
Inhalt

Ein Deutschland, in dem wir gut
und gerne leben 1

Schmerzkrankungen immer
noch stark von beruflicher
Tätigkeit abhängig 7

Mütter wenden für Kinder immer
mehr Zeit auf 13

Ein Deutschland, in dem wir gut und gerne leben

Welche Merkmale gehören nach Ansicht der Bevölkerung zum notwendigen Lebensstandard?

Mit dem Leitsatz „Für ein Deutschland, in dem wir gut und gerne leben“ warb die CDU um die Wählerstimmen zur Bundestagswahl 2017. Was aber genau verstehen die Menschen in Deutschland unter dem guten Leben? Was macht also den Lebensstandard in Deutschland aus? – Der Lebensstandard, den sich eine Person leisten kann, variiert bekanntlich mit den Ressourcen, über die eine Person verfügt (z.B. mit ihrem Einkommen). Die Annahme eines einheitlichen Lebensstandards für alle in Deutschland lebenden Personen ist daher wenig wahrscheinlich. Da es jedoch in Deutschland laut Bundesverfassungsgericht ein Grundrecht auf Gewährleistung eines menschenwürdigen Existenzminimums gibt (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Abs.1), ist es eine sozialpolitisch wichtige Frage, ob sich ein minimaler Lebensstandard definieren lässt, über den man notwendigerweise verfügen muss, um in Deutschland ein gerade noch ausreichendes Leben zu führen.

Dieser minimale Lebensstandard wird auch als soziokulturelles Existenzminimum bezeichnet, worunter im Allgemeinen die Zusicherung eines gewissen Mindestniveaus an gesellschaftlicher Teilhabe durch ausreichende Mittel und Ressourcen für jeden Bürger verstanden wird. Die Frage danach, welche Güter, Aktivitäten und Dienstleistungen einen solchen minimalen Lebensstandard ausmachen, ist dabei generell normativ geprägt (vgl. Lipsmeier, 1999) und hängt daher nicht zuletzt von den Vorstellungen der Experten und Expertinnen in Wissenschaft und Politik ab, die sich damit beschäftigen. Eine Möglichkeit zur Bestimmung eines solchen Mindestniveaus ist ein empirisches Vorgehen, bei dem man die Bevölkerung selbst bewerten lässt, welche Lebensstandardmerkmale ihrer Ansicht nach notwendig sind, um in Deutschland ein gerade noch ausreichendes Leben führen zu können. Dieser Ansatz zur Bestimmung des notwendigen Lebensstandards folgt der Tradition des Lebensstandardansatzes von Townsend (1979), wonach Armut nicht

allein durch Einkommen, sondern durch den (aus finanziellen Gründen) mangelnden Zugang zu Merkmalen bestimmt wird, die in der Gesellschaft als wichtig erachtet werden – auch bezeichnet als (relative) Deprivation (Townsend, 1987). Die Frage nach dem notwendigen Lebensstandard ist in diesem Sinne für die Armutsforschung in Deutschland von besonderer Bedeutung, da sie eng mit der Frage verbunden ist, ab wann man in bestimmten Bevölkerungsgruppen von Deprivation sprechen kann (vgl. Andreß/Lipsmeier 1999). Der Lebensstandardansatz wurde erstmals von Mack und Lansley (1985) um die Erhebung von subjektiven Einschätzungen der Bevölkerung zur Notwendigkeit verschiedener Lebensstandardmerkmale erweitert.

Repräsentative Erhebungen der Meinungen der deutschen Wohnbevölkerung darüber, was den notwendigen Lebensstandard in Deutschland ausmacht, fanden in der Panelbefragung „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) des Instituts für Arbeits-

markt- und Berufsforschung 2006/07 bzw. 2015 statt. Der Lebensstandard in Deutschland ist jedoch durch technischen Fortschritt sowie wirtschaftliche und wohlfahrtspolitische Entwicklungen, die das Leben der Menschen beeinflussen, einem stetigen Wandel ausgesetzt. Dies hat möglicherweise auch Einfluss auf die Vorstellungen der Bürger über das, was in Deutschland ein ausreichend gutes Leben ausmacht. Mit einem im GESIS Panel 2016 geschalteten Messinstrument wollen wir daher die aktuellen Meinungen der Bevölkerung zum notwendigen Lebensstandard in Deutschland erfassen und mit den Daten des PASS vergleichen.¹ Im Wesentlichen gehen wir in diesem Beitrag drei Fragen nach: (i) Wie kann man die Einstellungen der Bevölkerung über den notwendigen Lebensstandard erfassen? (ii) Gibt es in der Bevölkerung einen Konsens über das, was den notwendigen Lebensstandard ausmacht? (iii) Wie stabil sind die Einstellungen im Zeitablauf?

Messung des notwendigen Lebensstandards

Um den notwendigen Lebensstandard empirisch zu erfassen, wird üblicherweise auf Bevölkerungsumfragen zurückgegriffen. Befragte bewerten die Notwendigkeit einer Reihe von Lebensstandardmerkmalen für die Sicherstellung eines gerade noch ausreichend guten Lebens (Lipsmeier, 1999, Andreß et al., 2004). Dabei sind mehrere Faktoren denkbar, die die Vorstellungen der Befragten über den notwendigen Lebensstandard beeinflussen können:² zum Beispiel individuelle Faktoren wie eigene Bedürfnisse und Präferenzen (Lipsmeier, 1999), aber auch gesamtgesellschaftliche Entwicklungen wie etwa die wirtschaftliche Lage können ausschlaggebend für die Notwendigkeitsbewertung einzelner Merkmale sein. In einer Wohlstandsgesellschaft wie Deutschland ist es beispielsweise plausibel anzunehmen, dass Merkmale, die zum Grundbedarf des alltäglichen Lebens gehören (wie beispielsweise eine Wohnung) für die Mehrheit der Befragten zum notwendigen Lebensstandard gehören. Bei anderen Merkmalen, die stärker von den individuellen Lebensumständen abhängen (wie z. B. dem Auto), ist es allerdings wahrscheinlich, dass sich bestimmte Bevölkerungsgruppen in ihren Notwendigkeitseinschätzungen unterscheiden. Im Folgenden gilt es diese Aspekte systematisch mit aktuellen Daten für Deutschland zu untersuchen.

