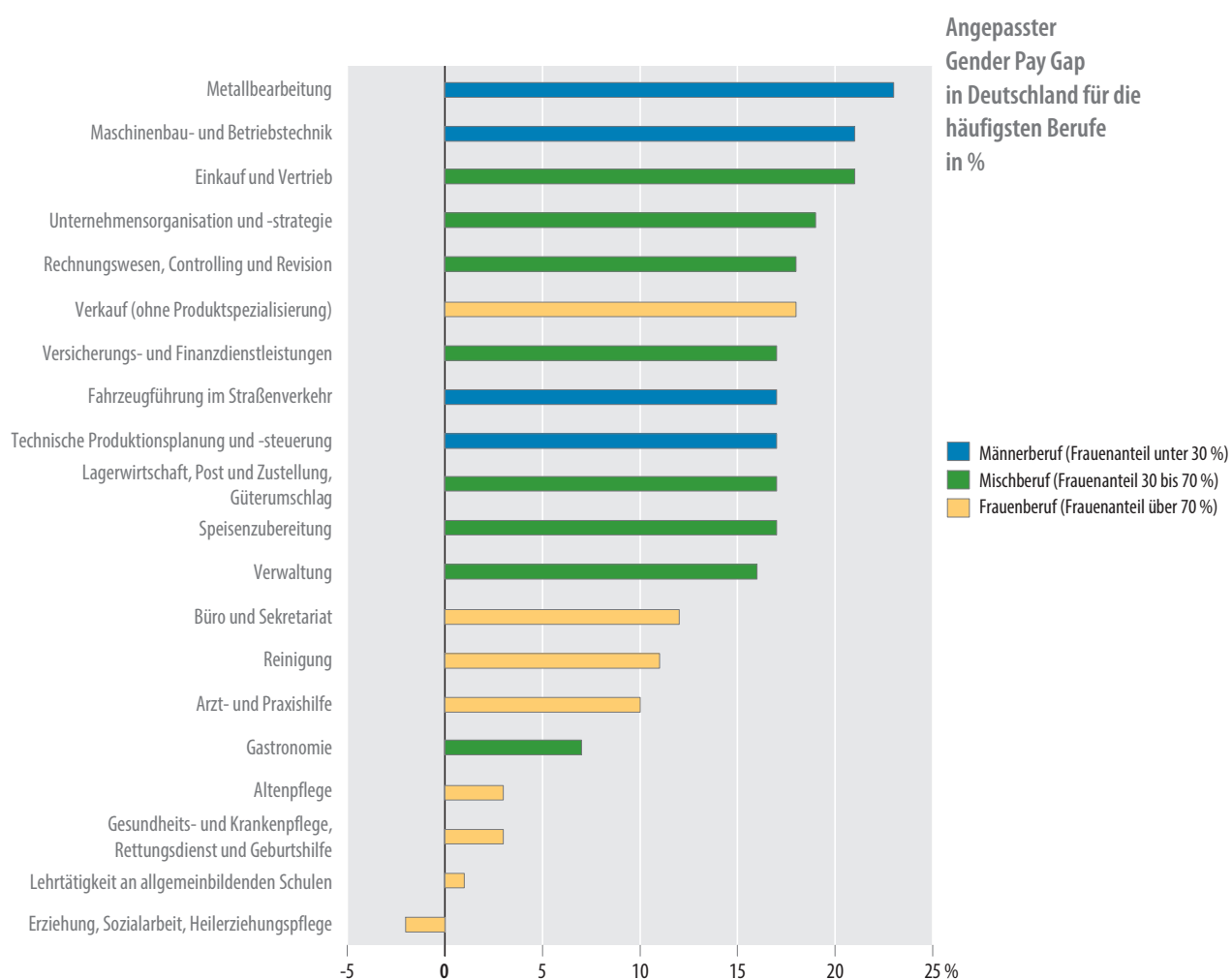


▮ (UN-)GLEICHHEIT DER GESCHLECHTER



Weiteres Thema: ▮ **Kommunale Schulen**

Amt für Statistik Berlin-Brandenburg

Zeitschrift für amtliche Statistik
Berlin Brandenburg
13. Jahrgang

Herausgeber
Amt für Statistik Berlin-Brandenburg
Steinstraße 104-106
14480 Potsdam
Tel.: 0331 8173-1777

Verantwortlicher Redakteur i. S. d. BbgPG
Hartmut Bömermann
Redaktion
Nicole Dombrowski,
Dr. Holger Leerhoff,
Anja Malchin,
Dr. Thomas Troegel,
Ramona Voshage (Leitung)
zeitschrift@statistik-bbb.de

Preis
Einzelheft EUR 6,00
ISSN 1864-5356

Satz und Gestaltung
Amt für Statistik Berlin-Brandenburg

Druck
Heenemann GmbH & Co., Berlin

© Amt für Statistik Berlin-Brandenburg, 2019
Auszugsweise Vervielfältigung und
Verbreitung mit Quellenangabe gestattet.

Das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg
hat seinen Sitz in Potsdam und weitere
Standorte in Berlin und Cottbus.

Auskunft und Beratung

Steinstraße 104-106
14480 Potsdam

Telefon: 0331 8173-1777
Fax: 030 9028-4091

info@statistik-bbb.de

Zeichenerklärung

- 0 weniger als die Hälfte von 1
in der letzten besetzten Stelle,
jedoch mehr als nichts
 - nichts vorhanden
 - ... Angabe fällt später an
 - () Aussagewert ist eingeschränkt
 - / Zahlenwert nicht sicher genug
 - Zahlenwert unbekannt oder
geheim zu halten
 - x Tabellenfach gesperrt, weil
Aussage nicht sinnvoll
 - p vorläufige Zahl
 - r berichtigte Zahl
 - s geschätzte Zahl
- Abweichungen in der Summe
können sich durch Schätzungen
ergeben



Alle Ausgaben seit 2007
finden Sie auf
www.statistik-berlin-brandenburg.de

Kurzberichte

- ▮ „Was ist ein FAMS?“ – Der Zukunftstag 2019 im Amt für Statistik Berlin-Brandenburg **3**
- ▮ Berliner Daten in der KOSIS-App **4**
- ▮ New Techniques and Technologies for Statistics (NTTS) **6**
- ▮ „Statistik trifft Kommune“ – 7. Fachtagung mit den Statistikstellen des Landes Brandenburg 2019 **7**

Entwicklungen in der amtlichen Statistik

- ▮ Positiver Geschlechtseintrag „divers“ in amtlicher Statistik **8**

Statistik erklärt

- ▮ Europäisches Abfallverzeichnis **36**

Neuerscheinungen

- ▮ Integrationsmonitoring **9**
- ▮ Krankenhaus-Atlas 2016 online **57**

Historisches

- ▮ 100 Jahre Frauenwahlrecht in Deutschland **58**

Save the date

- ▮ Statistische Woche **60**

Fachbeiträge

Steuern

- ▮ Bruttolöhne von Frauen und Männern aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013 kartografisch aufbereitet **10**
Dietmar Quaiser

Verdienste

- ▮ Der Gender Pay Gap im Beruf
Warum er nicht überall gleich groß ist **16**
Aline Zucco

Mikrozensus

- ▮ Die Suche nach Gemeinsamkeiten – Strukturelle Gründe für die Teilzeitarbeit von Frauen und Männern **22**
Agnieszka Althaber

Fachgespräch mit Dr. Yvonne Lott

- „Ungleichheiten im Arbeitsmarkt sind nach wie vor gegeben.“ **26**

IKT Haushalte

- ▮ Sind Frauen die „Shopping Queens“ des Online-Einkaufs?
Eine Analyse auf Basis der Europäischen Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien **28**
Katja de la Motte und Anna Kruse

Mikrozensus

- ▮ Zur Berechnung von Armuts- und Ungleichheitsindikatoren auf Basis des Mikrozensus
Ein Vergleich von Methoden zur Schätzung spitzer Einkommenswerte aus klassierten Einkommensdaten **34**
Birgit Pech und Paul Walter

Öffentliche Finanzen

- ▮ Integrierte Schulden der Gemeinden und Gemeindeverbände 2017 **48**
Johanna Barasofsky, Sascha Ebigt und Cathleen Faber



Liebe Leserinnen und Leser,

anlässlich des Equal Pay Days am 18. März 2019 informierte das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (AfS), dass die geschlechtsspezifische Lohnlücke im Jahr 2018 deutschlandweit im Land Brandenburg mit 2 % am geringsten ausfiel und sich damit die positive Entwicklung der letzten Jahre hin zu einer Angleichung der Verdienste fortsetzte. In Berlin verdienten Frauen im Jahr 2018 etwa 14 % und im Bundesdurchschnitt noch immer 21 % weniger als Männer.

Die zweite Ausgabe der Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg im Jahr 2019 widmet sich daher dem seit Jahren gesellschaftspolitisch aktuellen Thema der „(Un-)Gleichheit der Geschlechter“.

So bietet die Lohn- und Einkommensteuerstatistik eine Fülle an Informationen zur anschaulichen Darstellung der Ungleichheit der Geschlechter bei den jährlichen Bruttoeinkommen. Im ersten

Fachbeitrag werden Ergebnisse dieser Statistik auf Gemeindeebene dargestellt und ein detaillierter Blick auf die geschlechtsspezifischen Einkommensverteilungen in Deutschland ermöglicht.

Ein Teil der geschlechtsspezifischen Lohnlücke lässt sich durch Unterschiede in der Berufswahl erklären. Eine Untersuchung anhand von Mikrodaten der Verdienstrukturhebung zeigt, dass die Lohnlücke besonders stark in Berufen ausgeprägt ist, in denen der Stundenlohn überproportional mit den Arbeitsstunden ansteigt. Da vor allem Frauen in Deutschland in Teilzeit arbeiten, sind sie von den geringeren Stundenlöhnen in Berufen mit überproportionaler Entlohnung stärker betroffen als Männer.

Mit Teilzeittätigkeit als verdienstsenkendem Faktor für beide Geschlechter beschäftigt sich ein weiterer Fachbeitrag. Nicht nur die individuelle Entscheidung, sondern auch strukturelle Rahmenbedingungen und Flexibilisierungsstrategien von Betrieben sind wesentliche Determinanten von Teilzeitbeschäftigung und sollten daher bei empirischen Analysen einbezogen werden.

Das Fachgespräch mit der Soziologin Dr. Yvonne Lott, Leiterin des Referats *Geschlechterforschung* am Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Institut der Hans-Böckler-Stiftung, greift nochmals einige dieser Aspekte auf.

Als Erklärung für unterschiedliche Verhaltensweisen von Frauen und Männern werden immer wieder die aus der Evolutionstheorie abgeleiteten geschlechtsspezifischen Unterschiede herangezogen. Eine Mikrodatenanalyse zum geschlechtsspezifischen Kauf- und Bestellverhalten im Internet bestätigt diese Theorie der „Jäger und Sammler“ aber nicht.

Frauen sind mehr als Männer von materieller Armut bedroht. Die üblichen Indikatoren zur Messung von Armut und Ungleichheit beruhen dabei auf Berechnungsformeln, welche die Kenntnis exakter Einkommenswerte voraussetzen. Eine Methode, diese zu schätzen, wenn Einkommenswerte wie im Mikrozensus lediglich klassiert vorliegen, wird im vorletzten Fachbeitrag dieser Ausgabe vorgestellt.

Der letzte Fachbeitrag beschäftigt sich mit den kommunalen Schulden. Seit einigen Jahren ist eine zunehmende Auslagerung von Aufgaben aus kommunalen Kernhaushalten in öffentliche Fonds, Einrichtungen und Unternehmen zu beobachten. Im Statistischen Verbund wurde nun ein Verfahren entwickelt, um den Effekt der Ausgliederungsentscheidungen der kommunalen Ebene statistisch sichtbar und damit entsprechende Ergebnisse für die Kommunen wieder besser vergleichbar zu machen.

Eine informative Lektüre wünscht Ihnen

H. Böermann

Hartmut Böermann
verantwortlicher Redakteur

Kurzbericht

„Was ist ein FAMS?“ – Der Zukunftstag 2019 im Amt für Statistik Berlin-Brandenburg

von Steffi Kuß



Am 28. März 2019 fand der 17. Zukunftstag für Mädchen und Jungen im Land Brandenburg statt. 40 Jugendliche nutzten die Gelegenheit, das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (AfS) zu besuchen. Die Schülerinnen und Schüler waren eingeladen, in den Ausbildungs- und Berufsalltag der Fachangestellten für Markt- und Sozialforschung, kurz FAMS, „hineinzuschnuppern“.

Außerdem stellte sich das AfS als Ausbildungs- und Arbeitgeber vor.

Seit 2016 werden FAMS im AfS ausgebildet. Gerade in Zeiten des Fachkräftemangels ist es wichtig, rechtzeitig qualifizierten Nachwuchs zu gewinnen. Die Berufsausbildung ist für das AfS eine Investition in die Zukunft. In diesem Jahr haben die ersten beiden FAMS-Auszubildenden ausgelernt und wurden unbefristet in das Fachreferat *Mikrozensus* übernommen. Ihr erstes großes Projekt nach dem erfolgreich bestandenen Abschluss war die selbstständige Vorbereitung der Workshops für den Zukunftstag 2019. Sie konzipierten ein ganz individuelles Format, mit dem sie den Schülerinnen und Schülern ihren Beruf vorstellten.

Den Zukunftstag eröffnete Jörg Fidorra, Vorstand des AfS, indem er die Jugendlichen begrüßte und die Arbeit in der amtlichen Statistik vorstellte. Danach übergab er an die „jungen Kollegen“, die sofort mit den Workshops starteten. Gemeinsam mit den Schülerinnen und Schülern entwickelten sie eine Forschungsfrage, die anschließend bearbeitet und im Ergebnis einem „Auftraggeber“ präsentiert wurde. Den Jugendlichen wurde schnell klar, dass sie mit gezielten Fragen spannende Sachverhalte herausfinden können. Sie erhielten einen Einblick, wie abwechslungsreich und interessant der Beruf des Fachangestellten für Markt- und Sozialforschung ist.

„Wie wird der Beruf ausgebildet?“, „Wie lange dauert die Ausbildung?“ oder „Welche Qualifikationen werden benötigt?“: Die FAMS beantworteten zahlreiche Fragen. Es war deutlich zu spüren, wie das Interesse der Schülerinnen und Schüler für die Ausbildung während der Workshops stieg. FAMS beschaffen Daten, bereiten sie auf, werten sie aus und bereiten Berichte oder Präsentationen der Ergebnisse vor. Darüber hinaus bekommen die Auszubildenden im AfS ab dem ersten Tag ihrer Ausbildung sehr viel Verantwortung und Mitgestaltungsspielraum übertragen. Sie werden dabei von erfahrenem und qualifiziertem Personal unterstützt.

Für das neue Ausbildungsjahr möchte das AfS sechs weitere FAMS-Lehrlinge einstellen. Die Organisatoren des Zukunftstages 2019 sind auf die Bewerbungen möglichst vieler Teilnehmerinnen und Teilnehmer in den kommenden Jahren sehr gespannt. Das AfS freut sich, im September 2019 gemeinsam mit den neuen Auszubildenden in deren berufliche Zukunft als Fachangestellte für Markt- und Sozialforschung zu starten.



Fotos: Reinhardt & Sommer

Kurzbericht

Berliner Daten in der KOSIS-App

von Katja Niemann-Ahrendt

Kleinräumige innerstädtische Daten sind die Grundlage für unterschiedlichste Fachplanungen, Projekte und Monitoringsysteme. Die Kommunalstatistik stellt hierfür eine Vielzahl an Daten zur Bevölkerungsstruktur Berlins in räumlicher, zeitlicher und fachlicher Untergliederung zur Verfügung, die unter anderem in Form von Jahrbüchern, Statistischen Berichten oder als Standardtabellen im Internet veröffentlicht werden.

Als neues Mitglied der KOSIS¹-App-Gemeinschaft nutzt das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (AfS) seit Dezember 2018 nun eine weitere Möglichkeit, die eigenen Zahlen anzubieten: Eine Auswahl der kommunalstatistischen Daten Berlins steht in der App derzeit für die Jahre 2010 bis 2017 zum Abruf und Vergleich mit anderen Städten² bereit. Jedoch liegen nicht für alle Jahre alle Daten vor.

Durch den flexiblen Zugriff auf die kommunalstatistischen Daten von unterwegs stehen Nutzerinnen und Nutzern jederzeit und überall Daten zur Verfügung, die zügig in standardisierter, kompakter und visueller Form als Tabellen, Grafiken und Karten abgerufen werden können. Ob als Desktop-Version oder mobil auf dem Smartphone bzw. dem Tablet, mit der Statistik-App für unterwegs werden den Nutzerinnen und Nutzern Daten zu Geburten, Wanderungen, Haushalten und Arbeitslosen geräteunabhängig angeboten.

2013 entwickelt und im Jahr 2015 als KOSIS-Gemeinschaft „Mobile Applikation zur Darstellung kleinräumiger Statistikdaten (KOSIS-App)“ gegründet, wird die App von der Stadt Augsburg stetig weiterentwickelt. Die Daten in der App stammen aus den von den Statistikämtern der Städte für die Innerstädtische Raumbewachung (IRB)³ bereitgestellten kleinräumigen Statistikdaten. Als Teilnehmerstadt liefert Berlin folgende Daten auf Ebene der Planungsräume⁴ an die KOSIS-App:

- Ausländische Bevölkerung nach Altersgruppen
- Ausländische Bevölkerung nach europäischen Staatsangehörigkeiten

- Ausländische Bevölkerung nach Kontinenten
- Beschäftigte nach Geschlecht
- Bevölkerung mit Migrationshintergrund nach Altersgruppen
- Bevölkerung nach Altersgruppen
- Bevölkerung nach Familienstand
- Bevölkerung nach Migrationshintergrund
- Demografische Indikatoren zur Altersstruktur und zur Zuwanderung
- Geburten, Sterbefälle und natürlicher Saldo
- Haushalte nach Haushaltsgröße (Personen pro Haushalt)
- Wohnungen nach Anzahl der Räume
- Zu- und Wegzüge (innerstädtisch und über die Stadtgrenze)

Es besteht zudem die Möglichkeit, die Zweitstimmenanteile bei der Bundestagswahl in die App aufnehmen zu lassen. Diese sind nicht Bestandteil des regulären IRB-Datenbestandes, sondern müssen extra von den Städten zur Verfügung gestellt werden.⁵

Mit der KOSIS-App wird den Nutzerinnen und Nutzern ein Instrument angeboten, das Daten auf kleinräumiger Ebene zur Verfügung stellt sowie räumliche und/oder zeitliche Vergleiche von mehreren Teilgebieten sowie einen Gesamt-Vergleich zwischen den IRB-Städten ermöglicht. Durch die Standardisierung der Daten und die hinterlegten Datenschutzmaßnahmen ist eine praktikable städteübergreifende Lösung entstanden, die jederzeit um Daten zusätzlicher Jahre und anderer Städte sowie neuer Themen erweitert werden kann.

Optimierungsbedarf besteht derzeit in der Aktualität der Datenbestände. Mit mehr als einem Jahr Verzögerung stehen dem Nutzer die aktuellsten Daten vergleichsweise spät zur Verfügung. Diese Problematik ist bekannt und soll verbessert werden.

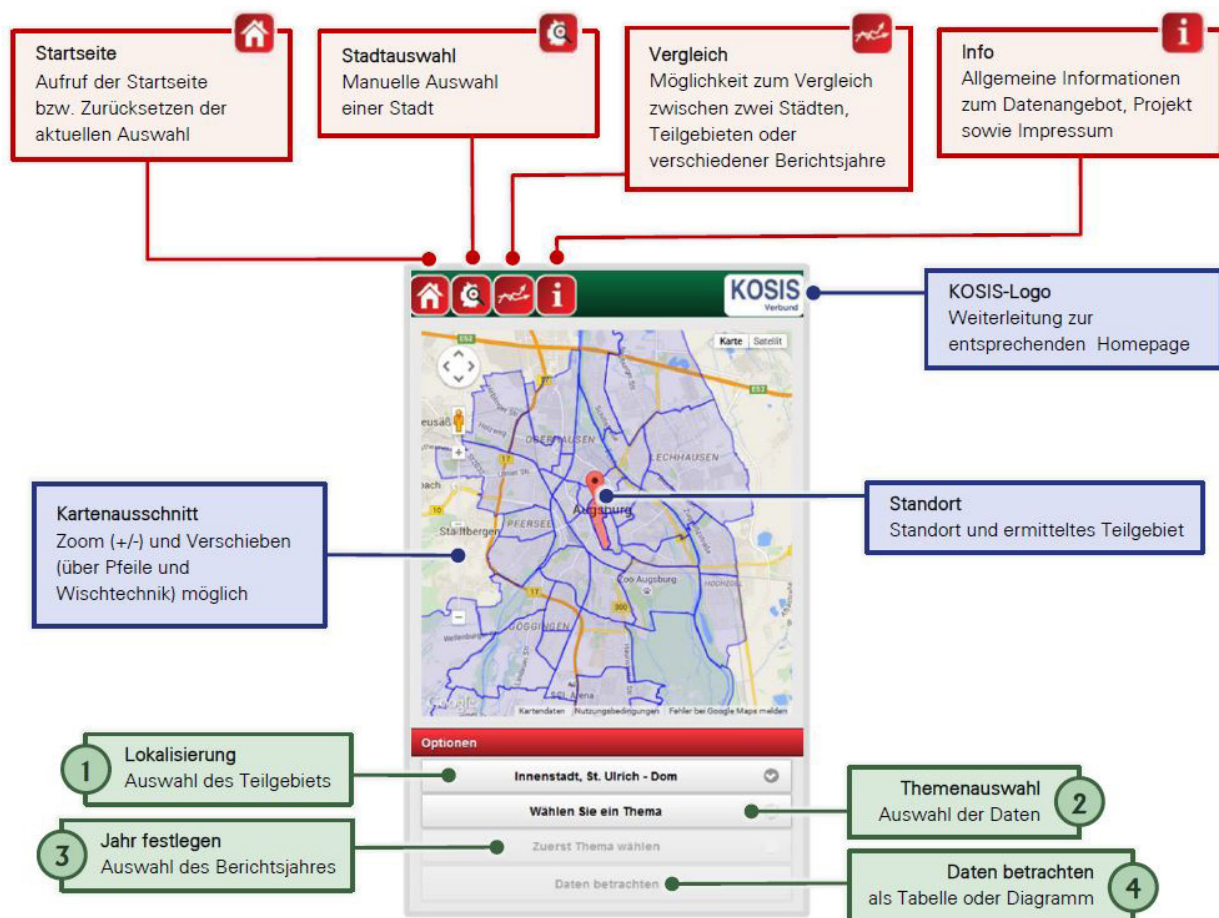
1 Kommunales Statistisches Informationssystem

2 Nur Teilnehmerstädte der Innerstädtischen Raumbewachung (IRB)

3 Die IRB ist ein Kooperationsprojekt des Deutschen Städtetages, des Verbandes Deutscher Städtestatistiker, des KOSIS-Verbandes, des Deutschen Instituts für Urbanistik und des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung, zu dem sich die Kommunalstatistiker im Jahr 2002 zusammenschlossen.

4 Planungsräume sind die am stärksten untergliederten Raumregionen der abgestimmten „Lebensweltlich orientierten Räume“ (LOR). Detaillierte Informationen zu den LOR finden Sie unter http://www.stadtentwicklung.berlin.de/plaenen/basisdaten_stadtentwicklung/lor/index.shtml.

5 Berlin liefert derzeit keine Daten zu den Zweitstimmenanteilen bei der Bundestagswahl.



Quelle: ePaper vom 12. August 2015
 Kurzmitteilung aus Statistik und Stadtforschung:
 „Statistik App – kleinräumige Daten für unterwegs!“

Zu finden ist die KOSIS-App als Desktopversion unter:
<http://www.staedtestatistik.de/kosisapp.html>

Im Google PlayStore unter:
<https://play.google.com/store/search?q=kosisapp&c=apps&hl=de>

Kurzbericht

New Techniques and Technologies for Statistics (NTTS)



Die Konferenz „New Techniques and Technologies for Statistics“

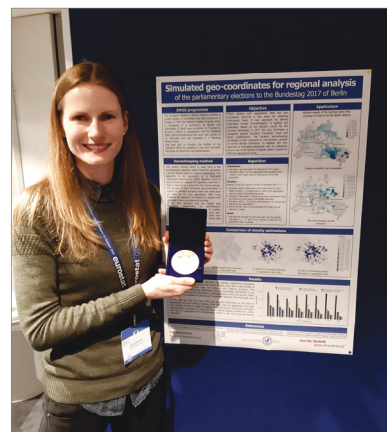
(NTTS) ist eine von Eurostat organisierte internationale wissenschaftliche Konferenzreihe über neue Techniken und Methoden für die amtliche Statistik. Sie findet seit 2009 alle zwei Jahre in Brüssel statt. Das Ziel der Konferenz ist die Präsentation von Ergebnissen derzeit laufender Forschungs- und Innovationsprojekte in der amtlichen Statistik. Dadurch soll die Verbreitung neuer, innovativer Projekte gefördert und erleichtert werden.

An der Konferenz, welche vom 11. März 2019 bis 15. März 2019 stattfand, nahmen mehr als 700 Personen aus über 60 Ländern teil. In parallelen Sessions wurden unter anderem die Themenkomplexe Georeferenzierung, Big Data Analytics, Machine Learning sowie Künstliche Intelligenz in der Statistik behandelt und intensiv diskutiert. Auch Themen wie statistische Geheimhaltungsmethoden und Statistical Literacy sowie die aktuelle und mögliche Verwendung des Statistikprogramms R in der amtlichen Statistik wurden beleuchtet. Neuere statistische Softwarepakete, darunter „Python“, „Julia“ und „Shiny“, waren ebenfalls Bestandteil einiger Beiträge. Ein weiterer bedeutender inhaltlicher Gesichtspunkt betraf die Präsentation, Verbreitung und Visualisierung amtlicher Daten. Diese Session zielte vor allem darauf ab, zu zeigen, wie die Aufbereitung der verschiedenen Datenangebote sowohl für die allgemeine Öffentlichkeit als auch für politische Entscheidungsträger intuitiv und einfach gestaltet werden kann, um die Qualität und den Nutzen amtlicher Statistiken zu verbessern.

Auf der Konferenz wurden auch die besten fünf Masterarbeiten im Bereich der amtlichen Statistik, welche im Rahmen der „EMOS Master Thesis Competition“ ausgewählt wurden, ausgezeichnet. Die Autorinnen und Autoren der europaweit besten drei Masterarbeiten im Bereich der amtlichen Statistik hatten die Möglichkeit, ihre Themen in einer Session vorzustellen. Darüber hinaus erhielten alle fünf Preisträgerinnen und Preisträger die Möglichkeit, ihre Arbeiten in einem Posterbeitrag zu präsentieren.

Der Europäische Master für amtliche Statistik (EMOS) ist ein Gemeinschaftsprojekt europäischer Universitäten und amtlicher Datenproduzenten, welches die Zusammenarbeit fördern und qualifizierten Nachwuchs im Bereich der amtlichen Statistik hervorbringen soll. Das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (AfS) ist zusammen mit der Freien Universität Berlin Partner des EMOS-Programms.

Aus dem AfS wurde Kerstin Erfurth zur NTTS eingeladen und für ihre Masterarbeit zum Thema „Gütebeurteilung und Einsatz simulierter Geokoordinaten bei der regionalen Analyse zur Bundestagswahl 2017“ ausgezeichnet. Frau Erfurth ist die erste EMOS-Absolventin des institutionsübergreifenden Studiengangs „Masters of Science in Statistics“. In ihrer Masterarbeit, welche sie im AfS erstellte, untersuchte sie ein neues Verfahren zur Dichteschätzung und wendete es mit den Daten der Bundestagswahl 2017 an. Die Ergebnisse wurden in der Wahlanalyse des AfS veröffentlicht (https://www.statistik-berlin-brandenburg.de/publikationen/aufsaeetze/2017/HZ_201703-08.pdf).



Zeichnung: Liza Donnelly

Kerstin Erfurth (oben rechts und 4. v. l. im Kreis der Preisträgerinnen)

Weitere Informationen zur NTTS-Konferenz 2019 sind unter <https://ec.europa.eu/eurostat/cros/NTTS2019> zu finden.

Kurzbericht

▮ „Statistik trifft Kommune“ –

7. Fachtagung mit den Statistikstellen des Landes Brandenburg 2019

von Steffi Kuß

Am 16. Mai 2019 fand zum siebenten Mal die Fachtagung mit den Statistikstellen des Landes Brandenburg unter dem Motto „Statistik trifft Kommune“ statt. 35 Teilnehmerinnen und Teilnehmer trafen sich im Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (AfS), um sich über aktuelle Entwicklungen ausgewählter Bereiche der amtlichen Statistik zu informieren. Eingeladen waren neben Interessierten aus den kommunalen Statistikstellen auch Vertreterinnen und Vertreter der Brandenburgischen Ministerien, der Bundesagentur für Arbeit, der Polizei sowie des Landesamtes für Bauen und Verkehr Brandenburg.

Eröffnet wurde die Veranstaltung von Jörg Fidorra, Vorstand des AfS: „Wir freuen uns sehr, dass wir Sie heute zum ersten Mal an unserem Arbeitsplatz begrüßen dürfen. Ich finde, nun ist das Motto unserer Veranstaltung, 'Statistik trifft Kommune' doch auch viel treffender.“ In den Jahren zuvor fand die Veranstaltung in externen Räumlichkeiten statt, da dem AfS am Potsdamer Standort kein geeigneter Konferenzraum zur Verfügung stand. Jörg Fidorra informierte außerdem über die Aktivitäten zur Entlastung von Bürokratiekosten und Reduzierung von Statistikpflichten. Das AfS brachte sich in den vergangenen Monaten aktiv in diese Diskussion ein. So entstand ein Argumentationspapier, in dem das Amt erklärt, welchen Beitrag die amtliche Statistik seit Jahren zur Entlastung von Berichtspflichten und zur Modernisierung der amtlichen Statistik leistet. Anhand konkreter Beispiele wurde aber auch veranschaulicht, dass mit einer Reduzierung von Statistikpflichten durchaus ein Informationsverlust einhergehen kann, der insbesondere die kommunale Ebene betreffe.

Traditionell greifen die ersten Präsentationen der Fachtagung das Thema „Bevölkerung“ auf. So stellte Martin Axnick, Referent für Bevölkerungsstatistik, die gemeinsam mit dem Landesamt für Bauen und Verkehr Brandenburg aktualisierte Bevölkerungsvorausberechnung für das Land Brandenburg vor. In der neu vorliegenden Vorausberechnung für die Jahre 2017 bis 2030 wurden insbesondere die jüngeren Entwicklungen im Kontext von Flucht-migration berücksichtigt.

Es folgten Vorträge zum Zensus 2021: Kersten Klemm, Leiterin des Projektes, informierte über den Stand des Zensusgesetzgebungsverfahrens. In den anschließenden Präsentationen wurden die Stichprobenmethodik sowie die anstehende Organisation der Erhebungsstellen im Land Brandenburg erläutert.

Kerstin Leonhardt, Leiterin des Referates *Unternehmensregister, Gewerbeanzeigen, Insolvenzen* sprach zum Gründungsgeschehen in den Brandenburger Kommunen. Sie ging auf die Rechtsgrundlagen sowie die Möglichkeiten der Datenlieferung ein. Die Gewerbeanzeigenstatistik ist eine Informationsquelle für die Wirtschafts-, Wettbewerbs- und Strukturpolitik. Mit den Daten können Aussagen zur Gründungsdynamik und zu strukturellen Aspekten des Gründungsverhaltens für den Bereich der gewerblichen Tätigkeiten getroffen werden. Zudem ist die Zahl der Gewerbeanmeldungen ein guter Indikator für die Messung der kurz- oder langfristigen Wirksamkeit von Struktur- und Förderprogrammen. Kerstin Leonhardt erklärte, welche Merkmale erfasst werden und belegte ihre Ausführungen anhand konkreter Ergebnisse.

Der Vortrag von Sabine Quaiser, Qualitätsbeauftragte des AfS und Leiterin der Abteilung *Wirtschaftsbereiche und Unternehmen*, behandelte insbesondere den Aufwand und Nutzen sowie die Ursache und Wirkung von Qualität in der amtlichen Statistik. Auch die anschließende Diskussion zeigte, wie wichtig dieses Thema ist.

Dr. Heike Hendl, Leiterin des Referates *Presse und Öffentlichkeitsarbeit*, präsentierte ausgewählte Beispiele aus dem umfangreichen Datenangebot der amtlichen Statistik. Sie stellte den AfS-Newsletter vor. Dieser informiert per E-Mail über neu erschienenen Pressemitteilungen und Statistische Berichte. Auch das Statistikportal und die Statistische Bibliothek sind überaus hilfreiche Quellen bei der Datensuche. Dr. Heike Hendl stellte beide Portale anhand von Beispielen anschaulich vor.



Kerstin Leonhardt erläutert die Gewerbeanzeigenstatistik

Foto: Janin Rynski

Die nächste Veranstaltung „Statistik trifft Kommune – Fachtagung mit den Statistikstellen des Landes Brandenburg“ findet am 14. Mai 2020 statt.

Entwicklungen in der amtlichen Statistik

Positiver Geschlechtseintrag „divers“ in amtlicher Statistik

von Hartmut Bömermann

Im Oktober 2017 entschied das Bundesverfassungsgericht, dass das Personenstandsrecht einen weiten positiven Geschlechtseintrag neben „männlich“ und „weiblich“ zulassen muss.¹

Zu entscheiden hatte das Bundesverfassungsgericht die Beschwerde einer Person, die eine standesamtliche Berichtigung ihres bisherigen Geburtseintrags „weiblich“ gegen die Angabe „interdivers“, hilfsweise nur „divers“, erreichen wollte. Vom Standesamt wurde ein Änderungsantrag mit dem Hinweis auf das zum damaligen Zeitpunkt geltende Personenstandsrecht abgelehnt. Gesetzlich vorgesehen waren nur die Angaben „männlich“, „weiblich“ und – wenn dies nicht möglich sei – eine Nichteintragung des Geschlechts („kein Eintrag“). Der beim zuständigen Amtsgericht gestellte Berichtigungsantrag wurde zurückgewiesen. Mit ihrer Verfassungsbeschwerde rügte die beschwerdeführende Person die Verletzung ihrer Grundrechte.

Erwägungsgründe des Bundesverfassungsgerichts für den Beschluss der Einführung eines weiteren Geschlechtseintrags waren:

1. Das allgemeine Persönlichkeitsrecht schützt die geschlechtliche Identität.
2. Das Grundgesetz schützt Menschen vor Diskriminierungen wegen ihres Geschlechts.
3. Personen, die sich dauerhaft weder dem männlichen noch dem weiblichen Geschlecht zuordnen lassen, werden in beiden Grundrechten verletzt, wenn das Personenstandsrecht dazu zwingt, das Geschlecht zu registrieren, aber keinen anderen positiven Geschlechtseintrag als weiblich oder männlich zulässt.

Das Bundesverfassungsgericht gebraucht die einschränkende Formulierung „dauerhaft ... zuordnen lassen“, wodurch eine subjektive Identitätswahl ausgeschlossen wird. Erforderlich ist vielmehr ein offizieller medizinischer Nachweis.

Im Dezember 2018 trat das Gesetz zur Änderung der in das Geburtenregister einzutragenden Angaben in Kraft (BGBl. I 2018 S. 2635). Nach dem geänderten Personenstandsgesetz (PStG vom

19. Februar 2007 (BGBl. I S. 122), das zuletzt durch Artikel 4 des oben genannten Gesetzes vom 18. Dezember 2018 geändert worden ist), kann ein Kind, das weder dem weiblichen noch dem männlichen Geschlecht zugeordnet werden kann, auch ohne eine solche Angabe oder mit der Angabe „divers“ in das Geburtenregister eingetragen werden. Das entsprechende Merkmal im Geburtenregister hat somit vier mögliche Ausprägungen: männlich, weiblich, divers, ohne Angabe. Personen mit Varianten der Geschlechtsentwicklung können eine Änderung auch nachträglich beantragen. Voraussetzung ist eine ärztliche Bescheinigung. Anerkannt werden neben aktuellen Nachweisen auch Bescheinigungen, die nach der Geburt oder nach späteren Untersuchungen ausgestellt wurden. Ein darüber hinausgehendes psychologisches Gutachten ist nicht erforderlich. Unter bestimmten Voraussetzungen kann der Nachweis auch durch eine eidesstattliche Versicherung geführt werden, insbesondere dann, wenn das Vorliegen einer Variante der Geschlechtsentwicklung wegen der Behandlung nicht mehr oder nur durch eine unzumutbare Untersuchung nachgewiesen werden kann.

Die Antidiskriminierungsstelle des Bundes stellt dazu fest: „Deutschland gehört nun zu den wenigen Staaten weltweit, die die Existenz von mehr als zwei Geschlechtern rechtlich anerkennen. Die Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts wirkt sich nicht nur auf das Personenstandsrecht aus, sondern hat Folgen für viele weitere Bereiche.“

Die Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts hat auch weitreichende Folgen für die amtliche Statistik. Der statistische Verbund arbeitet aktuell daran, die dritte Geschlechtsoption koordiniert in die Erhebungen und Datengewinnungsverfahren aufzunehmen sowie in den veröffentlichten Ergebnissen nachzuweisen. Bei der Veröffentlichung von Ergebnissen bleibt die statistische Geheimhaltung selbstverständlich gewahrt.

Hartmut Bömermann leitet die Abteilung *Bevölkerung und Soziales* des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg.

¹ BVerfG, Beschluss des Ersten Senats vom 10. Oktober 2017 - 1 BvR 2019/16 - Rn. (1-69); URL: www.bundesverfassungsgericht.de/e/rs20171010_1bvr201916.html.

Neuerscheinung

Integrationsmonitoring

Das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg hat in Zusammenarbeit mit dem Statistischen Landesamt IT.NRW den Fünften Bericht zum Integrationsmonitoring der Länder 2015–2017 fertiggestellt. Der Bericht wird von der länderoffenen Arbeitsgruppe „Indikatorenentwicklung und Monitoring“ der Konferenz der für Integration zuständigen Ministerinnen und Minister/Senatorinnen und Senatoren der Länder (IntMK) verfasst und von der IntMK herausgegeben. Er basiert auf einem abgestimmten Kennzahlen- und Indikatorenset für ein ländereinheitliches Integrationsmonitoring und erscheint alle zwei Jahre.

Fünfter Bericht zum
**Integrationsmonitoring
der Länder**

Bericht 2019
Berichtsjahre 2015–2017

Ergebnisse der Studie für die Bundesländer | 3

Integrationsindikatoren und Ergebnisse | 15

Datenquellen | 16

Literatur | 123

Anhang
Mitglieder der Integrationsministerkonferenz | 124

Vorwort
Länderoffene Arbeitsgruppe
„Indikatorenentwicklung und Monitoring“
der Konferenz der für Integration
zuständigen Ministerinnen und Minister/
Senatorinnen und Senatoren der Länder (IntMK)

Herausgeber
Konferenz der für Integration
zuständigen Ministerinnen und Minister/
Senatorinnen und Senatoren der Länder (IntMK)

Der Kennzahlen- und Indikatorenset umfasst Daten zu den Bereichen Bevölkerung, Rechtliche Integration, Kindertagesbetreuung und Sprachkenntnisse, Bildung, Arbeitsmarkt und Lebensunterhalt, Gesundheit, Wohnen, Kriminalität sowie Interkulturelle Öffnung. Der Bericht zeigt im Zeitvergleich auf, in welchen Bereichen es Integrationsfortschritte gegeben hat, und weist auf bestehende Handlungsbedarfe hin. Um der Heterogenität der Bevölkerung mit Migrationshintergrund Rechnung zu tragen, werden Ergebnisse für Frauen und Männer getrennt ausgewiesen; auch der individuelle Migrationsgrad wird berücksichtigt.

Durch die in den vergangenen Jahren deutlich gestiegene Zuwanderung im Kontext von Fluchtmigration haben sich die Zusammensetzung der Bevölkerung mit Migrationshintergrund und somit auch die Ergebnisse des Berichts im Vergleich zu den Vorjahresberichten strukturell verändert.

Im Jahr 2017 hatten 18,4 Mill. Menschen in Deutschland – mehr als ein Fünftel der Bevölkerung und damit +2,1 Prozentpunkte zum Vorbericht 2015 – einen Migrationshintergrund. In Berlin lag der Anteil mit 28,3% deutlich höher, in Brandenburg mit 6,7% deutlich niedriger als im Bundesdurchschnitt von 22,5%.

Der neu eingeführte Indikator Zuzugsmotive von Personen mit Migrationshintergrund gibt Auskunft über die Motive der im Jahr 2017 Befragten. Mit 47,0% war die Familienzusammenführung bzw. -gründung das Hauptmotiv für die Einwanderung nach Deutschland. Die Zuzugsmotive und deren Anteile unterscheiden sich deutlich zwischen den Bundesländern: Während in Berlin nur etwa jede zehnte Person mit Migrationshintergrund (11,1%) Flucht und Vertreibung als Wanderungsmotiv angab, galt dies für ein Viertel aller Befragten in Brandenburg (25,3%).

Die Anerkennung ihrer ausländischen Berufsqualifikation ermöglicht oder erleichtert qualifizierten Zuwanderer/innen die Aufnahme einer qualifikationsgerechten Beschäftigung und fördert damit die Integration in den Arbeitsmarkt. Erstmals sind nun auch Zahlen dazu im Integrationsmonitoring der Länder enthalten. In fast allen Bundesländern ist die Zahl der Anerkennungsverfahren zwischen 2016 und 2017 gestiegen: So wurden im Jahr 2017 deutschlandweit fast 36 000 Anträge auf Anerkennung der ausländischen Berufsqualifikation gestellt. Von den 2 200 in Berlin gestellten Anerkennungsanträgen wurden 90% positiv beschieden (volle Gleichwertigkeit oder mit der Auflage zur Absolvierung einer Ausgleichsmaßnahme). Ein ähnliches Bild zeigt sich in Brandenburg: Hier wurden 83,9% der Berufsqualifikationen voll oder mit Auflage anerkannt. Lediglich 4,1% (Berlin) beziehungsweise 7,4% (Brandenburg) der Bescheide waren negativ.

Für eine umfassende Betrachtung bietet der Bericht eine Vielzahl weiterer Indikatoren aus den verschiedenen Integrationsbereichen. Die vollständigen Daten und Zeitreihen können unter <http://www.integrationsmonitoring-laender.de/berichte> abgerufen werden. Hier stehen auch alle bisherigen Berichte zum Integrationsmonitoring der Länder zum Download bereit.

