



335 Bericht von Michael A. Ribers und Hannes Ullrich

Künstliche Intelligenz und Daten können bei der Eindämmung von Antibiotikaresistenzen helfen

- Maschinelles Lernen auf Basis umfassender Daten kann das Risiko bakterieller Infektionen vorhersagen
- Antibiotikaverschreibungen können durch vorgeschlagene Politikmaßnahmen verringert werden
- In Deutschland sind dafür weitere Bemühungen bei der Digitalisierung von Informationen notwendig

342 Interview mit Hannes Ullrich



343 Bericht von Markus M. Grabka, Jan Goebel und Stefan Liebig

Wiederanstieg der Einkommensungleichheit – aber auch deutlich steigende Realeinkommen

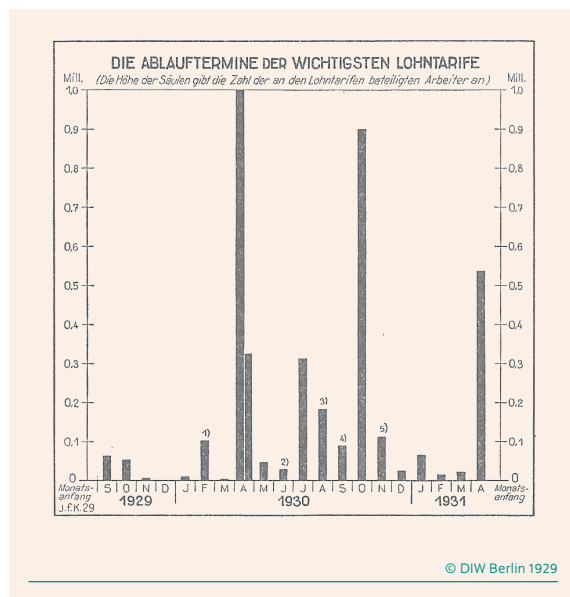
- Verfügbare Haushaltseinkommen steigen im Schnitt um 18 Prozent seit 1991
- Einkommensungleichheit ist seit der Finanzkrise signifikant gestiegen
- Erwerbstätigkeit allein schützt nicht mehr vor Einkommensarmut



356 Kommentar von C. Katharina Spieß

Gute-Kita-Gesetz: Besser Qualitäts- als Gebührenwettbewerb!

Die kommenden Änderungen der Lohntarife



Etwa seit dem Frühjahr 1928 ist die Zahl der tariflichen Lohnabkommen, deren Geltungsdauer größere Zeiträume umfaßt, wieder im Steigen begriffen, nachdem sich in den ersten Jahren nach der Stabilisierung die Geltungsdauer der Tariflöhne gegenüber der Vorkriegszeit stark verkürzt hatte. Nur in wenigen Gewerben sind in den Jahren bis 1928 tarifliche Lohnbindungen zustande gekommen, die länger als ein Jahr in Kraft blieben. Es scheint sich somit gegenwärtig wieder eine ähnliche Entwicklung wie in der Vorkriegszeit anzubahnen, in der die Lohnabkommen auf Grund von Tarifverträgen, soweit solche überhaupt bestanden, im allgemeinen für eine verhältnismäßig lange Zeit (im Holzgewerbe z. B. für drei bis vier Jahre) abgeschlossen wurden.

Aus dem Wochenbericht Nr. 19 vom 7. August 1929

IMPRESSUM



DIW Berlin — Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung e. V.

Mohrenstraße 58, 10117 Berlin

www.diw.de

Telefon: +49 30 897 89-0 Fax: -200

86. Jahrgang 7. Mai 2019

Herausgeberinnen und Herausgeber

Prof. Dr. Tomaso Duso; Prof. Marcel Fratzscher, Ph.D.; Prof. Dr. Peter Haan;
Prof. Dr. Claudia Kemfert; Prof. Dr. Alexander Kriwoluzky; Prof. Dr. Stefan Liebig;
Prof. Dr. Lukas Menkhoff; Dr. Claus Michelsen; Prof. Karsten Neuhoff, Ph.D.;
Prof. Dr. Jürgen Schupp; Prof. Dr. C. Katharina Spieß

Chefredaktion

Dr. Gritje Hartmann; Mathilde Richter; Dr. Wolf-Peter Schill

Lektorat

Felix Weinhardt, Ph.D. (erster Bericht); Prof. Dr. Jan Marcus (zweiter Bericht)

Redaktion

Renate Bogdanovic; Dr. Franziska Bremus; Rebecca Buhner;
Claudia Cohnen-Beck; Dr. Daniel Kemptner; Sebastian Kollmann;
Bastian Tittor; Dr. Alexander Zerrahn

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice, Postfach 74, 77649 Offenburg

leserservice@diw.de

Telefon: +49 1806 14 00 50 25 (20 Cent pro Anruf)

Gestaltung

Roman Wilhelm, DIW Berlin

Umschlagmotiv

© imageBROKER / Steffen Diemer

Satz

Satz-Rechen-Zentrum Hartmann + Heenemann GmbH & Co. KG, Berlin

Druck

USE gGmbH, Berlin

ISSN 0012-1304; ISSN 1860-8787 (online)

Nachdruck und sonstige Verbreitung – auch auszugsweise – nur mit
Quellenangabe und unter Zusendung eines Belegexemplars an den
Kundenservice des DIW Berlin zulässig (kundenservice@diw.de).

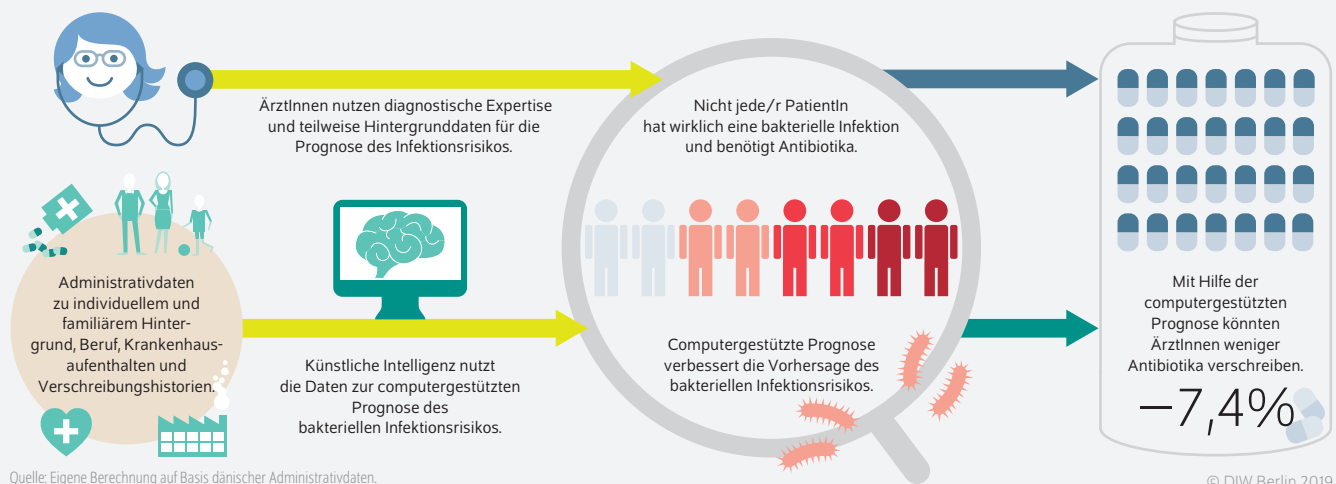
Abonnieren Sie auch unseren DIW- und/oder Wochenbericht-Newsletter
unter www.diw.de/newsletter

Künstliche Intelligenz und Daten können bei der Eindämmung von Antibiotikaresistenzen helfen

Von Michael A. Ribers und Hannes Ullrich

- Untersucht wird, ob Daten und maschinelles Lernen die ärztliche Verschreibungspraxis verbessern können
- Unter Nutzung umfassender administrativer und medizinischer Daten aus Dänemark werden Methoden des maschinellen Lernens und ein ökonomisches Modell verwendet
- Dies ermöglicht die Entwicklung von Verschreibungsregeln zur Reduktion von Fehlverschreibungen von Antibiotika
- Die Gesamtzahl an Verschreibungen für Harnwegsinfekte kann durch die vorgeschlagenen Politikmaßnahmen um 7,4 Prozent verringert werden, ohne die Anzahl behandelter bakterieller Infektionen zu verringern
- In Deutschland kann das große Potential dieser Methode erst durch weitere Bemühungen bei der Digitalisierung von Informationen verwirklicht werden

Maschinelles Lernen kann bakterielle Infektionen vorhersagen und könnte ärztliche Verschreibungen von Antibiotika bei Harnwegsinfektionen um 7,4 Prozent senken



ZITAT

„Unsere Ergebnisse zeigen: Der Einsatz künstlicher Intelligenz kann ein wichtiger Baustein sein im Kampf gegen die Verbreitung von Antibiotikaresistenzen. Denn nur wenn Antibiotika zweckdienlich genutzt, also verschrieben werden, kann ihr therapeutischer Nutzen erhalten bleiben.“

— Hannes Ullrich, Autor der Studie —

MEDIATHEK



Audio-Interview mit Hannes Ullrich
www.diw.de/mediathek

Künstliche Intelligenz und Daten können bei der Eindämmung von Antibiotikaresistenzen helfen

Von Michael A. Ribers und Hannes Ullrich

ABSTRACT

Eine zentrale Strategie, um der Zunahme von Antibiotikaresistenzen entgegenzutreten, ist die Verbesserung der ärztlichen Verschreibungspraxis. Damit sollen Fehlverschreibungen von Antibiotika als eine Hauptursache von Antibiotikaresistenzen vermieden werden. Die zunehmende Verfügbarkeit medizinischer Daten und Methoden des maschinellen Lernens bieten die Chance, schnellere Diagnosen bereitzustellen. In diesem Beitrag wird am Beispiel von Antibiotikaverschreibungen für Harnwegsinfekte in Dänemark dargelegt, wie datenbasierte Vorhersagen die klinische Praxis vor dem Hintergrund von Antibiotikaresistenzen verbessern können. Zu diesem Zweck werden umfassende administrative und medizinische Daten zusammen mit Methoden des maschinellen Lernens und einem ökonomischen Modell verwendet, um Verschreibungsregeln für Antibiotika zu entwickeln. Dabei zeigt sich, dass die Gesamtzahl an Verschreibungen durch die vorgeschlagenen Politikmaßnahmen um 7,42 Prozent verringert werden kann, ohne die Anzahl behandelter bakterieller Infektionen zu verringern. Dies demonstriert das große Potential dieser Methode. In Deutschland kann dieses Potential jedoch erst durch weitere Bemühungen bei der Digitalisierung von Informationen verwirklicht werden. Eine wichtige Rolle spielt die Verknüpfung oft dezentral erhobener und gespeicherter Informationen, die für die IT-Systeme von Arztpraxen und Krankenhäusern verfügbar sein müssen.

In den 1940er Jahren revolutionierte die Entwicklung von Penicillin zur therapeutischen Nutzung die Medizin, ermöglichte neue medizinische Eingriffe und rettete seither Millionen von Menschenleben. Mit der immer stärkeren Verwendung von Antibiotika für medizinische und nicht-medizinische Zwecke – wie zum Beispiel in der Agrarindustrie – trat in den letzten Jahrzehnten das Problem wachsender Antibiotikaresistenzen stärker in den Vordergrund. Multiresistente Bakterien – darunter die weit verbreiteten *Escherichia coli*, *Klebsiella pneumoniae* und *Staphylococcus aureus* – werden wieder zu lebensgefährlichen Risiken. Jedes Jahr verlieren rund 700 000 Menschen weltweit ihr Leben durch nicht behandelbare Infektionen. Die Weltgesundheitsorganisation sieht Antibiotikaresistenzen als eine der größten gesundheitspolitischen Herausforderungen unserer Zeit. So werden die mit resistenten Erregern verbundenen Kosten für das Jahr 2050 auf 100 Billionen US-Dollar prognostiziert.¹ Fehlende finanzielle Anreize zur Entwicklung neuer Antibiotika stellen ein Hauptproblem für das Gesundheitswesen dar, welchem durch angebotsseitige Politikmaßnahmen – wie Subventionen oder Ausnahmeregelungen im Patentsystem – begegnet werden kann.² In der Vergangenheit haben sich jedoch gegen jedes neu entwickelte Antibiotikum Resistenzen entwickelt und dadurch ihren therapeutischen Wert über die Zeit gesenkt. Ein Hauptaugenmerk der Gesundheitspolitik liegt daher auf der ärztlichen Verschreibungspraxis, welche eine Hauptrolle für die Erhaltung des therapeutischen Nutzens vorhandener Medikamente spielt.³

Die hier vorgestellte, vom Europäischen Forschungsrat geförderte Studie am DIW Berlin zeigt am Beispiel von Dänemark, wie eine Politikmaßnahme unter Verwendung umfassender Individualdaten und maschinellen Lernens bei vermuteten Harnwegsinfekten die Anzahl unnötiger Verschreibungen senken und die Anzahl zielführender

¹ Jim O'Neill (2016): Tackling drug-resistant infections globally: final report and recommendations. Review on Antimicrobial Resistance. HM Government and Wellcome Trust: UK (online verfügbar).

² Vgl. Ramanan Laxminarayan et al. (2013): Antibiotic resistance – the need for global solutions, *The Lancet Infectious Diseases*, 13(12), 1057-1098.

³ Vgl. Eili Y. Klein et al. (2018): Global increase and geographic convergence in antibiotic consumption between 2000 and 2015. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(15), E3463-E3470.

Verschreibungen erhöhen kann.⁴ Insbesondere wird gezeigt, dass datenbasierte Vorhersagen so sicher zwischen bakteriellen und nicht-bakteriellen Ursachen unterscheiden können, dass eine Reduktion von rund 7,42 Prozent der getätigten Verschreibungen möglich ist, ohne die Anzahl behandelter bakterieller Infektionen zu verringern. Da dieses Ergebnis auf einer Umverteilung von Verschreibungen basiert, werden auch damit verbundene Risiken diskutiert. Abschließend werden Überlegungen dargestellt, welche Herausforderungen sich für vergleichbare Maßnahmen in Deutschland ergeben.

Verschreibungspraxis begünstigt Entwicklung von Resistenzen

Neben mangelnder Hygiene und dem Einsatz von Antibiotika in der Landwirtschaft ist die Antibiotikaeinnahme von Menschen eine Hauptursache für die Entwicklung und Verbreitung von Bakterien, die gegen bestimmte oder mehrere Wirkstoffe resistent sind. Je mehr Bakterien antibiotischen Wirkstoffen ausgesetzt sind, desto mehr entwickeln sich resistente Bakterien, solange sie die Konfrontationen mit diesen Substanzen überleben. Resistenzfördernd sind sowohl unnötige Überverschreibungen, die Bakterien Wirkstoffen aussetzen, als auch Unterverschreibungen, die ein Überleben und eine Weiterentwicklung möglicherweise resistenter Bakterien erlauben.