Eine repräsentative Umfrage zum notwendigen Lebensstandard in Deutschland

Das GESIS Panel stellt ein probabilistisches Mixed-Mode Access Panel dar, das repräsentativ für die deutschsprachige Bevölkerung im Alter von 18 bis 70 Jahren ist. Es ist im Februar 2014 mit einer Anzahl von 4.900 Teilnehmern und Teilnehmerinnen gestartet, die auf Basis einer zufallsbasierten Registerstichprobe rekrutiert wurden. Im Abstand von zwei Monaten erhebt das GESIS Panel Informationen zu wechselnden Themen. Neben einem von GESIS entwickelten Befragungsprogramm haben Forscher und Forscherinnen die Möglichkeit, eigene Themen im GESIS Panel zu platzieren. Die Teilnahme erfolgt entweder offline (ca. 35%) oder online (65%).

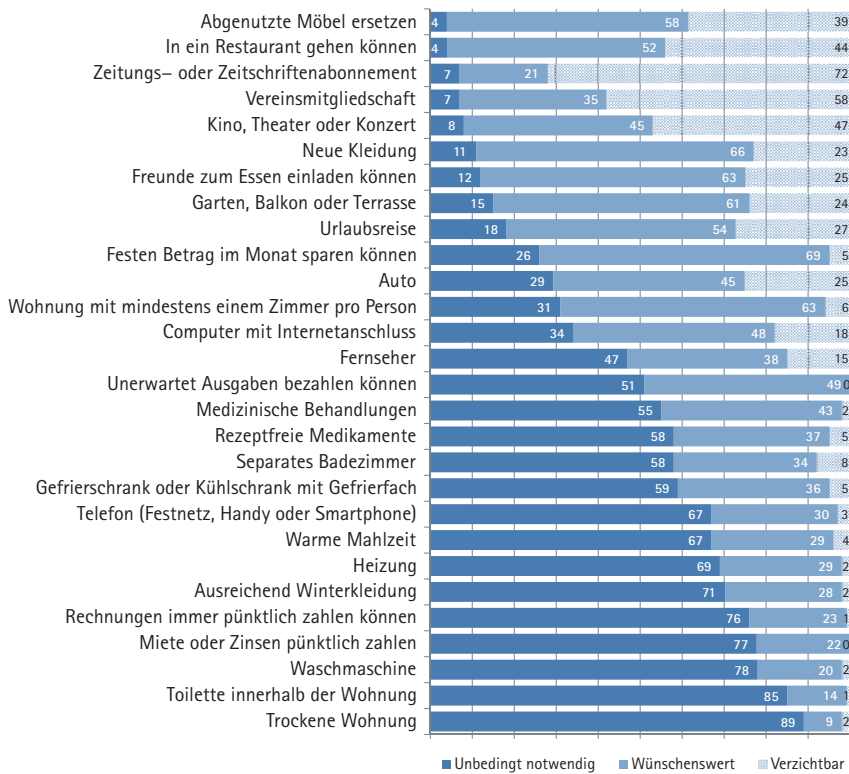
Die Fragen zur Notwendigkeit verschiedener Lebensstandardmerkmale wurden 2016 im Rahmen der 17. und 19. Welle des GESIS Panels erhoben.³ Die im GESIS Panel erhobenen Lebensstandardmerkmale wurden – auch aus Gründen der Vergleichbarkeit – weitgehend der ersten Erhebungswelle 2006/2007 des PASS entnommen, aber im Rahmen eines umfangreichen Pretestes mit dem Socio-Scientific (SoSci) Panel auf ihre Aktualität überprüft.⁴ Neben der Notwendigkeitseinschätzung der PASS-Merkmale wurden die Befragten in dem Pretest offen nach der Berücksichtigung weiterer, für den Lebensstandard in Deutschland notwendiger Merkmale gefragt. Basierend auf den Ergebnissen wurden drei Merkmale in das Instrument aufgenommen, die im PASS nicht berücksichtigt wurden. Umgekehrt zeigte sich der Videorekorder/DVD-Player durch den technischen Fortschritt überholt und wurde daher aus dem Instrument entfernt. Im Endergebnis mussten die Befragten des GESIS Panels für insgesamt 28 Aktivitäten und Güter angeben, ob sie nach ihrer Ansicht für den Lebensstandard eines Haushalts in Deutschland „unbedingt notwendig“, „wünschenswert“ oder „verzichtbar“ sind. Die Merkmale decken dabei verschiedene Bereiche des täglichen Lebens ab: Zahlungsfähigkeit und finanzielle Absicherung, Haushalts- und Wohnungsausstattung, Freizeitaktivitäten und Sozialkontakte sowie gesundheitliche Vorsorge. Zusätzlich wurden Informationen zur individuellen Verfügbarkeit dieser Merkmale, zum Bezug von Arbeitslosengeld II (ALGII) sowie eine summarische Einschätzung des eigenen Lebensstandards erhoben.