Steuern

Bruttolöhne von Frauen und Männern aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013 kartografisch aufbereitet

von **Dietmar Quaiser**

Steuerstatistiken werden für vielfältige Sachverhalte herangezogen: Im Bundesministerium der Finanzen werden die Daten beispielsweise für Steuerschätzungen genutzt, in den Ländern finden sie unter anderem zur Berechnung von Finanzzuweisungen für Kommunen Verwendung. Auch in der Wissenschaft sind Steuerdaten, wie sie die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder anbieten, stark nachgefragt. Aufgrund der bestehenden Aufmerksamkeit hat der Statistische Verbund die Ergebnisse der Steuerstatistiken als eigenständige kartografische Darstellungen aufbereitet und publiziert. Auch die Lohn- und Einkommensteuerstatistik ist als Bundesstatistik in diese Veröffentlichung mit eingebunden. Aufgrund der gesetzlichen Fristen zur Abgabe der Steuererklärung sowie der Bearbeitungsdauer bei der Finanzverwaltung liegen Ergebnisse dieser Sekundärstatistik erst vier Jahre nach Ende des Berichtsjahres vor. Trotz einer jährlichen Aufbereitung seit dem Jahr 2012 ändert sich die Aktualität deshalb nicht. Gleichwohl steckt eine Fülle an Informationen in dieser Statistik: So können Ergebnisse bis auf die Gemeindeebene dargestellt und Informationen zu Bruttolöhnen weiblicher und männlicher Steuerfälle und deren Verteilung nach Altersgruppen gewonnen werden. Damit steht mit der Lohn- und Einkommensteuerstatistik eine weitere Datenquelle zur Beantwortung der Frage nach einer „(Un-)Gleichheit der Geschlechter“ zur Verfügung.¹

Als Einstieg in die Thematik zum Gleichgewicht zwischen den Geschlechtern bei den Bruttolöhnen dient die Abbildung a. Deutlich fällt eine Zweiteilung in Deutschland auf. Die neuen Bundesländer wiesen bei der Gemeindedarstellung überwiegend hohe Anteile an berufstätigen Frauen mit Bruttolohn auf. Fast flächendeckend lag der Anteil der Frauen, die Einkünfte aus nichtselbstständiger Arbeit in Form von Bruttolöhnen beziehen, über 45%. In den alten Bundesländern waren solche vergleichsweise hohen Werte seltener zu beobachten. Gewisse Konzentrationen höherer Anteile berufstätiger Frauen mit Bruttolohn fanden sich in Deutschland insgesamt im Umfeld größerer Städte; als Beispiel sei auf den Raum Köln, Düsseldorf, Essen und Dortmund verwiesen. In ländlich geprägten Regionen dominierten Gemeinden mit Anteilen in den unteren Gruppen. Hier traten die niedrigeren Größenklassen (unter 43,5%) in den Vordergrund und streuten regional stärker; dies ist gut erkennbar in den nordwestlichen Landesteilen von Niedersachsen. Gemeindefreie Gebiete werden ohne Anteilswert und Farbe dargestellt.

Die auf gleicher Datenbasis gezoomte Karte (Abbildung b) ermöglicht ein etwas genaueres Bild für die Metropolregion Berlin-Brandenburg². Die Gemeinden im Umland von Berlin wiesen mit die höchsten Anteile berufstätiger Frauen auf. Die Umlandgemeinden waren relativ homogen und ließen sich überwiegend den beiden höchsten Anteilsgruppen zuordnen. Gleichzeitig war der niedrigste Wert in Brandenburg ebenfalls innerhalb der Berliner Umlandgemeinden zu finden und zwar in der Stadt Oranienburg. Dies ergibt sich aus Sonderzuständigkeiten des Finanzamtes Oranienburg, was dazu führt, dass hier ein verzerrter Wert dargestellt wurde, der nicht repräsentativ für die Bevölkerung der Stadt ist. Im weiteren Metropolraum zeigt sich eine stärkere Differenzierung: Es fanden sich sowohl Gemeinden mit sehr hohen Anteilen von berufstätigen Frauen als auch die für Brandenburg typischen niedrigeren Werte. Je weiter die Kommune von Berlin entfernt ist, umso geringer waren die Anteile der weiblichen Steuerfälle. Die geringsten Anteile traten verstärkt in der Prignitz, der Uckermark so-

¹ Mit diesem Beitrag wird die in Ausgabe 4/2017 der Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg begonnene Analyse „Eine Karte sagt mehr als tausend Werte. Gemeindeergebnisse der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013 für das Land Brandenburg kartografisch aufbereitet“ fortgesetzt. In dem genannten Beitrag wird auf die Gemein-

schaftsveröffentlichung der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder verwiesen, die auch hier mit in die Betrachtungen einbezogen wird. Für Fundstellen der Gemeinschaftsveröffentlichungen und methodische Hinweise zu den kartografischen Darstellungen siehe: <https://www.statistik-berlin-brandenburg.de/produkte/produkte-zeitschrift.asp>

² Zum Zwecke der raumordnerischen Analyse und Steuerung werden in Brandenburg die Regionen „Berliner Umland“ und „weiterer Metropolraum“ unterschieden. Das Berliner Umland umfasst den stark mit der Metropole Berlin verflochtenen Raum im Land Brandenburg. Er ist im Landesentwicklungsplan Berlin-Brandenburg (LEP B-B)

vom 31. März 2009 als Brandenburger Teil des Stadt-Umland-Zusammenhangs von Berlin und Potsdam ausgewiesen. In seiner gemeindefreien Abgrenzung schließt das Berliner Umland 2.864 km² Fläche mit 932.000 Personen ein. Der weitere Metropolraum ist der Teil des Landes Brandenburg, der nicht zum Berliner Umland

gehört. Dieser Raum umfasst eine Fläche von 26.790 km² mit 1,53 Mill. Personen. <https://www.berlin-brandenburg.de/metropolregion/daten-und-fakten/> (Download am 09.08.2018)

wie im südlichen Brandenburg einschließlich der Spreewaldregion, also mehr in ländlich geprägten Gebieten, auf. Das vorhandene Angebot oder auch die Erreichbarkeit von geeigneten Arbeitsplätzen könnte eine Erklärung dafür sein. Hinzu kommt, dass die ländlich geprägten Kommunen nach der Wiedervereinigung starken Transformationsprozessen ausgesetzt waren. Durch Wegzug von jüngeren Bevölkerungsgruppen zur Ausbildung oder zur Aufnahme einer besser bezahlten Tätigkeit haben sich die Geschlechterproportionen zu Ungunsten der Männer verschoben. Jüngere Frauen sind anteilig häufiger aus den Regionen abgewandert und nicht mehr zurückgekehrt. Damit ist auch ihr Anteil an den Steuerfällen geringer – sie sind schlicht und einfach nicht mehr da.

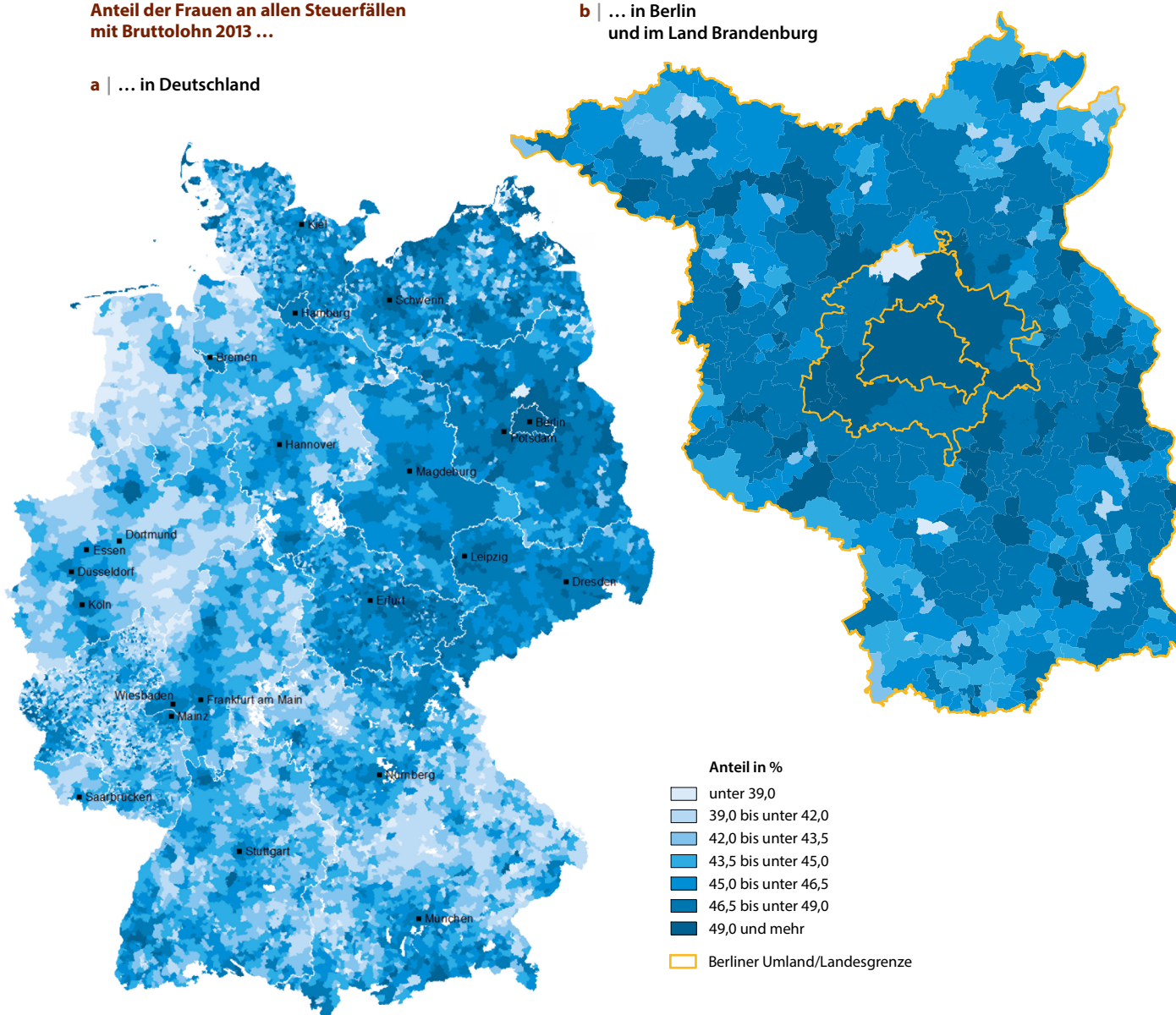
Weitergehende Betrachtungen zu dem Sachverhalt enthält eine Analyse auf Grundlage der Ergebnisse des Zensus 2011 von Verena Kutzki zur unausgewogenen Verteilung der Geschlechter in Berlin und Brandenburg in Ausgabe 4/2014 der Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg³.

In Berlin entfielen 49,3 % aller Steuerfälle mit Bruttolohn auf Frauen. Tief gegliederte regionale Daten, zum Beispiel für die Stadtbezirke, können von der Finanzverwaltung nicht geliefert werden und liegen dem Amt für Statistik Berlin-Brandenburg deshalb nicht vor. Als erstes Zwischenfazit lässt sich feststellen, dass sowohl in Berlin als auch in Brandenburg (47,5 %) fast genauso viele Frauen wie Männer berufstätig waren und Bruttolohn bezogen.

Anteil der Frauen an allen Steuerfällen mit Bruttolohn 2013 ...

a | ... in Deutschland

b | ... in Berlin und im Land Brandenburg



³ Siehe https://www.statistik-berlin-brandenburg.de/produkte/zeitschrift/2017/HZ_201704.pdf

Welche Bruttolöhne erhalten Frauen und wo wird am besten verdient?

Bei der Betrachtung der regionalen Verteilung der durchschnittlichen Bruttolöhne der Frauen 2013 für das Gebiet der Bundesrepublik fällt auf, dass eine regionale Differenzierung zwischen den alten und neuen Bundesländern nicht zu beobachten ist (Abbildung c). Vielmehr zeigten sich klar erkennbare Konzentrationen von hohen und höchsten Bruttolöhnen (24 810 EUR und mehr) in den Ballungsräumen, gut erkennbar in der Region Frankfurt am Main-Mainz-Wiesbaden, im Ruhrgebiet sowie um die Landeshauptstädte wie z.B. München, Stuttgart, Erfurt, Dresden und bei der Metropolregion Berlin-Brandenburg. Auffällig ist in den Ballungsräumen, dass oftmals in den Umlandgemeinden noch höhere Werte als in der Großstadt selbst erreicht wurden. Zwischen den Ballungsräumen finden sich Regionen, die durch sehr niedrige Jahresbruttolöhne für Frauen

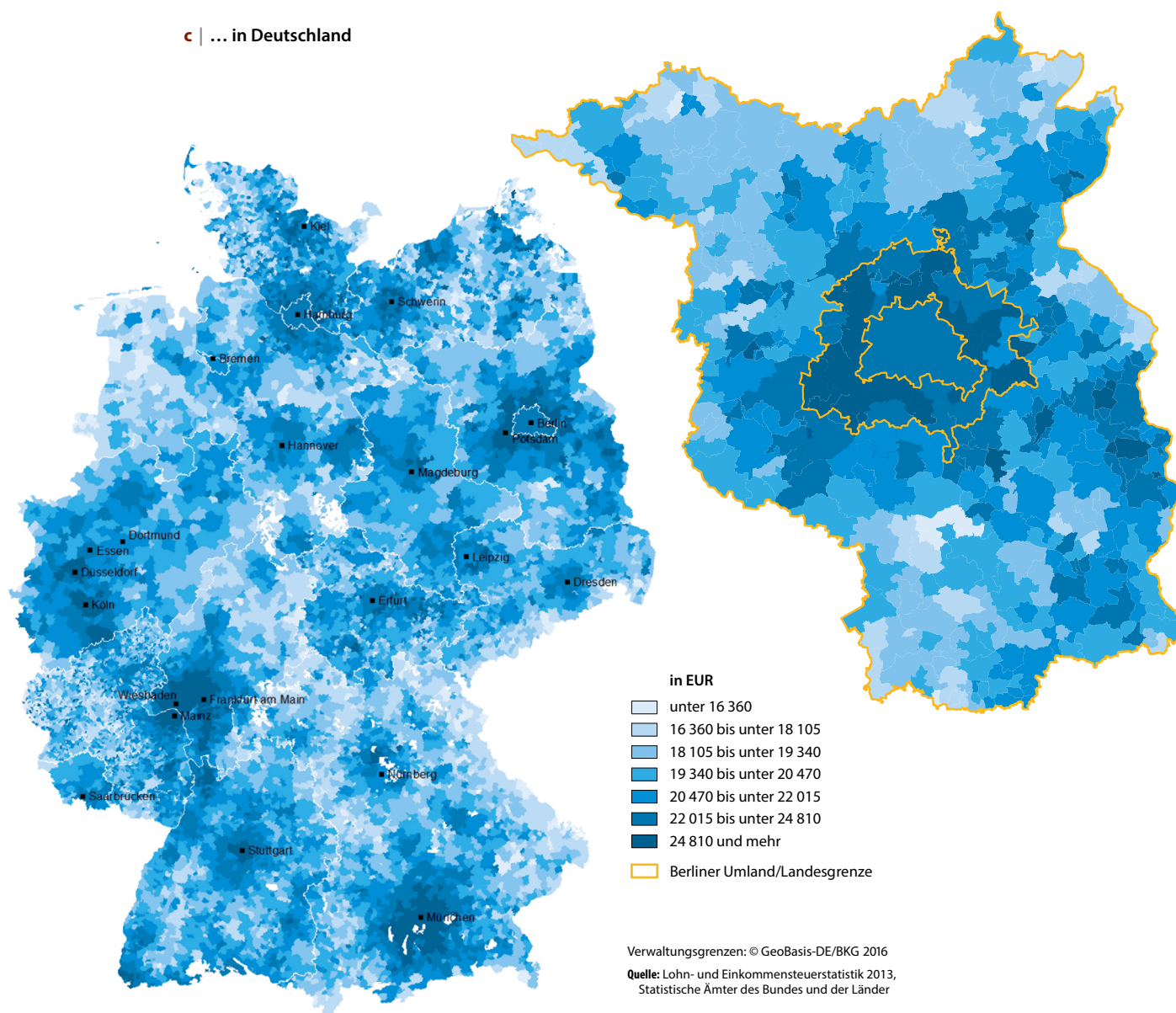
– unter 16 360 EUR – geprägt sind. Hierzu zählen weite Gebiete in Niedersachsen, viele Gemeinden in Mecklenburg-Vorpommern, Gemeinden in Hessen an der Landesgrenze zu Thüringen, aber auch zahlreiche Gemeinden im nördlichen und östlichen Bayern.

Abbildung d veranschaulicht eine deutliche Konzentration von Gemeinden mit über 22 015 EUR Jahresbruttolohn im Ballungsraum Berlin sowie immer niedrigere durchschnittliche Bruttolöhne für Frauen mit wachsender Entfernung zum Berliner Umland. Die peripheren, überwiegend landwirtschaftlich geprägten, Regionen in der Prignitz, Uckermark und im Elbe-Elster-Kreis wiesen die niedrigsten Gruppierungen mit unter 16 360 EUR durchschnittlichem Bruttolohn aus. Berlinerinnen erhielten 2013 im Jahresdurchschnitt 23 366 EUR Bruttolohn, etwa ebenso viel wie die im Umland wohnenden Brandenburgerinnen.

Durchschnittlicher Bruttolohn weiblicher Bruttolohnempfänger 2013

d | ... in Berlin und im Land Brandenburg

c | ... in Deutschland



Wo erhalten Männer die höchsten Bruttolöhne?

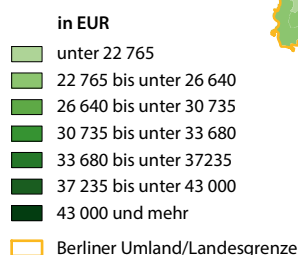
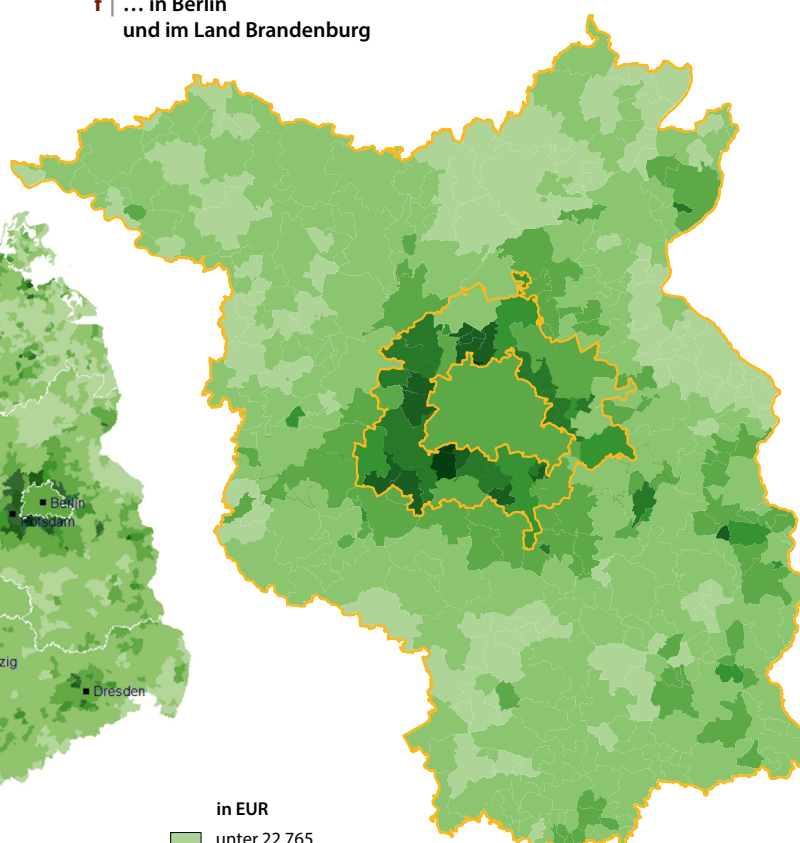
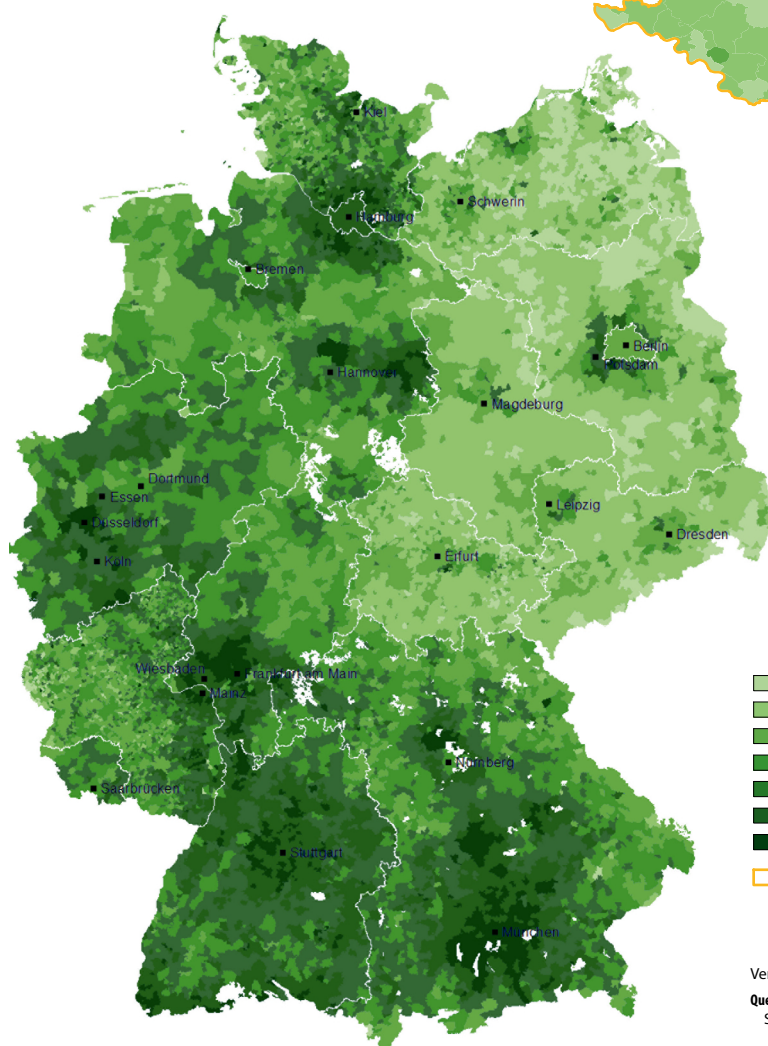
Eine klare Zweiteilung der Bundesrepublik ist in Abbildung e augenscheinlich. Die Gemeinden in den alten Bundesländern wiesen bei den Bruttolöhnen der Männer überwiegend hohe bis sehr hohe Gruppenzuweisungen auf. In den Ballungsräumen und Wirtschaftszentren erreichten die Männer im Durchschnitt mit über 43 000 EUR die Spitzenwerte beim Bruttolohn. Ländliche Regionen in Schleswig-Holstein, Niedersachsen und ein Teil der Gemeinden in Rheinland-Pfalz waren häufiger den mittleren Gruppen mit ca. 30 000 EUR durchschnittlichem Jahresbruttolohn zugeordnet. Die Gemeinden in den neuen Bundesländern waren überwiegend in unteren Gruppen zu finden, wobei sich ein „Flickenteppich“ der Kommunen der niedrigsten Gruppe – unter 22 765 EUR – besonders in Mecklenburg-Vorpommern lokalisiert. Selbst die Landeshauptstädte der neuen Bundesländer sowie die Stadt Leipzig und deren Umlandgemeinden waren nur geringfügig höheren Wertegruppen zugeordnet.

Lediglich die männlichen Bruttolohnempfänger in Umlandgemeinden von Berlin erreichten Werte wie sie fast die meisten Städte und Gemeinden im Altbundesgebiet aufweisen (Abbildung f). Jedoch wird auch deutlich, dass die Gemeinden im Berliner Umland nicht generell hohe Bruttolöhne aufwiesen. Eine Konzentration von Gemeinden, in denen hohe Bruttolöhne gezahlt wurden, findet sich vor allem im westlichen und südlichen Umland der Stadt. Mit zunehmender Entfernung von Berlin stieg der Anteil an ländlichen Gemeinden, die der niedrigsten Gruppe – unter 22 765 EUR Jahresbruttolohn – zugeordnet sind. Besonders deutlich wird dies in der Prignitz, im Ruppiner Land, im Westhavelland, der Uckerregion und im Bereich des Hohen und Niederen Fläming. Der Berliner Bruttolohnempfänger erhielt im Schnitt 30 555 EUR im Jahr. Damit liegt Berlin genau in der mittleren Gruppe der sieben Größenklassen⁴, die in der Abbildung dargestellt sind.

Durchschnittlicher Bruttolohn männlicher Bruttolohnempfänger 2013

e | ... in Deutschland

f | ... in Berlin und im Land Brandenburg



Verwaltungsgrenzen: © GeoBasis-DE/BKG 2016

Quelle: Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013, Statistische Ämter des Bundes und der Länder

4 Die Bildung der sieben Größenklassen erfolgte durch die Zuordnung folgender Anteile der berechneten Gemeinodedaten der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013:

1. 5 %,
2. 15 %,
3. 20 %,
4. 20 %,
5. 20 %,
6. 15 %,
7. 5 %.

Diese Einteilung führt zu stark differenzierten Klassengrenzen.

Wie groß ist die Differenz der Bruttolöhne zwischen Männern und Frauen?

Die Ergebnisse der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013 ermöglichen für beide Länder detaillierte Aussagen zu den Bruttolöhnen sowohl nach Altersgruppen als auch nach Geschlecht.

In Berlin bezogen 2013 über 1,5 Mill. Personen Bruttolöhne (ca. 761 000 Bürgerinnen und ca. 782 000 Bürger). Das Verhältnis von Männern (51%) zu Frauen (49%) war fast gleich. Bei den Jahresverdiensten hatten die Männer ganz deutlich das höhere Einkommen: Mit einem Bruttojahresverdienst in Höhe von 30 555 EUR verdiente der Berliner im Durchschnitt 7 189 EUR mehr als eine Berlinerin. Berlinerinnen mit Bruttolöhnen erhielten im Durchschnitt 23 366 EUR Bruttolohn, das sind nur 76,5 % des Bruttolohns von männlichen Berlinern.

Die Aufgliederung nach Altersgruppen bringt weitere interessante Erkenntnisse. So waren in den Altersklassen der 20- bis unter 30-Jährigen und 50- bis unter 65-Jährigen anteilig mehr weibliche als männliche Bruttolohnempfänger vorhanden. Die Altersgruppe der Berufsanfänger, also der 20- bis unter 30-Jährigen, wies beim erzielten Bruttolohn die geringste Differenz zwischen Männern und Frauen auf. Der männliche Berliner erreichte im Alter von 40 bis unter 50 Jahren mit 40 935 EUR brutto seine

Verdienstspitze. Er bezog rund 10 600 EUR mehr als eine weibliche Beschäftigte derselben Altersgruppe. Frauen in Berlin erreichten ihre Verdienstspitze in Höhe von 31 267 EUR erst zehn Jahre später in der Altersgruppe 50 bis unter 60 Jahre.

Im Land Brandenburg bestanden tendenziell ähnliche Verhältnisse wie in Berlin. Hier bezogen 2013 fast 1,2 Mill. Frauen und Männer Einkünfte aus nichtselbstständiger Arbeit in Form von Bruttolohn. Die Bruttolöhne der Männer betrugen im Durchschnitt über 28 000 EUR im Jahr und lagen rund 5 700 EUR über dem Jahresbruttoverdienst der Frauen, die 22 600 EUR erzielten. Männliche Beschäftigte erhielten im Alter zwischen 40 bis unter 50 Jahren mit rund 35 000 EUR ihr höchstes Jahreseinkommen. Frauen erzielten auch in Brandenburg erst in der Altersgruppe zwischen 50 bis unter 60 Jahren mit 27 300 EUR ihre Verdienstspitze. Die Brandenburgerrinnen erhielten im Durchschnitt 80 % des Bruttolohnes ihrer männlichen Kollegen. Damit schnitten sie anteilig besser als die Berlinerinnen ab. Werden jedoch die absoluten Verdienste einer Brandenburgerin gegenüber einer Berlinerin betrachtet, so erhielt die Berlinerin 753 EUR mehr im Jahr. Bei den Männern ist diese Verdienstdifferenz noch erheblich deutlicher ausgeprägt: Ein Berliner verfügte über 2 285 EUR mehr Jahresbrutto als ein Brandenburger.

1 | Steuerfälle und deren Bruttolohn in Berlin 2013 nach Alter und Geschlecht

Altersgruppe in Jahren	Fälle	Bruttolohn in EUR		
		1 000 EUR	Durchschnitt	
			pro Jahr	pro Monat
Männer und Frauen zusammen				
unter 20	29 606	97 119	3 280	273
20 bis unter 30	306 109	4 586 000	14 982	1 248
30 bis unter 40	333 134	9 258 448	27 792	2 316
40 bis unter 50	325 043	11 621 957	35 755	2 980
50 bis unter 60	292 198	10 528 575	36 032	3 003
60 bis unter 65	99 080	3 085 990	31 146	2 596
65 oder älter.....	157 761	2 494 465	15 812	1 318
Insgesamt	1 542 931	41 672 554	27 009	2 251
Männer				
unter 20	15 376	53 030	3 449	287
20 bis unter 30	151 851	2 363 996	15 568	1 297
30 bis unter 40	174 195	5 382 509	30 899	2 575
40 bis unter 50	165 886	6 790 490	40 935	3 411
50 bis unter 60	144 602	5 913 730	40 897	3 408
60 bis unter 65	48 490	1 754 120	36 175	3 015
65 oder älter.....	81 412	1 630 095	20 023	1 669
Zusammen	781 812	23 887 969	30 555	2 546
Frauen				
unter 20	14 230	44 089	3 098	258
20 bis unter 30	154 258	2 222 004	14 404	1 200
30 bis unter 40	158 939	3 875 939	24 386	2 032
40 bis unter 50	159 157	4 831 467	30 357	2 530
50 bis unter 60	147 596	4 614 845	31 267	2 606
60 bis unter 65	50 590	1 331 871	26 327	2 194
65 oder älter.....	76 349	864 370	11 321	943
Zusammen	761 119	17 784 585	23 366	1 947

2 | Steuerfälle und deren Bruttolohn im Land Brandenburg 2013 nach Alter und Geschlecht

Altersgruppe in Jahren	Fälle	Bruttolohn in EUR		
		1 000 EUR	Durchschnitt	
			pro Jahr	pro Monat
Männer und Frauen zusammen				
unter 20	27 318	90 813	3 324	277
20 bis unter 30	181 399	2 853 164	15 729	1 311
30 bis unter 40	220 779	5 429 623	24 593	2 049
40 bis unter 50	294 847	9 171 957	31 108	2 592
50 bis unter 60	324 637	10 053 882	30 970	2 581
60 bis unter 65	95 038	2 431 271	25 582	2 132
65 oder älter.....	51 002	542 430	10 635	886
Insgesamt	1 195 020	30 573 141	25 584	2 132
Männer				
unter 20	15 478	56 152	3 628	302
20 bis unter 30	99 343	1 664 283	16 753	1 396
30 bis unter 40	116 603	3 208 523	27 517	2 293
40 bis unter 50	149 431	5 257 390	35 183	2 932
50 bis unter 60	165 335	5 700 054	34 476	2 873
60 bis unter 65	50 582	1 462 258	28 909	2 409
65 oder älter.....	30 809	392 927	12 754	1 063
Zusammen	627 581	17 741 587	28 270	2 356
Frauen				
unter 20	11 840	34 661	2 927	244
20 bis unter 30	82 056	1 188 881	14 489	1 207
30 bis unter 40	104 176	2 221 100	21 321	1 777
40 bis unter 50	145 416	3 914 566	26 920	2 243
50 bis unter 60	159 302	4 353 829	27 331	2 278
60 bis unter 65	44 456	969 013	21 797	1 816
65 oder älter.....	20 193	149 503	7 404	617
Zusammen	567 439	12 831 554	22 613	1 884

Resümee

Die vorliegende Untersuchung auf der Grundlage der Daten der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 2013 bestätigte die erwartete Ungleichheit der Geschlechter bei den jährlichen Bruttoeinkommen. Besonders die darauf basierende kartografische Aufbereitung verdeutlicht anschaulich die diesbezüglichen regionalen und geschlechtsspezifischen Verteilungen sowohl für Deutschland als auch für die Metropolregion Berlin-Brandenburg.

Zu den eigentlichen Ursachen, die sehr individuell und auch heterogen sind, gibt es in der Lohn- und Einkommensteuerstatistik keine geeigneten Kennziffern. Mögliche Hauptursachen für unterschiedliche Bruttolöhne, wie der Umfang der Beschäftigung beispielsweise durch Teilzeit wegen Kindererziehung, Pflege von Familienangehörigen und die Beschäftigungsbranche (Stichwort Pflegeberufe oder „typische Frauenberufe“ mit geringerem Lohnniveau ggf. unterhalb der Tarifverträge), werden in den Steuerstatistiken nicht abgebildet. Sie sind für die Besteuerung durch die Finanzverwaltung nicht relevant und stehen deshalb nicht für Analysen zur Verfügung. In diesem Kontext wird auf den Artikel von Elke Zimmer in Ausgabe 2/2018 der Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg verwiesen, in dem die Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen in Berlin und Brandenburg 2017 analysiert sowie Branche und Beschäftigungsumfang als die zwei wichtigsten den Verdienst beeinflussenden Faktoren belegt werden.⁵

Dietmar Quaiser leitet das Referat *Steuern* des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg.

Literaturhinweise

- Das Datenangebot von DESTATIS bietet entsprechende Informationen unter https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/_inhalt.html
- Ein aktueller Beitrag zur Thematik findet sich in WISTA – Wirtschaft und Statistik 4/2018: Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen nach Bundesländern unter https://www.destatis.de/GPStatistik/servlets/MCRFileNodeServlet/DEAusgabe_derivate_00001634/Wista_4_2018.pdf

⁵ https://www.statistik-berlin-brandenburg.de/produkte/zeitschrift/2018/HZ_201802.pdf

Verdienste

Der Gender Pay Gap im Beruf

Warum er nicht überall gleich groß ist

von **Aline Zucco**

Der Gender Pay Gap beträgt in Deutschland 21 % und ist in Teilen darauf zurückzuführen, dass Männer und Frauen in unterschiedlichen Berufen arbeiten. Allerdings sind auch innerhalb der Berufe beachtliche Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen zu beobachten, deren Höhe sich aber zwischen den Berufen stark unterscheidet. Während kein klarer Zusammenhang zwischen dem Frauenanteil im Beruf und dem Gender Pay Gap zu beobachten ist, ist die Lohnlücke in den Berufen besonders stark ausgeprägt, in denen der Stundenlohn überproportional mit den Arbeitsstunden ansteigt.

Dieser Beitrag ist in einer ähnlichen Form als DIW Wochenbericht erschienen [1].

Das Statistische Bundesamt berichtete 2017, dass der Gender Pay Gap, also der mittlere Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen, bei 21 % lag und dass sich ein großer Teil dieser Lohnlücke auf die Unterschiede in der Berufswahl zurückführen lässt [2]. Dennoch konnte eine frühere Studie auf Basis von Daten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB)¹ zeigen, dass der Gender Pay Gap bei weitem nicht in allen Berufen gleich groß ist [3]. Allerdings stützte sich die Untersuchung auf Vollzeitbeschäftigte, da die in der Studie verwendeten Daten keine Information über die Arbeitsstunden der Beschäftigten beinhalteten. Da aber knapp die Hälfte aller Frauen in Deutschland – und im Gegensatz dazu nur 11 % der Männer – in Teilzeit beschäftigt sind [4], sind diese Ergebnisse nur bedingt auf den gesamten Arbeitsmarkt übertragbar. Diese Analyse knüpft an die genannte Untersuchung an und untersucht die berufsspezifischen Gender Pay Gaps auf Basis der Verdienststrukturerhebung (VSE), die es ermöglicht, auch Teilzeitbeschäftigte in die Analyse miteinzubeziehen.

Datenbasis

Die vorliegende Analyse basiert auf der VSE für das Jahr 2014². Dabei handelt es sich um verknüpfte Befragungsdaten von Arbeitgebern und Arbeitnehmenden, die alle vier Jahre vom Statistischen Bundesamt erhoben werden. Der Datensatz beinhaltet neben Angaben über Arbeitnehmende (z.B. Bruttolohn, Arbeitsstunden, Geschlecht und Bildung) und Arbeitgeber (z.B. Unternehmensgröße und Eignerinformationen) auch Merkmale zur beruflichen Tätigkeit (z.B. Leistungsgruppe, Schichtarbeit oder Überstunden). Der Datensatz enthält Angaben abhängig

Beschäftigter in Haupt- und Nebenbeschäftigungen, aber nicht von Selbstständigen. Insgesamt umfasst die letzte „Welle“ von 2014 Daten zu mehr als einer Million Arbeitnehmenden in mehr als 60 000 Betrieben.

Die administrative Bereitstellung des Bruttolohns durch den Arbeitgeber verringert die Gefahr eines Messfehlers erheblich. Zudem sind sowohl Arbeitnehmende als auch Arbeitgeber zur Teilnahme verpflichtet, weswegen eine systematische Nicht-Teilnahme an der Befragung die Ergebnisse nicht verzerren kann [5]. Ein weiterer entscheidender Vorteil der VSE gegenüber anderen administrativen Datensätzen ist, dass sie neben dem Monatslohn auch die Anzahl der Arbeitsstunden enthält. Somit können die Löhne aller Arbeitnehmenden verglichen werden, ohne dass einzelne Gruppen wie Teilzeitbeschäftigte aus der Analyse ausgeschlossen werden müssen.³

Einschränkend muss erwähnt werden, dass es sich bei der VSE um eine Querschnitterhebung ohne retrospektive Angaben handelt. Der Datensatz enthält also außer der Betriebszugehörigkeit keine weiteren Informationen über die Erwerbsbiografie. Da Frauen tendenziell mehr Erwerbsunterbrechungen und Teilzeiterfahrungen haben, was in den Daten nicht beobachtet wird, kann der angepasste Gender Pay Gap überschätzt werden.

¹ Verwendet wurde die Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB).

² DOI: 10.21242/62111.2014.00.00.1.1.0

³ In Gender Pay Gap-Studien auf Basis von IAB-Daten, in denen die Anzahl der Arbeitsstunden nicht beobachtet wird, beziehen sich die Berechnungen daher meist nur auf Vollzeitbeschäftigte [6] und [7].

Berufsdefinition

Die Definition des Berufes basiert auf der Dreisteller-Ebene der Klassifikation der Berufe aus dem Jahr 2010 (KldB 2010). Die Einteilung in die verschiedenen Berufe erfolgt dabei auf Basis von benötigtem Wissen und Fertigkeiten. Von den 144 Berufen werden vier Berufe, die verschiedene Dienstgradgruppen der Bundeswehr beschreiben, ausgeschlossen. Die neue Berufsklassifikation vereint die Definitionen verschiedener Institute und ersetzt die früheren Versionen von 1988 (Klassifikation der Bundesanstalt für Arbeit) und von 1992 (Statistisches Bundesamt). Die Vorgängerversionen definierten Männerberufe sehr detailliert; im Gegensatz dazu wurden Frauenberufe auf einem hohen Aggregationslevel zusammengefasst. Das hatte zur Folge, dass die Segregation am Arbeitsmarkt nicht korrekt wiedergegeben werden konnte [8]. Mit der Einführung der neuen Klassifikation werden aktuelle Berufsstrukturen nun besser dargestellt.

Nach dieser Definition der Berufe kann beispielsweise zwischen Humanmedizin und Veterinärmedizin unterschieden werden. Allerdings kann nicht beobachtet werden, ob eine Selektion in Berufsuntergruppen stattfindet, also ob der Humanmediziner oder die Humanmedizinerin als Facharzt oder Fachärztin in der Kinder- und Jugendmedizin tätig ist oder in der Chirurgie. Das bedeutet, dass der angepasste Gender Pay Gap innerhalb eines Berufes nicht notwendigerweise Diskriminierung darstellt, sondern auch das Ergebnis von Selektion in unterschiedlich entlohn-te Berufsuntergruppen sein kann.

Abgrenzung Frauen-, Misch- und Männerberufe

Die Einteilung in Frauen-, Misch- und Männerberufe basiert auf dem Frauenanteil aller Beschäftigten in einem Beruf. Als Frauenberufe werden diejenigen Berufe definiert, in denen der Frauenanteil über 70 % liegt und als Männerberufe diejenigen mit weniger als 30 %. Demzufolge haben Mischberufe einen Frauenanteil von 30 bis einschließlich 70 %.

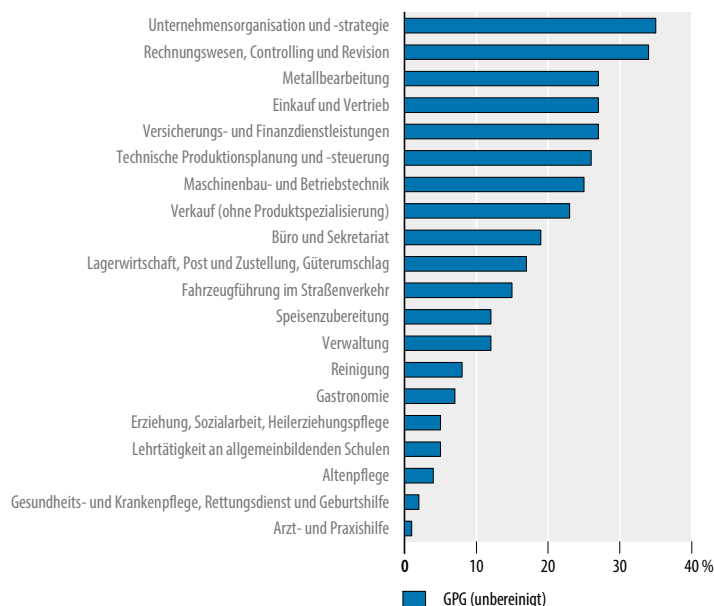
Der Gender Pay Gap in den 20 häufigsten Berufen

Bei einem Vergleich der unbereinigten Gender Pay Gaps der 20 häufigsten Berufe in Deutschland lassen sich deutliche Unterschiede zwischen den Berufen feststellen (Abbildung a). Insbesondere in sozialen oder pflegenden Berufen ist die Lohnlücke sehr gering und liegt zwischen 1 % (Arzt- und Praxis-hilfe) und 5 % (Erziehung, Sozialar-

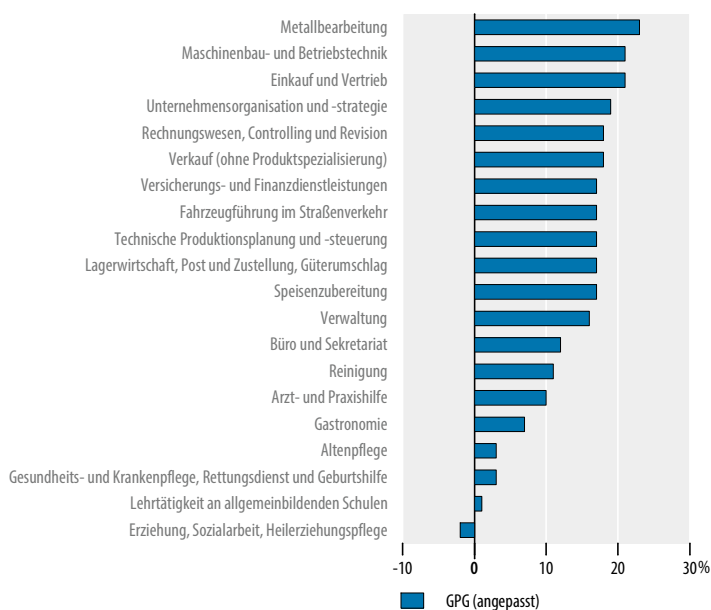
beit, Heilerziehungspflege sowie Lehrtätigkeit an allgemeinbildenden Schulen). Im Gegensatz dazu sind vor allem in kaufmännischen und unternehmensbezogenen Dienstleistungsberufen [9] sehr hohe Gender Pay Gaps zu beobachten: Weibliche Beschäftigte im Einkauf und Vertrieb verdienen 27 % weniger und Frauen in der Unternehmensorganisation und -strategie sogar 35 % weniger als ihre männlichen Kollegen.