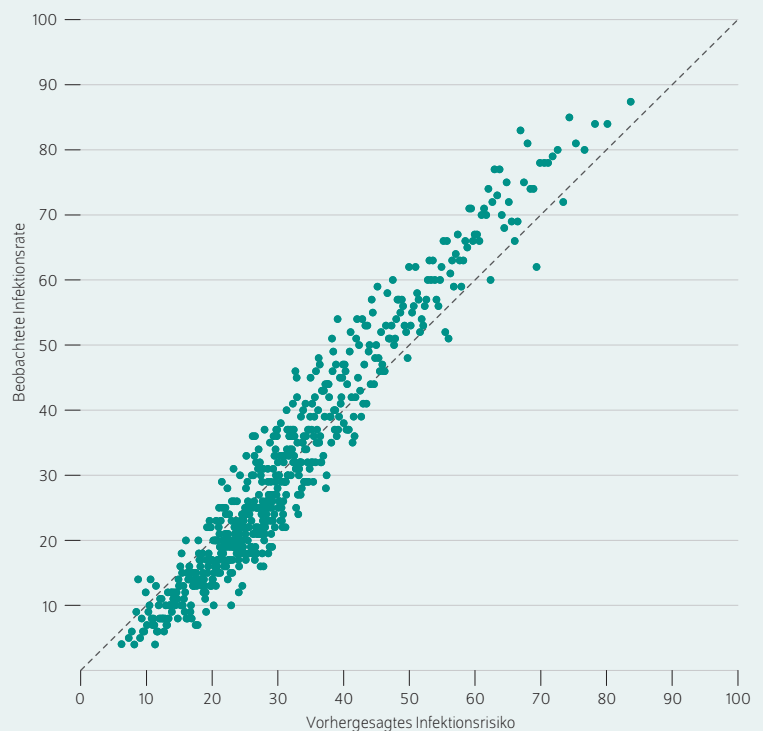
In einer typischen allgemeinärztlichen Behandlungssituation, in welcher eine Patientin oder ein Patient erstmalig mit Symptomen einer Infektion in der Praxis erscheint, müssen Ärztinnen und Ärzte zwei Probleme lösen. Zuerst muss eine Diagnose erstellt werden, die eine Ursachenabschätzung beinhaltet. Im zweiten Schritt muss der erwartete positive Effekt im Falle einer Behandlung gegen die erwartete Entwicklung von Resistenzen abgewogen werden. Durch aktuell verfügbare Diagnosemethoden in Allgemeinarztpraxen ist die Diagnoseunsicherheit insbesondere bei Erstuntersuchungen hoch.⁵ Es können zwar detaillierte, mikrobiologische Labortests, die potentielle Erreger identifizieren und Informationen über ihre Resistenzprofile erstellen, angefordert werden. Diese Informationen sind in der Regel aber erst nach einigen Tagen verfügbar, was oft der Dauer einer Behandlungseinheit mit den Antibiotika entspricht. Patientinnen und Patienten wünschen bzw. benötigen jedoch direkt eine Behandlung. Diese Entscheidung unter Unsicherheit führt zu Über- und Unterverschreibungen.

Die Entwicklung von Schnelldiagnoseverfahren wird als ein wichtiges Mittel zur Eindämmung unnötiger Verschreibungen beschrieben.⁶ Eine potentielle Rolle wird hier bereits datenbasierten Verfahren eingeräumt.⁷ Sofortige, detaillierte

Abbildung 1

Im Labor beobachtete bakterielle Infektionsrate nach vorhergesagtem bakteriellen Risiko in Prozent

Jeder Punkt steht für 100 Beobachtungen



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis dänischer Administrativdaten.

© DIW Berlin 2019

Die Nähe der Punkte zur Diagonalen ist ein Zeichen für die hohe Vorhersagequalität.

Diagnosen, die über spezifische Bakterien und die Wirksamkeiten von einzelnen Antibiotika Aufschluss geben, werden in absehbarer Zeit eine Herausforderung bleiben. Allerdings ist es für die große Masse an Verschreibungsentscheidungen bereits hilfreich, sofortige Informationen über die Wahrscheinlichkeit einer bakteriellen Infektion bereitzustellen. Auf dieser Grundlage kann fundierter entschieden werden, ob eine Antibiotikabehandlung bis zum Eintreffen detaillierter Testergebnisse aufgeschoben werden kann oder direkt begonnen werden sollte.

Daten und maschinelles Lernen können die Verschreibungspraxis verbessern

Ärztinnen und Ärzte haben grundsätzlich vielfältige Hintergrundinformationen über Patientinnen und Patienten, die ihnen bei der ersten Diagnose helfen können. So wissen sie, ob sie eine Person vor sich haben, die eher bakteriellen Erregern ausgesetzt ist (zum Beispiel, weil sie in der Schweine-schlachtung und nicht im Hochbau arbeitet). Genauso können sie individuelle Behandlungs- und Diagnosehistorien erheben und vieles mehr. Diese Informationen sind von Natur aus multidimensional und umfassend, so dass ihre Nutzung mit erheblichem Aufwand verbunden ist. Ihre

⁴ Vgl. Michael A. Ribers und Hannes Ullrich (2019): Battling Antibiotic Resistance: Can Machine Learning Improve Prescribing? DIW Diskussionspaper Nr. 1803.

⁵ Vgl. Angela M. Caliendo et al. (2013): Better tests, better care: improved diagnostics for infectious diseases. Clinical Infectious Diseases, 57(suppl_3), 139–170.

⁶ O'Neill (2016), a. a. O.

⁷ O'Neill (2016), a. a. O., Seite 37.

Kasten 1

Maschinelles Lernen für die Politik

Maschinelles Lernen trifft Vorhersagen rein basierend auf Korrelationen des vorherzusagenden Ergebnisses mit beobachtbaren Informationen. Wird eine Variable gefunden, die wichtig für die Vorhersage eines Ergebnisses ist, im vorliegenden Kontext zum Beispiel der Zeitpunkt und die Art der letzten Antibiotikaveranschreibung, trägt diese substantiell zur Vorhersagequalität bei. Dies erlaubt jedoch nicht die Schlussfolgerung einer Kausalität. Die Ursache für eine aktuelle bakterielle Infektion muss nicht in einer vorherigen Behandlungsentscheidung liegen. Vielmehr ist wahrscheinlich, dass ein in den Daten nicht beobachtbarer Faktor, wie zum Beispiel ein erhöhter Konsum kontaminierter Lebensmittel, sowohl zur letzten Behandlungsentscheidung als auch zur aktuellen Infektion führte. Für die Vorhersagequalität ist diese Unterscheidung irrelevant, da vergangene Behandlungsentscheidungen diese Informationen enthalten.

ÖkonomInnen untersuchen traditionell kausale Zusammenhänge, um zum Beispiel die Auswirkungen einer Politikmaßnahme auf Marktergebnisse zu quantifizieren. Durch die Verfügbarkeit detaillierter, hochfrequenter Daten, die Entwicklung von Algorithmen und die zunehmenden Rechenkapazitäten bietet sich ein verstärkter Fokus auf Politikmaßnahmen an, die zunächst ein Vorhersageproblem beinhalten.¹ Dies kann wie in der vorliegenden Studie

¹ Vgl. Jon Kleinberg et al. (2015): Prediction policy problems, *American Economic Review Papers & Proceedings*, 105(5), 491-95. Helen Margetts und Cosmina Dorobantu (2019): Rethink government with AI. *Nature* 568, 163-165.

eine Abschätzung des Risikos einer bakteriellen Infektionsursache sein. In den USA hat die Schätzung der Rückfallrate von auf Kautio frei gelassenen Angeklagten viel Aufmerksamkeit erlangt, als die Risikoschätzung anhand von Daten und maschinellem Lernen diskutiert wurde.² Unter anderem konnte das Potential für eine Senkung der Kriminalitätsrate sowie für ein geringeres Maß an Diskriminierung benachteiligter Gruppen gezeigt werden.³ Die kontext-spezifische, sorgfältige Auswertung neuer datenbasierter politischer Handlungsspielräume erscheint somit als ein vielversprechendes Feld für weitere Forschung und gesellschaftliche Diskussionen. Neben der Quantifizierung des Potentials möglicher Anwendungen sind für eine Umsetzung auch ethische Dimensionen essentiell, zum Beispiel in Bezug auf Diskriminierung und Fairness, für die stets der Vergleich zum beobachtbaren menschlichen Handeln gezogen werden sollte.⁴

² Vgl. Julia Angwin et al. (2016): Machine Bias: There's software used across the country to predict future criminals. And it's biased against blacks. *ProPublica*, 23. Mai 2016 (online verfügbar, abgerufen am 9. April 2019). Sam Corbett-Davies et al. (2016): A computer program used for bail and sentencing decisions was labeled biased against blacks. It's actually not that clear. *The Washington Post*, 17. Oktober 2016 (online verfügbar, abgerufen am 9. April 2019).

³ Jon Kleinberg et al. (2018): Human decisions and machine predictions. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(1), 237-293.

⁴ Vgl. Jon Kleinberg, Sendhil Mullainathan und Manish Raghavan (2016): Inherent trade-offs in the fair determination of risk scores. *arXiv:1609.05807*.

Auswertung erfordert ein hohes Maß an Informationsverarbeitungskapazitäten, Expertise und Zeitaufwand. Methoden des maschinellen Lernens liefern ein Werkzeug, welches diese Komplexität auf ein Minimum reduzieren kann.

Die Stärke des maschinellen Lernens, als bedeutendstes Werkzeug der künstlichen Intelligenz, liegt in der Lösung von häufig wiederkehrenden und klar abgrenzbaren Problemen, über welche ein hoher Informationsgehalt in Form von digitalisierten Daten verfügbar ist (Kasten 1). Entscheidende technologische Fortschritte haben die technologische und wirtschaftliche Machbarkeit geschaffen, um auf Grundlage einer Fülle an Informationen gehaltvolle und einfach interpretierbare Vorhersagen zu treffen.⁸ Das Paradebeispiel in der Medizin ist die Bilderkennung in der Radiologie und der Augenheilkunde, wo hohe Fallzahlen, die Digitalisierung des Bildmaterials und von Auswertungen sowie die relativ einfache Problemstellung zur Alltagstauglichkeit geführt haben.⁹

In der hier vorgestellten Studie wird ein Ansatz verwendet, der einen Vergleich der Vorhersagen basierend auf Daten

und maschinellem Lernen mit der ärztlichen Verschreibungspraxis ermöglicht. Er bildet die Grundlage für datenbasierte Verschreibungsregeln, die die Verschreibungspraxis verbessern können. Konkret werden die vorhergesagten bakteriellen Risiken bei Diskrepanz zur ärztlichen Verschreibungsentscheidung für individuelle PatientInnen verwendet, um sofortige Verschreibungen für PatientInnen mit niedrigem vorhergesagtem Risiko zu verhindern und für PatientInnen mit hohem vorhergesagtem Risiko zu erwirken. Dafür werden Labortestergebnisse von Patientinnen und Patienten mit vermuteten Harnwegsinfektionen aus dem größten medizinischen Labor in Dänemark anonymisiert und mit umfassenden Administrativdaten verknüpft. Zu diesen Daten gehören die vollständigen Verschreibungs- und Behandlungshistorien, vergangene Krankenhausaufenthalte, Laborergebnisse und persönliche Eigenschaften wie Alter, Geschlecht, Berufstätigkeiten, Kommune der Wohnadresse, Haushaltsgröße und -art, Zivilstand und mehr. Damit steht für die Analyse ein Datensatz über einen Zeitraum von drei Jahren mit 95 594 Beobachtungen und 1266 Variablen zur Verfügung. Die zugrundeliegenden Daten werden in Dänemark seit geraumer Zeit flächendeckend gesammelt, zentral gespeichert und anonymisiert für Forschungszwecke zur Verfügung gestellt. Grundvoraussetzung für die hier diskutierte Anwendung ist die personen- und zeitspezifische Verknüpfbarkeit dieser reichhaltigen Informationen.

⁸ Ajay Agrawal, Joshua Gans und Avi Goldfarb (2018): Prediction machines: the simple economics of artificial intelligence. Harvard Business Press.

⁹ Vgl. Ziad Obermeyer und Ezekiel J. Emanuel (2016), Predicting the future – big data, machine learning, and clinical medicine. *The New England Journal of Medicine*, 375(13), 1216.

Für die Vorhersagen bakterieller Ursachen wird ein sogenannter *random forest* basierend auf *Regressionsbäumen* verwendet (Kasten 2).¹⁰ Die Qualität der erzielten Vorhersagen wird anhand der durchschnittlichen Rate beobachteter bakterieller Infektionen für unterschiedliche Werte des vorhergesagten Risikos einer bakteriellen Infektion gezeigt (Abbildung 1). Jeder abgebildete Punkt steht für 100 individuelle Beobachtungen, für welche die durchschnittliche Rate berechnet wird. Im Idealfall sind alle Punkte auf der Diagonalen. Die Nähe der Punkte zur Diagonalen ist ein Zeichen für die hohe Vorhersagequalität, die der *random forest* anhand der verwendeten Administrativdaten erzielt.

Entscheidend ist aber nicht die reine Vorhersagequalität, sondern ihr Vergleich mit ärztlichen Verschreibungsentscheidungen. Haben Ärztinnen und Ärzte bessere Informationen, als in den vom Algorithmus verwendeten Daten enthalten sind, oder verfügen sie über kontextspezifische Expertise, wäre es nicht überraschend, wenn die vorhergesagten Risiken keinen zusätzlichen Informationsgehalt hätten. So zeigt sich tatsächlich, dass nicht beobachtbare Informationen und Expertise dazu führen, dass PatientInnen mit einer Antibiotikaverschreibung (*behandelt*) – gegeben das vorhergesagte Risiko – eine höhere Rate bakterieller Infektionen haben als PatientInnen ohne Verschreibungen (*nicht-behandelt*) (Abbildung 2). Hierfür sind Diagnostikmethoden maßgeblich, die Ärzten und Ärztinnen Hinweise über das Vorliegen einer bakteriellen Infektion noch am selben Tag ermöglichen, welche jedoch ohne digitalisierte Erfassung dem Algorithmus nicht zur Verfügung gestellt werden können. Eine nähere Betrachtung in der Studie zeigt deutliche Unterschiede in der Fähigkeit der Ärztinnen und Ärzte, gemäß dem vorhergesagten Risiko Verschreibungen bei Fällen mit höherem Risiko zu verabreichen. Diese Beobachtung weist auf Unterschiede in verfügbaren Diagnosemethoden, Expertise und Verschreibungspräferenzen hin.