Besonders Merkmale des alltäglichen Lebens sind aus Sicht der Befragten notwendig

Grafik 1 gibt einen Überblick über die Notwendigkeitseinschätzung der 28 Lebensstandardmerkmale in der 17. Welle des GESIS Panel.⁵ Besonders Merkmale, die im alltäglichen Leben häufiger von Bedeutung sind, werden von der Mehrheit der Befragten als unbedingt notwendig erachtet. Andere Merkmale, vor allem Freizeitaktivitäten, werden dagegen weitaus häufiger als wünschenswert oder verzichtbar angesehen. Zu den Lebensstandardmerkmalen, die von mehr als 70% als unbedingt notwendig eingeschätzt werden, gehören eine trockene Wohnung, eine Toilette in der Wohnung, eine Waschmaschine, das pünktliche Zahlen von Miete (bzw. Hypothekenzinsen) und Rechnungen sowie die Ausstattung mit ausreichend Winterkleidung. Bei der Toilette in der Wohnung (85%) und der trockenen Wohnung (89%) könnte man fast von einem Konsens sprechen. Weniger notwendige Lebensstandardmerkmale sind der Ersatz abgenutzter Möbel, der Restaurantbesuch, das Zeitungs-/Zeitschriftenabonnement, die Vereinsmitgliedschaft und der Konzert-/Kino-/Theaterbesuch. Einige Lebensstandardmerkmale sind im PASS nicht enthalten und wurden in das GESIS Panel auf Basis der im vorherigen Abschnitt erwähnten Pretest-Befragung aufgenommen: ein Zeitungs-/Zeitschriftenabonnement, eine Vereinsmitgliedschaft sowie ein Telefon. Die Auswahl dieser Merkmale findet in den hier präsentierten Ergebnissen ihre Berechtigung. Ein Telefon wird von 67% der Befragten als unbedingt notwendig angesehen. Über ein Drittel erachtet die Vereinsmitgliedschaft als wünschenswert. Lediglich das Abonnement einer Zeitung oder Zeitschrift wird von 72% der Befragten für verzichtbar gehalten.

Wie erwartet lassen sich also bestimmte Merkmale identifizieren, die aus Sicht der Bevölkerung für den notwendigen Lebensstandard unverzichtbar sind. Eine interessante Frage ist nun, ob die Meinungen zum notwendigen Lebensstandard im Zeitverlauf stabil sind oder ob sich zeitliche Veränderungen in den Notwendigkeitseinschätzungen beobachten lassen. Hierbei sollte zwischen (möglichen) langfristigen und kurzfristigen Veränderungen unterschieden werden.

Grafik 1 Notwendigkeitseinschätzung von Lebensstandardmerkmalen, GESIS Panel 2016



Datenbasis: GESIS Panel, 17. Welle; n=2.710; eigene Berechnungen, nach Personen gewichtete Ergebnisse.

schätzung der Lebensstandardmerkmale im PASS, während sich die horizontale Anordnung auf die Notwendigkeitseinschätzungen im GESIS Panel bezieht. Aus dem Vergleich beider Notwendigkeitseinschätzungen können Veränderungen in der Rangfolge erkannt werden. Datenpunkte oberhalb der Diagonalen wurden im PASS, also 2006/07, als notwendiger eingeschätzt als im Jahr 2016 im GESIS Panel. Der dunkelblaue Bereich erfasst also Lebensstandardmerkmale, deren Notwendigkeit in der Bevölkerungsmeinung abgenommen hat. Bei dem hellblauen Bereich unterhalb der Diagonalen verhält es sich genau umgekehrt: Diese Merkmale werden 2016 als notwendiger eingeschätzt.

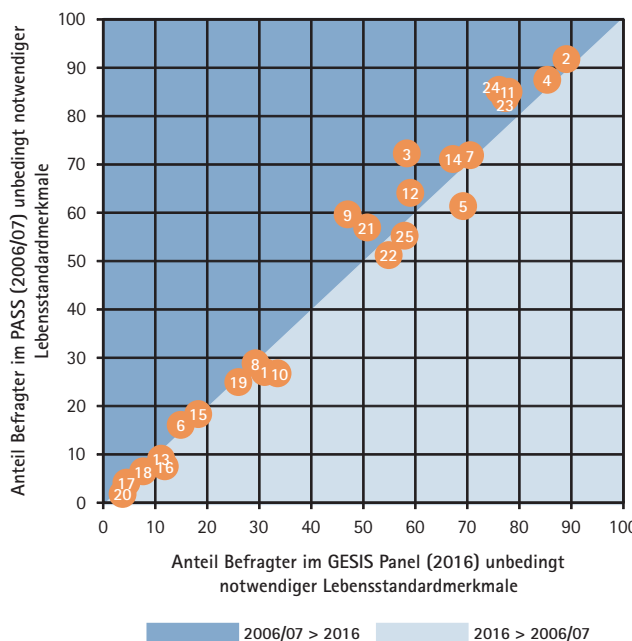
Grafik 2 zeigt zunächst deutlich, dass sich die Anteilswerte zwischen beiden Datensätzen nur marginal unterscheiden. Die Einschätzung der Notwendigkeit der meisten Lebensstandardmerkmale ist in beiden Datensätzen sehr ähnlich und hat sich damit im Zeitverlauf nur leicht verändert. Größere Unterschiede in der Notwendigkeitsbewertung zeigen sich unter den Lebensstandardmerkmalen, die generell als notwendiger erachtet werden. Der Fernseher (Merkmal 9), das Bezahlen unerwarteter Ausgaben (21), der Gefrierschrank/-truhe (12), das Bad innerhalb der Wohnung (3), die warme Mahlzeit am Tag (14), die Waschmaschine (11) und das pünktliche Bezahlen von Rech-