Diese Verdienstunterschiede bedeuten aber nicht zwangsläufig, dass Frauen diskriminiert werden, sondern können beispielsweise auch auf Unterschiede in der Berufserfahrung oder Ausbildung zurückzuführen sein. Um diese Unterschiede zu berücksichtigen, werden die angepassten Verdienst-

a | Unbereinigter Gender Pay Gap für die 20 häufigsten Berufe



b | Angepasster Gender Pay Gap für die 20 häufigsten Berufe



Anmerkungen für alle Abbildungen:
Die Berechnung basiert auf abhängig Beschäftigten zwischen 25 und 55 Jahren. Die Einteilung der Berufe erfolgte anhand der KldB 2010.

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Verdienststrukturerhebung 2014, eigene Berechnungen

lücken (siehe „Statistik erklärt“) berechnet. Ein Vergleich dieser angepassten Gender Pay Gaps zeigt aber weiterhin erhebliche Unterschiede in der Höhe der Verdienstlücke zwischen den Berufen (Abbildung b). So sind die Stundenlöhne von Männern in der Metallbearbeitung und in der Maschinenbau- und Betriebstechnik auch bei gleicher Qualifikation 23 % beziehungsweise 21 % höher als die ihrer Kolleginnen. Hingegen verdienen Frauen nach Kontrolle für Unterschiede in der Berufserfahrung und Qualifikation im Bereich Erziehung, Sozialarbeit und Heilerziehungspflege 2 % mehr als Männer.

Der Gender Pay Gap in Frauen-, Misch- und Männerberufen

Werden die Berufe absteigend nach dem Anteil der Frauen in dem Beruf aufgereiht, so zeigt sich, dass Frauenberufe tendenziell einen geringeren Gender Pay Gap haben, aber auch dort verdienen Männer bei gleicher Qualifikation in den meisten Berufen mehr als Frauen (Abbildung c). Selbst als Arzt- oder Praxishilfe oder in der Altenpflege, typische Frauenberufe, in denen der Frauenanteil bei 98 % bzw. 85 % liegt, verdienen Männer 10 % beziehungsweise 3 % mehr als gleichqualifizierte Frauen im selben Beruf. Die größten Gender Pay Gaps treten in Männer- (Metallbearbeitung sowie Maschinenbau- und Betriebstechnik) und Mischberufen (Einkauf und Vertrieb) auf. Doch auch in manchen Frauenberufen, wie beim Verkauf (ohne Produktspezialisierung), finden sich große Lohnlücken (18 %) zwischen Männern und Frauen.

Statistik erklärt: Angepasster Gender Pay Gap

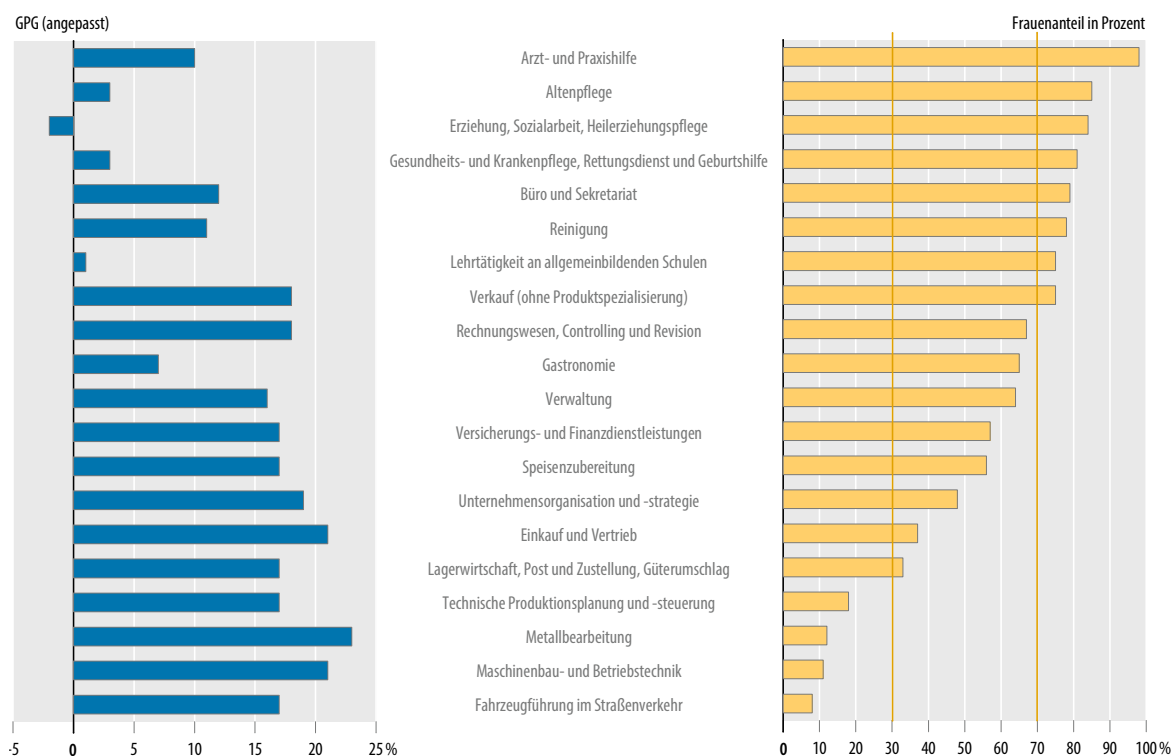
Der angepasste Gender Pay Gap wird durch ein Regressionsmodell mit dem Bruttostundenlohn (y_{ij}) als abhängige Variable geschätzt. Zusätzliche unabhängige Kontrollvariablen sind das Alter, die Betriebszugehörigkeitsdauer, die Bildung, die Betriebs- und Unternehmensgröße, die Lage des Betriebs (Ost- oder Westdeutschland), ob die beschäftigte Person unbefristet beschäftigt ist und ob sie eine Führungsposition innehat.

Diese Kontrollvariablen werden im Vektor X zusammengefasst. Zusätzlich enthält das Modell fixe Effekte für den Beruf (γ_j), das Geschlecht (δ_i) und deren Interaktion (α_j). Dieser Interaktionsterm gibt den bedingten Lohnunterschied zwischen Männern und Frauen innerhalb jedes Berufes j und somit den angepassten, berufsspezifischen Gender Pay Gap wieder [11].

$$\log(y_{ij}) = \delta_i \text{Frau}_i + \sum_{j=1}^J \gamma_j \text{Beruf}_j + \sum_{j=1}^J \alpha_j \text{Beruf}_j * \text{Frau}_i + \mu X_i + \epsilon_{ij}$$

Werden diese Ergebnisse den Gender Pay Gaps für Vollzeitbeschäftigte [3] zugeordnet, zeigen sich teilweise eklatante Unterschiede. Zum Beispiel liegt die Verdienstlücke bei der Arzt- und Praxishilfe unter Vollzeitbeschäftigten bei (unbereinigt) 43 % und in der vorliegenden Untersuchung inklusive der Teilzeitbeschäftigten bei 1 % (unbereinigt) beziehungsweise bei 9 % (angepasst). Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass sich der Gender Pay Gap für Teilzeit- und Vollzeitkräfte teilweise erheblich unter-

c | Frauenanteil und angepasster Gender Pay Gap für die 20 häufigsten Berufe



scheidet und somit die Anzahl der vereinbarten Arbeitsstunden für den Gender Pay Gap eine wichtige Rolle spielt.

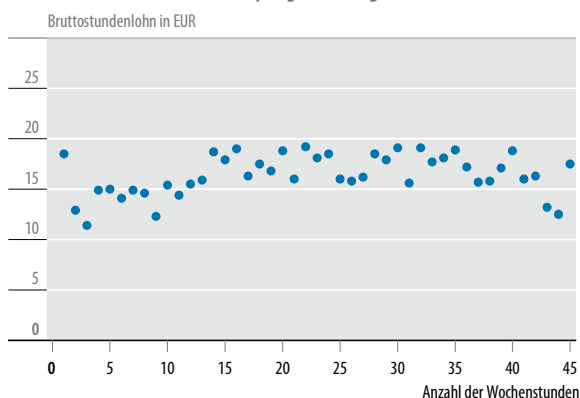
Der Gender Pay Gap in Berufen mit (über-)proportionaler Entlohnung von Arbeitszeiten

Um den Zusammenhang zwischen den Arbeitsstunden und dem Gender Pay Gap verstehen zu können, wird zunächst die Höhe des Stundenlohns in Abhängigkeit von der Anzahl der vereinbarten Wochenstunden betrachtet. Bei Beschäftigten in der Gesundheits- und Krankenpflege, in Rettungsdiensten und bei der Geburtshilfe ist der Stundenlohn relativ konstant (Abbildung d). So verdienen Personen mit 15 Wochenstunden im Durchschnitt 18 EUR pro Stunde, diejenigen, die 20 Stunden arbeiten, kommen auf 19 EUR. Beschäftigte, die 35 Stunden in der Woche arbeiten, verdienen ebenfalls durchschnittlich 19 EUR und jene mit 45 Wochenstunden 18 EUR. Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass in diesen Berufen die Höhe des Bruttolohns unabhängig von der Anzahl der Arbeitsstunden ist und somit von einer proportionalen Entlohnung gesprochen werden kann.

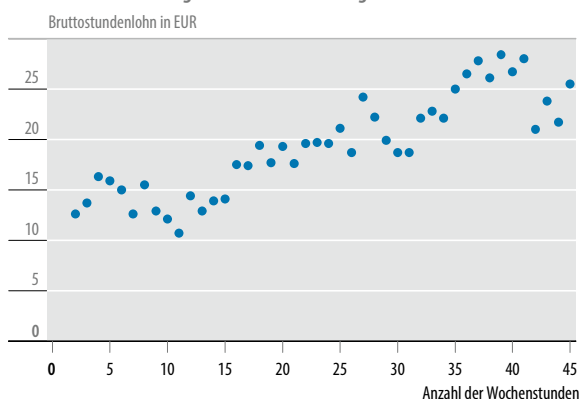
Im Bereich der Unternehmensorganisation und -strategie hingegen variiert der Bruttostundenlohn weitaus stärker: Er liegt zwischen 11 EUR bei geringer Anzahl an vereinbarten Arbeitsstunden (11 Wochenstunden) und 28 EUR bei hohen Arbeitsstunden (37 Wochenstunden) (Abbildung e). Dabei lässt sich eine klare Tendenz erkennen: Der mittlere Stundenlohn in diesem Beruf steigt mit der An-

d und e | Proportionalität in der Entlohnung: Höhe des Stundenlohns in Abhängigkeit von der Anzahl der Wochenstunden

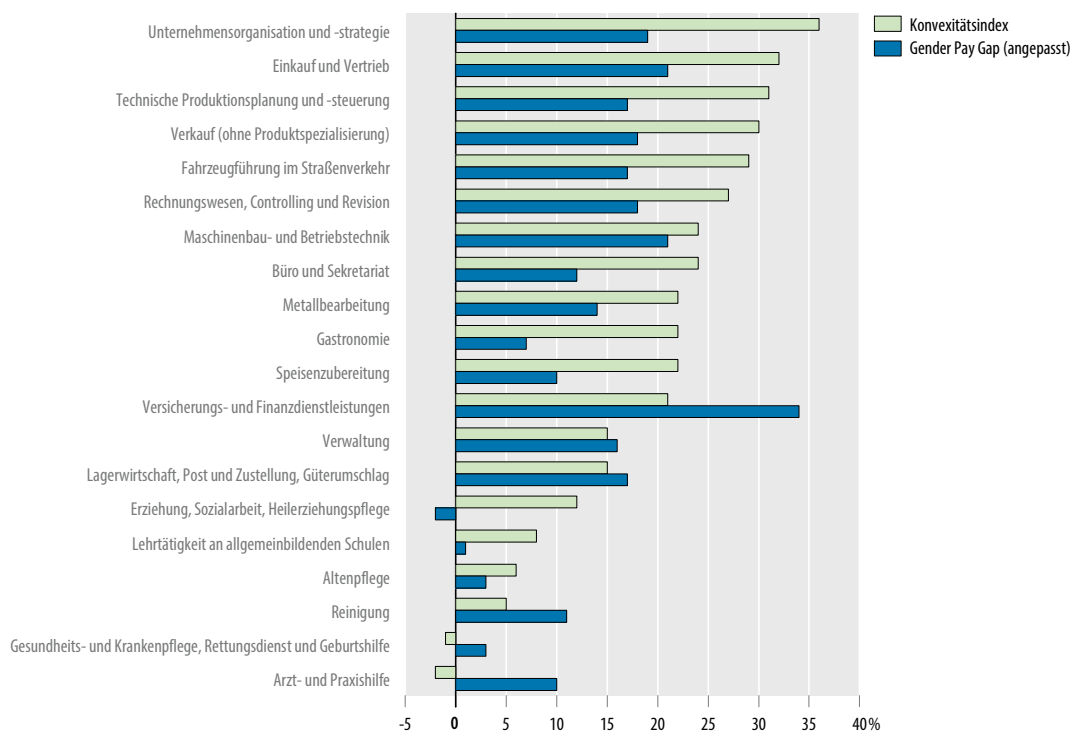
d Gesundheits- und Krankenpflege, Rettungsdienst und Geburtshilfe



e Unternehmensorganisation und -strategie



f | Konvexitätsindex und angepasster Gender Pay Gap für die 20 häufigsten Berufe



zahl der Wochenstunden. Personen, die in diesen Bereichen arbeiten, werden nicht linear nach den geleisteten Arbeitsstunden entlohnt, sondern die Entlohnung steigt im Vergleich zu den Arbeitsstunden überproportional (konvex) an.

Wird also zwischen Berufen mit proportionaler und überproportionaler Entlohnung unterschieden, so ist der angepasste Gender Pay Gap bei Ersteren relativ klein (3 % bei Gesundheits- und Krankenpflege), im Beispiel mit überproportionaler Entlohnung dagegen viel größer (19 % bei der Unternehmensorganisation). Ein ähnlicher Zusammenhang wurde auch auf dem amerikanischen Arbeitsmarkt festgestellt [10].

Da Teilzeitarbeit in Deutschland größtenteils von Frauen ausgeführt wird, sind vor allem sie von geringeren Stundenlöhnen in Berufen mit überproportionaler Entlohnung betroffen. Dieser Zusammenhang verdeutlicht, weswegen Berufe mit überproportionaler Entlohnung höhere Gender Pay Gaps aufweisen als Berufe mit proportionaler Entlohnung.

Um die Beziehung zwischen der Proportionalität der Entlohnung in einem Beruf und dem Gender Pay Gap allgemeiner darstellen zu können, wird auf den Konvexitätsindex zurückgegriffen. Dieser gibt die relative Differenz zwischen dem Lohn der Beschäftigten im jeweiligen Beruf mit einer vereinbarten Arbeitszeit von über 40 Wochenstunden und dem Lohn der Personen in diesem Beruf, die weniger als 25 Wochenstunden arbeiten, wieder.

Werden die 20 häufigsten Berufe absteigend nach der Höhe des Konvexitätsindex sortiert, finden sich in den oberen Rängen insbesondere kaufmännische und unternehmensbezogene Dienstleistungs- und Produktionsberufe [9] wieder (Abbildung f). Zu kaufmännischen und unternehmensbezogenen Dienstleistungsberufen zählen unter anderem die Unternehmensorganisation und -strategie, Einkauf und Vertrieb oder Verkauf. Ein hohes Maß an Konvexität bedeutet, dass in diesen Berufen der relative Lohnunterschied zwischen Personen mit einer hohen und Personen mit einer geringen Stundenzahl bei über 30 % liegt. Tätigkeiten in der technischen Produktionsplanung und -steuerung beziehungsweise in der Maschinenbau- und Betriebstechnik werden den Produktionsberufen zugeordnet. Der Konvexitätsindex zwischen 31 % und 24 % in diesen Berufen deutet auf eine überproportionale Entlohnung einer höheren Anzahl von Arbeitsstunden in diesem Beruf hin.

Zu den Berufen mit proportionaler Entlohnung zählen unter anderem medizinische Berufe (Pflege, Arzt- und Praxishilfe) sowie Tätigkeiten im öffentlichen Dienst. Letztere umfassen unter anderem Berufe wie Lehrtätigkeit an allgemeinbildenden

Schulen, in der Erziehung, Sozialarbeit und Heilerziehungspflege sowie in der Verwaltung. Dies kann dadurch begründet sein, dass fast alle Beschäftigten im öffentlichen Dienst nach Tarifvertrag entlohnt werden, und dieser gewährleistet allen den gleichen Stundenlohn, unabhängig von der Stundenzahl. In medizinischen Berufen könnte die proportionale Entlohnung, wird der Argumentation aus den USA gefolgt [10], auf die Standardisierung in den Behandlungsprozessen zurückzuführen sein. Diese ermöglicht es, dass einzelne Beschäftigte einfacher ersetzt werden können. Somit gehen kürzere Arbeitszeiten nicht mit Produktivitätsverlusten einher und führen dementsprechend nicht dazu, dass diese mit geringeren Löhnen „bestraft“ werden.

Bei Berufen mit überproportionaler Entlohnung ist der Gender Pay Gap tendenziell größer als bei Berufen mit proportionaler Entlohnung. So sind die Berufe mit dem höchsten Maß an überproportionaler Entlohnung (Unternehmensorganisation und -strategie sowie Einkauf und Vertrieb) auch Berufe, die mit 19 % beziehungsweise 21 % hohe angepasste Verdienstlücken zwischen Männern und Frauen aufweisen. Umgekehrt finden sich in einigen Berufen mit einer proportionalen Entlohnung, wie in der Pflege oder bei Lehrkräften an allgemeinbildenden Schulen, sehr geringe angepasste Gender Pay Gaps von 3 % und 1 %.

Fazit

Der deutsche Arbeitsmarkt ist stark segregiert und das Lohnniveau in Frauenberufen ist häufig niedriger als in Männerberufen [3]. Daher hängt der Gender Pay Gap teilweise damit zusammen, dass Frauen und Männer in unterschiedlichen Berufen arbeiten. Allerdings variiert die Größe der Verdienstlücke zwischen den Berufen erheblich und selbst in den meisten Frauenberufen verdienen Frauen weniger als ihre männlichen Kollegen.

Die vorliegende Untersuchung zeigt, dass das Maß an Proportionalität zwischen Arbeitszeit und Entlohnung mit der Höhe des berufsspezifischen Gender Pay Gaps zusammenhängt. In manchen Berufen ist der Stundenlohn stark davon abhängig, wie viele Wochenstunden die Beschäftigten arbeiten. Personen in diesen Berufen werden überproportional zu ihrer Arbeitszeit entlohnt. Da vor allem Frauen in Deutschland in Teilzeit arbeiten, sind sie von den geringeren Stundenlöhnen in Berufen mit überproportionaler Entlohnung stärker betroffen als Männer.



Aline Zucco ist wissenschaftliche Mitarbeiterin in der Forschungsgruppe Gender Economics am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin).
Kontakt: azucco@diw.de

Quellen

- [1] Zucco, A. (2019a): Große Gender Pay Gaps in einzelnen Berufen hängen stark mit der überproportionalen Entlohnung von langen Arbeitszeiten zusammen. DIW Wochenbericht Nr. 10.
- [2] Finke, C.; Dumpert, F. und Beck, M. (2017): Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2014. *Wirtschaft und Statistik* 2, S. 43–62.
- [3] Wrohlich, K. und Zucco, A. (2017): Gender Pay Gap innerhalb von Berufen variiert erheblich. DIW Wochenbericht Nr. 43.
- [4] Statistisches Bundesamt (2018a): Abhängig Erwerbstätige: Deutschland, Jahre, Beschäftigungsumfang, Geschlecht. <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/link/tabelleErgebnis/12211-0011> (letzter Abruf 07.05.2019).
- [5] Kapteyn, A. und Ypma, J. Y. (2007): Measurement Error and Misclassification: A Comparison of Survey and Administrative Data. *Journal of Labor Economics* 25.3, S. 513–551.
- [6] Gartner, H. und Hinz, T. (2009): Geschlechtsspezifische Lohnungleichheit in Betrieben, Berufen und Jobzellen (1993–2006). *Berliner Journal für Soziologie* 19.4, S. 557–575;
- [7] Hirsch, B. (2013): The impact of female managers on the gender pay gap: Evidence from linked employer–employee data for Germany. In: *Economics Letters* 119.3, S. 348–350.
- [8] Paulus, W. und Matthes, B. (2013): Klassifikation der Berufe – Struktur, Codierung und Umsteigeschlüssel. FDZ-Methodenreport 08/2013. Nürnberg.
- [9] Matthes, B.; Meinken, H. und Neuhauser, P. (2015): Berufssektoren und Berufssegmente auf Grundlage der KldB 2010. Methodenbericht der Statistik der BA, Nürnberg.
- [10] Goldin, C. (2014): A Gender Convergence: Its Last Chapter. In: *American Economic Review* 104.4, S. 1091–1119.
- [11] Zucco, A. (2019b): Occupational Characteristics and the Gender Pay Gap. DIW Discussionpaper 1794.

Weiterführende Literatur

- Blau, F. D.; Kahn, L. M. (2017): The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature* 2017, 55 (3), S. 789–865.
- Finke, C. (2011): Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2006. *Wirtschaft und Statistik* 1, S. 36–48.
- Hausmann, A.-C.; Kleinert, C. (2014): Männer- und Frauendomänen kaum verändert. IAB-Kurzbericht Nr. 9. Nürnberg.

Mikrozensus

Die Suche nach Gemeinsamkeiten - Strukturelle Gründe für die Teilzeitarbeit von Frauen und Männern

von Agnieszka Althaber

Auf Branchenebene zeigen sich klare Gemeinsamkeiten von Frauen und Männern in der Teilzeitbeschäftigung. Sowohl Frauen als auch Männer haben in frauendominierten Branchen höhere Teilzeitanteile als in männerdominierten Branchen. Beide Geschlechter arbeiten in Branchen mit hohen Anteilen an un- und angelernten Arbeitskräften häufiger unfreiwillig in Teilzeit. Dies spricht dafür, dass die Arbeitsorganisation in diesen Branchen in Bezug auf die Vereinbarkeit von Beruf und Familie, aber auch die Flexibilisierungsstrategien von Unternehmen wichtige strukturelle Bedingungen für die Teilzeitbeschäftigung sind.

Dieser Beitrag ist ein Nachdruck von Althaber (2018).

Die Erwerbsquoten von Frauen und Männern haben sich angenähert. Ausgeprägte Geschlechterunterschiede bestehen jedoch weiterhin in der Teilzeitbeschäftigung. In Deutschland arbeitet fast jede zweite erwerbstätige Frau in sozialversicherungspflichtiger Teilzeit oder geringfügiger Beschäftigung (46 %), ein Großteil davon sind Mütter. Bei Männern sind es lediglich 11 %, und unter diesen wenigen Männern findet sich nur ein geringer Teil an Vätern (Hobler/Pfahl 2018). Frauen arbeiten überwiegend in der mittleren Altersspanne zwischen 25 und 55 Jahren in Teilzeit, der weitaus wichtigste Grund hierfür sind familiäre Verpflichtungen. Frauen verbringen in der Regel eine längere Zeit in der Teilzeitbeschäftigung. Für Männer hingegen ist Teilzeit eher eine Übergangslösung. Sie arbeiten häufig am Beginn ihrer beruflichen Laufbahn in Teilzeit, zum Beispiel wenn sie parallel zur Schule und Ausbildung erste Erwerbserfahrungen sammeln, oder aber am Ende des Erwerbslebens, etwa in Form von Altersteilzeit. In der mittleren Altersspanne ist Teilzeit bei Männern die Ausnahme. Familiäre Verpflichtungen sind für Männer als Grund für die reduzierte Erwerbstätigkeit deutlich seltener, eher arbeiten Männer in Teilzeit, weil sie zum Beispiel keine Vollzeitstelle finden.

Diese ausgeprägten Unterschiede in der Teilzeitbeschäftigung von Frauen und Männern haben sich in den letzten 30 Jahren kaum verändert. Sie sind ein deutliches Zeichen dafür, dass Geschlechterungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt beharrlich fortbestehen. Das ist insofern erstaunlich, als in derselben Zeit andere Ungleichheiten zwischen Frauen und Männern abgebaut wurden: Frauen und Männer haben heute vergleichbare Qualifikationen und damit ähnliche Startbedingungen für den Arbeitsmarkt.

Paare wünschen sich verstärkt eine egalitäre Arbeitsteilung zwischen den Partnern und Väter wollen mehr Zeit für die Familie haben. Wenn sich in Sachen Teilzeit dennoch wenig ändert, könnte es daran liegen, dass nicht nur individuelle Faktoren eine Rolle spielen, sondern auch strukturelle Bedingungen des Arbeitsmarkts bedeutsam sind, wie zum Beispiel verschiedene Möglichkeiten zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie oder die unterschiedliche Verbreitung betrieblicher Flexibilisierungsstrategien in Branchen und Berufen.

Die Nachteile der Teilzeitbeschäftigung liegen auf der Hand: Teilzeitbeschäftigte verzichten durch den geringeren Stundenumfang auf einen Teil ihres erzielbaren Einkommens. Je nach beruflichem Kontext kommt hinzu, dass aus der Teilzeit heraus eine Erhöhung der Stunden oder ein Wechsel in die Vollzeitbeschäftigung häufig nicht möglich ist und daher vor allem Frauen dauerhaft in der Teilzeitbeschäftigung verbleiben (Klenner/Lott 2016). In hoch qualifizierten Tätigkeitsbereichen geht Teilzeit oft mit geringeren Karriereperspektiven einher – zum Beispiel ist Teilzeit in Führungspositionen bisher kaum verbreitet (Hipp/Stuth 2013). Diese Nachteile summieren sich in der Regel im Laufe des Erwerbslebens, und am Ende werden durch die Teilzeitbeschäftigung nur anteilige und damit geringere Rentenanwartschaften erworben. Teilzeit trägt somit – neben häufigeren Erwerbsunterbrechungen von Frauen – auch dazu bei, dass Frauen über geringere Renten verfügen als Männer (Frommert/Strauß 2013).

Abgesehen von den familiären Verpflichtungen treffen die Nachteile, die durch die Teilzeitbeschäftigung entstehen, Frauen nicht ganz zufällig. Frauen und Männer arbeiten teilweise in ganz unterschied-

lichen Berufen und Branchen. Zwischen dieser Segregation der Geschlechter im Arbeitsmarkt und der Teilzeitbeschäftigung besteht ein deutlicher Zusammenhang: Je höher der Frauenanteil ausfällt, desto höher ist auch der Anteil von sozialversicherungspflichtigen Teilzeitbeschäftigten. Diesen Zusammenhang veranschaulicht Abbildung a für ausgewählte Branchen. Die Teilzeitbeschäftigung kommt vor allem im Dienstleistungsbereich vor, hier am häufigsten in den Bereichen Gesundheits- und Sozialwesen, Erziehung und Unterricht sowie im Handel. Dies sind zugleich Berufszweige mit sehr hohen Frauenanteilen. Die geringsten Teilzeitquoten weisen Branchen mit hohen Männeranteilen auf, wie etwa das Verarbeitende Gewerbe oder der Bereich Bergbau und Energie. Diese Ergebnisse können bedeuten, dass die Teilzeitbeschäftigung in frauendominierten Branchen stärker genutzt wird, weil Frauen dort stärker repräsentiert sind und häufiger Teilzeit nutzen. Diese Erklärung würde die gängige Interpretation stützen, dass Frauen zu einem überwiegenden Teil aus ihrer freien persönlichen Entscheidung heraus in Teilzeit erwerbstätig sind. Wenn diese Deutung zutrifft, müssten allerdings die Teilzeitquoten von Frauen über alle Branchen hinweg weitgehend ähnlich sein.

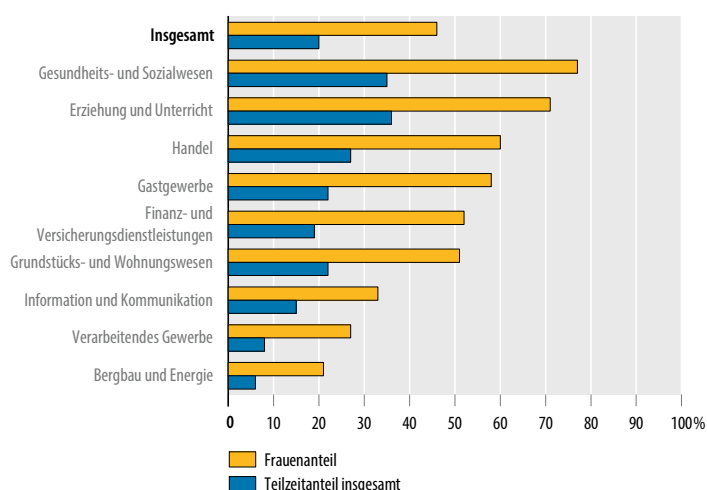
Dem stehen die Ergebnisse aus Abbildung b entgegen: Diese gibt die Teilzeitquoten in den unterschiedlichen Branchen getrennt für Frauen und Männer wieder; die Branchen sind nach ihren Frauenanteilen sortiert. Es zeigt sich, dass die Teilzeitquoten beider Geschlechter in Zusammenhang mit den jeweiligen Frauenanteilen in den Branchen stehen: Die höchsten Teilzeitquoten haben Frauen in frauendominierten Branchen, in stark männerdominierten Branchen dagegen arbeiten sie deutlich seltener in Teilzeit. Männer haben zwar in allen Branchen geringere Teilzeitquoten als Frauen, aber auch für sie veranschaulicht die Abbildung dasselbe eindeutige Muster: Im Bereich Erziehung und Unterricht sind die Teilzeitquoten von Männern mit 17 % am höchsten und im Bereich Bergbau und Energie mit 1 % am geringsten. Die Teilzeitquoten nehmen demzufolge sowohl bei Frauen als auch bei Männern tendenziell zu, je höher der Frauenanteil in der jeweiligen Branche ausfällt. Teilzeitbeschäftigung ist also nicht in allen Branchen und Berufen gleichermaßen üblich oder möglich.

Diese Verteilung legt den Schluss nahe, dass sich Teilzeitarbeit nicht ausschließlich nach den individuellen Wünschen richtet, sondern dass auch Arbeitsbedingungen in den Branchen und Berufen Tätigkeiten in Teilzeit erschweren beziehungsweise ermöglichen – je nachdem, wie stark sie eine umfassende und kontinuierliche Verfügbarkeit für den Beruf und damit eine Tätigkeit in Vollzeit (und darüber hinaus) erfordern. Die Segregation in frauen- und männerdominierte Branchen oder Berufe geht damit einher, dass typisch weibliche und männliche Aufgaben und Arbeitsbereiche bestimmt werden. Dabei fließen auch etablierte kulturelle Vorstellungen einer Gesellschaft über Geschlechterrollen, über die Arbeitsteilung von Frauen und Männern und entsprechend über das typische Arbeitsangebot von Frauen und Männern beziehungsweise von Müttern und Vätern ein. Daraus ergeben sich unterschied-

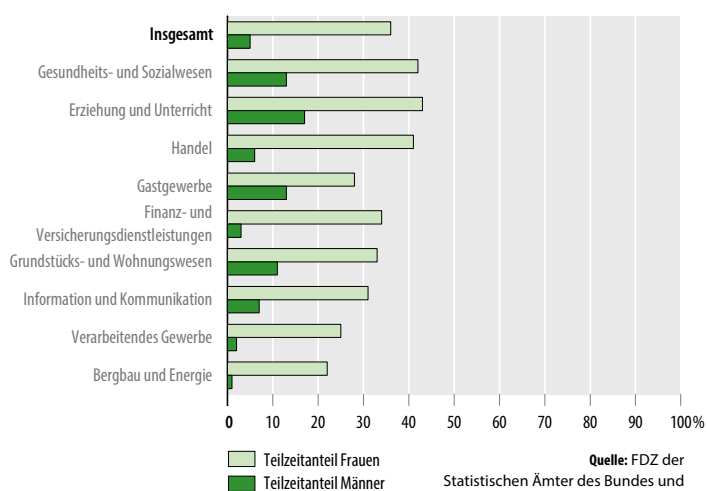
liche Lösungen für die Arbeitsorganisation und die Arbeitszeiten je nach Frauenanteil in Branchen oder Berufen. Frauendominierte Arbeitsbereiche zeichnen sich neben einem höheren Teilzeitanteil zum Beispiel auch dadurch aus, dass weniger Überstunden geleistet werden und mehr Möglichkeiten zur Heimarbeit existieren (Leuze/Strauß 2018). Hier ermöglicht die Arbeitsorganisation eine bessere Erwerbstätigkeit in Kombination mit der Verantwortung für Kinder und Haushalt. In männerdominierten Branchen und Berufen sind hingegen Formen der Arbeitsorganisation üblich, die kürzere Arbeitszeiten erschweren – und das offensichtlich für beide Geschlechter.

Für die Frage nach individuellen versus strukturellen Gründen für Teilzeitarbeit ist noch ein weiterer Aspekt von Interesse: Auch wenn Teilzeitbeschäftigung für die Vereinbarkeit von Beruf und Familie wichtig ist, so darf nicht übersehen werden, dass bei den sozialversicherungspflichtigen Teilzeitbeschäftigten ein nicht unerheblicher Anteil unfreiwillig in Teilzeit arbeitet. Auf Basis der Mikrozensus-Daten

a | Frauenanteile und Anteile regulärer Teilzeit an allen Erwerbstätigen nach Wirtschaftszweigen



b | Anteile regulärer Teilzeit von Frauen und Männern nach Wirtschaftszweigen



Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Mikrozensus 2012, eigene Berechnungen

von 2012¹ liegt dieser Anteil insgesamt betrachtet bei circa 17 % (eigene Berechnungen). Betriebsbefragungen haben ergeben, dass für den Durchschnitt aller Betriebe durch den Markt bestimmte Bedingungen wie der aktuelle Personalbedarf oder die Überbrückung vorübergehender Personalengpässe sowie flexible Betriebs- beziehungsweise Öffnungszeiten genauso wichtige Gründe für den Einsatz von Teilzeitbeschäftigten sind wie das Eingehen auf individuelle Arbeitszeitwünsche der Beschäftigten selbst (Wanger 2006).

Diese vom Markt bestimmten betrieblichen Gründe können zum einen der Vereinbarkeit von Beruf und Familie und zum anderen den Wünschen von Beschäftigten nach längeren Arbeitszeiten entgegenstehen. Sie spiegeln in Teilen Flexibilisierungsstrategien von Unternehmen wider, und sie kommen am stärksten in Bereichen der un- und angelernten Arbeitskräfte zum Tragen. Diese Beschäftigtengruppe ist folglich am stärksten davon betroffen, dass sie unfreiwillig in Teilzeit arbeitet.

Hieraus abgeleitet zeigt sich eine weitere Besonderheit in der Konzentration der Teilzeitbeschäftigung im Arbeitsmarkt, denn auch un- und angelernte Arbeitskräfte und damit einhergehende betriebliche Flexibilisierungsstrategien sind nicht zufällig im Arbeitsmarkt verteilt. Die im Folgenden dargestellten Ergebnisse basieren auf eigenen Berechnungen mit Einzeldaten des Mikrozensus 2012 (ohne Abbildung): In Branchen mit hohen Anteilen von un- und angelernten Arbeitskräften wie im Gastgewerbe oder im Handel sind unter den Teilzeitbeschäftigten sowohl Männer als auch Frauen besonders häufig unfreiwillig in Teilzeit beschäftigt (Männer circa 35 %, Frauen circa 21 %). In diesen Branchen ist die Teilzeitbeschäftigung insbesondere unterhalb von Managementpositionen hauptsächlich betrieblich motiviert. Im speziellen Fall des Lebensmitteleinzelhandels ist Teilzeit aufgrund der branchenweiten Flexibilisierungsstrategien inzwischen zu einem normalen Arbeitsmodell geworden, wobei das Arbeitseinkommen hier nur selten als Existenzgrundlage ausreicht. Das Gesundheits- und Sozialwesen hat im Vergleich dazu deutlich geringere Anteile von un- und angelernten Arbeitskräften und zugleich bei Männern wie auch bei Frauen in Teilzeit ein geringeres Ausmaß an unfreiwilliger Teilzeitbeschäftigung. Mit circa 20 % bei Männern und circa 12 % bei Frauen entspricht es in etwa dem Durchschnitt für den gesamten Arbeitsmarkt. Dies sind Branchen, die im Vergleich zum Handel bisher einem geringeren Flexibilisierungsdruck ausgesetzt waren.

Wie stark betriebliche Flexibilisierungsstrategien eingesetzt werden, bestimmt also über das Verhältnis von freiwilliger zu unfreiwilliger Teilzeitbeschäftigung. Aufgrund verschiedener Entwicklungen, wie dem Abbau gewerkschaftlicher Organisation, der Globalisierung, dem zunehmenden Einfluss des Finanzkapitals und auch der Digitalisierung, ist davon auszugehen, dass die unfreiwillige Teilzeitbeschäftigung in Zukunft weiter zunehmen wird. In bestimmten Branchen wird sie stärker anwachsen und damit zu einer Polarisierung unter den Teilzeitbeschäftigten beitragen.

Aus den erläuterten Zusammenhängen lassen sich verschiedene Schlussfolgerungen ziehen.

Erstens: Individuelle Faktoren wie die Anforderungen an die Vereinbarkeit von Beruf und Familie durch Elternschaft oder persönliche Arbeitszeitwünsche sind zwar wichtige, aber für sich genommen keine ausreichenden Erklärungen für Teilzeitbeschäftigung. Vielmehr bestimmen auch strukturelle Bedingungen im Arbeitsmarkt wie die Geschlechtersegregation und Flexibilisierungsstrategien von Unternehmen die Teilzeitbeschäftigung wesentlich mit. Hinzu kommt, dass sich diese zwei Strukturmerkmale überlagern können, wie im Fall des Handels als einer Branche mit einem hohen Teilzeit- und zugleich mit einem hohen Frauenanteil sowie mit einem hohen Anteil an unfreiwilliger Teilzeitbeschäftigung.

Zweitens: Die Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik muss der Tatsache Rechnung tragen, dass allein das individuelle Recht auf Teilzeitbeschäftigung – selbst mit verbesserten Rückkehrmöglichkeiten in die Vollzeitbeschäftigung – voraussichtlich wenig an den Geschlechterunterschieden in der Teilzeitbeschäftigung verändern wird. Denn institutionelle Rahmenbedingungen, die den Leitbildern der traditionellen Arbeitsteilung von Frauen und Männern folgen, führen dazu, dass die Aushandlungen in den Partnerschaften weiterhin zu eben diesen traditionellen Lösungen der Arbeitsteilung führen. Hierzu zählen allen voran die Lohnlücke zwischen Frauen und Männern mit den durchschnittlich geringeren Löhnen in frauendominierten Berufen, aber auch die steuerliche gemeinsame Veranlagung bei Ehepaaren und daraus resultierende Anreize für ein jeweils geschlechtstypisches Erwerbsverhalten. Wenn mehr Männer beziehungsweise Väter die Teilzeit nutzen sollen, ist auch die Arbeitsorganisation in den Betrieben ein notwendiger Ansatzpunkt. Hier müssen insbesondere in männerdominierten Branchen und Berufen Lösungen zur besseren Vereinbarkeit von Beruf und Familie geschaffen werden. Zugleich ist die Gruppe der Beschäftigten in Teilzeit sehr heterogen zusammengesetzt. Sie reicht von jungen Erwachsenen, die parallel zur Ausbildung in Teilzeit arbeiten, über Teilzeit in der Haupterwerbsphase aufgrund der Vereinbarkeit mit familiären Verpflichtungen wie Kinderbetreuung oder Pflege bis hin zur Altersteilzeit. Insbesondere in den Diskussionen um die Vereinbarkeit von Beruf und Familie müssen auch Risikogruppen stärker berücksichtigt werden, für die die Teilzeitbeschäftigung unfreiwillig ist und hauptsächlich eine Flexibilisierungsstrategie der Arbeitgeber darstellt. Für diese Gruppen kann die Teilzeitbeschäftigung die Vereinbarkeit von Beruf und Familie in Teilen sogar erschweren, wenn sie mit unregelmäßigen Arbeitszeiten bei gleichzeitig eingeschränkten Mitbestimmungsmöglichkeiten über die Arbeitszeit verbunden ist.

Drittens: In der Forschung sollten empirische Analysen zur Teilzeitbeschäftigung die Geschlechtersegregation und die Flexibilisierungsstrategien von

Betrieben als strukturelle Rahmenbedingungen besser als bisher berücksichtigen. Dafür ist es hilfreich, die Gemeinsamkeiten von Frauen und Männern in der Teilzeitbeschäftigung stärker in den Blick zu nehmen als ihre Unterschiede.

Hinweis, Datenquelle & Projekt

Dieser Beitrag ist ein Nachdruck von Althaber (2018). Die Analysen des Beitrags wurden mit Einzeldaten des Mikrozensus 2012 erstellt, die durch das Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder für wissenschaftliche Nutzungen bereitgestellt werden. Zur Untersuchungspopulation zählen Erwerbstätige im Alter zwischen 15 und 65 Jahren, die sich zum Befragungszeitpunkt nicht in einer Ausbildung befanden. Die Analysen beziehen sich ausschließlich auf sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung. Diese wird als Erwerbstätigkeit mit einem Umfang von unter 35 Wochenstunden unter Ausschluss geringfügiger Beschäftigung definiert.

Die vorgestellten Analysen wurden im Rahmen des Dissertationsprojekts der Autorin erstellt. Darin untersucht sie den Einfluss beruflicher Arbeitsmarktstrukturen auf die Teilzeitbeschäftigung von Männern aus der Perspektive des Lebensverlaufs. Das sind (1) Übergänge von der Vollzeit- in die Teilzeitbeschäftigung, (2) berufliche Mobilität im Zuge dieser Übergänge sowie (3) die weiteren Erwerbsverläufe nach Übergängen in die Teilzeitbeschäftigung. Hierfür erstellt sie auf Basis der Mikrozensus-Daten von 1993 bis 2012 aggregierte Indikatoren zur Geschlechtersegregation, Arbeitszeitarangements und prekärer Beschäftigung in Berufen und kombiniert diese Angaben mit den Daten zu Erwerbsverläufen, die im Rahmen des Nationalen Bildungspanels erhoben wurden (Allmendinger et al. 2019). Das Dissertationsprojekt ist Teil des am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) angesiedelten Projekts „Ungleichheiten im Bildungssystem und Ungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt“.