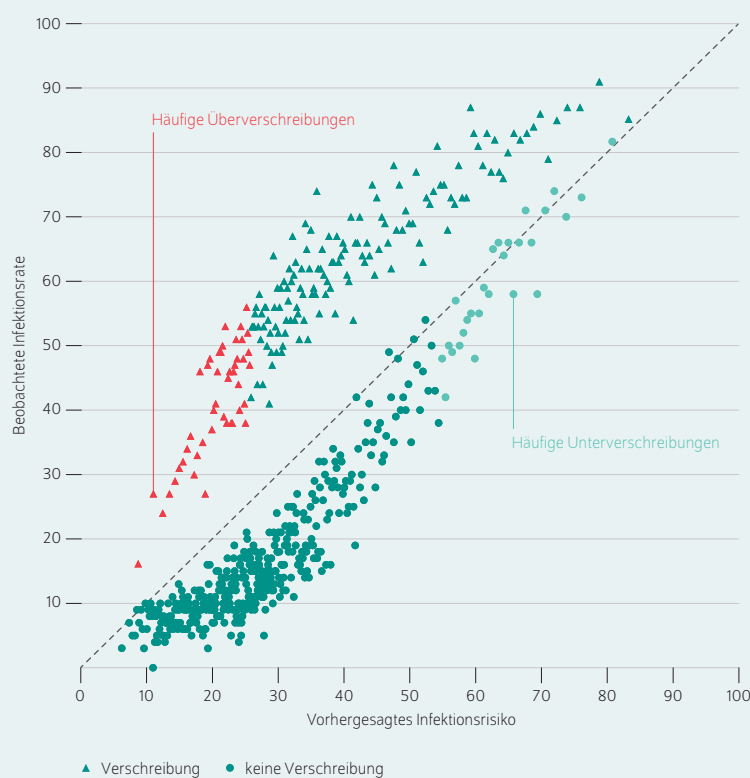
Es ist zu erkennen, dass eine relevante Zahl an Verschreibungen an PatientInnen mit geringem vorhergesagtem Risiko gegeben werden (Abbildung 2, rote Dreiecke). Ebenso erhält eine relevante Zahl an Personen mit hohem vorhergesagtem Risiko keine Verschreibung (Abbildung 2, hellgrüne Punkte). Der in der Studie untersuchte Vorschlag einer Maßnahme zur Reduktion von Überverschreibungen setzt hier an. Unter der Bedingung, dass die Gesamtzahl an Verschreibungen für tatsächlich bakterielle Infektionen konstant bleibt, können Verschreibungen von niedrigen Risiken an hohe Risiken umverteilt werden. Dadurch kann die Gesamtzahl an Antibiotikaverschreibungen für Harnwegsinfektionen um 7,42 Prozent reduziert werden. Alternativ kann bei gleichbleibender Anzahl an Gesamtverschreibungen eine Erhöhung der Antibiotikabehandlungen von bakteriellen Infektionen um 6,38 Prozent erreicht werden.

Da es sich um Umverteilungen handelt, ist eine berechtigte Sorge, dass Verschreibungen für PatientInnen verzögert

Abbildung 2

Bakterielle Rate nach vorhergesagtem bakteriellen Risiko in Prozent mit und ohne Antibiotikaverschreibung

Jeder Punkt und jedes Dreieck stehen für 100 Beobachtungen



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis dänischer Administrativdaten.

© DIW Berlin 2019

Bei roten Dreiecken und hellgrünen Punkten kann maschinelles Lernen zu einer Verbesserung der Verschreibungspraxis führen.

werden, deren gesundheitliches Risiko durch das Vorliegen einer bakteriellen Infektion besonders hoch ist. Zum Beispiel können unbehandelte Infektionen besonders bei schwangeren Frauen, die etwa ein Drittel der Behandlungssituationen darstellen, zu Komplikationen führen. Um dies zu untersuchen, wurde dieselbe Umverteilung durchgeführt, mit der Bedingung, dass die ärztlichen Entscheidungen für ebendiese Frauen unverändert bleiben müssen. Die mögliche Reduktion an sofortigen Verschreibungen ist mit 6,81 Prozent etwas niedriger, ist aber unter Berücksichtigung statistischer Fehler von den Ergebnissen, die alle PatientInnen betreffen, nicht zu unterscheiden.

Auf der anderen Seite stellt sich die Frage, ob die zugeteilten Verschreibungen an PatientInnen mit hohem vorhergesagtem Risiko überhaupt nötig sind. Betrachtet man die ärztlichen Entscheidungen für diese PatientInnen nach Erhalt der definitiven Labordiagnose mit einigen Tagen Verzögerung, bekommen 70 Prozent der PatientInnen bei Erhalt eines positiven Testergebnisses eine Antibiotikaverschreibung. Da die Rate spontaner Heilungen von Harnwegsinfektion bei knapp 30 Prozent liegt, ist davon auszugehen,

¹⁰ Vgl. Trevor Hastie, Robert Tibshirani, und Jerome Friedman (2009): The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction. Springer Series in Statistics, New York.

dass die durch den Algorithmus zugeteilten Verschreibungen für die große Mehrheit angebracht sind.

Fazit: Methoden des maschinellen Lernens haben großes Potential, aber ihre Nutzung steht noch vor Herausforderungen

Die Ergebnisse zeigen das Potential für datenbasierte Vorhersagen unter Verwendung von Methoden des maschinellen Lernens. So kann die verfügbare Masse und Komplexität an Daten auf eine einfache, nützliche Information reduziert werden und so einen Beitrag zur Lösung einer der größten Herausforderungen des heutigen Gesundheitssystems leisten: die effiziente Verwendung von Antibiotika vor dem Hintergrund schnell wachsender Resistenzen. Eine versuchsweise Umsetzung in der Praxis ist aufgrund der potentiellen, wenn auch in diesem allgemeinärztlichen Kontext vermutlich überschaubaren, Risiken für einzelne Patientinnen und Patienten in Zusammenarbeit mit Ärztinnen und Ärzten nötig. Gleichzeitig bietet sich hier noch ein weiteres Potential: das Kombinieren der umfassenden Hintergrundinformationen mit fall-spezifischen Informationen, die Ärztinnen und Ärzten während der Behandlung erheben. Hierbei geht es zum Beispiel um Symptome und bestimmte verhaltensbasierte Risikofaktoren. In Dänemark bestehen hierfür die technischen Voraussetzungen, da das gesamte System der Arztpraxen digitalisiert und mit zentralen Servern verbunden ist, von welchen Ärzte und Ärztinnen Patientendaten abrufen können.

Den in der Studie im dänischen Kontext hervorgebrachten Erkenntnissen liegt die Erfüllung drei wichtiger Voraussetzungen zugrunde. Diese geben Hinweise auf die zu bewältigenden Herausforderungen für vergleichbare Anwendungen in Deutschland.

Erstens ist die Verfügbarkeit digitalisierter, standardisierter, verknüpfter und zentral verfügbarer Daten von entscheidender Bedeutung für den Erfolg maschinellen Lernens. Zur systematischen Digitalisierung und Standardisierung sind Prozesse notwendig, die Daten als Nebenprodukt von Dienstleistungen im Gesundheitssystem generieren oder gezielt Informationen mit dem Ziel spezifischer Anwendungen hinterlegen. Insbesondere die Verknüpfung und zentrale Verfügbarkeit sind Vorteile des zentralisierten dänischen Gesundheitssystems, welches die Schnittstellen und die Unterschiedlichkeit der Datenquellen minimiert und flächendeckende Datenerhebungen erlaubt. In Deutschland werden Bemühungen zur Erhebung und Verknüpfung von medizinischen und Hintergrunddaten dezentral von privaten Akteuren wie Krankenhäusern oder Versicherern unternommen.¹¹ Die Nutzung für das Design und zur Umsetzung von Politikmaßnahmen ist damit nur schwer möglich. Die Probleme bei der Einführung der digitalen Gesundheitskarte haben gezeigt, wie schwer eine zentralisierte Lösung im deutschen institutionellen Kontext ist. Im Gegensatz zu

vielen dezentralen Gesundheitsdienstleistungen könnte vor dem Hintergrund gesundheitspolitischer Herausforderungen eine unbürokratische Umsetzung eines zentralen Datenpools, zumindest aber die Gewährleistung von Konnektivität zwischen Systemen, vielseitige Potentiale zur Verbesserung der Gesundheitsversorgung schaffen.

Zweitens sind die positiven Ergebnisse im Kontext von Antibiotikaverschreibungen nicht zuletzt durch die Reduzierung des Problems auf eine einfache binäre Variable zu erreichen, die die Empfehlung für eine Ja-oder-Nein-Entscheidung anzeigt. Wie bereits beschrieben liegen die größten Potentiale bei einfachen und gängigen Vorhersageproblemen, für welche vorhersagerelevante Informationen in großem Maße vorliegen. Das Scheitern von ambitionierteren Systemen wie IBM Watson bei der Lösung komplexerer Probleme machte zuletzt deutlich, dass zum heutigen Zeitpunkt vorhandene Daten, gepaart mit effizienten Algorithmen und hohen Rechenkapazitäten, nicht automatisch zu intelligenten Vorhersagen führen.¹² Aufgrund problemspezifischer Unterschiede in der Datenerhebung, im Informationsgehalt der erhobenen Daten sowie in der Bedeutung nicht-digitalisierter, für einen Algorithmus unbeobachtbarer Informationen müssen datenbasierte Systeme kontextspezifisch implementiert und ausgewertet werden. Daraus folgt, dass die künstliche Intelligenz sich noch nicht für generelle Vorhersagen über eine große Breite an Aufgaben eignet. Ihre Stärke liegt bei klar definierbaren Problemen, für welche relevante Daten in ausreichender Häufigkeit erhoben werden. Es lohnt sich also, sich kurzfristig in erster Linie nach einfachen, automatisierbaren Problemen auf die Suche zu machen und die hier liegenden Potentiale zu nutzen.

Eine wichtige dritte Herausforderung ist der fundierte und faire Vergleich von datenbasierten Vorhersagen und Entscheidungen mit menschlichen Entscheidungen, die auf Expertenwissen basieren. Für diese Vergleiche müssen analytische Ansätze herangezogen werden, die die datengenerierenden Entscheidungsprozesse verstehen und quantifizieren können, um zum Beispiel den Einfluss verzerrter Daten oder selektierter Stichproben zu berücksichtigen.¹³ In Deutschland sind daher verstärkte Investitionen in die Ausbildung exzellenter, quantitativer und multidisziplinärer Expertise essentiell. Die empirischen Wirtschaftswissenschaften können aufgrund ihres Fokus auf Datengenerierung und menschliche Entscheidungen einiges beitragen, aber auch andere empirisch arbeitenden Disziplinen bieten hilfreiche Ansätze.¹⁴ In jeder Strategie zur Förderung

¹¹ Vgl. zum Beispiel Hauke Hohensee (2019): Digitaltechnik in der Medizin: Was bringt smart Technik für die Gesundheit? Der Tagesspiegel, 11. März 2019 (online verfügbar).

¹² Eliza Strickland (2019): IBM Watson, heal thyself: How IBM overpromised and underdelivered on AI health care. IEEE Spectrum, 56(4), 24-31.

¹³ Vgl. Janet M. Currie und W. Bentley MacLeod (2018): Understanding physician decision making: the case of depression. NBER Working Paper Nr. w24955. Kleinberg et al. (2018): a. a. O. Himabindu Lakkaraju et al. (2017): The selective labels problem: evaluating algorithmic predictions in the presence of unobservables. In: Proceedings of the 23rd ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining, 275-284.

¹⁴ Susan Athey (2018): The impact of machine learning on economics. In: Ajay K. Agrawal, Joshua Gans und Avi Goldfarb (Hrsg.): The economics of artificial intelligence: an agenda. University of Chicago Press.

Kasten 2

Maschinelles Lernen am Beispiel des *random forest*

Ein *random forest* ist eine Sammlung von Klassifikations- oder Regressionsbäumen. Ein Regressionsbaum generiert den bedingten Erwartungswert $E[Y|X]$ der Ergebnisvariable Y basierend auf einer Sammlung von M beobachtbaren Variablen X . Nimmt die Variable Y nur Werte von 0 und 1 an, so generiert ein Regressionsbaum die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass im vorliegenden Beispiel eine bakterielle Ursache vorliegt. In einem vereinfachten Beispiel mit zwei Variablen wird gezeigt, wie der Algorithmus Variable für Variable nach der besten Gruppierung nach X sucht, um die Vorhersagequalität von $E[Y|X]$ zu maximieren (Abbildung 3). Diesen Prozess nennt man Trainieren, welcher anhand von Trainingsdaten stattfindet, die von den Daten abweichen, die für Vorhersagen verwendet werden.

Regressionsbäume haben eine sehr geringe Verzerrung, das heißt einzelne Beobachtungen können sehr gut vorhersagt werden. Dafür führen sie aber zu Vorhersagefehlern bei Daten, die sich von den Ausprägungen in den Trainingsdaten unterscheiden. Um diese Varianz zu verringern werden in einem *random forest* weitere Schritte durchgeführt:

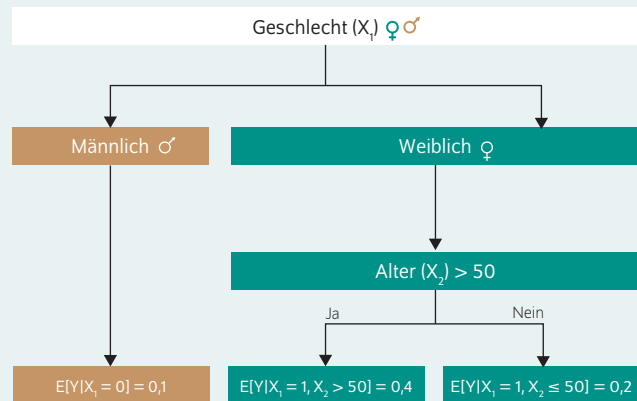
1. Für jeden Baum wird eine randomisierte Auswahl an Beobachtungen aus dem Trainingsdatensatz verwendet.
2. An jedem Knotenpunkt im Baum werden $m < M$ Variablen zufällig gezogen, für welche Gruppierungen gesucht werden, die die Vorhersagequalität maximieren.
3. Die Vorhersage wird für jede Beobachtung als Durchschnitt aller bedingten Erwartungswerte aus allen Bäumen berechnet.

künstlicher Intelligenz ist diese Expertise für erfolgreiche Umsetzungen in vielfältigen Einsatzgebiete über technische Investitionen hinaus von entscheidender Bedeutung.

Die zu bewältigenden, nicht-trivialen Herausforderungen weisen darauf hin, dass Methoden des maschinellen Lernens zwar das Potential für beachtlichen gesellschaftlichen

Abbildung 3

Stilisierter Regressionsbaum



© DIW Berlin 2019

Im vorliegenden Beispiel ist Y gleich eins, wenn eine bakterielle Infektion vorliegt, andernfalls null. Der Baum sucht nach Eigenschaften, die mit diesen Infektionen korrelieren.

Dank der dadurch erzielten hohen Vorhersagequalität gehört der einfach implementierbare und sehr flexible *random forest* zu den führenden Standard-Algorithmen unter den Methoden des maschinellen Lernens.

Fortschritt haben, ihre vollen Auswirkungen aber schrittweise erzielt werden und eine sprunghafte Revolution vermutlich zunächst ausbleibt. Um Potentiale voranzutreiben und gleichzeitig die gesellschaftliche Akzeptanz zu fördern, werden experimentelle Erprobungen in Zusammenarbeit mit fachspezifischen ExpertInnen und begleitenden Evaluierungen unerlässlich sein.

