Jahr. Die Ursachen für diese Entwicklung sind vor allem im Aufbau des Netto-Auslandsvermögens seit Anfang der 2000er-Jahre begründet. Steigende Leistungsbilanzüberschüsse und verbesserte Renditen des Auslandsvermögens unter anderem aufgrund von vermehrten Direktinvestitionen im Ausland haben diese Entwicklung angetrieben.¹² Dagegen kam es in der Folge der deutschen Vereinigung nach 1991 zu Defiziten in der Leistungsbilanz und per saldo negativen Vermögenseinkommen.

Da es keine ausreichenden statistischen Angaben zur Entlohnung des Arbeitseinsatzes von selbstständig Tätigen gibt, kann die Entlohnung ihrer geleisteten

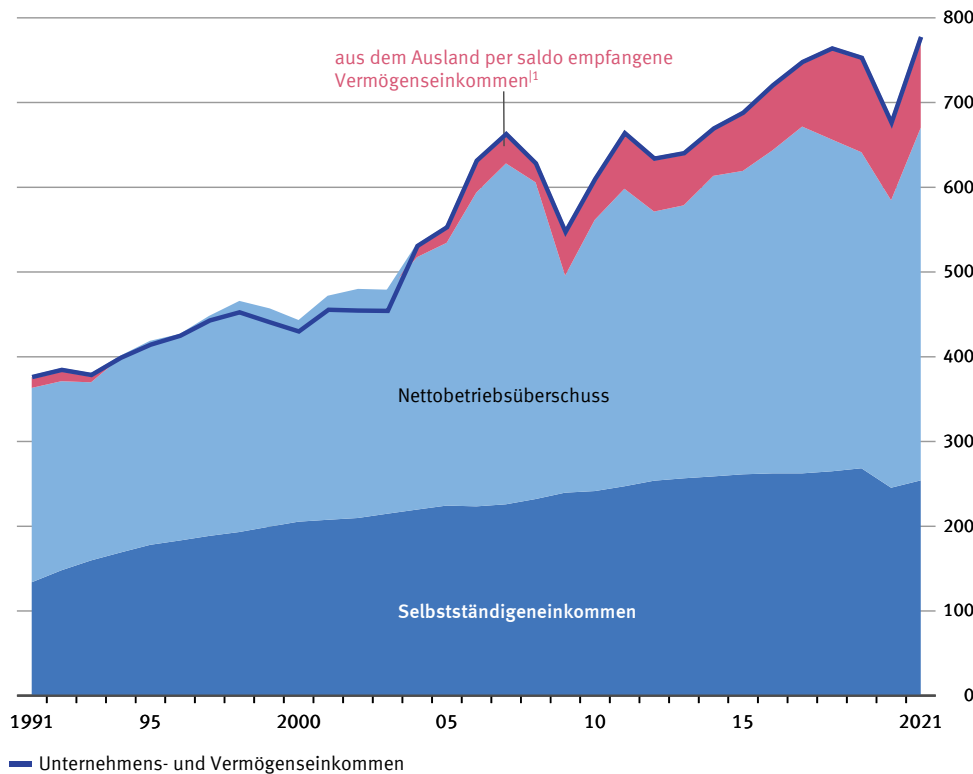
10 Gewichteter Beitragssatz über alle gesetzlichen Krankenkassen hinweg, 2021 einschließlich durchschnittlichem Zusatzbeitrag. Die Angaben für 1991 beziehen sich auf das frühere Bundesgebiet.

11 Beitragssätze für Versicherte mit Kind(ern). Seit dem Jahr 2005 wird für Versicherte ohne Kind ein Zuschlag erhoben. Im Jahr 2021 betrug der Beitragssatz für diese Versicherten 3,3%.

12 Die Daten zu den grenzüberschreitenden Vermögenseinkommen stammen aus der Zahlungsbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank (siehe hierzu auch Deutsche Bundesbank [2015, 2018, 2020]).