Langfristig zeigen sich zum Teil Unterschiede in der Notwendigkeitsbewertung

bezeichnen, in beiden Datensätzen gleich. Die vertikale Anordnung der einzelnen Datenpunkte zeigt die Notwendigkeitsein-

In Grafik 2 sind die Notwendigkeitsbewertungen für die 25 Merkmale abgetragen, die sowohl im PASS als auch in der 17. Welle des GESIS Panel erhoben wurden. Die Grafik erlaubt verschiedene Aussagen zu den Unterschieden in der Notwendigkeitsbewertung zwischen beiden Datensätzen und damit auch Aussagen zum langfristigen zeitlichen Wandel zwischen 2006 und 2016. Die Nähe der Datenpunkte zur Diagonalen gibt an, wie ähnlich die Anteilswerte aus den beiden Datensätzen sind. Liegt ein Wert genau auf der Diagonalen, ist der Anteil der Befragten, die das jeweilige Merkmal als unbedingt notwendig

Grafik 2 Notwendigkeitseinschätzung von Lebensstandardmerkmalen im PASS (2006/07) und im GESIS Panel (2016)



- 1 Wohnung mit ausreichend Zimmern
- 2 Wohnung ohne feuchte Wände/Fussboeden
- 3 Bad innerhalb der Wohnung
- 4 Innentoilette
- 5 Zentralheizung/Etagenheizung/Fernwaerme
- 6 Garten/Balkon/Terrasse
- 7 Ausreichende Winterkleidung
- 8 Auto
- 9 Fernseher
- 10 Computer mit Internetanschluss
- 11 Waschmaschine
- 12 Gefrierschrank/-truhe
- 13 Ab und zu neue Kleidung kaufen
- 14 Eine warme Mahlzeit/Tag
- 15 Eine einwöchige Urlaubsreise/Jahr
- 16 Einmal/Monat Freunde zum Essen einladen
- 17 Einmal/Monat ins Restaurant gehen
- 18 Einmal/Monat ins Kino/Theater/Konzert gehen
- 19 Festen Betrag/Monat sparen
- 20 Abgenutzte Möbel ersetzen
- 21 Unerwartete Ausgaben selbst bezahlen
- 22 Nicht von KV erstattete Behandlungen
- 23 Miete puenktlich zahlen
- 24 Gas-/Wasser-/Stromrechnungen pünktl. zahlen
- 25 Rezeptfreie Medikamente

Datenbasis: PASS (2006/2007) nach Personen gewichtete Ergebnisse, GESIS Panel (2016) nach Personen gewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen; GESIS Panel, 17. Welle n=2.710; PASS n=9.165.

nungen (24) und Miete (23) wurden in der PASS Erhebung und damit im Jahr 2006/07 als notwendiger erachtet als im GESIS Panel aus dem Jahr 2016. Andere Güter und Aktivitäten haben hingegen an Relevanz gewonnen, wie beispielsweise die Heizung (5), der Computer mit Internetanschluss (10) sowie Merkmale der gesundheitlichen Vorsorge (22 und 25). In der Rangordnung der Lebensstandardmerkmale sind indes kaum Unterschiede feststellbar. Die medizinischen Behandlungen, die rezeptfreien Medikamente oder auch die Heizung sind in der Notwendigkeitsbewertung leicht nach oben gerutscht, während beispielsweise das Auto (8) oder auch das Bad an Bedeutung verloren haben.

Die beobachteten Veränderungen in den Notwendigkeitseinschätzungen einiger Lebensstandardmerkmale können einerseits durch den technischen Wandel (z. B. Aufschwung des Internets) und andererseits durch wirtschaftliche und wohlfahrtspolitische Entwicklungen in Deutschland erklärt werden. Beispielsweise können die guten wirtschaftlichen Bedingungen im Jahr 2016 für den leichten Bedeutungsverlust des Bezahls unerwarteter Rechnungen oder dem pünktlichen Bezahlen der Miete verantwortlich gemacht werden, da sich die Befragten durch den angestiegenen Wohlstand weniger finanziellen Sorgen ausgesetzt fühlen. Die Befragten im PASS

waren zudem unmittelbar von den Hartz-Arbeitsmarktreformen betroffen, die Einfluss auf die individuellen Lebenschancen und damit sicher auch auf die Einstellungen zum notwendigen Lebensstandard genommen haben. Insgesamt unterscheiden sich die Anteilswerte zwischen beiden Datensätzen allerdings nur geringfügig. Die Ergebnisse zeigen zudem auch, dass bestimmte Lebensstandardmerkmale weniger von solchen Faktoren beeinflusst werden als andere. Hierzu gehören beispielsweise Freizeitaktivitäten, wie ins Restaurant gehen, bei denen praktisch keine Unterschiede in der Notwendigkeitsbewertung zwischen beiden Zeitpunkten zu beobachten sind.