Michael A. Ribers ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am DIW Berlin und Postdoktorand an der Universität Kopenhagen | mrivers@diw.de

Hannes Ullrich ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am DIW Berlin und Associate Professor an der Universität Kopenhagen | hullrich@diw.de

JEL: C10; C55; I11; I18; L38; O38; Q28

Keywords: antibiotic prescribing; prediction policy; machine learning; expert decision-making

This report is also available in an English version as DIW Weekly Report 19/2019:

www.diw.de/diw_weekly



INTERVIEW



„KI ersetzt den Arzt nicht, kann aber bei der Diagnose eine wertvolle Hilfe sein“

Prof. Dr. Hannes Ullrich, wissenschaftlicher Mitarbeiter
der Abteilung Unternehmen und Märkte am DIW Berlin

1. **Herr Ullrich, Sie haben am Beispiel von Antibiotikaverschreibungen in Dänemark untersucht, wie datenbasierte Vorhersagen helfen können Antibiotikaresistenzen einzudämmen. Warum haben Sie diese Untersuchung mit Daten aus Dänemark gemacht?** Wir konnten diese Studien in Dänemark machen, weil dort insbesondere das Gesundheitssystem eine zentralisierte Datenverarbeitung nutzt. Darüber hinaus werden in Dänemark viele Daten über individuelle Personen und Firmen gesammelt, die schon seit langer Zeit der Forschung zur Verfügung gestellt werden. Wir hatten dann die Idee, die Verschreibungspraxis von Antibiotika aufgrund dieser Daten zu analysieren.
2. **Was läuft denn falsch bei der Verschreibung von Antibiotika?** Bei der Verschreibung von Antibiotika ist eine sofortige Diagnose zu stellen. Für die Ärztin oder den Arzt ist nicht sofort ersichtlich, was diese Symptome der PatientInnen verursacht. In der Praxis ist man aber nach wie vor auf Tests angewiesen, die mehrere Tage dauern und Schnelltests sind relativ ungenau. Das heißt, es ist innerhalb eines kurzen Terms sehr schwer festzustellen, ob diese Person eine bakterielle Infektion oder eine andere Erkrankung hat. Unsere Idee war, die gesammelten Patientendaten zu nutzen, um Informationen über die Wahrscheinlichkeit einer bakteriellen Infektion bekommen.
3. **Das Problem ist also, dass Antibiotika entweder zu früh oder zu spät verschrieben werden?** Ganz genau. Grundsätzlich sollte man verhindern, zu viel oder zu wenig Antibiotika zu verschreiben, damit sich keine resistenten Bakterienstämme bilden. Aber da man einen gewissen Zeitraum braucht, um eine Diagnose zu treffen, ist es auch wichtig, nicht zu früh zu verschreiben und zum Teil kann es auch wichtig sein, nicht zu spät zu verschreiben.
4. **Warum können datenbasierte Vorhersagen dabei helfen? Sind die Daten schlauer als der Arzt oder die Ärztin?** Nein, das würde ich so auf keinen Fall sagen. Die ÄrztInnen haben natürlich sehr viel Erfahrung und eine gute Ausbildung, aber die Daten können trotzdem helfen. Es gibt zum Beispiel

Korrelationen zwischen vorherigen Antibiotikabehandlungen und einer Infektion, die zum heutigen Zeitpunkt auftritt. Oder die Wahrscheinlichkeit, eine bakterielle Infektion zu haben, ist höher für Patienten, die vielleicht vor zwei Wochen einen Krankenhausaufenthalt hatten. Diese Informationen haben ÄrztInnen vielleicht auch, wir haben aber herausgefunden, dass man durch die systematische Auswertung von sehr vielen vergleichbaren Daten, für viele PatientInnen eine gute Prognose treffen kann, die den ÄrztInnen über ihre Diagnostikmethoden und Informationen hinaus helfen können.

5. **Inwieweit verbessern denn datenbasierte Vorhersagen die Verschreibungsgenauigkeit bei Antibiotika?** Die Gesundheitspolitik hat unter anderem das Ziel die Verschreibungspraxis bei Antibiotika zu verbessern, um die Entwicklung von Antibiotikaresistenzen zu vermindern. Wir konnten nun zeigen, dass wir aufgrund unserer datengetriebenen Prognosen die Gesamtanzahl an Antibiotikaverschreibungen um 7,4 Prozent reduzieren können, aber gleichzeitig die Anzahl an erfolgreichen Behandlungen konstant halten.
6. **Wäre es möglich, ein solches Modell für Deutschland zu etablieren und was wäre dafür notwendig?** Grundsätzlich denke ich, dass man Daten nutzen könnte, um die Verschreibungspraxis zumindest mit Informationen zu versorgen. Es gibt natürlich bestimmte ethische Voraussetzungen, die man diskutieren muss, ich denke aber, die sind in diesem Kontext zu bewältigen. Gleichzeitig muss man sich in Deutschland darüber klar werden, dass man die Sammlung und Bereitstellung von Daten vorantreiben muss; natürlich unter starken Datenschutzstandards. Ich glaube, solche Lösungen werden nur sehr schwer machbar sein, wenn wir viele dezentralisierte, zum Teil private Datensammelaktivitäten haben und nicht die große Masse der Daten nutzen können, um gute Prognosen zu stellen.

Das Gespräch führte Erich Wittenberg.



Das vollständige Interview zum Anhören finden Sie auf
www.diw.de/interview

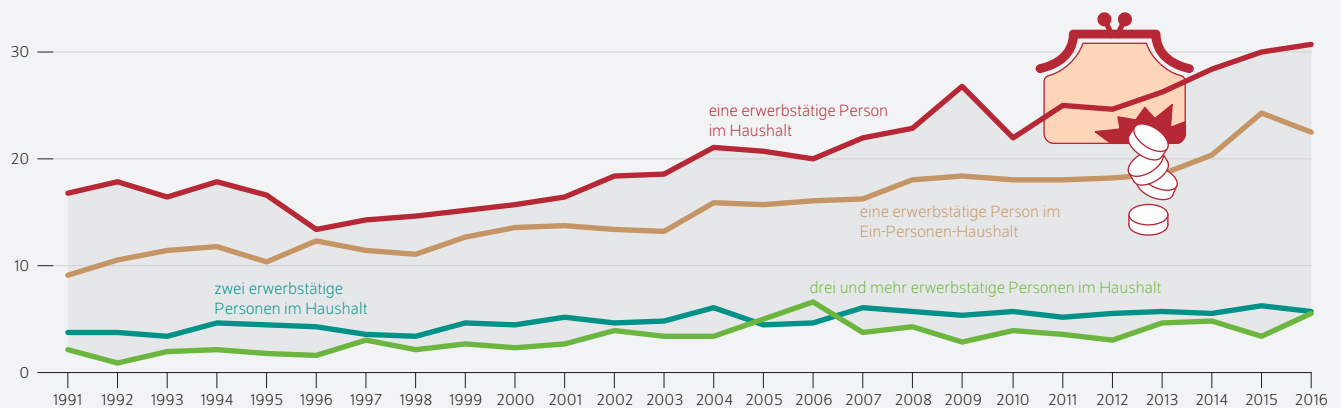
Wiederaanstieg der Einkommensungleichheit – aber auch deutlich steigende Realeinkommen

Von Markus M. Grabka, Jan Goebel und Stefan Liebig

- Die meisten Einkommensgruppen profitieren von einem Anstieg der verfügbaren Haushaltseinkommen zwischen 1991 und 2016
- Die Zufriedenheit mit dem eigenen Haushaltseinkommen weist im Jahr 2017 im Vergleich zu 2007 und 1997 einen Höchststand auf
- Trotzdem wird in den unteren 60 Prozent der Haushalte der individuelle Nettoverdienst als zu niedrig empfunden
- Die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen ist seit der Finanzkrise signifikant gestiegen
- Erwerbstätigkeit allein schützt nicht mehr vor Einkommensarmut, dies gilt insbesondere für Haushalte mit nur einem Erwerbstätigen

Erwerbstätigkeit schützt nicht mehr automatisch vor Armut

Armutsrisikoquote¹, Anteil in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Anmerkungen: Population: Personen in Haushalten mit Personen im erwerbsfähigen Alter, 20 bis unter 65 Jahre, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

ZITAT

„Es gibt in Deutschland immer mehr Personen mit Niedrigeinkommen,
aber gleichzeitig fehlt es zunehmend an bezahlbarem Wohnraum.
Die Politik ist gefordert, dieser Diskrepanz durch zum Beispiel mehr Sozialbauten zu begegnen.“

— Markus M. Grabka —

Wiederanstieg der Einkommensungleichheit – aber auch deutlich steigende Realeinkommen

Von Markus M. Grabka, Jan Goebel und Stefan Liebig

ABSTRACT

Von 1991 bis 2016 sind die verfügbaren bedarfsgewichteten Einkommen der privaten Haushalte in Deutschland real im Durchschnitt um 18 Prozent gestiegen. Dieser Zuwachs fällt aber je nach Einkommensposition unterschiedlich aus. Im Ergebnis ist die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen seit der Finanzmarktkrise gestiegen. Das zeigt die vorliegende Studie auf Basis von Daten der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP). Die Armutsrisikoquote verbleibt im Jahr 2016 weiterhin bei einem Wert von 16,6 Prozent im Vergleich zu rund elf Prozent Mitte der 1990er Jahre. Erwerbstätigkeit allein ist nicht mehr ausreichend, um vor Einkommensarmut zu schützen. Denn geht in einem Haushalt nur eine Person einer Beschäftigung nach, so hat sich seit 1991 das Armutsrisiko für diesen Haushaltstyp verdoppelt. Insbesondere in städtischen Regionen hat die Zahl der Niedrigeinkommensbezieher stark zugenommen. Will man dem entgegensteuern, so bedarf es unter anderem höherer Lohnabschlüsse oder eines Zurückdrängens von Minijobs. Daneben fehlt es zunehmend an bezahlbarem Wohnraum, so dass auch der Bau von preiswertem Wohnraum in den Fokus der Politik rücken sollte.

Die vorliegende Studie aktualisiert bisherige Untersuchungen des DIW Berlin zur personellen Einkommensungleichheit und zum Niedrigeinkommen beziehungsweise zum relativen Einkommensarmutsrisiko in Deutschland von 1991, dem ersten Jahr nach der Wiedervereinigung, bis einschließlich 2016, dem Jahr mit den aktuellsten verfügbaren Einkommensdaten (Kasten).¹ Empirische Grundlage sind die vom DIW Berlin in Zusammenarbeit mit *Kantar Public* erhobenen Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP).² Da es sich beim SOEP um eine seit mehr als 35 Jahren laufende Wiederholungsbefragung handelt, kann die Entwicklung der Einkommen über die Zeit analysiert werden.³

Verfügbare Haushaltseinkommen steigen seit 2013 wieder deutlich an

Die durchschnittlichen bedarfsgewichteten⁴ und inflationsbereinigten verfügbaren Haushaltseinkommen⁵ aller in privaten Haushalten lebenden Personen sind zwischen 1991 und 2016 insgesamt um 18 Prozent gewachsen (Abbildung 1). Dieser Zuwachs fiel in den Jahren seit 2013 überdurchschnittlich aus. Dies ist vorrangig auf den kräftigen Beschäftigungsaufbau mit zuletzt mehr als 44 Millionen Erwerbstätigen zurückzuführen.⁶ Gleichzeitig sind auch die Löhne

¹ Vgl. zuletzt: Markus M. Grabka und Jan Goebel (2018): Einkommensverteilung in Deutschland: Realeinkommen sind seit 1991 gestiegen, aber mehr Menschen beziehen Niedrigeinkommen. DIW Wochenbericht Nr. 21/2018, 449–459 (online verfügbar, abgerufen am 12. April 2019). Dies gilt auch für alle anderen Onlinequellen in diesem Bericht, sofern nicht anders vermerkt.

² Das SOEP ist eine repräsentative jährliche Wiederholungsbefragung privater Haushalte, die seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 auch in Ostdeutschland durchgeführt wird; vgl. Jan Goebel et al. (2018): The German Socio-Economic Panel (SOEP). *Journal of Economics and Statistics*, online first, DOI: <https://doi.org/10.1515/jbnst-2018-0022>. Dem Bericht zu Grunde liegt die Version 10.5684/soep.v34 der SOEP Daten.

³ Gemäß den Konventionen des Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung (vgl. Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2017): Lebenslagen in Deutschland, online verfügbar) und den Gutachten des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung wird in diesem Bericht jeweils das Einkommensjahr ausgewiesen. Die Jahreseinkommen werden im SOEP retrospektiv für das vorangegangene Kalenderjahr erhoben, aber mit der Bevölkerungsstruktur des Erhebungszeitpunkts gewichtet. Die hier präsentierten Daten für das Jahr 2016 sind also in der Befragungswelle 2017 erhoben worden.

⁴ Siehe Definition des Begriffs „Äquivalenzeinkommen“ im DIW Glossar (online verfügbar).

⁵ Die verfügbaren Haushaltseinkommen bestehen aus dem Markteinkommen aller Haushaltsmitglieder zuzüglich öffentlicher Renten und staatlicher monetärer Transfers abzüglich von direkten Steuern und Sozialabgaben aber inklusive dem Mietwert selbst genutzten Wohneigentums.

⁶ Während zwischen 2008 und 2013 die Zahl der erwerbstätigen Inländer um etwa 1,5 Millionen zugenommen hatte, fiel der Zuwachs im Zeitraum 2013 bis 2018 mit rund 2,5 Millionen deutlich stärker aus, vgl. Statistisches Bundesamt (2019): Eckzahlen zum Arbeitsmarkt, Deutschland (online verfügbar).

– die quantitativ wichtigste Einkommenskomponente der privaten Haushalte – seit 2014 durchgängig real gestiegen.⁷

Gemessen am Median⁸ fällt der Anstieg der verfügbaren Haushaltseinkommen mit insgesamt 15 Prozent seit 1991 etwas schwächer aus. Seit 2013 ist der Zuwachs mit etwa acht Prozent aber leicht höher als beim arithmetischen Mittelwert (sechs Prozent). Hierzu dürften auch die jährlichen Rentenanpassungen in der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) beigetragen haben, die insbesondere in Ostdeutschland seit 2013 jedes Jahr mehr als 2,5 Prozent ausmachten.⁹ Die Rentenanpassungen haben einen wichtigen Einfluss auf die Einkommensentwicklung der Gesamtbevölkerung, da aktuell knapp 24 Millionen Personen in Deutschland eine gesetzliche Altersrente beziehen.¹⁰

Reale Einkommenssteigerungen für die Mehrheit der Bevölkerung

Im Folgenden wird die Entwicklung der verfügbaren Haushaltseinkommen für diejenigen Gruppen der Bevölkerung beschrieben, die sich an verschiedenen Punkten der Einkommensverteilung befinden. Hierzu wird die Bevölkerung in Dezile¹¹ unterteilt und das durchschnittliche Einkommen jedes Dezils auf das Jahr 1991 indexiert (Abbildung 2).

Über den gesamten Zeitraum von 1991 bis 2016 zeigt sich seit der Jahrtausendwende eine sich öffnende Schere. Dabei sind die Einkommen im oberen Bereich der Verteilung am stärksten gewachsen.¹² Das verfügbare Realeinkommen der höchsten Einkommensgruppe, des zehnten Dezils, ist von 1991 bis 2016 um 35 Prozent gestiegen.¹³ Für das dritte bis neunte Dezil fallen die Zuwächse mit einem Plus von acht Prozent bis 19 Prozent geringer aus.

Im zweiten Dezil gab es zwar zwischenzeitlich Einkommenssteigerungen, an die sich aber eine längere Phase von Rückgängen anschloss. Im Ergebnis haben Personen aus dem zweiten Dezil 2016 nur geringfügig höhere Realeinkommen als 1991 (plus zwei Prozent).

⁷ Der Reallohnindex weist seit 2014 folgende jährliche Veränderungsraten auf: 1,8 Prozent (2014), 2,1 Prozent (2015) und 1,8 Prozent (2016), vgl. Statistisches Bundesamt (2019): Reallohnindex im Jahr 2018 um 1,3 Prozent gestiegen. Pressemitteilung Nr. 111 vom 22. März 2019 (online verfügbar).

⁸ Der Median ist der Einkommenswert, der die reichere Hälfte der Bevölkerung von der ärmeren trennt. Vgl. Definition des Begriffs „Medianeinkommen“ im DIW Glossar (online verfügbar).

⁹ Die zwischenzeitlich höchsten Rentenanpassungen fanden im Jahr 2016 mit 4,25 Prozent in Westdeutschland und 5,95 Prozent in Ostdeutschland statt, vgl. Deutsche Rentenversicherung Bund (2018): Rentenversicherung in Zeitreihen (online verfügbar).