Grafik 6

Entwicklung der Unternehmens- und Vermögenseinkommen
Mrd. EUR



1 In den Jahren 1994/95 und 1997 bis 2003 wurden per saldo Vermögenseinkommen an das Ausland gezahlt.

2022 - 0108

Arbeit nur modelliert werden. Hierzu wurde die gesamte Jahresarbeitszeit der Selbstständigen einschließlich mithelfender Familienangehöriger mit dem durchschnittlichen Stundenlohn aller Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer im Inland multipliziert. Das so berechnete Selbstständigeneinkommen¹³ zeigt, dass im Jahr 2019 fast 36 % der in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ausgewiesenen Unternehmens- und Vermögenseinkommen der Arbeitsleistung von Selbstständigen zuzurechnen wären. Da fast 15 % der Unternehmens- und Vermögenseinkommen auf die grenzüberschreitenden Vermögenseinkommen entfielen, verbleiben knapp 50 % für die Entlohnung des Kapitaleinsatzes. Bezogen auf das Volkseinkommen 2019 ergeben sich so fol-

gende Relationen: Mehr als 81 % des Volkseinkommens entfielen im Jahr 2019 auf die Entlohnung der gesamten Arbeitsleistung. Gut 71 Prozentpunkte trägt das Arbeitnehmerentgelt dazu bei, 10 Prozentpunkte die modellierten Selbstständigeneinkommen. Der Rest, nämlich knapp 19 % des Volkseinkommens, entfällt dann auf den Kapitaleinsatz im In- und Ausland.

Das Selbstständigeneinkommen hat sich wie auch die Unternehmens- und Vermögenseinkommen insgesamt zwischen 1991 und 2019 verdoppelt. Im Gegensatz zu den teilweise erratischen Änderungen bei den Unternehmens- und Vermögenseinkommen war der Verlauf beim gesamtwirtschaftlichen Selbstständigeneinkommen – mit Ausnahme des Jahres 2006 – kontinuierlich aufwärtsgerichtet; konjunkturelle Ausschläge zeigten sich kaum. Bei einer genaueren Betrachtung überlagern sich allerdings mehrere Aspekte: So sanken seit der Jahr-

13 Das so berechnete Selbstständigeneinkommen weicht von der Definition im ESVG 2010 ab: Während im ESVG damit ein Mischeinkommen aus unternehmerischer Tätigkeit und Kapitaleinsatz gemeint ist, ist hier ein Einkommen nur für die Arbeitsleistung modelliert worden.

tausendwende die geleisteten Jahresarbeitsstunden der Selbstständigen je Kopf kontinuierlich; sie erreichten 2019 nur noch 83 % des Niveaus von 1991. Kompensiert wurden diese Arbeitszeitrückgänge ab etwa 2003 hauptsächlich durch zwei Entwicklungen: Zum einen nahm die Zahl der Solo-Selbstständigen infolge der staatlichen Förderung von Existenzgründungen (sogenannte Ich-AG-Förderung) stark zu. Zum anderen trug dazu die teilweise Abschaffung des Meisterzwangs im Zuge der Novellierung der Handwerksordnung im Jahr 2004 bei (Mai/Marder-Puch, 2013, hier: Seite 484). Auch diese Änderung führte zu einer steigenden Zahl von Existenzgründungen. Seit 2006 ebnete die Zunahme selbstständiger Personen wieder ab. Im Jahr 2011 erreichte die Zahl der Selbstständigen ihren Höhepunkt. Seitdem ist sie durchgehend rückläufig und liegt mittlerweile wieder im Bereich der späten 1990er-Jahre. Das gesamte in Stunden ausgedrückte Arbeitsvolumen von Selbstständigen fällt bereits seit 2010. Aufgefangen wurde der Rückgang des Arbeitsvolumens der Selbstständigen durch Lohnzuwächse bei den Berechnungen des zugrunde liegenden durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelts je Stunde. So hat sich in den Jahren nach der Finanzmarkt- und Wirtschaftskrise 2008/2009 dieser Stundensatz um jahresdurchschnittlich 2,9% (2011 bis 2019) erhöht und so den Rückgang des Arbeitsvolumens teilweise kompensiert.

Corona-bedingt ist das Arbeitsvolumen der Selbstständigen durch die vielen Beschränkungen im Jahr 2020 um 11,9% zurückgegangen und nach ersten vorläufigen Zahlen für 2021 wieder leicht um 1,7% gestiegen. Obwohl die durchschnittlichen Stundenlöhne der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in beiden Jahren gestiegen sind, liegt das Selbstständigeneinkommen im Jahr 2021 damit noch um mehr als 5% unter dem Niveau von 2019.