Kurzfristig sind die Notwendigkeitseinschätzungen weitestgehend stabil

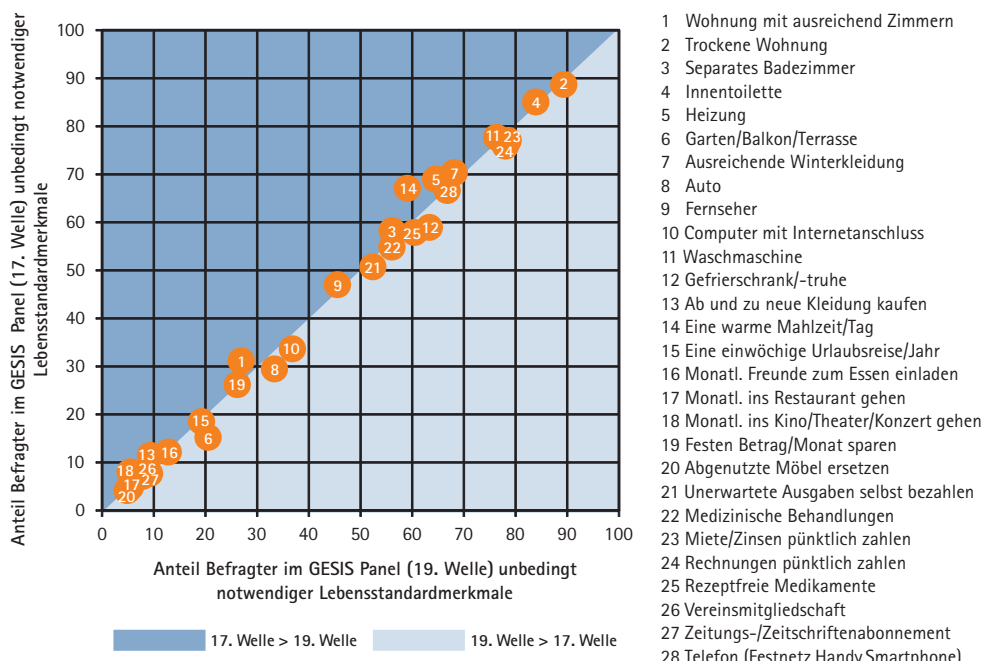
Im Gegensatz zum langfristigen Wandel können kurzfristige Veränderungen in den Notwendigkeitseinschätzungen weniger auf gesellschaftliche Entwicklungen zurückgeführt und daher eher als ein Hinweis auf Messfehler gedeutet werden. Kurzfristige Änderungen in den Notwendigkeitsbewertungen sind demnach ein Hinweis auf mangelnde Verlässlichkeit des verwendeten Instruments bei wiederholter Messung (geringe Test-Retest-Reliabilität). Analog zu Grafik 2 vergleicht Grafik 3 die Notwen-

digkeitsbewertung aller 28 Lebensstandardmerkmale zwischen der 17. und 19. Welle des GESIS Panel 2016 und nimmt damit Bezug auf den kurzfristigen Wandel in den Notwendigkeitseinschätzungen. Es lässt sich erkennen, dass die Bedeutung der Lebensstandardmerkmale im betrachteten Zeitraum von vier Monaten weitestgehend stabil geblieben ist. Die Anteilswerte unterscheiden sich insgesamt nur geringfügig zwischen den beiden GESIS Panel Wellen. Größere Unterschiede zeigen sich bei der warmen Mahlzeit am Tag (14) und der Heizung (5), die in der 17. Welle als notwendiger angesehen wurden. Der Garten/Balkon/Terrasse (6), der Computer mit Internetanschluss (10) und das Auto (8) haben hingegen in der 19. Welle leicht an Relevanz gewonnen. In der Rangordnung der Lebensstandardmerkmale sind ebenfalls kaum Unterschiede festzustellen. Leicht nach vorne gerückt ist lediglich der Garten/Balkon/Terrasse sowie das Auto und das Telefon (28). Die beobachteten Unterschiede sind allerdings weniger deutlich als zwischen dem GESIS Panel und dem PASS in Grafik 2. Die Summe der absoluten Unterschiede in den durchschnittlichen Notwendigkeitsbewertungen zwischen der 17. Welle des GESIS Panel und dem PASS beträgt 36,6 Prozentpunkte gegenüber einem deutlich niedrigeren Wert von 0,75 Prozentpunkten beim Vergleich der Unterschiede zwischen den beiden GESIS Panel

Wellen. Die Stabilität der Notwendigkeitsbewertungen im betrachteten Zeitraum von vier Monaten (und damit auch die Test-Retest-Reliabilität des Instruments) wird auch durch eine hohe Korrelation in den Bewertungen zwischen beiden Zeitpunkten bestätigt (Korrelationskoeffizient nach Spearman: 0,989).⁶

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass wir es mit einem verlässlichen Messinstrument mit hoher Test-Retest-Reliabilität zu tun haben, mit dem man zuverlässig den Wandel der Einschätzungen der Bevölkerung darüber beschreiben kann, was den notwendigen Lebensstandard in Deutschland anbetrifft. Es zeigt eine Gruppe von Merkmalen, die von der Mehrheit der Bevölkerung als unbedingt notwendig angesehen werden

Grafik 3 Notwendigkeitseinschätzung von Lebensstandardmerkmalen in der 17. und 19. Welle des GESIS Panel (2016)



Datenbasis: GESIS Panel (2016) nach Personen gewichtete Ergebnisse; eigene Berechnungen, 17. Welle: n=2.710, 19. Welle: n=2.670

und bei denen zeitliche Veränderungen in den Notwendigkeitsbewertungen beobachtet werden können, wie zum Beispiel beim Bad innerhalb der Wohnung, der Heizung oder dem Fernseher. Darüber hinaus werden Merkmale identifiziert, die aus Sicht der Bevölkerung ebenfalls zum notwendigen Lebensstandard gehören, bei denen aber kaum zeitlicher Wandel beobachtet werden kann. Hierzu gehören die trockene Wohnung und die Toilette in der Wohnung. Im nächsten Schritt gilt es zu untersuchen, ob sich die Notwendigkeitseinschätzungen zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen unterscheiden.