¹⁰ Dies umfasst nicht nur Altersrentnerinnen und -rentner sondern z. B. auch Bezieher und Bezieherinnen von Witwen- und Waisenrenten.

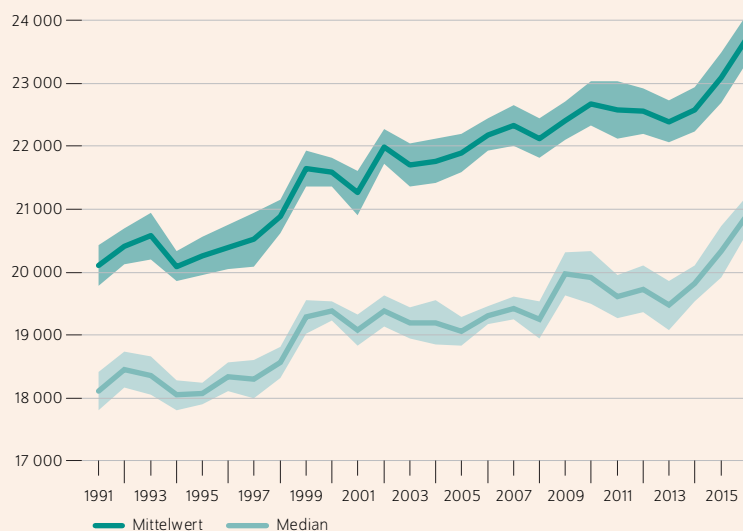
¹¹ Sortiert man die Bevölkerung nach der Höhe des Einkommens und teilt diese in zehn gleich große Gruppen auf, so erhält man Dezile. Das unterste (oberste) Dezil gibt die Einkommenssituation der ärmsten (reichsten) zehn Prozent der Bevölkerung an.

¹² Da Personen über die Zeit hinweg ihre Einkommensposition verändern können, wird hiermit ausdrücklich keine individuelle Einkommensmobilität gemessen, sondern die jeweilige Population in den unterschiedlichen Dezilen zu den verschiedenen Zeitpunkten als Ganzes miteinander verglichen.

¹³ In den SOEP-Befragungen sind die Top-Einkommensbezieher unterrepräsentiert, sodass die tatsächliche Entwicklung dieser Einkommen hier aller Wahrscheinlichkeit nach unterschätzt wird (vgl. Stefan Bach, Giacomo Corneo und Viktor Steiner (2009): From bottom to top: The entire income distribution in Germany, 1992–2003, Review of Income and Wealth 55, 303–330.)

Abbildung 1

Reales verfügbares Haushaltseinkommen In Euro



Anmerkungen: Reale Einkommen in Preisen von 2010. Population: Personen in Privathaushalten, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Schattierte Flächen geben das 95-Prozent-Konfidenzintervall an.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

Die verfügbaren Haushaltseinkommen sind im Durchschnitt um 18 Prozent seit 1991 gestiegen.

Die Entwicklung in der untersten Einkommensgruppe weicht von der Entwicklung in den anderen Dezilen ab. Im Zeitraum 1991 bis 1994 gingen die Realeinkommen zurück, vor allem wegen der Zuwanderung vorrangig von Aussiedlerinnen und Aussiedlern.¹⁴ Zwischen 1994 und 1999 stiegen die realen Einkommen des untersten Dezils deutlich an. Alle Einkommenssegmente profitierten von einer insgesamt positiven Konjunktur. Im Zeitraum 2000 bis 2005 gingen die Realeinkommen im ersten Dezil erneut zurück, einhergehend mit einem Zuwachs der Arbeitslosigkeit, die im Jahr 2005 einen Höchststand von fast zwölf Prozent erreichte. In den darauffolgenden Jahren bis 2009 stiegen die Einkommen im ersten Dezil vor dem Hintergrund starker BIP-Zuwächse von jährlich rund drei Prozent wieder an. Seit 2010 nehmen die realen Einkommen im ersten Dezil wieder ab, obwohl die Wirtschaft in einer guten Verfassung ist und die Arbeitslosigkeit deutlich zurückgegangen ist.

Eine Erklärung für die seit 2010 schwache Einkommensentwicklung am unteren Rand der Einkommensverteilung liefert die Zuwanderung. So ist die Zahl der in Deutschland lebenden Ausländerinnen und Ausländer seit 2010 um die Hälfte (plus 3,3 Millionen) auf zehn Millionen im Jahr

¹⁴ Insbesondere fällt der deutliche Rückgang im Jahr 1994 auf. Das hat auch mit den zugrundeliegenden Daten zu tun: In den Jahren 1994/95 wurde im SOEP eine Zusatzstichprobe von Zuwandererinnen und Zuwanderern gezogen; diese sind ab diesem Zeitpunkt im SOEP repräsentiert. Für einen Überblick der verschiedenen Teilstichproben im SOEP vgl. Martin Kroh et al. (2019): SOEP-Core – Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition (1984 until 2017). SOEP Survey Papers Nr. 606 (online verfügbar).

Kasten

Annahmen bei der Einkommensmessung

Den in diesem Bericht vorgelegten Auswertungen auf Basis der Haushalts-Längsschnitterhebung Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) liegen Jahreseinkommen zugrunde. Dafür werden im Befragungsjahr (t) jeweils für das zurückliegende Kalenderjahr ($t-1$) alle Einkommenskomponenten aufsummiert (Markteinkommen aus der Summe von Kapital- und Erwerbseinkommen einschließlich privater Transfers und privater Renten). Zusätzlich werden Einkommen aus gesetzlichen Renten und Pensionen sowie Sozialtransfers (Sozialhilfe, Wohngeld, Kindergeld, Unterstützungen vom Arbeitsamt u. a.) berücksichtigt, und schließlich werden mithilfe einer Simulation¹ der Steuer- und Sozialabgaben Jahresnettoeinkommen errechnet. Da aufgrund der Komplexität des deutschen Steuerrechts nicht alle steuerlichen Sonderregelungen mit Hilfe dieses Modells simuliert werden können, ist von einer Unterschätzung der im SOEP gemessenen Einkommensungleichheit auszugehen.

Der internationalen Literatur folgend² werden dem Einkommen auch fiktive (Netto-)Einkommensbestandteile aus selbst genutztem Wohneigentum (*Imputed Rent*) zugerechnet. Zusätzlich werden im Folgenden – wie auch von der EU-Kommission für die EU-weite Einkommensverteilungsrechnung auf Basis von EU-SILC vorgeschrieben – auch nicht-monetäre Einkommensanteile aus verbilligt überlassenem Mietwohnraum berücksichtigt (sozialer Wohnungsbau, privat oder arbeitgeberseitig verbilligter Wohnraum, Haushalte ohne Mietzahlung).

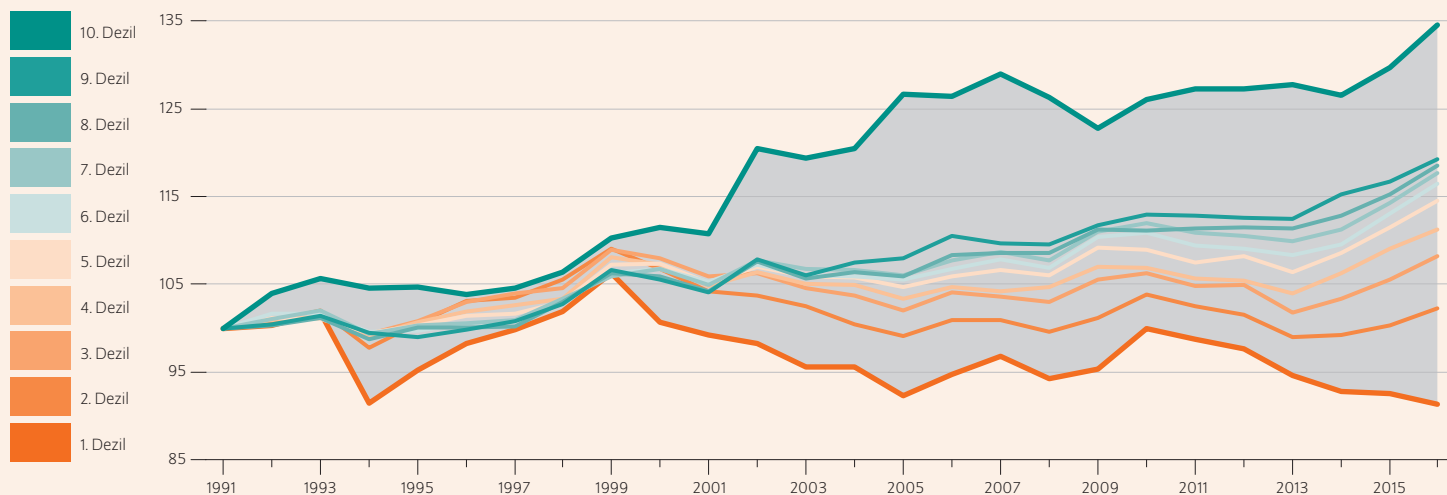
Die Einkommenssituation von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung wird – internationalen Standards entsprechend – durch die Umrechnung des gesamten Einkommens eines Haushalts in so genannte Äquivalenzeinkommen vergleichbar gemacht. Dazu werden die Haushaltseinkommen unter Verwendung einer von der OECD vorgeschlagenen und in Europa allgemein akzeptierten Skala umgerechnet, und jedem Haushaltsmitglied

¹ Vgl. Johannes Schwarze (1995): Simulating German income and social security tax payments using the GSOEP. Cross-national studies in aging. Programme project paper no. 19. Syracuse University, USA.

² Siehe hierzu: Joachim R. Frick, Jan Goebel und Markus M. Grabka (2007): Assessing the distributional impact of "imputed rent" and "non-cash employee income" in micro-data. In: European Communities (ed.): Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC conference (Helsinki, 6-8 November 2006), EUROSTAT, 116-142.

Abbildung 2

Entwicklung der verfügbaren Haushaltseinkommen nach Dezilen 1991 = 100



Anmerkungen: Reale Einkommen in Preisen von 2010; Population: Personen in Privathaushalten; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

Die Schere zwischen den Einkommensgruppen ist seit 2010 wieder auseinander gegangen.

wird das so errechnete Äquivalenzeinkommen zugewiesen, unter der Annahme, dass alle Haushaltsmitglieder in gleicher Weise vom gemeinsamen Einkommen profitieren. Dabei erhält der Haushaltsvorstand ein Bedarfsgewicht von eins; weitere erwachsene Personen haben jeweils ein Gewicht von 0,5 und Kinder bis zu 14 Jahren ein Gewicht von 0,3.³ Unterstellt wird also eine Kostendegression in größeren Haushalten.

Eine besondere Herausforderung stellt in allen Bevölkerungsumfragen die sachgemäße Berücksichtigung fehlender Angaben einzelner Befragungspersonen wie dem Einkommen dar. In den hier analysierten Daten des SOEP werden fehlende Angaben im Rahmen aufwendiger, quer- und längsschnittbasierter Imputationsverfahren eingefügt.⁴ Dies betrifft auch fehlende Angaben bei vollständiger Verweigerung einzelner Haushaltsmitglieder in ansonsten befragungswilligen Haushalten. In diesen Fällen wird ein mehrstufiges statistisches Verfahren für sechs einzelne Bruttoeinkommenskomponenten (Erwerbseinkommen, Renten sowie

Transferleistungen im Falle von Arbeitslosigkeit, Ausbildung/Studium, Mutterschutz/Erziehungsgeld/Elterngeld und private Transfers) angewandt.⁵ Dabei werden mit jeder neuen Datenerhebung immer sämtliche fehlende Werte auch rückwirkend neu imputiert, da neue Informationen aus Befragungen genutzt werden können, um fehlende Angaben in den Vorjahren einzufügen. Dadurch kann es zu kleineren Veränderungen gegenüber früheren Auswertungen kommen.

Um methodisch begründete Effekte in der Zeitreihe der errechneten Indikatoren zu vermeiden, wurde die jeweils erste Erhebungswelle der einzelnen SOEP-Stichproben aus den Berechnungen ausgeschlossen. Untersuchungen zeigen, dass es in den ersten beiden Befragungswellen vermehrt zu Anpassungen im Befragungsverhalten kommt, die nicht auf die unterschiedliche Teilnahmebereitschaft zurückzuführen sind.⁶

³ Siehe hierzu: Brigitte Buhmann et al. (1998). *Equivalence Scales, Well-being, Inequality and Poverty. Review of Income and Wealth* 34, 115-142.

⁴ Joachim R. Frick und Markus M. Grabka (2005): *Item Non-response on Income Questions in Panel Surveys: Incidence, Imputation and the Impact on Inequality and Mobility*. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 89(1), 49–61.

⁵ Joachim R. Frick, Markus M. Grabka und Olaf Groh-Samberg (2012): *Dealing with incomplete household panel data in inequality research*. In: *Sociological Methods and Research*, 41(1), 89 – 123.

⁶ Joachim R. Frick et al. (2006): *Using Analysis of Gini (ANOGI) for Detecting Whether Two Subsamples Represent the Same Universe. The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Experience*, *Sociological Methods Research*, 34(4), 427-468, doi: 10.1177/0049124105283109.

2016 gestiegen.¹⁵ Es braucht Zeit, bis die meisten neu zugezogenen Migranten und Migrantinnen auf dem Arbeitsmarkt Fuß fassen; in den ersten Monaten und Jahren nach ihrer Ankunft weisen sie hohe Nichterwerbsquoten auf und erzielen dementsprechend niedrige Einkommen.¹⁶

Einkommenszuwächse werden auch wahrgenommen

Die Einkommenszugewinne der Haushalte über nahezu alle Dezile hinweg sind nicht nur ein rein statistischer Befund auf der Grundlage des bloßen Vergleichs von Einkommensdaten. Die Verbesserung der finanziellen Situation wird in den Haushalten auch so wahrgenommen (Abbildung 3) und bestimmt damit die Lebenswirklichkeit der Einzelnen. Die im SOEP regelmäßig erhobene subjektive Zufriedenheit mit dem eigenen Haushaltseinkommen weist im Jahr 2017 im Vergleich zu 2007 und 1997 einen Höchststand auf. Zwar unterscheidet sich die Zufriedenheit über die einzelnen Dezile hinweg, das heißt, je höher das Haushaltseinkommen,

umso höher ist auch die Zufriedenheit, doch ist gerade in den unteren Einkommensdezilen, die objektiv weniger bis überhaupt keine Zugewinne verzeichnen können, ebenfalls ein Anstieg der Einkommenszufriedenheit zu verzeichnen.¹⁷

Diese positive Einschätzung der eigenen Haushaltssituation wird auch in der Bewertung der eigenen wirtschaftlichen Situation sichtbar. Der Anteil derjenigen, die sich „große Sorgen“ um die eigene wirtschaftliche Entwicklung machen, verharrt 2017 mit rund 15 Prozent auf einem niedrigen Niveau (Abbildung 4). Zum Vergleich: Im Jahr 2006 berichteten 27,7 Prozent, sie würden sich „große Sorgen“ um die eigene wirtschaftliche Entwicklung machen.¹⁸

Etwas mehr als die Hälfte hält das eigene Nettoeinkommen für zu niedrig

Im SOEP werden erwerbstätige TeilnehmerInnen auch danach gefragt, wie sie ihr eigenes Nettoerwerbseinkommen bewerten. Das heißt, ob sie sich als ungerechterweise zu niedrig, gerecht oder ungerechterweise zu hoch entlohnt fühlen. Trotz der – historisch betrachtet – hohen Zufriedenheit

¹⁵ Vgl. Statistisches Bundesamt (2018): *Ausländische Bevölkerung wächst im Jahr 2017 um 5,8 Prozent*. Pressemitteilung Nr. 133 vom 12. April 2018 (online verfügbar). Mit dem hier ausgewiesenen Jahr 2016 ist die IAB-BAMF-SOEP-Befragung Geflüchteter in Deutschland (Sample M3 und M4) mit enthalten und die starke Zuwanderung von Schutzsuchenden somit abgebildet.