Foto: David Ausserhofer

Literatur

- Allmendinger, J. et al. (2019): Adult education and lifelong learning. In: Blossfeld, H.-P. und Roßbach, H.-G. [Hrsg.]: Education as a lifelong process: the German National Educational Panel Study (NEPS). Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, second revised edition, S. 325–346.
- Althaber, A. (2018): Die Suche nach Gemeinsamkeiten: Strukturelle Gründe für die Teilzeitarbeit von Frauen und Männern. In: WZB-Mitteilungen. Wie die Geschlechter Macht und Arbeit verteilen. Heft 161, S. 17–20.
- Frommert, D. und Strauß, S. (2013): Biografische Einflussfaktoren auf den Gender Pension Gap – Ein Kohortenvergleich für Westdeutschland. In: Journal for Labour Market Research, Jg. 46, S. 145–166.
- Hipp, L. und Stuth, S. (2013): Management und Teilzeit? Eine empirische Analyse zur Verbreitung von Teilzeitarbeit unter Managerinnen und Managern in Europa. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 65, Heft 1, S. 101–128.
- Hobler, D. und Pfahl, S. (2018): Teilzeitquoten der abhängig Beschäftigten 1991–2017. Düsseldorf: WSI-Gender DatenPortal. (<https://www.boeckler.de/51985.htm>, zuletzt abgerufen am 23.05.2019).
- Klenner, C. und Lott, Y. (2016): Arbeitszeitooptionen im Lebensverlauf. Bedingungen und Barrieren ihrer Nutzung im Betrieb. WSI Study, Nr. 4. Online: https://www.boeckler.de/pdf/p_wsi_studies_4_2016.pdf (Stand 03.08.2018).
- Leuze, K. und Strauß, S. (2016): Why do occupations dominated by women pay less? How 'female-typical' work tasks and working-time arrangements affect the gender wage gap among higher education graduates. In: Work, Employment and Society, Jg. 30, S. 802–820.
- Wanger, S. (2006): Arbeitszeitpolitik: Teilzeitarbeit fördert Flexibilität und Produktivität. IAB-Kurzbericht 07/2006. Online: <http://doku.iab.de/kurzber/2006/kb0706.pdf> (Stand 03.08.2018).

Agnieszka Althaber ist wissenschaftliche Mitarbeiterin und Doktorandin in der Projektgruppe *Nationales Bildungspanel: Berufsbildung und lebenslanges Lernen* am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB).
Kontakt: agnieszka.althaber@wzb.eu

Fachgespräch mit Dr. Yvonne Lott

„Ungleichheiten im Arbeitsmarkt sind nach wie vor gegeben.“



Dr. Yvonne Lott leitet das Referat Geschlechterforschung am Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Institut der Hans-Böckler-Stiftung. Zu ihren Arbeitsschwerpunkten gehören Arbeitsmarktforschung und Arbeitsmarktpolitik, Lebenslauf- und Arbeitszeitpolitik, Genderforschung, quantitative Methoden und Längsschnittanalysen.

Sie sind im WSI, also im Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Institut der Hans-Böckler-Stiftung beschäftigt. Mit welchem konkreten Projekt befassen Sie sich zurzeit?

Ich arbeite derzeit in mehreren Projekten. Zum einen untersuche ich die Umsetzung des Tarifvertrags in der Metallindustrie, der Beschäftigten die Wahloption zwischen mehr Geld, kürzerer Arbeitszeit oder mehr freien Tagen gibt.

Spannend finde ich auch, aus welchen Gründen Heimarbeit von Beschäftigten nicht genutzt wird. Dazu forsche ich zusammen mit Anja Abendroth von der Universität Bielefeld. Wir verwenden Längsschnittdaten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB). Ein Ergebnis unserer bisherigen Analysen ist, dass Frauen Heimarbeit eher nicht nutzen, weil sie in stärkerem Maße als Männer dadurch Karriere Nachteile befürchten. Dieser Befund bestätigt bisherige Forschungsergebnisse, dass

Führungskräfte Frauen oftmals nicht zutrauen, flexible Arbeitsformen für betriebliche Belange zu nutzen.

Ein weiteres Projekt bearbeite ich gemeinsam mit Anne Wöhrmann von der Bundesagentur für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. Uns interessiert die dienstliche Erreichbarkeit außerhalb der Arbeitszeiten, also das Beantworten von dienstlichen E-Mails oder dienstlichen Telefonaten in der Freizeit. Wir wollen herausfinden, ob eine Erreichbarkeit in der Freizeit Effekte nicht nur auf die eigene Zufriedenheit mit der Work-Life-Balance hat, sondern auch auf die des Partners. Bisher haben wir hier analog zu ähnlichen Studien keinen Geschlechterunterschied entdeckt – es scheint für beide Geschlechter gleich belastend zu sein, wenn der Partner oder die Partnerin abends noch dienstliche E-Mails beantworten muss.

In welchen Bereichen hat sich die Ungleichheit der Geschlechter in den letzten Jahren reduziert? Wo gibt es immer noch Unterschiede zwischen den Geschlechtern?

Das WSI veröffentlicht mit dem GenderDatenPortal Zahlen und Fakten zum Thema Arbeitsmarktungleichheit von Frauen und Männern, aber auch Daten zur Aufteilung von Sorgearbeit und der Inanspruchnahme von Elterngeld. Wir sehen auf der einen Seite, dass die Arbeitsmarktpartizipation von Frauen in den letzten Jahren zugenommen hat. Bei ausschließlicher Betrachtung der Erwerbstätigenquoten gibt es also weniger Ungleichheit zwischen den Geschlechtern

als vor zehn oder zwanzig Jahren. Allerdings findet die Erwerbstätigkeit bei Frauen vielfach als Teilzeittätigkeit statt, wodurch sich immer noch ein deutlicher Einkommensabstand zwischen Männern und Frauen ergibt. Ungleichheiten im Arbeitsmarkt sind also nach wie vor gegeben, ebenso wie Ungleichheiten in der Verteilung von unbezahlter Arbeit wie Hausarbeit und Kinderbetreuung. Frauen stemmen immer noch den Löwenanteil an diesen Tätigkeiten.

Welche Bedeutung hat das Thema „Ungleichheit der Geschlechter“ auf europäischer Ebene?

Ich arbeite vor allem zu Arbeitszeiten und Fragen der Work-Life-Balance. Hier hat die EU-Kommission eine Richtlinie zur Verbesserung der Work-Life-Balance vorgelegt, in der gefordert wird, auf europäischer Ebene die Arbeits- und Lebensqualität für alle Beschäftigten zu erhöhen und damit für mehr Gleichheit zwischen den Geschlechtern zu sorgen. Männer arbeiten üblicherweise länger, machen eher Überstunden und stecken im Job weniger zurück. Frauen leisten wiederum immer noch deutlich mehr Sorgearbeit neben ihrer Teil- oder Vollzeitarbeit und müssen mit dieser Doppelbelastung fertig werden. Eine Maßnahme für eine gute Work-Life-Balance und mehr Geschlechtergerechtigkeit wäre, das Arbeitspensum für beide Geschlechter zu senken. Eine Entlastung durch kürzere Arbeitszeiten könnte mehr zeitliche Spielräume zu Hause schaffen, die beispielsweise eine verstärkte Teilnahme von Frauen an der Erwerbstätigkeit zur Folge haben könnten.

Haben Sie im Rahmen Ihrer Forschung auch geschlechterbezogene Unterschiede zwischen den Bundesländern untersucht? Zu welchem Ergebnis sind Sie gekommen?

| Mein Kollege Malte Lübker hat dazu Daten des WSI Lohnspiegels ausgewertet. Der Gender Pay Gap ist tatsächlich im Süden Deutschlands am größten; in Brandenburg ist er am geringsten. Erklärt werden kann dies vor allem durch die Löhne der Männer, die gerade im Süden in den Automobil- und Industriebranchen und bei deren Zulieferern relativ hoch sind. Daher ist der Verdienstabstand zwischen Männern und Frauen dort sehr groß, während in Ostdeutschland die Männer einfach nicht so gut verdienen. Der geringere Gender Pay Gap in Ostdeutschland spiegelt also mehr die allgemeine wirtschaftliche Lage der Region.

Welche Datenquellen stehen Ihnen für Ihre Analysen zur Verfügung? Welchen Stellenwert nehmen die Daten der amtlichen Statistik bei Ihren Forschungen ein?

| Bisher habe ich in erster Linie das Sozio-oekonomische Panel des DIW Berlin und den European Working Conditions Survey, eine Erhebung über die Arbeitsbedingungen in Europa, genutzt. Aktuell arbeite ich mit dem Linked Personnel Panel des IAB. Ich benötige detaillierte Informationen auf Individualebene: über den Haushaltskontext von Beschäftigten

und ihre Arbeitsmarktsituation bzw. Arbeitsbedingungen. Ich forsche viel zu flexiblen Arbeitsarrangements, dafür brauche ich Informationen, die ich in den oben genannten Datenquellen finde. Das Linked Personnel Panel bietet beispielsweise nicht nur Informationen über die Beschäftigten selbst, sondern auch Betriebsinformationen, was mir bei meinen Studien sehr weiterhilft.

Für das WSI GenderDatenPortal nutzen wir Daten der amtlichen Statistik wie den Mikrozensus, etwa für Abbildungen der Erwerbsquoten und des Gender Pay Gaps.

Für meine Arbeit ist es wichtig, einzelne Personen längerfristig zu beobachten, um konkrete Veränderungen in der Zeit messen zu können. Daher bin ich für meine Forschung unbedingt auf Panelstudien angewiesen.

Seit Kurzem wird die Thematik zum sogenannten dritten Geschlecht immer mehr in der Öffentlichkeit diskutiert und hat mittlerweile auch die amtliche Statistik erreicht. Welche Bedeutung messen Sie dieser „Kategorie“ bei und wie intensiv müsste diese zukünftig bei Auswertungen berücksichtigt werden?

| Zunächst einmal ist es zu begrüßen, die Dichotomisierung Mann–Frau aufzubrechen, weil sich in der Tat nicht alle Menschen in der einen oder anderen Kategorie wiederfinden. Insofern ist eine dritte Option „divers“ ein wichtiger Schritt für die Anerkennung von verschiedenen Gender-Identitäten.

Wenn das Merkmal in der amtlichen Statistik erhoben wird, gäbe es eine offizielle dritte Kategorie, die dann möglicherweise auch für die sozial-

wissenschaftliche Forschung zur Verfügung steht. Es gibt mittlerweile immer mehr Forschung zu LGBTQ¹. Eine Kategorie wie „divers“ könnte helfen, nicht nur in erster Linie qualitative Forschungsprojekte in diesem Bereich zu betreiben, sondern auch repräsentative Survey-Daten auszuwerten. Dies würde die Sichtbarkeit von LGBTQ sowohl in der Forschung als auch in der Politik und Öffentlichkeit erhöhen.

Könnte das Thema „Ungleichheit der Geschlechter“ in absehbarer Zeit an Bedeutung verlieren oder werden sich inhaltliche Schwerpunkte verändern? Wenn ja, in welche Richtung?

| Ich denke, solange es Ungleichheiten zwischen Männern und Frauen gibt, solange werden wir auch über dieses Thema sprechen müssen. Gerade die populistischen Parteien, sowohl in Deutschland als auch in Europa, äußern verstärkt Forderungen zugunsten einer Rückkehr zu traditionellen Geschlechterrollen.

Auch die kürzlich geführte Debatte um den Paragraphen 219a Strafrechtsbuch und grundsätzlich um das Abtreibungsrecht zeigt, dass zurzeit an Dingen gerüttelt wird, die in der Vergangenheit bereits erreicht wurden und zu mehr Gleichheit der Geschlechter, aber auch für Gleichberechtigung von Frauen gesorgt haben. Hier gilt es wachsam zu sein.

Gerade aus diesem Grund ist es auch zukünftig wichtig, sich die verschiedensten gesellschaftlichen Entwicklungen immer vor dem Hintergrund ihrer Bedeutung für soziale, aber insbesondere auch für Geschlechterungleichheit anzuschauen.

¹ LGBTQ (Lesbian, Gay, Bisexual, Transgender, Queer – also lesbisch, schwul, bisexuell, transgender, queer) steht als Selbstbezeichnung für Menschen außerhalb der gesellschaftlich tradierten Heteronormativität.

IKT Haushalte

▮ Sind Frauen die „Shopping Queens“ des Online-Einkaufs?

Eine Analyse auf Basis der Europäischen Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien

von **Katja de la Motte** und **Anna Kruse**

„Frauen macht Einkaufen mehr Spaß als Männern“ – so lautet das Ergebnis eines vom Nürnberg Institut für Marktentscheidungen e.V. veröffentlichten Artikels. In Zahlen ausgedrückt heißt dies: Knapp 70 % der Frauen bereitet Einkaufen Spaß. Bei Männern sind es lediglich 40 % [1]. Kruger und Byker (2009) zufolge sind hierfür die – in der menschlichen Evolution angeeigneten – besonderen Fähigkeiten der Geschlechter (Frauen als Sammlerinnen, Männer als Jäger) verantwortlich [2]. In diesem Beitrag wird auf Basis der Europäischen Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT Haushalte) der Frage nachgegangen, ob sich Frauen und Männer hinsichtlich ihres Kauf- und Bestellverhaltens im Internet unterscheiden. Dazu werden unterschiedliche Merkmale betrachtet, zum Beispiel die Art der Waren und Dienstleistungen, die gekauft beziehungsweise bestellt wurden, oder die Häufigkeit der Bestellungen beziehungsweise Käufe im Internet.

Forschungsstand

Es gibt zahlreiche Studien, die das Nutzungsverhalten beim Online-Einkauf umfassend beleuchten, angefangen bei der Motivation zum Einkauf im Internet bis hin zum dafür präferierten Wochentag. Auch im Bereich der Geschlechterforschung liegen bereits einige Untersuchungen vor. Dabei handelt es sich vorrangig um Themen wie die Frequenz des Online-Einkaufs, die Art der Bezahlung, das verwendete mobile Endgerät oder geschlechtsspezifisch bevorzugte Produkte. Auch sind die Gründe für oder gegen den Kauf von Produkten und Dienstleistungen im Internet immer wieder Bestandteil vieler Analysen.

In Bezug auf die Frage, welches Geschlecht am häufigsten Online-Einkäufe tätigt, liefern bisher durchgeführte Studien unterschiedliche Ergebnisse. Basierend auf einer Schweizer Analyse zum Internetnutzungs- und -einkaufsverhalten konnte herausgefunden werden, dass Männer doppelt so häufig über das Internet bestellen wie Frauen. Erklärt wird dies zum einen mit dem höheren Bedürfnis der Frauen nach Datensicherheit, zum anderen genießen Frauen die Vorzüge des „echten“ Einkaufserlebnisses. Sie empfinden dieses als unkompliziert, schnell und erlebnisreicher. Laut Rudolph und Schröder (2004) zeichnet sich der Mann hingegen durch eine erhöhte Risikobereitschaft aus, die sich aus einem tendenziell eher überheblichen Selbstbild ableitet. Daraus resultiert ein besserer Zugang zum Online-Kauf [3]. Einer anderen Studie zufolge gibt es keine geschlechtsspezifischen Unterschiede hinsichtlich der Häufigkeit des Online-Einkaufs. Es wird allerdings bestätigt, dass sich Frauen beim Einkaufen im Internet

eher vorsichtig verhalten [4]. Eine Studie aus dem Jahr 2016 scheint die Tendenz der erstgenannten Studie zu bestätigen: Männer präferieren den Online- und Versandhandel eher als ihr weiblicher Gegenpart [5]. Frauen sind – gemessen an ihrem Nutzungsverhalten – jedoch die smarteren Shopper. Zu diesem Ergebnis kommt eine Analyse der Webseite www.gutscheinsammler.de. Demnach kaufen mehr Frauen als Männer mit Gutscheinen online ein [6].

Eine Erklärung für diese sich partiell scheinbar widersprechenden Untersuchungsergebnisse hinsichtlich der Häufigkeit des Online-Einkaufs könnten weitere (soziodemografische) Merkmale der Konsumentenden liefern. So ist anzunehmen, dass das Alter einen Einfluss auf das Kaufverhalten im Internet hat. In der Sommer-Umfrage 2016 von Creditreform Boniversum und dem Bundesverband E-Commerce und Versandhandel wurde festgestellt, dass der prozentuale Anteil des Internet-Einkaufs am höchsten in der Altersgruppe der 30- bis 49-Jährigen ist. Ebenfalls zeigte sich in dieser Studie, dass gutverdienende Haushalte mit einem monatlichen Nettohaushaltseinkommen über 2500 EUR, Vollzeitarbeitende, Schüler/Schülerinnen und Studierende sowie Menschen, die sich durch eine hohe Sparneigung auszeichnen, einen höheren prozentualen Anteil bei der Präferenz für den Online- und Versandhandel aufwiesen [5].

In den meisten Studien zum genderspezifischen Nutzerverhalten zeigt sich deutlich, dass Frauen andere Produkte online kaufen als Männer und Männer durchschnittlich mehr Geld ausgeben. Eine mögliche Erklärung für diese und weitere geschlechtsspe-

zifische Unterschiede im Einkaufsverhalten greift auf die Rollenverteilung in der Steinzeit zurück.

Die Sache mit den Jägern und Sammlern

Bis zu Zeiten von Ackerbau und Viehzucht erfolgte die Nahrungsbeschaffung der Menschen als sogenannte „Jäger und Sammler“ [7]. Kruger und Byker (2009) beschreiben auf Basis dieser evolutionstheoretischen Annahme, inwieweit sich die über Jahrtausende angeeigneten Fähigkeiten zur Nahrungsbeschaffung auf das geschlechtsspezifische Einkaufsverhalten auswirken und untermauern diese Theorie mit statistisch-methodischen Auswertungen. Als eine theoretische Erklärung gilt die ursprünglich klar definierte Rollenverteilung zwischen den Geschlechtern.¹ Demnach gingen Männer zur Jagd, um die Familie mit Fleisch zu versorgen und Frauen sammelten essbare, wilde Pflanzen und Pilze, um damit zur Ernährung der Familie beizutragen. Dabei war nicht nur die „Beute“ eine andere, sondern auch die jeweiligen Rahmenbedingungen: Frauen sammelten in einem kleinräumigen und meist vertrauten Gebiet. Die Orte, an denen bestimmtes Sammelgut gefunden werden konnte, waren den Sammlerinnen meistens aus vorherigen Begehungen bekannt. Sie prägten sich ein, wann und wo eine gute Ernte möglich war, um – teilweise saisonabhängig – an diese Orte zurückzukehren. Das Sammeln von essbaren Naturalien war eine tägliche Aufgabe der Frau und es verlangte eine zuverlässige Beurteilung des Gesammelten, um anhand von Farbe, Geruch und Form Essbares von ungenießbarem Gut zu unterscheiden. Darüber hinaus war das Sammeln eine Tätigkeit, die es ermöglichte, Kontakte zu pflegen und Kinder zu betreuen. Männer hingegen jagten eher in großräumigeren und zum Teil unterschiedlichen Gebieten. Zum Erlegen der Beute war es von hoher Relevanz, ruhig und zielorientiert zu arbeiten. Zwar schlossen sich gelegentlich auch mehrere Männer zu einer Gruppe zusammen, um ein größeres Tier zu erlegen, allerdings erfolgte die eigentliche Jagd eher still. Der Fang einer großen Beute war dabei von Vorteil. So konnte sichergestellt werden, dass die eigene Familie – und teilweise auch weitere Personen aus der Gemeinschaft – über einen längeren Zeitraum von dieser ernährt werden konnten. Zudem erhöhte ein großer Fang den sozialen Status des Mannes. Im Gegensatz zu den Frauen musste der Mann nicht jeden Tag auf die Jagd gehen. Gejagt wurde, wenn Bedarf bestand. Dafür jagten die Männer zum Teil über einen längeren Zeitraum, was einer der Gründe war, weshalb sie bei der Versorgung der Kinder nur eine untergeordnete Rolle spielten [2].

Bei Übertragung der angelernten geschlechtsspezifischen Gewohnheiten aus der Zeit der Jäger und Sammler kann Folgendes für das heutige Verhalten beim Einkaufen angenommen werden:

Frauen verfolgen auch in der jetzigen Zeit das Prinzip des Sammelns. Sie gehen öfter einkaufen, überprüfen und vergleichen die Eigenschaften von Waren – wie beispielsweise Farbe oder Material – und sind besonders empfänglich für (saisonbedingte) Sonderangebote. Zudem sehen Frauen Einkaufen eher als eine soziale Aktivität an.

Männer kaufen hingegen zügig und zielorientiert ein. Demnach gehen Männer seltener einkaufen, aber tendieren eher dazu, mehr Geld für einen Einkauf (eine große Beute) auszugeben als Frauen.

Ebenfalls aus der Evolution entstanden ist der Wunsch, für den (potenziellen) Partner attraktiv zu sein. In Bezug auf die erworbene Ware können deshalb geschlechtsspezifische Unterschiede erwartet werden: Frauen bevorzugen eher Produkte, die ihre äußerliche Attraktivität steigern (Bekleidung, Schmuck), Männer hingegen tendieren zum Kauf von wertvollen Produkten, die den Status anzeigen [2].²

Doch was bedeutet dies für das moderne Einkaufsverhalten im Internet? Es ist zumindest fraglich, ob sich die antrainierten Gewohnheiten aus einer vergangenen Zeit auch auf das heutige Einkaufsverhalten im Internet auswirken. Bei einer Übertragung der „Steinzeit-Theorie“ auf das Verhalten bei Online-Einkäufen des 21. Jahrhunderts sollte angenommen werden, dass Frauen häufiger online einkaufen, dabei aber weniger Geld ausgeben als ihr männlicher Gegenpart. Auch ist anzunehmen, dass sich Frauen und Männer hinsichtlich der gekauften Produkte unterscheiden.

Aus einem anderen Blickwinkel betrachtet, könnte sich das geschlechtsspezifische Einkaufsverhalten aber auch dadurch auszeichnen, dass Frauen eher Bedenken hinsichtlich der Sicherheit beim Online-Einkauf haben, da sie früher bevorzugt in vertrautem Gebiet sammelten und durch das Zusammensein mit anderen Frauen einen bestimmten Grad an Sicherheit genossen. Das tief verankerte Gefühl des gesellschaftlichen Zusammenseins könnte sich ebenfalls darauf auswirken, dass Frauen die traditionelle Variante des Einkaufens bevorzugen, da sie diese eher mit der Pflege von sozialen Kontakten verbinden können. Demzufolge sollten Frauen seltener als Männer das Internet als Einkaufsmöglichkeit nutzen.

Im Folgenden wird analysiert, ob und in welchem Umfang geschlechtsspezifische Unterschiede im Online-Einkaufsverhalten bestehen. Die Auswertungen basieren dabei auf der amtlichen Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien.

¹ So zumindest lauten viele gängige Annahmen bezüglich der Aufgabenverteilung zu den Zeiten der Jäger und Sammler. Die Kommunikationstrainer Pease und Pease (2002) beschreiben beispielsweise auf eine humorvolle Art, inwieweit sich die in der Evolution angeeigneten geschlechtsspezi-

fischen Fähigkeiten auch heute noch auf das Zusammenleben auswirken (können). Die dort wiedergegebenen Annahmen basieren – laut den Autoren – auf „[...] streng wissenschaftlichen Erkenntnissen [...]“ [8]. Ebenfalls gibt es gegenläufige Theorien, die besagen, dass die Rollenverteilung nicht klar defi-

niert war. Diese basieren unter anderem auf archäologischen Funden, die nicht ausnahmslos mit den Annahmen der „klassischen Rollenverteilung“ in der Steinzeit kompatibel sind. ² Dies liegt der Annahme zugrunde, dass Frauen eher Männer bevorzugen, die eine Familie (finanziell) versorgen können.

Männer wählen hingegen bevorzugt Frauen, welche sie als körperlich attraktiv empfinden, da in diesem Zusammenhang die Attraktivität einer Frau als Hinweis auf ihre Fruchtbarkeit gesehen werden kann [9].

Datenbasis und relevante Merkmale

Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT) sind heute aus dem Leben vieler Menschen kaum noch wegzudenken. Durch den mobilen Internetzugang können sich Personen in fremden Städten und Umgebungen ohne Probleme zurechtfinden. Sie speichern unvorstellbar große Datenmengen in Clouds³ ab und greifen von überall auf der Welt auf diese Daten zu. Mit Hilfe von sozialen Medien können Menschen am Leben anderer teilhaben, die nebenan, in einer anderen Stadt oder in fernen Ländern leben. Welchen Einfluss diese Technologien auf die Bevölkerung haben und wie genau sie genutzt werden, wird in der „Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien“ (IKT Haushalte) ermittelt. Mit dieser Haushaltsbefragung werden im jährlichen Turnus die Nutzung von und Ausstattung mit IKT erhoben. Die Daten werden nicht nur in Deutschland, sondern in allen Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) erhoben. Ein über alle Mitgliedstaaten methodisch harmonisierter Fragebogen ermöglicht einen internationalen Vergleich der Ergebnisse.

Die Befragung der privaten Haushalte besteht aus zwei Teilen: einem Haushaltsfragebogen und einem Personenfragebogen. Der Haushaltsfragebogen beinhaltet allgemeine Informationen zum ausgewählten Privathaushalt. Der Personenfragebogen wird von allen Haushaltsmitgliedern ausgefüllt, die mindestens zehn Jahre alt sind. In den Jahren 2002 bis 2005 fanden die eigenständigen Piloterhebungen zu IKT Haushalte statt. Die Erfahrungen aus diesen Erhebungsjahren führten zu Anpassungen in den Standardfragebögen. Die eigentliche Erhebung begann mit dem Jahr 2006 auf Basis des Informationsgesellschaftsstatistikgesetzes (InfoGesStatG)⁴. Es werden circa 12 000 Haushalte postalisch befragt. Die Auskunftserteilung ist freiwillig, wobei die Befragten seit dem Jahr 2007 eine Aufwandsentschädigung für die Teilnahme erhalten. Die privaten Haushalte werden mit Hilfe einer auf dem jeweils aktuellen Mikrozensus basierenden Stichprobe ausgewählt, die jährlich neu gezogen wird. Die Stichprobenziehung in Deutschland stützt sich auf die Merkmale Bundesland, Haushaltstyp, soziale Stellung der Person, die das Haupteinkommen bezieht und Haushaltsnetto-

einkommen. Der Stichprobenumfang wird proportional auf die Bundesländer verteilt.

Kernindikatoren, wie Internetausstattung und -nutzung oder Kenntnisse und Fähigkeiten beim Umgang mit Computern und Internet, sind fester Bestandteil der Befragung. Einige Fragenkomplexe werden alle zwei Jahre erhoben, ein weiterer Teil ist von Jahr zu Jahr variabel. Veränderungen in der Weiterentwicklung der IKT Haushalte werden mit neuen Fragenkomplexen erfasst, während die Fragestellungen bezüglich veralteter Technologien (zum Beispiel: Internetverbindung über Modem) nach und nach aus dem Fragenkatalog entfernt werden. Diese Diskontinuität führt dazu, dass Teile der IKT-Erhebung zeitlich eingeschränkt oder gar nicht vergleichbar sind.

Um etwaige Geschlechterunterschiede beim Online-Einkauf aufzudecken, wurden die Einzeldaten der Personendatensätze der Jahre 2006 bis 2017 deutschlandweit ausgewertet. In diesen werden die soziodemografischen Merkmale Geschlecht und Alter sowie unterschiedliche Informationen zum Online-Einkauf abgebildet. Nach der Bereinigung der Daten⁵ umfassen die Stichproben der Jahre 2006 bis 2017 zwischen 18 700 und 20 800 Personen, die mindestens einmal im Internet Waren oder Dienstleistungen bestellt oder gekauft haben. Das Geschlechterverhältnis ist über die Jahre ausgeglichen.

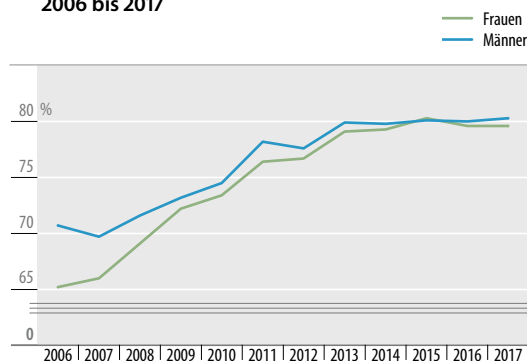
Immer mehr Personen bestellten oder kauften Waren im Internet

Auf Basis der Daten wird ersichtlich, dass im Verlauf der Jahre immer mehr Personen mindestens einmal im Leben im Internet bestellt⁶ haben (Abbildung a).

Dabei war die Geschlechterdifferenz im Jahr 2006 deutlich stärker ausgeprägt als in allen darauffolgenden Jahren. Insgesamt 35% der weiblichen Personen gaben im Jahr 2006 an, noch nie im Internet bestellt zu haben. Bei den Männern waren es hingegen nur 29%. Im Verlauf der Jahre hat sich diese Differenz weitestgehend angeglichen. Im Jahr 2017 gaben jeweils nur noch etwa 20% der Männer und Frauen an, noch nie im Internet bestellt zu haben. Zumindest hinsichtlich der – mindestens einmaligen – Nutzung des Internets als Instrument zur Beschaffung von Waren gab es im Jahr 2017 keine nennenswerte Differenz mehr zwischen den Geschlechtern; der „Erfahrungsschatz“ beider Geschlechter scheint sich weitestgehend angeglichen zu haben.

Doch wie wirkt sich die Geschlechterzugehörigkeit beim „Beutefang“ aus? Tendieren Männer tatsächlich eher dazu, mehr Geld für einen Einkauf (eine

a | Anteil der Personen, die im Internet Waren oder Dienstleistungen für den privaten Gebrauch im Internet bestellt haben, nach Geschlecht, 2006 bis 2017



³ Cloud Computing ist ein Modell, das es erlaubt bei Bedarf, jederzeit und überall bequem über ein Netz auf einen geteilten Pool von konfigurierbaren Rechnerressourcen zuzugreifen, die schnell und mit minimalem Managementaufwand oder geringer Serviceprovider-Interaktion zur Verfügung gestellt werden können [10].

⁴ Informationsgesellschaftsstatistikgesetz vom 22. Dezember 2005 (BGBl. I S. 3685), das zuletzt durch Artikel 2 des Gesetzes vom 7. Dezember 2016 (BGBl. I S. 2826) geändert worden ist.

⁵ Fehlende Antworten wurden in den Originaldaten entweder mit „keine Angabe“ oder „trifft nicht zu“ markiert. Da fehlende Antworten nicht eindeutig zu

interpretieren sind, wurden diese Beobachtungen bei Fragen, die für die Untersuchung relevant sind, vor der Auswertung aus den Datensätzen entfernt.

⁶ Gemeint sind in diesem Beitrag sowohl im Internet bestellte und wieder zurückgesendete Waren als auch gekaufte Waren und Dienstleistungen.

große Beute) auszugeben als Frauen? Und erwerben sie andere Waren oder Dienstleistungen?

Kleidung und Sportartikel werden am häufigsten über das Internet bestellt

Im Jahr 2017 wurden die Befragten gebeten zu dokumentieren, welche Waren oder Dienstleistungen über das Internet bestellt wurden. Beide Geschlechter nannten am häufigsten „Kleidung und Sportartikel“, wobei Frauen anteilig mehr Produkte aus diesem Bereich beziehen als Männer (Männer: 43 %; Frauen: 57 %) (Tabelle 1). Von Männern wurden außerdem häufig Waren aus der Kategorie Gebrauchsgüter⁷ (41%) und Computersoftware inklusive Computer- und Videospiele (auch Upgrades und Apps) (33%) erworben. Frauen hingegen investierten mehr in Bücher und Zeitungen (40%) und in Gebrauchsgüter (39%). E-Learning-Materialien wurden sowohl von Männern als auch von Frauen kaum im Internet nachgefragt (Männer: 4 %; Frauen: 3 %).

Tabelle 1 zeigt, dass das Bestellverhalten der Männer und Frauen in einigen Bereichen übereinstimmt, in anderen Bereichen jedoch deutlich unterschiedlich ist. Während Waren aus dem Computer- und Telekommunikationsbereich bei Männern auf den vorderen Plätzen der Nachfrage liegen, interessieren sich Frauen eher für Produkte aus den Bereichen Unterhaltung und Medizin.

Weiterhin sind Differenzen bei den Ausgaben, die durch Internetkäufe entstehen, zu beobachten. Männer gaben häufiger an, in den letzten drei Monaten mehr als 1 000 EUR ausgegeben zu haben, als Frauen (Männer: 6 %; Frauen: 3 %). Etwas weniger als die Hälfte der befragten Männer und Frauen kauften in diesem Zeitraum Waren oder Dienstleistungen im Wert von 100 bis unter 500 EUR (Abbildung b).

Kaum Unterschiede zwischen den Geschlechtern bei der Häufigkeit der Bestellungen im Internet

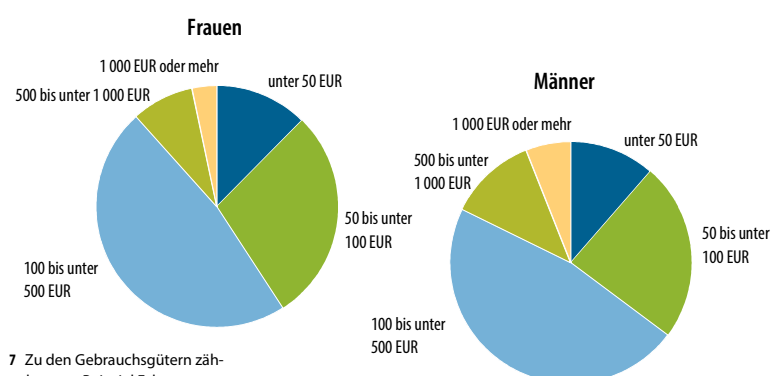
Seit der Befragung im Jahr 2015 wird die Häufigkeit der Internetbestellungen innerhalb der letzten drei Monate erfasst. Auf Basis dieser Variable kann ebenfalls nur ein geringer Unterschied zwischen den

Geschlechtern festgestellt werden. Am häufigsten bestellten die befragten Personen zwischen ein und fünf Mal in den letzten drei Monaten im Internet. Männer gaben häufiger an als Frauen, dass sie mehr als zehn Mal in der erfragten Zeit im Internet bestellt hatten. Bei beiden Geschlechtern ist die Tendenz in den letzten drei Jahren steigend: während im Jahr 2015 insgesamt 13 % der Männer angaben, mehr als zehn Mal in den letzten drei Monaten im Internet bestellt zu haben, waren es im Jahr 2017 bereits 15 %. Bei den Frauen erhöhte sich der Anteil im selben Zeitraum von 11 % auf 14 % (Abbildung c).

1 | Waren oder Dienstleistungen, die für den privaten Gebrauch über das Internet bestellt wurden (Mehrfachnennungen möglich), nach Geschlecht, 2017

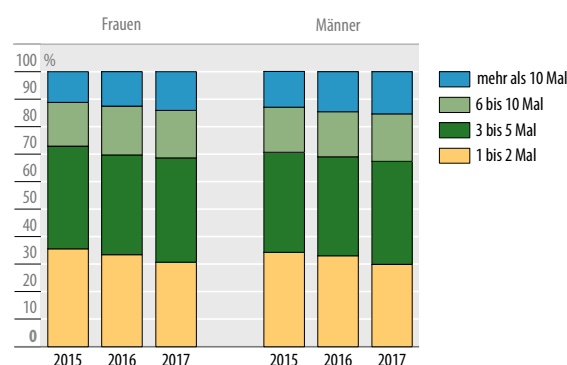
Rang	Männer	%	Frauen	%
1	Kleidung, Sportartikel.....	42,9	Kleidung, Sportartikel.....	56,6
2	Gebrauchsgüter.....	40,9	Bücher, Zeitungen.....	40,0
3	Computersoftware inkl. Computer-/ Videospiele (auch Upgrades, Apps).....	32,7	Gebrauchsgüter.....	38,6
4	Urlaubsunterkünfte.....	32,2	Urlaubsunterkünfte.....	33,3
5	Bücher, Zeitungen.....	32,1	Eintrittskarten.....	32,7
6	Eintrittskarten.....	30,1	Arzneimittel.....	26,6
7	Filme, Musik.....	29,1	Filme, Musik.....	25,0
8	Elektronikartikel (z.B. Mobiltelefone, Kameras, TV-Geräte, Stereoanlagen, DVD-Player).....	25,5	Lebensmittel, Güter des täglichen Bedarfs.....	23,8
9	Computer und Zubehör.....	24,4	Andere Dienstleistungen für Urlaubsreisen.....	22,6
10	Andere Dienstleistungen für Urlaubsreisen.....	23,0	Computersoftware inkl. Computer-/ Videospiele (auch Upgrades, Apps).....	14,6
11	Telekommunikationsdienste.....	19,4	Telekommunikationsdienste.....	13,7
12	Arzneimittel.....	18,7	Elektronikartikel (z.B. Mobiltelefone, Kameras, TV-Geräte, Stereoanlagen, DVD-Player).....	12,9
13	Lebensmittel, Güter des täglichen Bedarfs.....	16,7	Computer und Zubehör.....	9,0
14	Andere Waren oder Dienstleistungen.....	7,8	Andere Waren oder Dienstleistungen.....	8,4
15	E-Learning-Material.....	3,8	E-Learning-Material.....	3,3

b | Verteilung der Ausgaben in den letzten drei Monaten für den Kauf von Waren oder Dienstleistungen für den privaten Gebrauch, nach Geschlecht, 2017



⁷ Zu den Gebrauchsgütern zählen zum Beispiel Fahrzeuge, Möbel, Geschirr, Spielzeug oder Gartenbedarf.

c | Häufigkeit der Bestellungen über das Internet in den letzten drei Monaten, nach Geschlecht, 2015 bis 2017



Somit stützen die Daten der IKT Haushalte nicht die theoretische Überlegung, dass Frauen häufiger online bestellen als Männer. Die Häufigkeit unterscheidet sich kaum zwischen den Geschlechtern. Eher scheinen die Männer – wenn auch nur mit einer leichten Tendenz – häufiger den elektronischen Weg zum Einkaufen zu bevorzugen.

Viele Männer und Frauen gehen lieber persönlich ins Geschäft

In den Jahren 2015 und 2017 wurden die Gründe, die gegen eine Internetbestellung von Produkten im Internet sprachen, erhoben. Knapp die Hälfte der Personen, die in den beiden Jahren nicht im Internet bestellt hatten (2015: 4 025; 2017: 4 168), gingen lieber persönlich oder aus Gewohnheit ins Geschäft. Bei den Frauen ist dieser Anteil etwas höher als bei den Männern. Dies wiederum stützt die zuvor vorgestellte These von Kruger und Byker (2009), dass Frauen das Einkaufen eher als ein soziales Zusammenkommen sehen und nicht nur als reine Beschaffung neuer Produkte. Eine fehlende Zahlungskarte (z. B. Kreditkarte) wurde von etwa 29 % (2015) beziehungsweise 26 % (2017) der Befragten als Grund angegeben, der gegen eine Bestellung im Internet sprach. Interessanterweise scheinen die Bedenken bezüglich der Sicherheit bei Bestellungen und beim Datenschutz stabil zu bleiben. Im Jahr 2015 sprachen sich etwas mehr als 20 % der Befragten beider Ge-

schlechter aus diesem Grund gegen eine Internetbestellung aus, zwei Jahre später waren es nur geringfügig weniger.

Bei der Analyse, ob Männer und Frauen unterschiedliche Motive haben, das Internet nicht für Bestellungen zu nutzen, zeigt sich für beide Geschlechter eine identische Rangfolge der genannten Gründe (Tabelle 2). Lediglich die prozentuale Verteilung ist unterschiedlich.

Immer weniger junge Menschen bestellen im Internet

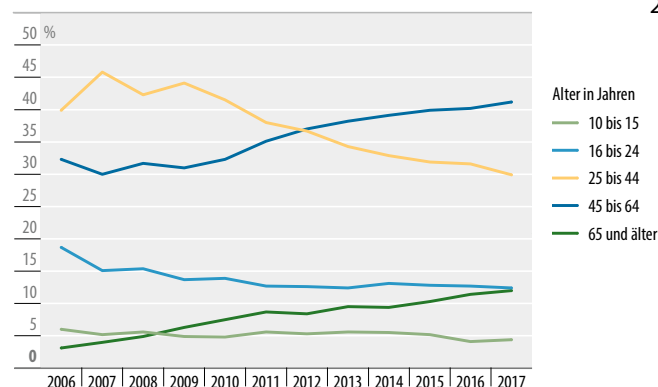
Ungeachtet der Geschlechterunterschiede beim Online-Einkauf zeigt sich eine große Differenz innerhalb verschiedener Altersklassen. Deutlich zu erkennen ist, dass vor allem Menschen im mittleren Alter (25 bis 44 Jahre und 45 bis 64 Jahre) bevorzugt das Internet als Instrument zum Einkaufen verwendeten (Abbildung d). Auch im Zeitverlauf der Erhebungsjahre 2006 bis 2017 waren diese beiden Gruppen Spitzenreiter. Hinsichtlich des Alters sind in den letzten elf Jahren dennoch interessante Entwicklungen zu beobachten: So bestellten immer weniger 25- bis 44-jährige Personen Waren oder Dienstleistungen im Internet. Während im Jahr 2006 noch etwa 40 % der Personen dieser Altersgruppe im Internet Waren oder Dienstleistungen bestellt hatten, waren es im Jahr 2017 nur noch etwa 30 %. Auch bei den jungen Kohorten (unter 25 Jahre) zeigt sich ein leicht negativer Trend hinsichtlich der Nutzung des Internets für Bestellungen. Hingegen nimmt der Anteil der Personen in den beiden höchsten Alterskategorien (45 bis 64 Jahre sowie 65 Jahre und älter) stetig zu: Im Jahr 2017 bestellten mehr als 40 % der Personen, die zwischen 45 und 64 Jahre alt waren, und 12 % der ab 65-Jährigen Waren oder Dienstleistungen im Internet (2006: 32 % und 3 %).

Das Bestellverhalten von Männern und Frauen unterscheidet sich auch bei Betrachtung der einzelnen Altersgruppen kaum. Die Entwicklungen in den einzelnen Altersklassen verlaufen ähnlich wie in Abbildung d. Auffällig sind jedoch zwei Befunde: Erstens sind mehr Männer ab 65 Jahre mit Internetbestellungen vertraut als Frauen in dem Alter (Männer: 15 %; Frauen: 9 %) und zweitens bestellen mehr 25- bis 64-jährige Frauen im Internet als die gleichaltrigen Männer, wobei der entsprechende Anteil auch bei den Frauen in den letzten Jahren stark gesunken ist. Tabelle 3 zeigt den Anteil der entsprechenden Altersgruppen für Männer und Frauen für die Jahre 2006 und 2017.