Die Unternehmens- und Vermögenseinkommen weisen in den letzten beiden Jahren hohe Schwankungen auf (2020: -10%; 2021: +15% im Vorjahresvergleich). Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Corona-bedingten Unterstützungen des Staates, die als sonstige Subventionen zu buchen sind, den Nettobetriebsüberschuss der Unternehmen stabilisiert haben (siehe Kapitel 2).

4

Aussagekraft verschiedener Lohn- und Arbeitseinkommensquoten

Die Frage, welche Einkommensquote am besten geeignet ist, um die funktionale Einkommensverteilung zu analysieren, hängt wesentlich vom Analysezweck ab: Steht die Verteilung des erwirtschafteten Einkommens auf die Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital im Fokus, dann sollte auf die gesamte Arbeitseinkommensquote abgestellt werden. Wie erläutert können die Arbeitseinkommen von Selbstständigen nur modellmäßig erfasst werden, daher hängt ihre Höhe von den getroffenen Modellannahmen ab.

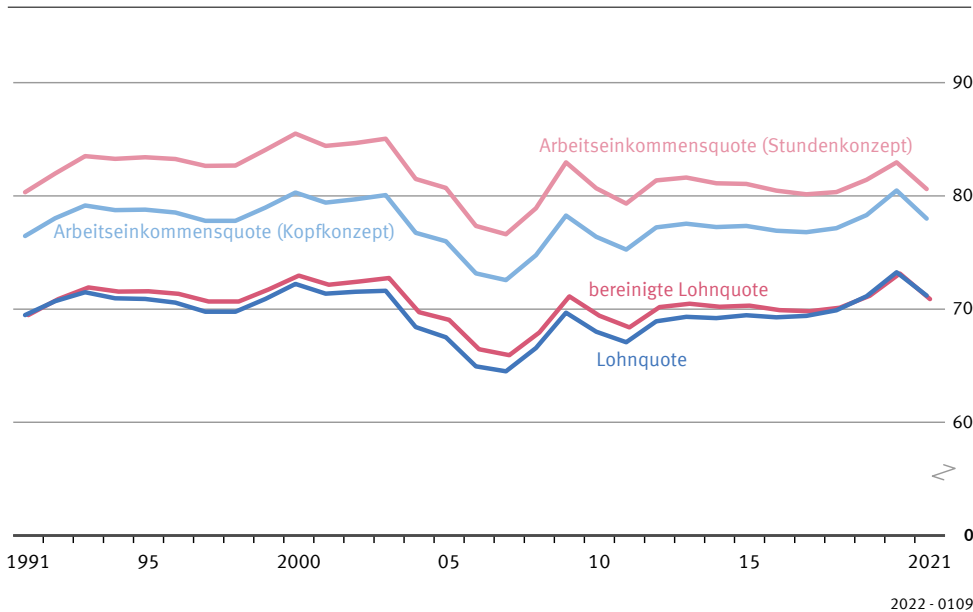
↳ Grafik 7 zeigt neben der oben beschriebenen Modellrechnung auch eine Berechnung des Selbstständigeneinkommens mittels des durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelts. Die daraus resultierende Arbeitseinkommensquote (Kopfkonzept) unterstellt Selbstständigen nicht nur dieselben Stundenlöhne, sondern auch die durchschnittliche Jahresarbeitszeit von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern. Diese Quote liegt im Niveau unter der mittels Arbeitsstunden errechneten Arbeitseinkommensquote. Die Ursache hierfür ist, dass die Jahresarbeitszeit von Selbstständigen deutlich höher ist als die von abhängig Beschäftigten. Selbstständige arbeiteten im Jahr 2019 durchschnittlich 1 907 Stunden und Arbeitnehmerinnen sowie Arbeitnehmer 1 329 Stunden. Die Unterschiede sind sowohl darin begründet, dass bei Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern Teilzeit und geringfügiger Beschäftigung eine große Bedeutung zukommt, als auch durch den Umstand, dass tarifvertragliche Arbeitszeitregelungen bei Selbstständigen keine Rolle spielen.