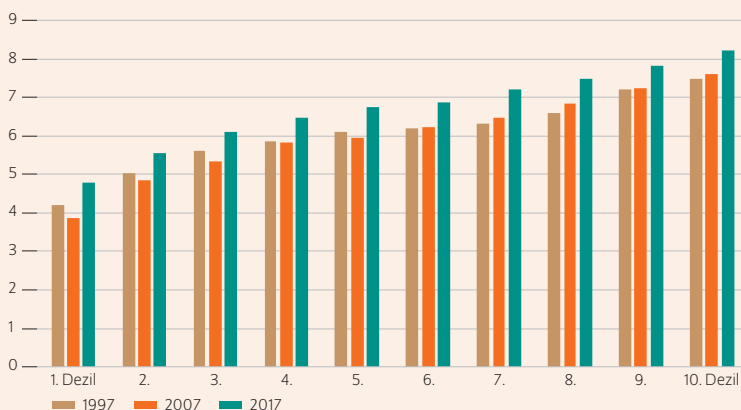
¹⁶ Die Entwicklung der Realeinkommen insbesondere im ersten und zweiten Dezil vor 2011 dürfte im SOEP tendenziell zu positiv sein, da erst ab diesem Zeitpunkt nach einem längeren Zeitraum gezielt Personen mit Migrationshintergrund befragt wurden. Panelstudien wie das SOEP sind mit dem Problem konfrontiert, dass Migration nur in bestehende Haushalte abgebildet werden kann, wenn nicht durch gezielte Zusatzstichproben neue Migranten befragt werden. Vor dem Hintergrund unterdurchschnittlicher, teilweise sogar negativer, Zuwanderung wurde in den 2000er Jahre im SOEP keine Migrantenstichproben gezogen. Das erfolgte erst wieder ab dem Jahr 2013.

¹⁷ Ähnliche Steigerungen der Zufriedenheit konnten auch hinsichtlich der Lebenszufriedenheit beobachtet werden. Siehe: Markus M. Grabka Jürgen Schupp: *Geht's uns wirklich so gut? Lebensqualität ist mehr als nur subjektive oder objektive Lebenslage*. (online verfügbar) *Wirtschaftsdienst*, Jg. 97/2007, Heft 6, S. 448-450.

¹⁸ Die positivere Sicht auf die finanzielle und wirtschaftliche Situation des eigenen Haushalts ist aber auch eingebettet in eine optimistischere Sicht auf die allgemeine wirtschaftliche Lage. Denn der Anteil derjenigen, die sich keine Sorgen um die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland machen, erreicht im Jahr 2017 mit 27,3 Prozent wiederum einen der höchsten Werte seit 1992.

Abbildung 3

Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen Mittelwerte



Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten; die Zufriedenheit wird auf einer Skala von „0“ ganz und gar unzufrieden bis „10“ ganz und gar zufrieden erfragt.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

Die Zufriedenheit mit dem Haushaltsnettoeinkommen ist über alle Einkommensgruppen hinweg gestiegen.

mit dem Haushaltseinkommen gibt eine knappe Mehrheit der Erwerbstätigen (55 Prozent) an, dass sie ihren Verdienst als zu niedrig ansehen. Knapp die Hälfte (43 Prozent) ist aber auch der Meinung, dass ihr Nettoverdienst, so wie er ist, gerecht sei. Nur eine Minderheit von zwei Prozent äußert sich dahingehend, dass sie ihren Verdienst als ungerechterweise zu hoch betrachten. Bemerkenswert ist dabei, dass das Ausmaß der empfundenen Entlohnungsungerechtigkeit deutlich weniger über die einzelnen Einkommensdezile variiert, wie dies bei der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen der Fall ist (Abbildung 5). Erwerbstätige in Haushalten der Dezile 1 bis 6 zeigen ein ähnliches Niveau an empfundener Einkommensungerechtigkeit. Eine geringere Einkommensungerechtigkeit ist erst ab dem siebten bis zehnten Dezil zu beobachten. Trotz höherer Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen wird beim individuellen Nettoverdienst eine Gerechtigkeitslücke festgestellt. Möglicherweise ist dies ein Hinweis darauf, dass die unterschiedlichen Zuwachsraten in den Einkommen der Haushalte in den einzelnen Dezilen wahrgenommen werden. Insbesondere Erwerbstätige in den unteren 60 Prozent der Haushalte erwarten wohl eine höhere Beteiligung an den Einkommenszuwächsen.

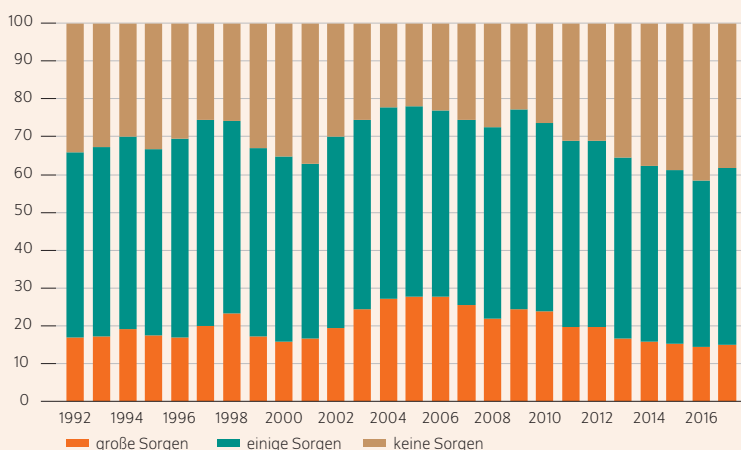
Deutschland verfehlt UN-Ziele zur Reduktion von Einkommensungleichheit

Im Rahmen der Debatte, wie sich gesellschaftlicher Fortschritt alternativ zum Bruttoinlandsprodukt (BIP) messen lässt, haben die Vereinten Nationen (UN) einen Katalog mit 17 Nachhaltigkeitszielen verabschiedet.¹⁹ Eines der vereinbarten Ziele ist, den Grad der Einkommensungleichheit innerhalb der einzelnen (entwickelten) Staaten bis zum Jahr 2030 zu senken. Als Ziel für das Jahr 2030 wurde festgelegt, dass der Einkommenszuwachs der ärmsten 40 Prozent einer Bevölkerung höher sein soll als das durchschnittliche Einkommensplus der Gesamtbevölkerung. Diese Spezifikation ist wichtig, weil aus der bloßen Reduktion des Grades an Ungleichheit nicht notwendigerweise auf eine Verbesserung der Wohlfahrt einer Gesellschaft geschlossen werden kann.²⁰

Betrachtet man für Deutschland den Zeitraum von 2010 bis 2016, dann wurde dieses Ziel wiederholt verfehlt. Bis auf 2010 blieb der Einkommenszuwachs (gegenüber dem jeweiligen Vorjahr) der 40 Prozent mit den geringsten Einkommen hinter dem durchschnittlichen Einkommensanstieg der Bevölkerung zurück oder fiel wie in 2014 gleich hoch aus (Abbildung 6).

Abbildung 4

Sorgen um die eigene wirtschaftliche Entwicklung Anteile in Prozent



Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

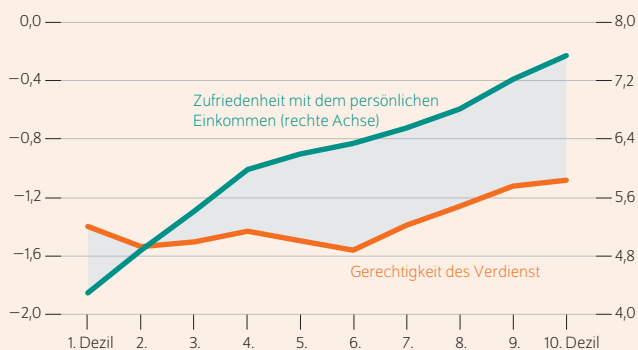
Die Sorgen um die eigene wirtschaftliche Entwicklung sind seit 2005 rückläufig.

¹⁹ Siehe United Nations Sustainable Development Goals Knowledge Platform (online verfügbar).

²⁰ Gemäß dem Verständnis eines nachhaltigen Wachstums von Einkommen einer Gesellschaft müssen hiervon überdurchschnittlich die unteren Einkommensgruppen profitieren.

Abbildung 5

Bewertung der Gerechtigkeit des eigenen Nettoverdiensts und der Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen nach Dezilen des Haushaltsnettoeinkommens Mittelwerte



Anmerkungen: Population: Personen mit Erwerbseinkommen; bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben. Bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Die Zufriedenheit wird auf einer Skala von „0“ ganz und gar unzufrieden bis „10“ ganz und gar zufrieden erfragt. Die Gerechtigkeit des Verdienstes wird auf einer Skala von „-5“ ungerechterweise zu niedrig, über „0“ gerecht bis hin zu „+5“ ungerechterweise zu hoch erhoben.

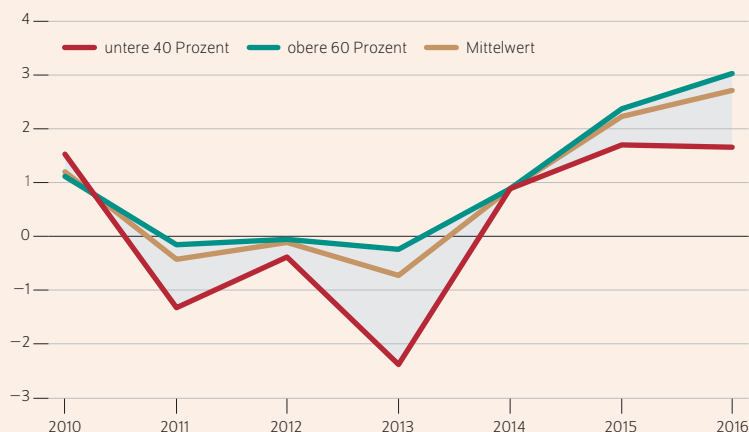
Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

In der unteren Hälfte der Einkommensverteilung wird der eigene Netto-lohn als ungerechterweise zu niedrig angesehen.

Abbildung 6

Veränderung der verfügbaren Haushaltseinkommen gegenüber dem Vorjahr – ausgewählte Gruppen In Prozent



Anmerkungen: Reale Einkommen in Preisen von 2010. Population: Personen in Privathaushalten, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

Die unteren 40 Prozent der Einkommensbezieher haben seit 2011 geringere Einkommenszuwächse als der Durchschnitt der Gesamtbevölkerung.

Seit der Finanzkrise steigt die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen wieder an

Ein etablierter Indikator zur Messung von Einkommensungleichheit ist der Gini-Koeffizient.²¹ Er kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je höher der Wert, desto stärker ausgeprägt ist die gemessene Ungleichheit. Der Gini-Koeffizient der verfügbaren Haushaltseinkommen hat sich zwischen 1991 und 1999 kaum verändert, stieg dann von 0,25 im Jahr 1999 auf 0,29 im Jahr 2005 (Abbildung 7). Im Anschluss ist ein leichter Rückgang auf 0,28 im Jahr 2009 festzustellen. Seitdem – also nach dem Ende der Finanzkrise – zeigt der Gini-Koeffizient wieder eine aufwärtsgerichtete Tendenz. Vergleicht man das Jahr 2016 mit dem Jahr 2010, so ist der neuerliche Anstieg des Gini-Koeffizienten statistisch signifikant.

Da der Gini-Koeffizient eher auf Veränderungen in der Mitte einer Verteilung reagiert, wird hier als zusätzlicher Indikator das 90:10 Perzentilverhältnis verwendet, das auf die Ränder einer Verteilung fokussiert: Es setzt die Person mit dem geringsten Einkommen aus dem obersten (zehnten) Dezil ins Verhältnis zur Person mit dem höchsten Einkommen aus dem untersten (ersten) Dezil. Dieser Indikator bestätigt die Befunde zum Gini-Koeffizienten. So zeigt sich seit 2010 ein erneuter signifikanter Anstieg der Einkommensungleichheit in Deutschland, der für das Jahr 2016 seinen bisherigen Höchststand seit der Wiedervereinigung erreicht.²² Das verfügbare Haushaltseinkommen der Person auf der

Untergrenze des zehnten Dezils im Jahr 2016 ist demnach 3,7-Mal höher als bei der Person auf der Obergrenze des ersten Dezils. In den 1990er Jahren lag dieses Verhältnis noch bei einem Wert von drei.

Niedrigeinkommensquote stabilisiert sich auf hohem Niveau

Der Anteil von Personen, deren Einkommen weniger als 60 Prozent des Medianhaushaltsnettoeinkommens beträgt, wird häufig als relative (Einkommens-)Armutsrisikoquote oder wie hier im Folgenden als Niedrigeinkommensquote bezeichnet.²³

Auf Basis der SOEP-Stichprobe lag die Niedrigeinkommensschwelle im Jahr 2016 für einen Einpersonenhaushalt bei etwa 1120 Euro pro Monat.²⁴ In Deutschland lag

²³ Eine kritische Auseinandersetzung mit dem Begriff „Armut“ findet sich bei Karl Brenke, der statt der Bezeichnung „Armutsrisikoquote“ den Begriff „Einkommensschwache“ präferiert. Alternativ wird hier in Anlehnung an den aus der Arbeitsmarktforschung etablierten Begriff „Niedriglohnbeschäftigte“ die Bezeichnung „Niedrigeinkommensbezieher“ bzw. „Niedrigeinkommensquote“ gewählt, vgl. Karl Brenke (2018): Armut: vom Elend eines Begriffs. Wirtschaftsdienst, 4, 260–266. Die Verwendung des Begriffs Niedrigeinkommensquote statt des bisher etablierten Begriffs Armutsrisikoquote wird zudem präferiert, da die Einteilung in Armut bedrohte Personen oder nicht ausschließlich über das verfügbare Einkommen vorgenommen wird und somit eine Berücksichtigung von privaten Vermögen außen vor bleibt. Dabei kann eine Person zwar einerseits über geringe Einkommen verfügen aber gleichzeitig hohes privates Vermögen besitzen.

²⁴ Im Vergleich zur Sozialberichterstattung des Statistischen Bundesamts auf Basis des Mikrozensus (siehe Statistische Ämter des Bundes und der Länder (online verfügbar)) wird hier ein höherer Schwellenwert ausgewiesen, da wie international üblich auch der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums zur Einkommensmessung bei der Einkommensberechnung berücksichtigt wird. Vgl. zu weiteren methodischen Unterschieden zur amtlichen Sozialberichterstattung Markus M. Grabka, Jan Goebel und Jürgen Schupp (2012): Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten? Wochenbericht des DIW, Nr. 43/2012, S. 3–15 (online verfügbar).