2 | Gründe gegen Internetbestellung in % nach Geschlecht, 2017 (Mehrfachnennungen möglich)

Gründe	Männer	Frauen
Gehe lieber persönlich in das Geschäft, Loyalität, Gewohnheit.....	48,9	54,6
Keine Zahlungs-/Kreditkarte verfügbar.....	28,7	27,8
Andere Gründe.....	27,5	26,0
Fehlen ausreichender Kenntnisse.....	22,5	24,7
Sicherheitsbedenken wegen Bezahlvorgang/ Datenschutz.....	19,8	21,5
Bedenken wegen Erhalt/Rücksendung/Reklamation	13,3	12,9
Lieferproblem.....	1,0	1,0
Ausländischer Verkäufer lieferte nicht nach Deutschland.....	0,6	0,8

d | Anteil der Personen, die im Internet Waren oder Dienstleistungen für den privaten Gebrauch bestellt haben, nach Alter, 2006 bis 2017



3 | Anteil der Männer und Frauen, die im Internet Waren oder Dienstleistungen für den privaten Gebrauch bestellt haben, nach Alter, 2006 und 2017

Alter in Jahren	2006		2017	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
10 bis 15 Jahre.....	7,3	4,7	5,1	3,8
16 bis 24 Jahre.....	20,6	16,8	13,4	11,5
25 bis 44 Jahre.....	34,9	45,0	26,7	32,8
45 bis 64 Jahre.....	32,9	31,6	39,9	42,5
65 Jahre und älter.....	4,3	1,9	14,9	9,4

Keine „Shopping Queens“ beim Online-Einkauf

Mithilfe der Mikrodaten der IKT Haushalte der Jahre 2006 bis 2017 sollte die These untersucht werden, ob Frauen die „Shopping Queens“ des Internets sind. Dazu wurden zunächst die Jahresdatensätze bereinigt und über die unterschiedlichen Beobachtungsjahre harmonisiert. Die Auswertung dieses Gesamtdatensatzes zeigt, dass von „Shopping Queens“ keine Rede sein kann. Die aus der Theorie des steinzeitlichen Jagens und Sammelns abgeleiteten geschlechtsspezifischen Urinstinkte sind entweder über die Jahrhunderte verloren gegangen oder sie konnten mit steigendem Erfahrungsschatz im Umgang mit dem Internet überwunden werden.

Bei der Analyse der Einzeldaten der IKT Haushalte konnten nur geringe Unterschiede zwischen dem Verhalten männlicher und weiblicher Personen hinsichtlich des Online-Einkaufsverhaltens festgestellt werden. Diese geschlechtsspezifischen Differenzen bestätigen nur zu einem – wirklich sehr – geringen Teil die aus der Theorie der Jäger und Sammler abgeleiteten Annahmen zum Online-Einkaufsverhalten.

Hinsichtlich der einmaligen Nutzung des Internets als Einkaufsalternative ist in den vergangenen Jahren eine Angleichung zwischen Männern und Frauen zu beobachten. Im Jahr 2017 gaben fast genauso viele Frauen wie Männer an, dass sie bisher mindestens einmal im Internet bestellt haben. Auch sind es vielmehr die Männer, die etwas häufiger Waren und Dienstleistungen im Internet bestellen und eben nicht die Frauen. In Bezug auf die Art der Waren und Dienstleistungen, die im Internet bestellt werden, so wie bei den Ausgaben, die dadurch entstehen, sind die Unterschiede ebenfalls nur gering ausgeprägt. Zwar zeigen die Analysen, dass Männer mehr Geld für Online-Einkäufe ausgeben, diese Unterschiede sind aber zu gering, um die anfänglich aufgeführte Theorie, dass Männer mit wertvollen Produkten ihren sozialen Status präsentieren, zu stützen. Auch hinsichtlich der angegebenen Gründe gegen Online-Einkäufe sind kaum geschlechtsspezifische Unterschiede zu erkennen. Allerdings wird ersichtlich, dass mehr als die Hälfte der Frauen die traditionelle Variante des Einkaufens bevorzugt. Ob dies nun mit einem geringerem Sicherheitsempfinden hinsichtlich des Online-Einkaufs zusammenhängt oder das persönliche, soziale Miteinander ausschlaggebend für diese Präferenz ist oder weitere – nicht erfasste – Gründe hierfür ursächlich sind, lässt sich bisher nicht eindeutig ermitteln.

Vielmehr kann angenommen werden, dass Unterschiede im Online-Einkaufsverhalten durch andere Merkmale stärker beeinflusst werden als durch das Geschlecht. Es zeigte sich zum Beispiel sehr deutlich, dass das Alter einen Einfluss auf die Nutzung des Internets zum Einkaufen und Bestellen von Waren und Dienstleistungen hat. Weiterführende Untersuchungen könnten die Auswirkungen anderer soziodemografischer Merkmale wie zum Beispiel Einkommen, Bildungsstand oder Wohnort auf das Einkaufsverhalten im Internet betrachten.

Katja de la Motte ist Referentin im Referat *Forschungs- und Befragungsservice*, Fachzeitschrift des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg im Sachgebiet Forschungsdatenzentrum.

Anna Kruse ist Referentin im Referat *Forschungs- und Befragungsservice*, Fachzeitschrift des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg im Sachgebiet Mitarbeiter/-innen-Befragung.

Quellen:

- [1] Nürnberg Institut für Marktentscheidungen e.V. (vormals GfK Verein) (2012): Von Jägern und Sammlern. URL: <https://www.nim.org/compact/fokusthemen/von-jaegern-sammlern>, Stand 21.05.2019.
- [2] Kruger, D. und Byker, D. (2009): Evolved foraging psychology underlies sex differences in shopping experiences and behaviors. In: *Journal of Social, Evolutionary, and Cultural Psychology*, 3(4), S. 328–342.
- [3] Rudolph, T. und Schröder, T. (2004): Genderspezifisch begründete Unterschiede im Einkaufsverhalten von Mann und Frau - Eine genderspezifische Analyse der Ergebnisse von Online-Studien zum Internetverhalten. In Bauer, H. H.; Rösger, J. und Neumann, M. M. (Hrsg.): *Konsumentenverhalten im Internet*. München: Vahlen, S. 159–172.
- [4] Sebastianelli, R.; Tamimi, N. und Rajan, M. (2008): Perceived Quality of Online Shopping: Does Gender make a Difference? In: *Journal of Internet Commerce*, 7(4), S. 445–469.
- [5] Creditreform Boniversum GmbH; bevh (Bundesverband E-Commerce und Versandhandel Deutschland e.V.) (2016): Sommer-Umfrage 2016: Einkaufspräferenzen im Online- und Versandhandel sowie im klassischen Einzelhandel, URL: https://www.bevh.org/fileadmin/content/05_presse/Studien/Einkaufspraeferenzen-im-Online-und-Versandhandel_2016.pdf, Stand: 21.05.2019.
- [6] Gutscheinsammler (2016): Online-Trend Couponing: So unterschiedlich shoppen Männer und Frauen, URL: <https://www.gutscheinsammler.de/pressecenter/online-trend-couponing-unterschiedlich-shoppen-maenner-und-frauen/>, Stand: 21.05.2019.
- [7] Hoffmann, E. (2011): Geheimnisse der Steinzeit mit Blick auf die Evolution des Menschen: Begleitband zur Ausstellung in Lampertheim, aus der Sammlung Emil Hoffmann. Norderstedt: BoD – Books on Demand.
- [8] Pease, A. und Pease, B. (2002): Warum Männer nicht zuhören und Frauen schlecht einparken: Ganz natürliche Erklärungen für eigentlich unerklärliche Schwächen. 18. Auflage. München: Ullstein.
- [9] Buss, D. (1998): Sexual Strategies Theory: Historical Origins and Current Status. In: *The Journal of Sex Research*, 35 (1), S. 19–31.
- [10] Bundesamt für Sicherheit in der Informationstechnik, https://www.bsi.bund.de/DE/Themen/DigitaleGesellschaft/CloudComputing/Grundlagen/Grundlagen_node.html, Stand: 23.05.2019.

Mikrozensus

┐ Zur Berechnung von Armuts- und Ungleichheitsindikatoren auf Basis des Mikrozensus

Ein Vergleich von Methoden zur Schätzung spitzer Einkommenswerte aus klassierten Einkommensdaten

von **Birgit Pech** und **Paul Walter**

Armut bedeutet Mangel an Teilhabe, sozialer Sicherheit und sozialer Integration. Statistische Indikatoren zur Messung von Einkommensarmut und -ungleichheit stellen auf materielle Armut als ein Grundhindernis für gesellschaftliche Teilhabe ab. Sie beruhen auf Berechnungsformeln, die voraussetzen, dass exakte („spitze“) Einkommenswerte zur Verfügung stehen. Liegen die Daten nur in klassierter Form vor, wie es beim Mikrozensus der Fall ist, müssen die in den Klassen liegenden spitzen Werte zunächst geschätzt werden. Dieser Beitrag vergleicht zwei Methoden zur Schätzung spitzer Einkommenswerte aus klassierten Einkommensdaten und ihren Einfluss auf die Messung von Einkommensarmut und -ungleichheit mit Daten des Mikrozensus.

1 Einführung

Der Mikrozensus ist die größte jährliche Haushaltsbefragung der amtlichen Statistik in Deutschland. Fast 1 % aller Haushalte werden zu wirtschaftlichen und sozialen Themen und zum Arbeitsmarkt befragt. Im Mikrozensus wird unter anderem das Haushaltsnettoeinkommen im Monat vor der Befragung erhoben, wobei die befragte Person den Haushalt einer von 24 Einkommensklassen zuordnet. Die Einkommensklassen werden mit zunehmendem Einkommen breiter. Auswertungen zur Einkommensarmut beziehen sich auf Personen in Privathaushalten mit gültigen Einkommensangaben.

Um Untersuchungen zu Armut und Ungleichheit anstellen zu können, ist zunächst das Äquivalenzeinkommen zu ermitteln, das heißt das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen je Haushaltsmitglied. Hierbei wird das gemeinsame Haushaltsnettoeinkommen nicht durch die Zahl der Haushaltsmitglieder geteilt, sondern durch einen geringeren Wert: Weil angenommen wird, dass sich durch gemeinsames Wirtschaften im Haushalt Einsparungen erreichen lassen, wird jeder Person im Haushalt ein Bedarfsgewicht zugeordnet. Nach EU-Standard wird der ersten erwachsenen Person im Haushalt das Bedarfsgewicht 1,0 zugeordnet, jeder weiteren Person im Alter von 14 und mehr Jahren das Bedarfsgewicht 0,5 und jedem Haushaltsmitglied unter 14 Jahren das Bedarfsgewicht 0,3. Das Haushaltsnettoeinkommen wird dann durch die Summe der Bedarfsgewichte aller im Haushalt lebenden Personen geteilt, um das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen je Haushaltsmitglied zu erhalten. Da das Haushaltsnettoeinkommen im Mikrozensus nur klassiert er-

hoben wird, ist diese Berechnung zunächst nur für die Klassengrenzen möglich, also wird die Ober- und Untergrenze der Klasse, in der das jeweilige Haushaltsnettoeinkommen liegt, durch die Summe der Bedarfsgewichte aller Haushaltsmitglieder geteilt. Statt der ursprünglichen 24 Einkommensklassen entsteht so eine deutlich größere Anzahl von Äquivalenzeinkommensklassen (IT.NRW 2009).

Statistische Indikatoren zu Einkommensarmut und -ungleichheit beruhen jedoch auf Berechnungsformeln, die metrisch skalierte, also „spitze“ Werte der Äquivalenzeinkommen voraussetzen. Liegen die Daten nur in klassierter Form vor, wie es beim Mikrozensus der Fall ist, müssen die in den Klassen liegenden spitzen Werte zunächst geschätzt werden, um solche Indikatoren berechnen zu können. Bisher wird in der amtlichen Statistik das Problem der klassierten Einkommensdaten im Mikrozensus so gelöst, dass die spitzen Werte durch eine Variante der linearen Interpolation geschätzt werden, um auf dieser Basis die Sozialindikatoren berechnen zu können (vergleiche dazu Kapitel 4): Unter der Annahme der Gleichverteilung innerhalb der Äquivalenzklassen wird jeder Person ein spitzer Eurobetrag als Hilfwert zugewiesen. Dazu werden die in eine Äquivalenzklasse fallenden Personen gleichmäßig über die Klasse verteilt (IT.NRW 2009). Aus Gründen der exakten Replizierbarkeit geschieht das in einer deterministischen Art und Weise, also ohne dass im Ergebnis Zufallsschwankungen auftreten.

Für die Einkommensklassen, die für die Medianberechnung und für die Ermittlung der Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit relevant sind (die in Kapitel 4 angesprochenen „kritischen Klassen“), gilt

die Annahme der Gleichverteilung in den Klassen in der Literatur als vertretbar, zumal die Klassenbreiten in den relevanten Einkommens- bzw. Äquivalenzklassen relativ gering sind (Gerhardt et al. 2009, Stauder und Hüning 2004). Je kleiner die Klassenbreiten, umso geringer sind auch die Auswirkungen der Gleichverteilungsannahme. Nichtsdestotrotz ist die Gleichverteilungsannahme grundsätzlich angreifbar, und nicht alle Armuts- und Ungleichheitsindikatoren fokussieren auf diese Einkommensklassen. Walter (2019a) schlägt deshalb ein Alternativverfahren vor, und zwar einen iterativen Algorithmus zur Kerndichteschätzung, um die spitzen Werte der Äquivalenzeinkommen zu schätzen (im Folgenden „KDE-Algorithmus“). Diese spitzen Werte können dann ihrerseits für die Berechnung von Einkommens- und Ungleichheitsindikatoren genutzt werden. Das Verfahren wird im folgenden Abschnitt näher vorgestellt.

In dieser Studie wird das von Walter (2019a) vorgeschlagene Verfahren auf die Daten des Mikrozensus 2017 angewendet und untersucht, wie sich das Verfahren auf die Ergebnisse der wichtigsten Armuts- und Ungleichheitsindikatoren auswirkt. Dazu werden zunächst die Ergebnisse für Berlin und Brandenburg auf Landes- und Bezirks- bzw. Kreisebene auf Basis spitzer Äquivalenzeinkommen berechnet, die wie bisher in der amtlichen Statistik durch lineare Interpolation geschätzt werden. Zum Vergleich wird die Berechnung auf Basis spitzer Einkommenswerte, die mit dem von Walter vorgeschlagenen Verfahren generiert wurden, durchgeführt. In einer Simulationsstudie werden die statistischen Eigenschaften der durch die beiden Verfahren ermittelten Armuts- und Ungleichheitsindikatoren näher untersucht.

2 Der KDE-Algorithmus

Der iterative nichtparametrische Kerndichteschätzalgorithmus (KDE-Algorithmus, Walter 2019a) ermöglicht die Generierung von metrischen Pseudo-Stichproben aus beobachteten gruppierten Daten. Im Falle von Armuts- und Ungleichheitsindikatoren sind dies nach Äquivalenzklassen gruppierte Einkommensdaten. Geschätzt wird somit das spitze bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen je Haushaltsmitglied. Anschließend werden die gewonnenen Pseudo-Stichproben, gegebenenfalls unter Verwendung von Gewichtungsfaktoren, zur Schätzung von Armuts- und Ungleichheitsindikatoren genutzt. Das Verfahren ist im R-Paket *smicd*¹ implementiert (Walter 2019b). Ebenfalls eingebunden ist die Schätzung der Standardfehler der statistischen Indikatoren, die durch Anwendung eines nichtparametrischen Bootstraps erfolgt (Efron 1979, Walter 2019a).

Kerndichteschätzung und Berechnung von Armutsindikatoren aus gruppierten Daten

Gesucht wird eine Schätzung der Gesamtverteilung der Äquivalenzeinkommen (genauer: ihrer Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion), die der wahren Verteilung möglichst nahe kommt. Ist eine geeignete Schätzverteilung gefunden, lassen sich aus dieser Schätzverteilung die spitzen Einkommenswerte als Pseudo-Stichprobe ziehen.

Die klassische Kerndichteschätzung ist eines der etabliertesten Dichte-Schätzverfahren (Rosenblatt 1956; Parzen 1962). Das Verfahren wird verwendet, um die kontinuierliche Dichte $f(x)$ einer Zufallsvariable direkt aus ihren Beobachtungen zu schätzen. Da es sich um ein nichtparametrisches Verfahren handelt, muss a priori keine Verteilungsannahme getroffen werden.

Im Folgenden sei $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ eine Stichprobe der Größe n . Für $i=1, \dots, n$ ist der Kerndichteschätzer definiert durch

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

mit Funktionswert x , Kernfunktion $k(\cdot)$ und Bandbreite $h > 0$.

Die Bandbreite h ist verwandt mit den Intervallbreiten eines Histogramms. Es gilt, einen Mittelweg zu finden, der wichtige Charakteristika der Verteilung aufnimmt, aber zufällige Ausschläge nicht überbetont. Die Kernfunktion k ist ein Ausdruck für das Verteilungsverhalten innerhalb der Intervalle.² Im Gegensatz zur treppenartigen Verteilungsschätzung eines Histogramms bedarf es einer Verteilungsschätzung, die der wahren, stetigen Einkommensverteilung möglichst nahe kommt.

Hinzu kommt eine besondere Schwierigkeit im Falle klassierter Daten. Der Kerndichteschätzer basiert auf der Annahme, dass die Beobachtungen direkt aus der zu schätzenden stetigen Verteilung kommen. In der Praxis sind, wie bei den Einkommensdaten des Mikrozensus der Fall, jedoch mitunter nur die Intervallgrenzen beobachtbar, also das Intervall $[A_{k-1}, A_k]$ mit der Untergrenze A_{k-1} und der Obergrenze A_k . Die exakten Ausprägungen der stetigen Variable X_i bleiben unbekannt. Die stetige Skala ist somit unterteilt in n_K Intervalle, und die Variable K ($1 \leq K \leq n_K$) gibt an, in welches Intervall eine Beobachtung X_i fällt. Die einfache Anwendung der Kerndichteschätzung auf die Intervallmittelpunkte der gruppierten Daten ist nicht sinnvoll, da in diesem Fall fälschlicherweise zu viel Wahrscheinlichkeitsmasse den Mittelpunkten und zu wenig den unbeobachteten X_i zugewiesen wird. Dies führt zu „stacheligen“ Schätzungen, es sei denn, die Bandbreite wird sehr groß gewählt (Wang und Wertelecki 2013). Eine Erhöhung der Bandbreite kann jedoch nicht als Lösung dieses Problems angesehen werden, da dies zu einem zusätzlichen Informationsverlust über die zugrunde liegende wahre Verteilung führt.

¹ *Smicd*: Statistical Methods for Interval Censored Data

² Je nach Wahl der Kernfunktion kann diese an ihren Rändern aber auch über die Intervallgrenzen hinausreichen.

Das Ziel ist die Schätzung der unbekannten Dichte $f(x)$ aus der Stichprobe auf Grundlage der beobachteten Intervallinformationen K . Bayes' Theorem (Bayes 1763) besagt, dass die bedingte Verteilung von $X | K$ durch

$$\pi(X | K) \propto \pi(K | X) \pi(X)$$

gegeben ist. Basierend auf diesem Grundgedanken werden Pseudo-Stichproben von X_i aus der bedingten Verteilung gezogen:

$$\pi(X_i | K_i) \propto I(A_{K-1} \leq X_i < A_K) f(X_i)$$

wobei $I(\cdot)$ die Indikatorfunktion bezeichnet, die zu 1 wird, wenn die Beobachtung innerhalb der betrachteten Klasse K liegt, und zu 0, wenn dies nicht der Fall ist. Die bedingte Verteilung von X_i gegeben K_i ist damit das Produkt einer Gleichverteilung und der Dichte $f(x)$. Da $f(x)$ zunächst unbekannt ist, dient als Anfangsschätzung $\hat{f}_h(x)$ eine klassische Kerndichteschätzung, die auf den Intervallmittelpunkten basiert. Danach werden die aus $\pi(X | K)$ generierten Pseudo-Stichproben verwendet, um $\hat{f}_h(x)$ neu zu schätzen. Daraus folgt, dass X_i iterativ aus dem bekannten Intervall $[A_{K-1}, A_K]$ mit der aktuellen Dichteschätzung $\hat{f}_h(x)$ als Gewichtungsfunktion gezogen wird. Im Folgenden werden die Schritte des iterativen Algorithmus im Einzelnen vorgestellt.

1. Anfängliche Schätzung von $\hat{f}_h(x)$ basierend auf den Intervallmittelpunkten. Die Mittelpunkte dienen als Pseudo-Stichproben \tilde{X}_i für die unbekannten X_i . Die Bandbreite h muss ausreichend groß gewählt sein, sodass keine Rundungsspitzen auftreten.
2. Evaluierung der Schätzung $\hat{f}_h(x)$ auf einem äquidistanten Raster $G = \{g_1, \dots, g_j\}$ mit j Rasterpunkten g_1, \dots, g_j zwischen der ersten Klassenunter- und der letzten Klassenobergrenze. Die Rasterpunkte bilden also den Pool möglicher Werte, die jeweils aktuelle Dichteschätzung bestimmt die Ziehungswahrscheinlichkeiten, mit denen sie gezogen werden.
3. Generierung einer Pseudo-Stichprobe \tilde{X}_i , indem zufällig von $\{G_K = g_j | g_j \in [A_{K-1}, A_K]\}$ mit Ziehungswahrscheinlichkeiten $\hat{f}_h(\tilde{X}_i)$ für $K=1, \dots, n_K$ gezogen wird. Der Stichprobenumfang pro Intervall ergibt sich aus der Anzahl der Beobachtungen innerhalb jedes Intervalls. Die Ziehung erfolgt ggf. gemeinsam mit dem zugehörigen Stichprobengewicht (Hochrechnungsfaktor) w_i für $i=1, \dots, n$.
4. Schätzung beliebiger statistischer Indikatoren \hat{I} unter Verwendung der Pseudo-Stichproben \tilde{X}_i und ggf. der Stichprobengewichte w_i zur Berechnung gewichteter Indikatoren.
5. Erneute Schätzung von $\hat{f}_h(x)$ unter Verwendung der Pseudo-Stichproben \tilde{X}_i , die in Iterationsschritt 3 erhalten wurden.

6. Wiederholung der Schritte 2–5, mit $B_{(KDE)}$ Burn-in-Iterationen³ und $S_{(KDE)}$ zusätzlichen Iterationen.
7. Die Burn-in-Iterationen werden verworfen und die finalen statistischen Indikatoren \hat{I} werden geschätzt, indem die Schätzungen der $S_{(KDE)}$ -Iterationen gemittelt werden.

Die Berechnung der Äquivalenzeinkommensklassen kann dazu führen, dass sich die Intervallgrenzen überschneiden. Die Überlappung der Intervalle hat aber keinerlei Auswirkungen auf die Anwendung des KDE-Algorithmus, da dieser einfach aus jedem Äquivalenzintervall mit einer Stichprobengröße, die der Anzahl der Beobachtungen innerhalb jedes Intervalls entspricht, zieht.

3 Umgang mit der oberen Grenze der größten Einkommensklasse

Im Falle des Mikrozensus ist die Obergrenze der größten Einkommensklasse offen („18 000 EUR und mehr“). Unabhängig davon, mit welchem Verfahren die spitzen Einkommen letztlich geschätzt werden, muss zunächst die Obergrenze der größten Einkommensklasse nachträglich gesetzt werden. Die von Walter implementierte KDE-Methode setzt als Standard das Dreifache der dazugehörigen Untergrenze an (hier 54 000 EUR). Die amtliche Statistik definiert die Obergrenze restriktiv (lediglich bei 18 500 EUR); bei einer deutlich höheren Obergrenze wären aufgrund der Gleichverteilungsannahme in den Klassen aber auch größere Verzerrungseffekte zu erwarten.

Auch wenn monatliche Haushaltsnettoeinkommen ab 18 000 EUR im Mikrozensus selten vorkommen (2017 mit einer relativen Häufigkeit von hochgerechnet 0,2 %), wäre als zusätzliche Fragestellung zu prüfen, inwieweit sich die unterschiedliche Behandlung der letzten Obergrenze auf Indikatoren niederschlägt, die a) das gesamte Werteintervall nutzen, wie der Gini-Koeffizient oder das Durchschnittsäquivalenzeinkommen, oder die sich b) für die Berechnung unter anderem auf genau diese Verteilungsregion stützen, wie die S80/S20-Rate.⁴ Die untersuchten Indikatoren werden im Folgenden genauer dargestellt.

4 Untersuchte Armuts- und Ungleichheitsindikatoren

Für die Untersuchung wurden die nachfolgenden Armuts- und Ungleichheitsindikatoren betrachtet, die im Regionalen Sozialbericht Berlin und Brandenburg (Amt für Statistik Berlin-Brandenburg 2018) und teils in der Sozialberichterstattung der amtlichen Statistik Verwendung finden.⁵

³ Burn-in-Iterationen bezeichnen Iterationen, die noch zu stark durch die suboptimale Anfangsschätzung – hier die klassische Kerndichteschätzung über die Klassenmittelpunkte am Anfang des Algorithmus – beeinflusst werden. Erst nach der Burn-in-Phase ist die sogenannte Kon-

vergenz erreicht, das heißt, erst nach dieser Vorlaufzeit folgen die Iterationen der gesuchten bedingten Verteilung $\pi(X | K)$. Dies ist beispielsweise für den Median und für Indikatoren, die vom Median abgeleitet werden, nicht der Fall.

⁵ Das Angebot der Sozialberichterstattung der amtlichen Statistik (vgl. www.amtliche-sozialberichterstattung.de) enthält unter den im Folgenden genannten Größen die Armutsgefährdungsschwelle, die Armutsgefährdungsquote und den

Gini-Koeffizienten der Äquivalenzeinkommen, neben weiteren Angeboten sowohl im Bereich Einkommensarmut und Einkommensverteilung als auch darüber hinaus. Der Regionale Sozialbericht Berlin und Brandenburg (Amt für Sta-

tistik Berlin-Brandenburg 2018) beinhaltet die Bereiche Einkommensarmut, Einkommensverteilung, Abhängigkeit von Mindestsicherungsleistungen, Qualifikationsniveau, Erwerbsbeteiligung, Gesundheit und Wohnsituation.

Median der Äquivalenzeinkommen

Zur Bestimmung ihres Medians müssen die individuellen Äquivalenzeinkommen zunächst nach ihrer Höhe sortiert werden, weshalb an dieser Stelle auf die geschätzten spitzen Hilfswerte zurückgegriffen werden muss. Anschließend kann das Median-Äquivalenzeinkommen bestimmt werden. Wie bei allen hier aufgezählten Indikatoren sind die Stichprobengewichte (Hochrechnungsfaktorvariable des Mikrozensus) zu berücksichtigen, es handelt sich also um den gewichteten Median der Äquivalenzeinkommen.

Armutsgefährdungsquote

Die Armutsgefährdungsquote bezeichnet den Anteil der Bevölkerung mit einem bedarfsgewichteten Einkommen unterhalb der Armutsgefährdungsschwelle. Die Armutsgefährdungsschwelle grenzt die relative Einkommensarmut ab und liegt nach EU-Standard bei 60 % des Medians der Äquivalenzeinkommen, wobei hier der Landesmedian als Maßstab genommen wird.⁶

Liegen die Angaben nur klassiert vor, so ist die Klärung der Frage, ob eine Person unterhalb oder oberhalb dieser Schwelle zu verorten ist, für Personen unproblematisch, für die a) die obere Grenze ihrer Äquivalenzeinkommensklasse unterhalb der Schwelle liegt (eindeutig armutsgefährdet bzw. Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit = 1) oder für die b) die untere Grenze ihrer Äquivalenzeinkommensklasse oberhalb der Schwelle liegt (eindeutig nicht armutsgefährdet bzw. Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit = 0).

Personen, deren Haushaltsnettoeinkommen in einer Einkommensklasse liegt, in die auch die Armutsgefährdungsschwelle fällt, können nicht pauschal als „armutsgefährdet“ oder „nicht armutsgefährdet“ klassifiziert werden. Für sie ist zu entscheiden, ob die geschätzten spitzen Hilfseinkommen als Maßgabe herangezogen werden oder – wenn von Gleichverteilung in den Klassen ausgegangen wird – der Abstand der Armutsgefährdungsschwelle zu den Klassengrenzen. In der amtlichen Statistik wird der konservativere zweite Weg angewendet, da die Klassengrenzen den tatsächlich gemachten Angaben der Befragten entsprechen. In den kritischen Klassen wird die Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit des Einzelnen aus dem Abstand der Armutsgefährdungsschwelle zur Äquivalenzklassenuntergrenze, dividiert durch die Klassenbreite, berechnet.⁷ Die Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit liegt also bei Personen in diesen kritischen Klassen zwischen 0 und 1. Die Armutsgefährdungsquote entspricht der gewichteten mittleren Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit.

Verfahren zur Schätzung der spitzen Einkommen, die nicht a priori von der Annahme der Gleichverteilung ausgehen, wie der KDE-Algorithmus, orientieren sich stattdessen an den geschätzten Hilfseinkommen (Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit = 1 oder = 0, je nachdem, ob der spitze Hilfswert oberhalb oder unterhalb der Armutsgefährdungsschwelle liegt).

Relative Armutsgefährdungslücke

Die relative Armutsgefährdungslücke bezeichnet den Abstand des Medianäquivalenzeinkommens der armutsgefährdeten Bevölkerung von der Armutsgefährdungsschwelle in Prozent. Die Wahrscheinlichkeit einer einzelnen Person, diese Schwelle zu unterschreiten, wird wie im Kontext der Armutsgefährdungsquote bestimmt. Dann wird sie wie ein zweiter Gewichtungsfaktor behandelt (Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit multipliziert mit dem Stichprobengewicht), um aus den spitzen Hilfseinkommen das gewichtete Medianäquivalenzeinkommen der armutsgefährdeten Bevölkerung zu ermitteln. Abschließend wird dessen Abstand von der Armutsgefährdungsschwelle in Prozent berechnet.

Gini-Koeffizient der Äquivalenzeinkommen

Der (gewichtete) Gini-Koeffizient der Äquivalenzeinkommen ist ein Maß für die Einkommensungleichheit. Ein Wert von 0 bedeutet vollständige Gleichheit der Einkommen, ein Wert von 1 bedeutet maximale Ungleichheit.

S80/S20-Rate

Ein weiteres Maß für die Einkommensungleichheit ist die (gewichtete) S80/S20-Rate, die das Verhältnis der summierten Äquivalenzeinkommen des reichsten Fünftels der Bevölkerung (des obersten Quintils) zu den summierten Äquivalenzeinkommen des ärmsten Fünftels (zum untersten Quintil) angibt.

Durchschnittliches Äquivalenzeinkommen

Als zusätzliche Untersuchungsgröße wird das (gewichtete) durchschnittliche Äquivalenzeinkommen hinzugenommen. Ein Nachteil des Mittelwerts gegenüber dem Median – wenngleich im Allgemeingebrauch die geläufigere Größe – ist die Anfälligkeit für Ausreißer, weshalb das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen im Kontext der Messung der relativen Einkommensarmut in der amtlichen Sozialberichterstattung keine Verwendung findet. Für die Vergleichsuntersuchung ist der Mittelwert dennoch interessant, da in diese Größe – wie auch in den Gini-Koeffizienten – die gesamte Verteilung der Einkommen einfließt. Unterschiedliche Verteilungsannahmen verschiedener Verfahren könnten sich auf diese Größen somit in besonderer Weise niederschlagen. Außerdem ist die Frage von Interesse, inwieweit der unterschiedliche Umgang mit der oberen Grenze der größten Einkommensklasse die Ergebnisse beeinflusst.

⁶ Für Ländervergleiche wäre der Bundesmedian der geeignete Maßstab.

⁷ Beispiel: Wenn die Armutsgefährdungsschwelle = 967 EUR beträgt und die Äquivalenzklasse die Untergrenze 900 EUR und die Obergrenze 1000 EUR hat, liegt die individuelle Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit der Personen in dieser Äquivalenzklasse bei 67 %.

5 Anwendungsstudie

In der Anwendungsstudie wurden die Ergebnisse der dargestellten Armuts- und Ungleichheitsindikatoren für Berlin auf Landes- und Bezirksebene sowie für Brandenburg auf Landes- und Kreisebene mit den Daten des Mikrozensus 2017 berechnet. Nach Bereinigung der Daten⁸ betrug die Gesamt-Stichprobengröße für Berlin 31589, für Brandenburg 21797. Die Fallzahl für die Berliner Bezirke schwankte zwischen 2062 (Spandau) und 3608 (Pankow), die für die Brandenburger Kreise zwischen 515 (Frankfurt (Oder)) und 1981 (Oberhavel).

Um zu untersuchen, wie sich das von Walter (2019a) vorgeschlagene Verfahren auf die Ergebnisse auswirkt, wurden zunächst die spitzen Äquivalenzeinkommen wie bisher in der amtlichen Statistik durch eine Variante der linearen Interpolation geschätzt (im Folgenden kurz „AMT-Methode“) und auf dieser Basis die Armuts- und Ungleichheitsindikatoren berechnet. Zum Vergleich wurden die spitzen Einkommenswerte mit dem von Walter vorgeschlagenen Alternativverfahren generiert (im Folgenden kurz „KDE-Methode“) und damit die Berechnung der Armuts- und Ungleichheitsindikatoren ebenfalls durchgeführt. Von Interesse ist, inwieweit sich durch die Verwendung des Alternativverfahrens unterschiedliche Ergebniswerte für die Armuts- und Ungleichheitsindikatoren einstellen.

Eine Anwendungsstudie dieser Art kann nur Auskunft darüber geben, inwieweit sich die Ergebnisse voneinander unterscheiden: Da für die Berliner bzw. Brandenburger Bevölkerung 2017 nur die Stichprobe des Mikrozensus vorliegt, nicht aber die wahren Werte in der Grundgesamtheit, kann zwar über die Unterschiedlichkeit der jeweiligen Ergebnisse voneinander, nicht aber über die „Richtigkeit“ der Ergebnisse gemessen an den wahren Werten, geurteilt werden. Weiterführende Erkenntnisse etwa in Bezug auf die Erwartungstreue der jeweiligen Schätzer wird die Simulationsstudie im weiteren Anschluss erbringen.

Für die Berechnung wurde die Statistik-Software R genutzt, die Umsetzung der KDE-Methode erfolgte auf Basis des R-Pakets `smicd`. In das R-Paket ist bereits die Berechnung diverser Armuts- und Ungleichheitsindikatoren integriert. Weitere Indikatoren können auf einfach handhabbare Weise definiert werden. Ebenfalls mit Hilfe des `smicd`-Pakets durchführbar ist die Standardfehlerschätzung auf Basis eines nichtparametrischen Bootstraps, wie unten näher beschrieben. Derselbe Algorithmus wurde genutzt, um zum Vergleich die Standardfehler der AMT-Methode in der Anwendungsstudie zu berechnen. Das R-Paket `smicd` erlaubt bisher noch nicht die Berechnung untergliedert nach kategorialen Variablen (wie hier nach Berliner Bezirken bzw. Brandenburger Kreisen). Dazu wurde zusätzlich die `break-down`-Funktion aus dem R-Paket `laeken` (Alfons und Templ 2013) genutzt und in den Code eingefügt.

Für die Anwendungsstudie wurden die Default-Werte des Pakets verwendet. Walter (2019a) berichtet unter Verweis auf verschiedene Simulationsstudien, dass die Voreinstellung von 480 Iterationen (`burnin=80`, `samples=400`) genügen sollte,

um Konvergenz zu erreichen. Wie ferner in Walter (2019a) empfohlen, werden mithilfe des Arguments `evalpoints` 4000 Rasterpunkte, welche die Anzahl der möglichen Ausprägungen der Einkommensvariable bestimmen, spezifiziert. Inwieweit sich die Schätzung durch die Nutzung einer höheren Anzahl an Rasterpunkten verbessern lässt, wird in der Simulationsstudie untersucht. Der Default-Faktor 3 für die offene obere Intervallgrenze wird ebenfalls beibehalten, wie von Walter (2019a) nahegelegt.

Varianzschätzung

Für die Anwendungsstudie erfolgte die Varianzschätzung der statistischen Indikatoren für beide Verfahren durch die Anwendung eines nichtparametrischen Bootstraps (Efron 1979; Shao und Tu 1995; Walter 2019a). Die Standardfehler der statistischen Indikatoren werden wie folgt geschätzt:

1. Generierung einer Bootstrap-Stichprobe $X_i^{(b)}$ der Größe n , indem aus den gruppierten Beobachtungen der Stichprobe gezogen wird (gemeinsam mit ihrem Stichprobengewicht w_i).
2. Anwendung des jeweiligen Schätzalgorithmus auf die gruppierte Bootstrap-Stichprobe $X_i^{(b)}$ zur Schätzung der (gewichteten) statistischen Indikatoren $\hat{I}^{(b)}$.
3. Die Schritte 1 und 2 werden $b=1, \dots, B$ iteriert und der Standardfehler durch die Standardabweichung $\hat{se}_{boot}(\hat{I}) = \sqrt{\frac{\sum_{b=1}^B (\hat{I}^{(b)} - \bar{I})^2}{B}}$

$$\text{mit } \bar{I} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{I}^{(b)} \text{ geschätzt.}^9$$

Genutzt wird der Default-Wert $b=100$, der sich gemäß Walter (2019a) für valide Approximationen des Standardfehlers als ausreichend dargestellt hat.

Ergebnisse

Die Abbildungen a und b stellen die jeweiligen Punktschätzer für Berlin und Brandenburg grafisch dar.

Wie aus den Abbildungen erkennbar ist, liegen die Punktschätzer für das Medianeinkommen und für die Armutsgefährdungsquote, aber auch für den Gini-Koeffizienten, das Durchschnittseinkommen und mit Abstrichen für die S80/S20-Rate nahe bis sehr nahe beieinander, wobei sich die etwas größeren Abweichungen für die Regionen in Brandenburg (mit kleineren Fallzahlen) finden. Der Indikator, bei dem die größten Unterschiede zutage treten, ist die Armutsgefährdungslücke.

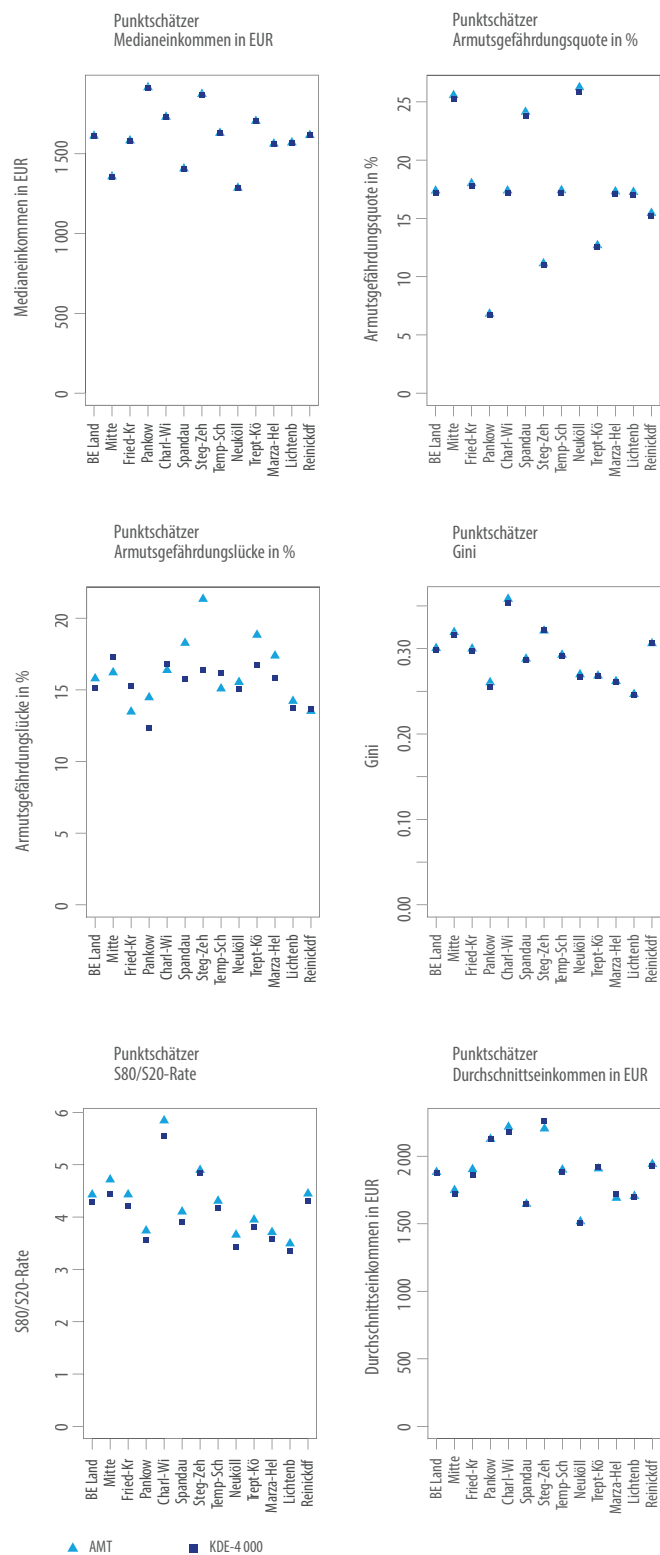
Ob sich der Indikator auf die gesamte Verteilung stützt oder nur auf bestimmte Regionen der Verteilung, hat also mit Blick auf die fünf erstgenannten Indikatoren keine größeren Auswirkungen. Dennoch gibt es gewisse Abstriche bei der S80/S20-Ra-

⁸ Auswertungen zur Einkommensarmut beziehen sich lediglich auf Personen in Privathaushalten mit gültigen Einkommensangaben.