Um den auf abhängig Beschäftigte entfallenden Anteil am Volkseinkommen zu betrachten, kann aber – wie seit Jahrzehnten beispielsweise bei tariflichen Auseinandersetzungen üblich – auch nur auf die Lohnquote abgestellt werden. Neben der unbereinigten Lohnquote wird dazu häufig eine bereinigte Lohnquote herangezogen. Für deren Berechnung wird unterstellt, dass die Struktur der Erwerbstätigen bezogen auf ein Basisjahr – in diesem Fall 1991 – im Zeitablauf unverändert bleibt. Damit wird rechnerisch der Anteil der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer an allen Erwerbstätigen konstant gehalten.

Entwicklung von Arbeitseinkommen und Lohnquote – Berechnungskonzepte und Ursachen von Veränderungen

Grafik 7

Entwicklung verschiedener Lohn- und Arbeitseinkommensquoten
in %



ten. Möglich wäre es auch, statt der Anzahl der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer deren Anteil an den Arbeitsstunden aller Erwerbstätigen konstant zu halten.

Der Verlauf der verschiedenen Einkommensquoten zeigt, dass die Entwicklungen im Konjunkturverlauf zwar ziemlich ähnlich sind, sich die Niveaus aber unterscheiden. Im Detail gibt es gleichwohl auch abweichende Entwicklungen. In den letzten Jahren weisen die bereinigte und die unbereinigte Lohnquote jedoch kaum noch Unterschiede auf. Der Anteil der Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer an allen Erwerbstätigen hat in etwa wieder den Umfang vom Anfang der 1990er-Jahre erreicht. Bei der Einkommensquote zeigt sich, dass die mittels Arbeitsstunden beziehungsweise Personenzahlen berechneten Selbstständigeneinkommen näher zusammengerückt sind.

Die Lohnquote und die Arbeitseinkommensquote sind makroökonomische Verteilungsmaße. Ihre Höhe und Entwicklung ist von einer Vielzahl struktureller, ökonomischer und auch rechtlicher Faktoren und deren Änderungen abhängig, die hier nur angerissen werden konnten (siehe dazu auch Aretz und andere, 2009; Grömling, 2017; Deutscher Gewerkschaftsbund, 2021). Aus der funktionalen Einkommensverteilung können zudem keine unmittelbaren Rückschlüsse auf die personelle

Einkommensverteilung gezogen werden. Hierfür sind Mikrodaten aus Haushaltsbefragungen beziehungsweise Steuerstatistiken erforderlich. [U](#)

LITERATURVERZEICHNIS

Aretz, Bodo/Busl, Claudia/Gürtzgen, Nicole/Hogrefe, Jan/Kappler, Marcus/Steffes, Susanne/Westerheide, Peter. *Endbericht zum Forschungsauftrag fe 13/08: „Ursachenanalyse der Verschiebung in der funktionalen Einkommensverteilung in Deutschland“ (Aktenzeichen I A 3 – Vw 3170/08/10035)*. Schriftenreihe ZEW Gutachten/Forschungsberichte. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW). Mannheim 2009. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.econstor.eu

Bruckmeier, Kerstin/Lietzmann, Torsten/Mühlhan, Jannek/Stegmaier, Jens. *Geringfügige Beschäftigung aus der Perspektive von Beschäftigten und Betrieben sowie Verteilungs- und Arbeitsmarktwirkungen einer Ausweitung*. IAB-Stellungnahme 16/2018. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: <https://doku.iab.de/stellungnahme/2018/sn1618.pdf>

Bundesagentur für Arbeit. *Corona-Krise lässt Zahl der Minijobber in Sachsen-Anhalt deutlich sinken*. Presseinfo Nr. 12 vom 9. Februar 2021. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.arbeitsagentur.de

Deutsche Bundesbank. *Die deutsche Zahlungsbilanz für das Jahr 2014*. In: Monatsbericht März 2015, Seite 77 ff.

Deutsche Bundesbank. *Die deutsche Auslandsposition: Höhe, Rentabilität und Risiken der grenzüberschreitenden Vermögenswerte*. In: Monatsbericht Dezember 2018, Seite 47 ff.

Deutsche Bundesbank. *Der deutsche Leistungsbilanzüberschuss aus der Sicht makroökonomischer Modelle*. In: Monatsbericht Juli 2020, Seite 19 ff.