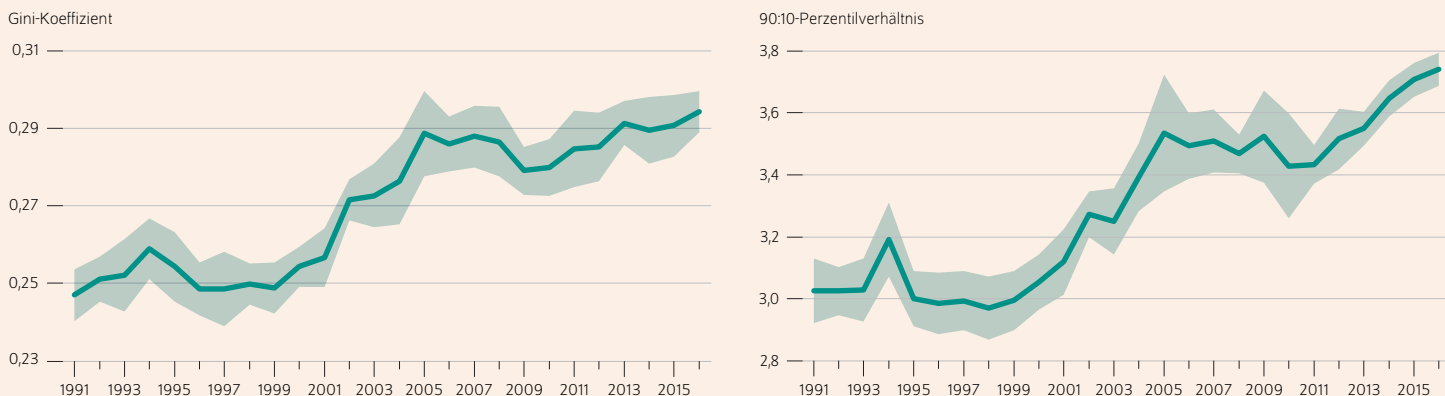
²¹ Siehe Definition des Begriffs Gini-Koeffizient im DIW Glossar (online verfügbar).

²² Einen vergleichbaren Befund findet man auch bei der Verwendung der Mean-Log-Deviation (MLD).

Abbildung 7

Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen

Gini-Koeffizient und 90:10-Perzentilverhältnis



Anmerkungen: Hellgrün eingefärbte Fläche: 95-Prozent-Konfidenzintervall. Population: Personen in Privathaushalten, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

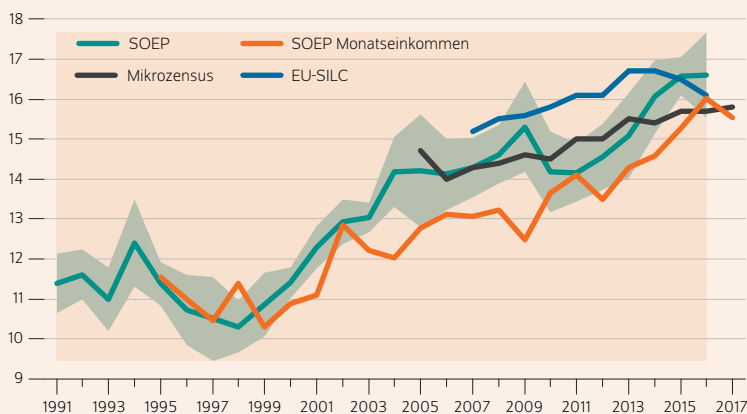
© DIW Berlin 2019

Die Ungleichheit der verfügbaren Haushaltseinkommen hat seit 2010 wieder signifikant zugenommen.

Abbildung 8

Niedrigeinkommensquote¹

Anteil in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Haushaltseinkommen.

Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten, SOEP, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben. Bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala. Schattierte Flächen geben das 95-Prozent-Konfidenzintervall an.

Quellen: SOEPv34; Angaben des Mikrozensus: Statistisches Bundesamt (2018); Sozialberichterstattung der amtlichen Statistik; Angaben des EU-SILC: Statistisches Bundesamt 2018; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

Der Anteil der Niedrigeinkommensbezieher stabilisiert sich auf einem historisch hohen Niveau.

die Niedrigeinkommensquote in den 1990er Jahren noch bei rund elf Prozent. Bis zum Jahr 2016 ist dieser Wert auf 16,6 Prozent gestiegen (Abbildung 8). Jüngste Ergebnisse, die auf dem Mikrozensus oder Daten von European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) des Statistischen Bundesamtes basieren, weisen ebenfalls eine Quote von rund 16 Prozent aus.²⁵

Das SOEP stellt auch einen alternativen Indikator zur Messung der Armutsrisikoquote zur Verfügung. Hierbei handelt es sich um das im Befragungsmonat erhobene aktuelle Haushaltsnettoeinkommen. Dieses Einkommenskonzept ist mit dem des Mikrozensus nahezu identisch. Da unterjährig selten bezogene Einkommenskomponenten dabei eher unterschätzt und der Mietwert selbst genutzten Wohneigentums nicht berücksichtigt wird, fällt die Armutsrisikoschwelle beim monatlichen Einkommen des SOEP und des Mikrozensus geringer aus als bei den Jahreseinkommen. Mit den aktuellen Monatseinkommen des SOEP wird eine Armutsrisikoquote von 15,5 Prozent im Jahr 2017 berichtet. Im langjährigen Vergleich zeigen beide Einkommenskonzepte einen gleichen Verlauf und ein höheres Armutsrisiko als vor der Jahrtausendwende als auch im Vergleich zum Jahr 2005 an.²⁶

²⁵ Siehe Statistische Ämter des Bundes und der Länder (online verfügbar).

²⁶ Die Armutsrisikoquote kann als alternativer Indikator zur Messung von Einkommensungleichheit angesehen werden. Vergleicht man diese Quote für die Jahre 2005 und 2016, so zeigt sich auf Grundlage der monatlichen Haushaltseinkommen ein signifikanter Anstieg. Bei den Jahreseinkommen ist dieser Unterschied nur bei Verwendung eines 90-Prozent Konfidenzintervalls signifikant.

Niedrigeinkommensquote bei jungen Erwachsenen stark gestiegen

Den höchsten Anteil von Niedrigeinkommensbeziehern mit 28 Prozent im Jahr 2016 findet sich bei jungen Erwachsenen im Alter von 18 bis 24 Jahren (Abbildung 9). Gegenüber dem Jahr 1996 ist diese Quote um zwölf Prozentpunkte gestiegen. Die zentrale Erklärung für die hohe Quote besteht darin, dass diese Bevölkerungsgruppe sich verstärkt in einer beruflichen Ausbildung oder im Studium befindet und damit keiner Vollzeitbeschäftigung nachgehen kann. Diese Bevölkerungsgruppen können somit auch mit Einkommenszuwächsen nach Beendigung ihrer Ausbildungszeiten rechnen.

Einen vergleichbar starken Zuwachs in der Niedrigeinkommensquote verzeichnet die Gruppe der 25- bis 34-Jährigen auf knapp 23 Prozent im Jahr 2016. Allein zwischen 2006 und 2016 ist hier die Niedrigeinkommensquote um weitere 4,5 Prozentpunkte gestiegen. Zwar ist in diesem Lebensabschnitt die Ausbildungsphase weitgehend abgeschlossen und der Eintritt in das Berufsleben (und hierbei häufig in Vollzeit) hat bereits stattgefunden. Dafür wird aber in diesem Alter oft eine Familie gegründet, was mit Erwerbsunterbrechungen verbunden ist. Entsprechend finden sich bei Kindern und Jugendlichen vergleichbar hohe Armutsrisikoquoten. Daneben spielt die Ausweitung des Niedriglohnsektors in Deutschland eine relevante Rolle, da im Jahre 2017 bei neun Millionen abhängigen Beschäftigungsverhältnissen nur ein Niedriglohn bezahlt wurde. Hiervon sind auch viele Beschäftigte in dieser Altersgruppe betroffen.²⁷

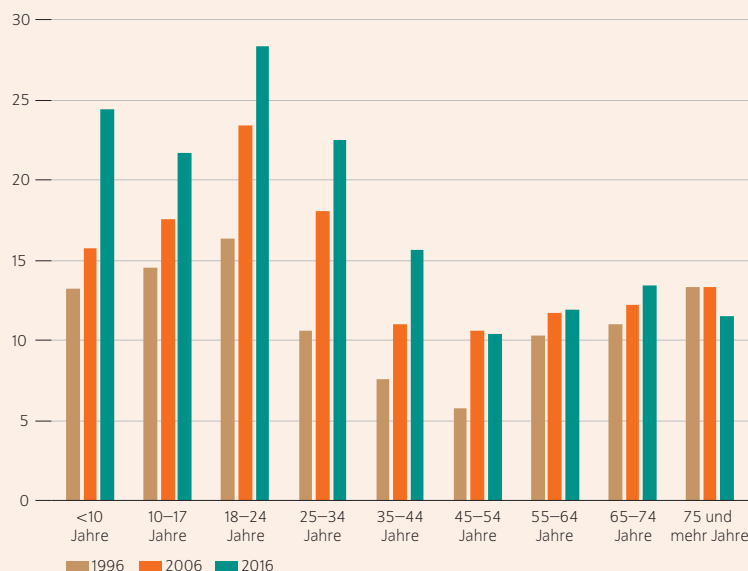
Die Niedrigeinkommensquote von Personen ab 35 Jahren ist nach wie vor unterdurchschnittlich, überdurchschnittlich sind jedoch die Zuwachsraten in der Altersgruppe der 35–44-Jährigen. Nur bei der Altersgruppe ab 75 Jahren ist die Niedrigeinkommensquote gesunken. Hierzu trägt bei, dass ältere Menschen zunehmend weiterhin mit einem Partner in einem Haushalt zusammenleben und damit Einkommensvorteile gegenüber Alleinstehenden erzielen können.

Niedrigeinkommensquote bei Haushalten mit nur einem Erwerbstätigen stark gestiegen

Erwerbstätigkeit gilt allgemein als der beste Schutz gegen Armut. Vor dem Hintergrund des deutlich angewachsenen Niedriglohnsektors und der unverändert hohen Zahl von rund sieben Millionen Minijobs in Deutschland stellt sich die Frage, ob dies noch zutrifft. Im Folgenden werden nur Haushalte mit mindestens einer Person im erwerbsfähigen Alter betrachtet und nach der Zahl der Erwerbspersonen differenziert.²⁸ Zudem wird unterschieden in Mehrpersonen- und Einpersonenhaushalte.

Abbildung 9

Niedrigeinkommensquote¹ nach Altersgruppen Anteil in Prozent



1 Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

Erwachsene im Alter von 25 bis 34 Jahren verzeichnen einen überdurchschnittlichen Anstieg des Armutsrisikos.

Erwartungsgemäß ist die Armutsrisikoquote bei den Haushalten ohne Erwerbstätige mit zuletzt 68 Prozent im Jahr 2016 am höchsten (Abbildung 10). Dieser Wert hat sich zudem seit Ende der 1990er Jahre von etwa 30 Prozent verdoppelt. Hierzu dürfte unter anderem die Einführung von *Arbeitslosengeld II* beigetragen haben, die zu einem Einkommensverlust vieler betroffener Haushalte geführt hat.²⁹

Ist mindestens eine Person in einem Mehrpersonenhaushalt erwerbstätig, egal ob in Voll- oder Teilzeit oder als Minijobber, so reduziert sich das Armutsrisiko um die Hälfte auf 30 Prozent in 2016. Mitte der 1990er Jahre lag die Niedrigeinkommensquote bei diesen Haushalten nur bei rund 15 Prozent und damit nur halb so hoch. Auch bei den Einpersonenhaushalten ist der Trend vergleichbar, da hier die entsprechende Quote Mitte der 1990er Jahre bei etwa elf Prozent lag und sich bis 2016 auf etwa 23 Prozent verdoppelt hat. Sind zwei oder mehr Personen erwerbstätig, so fällt das Armutsrisiko noch einmal deutlich auf nur noch etwa sechs Prozent. Im langjährigen Trend hat sich bei diesen Haushalten die Niedrigeinkommensquote kaum verändert.

²⁷ Vgl. Markus M. Grabka und Carsten Schröder (2019): Der Niedriglohnsektor in Deutschland ist größer als bislang angenommen. DIW Wochenbericht Nr. 14, 249–257 (online verfügbar).

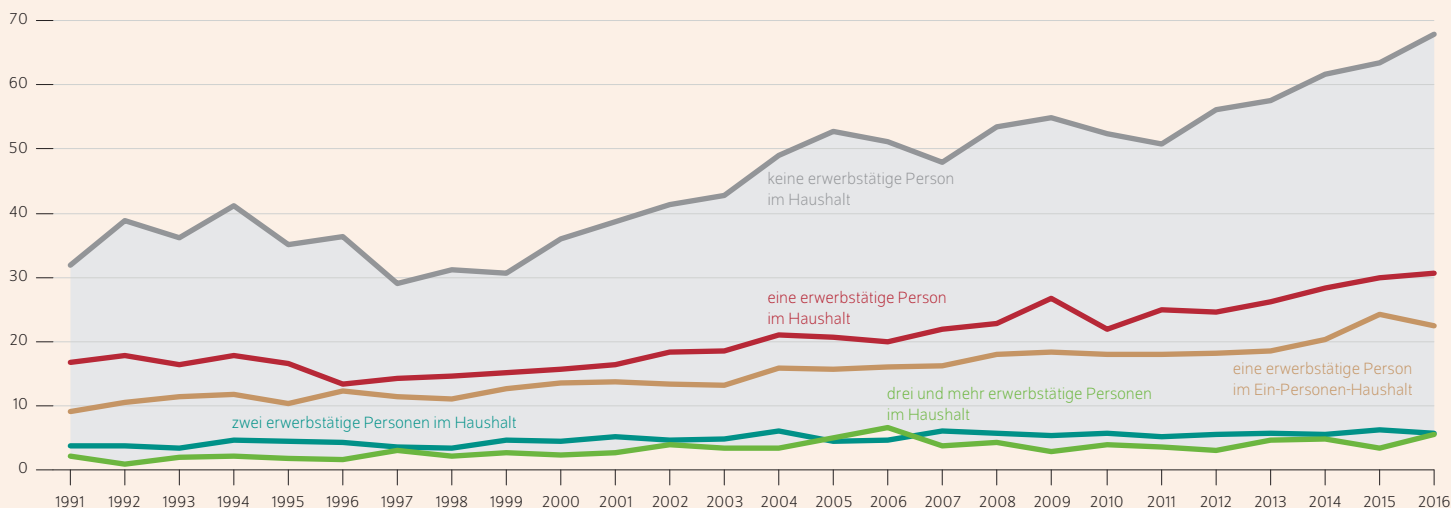
²⁸ Als erwerbstätig gilt hier jede Person, die im Vorjahr mindestens einen Euro Erwerbseinkommen bezogen hat.

²⁹ Vgl. Jan Goebel und Maria Richter (2007): Nach der Einführung von Arbeitslosengeld II: deutlich mehr Verlierer als Gewinner unter den Hilfeempfängern, DIW Wochenbericht Nr. 50, 753–761 (online verfügbar) sowie Jürgen Schupp: Hartz IV – weder Rolltreppe aus der Armut noch Fahrstuhl in die Armut, (online verfügbar) Wirtschaftsdienst, Jg. 99/2019, Heft 4, S. 247–251.

Abbildung 10

Niedrigeinkommensquote¹ nach Zahl der Erwerbspersonen im Haushalt – nur Mehrpersonen-Haushalte

Nur Personen in Haushalten mit Personen im erwerbsfähigen Alter 20 bis unter 65 Jahren. Anteil in Prozent

¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten mit Personen im erwerbsfähigen Alter, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2019

In Mehrpersonenhaushalten mit zwei oder drei Erwerbstätigen ist das Armutsrisiko unverändert niedrig.