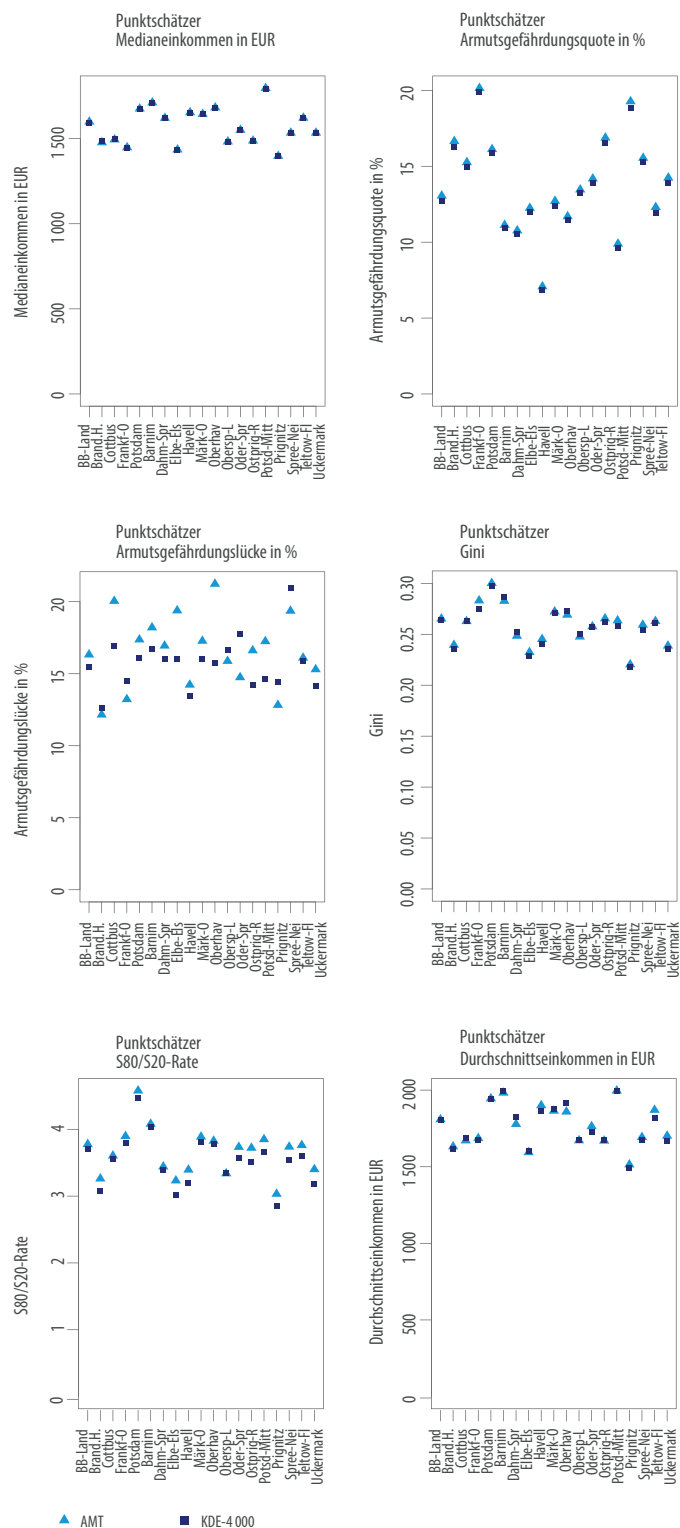
⁹ Diese Methode ist auch im `smicd`-Paket implementiert. Wenn die Varianz der Stichprobengewichte klein ist, liefert

der beschriebene naive nichtparametrische Bootstrap akzeptable Ergebnisse (Alfons und Templ, 2013). Wenn es große Varianz in den Stichprobengewichten gibt, sollte ein kalibrierter Bootstrap vorgezogen werden (Dewille und Särndal, 1992; Dewille et al. 1993).

a | Anwendungsstudie MZ 2017 Berlin Schätzergebnisse der Methoden



b | Anwendungsstudie MZ 2017 Brandenburg Schätzergebnisse der Methoden



te, ebenso wie leicht größere Abweichungen beim Durchschnittseinkommen im Vergleich zu den Abweichungen beim Medianeinkommen. Sowohl die Unterschiede bei den Verteilungsannahmen als Ganzes als auch die unterschiedliche Behandlung der obersten Klassengrenze könnten hier einen Einfluss ausüben.

Tabelle 1 dokumentiert die absoluten und relativen Abweichungen der Indikatorschätzungen gemäß KDE-Methode im Vergleich zur AMT-Schätzung in ihren Spannbreiten.

Im Einzelnen ist die Medianschätzung der KDE-Methode in allen Untersuchungsregionen nicht mehr als 7,25 EUR von der Medianschätzung der AMT-Methode entfernt. Die Armutsgefährdungsquote nach KDE-Schätzung liegt durchgängig bei einem etwas niedrigeren Wert als die Armutsgefährdungsquote nach AMT-Schätzung, jedoch nie mehr als 0,4 Prozentpunkte niedriger. Der geschätzte Gini-Koeffizient weicht in keiner Region mehr als 0,009 Indexpunkte ab. Die Abweichung beim Durchschnittseinkommen ist größer als die beim Median, jedoch weicht die KDE-Schätzung nie um mehr als 3 % von der AMT-Schätzung ab. Etwas, aber nicht gravierend größer sind die Abweichungen bei der S80/S20-Rate.

Ein deutlicherer Unterschied tritt bei der Armutsgefährdungslücke auf. Die Schätzungen nach der KDE-Methode liegen – wenn auch in Einzelfällen – um bis zu ca. 5 Prozentpunkte niedriger bzw. um bis zu ca. 3 Prozentpunkte höher als die Schätzungen gemäß AMT-Methode, was im Maximum etwa ein Viertel des jeweiligen AMT-Schätzwertes ausmacht. Die Einzelfälle mit Abweichungen um etwa –5 Prozentpunkte betreffen den Berliner Bezirk Steglitz-Zehlendorf sowie den Brandenburger Kreis Oberhavel. Es folgen mit Abweichungen um –3 Prozentpunkte Dahme-Spreewald und Cottbus in Brandenburg. Der Einzelfall mit einer Abweichung von 3 Prozentpunkten nach oben betrifft den Brandenburger Kreis Oder-Spree.

In die Armutsgefährdungslücke fließen mehrere Teilgrößen ein; Abweichungen in den Teilgrößen kumulieren sich entsprechend zur Gesamtabweichung. Einfließende Teilgrößen sind das Medianäquivalenzeinkommen bzw. die Armutsgefährdungsschwelle, die individuellen Armutsge-

fährdungswahrscheinlichkeiten und das Medianeinkommen der armutsgefährdeten Bevölkerung. Da die Medianschätzungen (auch in den fraglichen Regionen) nahe beieinander liegen, und da die individuellen Wahrscheinlichkeiten der Armutsgefährdung auch in die Armutsgefährdungsquote einfließen (für die ebenfalls relativ geringe Unterschiede konstatiert wurden), ist zu vermuten, dass die Differenz vor allem durch eine abweichende Schätzung der Medianeinkommen der armutsgefährdeten Bevölkerung bzw. durch einen stärkeren Einfluss der unterschiedlichen Verteilungsschätzungen auf den relevanten Verteilungsbereich begründbar ist.

Neben der Betrachtung der Differenzen in den Punktschätzern ermöglicht die Anwendungsstudie auch einen Vergleich der geschätzten Standardfehler, die grafisch in den Abbildungen c und d dargestellt sind. Die geringsten Werte finden sich erwartungsgemäß auf Länderebene und eher bei den größeren Gebietseinheiten. Insgesamt liegen auch die Standardfehler der Schätzungen beider Methoden recht nahe beieinander, sind aber in der Regel geringer für den AMT-Schätzer, mit der Ausnahme der Armutsgefährdungslücke. Dabei ist daran zu erinnern, dass die Berechnung der Punktschätzer innerhalb einer Stichprobe im Rahmen der AMT-Methode deterministisch erfolgt, die Varianz hier also einzig auf der Bootstrap-Ziehung basiert. Dies steht im Gegensatz zur KDE-Methode, da der KDE-Algorithmus zur Schätzung der spitzen Werte selbst mit Zufallsziehungen arbeitet und die gegebene Schätzunsicherheit somit konzeptionell berücksichtigt.¹⁰

6 Simulationsstudie

Für die Simulationsstudie wurde zunächst je eine Grundgesamtheit für Berlin und für Brandenburg simuliert, einschließlich spitzer Einkommenswerte. Damit ließen sich die pseudo-wahren Werte der Indikatoren für die beiden simulierten Bevölkerungen berechnen. Aus der jeweiligen Grundgesamtheit wurden Stichproben für Berlin bzw. für Brandenburg gezogen, wofür zunächst die spitzen Einkommenswerte in der Grundgesamtheit klassiert wurden. Wie in der Realität wurden mit den Stichproben nur klassierte Werte gezogen. Mit den Stichproben wurde dann analog zur Anwendungsstudie verfahren,

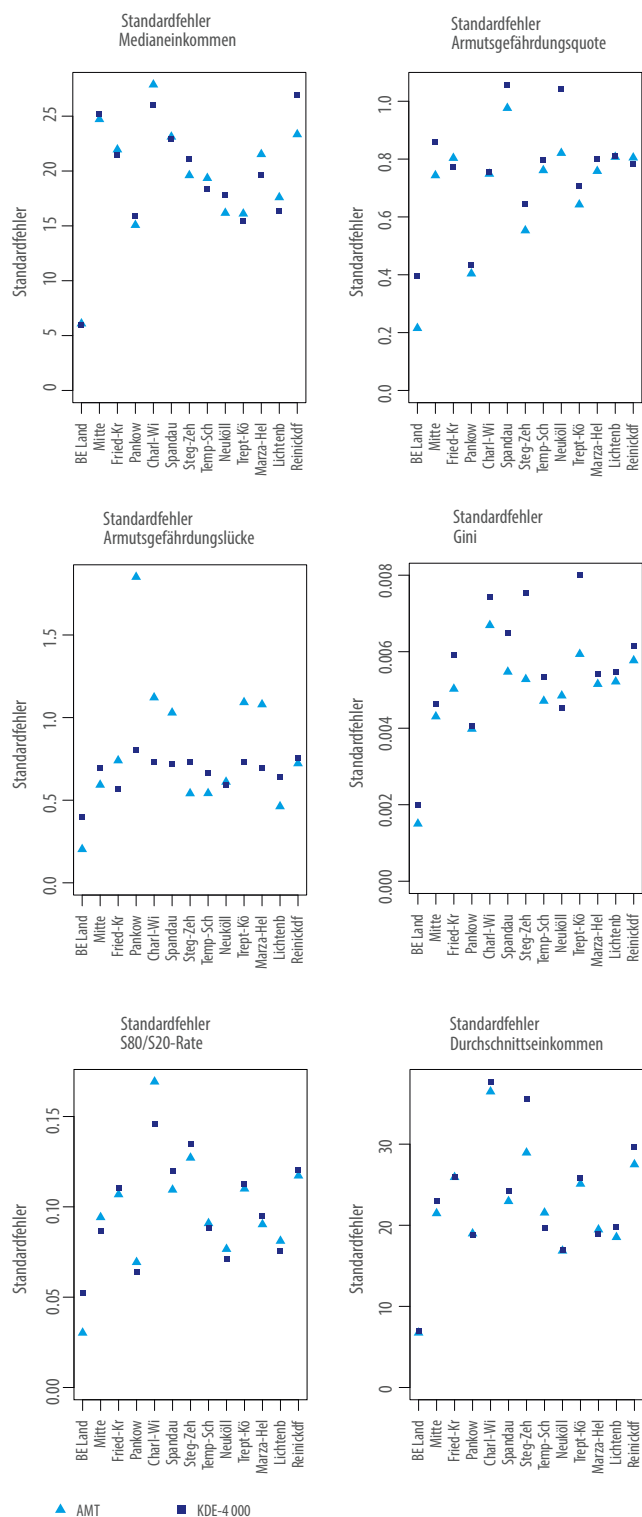
1 | Absolute und relative Abweichungen der Indikatorschätzungen

Merkmal	Absolute Abweichung KDE ¹ – AMT in EUR, Prozentpunkten etc.				Relative Abweichung KDE ¹ – AMT in %			
	Berlin		Brandenburg		Berlin		Brandenburg	
	von	bis	von	bis	von	bis	von	bis
Medianeinkommen.....	–3,234	0,808	–4,853	7,252	–0,173	0,050	–0,293	0,491
Armutsgefährdungsquote.....	–0,370	–0,114	–0,411	–0,189	–1,667	–1,065	–3,186	–1,298
Armutsgefährdungslücke.....	–4,941	1,787	–5,467	3,039	–23,152	13,263	–25,752	20,613
Gini.....	–0,005	0,001	–0,009	0,004	–1,865	0,313	–3,028	1,609
S80/S20-Rate.....	–0,286	–0,051	–0,223	0,011	–6,593	–1,037	–6,854	0,335
Durchschnittseinkommen.....	–45,578	59,701	–52,152	54,805	–2,395	2,708	–2,788	2,948

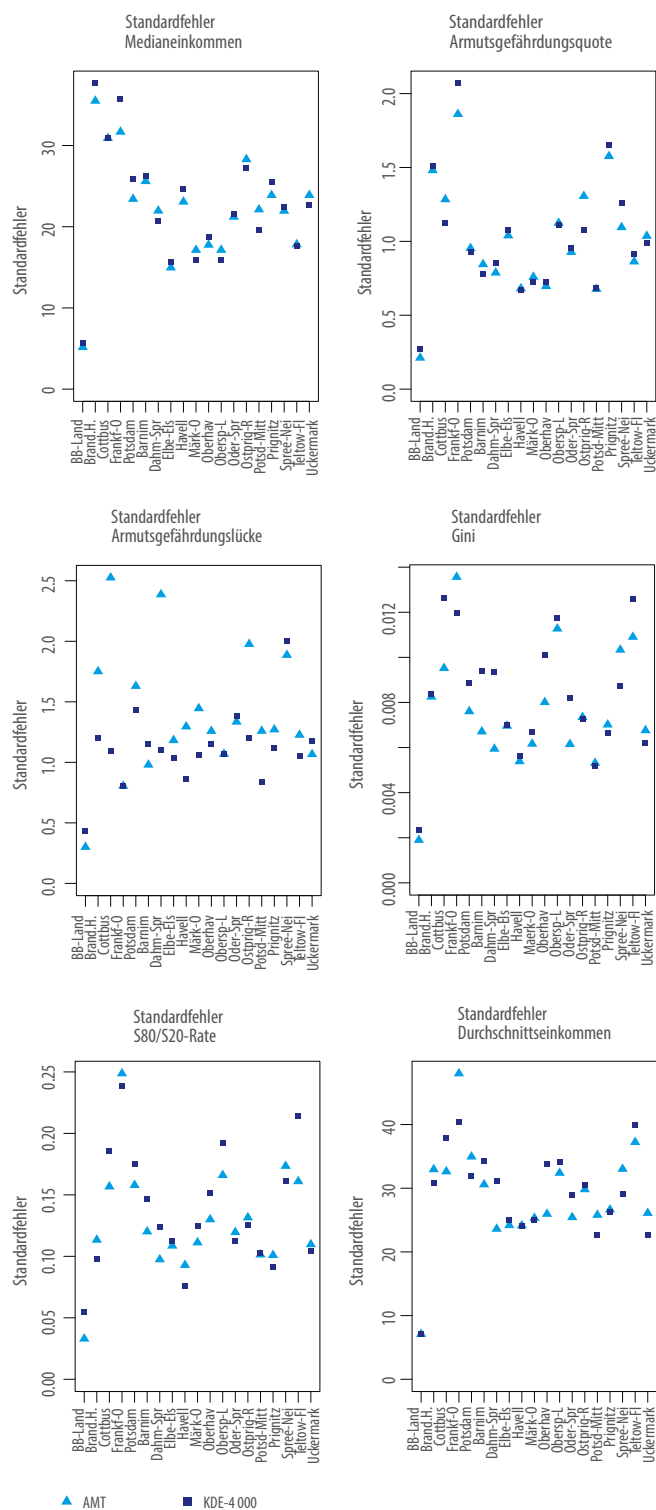
¹ Evalpoints = 4 000

¹⁰ Da die Annahme der Gleichverteilung in den Klassen größere Unsicherheit impliziert als eine Verteilungsschätzung, die die Wahrscheinlichkeitsmasse in stärkerer Weise bündelt, wären im Falle einer probabilistischen Zuweisung auch im Rahmen der AMT-Methode ceteris paribus etwas größere Standardfehler zu erwarten.

c | Anwendungsstudie MZ 2017 Berlin Standardfehler der Methoden



d | Anwendungsstudie MZ 2017 Brandenburg Standardfehler der Methoden



aber mit dem Unterschied, dass nun mit den pseudo-wahren Werten aus der simulierten Grundgesamtheit verglichen werden kann. Im Einzelnen war das Vorgehen wie folgt, wobei die Berechnungen für Berlin und Brandenburg separat durchgeführt wurden.

Mit den Mittelwerten der Äquivalenzklassen aus der Mikrozensus-Stichprobe 2017 wurde zunächst für jede regionale Ebene eine Maximum-Likelihood-Schätzung unter der Annahme einer GB2-Verteilung vorgenommen. Die GB2 (Generalized Beta Distribution of the Second Kind) gilt als Verteilungsfamilie, welche sich grundsätzlich gut für die Verteilungsschätzung von Äquivalenzeinkommen eignet (Graf et al. 2011). Die Maximum-Likelihood-Schätzung ermittelt dann, welche der vielen möglichen GB2-Verteilungsformen (d. h. welche Parameterwerte dieser Vier-Parameter-Verteilung) am besten auf die konkret vorhandenen Daten passt. Ist eine geeignete Verteilungsform gefunden, können daraus spitze Äquivalenzeinkommenswerte gezogen werden. Es handelt sich also um eine parametrische Verteilungsschätzung. Im vorliegenden Fall dient diese Verteilungsschätzung jedoch nicht nur dazu, spitze Werte aus klassierten Daten zu schätzen, sondern in der Simulationsstudie werden damit die „wahren“ Werte neu definiert.

Konkret wurden für jede regionale Ebene aus ihrer GB2-Verteilung so viele Einkommenswerte gezogen, wie der Hochrechnungsfaktor des Mikrozensus vorgibt. Die weiteren Daten je Fall wurden gemäß ihrer Gewichtung repliziert. Die so generierte Grundgesamtheit hat damit eine Fallzahl, die der der realen Einwohnerschaft Berlins bzw. Brandenburgs nahe kommt.¹¹ Damit ließen sich die pseudo-wahren Werte der Indikatoren für die beiden simulierten Bevölkerungen berechnen.

Aus der jeweiligen Grundgesamtheit (der simulierten Bevölkerung Berlins bzw. Brandenburgs) wurden für die Simulationsstudie jeweils 1000 Stichproben gezogen ($S=1000$). Die Stichprobengröße beträgt jeweils $n=20\,000$.¹² Wie in der Realität wurde ohne Zurücklegen gezogen, allerdings anders als in der Realität mit einer einfachen Zufallsstichprobe. Für den eigentlichen Methodenvergleich ist die Komplexität des Ziehungsdesigns jedoch nachrangig und die genannte Stichprobengröße ausreichend. Für jede Stichprobe kam jede verglichene Methode zum Einsatz, um aus den klassierten Daten die spitzen Werte zu schätzen und die Indikatoren zu berechnen.

Im Falle der KDE-Methode wurden zwei Varianten gewählt, um zu berücksichtigen, dass eine höhere Anzahl an Rasterpunkten die Schätzung möglicherweise noch verbessert. Aus diesem Grund wurde die Anzahl der Rasterpunkte in Variante 1 bei $\text{evalpoints}=4000$ belassen, in Variante 2 auf $\text{evalpoints}=20\,000$ erhöht, um hierdurch einen größeren Pool von möglichen Ausprägungen zu erhalten.

Maßgabe des Methodenvergleichs sind die folgenden Diagnostiken:

- der relative Bias der Punktschätzer¹³ geschätzt durch die durchschnittliche Abweichung der geschätzten Größe vom wahren Wert nach $S=1000$ Simulationen, in Prozent des wahren Wertes:

$$\widehat{\text{relBias}}(\hat{I}) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S (\hat{I}^{(s)} - I) \times 100$$

- der Standardfehler geschätzt durch die Standardabweichung nach $S=1\,000$ Simulationen.

$$\widehat{\text{se}}_{\text{sim}}(\hat{I}) = \sqrt{\frac{\sum_{s=1}^S (\hat{I}^{(s)} - \bar{I})^2}{S}} \quad \text{mit } \bar{I} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \hat{I}^{(s)}.$$

Ergebnisse

Die Abbildungen e und f zeigen die Ergebnisse der Simulationsstudien für Berlin und Brandenburg in Bezug auf den relativen Bias der Punktschätzer für die interessierenden Indikatoren.

Zunächst ist erkennbar, dass sich die relativen Bias für das Median- und Durchschnittseinkommen, wie auch für den Gini-Koeffizienten, generell auf sehr geringem Niveau bewegen. Die relativen Bias liegen beim Medianeinkommen in aller Regel unter 0,4 %, beim Durchschnittseinkommen bewegen sie sich in der Regel nicht oberhalb von 0,5 % für die Berliner Werte, für die Brandenburger Werte teils etwas darüber. Beim Gini-Koeffizienten übersteigen die relativen Bias der Berliner Ergebnisse selten die 1 %-Marke, die der Brandenburger Ergebnisse liegen fast immer unterhalb von 2 %.

Auch die relativen Bias für die Armutsgefährdungsquote und die S80/S20-Rate übersteigen in Bezug auf die Berliner Ergebnisse in aller Regel nicht die ± 2 %-Marke, zumindest, wenn bei der KDE-Methode nur die Variante mit 20 000 Rasterpunkten mit einbezogen wird. Beide Aussagen haben auch in Bezug auf die Brandenburger Ergebnisse zur S80/S20-Rate Bestand. Für die Ergebnisse zur Armutsgefährdungsquote gelten sie nur eingeschränkt, da hier die relativen Bias der AMT-Ergebnisse die 2 %-Marke häufiger um 1–2 Prozentpunkte überschreiten.

Insgesamt bewegen sich die Schätzungen der fünf erstgenannten Indikatoren hinsichtlich des relativen Bias bei beiden Methoden auf gutem bis sehr gutem Qualitätsniveau, mit leichten, aber regelmäßigen Vorteilen des KDE-20000-Schätzers gegenüber der AMT-Methode (während der KDE-4000-Schätzer vor allem bei der S80/S20-Rate die größten Performanzeinbußen zeigt). Zugleich sind, wie auch schon

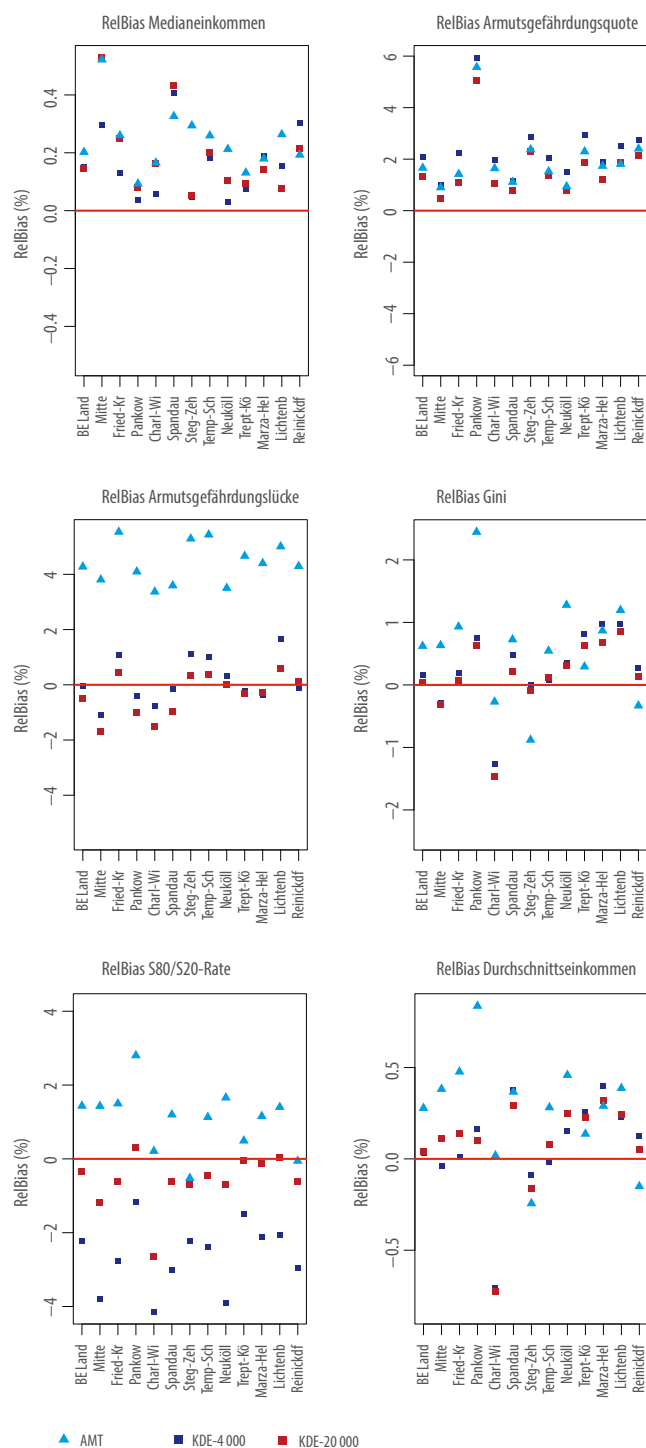
¹¹ Aufgrund der anfänglichen Datenbereinigung ist die simulierte Anzahl etwas geringer.

¹² Im Falle der simulierten Bevölkerung Berlins entspricht dies einem Auswahlatz von rund 0,56 % ($N=3\,557\,247$), im Falle der simulierten Bevölkerung Brandenburgs von rund 0,82 % ($N=2\,446\,837$).

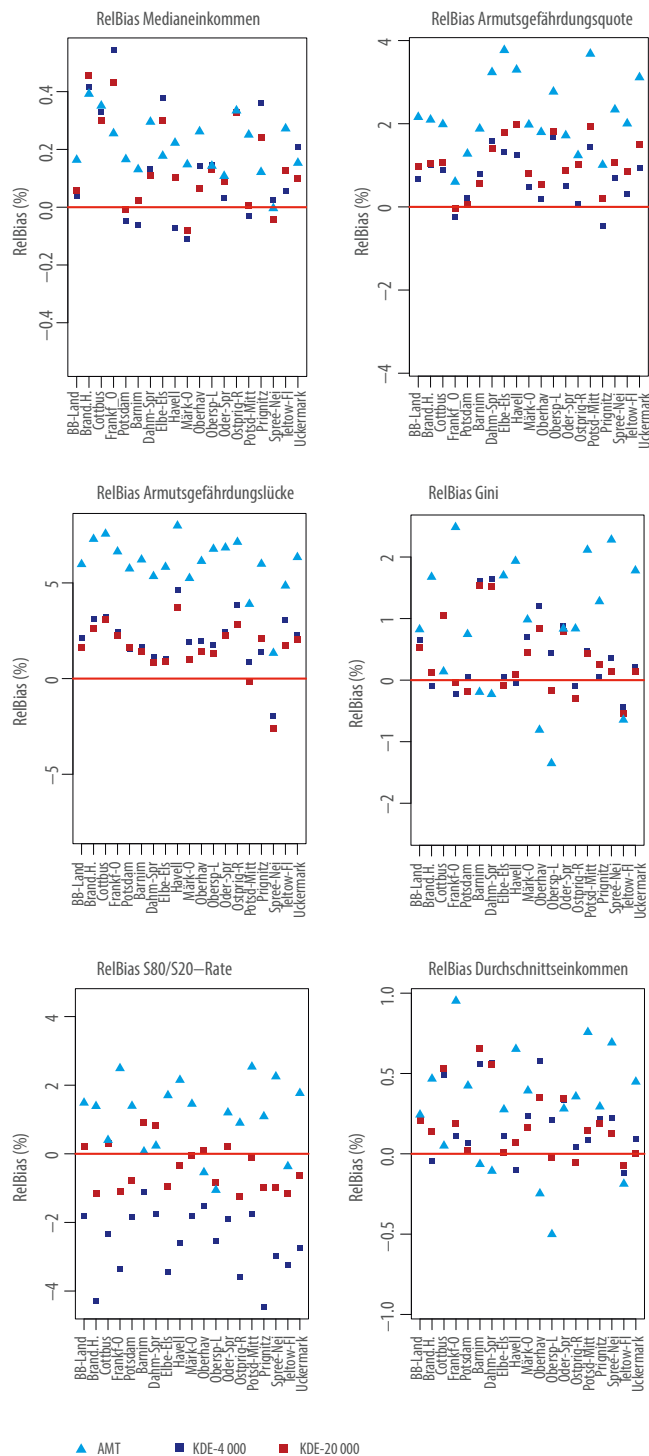
¹³ Als Bias oder Verzerrung wird die Abweichung des Erwartungswertes eines Schätzers vom wahren Wert bezeichnet.

Der Erwartungswert eines Schätzers ist empirisch nicht beobachtbar, denn er bezeichnet den Mittelwert der Schätzwerte nach der Durchführung theoretisch unendlich vieler Zufallsstichproben. Auch Simulationen können sich dem Erwartungswert bzw. dem Bias (Differenz zwischen Erwartungswert und wahren Wert) daher nur annähern, z. B. mit Hilfe von 1 000 Stichproben wie im vorliegenden Fall.

e | Ergebnisse für eine simulierte Bevölkerung Berlins Relativer Bias der Methoden



f | Ergebnisse für eine simulierte Bevölkerung Brandenburgs Relativer Bias der Methoden



in der Anwendungsstudie, die Standardfehler der AMT-Methode bei diesen Indikatoren etwas kleiner.

Wie in den Abbildungen e und f gut erkennbar ist, ergeben sich die größten Differenzen, wie schon in der Anwendungsstudie, auch in der Simulationsstudie wieder bei der Armutsgefährdungslücke. Der AMT-Schätzer zeigt hier die deutlich schlechtere Performanz (bei den Punktschätzern ebenso wie bei den Standardfehlern). Um dies näher zu beleuchten, wurde als Analysegröße noch der Median der armutsgefährdeten Bevölkerung („MedianPoor“) mit hinzugenommen, welcher als Zwischenschritt in die Berechnung der Armutsgefährdungslücke einfließt.

Wie Tabelle 2 zur Simulationsstudie dokumentiert, wird der MedianPoor durch die AMT-Methode unterschätzt und dadurch der Abstand zwischen MedianPoor und Armutsgefährdungsschwelle überschätzt. Die Armutsgefährdungsschwelle selbst wird sowohl von der KDE-Methode als auch von der AMT-Methode mit nur geringen Abweichungen von den pseudo-wahren Simulationswerten geschätzt.

Die Unterschätzung des MedianPoor durch die AMT-Methode geht offenbar darauf zurück, dass die Annahme der Gleichverteilung in den Klassen in den relevanten Verteilungsregionen zu weit von der „wahren“ Verteilung abweicht. Abbildung g versucht dies am Beispiel der Simulationsdaten Steglitz-Zehlendorf grafisch zu illustrieren.¹⁴

7 Praktikabilität

Ein relevanter Vergleich beider Methoden kann nicht ohne Berücksichtigung ihrer Praktikabilität in der amtlichen Statistik erfolgen. Zunächst sind hier die höheren Laufzeiten des KDE-Algorithmus zu nennen. Der KDE-Algorithmus ist durch das damit verbundene iterative Schätzverfahren rechenintensiv. Die folgende Übersicht dokumentiert die Laufzeiten beider Methoden ohne bzw. einschließlich der Standardfehler nach unterschiedlichen Fallzahlen (Berlin mit n=31589, Brandenburg mit n=21797) und nach unterschiedlichen Voreinstellungen der Rasterpunkte (evalpoints):

	Punkt Berlin	Punkt Brandenburg	Varianz Berlin ¹	Varianz Brandenburg ¹
AMT.....	17 sec.	9 sec.	14 min. 8 sec.	8 min. 37 sec.
KDE (evalpoints = 4 000)	3 min. 30 sec.	2 min. 17 sec.	5 h 38 min.	3 h 44 min.
KDE (evalpoints = 20 000) ..	6 min. 18 sec.	4 min. 17 sec.	10 h 11 min.	6 h 56 min.

1 mit 100 Bootstrap-Ziehungen

Ein weiterer Vorteil der AMT-Methode ist, dass im Zuge des Schätzprozesses ein Vektor mit spitzen Einkommenswerten und ein Vektor mit individuellen Armutswahrscheinlichkeiten produziert wird, die für die Folgeberechnungen genutzt werden können, wie in Kapitel 4 beschrieben. Der KDE-Algorithmus ist in dieser Hinsicht unhandlich: produziert wird nicht nur ein Vektor mit Pseudo-Einkommenswerten, mit dem dann die Armutswahrscheinlichkeiten

2 | Aufklärung abweichender Schätzungen der Armutsgefährdungslücke am Beispiel der Berliner Simulationsdaten

	Pseudo- wahrer Wert	Schätzung KDE- 20 000	Schätzung AMT	Bias KDE-20 000	Bias AMT	RelBias KDE-20 000	RelBias AMT
Armutsgefährdungsschwelle_Berlin_Land.....	966	967,4	968,0	1,4	2,0	0,1	0,2
MedianPoor_Berlin_Land.....	820	821,9	815,4	1,9	-4,6	0,2	-0,6
MedianPoor_Mitte.....	802	805,9	797,4	3,9	-4,6	0,5	-0,6
MedianPoor_Friedrichshain-Kreuzberg.....	824	824,6	817,8	0,6	-6,2	0,1	-0,8
MedianPoor_Pankow.....	853	855,4	850,1	2,4	-2,9	0,3	-0,3
MedianPoor_Charlottenburg-Wilmersdorf.....	807	810,6	803,3	3,6	-3,7	0,4	-0,5
MedianPoor_Spandau.....	818	820,6	814,3	2,6	-3,7	0,3	-0,4
MedianPoor_Steglitz-Zehlendorf.....	814	814,7	807,6	0,7	-6,4	0,1	-0,8
MedianPoor_Tempelhof-Schöneberg.....	816	816,6	809,5	0,6	-6,5	0,1	-0,8
MedianPoor_Neukölln.....	827	828,2	823,8	1,2	-3,2	0,1	-0,4
MedianPoor_Treptow-Köpenick.....	809	810,7	803,3	1,7	-5,7	0,2	-0,7
MedianPoor_Marzahn-Hellersdorf.....	818	819,6	813,1	1,6	-4,9	0,2	-0,6
MedianPoor_Lichtenberg.....	839	839,5	834,3	0,5	-4,7	0,1	-0,6
MedianPoor_Reinickendorf.....	838	839,1	834,2	1,1	-3,8	0,1	-0,5
Armutsgefährdungslücke_Berlin_Land.....	15,1	15,0	15,8	-0,1	0,6	-0,5	4,3
Armutsgefährdungslücke_Mitte.....	17,0	16,7	17,6	-0,3	0,6	-1,7	3,8
Armutsgefährdungslücke_Friedrichshain-Kreuzberg.....	14,7	14,8	15,5	0,1	0,8	0,4	5,5
Armutsgefährdungslücke_Pankow.....	11,7	11,6	12,2	-0,1	0,5	-1,0	4,1
Armutsgefährdungslücke_Charlottenburg-Wilmersdorf..	16,5	16,2	17,0	-0,2	0,6	-1,5	3,4
Armutsgefährdungslücke_Spandau.....	15,3	15,2	15,9	-0,1	0,6	-1,0	3,6
Armutsgefährdungslücke_Steglitz-Zehlendorf.....	15,7	15,8	16,6	0,1	0,8	0,3	5,3
Armutsgefährdungslücke_Tempelhof-Schöneberg.....	15,5	15,6	16,4	0,1	0,8	0,4	5,4
Armutsgefährdungslücke_Neukölln.....	14,4	14,4	14,9	0,0	0,5	0,0	3,5
Armutsgefährdungslücke_Treptow-Köpenick.....	16,3	16,2	17,0	-0,1	0,8	-0,3	4,7
Armutsgefährdungslücke_Marzahn-Hellersdorf.....	15,3	15,3	16,0	-0,0	0,7	-0,3	4,4
Armutsgefährdungslücke_Lichtenberg.....	13,1	13,2	13,8	0,1	0,7	0,6	5,0
Armutsgefährdungslücke_Reinickendorf.....	13,3	13,3	13,8	0,0	0,6	0,1	4,3

¹⁴ Für die Grafik wurde eine exemplarische Stichprobenziehung gewählt, welche die Wertekombination der Simulations-Endergebnisse möglichst gut repräsentiert.

berechnet werden, sondern im Standardfall 480 Vektoren (für jede Iteration ein Vektor), von denen die 80 Vektoren aus der Burn-in-Phase verworfen werden. Jede darauf basierende Rechnung muss mit allen 400 Vektoren durchgeführt werden, um die Endergebnisse dann zu mitteln, wie für die Indikatoren oben geschehen.¹⁵

Ferner erlaubt das R-Paket `smicd` bisher noch keine nach kategorialen Variablen untergliederte Berechnung (wie hier nach Berliner Bezirken bzw. Brandenburger Verwaltungsbezirken). Dafür wurde zusätzlich die `breakdown`-Funktion aus dem `laeken`-Paket (Alfons und Templ 2013) genutzt und in den Code integriert. Alternativ müsste der Algorithmus für jede Gebiets-einheit bzw. Ausprägung der kategorialen Variablen separat angewendet werden. Dies könnte zwar einerseits die Genauigkeit der Ergebnisse noch verbessern, allerdings würden sich auch die Laufzeiten entsprechend erhöhen.

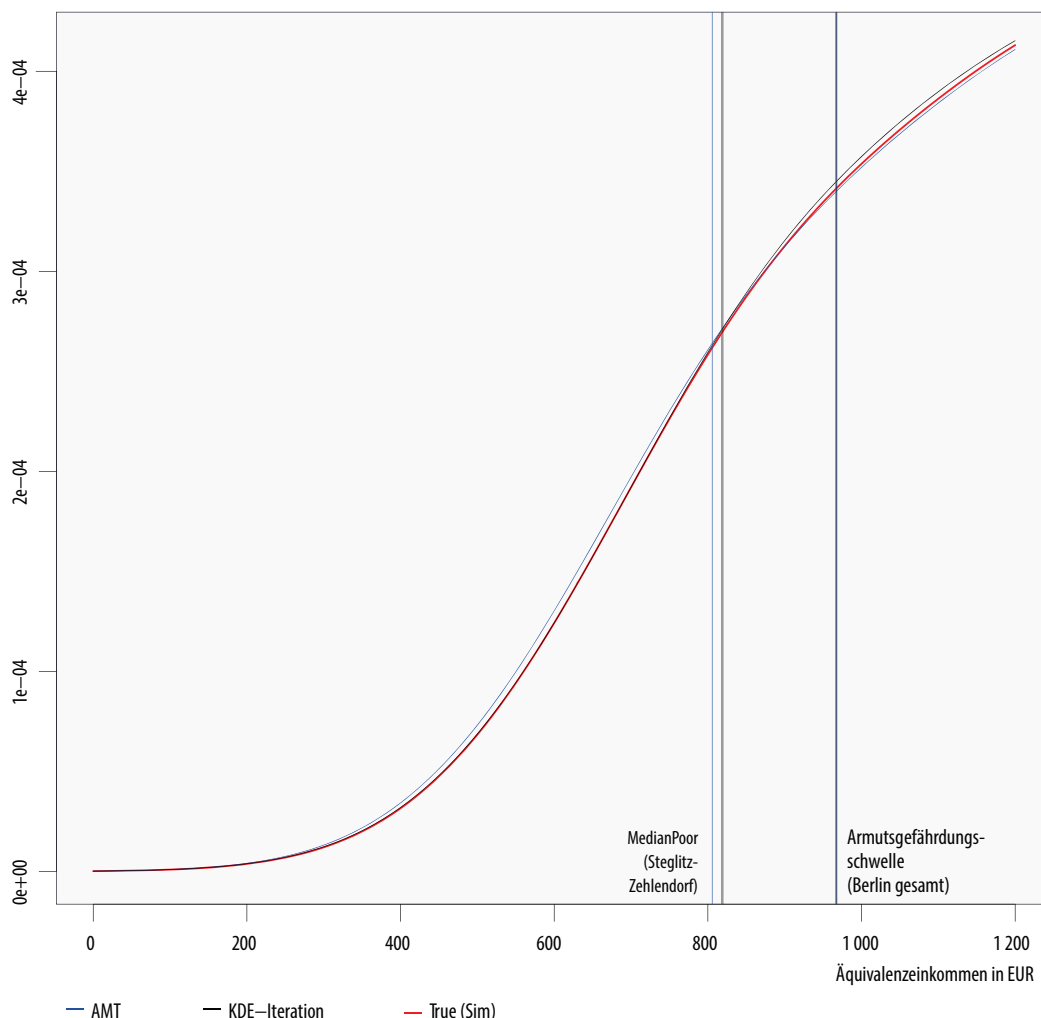
Als Zusatzaspekt ist zu berücksichtigen, dass die deterministische Berechnungsweise der AMT-Methode auch den Vorteil hat, ohne weiteren Aufwand exakt replizierbar zu sein, sei es für Standard- oder

Sonderanalysen aller Art. Die exakte Replizierbarkeit bei iterativen Methoden ist über das Setzen eines Seed-Wertes (Anfangswert bei Zufalls-generatoren) nur möglich, wenn alle Zufallsprozesse exakt den gleichen Bedingungen und Abläufen folgen. Bei Sonderanalysen verschiedener statistischer Ämter erforderte dies einen erhöhten Koordinierungsaufwand.¹⁶ Inwieweit die Ergebnisse zumindest bis hin zur relevanten Nachkommastelle (also hinreichend exakt) replizierbar sind, wird von den varianzbestimmenden Faktoren abhängen, die den Grad der Schwankungen zwischen den unterschiedlichen Zufallsstichproben beeinflussen.

8 Fazit

Statistische Indikatoren zu Einkommensarmut und -ungleichheit beruhen auf Berechnungsformeln, die metrisch skalierte, also „spitze“ Einkommensdaten voraussetzen. Liegen die Daten nur in klassierter Form vor, wie beim Mikrozensus der Fall, müssen die in den Klassen liegenden spitzen Werte zunächst geschätzt werden. In dieser Studie wurde der Frage nachgegangen, inwieweit sich die resultierenden Indikatorwerte unterscheiden, wenn an-

g | Unterschiedliche Allokationen der spitzen Äquivalenzeinkommen am Beispiel der Simulationsdaten Steglitz-Zehlendorf



¹⁵ Würden direkt die Einkommenswerte über die 400 Vektoren gemittelt, so erhielte man spitze Werte nahe den Erwartungswerten des Einkommens in der jeweiligen Klasse. Im Falle einer Gleichverteilung in den Klassen wären das die Klassenmittelpunkte. Die Streuung in den Klassen würde damit aber unzureichend berücksichtigt, was unerwünschte Effekte nach sich ziehen würde.

¹⁶ Eine relativ effiziente Möglichkeit wäre es, die Matrix mit den Pseudo-Stichproben einmal zu erstellen und diese dann weiterzugeben.

statt der bisher in der amtlichen Statistik genutzten linearen Interpolation auf das von Walter (2019a) vorgeschlagene KDE-Verfahren zur Schätzung der spitzen Einkommenswerte zurückgegriffen wird.

In einer Anwendungsstudie wurde dies zunächst für die Berliner und Brandenburger Mikrozensus-Stichprobe 2017 auf Landes- und Bezirks- bzw. Kreisebene untersucht. Die Punktschätzer für das Medianeinkommen, die Armutsgefährdungsquote, aber auch für den Gini-Koeffizienten, das Durchschnittseinkommen und mit Abstrichen für die S80/S20-Rate lagen nahe bis sehr nahe beieinander. Ob sich ein Indikator auf die gesamte Verteilung stützt oder nur auf bestimmte Regionen der Verteilung, hatte mit Blick auf die fünf genannten Indikatoren demnach keine größeren Auswirkungen. Der Indikator, bei dem die größten Unterschiede zutage traten, war die Armutsgefährdungslücke. Auch die Standardfehler lagen recht nahe beieinander, mit etwas geringeren Standardfehlern für den AMT-Schätzer und wiederum mit der Ausnahme der Armutsgefährdungslücke.