Die Notwendigkeitseinschätzungen sind nicht einheitlich in der Bevölkerung

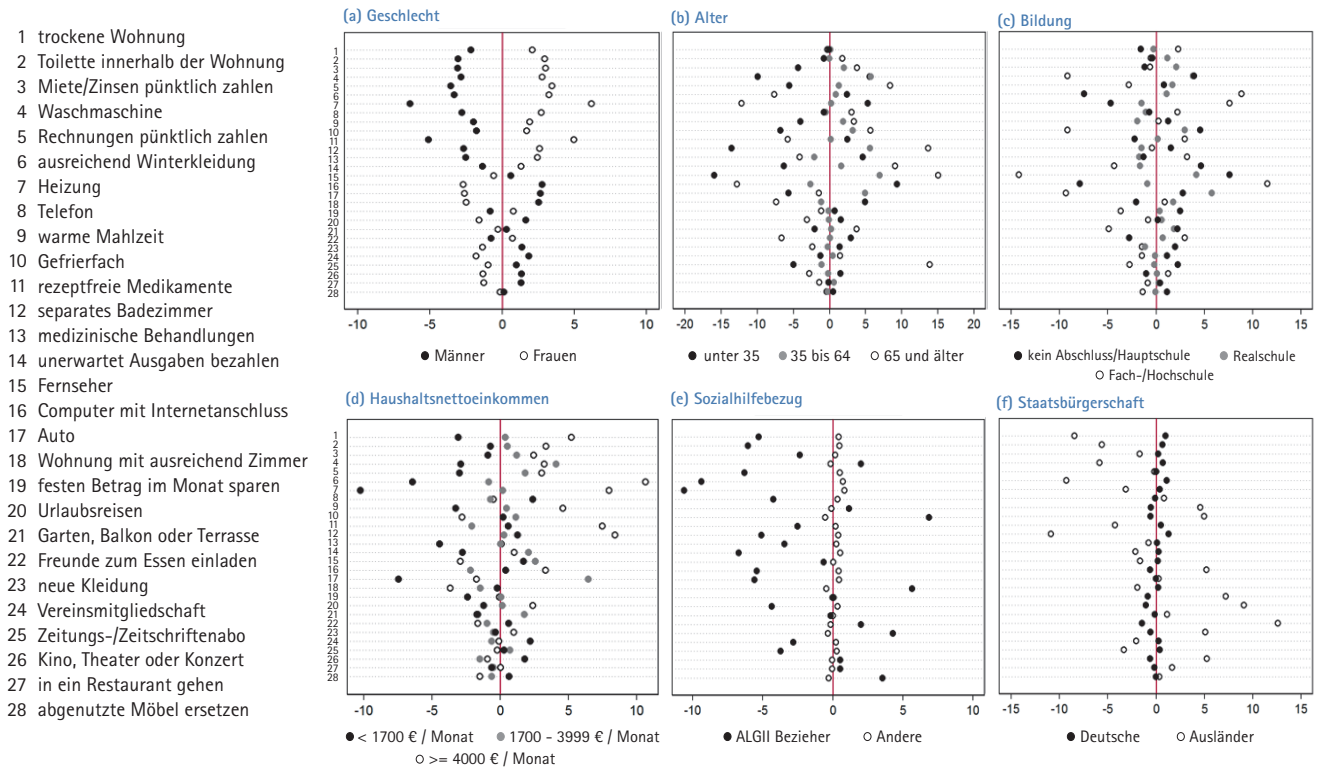
Um die Notwendigkeitseinschätzungen zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen vergleichen zu können, wurden die beiden GESIS Panel Wellen in einem Datensatz zusammengefasst. Der „gepoolte“ Datensatz umfasst 5380 Beobachtungen. Dieses Vorgehen ist gerechtfertigt, da es kaum Unterschiede in den Notwendigkeitsbewertungen zwischen den beiden GESIS Panel Wellen gibt und der zeitliche Aspekt daher für die in

diesem Abschnitt untersuchte Fragestellung zugunsten einer erhöhten Fallzahl ignoriert werden kann. Grafik 4 (a-f) zeigt, inwiefern sich die Befragten in ihren Notwendigkeitseinschätzungen nach soziodemographischen und -ökonomischen Faktoren unterscheiden. Liegt ein Datenpunkt auf der Nulllinie, so sind keine Unterschiede in der Notwendigkeitsbewertung für das entsprechende Merkmal im Vergleich zur Gesamtbevölkerung festzustellen. Ein negativer (positiver) Wert bedeutet, dass ein Merkmal in der entsprechenden Bevölkerungsgruppe im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt als weniger notwendig (notwendiger) erachtet wird. Die Lebensstandardmerkmale sind in den Grafiken 4a-f absteigend nach der Bewertung der Gesamtbevölkerung sortiert.

Aus Grafik 4 ist sofort zu erkennen, dass nicht alle Lebensstandardmerkmale für alle Bevölkerungsgruppen gleichermaßen von Bedeutung sind und dass die Notwendigkeitseinschätzungen in einigen Gruppen für bestimmte Merkmale relativ stark vom Durchschnitt der Gesamtbevölkerung abweichen. Insgesamt lässt sich feststellen, dass größere Unterschiede vor allem bei den Merkmalen zu finden sind, die in der Bevölkerung generell als notwendiger erachtet werden. Zwischen Männern und Frauen sind

kaum nennenswerte Unterschiede in den Notwendigkeitseinschätzungen zu finden. Größere Unterschiede zeigen sich hingegen bei der Betrachtung nach Alter. Ältere Personen schätzen besonders das Bad (12), den Fernseher (15), das Zeitungs-/Zeitschriftenabonnement (25) sowie die Fähigkeit als notwendig ein, unerwartete Ausgaben (14) begleichen und Rechnungen pünktlich bezahlen (5) zu können. Jüngere erachten dagegen überdurchschnittlich häufig den Computer mit Internetanschluss (16) als notwendig. Auch unter Berücksichtigung des Bildungsniveaus zeigen sich leichte Unterschiede in den Notwendigkeitsbewertungen. Personen mit keinem oder niedrigem Schulabschluss erachten den Computer mit Internetanschluss (16), ausreichend Winterkleidung (6) und die Heizung (7) als weniger wichtig, wohingegen bildungsstärkere Personen diese Merkmale überdurchschnittlich häufig als notwendig betrachten. Vereinzelt zeigen sich auch in Bezug auf Einkommen Unterschiede in der Notwendigkeitsbewertung.⁷ Für Personen mit einem Haushaltsnettoeinkommen von unter 1700 Euro pro Monat und für Sozialhilfeempfänger zeigt sich hier ein ähnliches Bild: Ausreichend Winterkleidung (6) und die Heizung (7) sind für diese Gruppen beispielsweise weniger notwendig als für die Gesamtbevölkerung.