Dies bedeutet, dass eine Erwerbstätigkeit allein keinen ausreichenden Schutz vor Armut mehr bietet. Dies erklärt sich auch daraus, dass in 2017 mehr als sieben Millionen Beschäftigte einen Minijob ausüben.³⁰

In städtischen Regionen hat das Armutsrisiko deutlich zugenommen

In Anbetracht der in vielen Regionen Deutschlands berichteten starken Mietpreissteigerungen wird hier auch die Armutsrisikoquote nach der Gemeindegröße präsentiert (Abbildung 11).³¹ Diese ist in sieben Gruppen erfasst – von Gemeinden mit weniger als 2000 Einwohnern bis hin zu Großstädten mit 500 000 und mehr Einwohnern.

1996 variierte der Anteil der Niedrigeinkommensbezieher nach Gemeindegröße nur wenig und schwankte zwischen rund neun und 13 Prozent. Bis zum Jahr 2016 ist in allen Regionen ein Anstieg des Armutsrisikos zu beobachten, der aber unterschiedlich stark ausfällt. Während in Gemeinden mit weniger als 20 000 Einwohnern das Armutsrisiko sich nur um zwei bis drei Prozentpunkte veränderte, gibt es in Großstädten mit über 500 000 Einwohnern eine starke

Zunahme von sieben bis zehn Prozentpunkten, was auch der Zuwanderung in diese Städte geschuldet sein dürfte. Die Ergebnisse sind zudem als besorgniserregend zu bewerten, da die Berechnung der Niedrigeinkommensquote vor Wohnkosten vorgenommen wird und damit die steigende Wohnkostenbelastung insbesondere in den Ballungsräumen nicht berücksichtigt ist.³² Anders ausgedrückt: Es gibt in den städtischen Regionen immer mehr Menschen, die nur über ein geringes Einkommen verfügen, die sich aber mit einem Mietmarkt konfrontiert sehen, in dem bezahlbarer Wohnraum ein immer knapperes Gut wird.

Schlussfolgerung: Nötig sind höhere Lohnabschlüsse, Zurückdrängen von Minijobs und Schaffung von bezahlbarem Wohnraum

Deutschland erlebt seit der Finanzmarktkrise einen wirtschaftlichen Aufschwung, der sich in steigenden Realeinkommen für weite Teile der Bevölkerung niederschlägt und auch zu einer Zunahme der subjektiven Einkommenszufriedenheit und insgesamt positiven Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage führt. Diese Einkommenszuwächse fallen aber je nach Einkommensposition unterschiedlich aus.

³⁰ Vgl. Kerstin Bruckmeier, et al. (2019): Geringfügige Beschäftigung aus der Perspektive von Beschäftigten und Betrieben sowie Verteilungs- und Arbeitsmarktwirkungen einer Ausweitung. IAB Stellungnahme Nr. 16/2018 (online verfügbar).

³¹ Die Armutsrisikoquote wird auf Basis des gesamtdeutschen Medianeinkommens gebildet.

³² Vgl. zur gestiegenen Wohnkostenbelastung Christian Dustmann, Bernd Fitzenberger und Markus Zimmermann (2018): Housing Expenditures and Income Inequality CReAM Discussion Paper Series 1816, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London.

Die unterschiedlichen Einkommenszuwächse führen dazu, dass seit 2010 die Ungleichheit der verfügbaren Einkommen wieder signifikant zunimmt. Hierzu trägt auch bei, dass es aufgrund der Zuwanderung mehr einkommensschwache Personen gibt. Als besorgniserregend ist zu bewerten, dass der Anteil der Niedrigeinkommensbezieher unverändert bei seinem Höchststand von mehr als 16 Prozent verharret. Darunter finden sich neben Kindern, Jugendlichen und jungen Erwachsenen auch zunehmend Personen im Alter von 25 bis 34 Jahren, also Menschen, die bereits mitten im Erwerbsleben stehen. Die vorliegenden Analysen zeigen, dass eine Erwerbstätigkeit allein kein ausreichender Schutz mehr vor Einkommensarmut sein muss. Zudem weisen sie auf ein deutlich steigendes Armutsrisiko in städtischen Regionen hin, was vor der dem Hintergrund einer rasanten Mietentwicklung als große Herausforderung – insbesondere für Personen bis 34 Jahren – anzusehen ist. Denn durch den deutlichen Rückgang der Zahl der Sozialbauwohnungen fehlt es in Deutschland in einzelnen Regionen immer mehr an bezahlbarem Wohnraum.³³ Neben Maßnahmen zur Reduktion von Einkommensungleichheit wie höheren Lohnabschlüssen, Verallgemeinerbarkeitserklärungen von Tarifverträgen, Absenken der Minijobswelle, um Anreize für eine Umwandlung in Teilzeit- bzw. Vollzeitbeschäftigungsverhältnisse zu setzen,³⁴ sollte die Politik flankierend auch wieder stärker auf den Bau von bezahlbarem Wohnraum fokussieren, um Armut bei einkommensschwachen Personen zu vermeiden.

³³ So ist die Zahl der Person, die in Sozialwohnungen leben, in den letzten 15 Jahren von 3,5 Millionen in 1995 auf 1,3 Millionen in 2011 gesunken. Vgl. Gerlinde Verbist und Markus M. Grabka (2017): Distributive and poverty-reducing effects of in-kind housing benefits in Europe: with a case study for Germany. *Journal of Housing and the Built Environment*, 32(2), 289–312; Andrej Holm et al. (2018): Wie viele und welche Wohnungen fehlen in deutschen Großstädten? Die soziale Versorgungslücke nach Einkommen und Wohnungsgröße. Hans-Böckler-Stiftung, Working Paper Forschungsförderung, Nr. 63, April 2018.

³⁴ Vgl. Grabka und Schröder (2019), a. a. O.

Markus M. Grabka ist Senior Researcher der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel am DIW Berlin | mgrabka@diw.de

Jan Goebel ist Mitglied des Direktoriums der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel am DIW Berlin | jgoebel@diw.de

JEL: D31, I31, I32

Keywords: Income inequality, at-risk of poverty, SOEP

Abbildung 11

Niedrigeinkommensquote¹ nach Gemeindegrößenklasse Anteil in Prozent



¹ Personen mit weniger als 60 Prozent des Median der verfügbaren Einkommen.

Anmerkungen: Population: Personen in Privathaushalten, bedarfsgewichtete Jahreseinkommen im Folgejahr erhoben, bedarfsgewichtet mit der modifizierten OECD-Äquivalenzskala.

Quellen: SOEPv34; eigene Berechnungen.

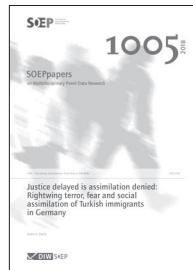
© DIW Berlin 2019

In städtischen Regionen hat der Anteil der Niedrigeinkommensbezieher deutlich zugenommen.

Stefan Liebig ist Direktor der Infrastruktureinrichtung Sozio-oekonomisches Panel am DIW Berlin | sliebig@diw.de

SOEP Papers Nr. 1005

2018 | Sumit S. Deole



Justice Delayed Is Assimilation Denied: Rightwing Terror, Fear and Social Assimilation of Turkish Immigrants in Germany

Using the German Socioeconomic Panel (SOEP) data, this paper offers the first evidence that the 2011 news revelations about crimes committed by National Socialist Underground (NSU) network in early the 2000s resulted in an increase in worries about xenophobic hostility among NSU's targeted groups. This serves as an indication of the minority's perceived maltreatment by German institutions while investigating the NSU crimes. The results further show that the revelations significantly reinforced a feeling of estrangement among Turks, who were now less likely to self-identify as Germans and more likely to see themselves as foreigners; they, therefore, tended to bond more strongly with the ethos of their country of origin. The results also demonstrate that Turks reported a substantial decrease in their health satisfaction and subjective wellbeing. In conclusion, the paper underlines the pertinence of judicial efficacy over rightwing crimes for assimilation and welfare of immigrants.

www.diw.de/publikationen/soeppapers



SOEP Papers Nr. 1006

2018 | Marcus Tamm



Fathers' Parental Leave-Taking, Childcare Involvement and Mothers' Labor Market Participation

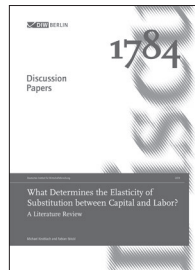
This study analyzes the effect of fathers' parental leave-taking on the time fathers spend with their children and on mothers' and fathers' labor supply. Fathers' leave-taking is highly selective and the identification of causal effects relies on within-father differences in leave-taking for first and higher order children that were triggered by a policy reform promoting more gender equality in leave-taking. Results show that even short periods of fathers' parental leave may have long-lasting effects on fathers' involvement in childcare and housework. Effects on maternal labor supply are also significantly positive but do not persist over time.

www.diw.de/publikationen/soeppapers



Discussion Papers Nr. 1784

2019 | Michael Knoblach, Fabian Stöckl



What Determines the Elasticity of Substitution between Capital and Labor? A Literature Review

This paper provides the first comprehensive review of the empirical and theoretical literature on the determinants of the elasticity of substitution between capital and labor. Our focus is on the two-input constant elasticity of substitution (CES) production function. By example of the U.S., we highlight the distinctive heterogeneity in empirical estimates of σ at both the aggregate and industrial level and discuss potential methodological explanations for this variation. The main part of this survey then focuses on the determinants of σ . We first review several approaches to the microfoundation of production functions, especially

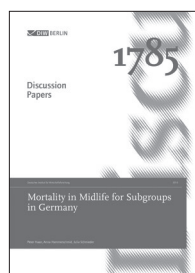
the CES production function. Second, we outline the construction of an aggregate elasticity of substitution (AES) in a multi-sectoral framework and investigate its dependence on underlying sectoral elasticities. Third, we discuss the influence of the institutional framework on the determination of σ . The concluding section of this review identifies a number of potential empirical and theoretical avenues for future research. Overall, we demonstrate that the effective elasticity of substitution (EES), which is typically estimated in empirical studies, is generally not an immutable deep parameter but depends on a multitude of technological, non-technological and institutional determinants.

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere



Discussion Papers Nr. 1785

2019 | Peter Haan, Anna Hammerschmid, Julia Schmieder



Mortality in Midlife for Subgroups in Germany

Case and Deaton (2015) document that, since 1998, midlife mortality rates are increasing for white non-Hispanics in the US. This trend is driven by deaths from drug overdoses, suicides, and alcohol-related diseases, termed as deaths of despair, and by the subgroup of low-educated individuals. In contrast, average mortality for middle-aged men and women continued to decrease in several other high-income countries including Germany. However, average mortality rates can disguise important differences between subgroups and the phenomenon of increasing mortality rates might also be present for subpopulations in these countries. Hence, we analyze how mortality in midlife is changing for

several important demographic subgroups in Germany over the 1990 to 2015 period with a focus on deaths of despair. Our results show a very clear pattern: We find that mortality rates declined between 1990 and 2015, with no increases in deaths of despair for any of the subgroups. Thus, our findings starkly contrast with those for the US

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere





C. KATHARINA SPIESS

Gute-Kita-Gesetz: Besser Qualitäts- als Gebührenwettbewerb!

C. Katharina Spieß ist Leiterin der Abteilung Bildung und Familie am DIW Berlin.

Der Beitrag gibt die Meinung der Autorin wieder.

Das sogenannte Gute-Kita-Gesetz gibt es nicht mehr nur auf dem Papier – langsam kommt es auch in der Praxis an. Mit Bremen hat Ende April das erste Bundesland einen entsprechenden Vertrag mit dem Bund geschlossen: In diesem und im nächsten Jahr erhält der Stadtstaat etwa 45 Millionen Euro. Die Bundesländer können entsprechend ihrer Bedarfe aus einem „Baukasten“ wählen, für welche Bereiche sie die Bundesgelder ausgeben wollen. Bremen wird die Mittel zum einen in Qualitätsverbesserungen stecken. Insbesondere sollen Einrichtungen in sozial benachteiligten Stadtteilen gefördert werden. Eine gezielte Förderung ist wichtig und richtig, denn auch bildungsökonomische Studien zeigen, dass insbesondere Kinder aus sozioökonomisch benachteiligten Familien von einer guten Kita-Qualität profitieren. Investitionen, die darauf abzielen, sind also zu begrüßen. Man könnte sogar noch einen Schritt weiter gehen und vor allem jene Einrichtungen fördern, die neben den Kindern explizit auch die Eltern adressieren, etwa sogenannte Zentren für Familien. Hier kooperieren Kitas beispielsweise mit anderen Akteuren im sozialen Nahraum, wie Jobcentern oder Erziehungsberatungsstellen, und bieten Beratungsleistungen für Eltern an. Wie mehrere Modellprojekte zeigen, können solche Zentren für Familien Kinder und ihre Familien noch effektiver fördern.

Nicht ganz so positiv ist zu bewerten, dass Bremen – und vielleicht noch das ein oder andere Bundesland zusätzlich – die Millionen auch dafür nutzt, um Kitas beitragsfrei zu machen, und zwar für *alle* Familien. Beitragsbefreit wird in Bremen der Besuch einer Ganztagsbetreuung von Kindern im Alter von drei Jahren bis zum Schuleintritt. Die Kosten allein im kleinen Bundesland Bremen: Rund 25 Millionen Euro. Das Gute-Kita-Gesetz lässt diese Option ausdrücklich zu: Auch Maßnahmen zur Entlastung der Eltern, die über bundesweite Regelungen des Kinder- und Jugendhilfegesetzes hinaus gehen, seien förderfähig, um die Teilhabe an Kinderbetreuungsangeboten zu verbessern. Die Gründe, weshalb Eltern ihre Kinder im sogenannten Kindergartenalter nicht in eine Kita schicken, sind allerdings sehr unterschiedlich. So wollen im bundesweiten Durchschnitt 55 Prozent derjenigen, die ihre drei Jahre und

älteren Kinder nicht in einer Kita betreuen lassen, ihre Kinder lieber alleine erziehen. Immerhin 23 Prozent geben aber auch an, dass ihnen der Betreuungsplatz zu teuer ist. Selbstverständlich soll und darf es nicht sein, dass Familien aus Kostengründen davon absehen, ihrem Kind den Besuch einer Kindertageseinrichtung zu ermöglichen. Die beste Lösung für dieses Problem ist aber nicht eine Gebührenbefreiung für alle, sondern eine flächendeckende und verbindliche Gebührenordnung, die festschreibt, dass Familien im unteren Einkommensbereich und in Einrichtungen aller Träger von Gebühren zu befreien sind.

Bundesweite Umfragen zeigen, dass Familien im oberen Einkommensbereich durchaus bereit sind, sogar noch mehr als heute für Kindertageseinrichtungen zu bezahlen – vor allem, wenn diese qualitativ gut sind. Deshalb sollten die finanziellen Mittel aus dem Gute-Kita-Gesetz dafür genutzt werden, die Qualität der Kindertagesbetreuung zu verbessern. Es muss aber sichergestellt sein, dass untere Einkommensgruppen diese gute Qualität bezahlen können – sonst nutzt ihnen die beste Qualität nichts. Höhere Einkommensgruppen können allerdings mehr bezahlen – progressive Gebührenstaffelungen sind es, die sozial gerecht sind.

Ein Kita-Qualitätswettbewerb zwischen den Bundesländern wäre also begrüßenswert. Er wäre für die frühe Bildung und Betreuung und damit für unsere Zukunft allemal besser als ein Wettbewerb um die umfassendsten Gebührenbefreiungen, die letztlich zulasten der Qualität gehen würden.