Weiterführende Erkenntnisse zu den statistischen Eigenschaften beider Schätzverfahren erbrachte die Simulationsstudie im Anschluss. Insgesamt bewegten sich die Schätzungen der fünf erstgenannten Indikatoren beider Methoden hinsichtlich des relativen Bias auf gutem bis sehr gutem Qualitätsniveau, oft mit leichten Vorteilen des KDE-20 000-Schätzers gegenüber der AMT-Methode (während der KDE-4 000-Schätzer bei der S80/S20-Rate die größten Performanzeinbußen zeigte). Gleichzeitig waren bei diesen Indikatoren, wie auch schon in der Anwendungsstudie, die Standardfehler der AMT-Methode häufig etwas kleiner. Ebenfalls analog zur Anwendungsstudie zeigten sich auch in der Simulationsstudie die größten Differenzen bei der Armutsge-

fährdungslücke. Der AMT-Schätzer lieferte hier die deutlich schlechtere Performanz (bei den relativen Bias der Punktschätzer ebenso wie bei den Standardfehlern). Nähere Untersuchungen zeigten, dass dies vor allem auf eine Unterschätzung des Medianeinkommens der armutsgefährdeten Bevölkerung zurückzuführen ist. In den relevanten Verteilungsregionen weicht demnach die Annahme der Gleichverteilung in den Klassen zu sehr von der „wahren“ Verteilung ab. Zu vermuten ist, dass dieser Befund auch den Differenzen in der Anwendungsstudie zugrunde liegt. Die Armutsgefährdungsschwelle selbst wird sowohl von der KDE-Methode als auch von der AMT-Methode mit nur geringen Abweichungen von den pseudo-wahren Simulationswerten geschätzt.

Angesichts der schließlich diskutierten Einschränkungen im Hinblick auf die Praktikabilität der KDE-Methode ist abzuwägen, ob diese Nachteile durch genügend Mehrwert bei der statistischen Qualität der Ergebnisse aufgewogen werden. Die Simulationsstudie gab in Bezug auf den Mikrozensus Hinweise auf eine leicht überlegene Qualität des KDE-Punktschätzers, auch wenn – mit Ausnahme der Armutsgefährdungslücke – keine gravierenden Differenzen auftraten. Dies ist offenbar auch dadurch begründet, dass in den relativ kleinen Intervallen der Äquivalenzeinkommensklassen des Mikrozensus die unterschiedlichen Verteilungsschätzungen weniger stark zum Tragen kommen. Wie Walter (2019a) zeigt, kann dies für Statistiken mit im Vergleich zum Mikrozensus deutlich weniger bzw. deutlich größeren Einkommensklassen anders zu bewerten sein.

Birgit Pech ist Referentin im Referat *Mikrozensus, Sozialberichte* des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg.

Dr. Paul Walter ist wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Statistischen Beratungseinheit fu:stat der Freien Universität Berlin.

Literaturverzeichnis

- Alfons, A. und Templ, M. (2013): Estimation of social exclusion indicators from complex surveys: the R package laeken. *Journal of Statistical Software*, 54 (15): 1–25.
- Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (2018): Regionaler Sozialbericht Berlin und Brandenburg 2017, Potsdam.
- Bayes, T. (1763): An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. By the late Rev. Mr. Bayes, F. R. S. communicated by Mr. Price, in a letter to John Canton, A. M. F. R. S. *Philosophical Transactions* 53, 370–418.
- Deville, J.-C. und Särndal, C.-E. (1992): Calibration estimators in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87 (418): 376–382.
- Deville, J.-C., Särndal, C.-E. und Sautory, O. (1993): Generalized raking procedures in survey sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (423): 1013–1020.
- Efron, B. (1979): Bootstrap methods: another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1): 1–26.
- Gerhardt, A., Habenicht, K. und Munz, E. (2009): Analysen zur Einkommensarmut mit Datenquellen der amtlichen Statistik. In: *Statistische Analysen und Studien NRW*, Band 58, Information und Technik Nordrhein-Westfalen (Hrsg.), Düsseldorf.
- Graf, M., Nedyalkova, D., Münnich, R., Seger, J. und Zins, S. (2011): Parametric Estimation of Income Distributions and Indicators of Poverty and Social Exclusion. Deliverable 2.1. *Advanced Methodology for European Laeken Indicators (AMELI)*. Version: 2011.
- IT.NRW (2009): Berechnung von Armutsgefährdungsquoten auf Basis des Mikrozensus. Information und Technik Nordrhein-Westfalen, Geschäftsbereich Statistik: http://www.amtliche-sozialberichterstattung.de/pdf/Berechnung%20von%20Armutsgefaehrungsquoten_090518.pdf (13.2.2019).
- Parzen, E. (1962): On estimation of a probability density function and mode. *The Annals of Mathematical Statistics*, 33(3): 1065–1076.
- Rosenblatt, M. (1956): Remarks on some nonparametric estimates of a density function. *The Annals of Mathematical Statistics*, 27 (3): 832–837.
- Shao, J. und Tu, D. (1995): *The Jackknife and Bootstrap*. Springer, New York.
- Stauder, J. und Hüning, W. (2004): Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus. *Statistische Analysen und Studien NRW*, Band 13, 9–31, Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen (Hrsg.), Düsseldorf.
- Walter, P. (2019a): A Selection of Statistical Methods for Interval-Censored Data with Applications to the German Microcensus, Online: <https://refubium.fu-berlin.de/handle/fub188/23841>, Freie Universität Berlin.
- Walter, P. (2019b): The R Package smicd: Statistical Methods for Interval Censored Data, <https://cran.r-project.org/web/packages/smicd/vignettes/vignetteSmicd.pdf> (14.2.2019).
- Wang, B. und Wertenlecker, M. (2013): Density estimation for data with rounding errors. *Computational Statistics & Data Analysis*, 65: 4–12.

Öffentliche Finanzen

Integrierte Schulden der Gemeinden und Gemeindeverbände 2017

von **Johanna Barasofsky, Sascha Ebigt** und **Cathleen Faber**

Vor dem Hintergrund der nationalen Schuldenbremsen, dem europäischen Rettungsschirm und Debatten über Konsolidierungsbemühungen sowie ausgeglichene Haushalte kommt den Daten und Auswertungen der amtlichen Schuldenstatistik eine zunehmende Bedeutung zu. Gleichzeitig sehen sich die Finanzstatistiken seit einigen Jahren mit einem tiefgreifenden Wandel ihrer Rahmenbedingungen konfrontiert. Ein Aspekt ist hierbei die Aufgabenverlagerung besonders aus kommunalen Kernhaushalten in öffentliche Fonds, Einrichtungen und Unternehmen (FEU), die das sogenannte Schalenkonzept der Finanzstatistiken in Extrahaushalte und sonstige FEU unterscheidet. Da der Ausgliederungsprozess unterschiedlich weit fortgeschritten ist, sind Kennzahlen auf Basis der kommunalen Kernhaushalte immer weniger direkt vergleichbar. Um dieser Entwicklung finanzstatistisch zu begegnen, wurde für die kommunalen Schulden ein Verfahren entwickelt, um den Effekt von Ausgliederungsentscheidungen der kommunalen Ebene statistisch sichtbar zu machen. Über eine Modellrechnung werden die Schulden der kommunalen Beteiligungen statistisch wieder in die Gemeindekernhaushalte integriert, um den Effekt von Ausgliederungsentscheidungen auszugleichen.

Nach der positiven Resonanz der Datennutzerinnen und Datennutzer zur Veröffentlichung der Ergebnisse der Modellrechnung der integrierten kommunalen Schulden zum Stand 31.12.2016 haben die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder Ende November 2018 einen neuen Tabellenband als Gemeinschaftsveröffentlichung zum Stand 31.12.2017 herausgegeben. Die Ergebnisse liegen auf Basis von Einzelgemeinden vor und schlüsseln transparent die Schuldenwerte für Kernhaushalte sowie die über Beteiligungen zugeordneten Schuldenwerte auf.

Dabei ist zu beachten, dass die Modellrechnung der integrierten kommunalen Schulden nur eine weitere Informationsquelle zur Beurteilung der kommunalen Verschuldungslage erschließt. Die Zuordnung der Schulden zu den kommunalen

Kernhaushalten über deren Beteiligungen lässt keine Schlüsse auf die Höhe möglicher Haftungsverpflichtung zu. Ebenso können die Ergebnisse nicht an einer ähnlichen Zuordnung der kommunalen Vermögen gespiegelt und damit eingeordnet werden. Bei der Beurteilung der Daten ist zu beachten, dass neben dem Ausgliederungsgrad weitere Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern für einen Vergleich relevant sind. Diese bestehen beispielsweise hinsichtlich des Kommunalisierungsgrades (Aufgabenabgrenzungen zwischen Kommunen und Ländern) und der Kommunalverfassungen der Länder. Letztere haben Einfluss auf die jeweiligen Verwaltungsstrukturen (z. B. zusätzliche kommunale Ebenen in einzelnen Ländern wie Bezirksverbände und Verbandsgemeinden) oder die Schuldfähigkeit von Verwaltungseinheiten. Daher sind Vergleiche unterhalb der Kreisebene nur innerhalb eines Landes zu empfehlen. Zusätzlich ist ein direkter Vorjahresvergleich erschwert. Methodisch gibt es gegenüber der Vorjahresveröffentlichung zwar keine Veränderungen, allerdings wurde in einzelnen Bundesländern die Datenbasis im Rahmen der Grundbefragung stark aktualisiert.

Dieser Beitrag ordnet die Modellrechnung zuerst in die bestehenden Veröffentlichungen zum Schuldenstand ein, stellt dann den Berichtskreis der Schuldenstatistik vor und erläutert anschließend die Methodik der integrierten Modellrechnung. Im vierten Abschnitt werden einige bundesweite Ergebnisse für 2017 zusammengefasst, gefolgt von einem Abschnitt mit Ergebnissen speziell für die Gemeinden und Gemeindeverbände des Landes Brandenburg. Der Beitrag schließt mit einer kurzen Zusammenfassung und gibt einen Ausblick zu Weiterentwicklungen der Modellrechnung.



Der Tabellenband mit den bundesweiten Ergebnissen zum 31.12.2017 ist abrufbar unter https://www.destatis.de/DE/Themen/Staat/Oeffentliche-Finanzen/Schulden-Finanzvermoegen/_inhalt.html (unter Publikationen – Integrierte Schulden). Dort finden Sie auch einen Methodenband mit detaillierten methodischen Erläuterungen.

1 Ausgangs(daten)lage

Angaben zu den öffentlichen Schulden werden mit einem unterschiedlich stark detaillierten Fragenkatalog für einzelne Berichtskreise arbeitsteilig zwischen den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder im Rahmen der amtlichen Schuldenstatistik erfragt.

Bundeseinheiten sowie die Kernhaushalte des Bundes und der Länder werden vom Statistischen Bundesamt befragt. Die Kernhaushalte der Gemeinden und Gemeindeverbände sowie Landes- und kommunale Einheiten werden durch die Statistischen Ämter der Länder in der Regel nach dem Sitzlandprinzip (Zuständigkeit über Ort des Firmen-, Verwaltungs- oder Hauptsitzes) erhoben.

Nach Plausibilisierung und erster Analyse werden diese Daten für die nationale Berichterstattung beispielsweise in Statistischen Berichten und Fachserien nach den vier Ebenen Bund, Länder, Gemeinden/Gemeindeverbände und Sozialversicherung aggregiert und veröffentlicht. Dabei werden die Schulden nach dem international gängigen Verfahren komplett nur einer Ebene, der Schwerpunktebene, zugeordnet. Die Schwerpunktebene wird über die Ebenenangehörigkeit der direkten Eigner einer Einheit ermittelt. Das heißt, Anteile von Eignern anderer Ebenen an den Schulden bleiben dann unberücksichtigt. Das amtliche Ergebnis des nationalen Schuldenstands umfasst die Schulden aller Einheiten, die dem Sektor Staat zugerechnet werden. Davon ausgehend nimmt die Deutsche Bundesbank nach europäischen Richtlinien weitere Zu- und Absetzungen vor, um die Meldung des Schuldenstands gemäß dem Maastricht-Kriterium für das Europäische Statistikkamt (Eurostat) zu berechnen.

Die Aufteilung der Schulden jeder öffentlichen Einheit entsprechend der Eigneranteile und ihre anschließende Verkettung bis zum Kernhaushalt wird „Berechnung der integrierten Schulden“ genannt. Da Ausgliederungen größtenteils nicht dem Sektor Staat zugeordnet werden, bezieht diese Rechnung auch die öffentlich bestimmten Einheiten außerhalb des Staatssektors ein. Möglich ist dies dadurch, dass die erforderlichen Daten schon in den Finanzstatistiken erhoben werden. Die Schulden aller öffentlich bestimmten Einheiten liegen im Rahmen der Schuldenstatistik vor und die nötigen Daten zur Eignerstruktur werden regelmäßig im Rahmen der Grundbefragung zur Abgrenzung des Erhebungskreises abgefragt und aktualisiert. Je aktueller und korrekter diese Daten der Datenbank der öffentlichen

Einheiten in das Berichtskreismanagement (BKM) der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder eingepflegt sind, desto besser können die Schulden den kommunalen Kernhaushalten zugeordnet werden. Da die Modellrechnung auf dem Berichtskreis der Finanzstatistiken aufsetzt, bleiben nur die dort nicht erhobenen Einheiten außen vor. Das betrifft die Schulden von nicht mehrheitlich öffentlich bestimmten Einheiten und von Einheiten mit Sitz im Ausland.

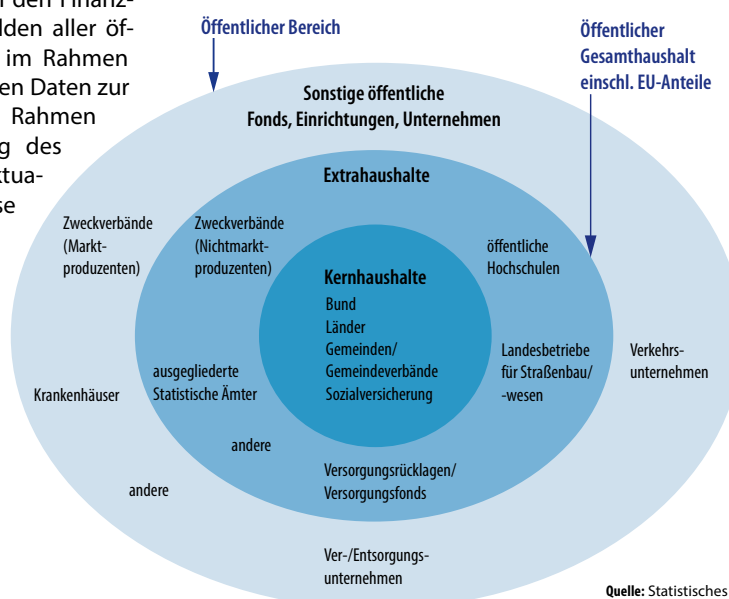
2 Berichtskreis

Grundlage der Finanz- und Personalstatistiken ist das sogenannte Schalenkonzept, das den Rahmen für die Integration von öffentlichen Haushalten und öffentlichen Fonds, Einrichtungen und Unternehmen bildet. Abbildung a veranschaulicht grafisch die wesentlichen Begrifflichkeiten, die im Folgenden näher erläutert werden.

Den inneren Kern des Modells bilden die Kernhaushalte von Bund, Ländern, Gemeinden/Gemeindeverbänden und der Sozialversicherung. Die mittlere Schale umfasst die sogenannten Extrahaushalte. Kernhaushalte und Extrahaushalte zusammen bilden den Öffentlichen Gesamthaushalt, der in der Begrifflichkeit der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) dem Sektor Staat entspricht. Dazu zählen auch die EU-Anteile, die keinem der beiden einzelnen Bereiche, sondern nur dem Aggregat zugeordnet werden können. Die äußere Schale enthält die sonstigen öffentlichen Fonds, Einrichtungen und Unternehmen (sonstige FEU). Alle drei Schalen bilden zusammen den Öffentlichen Bereich.

Extrahaushalte und sonstige FEU im Sinne der Finanzstatistiken können in vielfältigen Formen auftreten, beispielsweise als Eigenbetriebe, Zweckverbände¹, kommunale Anstalten öffentlichen Rechts, Sonderrechnungen² oder Unternehmen in privater Rechtsform. Diese Einheiten sind meist infolge der Ausgliederungen von öffentlichen Aufgaben aus der

a | Schalenkonzept in den Finanz- und Personalstatistiken



1 Zweckverbände sind freiwillige oder gesetzlich vorgeschriebene Zusammenschlüsse von Gemeinden/Gemeindeverbänden zur gemeinsamen Erfüllung einer bestimmten öffentlichen Aufgabe, etwa zur Errichtung eines gemeinsamen Versorgungsbetriebs, zur Abfall- oder Abwasserbeseitigung.

2 Sonderrechnungen sind Sondervermögen oder öffentliche

Einrichtungen, für die aufgrund gesetzlicher Vorschriften Sonderrechnungen geführt werden, wie beispielsweise kommunale Krankenhäuser, rechtlich unselbstständige örtliche Stiftungen für wohltätige oder Bildungszwecke oder rechtlich unselbstständige Versorgungs- und Versicherungseinrichtungen.

Kernverwaltung entstanden und führen ihre Finanzwirtschaft mit eigenem Haushalts- oder Wirtschaftsplan in einem separaten Rechnungswesen außerhalb der Kernhaushalte. Zum Stand 31. Dezember 2017 gehörten 21928 FEU zum Berichtskreis der bundesweiten Schuldenstatistik, davon waren 19261 der kommunalen Ebene zuzurechnen. Charakteristisch für FEU in der Abgrenzung der Finanzstatistiken ist, dass diese Einheiten öffentlich bestimmt sind. Das ist der Fall, wenn Kernhaushalte (Bund, Länder, Gemeinden/Gemeindeverbände oder auch Sozialversicherung) mit mehr als 50 % des Stimmrechts oder des Nennkapitals unmittelbar oder mittelbar beteiligt sind (öffentliche Kontrolle).

Als Extrahaushalt werden FEU bezeichnet, welche nach dem Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG)³ zum Staatssektor gehören. Das ESVG ist die an europäische Bedürfnisse angepasste Version des „System of National Accounts“ (SNA) der Vereinten Nationen und beschreibt, nach welchen Definitionen und Konzepten die VGR in der Europäischen Union aufzustellen sind. Die Zuordnung der Einheiten zum Sektor Staat entscheidet sich über das Kriterium der öffentlichen Finanzierung. Es ist erfüllt, wenn der Anteil der eigenen Umsätze oder Einnahmen aus Gebühren und Beiträgen an den Produktionskosten (Eigenfinanzierungsgrad) kleiner als 50 % ist. Eine Ausnahme stellen die sogenannten Hilfsbetriebe des Staates dar. Es handelt sich hierbei um Einheiten, deren Eigenfinanzierungsgrad größer als 50 % ist, deren Umsätze aber zu mehr als 80 % mit den Kernhaushalten getätigt werden. Diese werden ebenfalls dem Sektor Staat zugerechnet.

Ein Beispiel für einen Extrahaushalt ist ein kommunaler Grünflächenbetrieb ohne eigene Einnahmen oder eine kommunale Liegenschaftsgesellschaft, die sich ausschließlich durch Vermietung von Büroräumen an die Eignerkommune finanziert. Zum 31.12.2017 bestanden 4827 Extrahaushalte in der kommunalen Ebene.

Sonstige FEU sind FEU außerhalb des Sektors Staat. Ein Beispiel ist ein kommunales Abfallentsorgungsunternehmen, das seine Produktionskosten hauptsächlich mit Gebühren von privaten Haushalten bestreitet. Die Zahl der kommunalen sonstigen FEU in der Modellrechnung 2017 beträgt 14434 Einheiten. Für den nationalen Schuldenstand im Rahmen der jährlichen Schuldenstatistik ist nur der „Öffentliche Gesamthaushalt“ (bzw. Sektor Staat) relevant und hier ausschließlich die Schulden beim nicht-öffentlichen Bereich.

3 Anteilige Modellrechnung

Die Abgrenzung des öffentlichen Schuldenstands nach den ersten zwei Schalen führt dazu, dass die Einordnung eines kommunalen Betriebs als Extrahaushalt oder sonstige FEU Einfluss auf den Schuldenstand der Kommune hat. Um die Schulden von Gemeinden und Gemeindeverbänden aber nach ähnlichen Maßstäben vergleichen zu können, ist es sinnvoll, mittelbare und unmittelbare Ausgliederungen über die Beteiligungen der Kommune wieder zuzuordnen und damit den Effekt zu neutralisieren.

Ob eine Gemeinde beispielsweise ihr Schwimmbad

- im Kernhaushalt führt (keine Ausgliederung des Schwimmbades),
- in eine eigene Einheit ausgliedert und überwiegend durch Zuschüsse finanziert (damit Klassifikation als Extrahaushalt) oder
- in eine eigene Einheit ausgliedert, die die Betriebskosten aus Umsätzen deckt (damit Klassifikation als sonstige FEU),

sollte keine Rolle bei der Zuordnung des Schuldenstands des Schwimmbades zur entsprechenden regionalen Einheit (hier der Gemeinde) spielen.

Ähnlich wie Beteiligungen internationaler Konzerne weisen auch die Beteiligungsverhältnisse der öffentlichen Haushalte teilweise komplexe Muster mit Verschachtelungen und zahlreichen Zwischenstufen auf. Für eine Zurechnung der Ergebnisse der FEU zu den Daten der Kernhaushalte müssen die teilweise unübersichtlichen Beteiligungsverhältnisse der Kernhaushalte an den FEU aufgelöst werden. Die Modellrechnung der integrierten kommunalen Schulden nutzt für die Aufteilung die über das Stimmrecht gebildeten Eignerstrukturen und teilt so die Schuldenvolumina aller öffentlich bestimmten Einheiten den ultimativen kommunalen Eignern zu. So werden die (ultimativen) kommunalen Schuldenanteile der Extrahaushalte und sonstigen FEU statistisch sachgerecht ihrer regionalen Einheit (Gemeinde, Kreis, Verwaltungsgemeinschaft) zugeordnet und das finanzstatistische Gesamtbild wiederhergestellt, das durch die Verlagerung von Aufgaben auf Einheiten außerhalb der Kernhaushalte lückenhaft geworden ist. Gleichzeitig werden Schuldenvolumina, die auf einen ultimativen Eigner der anderen Ebenen (Bund, Länder, Sozialversicherung) zurückzuführen sind, und Anteile privater bzw. nicht-öffentlicher Eigner aus den kommunalen Schuldenständen herausgerechnet.

Mit der anteiligen Modellrechnung werden öffentlich bestimmte Schulden unabhängig von unterschiedlich getroffenen Ausgliederungsentscheidungen interkommunal besser vergleichbar. Für eine vollständige Darstellung der kommunalen Schuldenstände fehlen allerdings in dieser Modellrechnung immer noch die kommunalen Anteile an den Schulden nicht öffentlich bestimmter Einheiten, da diese in der Schuldenstatistik nicht erfasst werden.

Bei der länderübergreifenden Beurteilung der Daten ist zu beachten, dass weiterhin relevante Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern bestehen. So können Unterschiede des Kommunalisierungsgrads, der Kommunalverfassungen der Länder (beispielsweise zu kommunalen Aufgabenabgrenzungen zwischen Gemeinden und Gemeindeverbänden oder der Schuldfähigkeit von

³ Geregelt in der Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Mai 2013 zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Union.

Verwaltungseinheiten) und auch der kommunalen Verwaltungsstrukturen beziehungsweise des Zentralisierungsgrads von Gemeinden und Gemeindeverbänden die Höhe der Schulden beeinflussen.

Wie auch beim nationalen Schuldenstand werden ausschließlich Schulden beim nicht-öffentlichen Bereich in die Berechnung einbezogen. Dazu zählen Kassenkredite und Kredite bei Kreditinstituten, beim sonstigen inländischen Bereich und beim sonstigen ausländischen Bereich sowie Wertpapiersschulden. Die tatsächlichen Haftungsbeziehungen der ultimativen Eigner an den ihnen zugeordneten FEU werden nicht abgebildet.

Würde auch die Verschuldung gegenüber dem Öffentlichen Bereich – auch diese wird in der Schuldenstatistik erhoben – ausgewertet, kann es speziell bei den Extrahaushalten und den sonstigen FEU zu Doppelerfassungen kommen. Nimmt beispielsweise eine Gemeinde einen Kredit bei einem Kreditinstitut auf und reicht diesen an ihren Eigenbetrieb weiter, würde der entsprechende Betrag sowohl bei der Verschuldung des Kernhaushaltes gegenüber dem nicht-öffentlichen Bereich als auch beim Eigenbetrieb als Schulden gegenüber dem Öffentlichen Bereich gezählt.

Die Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg gelten als staatliche Ebene, da sie in den amtlichen Finanzstatistiken nicht der kommunalen Ebene zugeordnet werden, und sind deswegen in der Modellrechnung nicht enthalten.

4 Auswertungsergebnisse für die kommunale Ebene bundesweit

Die Ergebnisse zu den integrierten kommunalen Schuldenständen am Stichtag 31.12.2017 werden bundesweit über einen Ergebnisvergleich auf Länderebene und über die integrierten kommunalen Schuldenanteile je Schale dargestellt (Tabelle 1).

Die integrierte kommunale Verschuldung zum 31.12.2017 beträgt etwa 269 Mrd. EUR. Nordrhein-Westfalens Anteil von 81,5 Mrd. EUR macht etwa 30 % dieser Summe aus und fällt damit überproportional hoch zum nordrhein-westfälischen Bevölkerungsanteil mit 23 % aus. Auch Hessens integrierte kommunale Schulden in Höhe von 32,3 Mrd. EUR steuern mit 12 % mehr zum Schuldenvolumen bei, als der Bevölkerungsanteil von 8 % vermuten ließe.

Umgekehrt ist die Situation in Bayern und Baden-Württemberg. Obwohl beide Flächenländer mit 29,6 Mrd. EUR bzw. 30,9 Mrd. EUR nur jeweils etwa 11 % zum Schuldenvolumen der integrierten kommunalen Schulden beitragen, liegt deren Bevölkerungsanteil bei 17 % bzw. 14 %.

Abbildung b stellt die Pro-Kopf-Verschuldung nach der integrierten Modellrechnung dar. Im Durchschnitt sind deutsche Kommunen mit 3 519 EUR pro Kopf verschuldet. Unter den acht unterdurchschnittlich verschuldeten Flächenländern sticht Bayern mit der geringsten Pro-Kopf-Verschuldung von 2 378 EUR besonders hervor. Werden nur die Schulden der Kernhaushalte und der Beteiligungen an Extrahaushalten berücksichtigt, weisen allerdings Sachsen, Baden-Württemberg und Brandenburg eine niedrigere Verschuldung als Bayern auf. Die relativ geringen Schulden der Beteiligungen an sonstigen FEU kompensieren aber für Bayern diesen Effekt. Schleswig-Holstein hat die geringste Pro-Kopf-Verschuldung über Beteiligungen an sonstigen FEU.

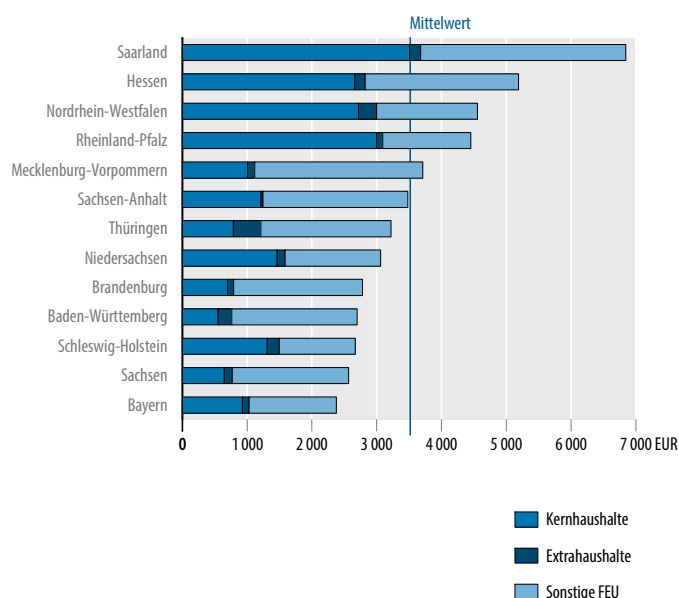
Die fünf überdurchschnittlich verschuldeten Flächenländer werden vom Saarland mit einer Pro-Kopf-Verschuldung von 6 844 EUR „angeführt“. Die Pro-Kopf-Verschuldung über Kernhaushalte und über Beteiligungen an sonstigen FEU der Gemeinden und Gemeindeverbände ist im Saarland jeweils bundesweit die höchste.

1 | Ergebnisse der integrierten kommunalen Schulden¹

Flächenland	Öffentliche Schulden insgesamt		Davon			Ein- wohner
			Kern- haushalt	Extra- haushalte	sonstige FEU	
	Mill. EUR	je Einwohner in EUR				1 000
Baden-Württemberg.....	29 648	2 698	548	210	1 940	10 989
Bayern.....	30 857	2 378	922	106	1 350	12 976
Brandenburg.....	6 942	2 779	694	94	1 991	2 498
Hessen.....	32 325	5 189	2 661	159	2 369	6 229
Mecklenburg- Vorpommern.....	5 975	3 709	1 000	112	2 597	1 611
Niedersachsen.....	24 381	3 062	1 461	124	1 477	7 963
Nordrhein-Westfalen.....	81 511	4 555	2 719	281	1 555	17 894
Rheinland-Pfalz.....	18 116	4 451	2 997	96	1 357	4 070
Saarland.....	6 813	6 844	3 508	169	3 167	995
Sachsen.....	10 466	2 567	644	122	1 801	4 077
Sachsen-Anhalt.....	7 757	3 479	1 211	28	2 240	2 230
Schleswig-Holstein.....	7 711	2 671	1 305	191	1 175	2 887
Thüringen.....	6 940	3 223	785	423	2 014	2 153
Insgesamt	269 442	3 519	1 628	179	1 712	76 573

¹ Stand 31.12.2017

b | Integrierte kommunale Schulden pro Kopf nach Ländern 2017



Die Ergebnisse unterstreichen somit, wie wichtig der Einbezug der sonstigen FEU in den Schuldenvergleich ist.

Abbildung c gibt die Verteilung der integrierten kommunalen Schulden auf die Schalen des Öffentlichen Bereichs wieder. Im Durchschnitt werden in Deutschland 46 % der Schulden von den kommunalen Kernhaushalten aufgenommen. In Baden-Württemberg ist der Anteil mit 20 % am niedrigsten und in Rheinland-Pfalz mit 67 % am höchsten. Beteiligungen an Extrahaushalten tragen deutschlandweit zu 5 % des Schuldenvolumens bei. In Sachsen-Anhalt machen sie nur 1 % aus, in Thüringen aber 13 %. Wesentlich bedeutender für die integrierten kommunalen Schulden sind die Beteiligungen an sonstigen FEU. Insgesamt beträgt ihr Anteil am Schuldenvolumen 49 %. Den geringsten Anteil haben sie in Rheinland-Pfalz mit 30 % und den höchsten in Baden-Württemberg mit 72 %.

Die Datengrundlage dieser zusammenfassenden Auswertung und detaillierte Einzelergebnisse auf einzelgemeindlicher Ebene beziehungsweise als Aggregat der Kreis- und Verwaltungsgemeinschaftsregionen können im Tabellenband „Integrierte Schulden der Gemeinden und Gemeindeverbände – Anteilige Modellrechnung für den interkommunalen Vergleich – Stand: 31.12.2017“, der als Excel-Datei zum kostenfreien Download zur Verfügung steht, nachgelesen werden. Dort wird für jede Gemeinde bzw. jeden Gemeindeverband die Verschuldung (= Schulden beim nicht-öffentlichen Bereich) über den Kernhaushalt sowie über die Anteile an Extrahaushalten und sonstigen FEU ausgewiesen. Bei

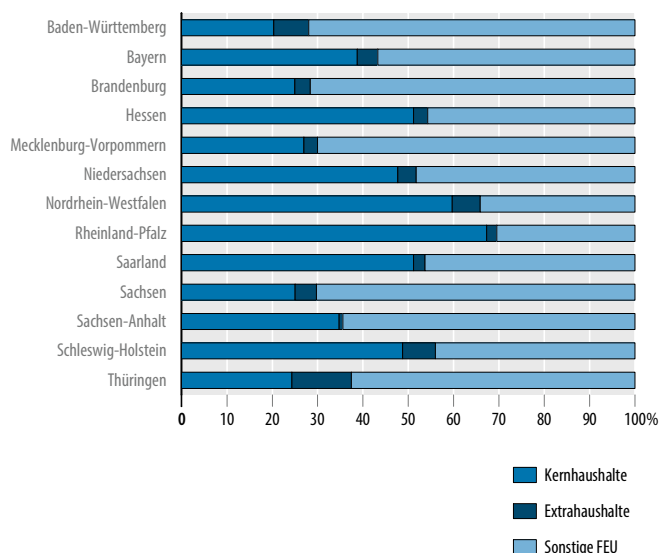
den Extrahaushalten und den sonstigen FEU erfolgt zudem eine Unterteilung nach der Höhe der Beteiligung des konkreten Kernhaushaltes an dieser Einheit. Ergänzt wird die Tabelle um den Ausweis der jeweiligen Verwaltungsform, des amtlichen Regionalschlüssels, der Einwohnerzahl sowie der daraus resultierenden Pro-Kopf-Verschuldung.

5 Auswertungsergebnisse für die Kommunen des Landes Brandenburg

In diesem Abschnitt werden einige Ergebnisse der integrierten Schulden für die Gemeinden und Gemeindeverbände des Landes Brandenburg näher untersucht. Dem angesprochenen Tabellenband können auch Ergebnisse für einzelne Kommunen und Gemeindeverbände entnommen werden.

Am 31.12.2017 betrugen die Schulden der Gemeinden und Gemeindeverbände Brandenburgs sowie die ihrer unmittelbaren und mittelbaren Beteiligungen beim nicht-öffentlichen Bereich nach der integrierten Modellrechnung 6,9 Mrd. EUR. Dieser Betrag setzt sich aus den Schulden der Kernhaushalte von 1,7 Mrd. EUR, den anteiligen Schulden der Extrahaushalte von 236 Mill. EUR und den anteiligen Schulden der sonstigen FEU von 5,0 Mrd. EUR zusammen. Bei den sonstigen FEU stammen 3,4 Mrd. EUR Schulden von Einheiten, an denen die Kommunen zu 100 % beteiligt sind. Im Durchschnitt ergibt sich für Brandenburg eine Pro-Kopf-Verschuldung von 2779 EUR, davon 694 EUR durch den Kernhaushalt, 94 EUR durch die Extrahaushalte und 1991 EUR durch die Beteiligung an sonstigen FEU. Verglichen mit den anderen Bundesländern liegen die Werte

c | Verteilung der integrierten kommunalen Schulden des Öffentlichen Bereichs 2017



2 | Ergebnisse der integrierten kommunalen Schulden für die Kommunen des Landes Brandenburg 2017¹

Kreisfreie Städte und Landkreise	Öffentliche Schulden insgesamt		Davon			Ein- wohner
			Kern- haushalt	Extra- haushalte	sonstige FEU	
	1 000 EUR	je Einwohner in EUR				
Brandenburg						
an der Havel.....	326 747	4 550	2 278	50	2 221	71 815
Cottbus.....	628 889	6 249	2 722	135	3 392	100 637
Frankfurt (Oder).....	295 882	5 079	2 208	96	2 775	58 255
Potsdam.....	933 805	5 391	416	1 130	3 844	173 228
Barnim.....	418 295	2 324	233	19	2 071	180 006
Dahme-Spreewald.....	303 537	1 825	389	0	1 436	166 296
Elbe-Elster.....	210 137	2 027	518	7	1 502	103 676
Havelland.....	287 737	1 795	422	0	1 373	160 274
Märkisch-Oderland.....	336 472	1 752	366	10	1 376	192 080
Oberhavel.....	385 588	1 844	134	0	1 710	209 114
Oberspreewald-Lausitz.....	360 209	3 228	467	–	2 761	111 605
Oder-Spree.....	504 726	2 819	1 077	5	1 737	179 024
Ostprignitz-Ruppin.....	327 842	3 297	569	6	2 722	99 450
Potsdam-Mittelmark.....	406 983	1 913	417	–	1 496	212 740
Prignitz.....	159 561	2 059	344	125	1 590	77 486
Spree-Neiße.....	379 686	3 266	1 218	–	2 047	116 260
Teltow-Fläming.....	356 364	2 155	789	–	1 366	165 375
Uckermark.....	319 980	2 652	670	–	1 982	120 637
Insgesamt	6 942 441	2 779	694	94	1 991	2 497 958

1 Stand 31.12.2017

weit unterhalb des Durchschnitts von 3519 EUR pro Person insgesamt. Dagegen liegt die Pro-Kopf-Verschuldung der Brandenburger Gemeinden und Gemeindeverbände durch die Beteiligungen an sonstigen FEU deutlich über dem Bundesdurchschnitt von 1712 EUR.

31,5% der kommunalen Schulden Brandenburgs entfallen auf die kreisfreien Städte. Bei den Schulden des Kernhaushalts haben die kreisfreien Städte einen Anteil von 36,8%, bei den Extrahaushalten beträgt der Anteil 92,7% und bei den sonstigen FEU 26,7%.

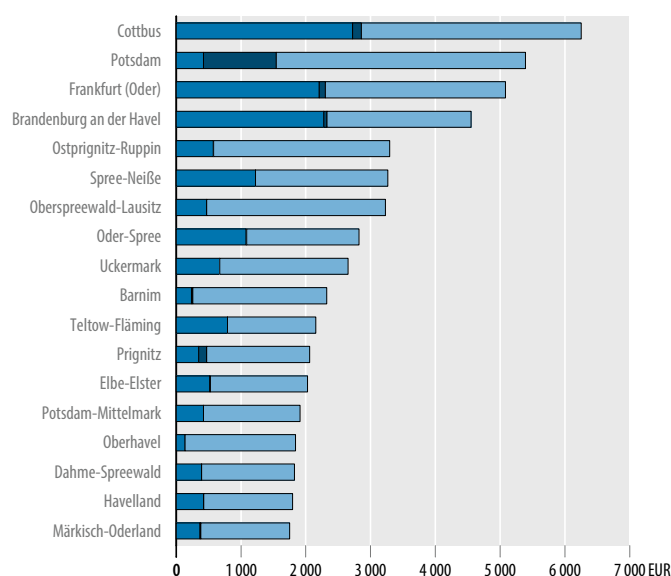
Die kreisfreien Städte weisen zum 31.12.2017 insgesamt Schulden in Höhe von 2,2 Mrd. EUR aus. Die Landeshauptstadt Potsdam hat mit 934 Mill. EUR den höchsten Schuldenstand unter den kreisfreien Städten. Bezogen auf die Pro-Kopf-Verschuldung wird Potsdam mit 5391 EUR pro Einwohner noch von der Stadt Cottbus übertroffen. Cottbus hat Gesamtschulden in Höhe von 629 Mill. EUR bzw. 6249 EUR pro Kopf.

Die Schulden der Gemeinden und Gemeindeverbände – ohne die kreisfreien Städte – betragen insgesamt 4,8 Mrd. EUR. Die Schulden des Kreisgebietes beziehungsweise des Landkreises⁴ Oder-Spree sind mit 505 Mill. EUR absolut am höchsten. Auf jede Person der Bevölkerung entfallen dabei durchschnittlich 2819 EUR Schulden. Die höchste Pro-Kopf-Verschuldung weist der Landkreis Ostprignitz-Ruppin mit 3297 EUR pro Kopf aus, obwohl sich absolut betrachtet lediglich 328 Mill. EUR Schulden ergeben. Fünf der 14 Landkreise weisen schuldenfreie Extrahaushalte auf.

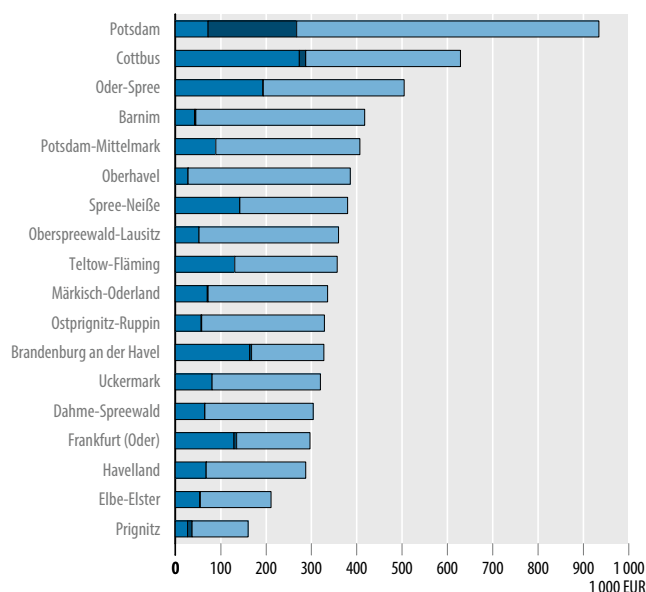
Tabelle 2 enthält analog zu den bundesweiten Ergebnissen in Tabelle 1 die Ergebnisse nach Verwaltungsbezirken für Brandenburg.

Die Abbildungen d bis f veranschaulichen die Ergebnisse in absoluter Höhe, als Pro-Kopf-Schulden und als prozentuale Darstellung für die Verwaltungsbezirke des Landes Brandenburg. Alle Abbildungen stellen zudem die Verteilung auf die Schalen gemäß Schalenkonzept dar.

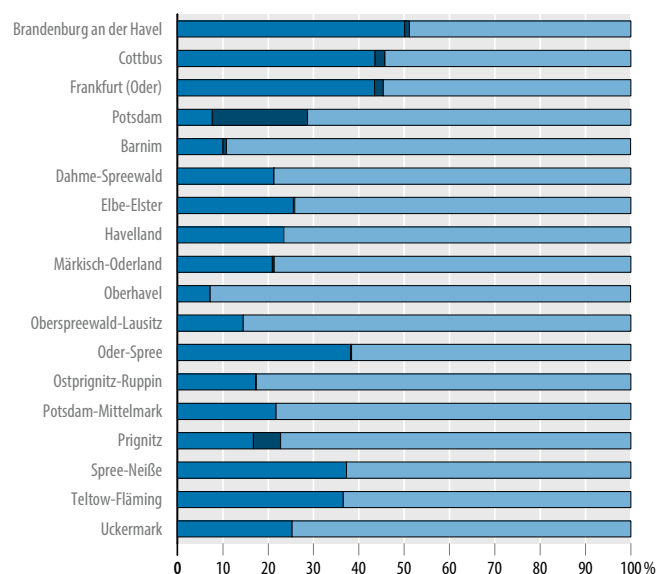
e | Vergleich integrierter kommunaler Schulden der Verwaltungsbezirke des Landes Brandenburg pro Kopf 2017



d | Vergleich integrierter kommunaler Schulden der Verwaltungsbezirke des Landes Brandenburg 2017



f | Verteilung integrierter kommunaler Schulden der Verwaltungsbezirke des Landes Brandenburg 2017



⁴ Landkreis oder Kreisgebiet = Landkreisverwaltung + amtsfreie Gemeinden + Amtsverwaltungen + amtsangehörige Gemeinden.