Grafik 4 Notwendigkeitseinschätzungen der Lebensstandardmerkmale nach Bevölkerungsgruppen, GESIS Panel



Datenbasis: 17. und 19. Welle des GESIS Panel, nach Personen gewichtete Ergebnisse; eigene Berechnungen, gepoolter Datensatz: n= 5380; Ausnahme: (c) n=5371 („sonstiger Abschluss“ ausgeschlossen aufgrund zu geringer Fallzahl), (d) n=4484 (aufgrund von fehlenden Werten)

Insgesamt bewerten Sozialhilfeempfänger und Personen mit einem vergleichsweise niedrigen Haushaltseinkommen die meisten Lebensstandardmerkmale, die von der Bevölkerung als wichtig erachtet werden, als weniger wichtig im Vergleich zum Gesamtdurchschnitt. Für Personen mit hohem Haushaltseinkommen zeigen sich beispielsweise Unterschiede in Bezug auf das Bad (12) und rezeptfreie Medikamente (11), die in dieser Gruppe überdurchschnittlich häufig als notwendig erachtet werden. Schließlich bewerten Personen ohne deutsche Staatsbürgerschaft die Essenseinladung (22), die Urlaubsreise (20) sowie das Sparen eines festen Betrags im Monat (19) als notwendiger im Vergleich zum Durchschnitt der Bevölkerung. Die identifizierten Unterschiede lassen sich überwiegend durch lebenslaufspezifische und sozioökonomische Lebensbedingungen erklären, wie zum Beispiel die höhere Bedeutung des Fernsehers und des Zeitungs-/Zeitschriftenabonnements für Personen im Rentenalter oder auch die höhere Bedeutung von neuer Kleidung und einer Wohnung mit ausreichend Zimmern für Sozialhilfeempfänger.

Die vorliegende Untersuchung hat gezeigt, dass sich die verwendeten Fragen als valides Messinstrument erweisen, um die Meinungen der Bevölkerung zum notwendigen Lebensstandard zu erfassen. Die Anpassung und Erweiterung bisher benutzter Fragen für die Messung des notwendigen Lebensstandards im PASS wurde durch die gefundenen Ergebnisse unterstützt. Die Befunde haben ergeben, dass bei einigen Lebensstandardmerkmalen weitgehend Einigkeit in der Bevölkerung bezüglich ihrer Bedeutung für den notwendigen Lebensstandard herrscht. Es zeigten sich jedoch teilweise signifikante Unterschiede in den Notwendigkeitseinschätzungen zwischen dem PASS 2006/07 und dem GESIS Panel 2016. Diese können größtenteils durch gesellschaftliche Veränderungen, wie beispielsweise im Nutzungsverhalten von technischen Geräten, sowie durch wirtschaftliche Entwicklungen erklärt werden. Zudem ließen sich Unterschiede in den Notwendigkeitsbewertungen nach verschiedenen Bevölkerungsgruppen identifizieren, die allerdings nur bei bestimmten Merkmalen deutlich waren. Die gefundene Heterogenität in den Notwendigkeitseinschätzungen verdeutlicht, dass lebenslaufspezifische und sozioökonomische Bedingungen Einfluss auf die Vorstellungen zum notwendigen Lebensstandard verschiedener Bevölkerungsgruppen nehmen, was bei der Deprivationsforschung ebenfalls

berücksichtigt werden sollte.

- 1 Die Daten des PASS wurden uns freundlicherweise vom Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung für das DFG-Projekt „Konsum und Lebensstandard – Eine Langfristanalyse der Einkommensverwendung in Deutschland“ (AN 210/10-1) zur Verfügung gestellt.
- 2 Aus Platzgründen kann in diesem Beitrag nicht auf alle diese Faktoren Bezug genommen werden. Für eine detaillierte Diskussion sei auf Lipsmeier (1999) hingewiesen.
- 3 Die 17. Welle wurde zwischen dem 20.04.2016 und dem 14.06.2016 erhoben. Von den anvisierten 3.734 Personen nahmen 3.408 an der Befragung teil. Nach Bereinigung der Daten über die interessierenden Indikatoren standen Informationen von 2.710 Beobachtungen zur Verfügung. Die 19. Welle wurde zwischen dem 17.08.2016 und dem 18.10.2016 erhoben. Von den ursprünglich 3.637 in dieser Welle eingeladenen Personen nahmen 3.287 an der Befragung teil. Nach Bereinigung der Daten standen Informationen von 2.670 Beobachtungen zur Verfügung. Das GESIS Panel ist eine Mehrthemenumfrage: Neben den Fragen zum notwendigen Lebensstandard erhob die 17. Welle eine Reihe weiterer Themen (z. B. politische und soziale Teilhabe, Islamophobie), wobei die Reihenfolge der Themen nicht variierte. Auch im Rahmen der 19. Welle wurden verschiedene andere Themen untersucht, wie zum Beispiel Demokratieverständnis und subjektives Wohlbefinden.
- 4 Beim SoSci Panel (<https://www.soscisurvey.de/panel/>) handelt es sich um ein wissenschaftliches Online-Panel, das auf freiwilliger Teilnahme basiert.
- 5 Unter Berücksichtigung der aktuellsten Bevölkerungsdaten des Statistischen Bundesamts für das Jahr 2015 zeigten sich teilweise erhebliche Unterschiede in der Verteilung soziodemographischer Merkmale zwischen den GESIS Panel Daten und den offiziellen Statistiken (<https://www.destatis.de/>, Zugriff: 12.01.2018). Bei den Statistiken handelt es sich um Bevölkerungsfortschreibungen auf Basis des Zensus 2011. Die GESIS Paneldaten wurden daher mittels eines Anpassungsgewichts (Gabler/Ganninger 2010, S. 144) an die Verteilung soziodemographischer Merkmale in den offiziellen Statistiken angeglichen. Für jeden Befragten im GESIS Panel wurde ein individuelles Gewicht erstellt, welches sich aus der Verteilung für Geschlecht, Alter, Schulabschluss und Staatsangehörigkeit in den offiziellen Statistiken ergibt.