Deutscher Gewerkschaftsbund. *DGB Verteilungsbericht 2021: Ungleichheit in Zeiten von Corona*. 2021. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.dgb.de

Egner, Ute. *Senkung der Mehrwertsteuersätze im Zuge der Corona-Pandemie – wie wirkte sie auf die Inflation?* In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2021, Seite 106 ff.

Eurostat (Statistisches Amt der Europäischen Union). *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 2010*. Luxemburg 2014.

Gartner, Hermann/Hutter, Christian/Weber, Enzo. *Wie der Arbeitsmarkt zwei sehr unterschiedliche Krisen bewältigt*. IAB Kurzbericht. Ausgabe 27/2021.

Grabka, Markus M./Göbler, Konstantin. *Der Niedriglohnsektor in Deutschland – Falle oder Sprungbrett für Beschäftigte?* 2020. DOI: <https://doi.org/10.11586/2020032>

Grömling, Michael. *Entwicklung der makroökonomischen Einkommensverteilung in Deutschland*. In: IW-Trends – Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung, Institut der deutschen Wirtschaft (IW), Köln. Jahrgang 44. Ausgabe 1/2017, Seite 77 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Herzog-Stein, Alexander/Nüß, Patrick/Peede, Lennert/Stein, Ulrike. *Germany's Labour Market in Coronavirus Distress – New Challenges to Safeguarding Employment*. IMK Working Paper Nr. 209. 2021. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.imk-boeckler.de

Hirschel, Dierk. *Lohnzurückhaltung und Beschäftigung im internationalen Vergleich*. In: WSI Mitteilungen 8/2004, Seite 435 ff.

Hobler, Dietmar/Pfahl, Svenja/Hentschel, Linda. *Gründe für Teilzeittätigkeit nach Elternschaft 2017*. In: WSI-GenderDatenPortal. 2018. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.wsi.de

Kalina, Thorsten/Weinkopf, Claudia. *Niedriglohnbeschäftigung 2019 – deutlicher Rückgang vor allem in Ostdeutschland*. In: IAQ-Report der Universität Duisburg-Essen. Ausgabe 6/2021. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: duepublico2.uni-due.de

Klinger, Sabine/Fuchs, Johann. *Wie sich der demografische Wandel auf den deutschen Arbeitsmarkt auswirkt*. In: IAB-Forum – Das Magazin des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. 2020. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.iab-forum.de

Klinger, Sabine/Rothe, Thomas/Weber, Enzo. *Makroökonomische Perspektive auf die Hartz-Reformen – Die Vorteile überwiegen*. IAB Kurzbericht. Ausgabe 11/2013.

Klinger, Sabine/Weber, Enzo. *Zweitbeschäftigungen in Deutschland: Immer mehr Menschen haben einen Nebenjob*. IAB-Kurzbericht. Ausgabe 22/2017.

Mai, Christoph-Martin/Marder-Puch, Katharina. *Selbstständigkeit in Deutschland*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 7/2013, Seite 482 ff.

Oschmiansky, Frank. *Arbeitsmarkttheorien und -konzepte*. In: Bundeszentrale für politische Bildung. 2020. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.bpb.de

Schwahn, Florian/Mai, Christoph-Martin/Braig, Michael. *Arbeitsmarkt im Wandel – Wirtschaftsstrukturen, Erwerbsformen und Digitalisierung*. In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2018, Seite 24 ff.

Schwarz, Norbert. *Einkommensentwicklung in Deutschland*. In: Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 3/2008, Seite 197.

Statistisches Bundesamt. *Erwerbstätigkeit von Frauen: Deutschland mit dritthöchster Quote in der EU*. [Zugriff am 14. März 2022]. Verfügbar unter: www.destatis.de

Statistisches Bundesamt. *Inlandsprodukt und Nationaleinkommen nach ESVG 2010 – Methoden und Grundlagen*. Fachserie 18, Reihe S.30, Ausgabe 2016.

Wanger, Susanne. *Entwicklung von Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Arbeitsvolumen nach Geschlecht*. IAB-Forschungsbericht. Ausgabe 16/2020.

Herausgeber
Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung
Dr. Daniel Vorgrimler
Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns
www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge
zweimonatlich, erschienen im April 2022
Ältere Ausgaben finden Sie unter www.destatis.de sowie in der [Statistischen Bibliothek](#).

Artikelnummer: 1010200-22002-4, ISSN 1619-2907

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2022
Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.