■ Kernhaushalte
■ Extrahaushalte
■ Sonstige FEU

Der Kernhaushalt der kreisfreien Stadt Brandenburg an der Havel weist mit über 50 % den größten Anteil an den kommunalen integrierten Schulden nach Verwaltungsbezirken auf. Der kleinste Anteil der Schulden des Kernhaushalts ergibt sich mit rund 7,2 % im Landkreis Oberhavel. Hier entfallen 92,7 % der Schulden auf die Beteiligungen an sonstigen FEU.

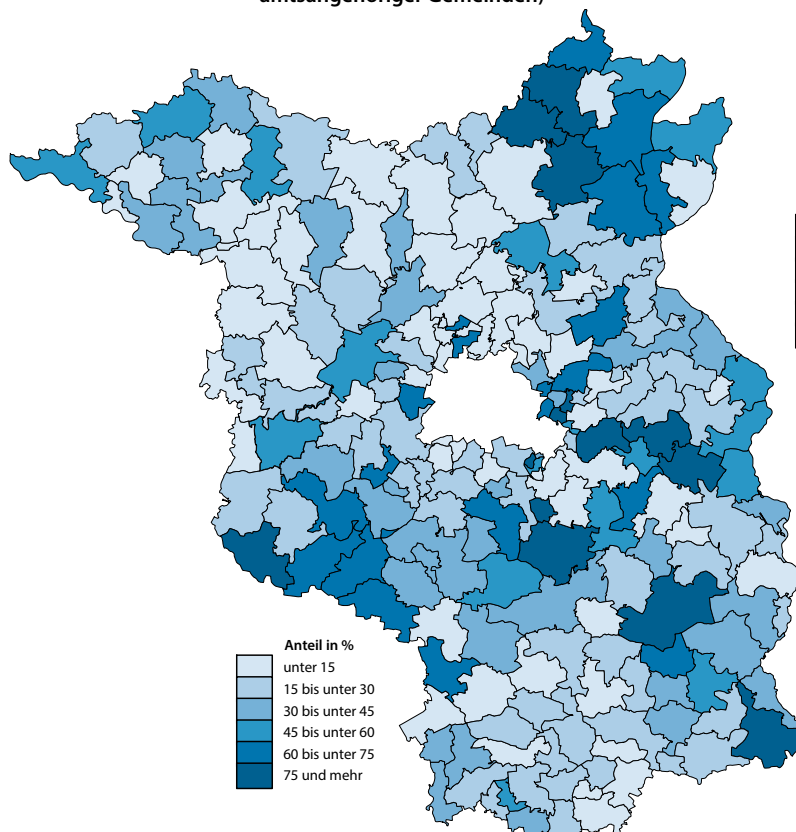
Die Karten in den Abbildungen g und h beinhalten die Ergebnisse in tieferer regionaler Gliederung. Dargestellt sind die Ergebnisse für kreisfreie Städte, amtsfreie Gemeinden und Ämter des Landes Brandenburg, wobei die Ämterergebnisse jeweils die Amtsverwaltungen und die amtsangehörigen Gemeinden umfassen.

Bei den Landkreisverwaltungen allein summierten sich am 31.12.2017 die Schulden auf insgesamt 429 Mill. EUR. Mit 61 Mill. EUR waren sie im Landkreis Ostprignitz-Ruppin am höchsten. Pro Kopf ergaben sich dort Schulden in Höhe von 610 EUR, wobei die Schulden des Kernhaushalts 18,1 % der Schulden des Öffentlichen Bereiches des Landkreises ausmachten. Die Landkreisverwaltung Spree-Neiße für sich betrachtet hatte mit 13 Mill. EUR die geringsten Schulden. Über zwei Drittel der Schulden entstanden durch den Kernhaushalt und rund ein Drittel durch die Anteile an sonstigen FEU.

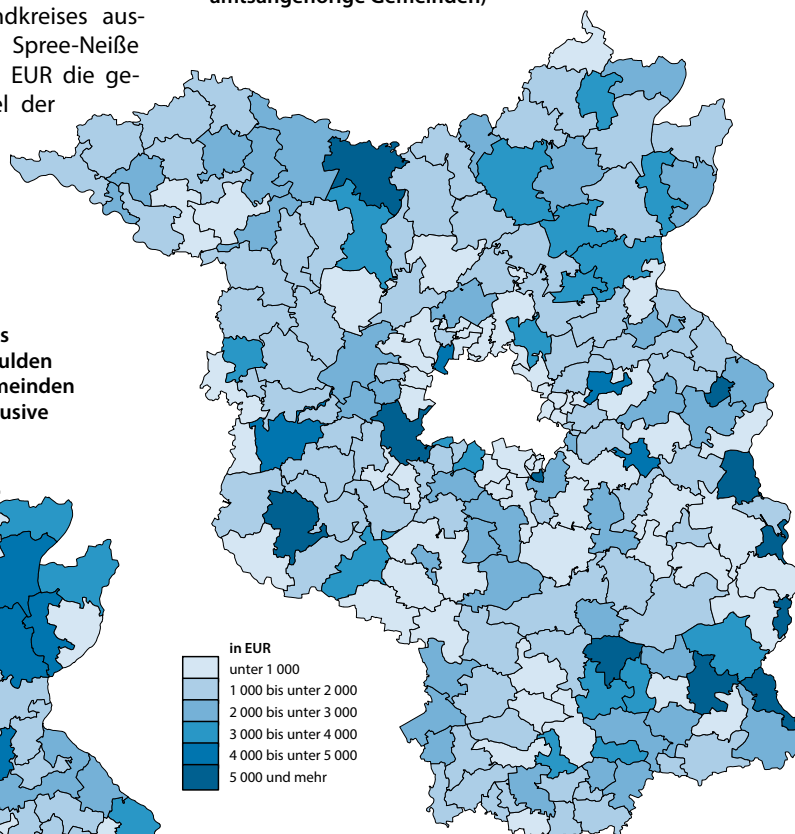
Die Extrahaushalte wiesen keine Schulden beim nicht-öffentlichen Bereich auf. Dagegen hatte die Landkreisverwaltung Potsdam-Mittelmark selbst sowie durch seine Extrahaushalte keine Schulden. Die ausgewiesenen 22 Mill. EUR Schulden entstanden nur durch Beteiligungen an sonstigen FEU, darunter aber 77,6 % aufgrund von FEU, an denen der Kreishaushalt zu 100 % beteiligt war.

Die amtsfreien Gemeinden vereinten mit ihren Beteiligungen 3,7 Mrd. EUR Schulden auf sich. Pro Kopf ergaben sich 2146 EUR Schulden. Die amtsfreien Kommunen des Landkreises Oder-Spree wiesen mit 434 Mill. EUR in der Summe den höchsten Schuldenstand aus. Der Schuldenstand pro Kopf betrug 3302 EUR. Der mit 119 Mill. EUR niedrigste absolute Schuldenstand summierte sich auf die amtsfreien

g Anteil der Schulden des Kernhaushalts an den integrierten kommunalen Schulden der kreisfreien Städte, amtsfreien Gemeinden und Ämter 2017 (Amtsverwaltung inklusive amtsangehöriger Gemeinden)



h Integrierte kommunale Pro-Kopf-Schulden der kreisfreien Städte, amtsfreien Gemeinden und Ämter 2017 (Amtsverwaltung inklusive amtsangehöriger Gemeinden)



Gemeinden des Landkreises Prignitz. Pro Kopf ergab sich bei den amtsfreien Gemeinden des Landkreises Havelland mit 1624 EUR der geringste Schuldenstand.

Für die Ämter und ihre Gemeinden errechneten sich 2017 insgesamt 581 Mill. EUR Schulden. Rund 59,7% beruhten auf Beteiligungen an sonstigen FEU.

Über 88,3% der Schulden aus den Beteiligungen an sonstigen FEU waren kleine Beteiligungen unter 50%, also Minderbeteiligungen der Gemeinden und Gemeindeverbände. In der Summe waren die Ämter im Landkreis Spree-Neiße mit 98,8 Mill. EUR bzw. mit 3200 EUR pro Kopf am höchsten verschuldet. Die wenigsten Schulden der Ämter summierten sich im Landkreis Teltow-Fläming mit 12,9 Mill. EUR. Pro Kopf waren die Ämter im Landkreis Oder-Spree mit 1003 EUR am geringsten verschuldet.

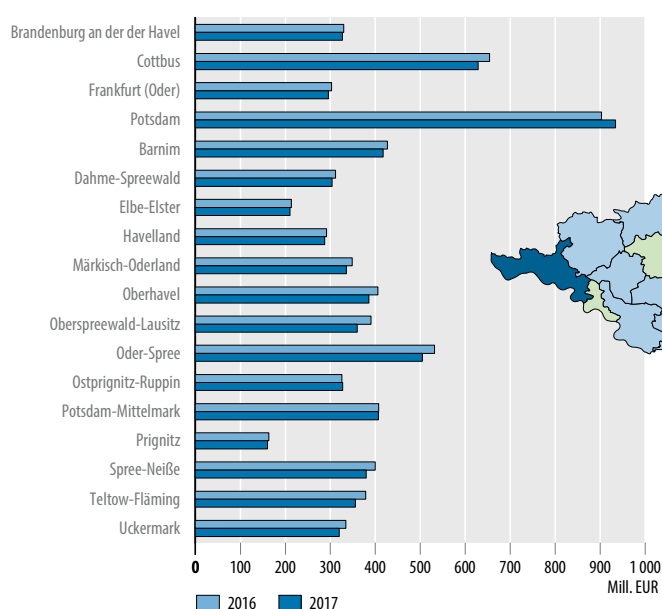
Am 31.12.2017 entfielen im Land Brandenburg insgesamt 136 Mill. EUR Schulden auf Anteile privater (nicht-öffentlicher) Eigner und wurden damit nicht auf die Kommunen aufgeteilt.

Im Vergleich zum Vorjahr sind die kommunalen integrierten Schulden des Landes Brandenburg um 182 Mill. EUR oder 2,6% gesunken. Auf der Ebene der Verwaltungsbezirke verzeichneten einzig die Landeshauptstadt Potsdam mit +31 Mill. EUR und der Landkreis Ostprignitz-Ruppin mit +1 Mill. EUR Schul-

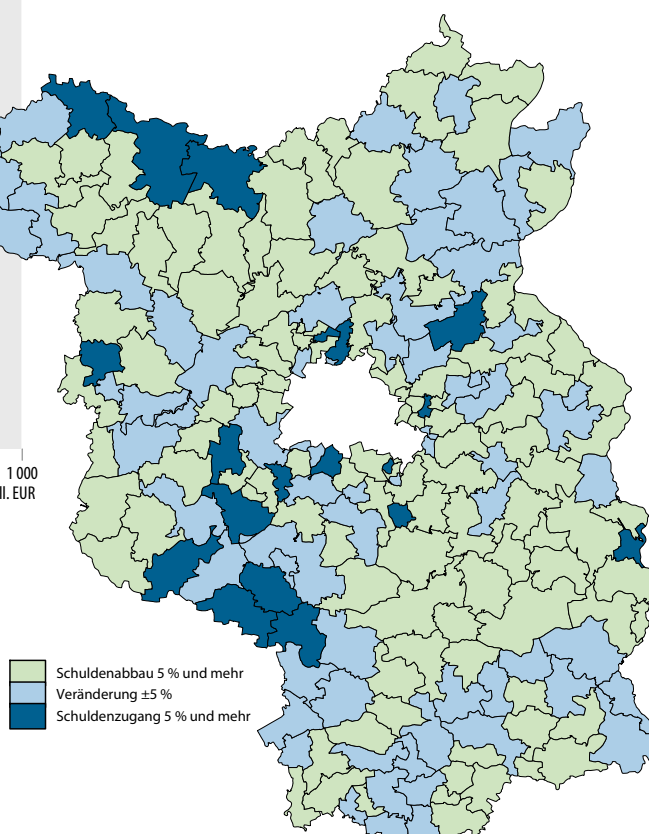
denerhöhungen. Alle anderen Verwaltungsbezirke bauten Schulden ab. Den größten Schuldenrückgang wiesen die Landkreise Oberspreewald-Lausitz mit -30 Mill. EUR und Oder-Spree mit -27 Mill. EUR auf (Abbildung i).

Abbildung j veranschaulicht die regionale Verteilung der Veränderung des kommunalen integrierten Pro-Kopf-Schuldenstands für die kreisfreien Städte, amtsfreien Gemeinden und Ämter des Landes Brandenburg, wobei die Veränderung der Pro-Kopf-Verschuldung sowohl von der Veränderung des Schuldenstands als auch von Veränderungen der Bevölkerungszahl beeinflusst wird. Insgesamt wiesen mehr als die Hälfte der regionalen Gebietseinheiten (112 von 200) einen Schuldenabbau pro Kopf um 5% und mehr auf. Lediglich 20 kreisfreie Städte, amtsfreie Gemeinden und Ämter mussten ihren Pro-Kopf-Schuldenstand im Vergleich zum Vorjahr um 5% oder mehr erhöhen. Gut ein Drittel der Gebietseinheiten hatte Pro-Kopf-Schuldenveränderungen von $\pm 5\%$. Den größten relativen Pro-Kopf-Zuwachs verzeichnete die amtsfreie Gemeinde Bestensee, die den Schuldenstand je Person von 692 EUR auf 1105 EUR erhöhte. Umgekehrt verringerte die amtsfreie Gemeinde Ahrensfelde ihre Pro-Kopf-Verschuldung relativ am stärksten von 265 EUR im Vorjahr auf 119 EUR am 31.12.2017.

i | Integrierte kommunale Schulden nach Verwaltungsbezirken des Landes Brandenburg 2016 und 2017



j | Veränderung der integrierten kommunalen Pro-Kopf-Schulden der kreisfreien Städte, amtsfreien Gemeinden und Ämter 2017 gegenüber dem Vorjahr (Amtsverwaltung inklusive amtsangehöriger Gemeinden)



6 Zusammenfassung und Ausblick

Die Auswertung der integrierten Schulden liefert durch die Berücksichtigung aller unmittelbaren und mittelbaren Beteiligungen der Kommunen einen wichtigen ergänzenden Beitrag zu aktuellen Themen wie Schuldenbremse, Konsolidierungsberichten und Diskussionen über ausgeglichene Haushalte. Durch die neue Herangehensweise werden durch Ausgliederungsentscheidungen verursachte Unterschiede im Schuldenstand zum großen Teil nivelliert. Die Datenbasis hierfür liefern korrekte und qualitativ hochwertige Datenerhebungen für die einzelnen Ebenen des Schalenkonzepts und parallel die ständige Pflege und Aktualisierung des Berichtskreises. Vor allem die vollständige Erfassung der sonstigen FEU stellt die Statistischen Ämter vor Herausforderungen. Mit der Vervollständigung der Datenbasis und einer kontinuierlichen Veröffentlichung der Ergebnisse sind zukünftig auch Vorjahresvergleiche und die Betrachtung der Entwicklungen über längere Zeiträume möglich.

Für die Weiterentwicklung der Methodik besteht Potenzial beispielsweise durch die Verfeinerung oder Anpassung der Rückrechnung spezieller Eigenkonstellationen (sogenannte Zirkelkonstellationen) oder die zusätzliche Einbeziehung der Länderebene. Allerdings wird sich dadurch der Aufwand für die Prüfung und die Plausibilisierung der Ergebnisse in den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder deutlich erhöhen. Die methodische Herangehensweise ist prinzipiell auch auf die Finanzvermögensseite übertragbar. Allerdings werden die Finanzvermögen nur für die Extrahaushalte des Staatssektors statistisch direkt erfasst. Für die sonstigen FEU wären sie nur indirekt und eventuell eingeschränkt über verschiedene andere Statistiken ermittelbar. Ein größeres Projekt sind zudem die Integrationsrechnungen für die kamerale, doppelten und kaufmännischen Jahreserhebungen zu den Einnahmen und Ausgaben über die verschiedenen Rechnungslegungsarten hinweg.

Johanna Barasofsky ist Referentin im Referat *Öffentliche Schulden, öffentliches Vermögen* des Statistischen Bundesamtes.

Sascha Ebigt ist Dezernatsleiter im Dezernat *Öffentliche Finanzen* des Landesamtes für Statistik Niedersachsen.

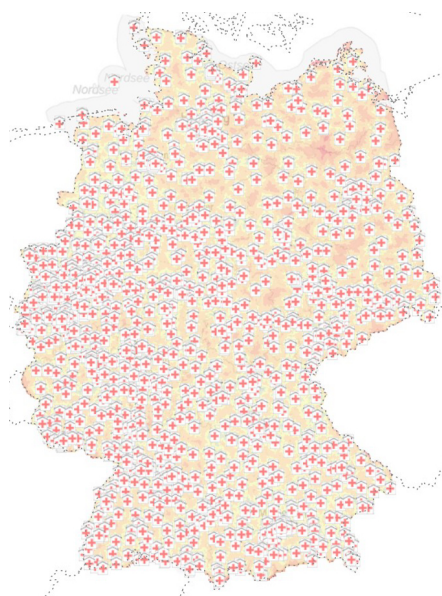
Cathleen Faber ist Referentin im Referat *Finanz- und Personalstatistiken* des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg.

Weiterführende Informationen und Definitionen zu den in den Finanz- und Personalstatistiken und in diesem Beitrag verwendeten Begrifflichkeiten bietet die Publikation *Finanzen und Steuern – Fachbegriffe der Finanz- und Personalstatistiken*. Statistisches Bundesamt (Destatis), 2019.

Neuerscheinung

Krankenhaus-Atlas 2016 online

Im Statistikportal steht mit dem Krankenhaus-Atlas der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder eine neue interaktive Webanwendung zur Nutzung bereit: Dieses Kartenangebot gibt für 2016 einen Überblick über die Wegezeiten von einem beliebigen Standort in Deutschland bis zum nächstgelegenen Krankenhaus. Abrufbar sind die Informationen nach Schwerpunkt-fachabteilungen sowie nach Bundesländern und Regionstypen.



Die Hälfte der Berlinerinnen und Berliner erreicht ein Krankenhaus mit allgemeinen Fachabteilungen nach ungefähr fünf Minuten, im Maximalfall dauert die Fahrt 15 Minuten. Im Flächenland Brandenburg hingegen müssen Erkrankte mit bis zu 45 Minuten Fahrzeit rechnen.

Wegen der geringeren Anzahl an entsprechenden Kliniken fallen die Wegestrecken zu Krankenhäusern mit speziellen Fachabteilungen länger aus als bei allgemeinen Fachabteilungen. Während beispielsweise nur 4 % der Berlinerinnen mehr als 15 Minuten Fahrzeit zum nächsten Krankenhaus für Frauenheilkunde und/oder Geburtshilfe benötigen, ist nach Ablauf dieser Zeit noch die Hälfte der Brandenburgerinnen unterwegs. Allerdings kann es je nach Standort auch bei Berlinerinnen bis zu 45 Minuten dauern, bis ein Krankenhaus mit dem Schwerpunkt Frauenheilkunde und/oder Geburtshilfe erreicht ist. Nach dieser Zeit sind auch nahezu alle Brandenburgerinnen in einem solchen Krankenhaus angekommen.

Die angegebene Wegezeit bezieht sich auf die Fahrzeit in einem Pkw bei ungestörter Verkehrslage. Grundlage für die Berechnung der Fahrzeit zu den Krankenhäusern ist der Straßendatenbestand des offenen Gemeinschaftsprojektes OpenStreetMap (OSM); die tatsächlichen Fahrzeiten können von den abgebildeten Modellgrößen abweichen.

Kartografische Analysen lassen sich auch für Krankenhäuser mit psychiatrischen/psychosomatischen Fachabteilungen oder mit Fachabteilungen der Basisversorgung sowie mit Versorgungsangeboten für Kinder und Jugendliche beziehungsweise für ältere Menschen durchführen.

Erreichbarkeits-Diagramme für bundeslandbezogene Erreichbarkeiten der unterschiedlichen Krankenhausarten runden das interaktive Angebot des Krankenhaus-Atlas 2016 ab. Hier können schnell und übersichtlich gleiche Regionstypen (z. B. Brandenburg als ausschließlich ländliche Region mit ländlichen Regionen in anderen Bundesländern) verglichen werden.

Den Krankenhaus-Atlas 2016 sowie Erläuterungen zur verwendeten Methodik finden Sie unter <https://krankenhausatlas.statistikportal.de/>.

Historisches

100 Jahre Frauenwahlrecht in Deutschland

von Iris Hoßmann-Büttner

Wahlrechtsreform von 1918 besiegelte Wahlrecht für Frauen

Am 12. November 1918 wurde vom Rat der Volksbeauftragten das gleiche, geheime, direkte, allgemeine Wahlrecht für alle deutschen Männer und Frauen ab einem Alter von 20 Jahren ausgerufen. Zu der Zeit stand das Land unter starkem politischen Druck – die Novemberrevolution von 1918/19 führte in der Endphase des Ersten Weltkrieges zum Sturz der Monarchie im Deutschen Reich. Der Rat der Volksbeauftragten – als provisorische Revolutionsregierung – schrieb Wahlen zu einer verfassungsgebenden Nationalversammlung aus, die am 19. Januar 1919 stattfanden und den Frauen erstmals auf nationaler Ebene die Wahlbeteiligung ermöglichten.

Mit der Wahlrechtsreform gingen drei Neuerungen einher: Das Wahlalter wurde von 25 auf 20 Jahre herabgesetzt, Soldaten an der Front konnten per Briefwahl ihre Stimme abgeben und allen Frauen wurde das aktive und passive Wahlrecht zugesprochen. Letzterem war eine starke Frauenbewegung vorausgegangen, die sich neben den Forderungen nach Bildung, Arbeit und (freier) Berufswahl auch die politische Mitbestimmung und damit das Frauenwahlrecht zum Ziel gesetzt hatte [1]. Bis 1908 war es den Frauen in Preußen verboten, sich in politischen Parteien und in Organisationen über politische Themen zu beraten. Wenige Jahre zuvor war die Teilnahme an derartigen Veranstaltungen nur in gesondert gekennzeichneten Bereichen geduldet und dies nur als Zuhörerinnen [2].

Zahl der Wahlberechtigten um ein Dreifaches angestiegen

Die Auswirkungen der Wahlrechtsreform waren in der Vorbereitung und der Durchführung der Wahl am 19. Januar 1919 deutlich spürbar. Durch Kriegswirren waren die Wahlberech-

tigten schwierig zu ermitteln oder für die Zusendung der Wahlunterlagen nicht erreichbar. Gleichzeitig verdreifachte sich die Anzahl der Wahlberechtigten durch die Zulassung der unter 25-Jährigen und das eingeführte Frauenwahlrecht. Waren im Wahlkreis Berlin zur Wahl im Jahr 1912 rund 524 000 Wahlberechtigte zugelassen, erhöhte sich deren Zahl auf knapp 1,4 Mill. – wovon über die Hälfte weiblich war. Bei der Wahl zur Deutschen Nationalversammlung 1919 handelte es sich somit bei den Wahlberechtigten mehrheitlich um Erstwählerinnen und -wähler.

Hohe Wahlbeteiligung der Frauen – in allen Altersjahren

Die Frauen nahmen ihr neu eingeführtes Wahlrecht in großem Umfang wahr, was für die Wahl am 19. Januar 1919 teils stundenlanges Warten vor den Wahllokalen bedeutete. Im Wahlkreis Berlin gaben 82,2 % aller wahlberechtigten Frauen (80,8 % der Männer) ihre Stimme ab. Im 4. Wahlkreis Potsdam I, welcher von Prenzlau über Brandenburg an der Havel bis nach Luckenwalde reichte, lag die Wahlbeteiligung sogar bei 85,1 % (84,9 % der Männer). Dass die Frauen von ihrem Wahlrecht stärker Gebrauch machten als die Männer, war nicht in allen Wahlkreisen der Fall. So wies der Wahlkreis 30 mit Wahlgebieten rund um die Städte Chemnitz, Zwickau und Plauen eine männliche Wahlbeteiligung von 84,8 % auf, während die der Frauen knapp drei Prozentpunkte darunter lag [3].

Dass es sich hierbei dennoch um eine sehr hohe Beteiligung handelt, zeigt der Blick auf die Bundestagswahl am 24. September 2017: In Berlin gingen 75,9 % der wahlberechtigten Frauen zur Wahl, während dies für 75,3 % der Männer der Fall war [4]. Etwas niedriger fiel hier die Wahlbeteiligung in Brandenburg aus – Frauen mit 73,8 % und Männer mit 73,6 % [5].

Bei den Frauen zeigte sich über alle Altersgruppen hinweg eine hohe Wahlbeteiligung. Besonders bei den jüngeren Personen nahmen mehr Frauen als Männer ihr Wahlrecht in Anspruch – und dies durchweg in allen Wahlkreisen des Deutschen Reiches. Im Wahlkreis 5, welcher das Gebiet rund um die Städte Teltow und Beeskow umschloss, führte die hohe Wahlbeteiligung der Frauen zwischen 21 und 25 Jahren¹ von 85,3 % im Vergleich zur Beteiligung der Männer von 69,4 % zu einem deutlichen Ungleichgewicht zugunsten der Frauen: Auf 100 abgegebene Stimmen der Männer kamen 217 Stimmen der Frauen. Dies ist nicht nur auf das große Interesse der Frauen an der Wahl zurückzuführen, sondern auch auf den Umstand, dass sich besonders die Männer in den jüngeren Jahren im Heeresdienst oder in Kriegsgefangenschaft befanden und somit nicht von ihrem Wahlrecht Gebrauch machen konnten.

¹ Die 20-Jährigen werden in der Übersicht 8 in Abbildung a gesondert betrachtet.

Weibliche Abgeordnete ziehen in das Parlament ein

Neben dem aktiven Wahlrecht, welches die Stimmabgabe beinhaltet, galt nach der Wahlrechtsreform auch das passive Wahlrecht und somit die Möglichkeit für Frauen, sich als Kandidatinnen zur Wahl zu stellen. Im Wahlkreis Berlin stellten sich 20 Frauen zur Wahl. Somit war jeder fünfte Wahlvorschlagsträger weiblich. Abgeordnete wurde jedoch nur eine Frau, Luise Zietz, welche für die Unabhängige Sozialdemokratische Partei Deutschlands (USPD) antrat und als Beruf Parteisekretärin angab. In den Wahlkreisen 4 und 5 fanden sich 19 Frauen unter den insgesamt 116 Bewerberinnen und Bewerber, von denen drei ein Mandat erhielten [3].

Rund 14 Jahre später wurde das aktive und passive Frauenwahlrecht mit der Ernennung Adolf Hitlers zum Reichskanzler beendet und erst wieder nach dem Zweiten Weltkrieg eingeführt [2].

Iris Hoßmann-Büttner ist Referentin in der Stabsstelle Analysen und Digitale Transformation des Amtes für Statistik Berlin-Brandenburg.

a | Wahlbeteiligung nach Geschlecht und Alter bei den Wahlen zur verfassungsgebenden Deutschen Nationalversammlung am 19. Januar 1919

Die Wahlen zur verfassungsgebenden Deutschen Nationalversammlung am 19. Januar 1919

29

Übersicht 8

Die Wahlbeteiligung nach Geschlecht und Alter

Nr. der Wahl- kreise	Von je 100 Wahl- berechtigten überhaupt	Von je 100 männlichen Wahlberechtigten			Von je 100 weiblichen Wahlberechtigten					
		überhaupt	im Alter von			überhaupt	im Alter von			
			20 Jahren	21—25 Jahren	über 25 Jahren		20 Jahren	21—25 Jahren	über 25 Jahren	
hatten sich an der Wahl beteiligt										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1										
2	58,2	57,2	58,6	52,5	57,2	59,0	57,0	57,2	59,4	
3	80,8	79,0	43,7	59,6	82,7	82,2	73,7	76,1	83,4	
4	84,0	84,5	51,4	69,4	88,0	85,1	82,2	85,2	85,2	
5	83,2	82,6	43,4	60,0	86,6	84,9	76,4	75,6	86,7	
6	84,9	86,2	53,4	71,2	89,1	83,9	82,1	84,2	83,9	
7	84,6	86,4	58,5	75,0	88,5	83,1	85,0	86,1	82,6	
8	29,9	29,8	10,7	18,0	31,9	29,9	25,5	26,5	30,7	
9	85,0	83,9	54,4	69,0	86,7	85,9	83,9	84,9	86,1	
10	58,5	60,0	38,3	49,3	62,7	57,2	54,6	55,9	57,8	
11	65,2	66,2	46,8	55,3	68,0	64,4	70,6	64,4	64,2	
12	86,5	85,8	55,0	71,0	89,0	87,0	83,9	85,8	87,2	
13	85,8	85,2	62,2	75,1	87,4	86,2	85,2	88,9	85,9	
14										
15	84,2	83,8	83,2	85,0	83,7	84,4	89,7	85,4	84,1	
16	88,1	88,2	60,2	73,2	91,1	87,9	84,9	87,9	88,1	
17	86,7	84,7	60,2	70,9	87,9	88,5	85,9	87,8	88,7	
18	87,2	86,2	63,4	74,7	88,2	88,2	86,9	86,9	88,4	
19	84,4	84,4	63,7	71,2	87,2	84,2	84,2	82,9	84,6	
20	79,2	83,4	88,4	83,5	83,5	76,4	85,0	77,7	76,0	
21	85,7	86,2	72,8	80,5	87,4	85,2	80,8	83,2	85,7	
22	84,5	83,4	61,2	72,7	85,4	85,5	78,8	81,2	86,5	
23	84,5	83,8	59,6	73,6	85,7	85,4	83,0	82,7	85,9	
24	81,5	81,2	54,0	68,2	84,6	81,6	78,0	79,7	82,1	
25	77,2	80,5	61,6	69,6	82,6	75,0	75,8	78,4	74,4	
26	83,5	84,2	58,8	69,2	87,1	83,0	86,5	84,6	82,6	
27	86,3	89,2	77,1	83,3	90,2	84,0	83,6	83,7	84,0	
28	84,9	84,0	68,1	70,6	86,4	85,7	81,9	83,3	86,2	
29	82,0	78,0	51,5	61,2	81,0	85,6	81,1	82,0	86,2	
30	84,8	86,2	62,6	76,2	88,1	81,9	85,1	83,7	83,5	
31/32	88,7	89,0	67,9	80,7	90,6	88,5	88,9	89,4	88,5	
33	84,3	85,1	64,6	76,5	86,9	83,7	82,9	84,0	83,6	
34	87,2	89,1	64,4	81,6	90,7	85,6	83,4	88,6	85,2	
35	86,9	86,6	54,0	74,1	89,1	87,2	84,8	87,0	87,2	
36										
37	88,7	87,7	63,5	73,6	89,8	89,6	86,7	86,5	90,1	
38 Wahl- kreise	82,4	82,4	59,6	70,5	84,8	82,2	80,5	80,9	82,6	

Quellen

- [1] Braune, A. (2018): Die Parteien und das Frauenwahlrecht im Kaiserreich. Abgerufen am 28.03.2019: <http://www.bpb.de/geschichte/deutsche-geschichte/frauenwahlrecht/278831/die-parteien-und-das-frauenwahlrecht-im-kaiserreich>
- [2] Sturm, G. (2018): Vor 100 Jahren erhielten Frauen in Deutschland das Wahlrecht. Stadtforschung und Statistik: Zeitschrift des Verbandes Deutscher Städtestatistiker, 31(2), 79–87. <https://www.ssoar.info/ssoar/handle/document/60109>
- [3] Statistisches Reichsamt (1920): Vierteljahrshefte zur Statistik des Deutschen Reichs. 1919. Berlin.
- [4] Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (2017): Bundestagswahl 2017 im Land Berlin. Repräsentative Wahlstatistik Statistischer Bericht.
- [5] Amt für Statistik Berlin-Brandenburg (2017): Bundestagswahl 2017 im Land Brandenburg. Repräsentative Wahlstatistik Statistischer Bericht.

Save the date

Statistische Woche

10. bis 13. September 2019

Die Statistische Woche findet in diesem Jahr in Trier und damit in einer der ältesten deutschen Städte statt. Sie wird als gemeinsame Jahrestagung von der Deutschen Statistischen Gesellschaft, der Professur für Wirtschafts- und Sozialstatistik der Universität Trier und dem Verband Deutscher Städtestatistiker unter Beteiligung der Deutschen Gesellschaft für Demographie veranstaltet. Auch die Italienische Statistische Gesellschaft wird mit eigenen Sektionen vertreten sein.

Die Schwerpunkte der Tagung liegen in diesem Jahr auf folgenden Themen:

- Datenjournalismus
- Environmental Statistics
- Mikrosimulationen – Anwendungen und Methoden
- Wohnen

Veranstaltungsort Universität Trier

Die Deutsche Gesellschaft für Demographie leitet eine eigene Sektion zu methodischen Herausforderungen und empirischen Befunden der Todesursachenstatistik.

Für Teilnehmerinnen und Teilnehmer aus der amtlichen Statistik sind der fachliche Austausch mit den nationalen und internationalen Kolleginnen und Kollegen sowie der Erhalt von Impulsen aus der Wissenschaft sehr wertvoll. Das Amt für Statistik Berlin-Brandenburg wird sich daher wie in den vergangenen Jahren aktiv an der Statistischen Woche 2019 beteiligen.

Die Statistische Woche ist eine hervorragende Gelegenheit zum Erfahrungsaustausch mit Kolleginnen und Kollegen aus dem Bereich Statistik, Datennutzerinnen und -nutzern verschiedener Institute und Verbände sowie aus der Politik. Zudem ermöglicht die Veranstaltung, bei den mathematisch-statistischen Methoden auf dem Laufenden zu bleiben, politische und soziale Entwicklungen zu diskutieren und Kontakte für künftige Kooperationen zu knüpfen.

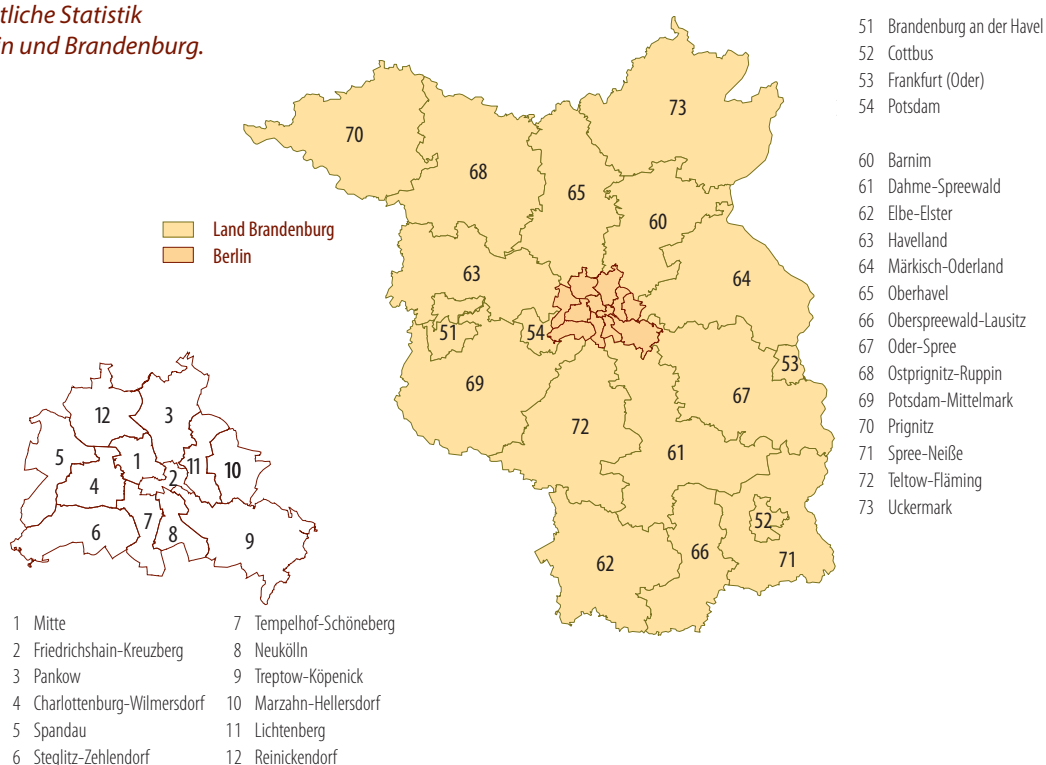
Der diesjährige Redner der Heinz-Grohmann-Vorlesung ist Prof. Bernd Fitzenberger, Inhaber des Lehrstuhls für Ökonometrie an der Humboldt-Universität zu Berlin. Die wie in jedem Jahr einem Statistiker der jüngeren Generation vorbehaltene Gumbel-Vorlesung wird durch Prof. Dr. Axel Bücher vom Mathematischen Institut der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf gehalten. In einem zusätzlich durchgeführten Tutorium werden interessierten Nachwuchswissenschaftlerinnen und Nachwuchswissenschaftlern Kenntnisse zur Durchführung von Small Area Estimations mit dem Statistikpaket R vermittelt.

Weitere Informationen zum Programm der Statistischen Woche 2019 und zur Anmeldung finden Sie unter:

www.statistische-woche.de

- | Wir berichten fachlich unabhängig, neutral und objektiv über die Ergebnisse der amtlichen Statistik.
- | Wir haben den gesetzlichen Auftrag zur Datenerhebung mit der Möglichkeit zur Auskunftspflicht.
- | Wir garantieren die Einhaltung des Datenschutzes.
- | Wir wenden adäquate statistische Methoden und Verfahren an und erhöhen kontinuierlich das erreichte Qualitätsniveau.
- | Wir gewährleisten regionale und zeitliche Vergleichbarkeit unserer Statistiken durch überregionale Kooperation.
- | Wir ermöglichen jedermann Zugang zu statistischen Ergebnissen.

Wir sind der führende Informationsdienstleister für amtliche Statistik in Berlin und Brandenburg.



Unter

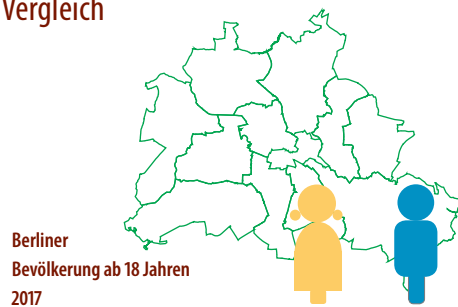
www.statistik-berlin-brandenburg.de

finden Sie einen Überblick über das gesamte Leistungsspektrum des Amtes mit aktuellen Daten, Pressemitteilungen, Statistischen Berichten, regionalstatistischen Informationen, Wahlstatistiken und -analysen.

Die kleinen Unterschiede: Berlin und Brandenburg im Vergleich

Der durchschnittliche Berliner ist am jüngsten, die durchschnittliche Brandenburgerin die Älteste in diesem Vergleich. Unabhängig vom Geschlecht ist das Abitur der am häufigsten vorhandene Schulabschluss in Berlin, in Brandenburg ist es der Realschulabschluss bzw. der Abschluss der 10. Klasse der Polytechnischen Oberschule der DDR. Volljährige männliche Berliner sind am ehesten ledig, während die Berlinerinnen vorwiegend verheiratet sind. In Brandenburg ist die Ehe am häufigsten anzutreffen – bei beiden Geschlechtern. Das höchste Einkommen erzielen Berliner Männer, das niedrigste Brandenburger Frauen. Der Einkommensunterschied zwischen Männern und Frauen beträgt in Berlin 250 EUR, in Brandenburg 200 EUR, beides zugunsten der Männer. Dafür arbeiten Männer sowohl in Berlin als auch in Brandenburg länger als Frauen. Hier liegen die Brandenburger Männer an der Spitze, die Berliner Frauen haben die geringste Wochenarbeitszeit. Sowohl in Berlin als auch in Brandenburg sind Männer mit Kind(ern) unter 6 Jahren im Haushalt öfter erwerbstätig als Männer ohne, bei den Frauen ist es umgekehrt. Nur jede fünfte Brandenburgerin mit Kind(ern) unter 6 Jahren im Haushalt ist nicht erwerbstätig, bei den Berlinerinnen ist es jede Dritte. Zwanzig Jahre zuvor war immerhin die Hälfte der Berlinerinnen mit Kind(ern) unter 6 Jahren im Haushalt nicht erwerbstätig, von den Brandenburgerinnen war es rund ein Drittel.

Im Flächenland Brandenburg ist der PKW das am häufigsten genutzte Verkehrsmittel für den Weg zur Arbeit, unabhängig vom Geschlecht. In Berlin sorgen eher die Männer für den täglichen Verkehrsinfarkt, Frauen bevorzugen die öffentlichen Verkehrsmittel. Sowohl in Brandenburg wie auch in Berlin liegen durchschnittlich 13 cm respektive 15,8 kg zwischen Männern und Frauen, wobei durchschnittliche Berliner und Brandenburger Männer, aber auch die Brandenburgerinnen schon als übergewichtig gelten müssen.



**Berliner
Bevölkerung ab 18 Jahren
2017**

Durchschnittsalter in Jahren	42,9	40,9
häufigster höchster allgemeinbildender Schulabschluss	Abitur	Abitur
häufigster Familienstand	verheiratet	ledig
mittleres Nettoeinkommen in EUR	1 300	1 550
durchschnittliche normale Wochenarbeitszeit von Erwerbstätigen	33,4	37,2
häufigstes Verkehrsmittel zur Arbeitsstätte	Bus/Bahn	PKW
durchschnittliche Körpergröße in m	1,66	1,79
durchschnittliches Körpergewicht in kg	67,4	83,2
durchschnittlicher Body-Mass-Index	24,5	26,0



**Brandenburger
Bevölkerung ab 18 Jahren
2017**

Durchschnittsalter in Jahren	47,4	44,8
häufigster höchster allgemeinbildender Schulabschluss	POS-/Real- schulabschluss	POS-/Real- schulabschluss
häufigster Familienstand	verheiratet	verheiratet
mittleres Nettoeinkommen in EUR	1 225	1 425
durchschnittliche normale Wochenarbeitszeit von Erwerbstätigen	34,1	39,1
häufigstes Verkehrsmittel zur Arbeitsstätte	PKW	PKW
durchschnittliche Körpergröße in m	1,65	1,78
durchschnittliches Körpergewicht in kg	69,6	85,4
durchschnittlicher Body-Mass-Index	25,6	27,1

Erwerbstätigenquoten von Personen im Alter von 20 bis unter 50 Jahren mit und ohne Kind(er) unter 6 Jahren im Haushalt 1996 bis 2017 nach Geschlecht