- 6 Die Berechnung des Korrelationskoeffizienten basiert auf den durchschnittlichen Notwendigkeitsbewertungen für alle 28 Lebensstandardmerkmale der Befragten im jeweiligen Datensatz. Eine Rechnung auf Basis der Individualdaten ergibt jedoch einen nahezu gleichen Wert.
- 7 Das Haushaltsnettoeinkommen ist in den GESIS Panel Daten in neun Kategorien verfügbar, die zur übersichtlicheren Darstellung in drei Kategorien zusammengefasst wurden. Die untere Einkommenskategorie umfasst dabei überwiegend Personen, deren Haushaltsnettoeinkommen unterhalb des Schwellenwerts zur Armutsgefährdung liegt, der 2016 für Einzelpersonen bei 1064 Euro und für Mehrpersonenhaushalte (zwei Erwachsene, zwei Kinder) bei 2234 Euro im Monat lag (Destatis 2017). Die Einkommen der oberen Kategorie liegen dagegen weit über dem nach den Laufenden Wirtschaftsrechnungen (LWR) 2016 durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen von 3314 Euro im Monat (Destatis 2018).

Literatur

- Andreß, H.-J., Krüger, A. & Sedlacek, B. K. (2004). *Armut und Lebensstandard. Zur Entwicklung des notwendigen Lebensstandards der Bevölkerung 1996-2003. Gutachten im Rahmen des Armuts- und Reichtumsberichtes der Bundesregierung*, Köln: s.n.
- Andreß, H.-J. & Lipsmeier, G. (1999). Lebensstandard nicht allein vom Einkommen abhängig. Ergebnisse einer aktuellen Umfrage. *Informationsdienst Soziale Indikatoren (ISI)*, 21, 5-9.
- Gabler, S. & Ganninger, M. (2010). Gewichtung. In C. Wolf, & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (S. 143-164). Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften | Springer Fachmedien.
- Lipsmeier, G. (1999). Die Bestimmung des notwendigen Lebensstandards – Einschätzungsunterschiede und Entscheidungsprobleme. *Zeitschrift für Soziologie*, 28, 281-300.
- Mack, J. & Lansley, S. (1985). *Poor Britain*. London: Allen & Unwin.
- Townsend, P. (1987). Deprivation. *Journal of Social Policy*, 16, 125-146.
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom. A survey of household resources and standards of living*. Berkeley: University of California Press.
- Webseite: Destatis. (2018). *Einkommen, Einnahmen & Ausgaben*. Abgerufen: 11. Januar 2018, <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/EinkommenKonsumLebensbedingungen/>

EinkommenEinnahmenAusgaben/Tabelle/Haushaltsnettoeinkommen.html.

Webseite: Destatis. (2017). 19,7 % der Bevölkerung Deutschlands von Armut oder sozialer Ausgrenzung bedroht. Abgerufen: 11. Januar 2018, https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2017/11/PD17_392_634.html.

Tamara Gutfleisch,
Universität du Luxembourg
Tel.: +352 46 66 44 6589
tamara.gutfleisch@uni.lu

Hans-Jürgen Andreß
Universität zu Köln
Tel.: 0221 / 470 -3373
hja@wiso.uni-koeln.de

Schmerzerkrankungen immer noch stark von beruflicher Tätigkeit abhängig

Analysen zur gesundheitlichen Ungleichheit bei Erwerbstätigen

Ein wichtiges Merkmal für die Gliederung moderner Gesellschaften ist der ausgeübte Beruf, der die Zugehörigkeit zu einer sozialen Klasse bestimmt. Es ist hinlänglich bekannt, dass sich der Gesundheitszustand nach Klassenzugehörigkeit unterscheidet. In diesem Beitrag beschreiben wir, wie sich dieser Zusammenhang über die Zeit für junge Erwerbstätige verändert hat. Insbesondere beachten wir dabei die Rolle von Belastungen aus der ausgeübten Berufstätigkeit für die soziale Ungleichheit hinsichtlich selbstberichteter körperlicher Beschwerden. Hierbei zeigt sich, dass die Unterschiede zumindest bei berufsnahen Beschwerden weiterhin deutlich der Trennungslinie in manuelle und nicht-manuelle Berufe folgen, wie sie in sozialen Klassenschemata abgebildet wird, nicht aber in vielen anderen Maßen für die soziale Position. Zudem bleibt die Ungleichheit entlang dieser Trennlinie über den Zeitraum von 1999 bis 2012 verhältnismäßig konstant. Arbeitsstressoren können zwar die Ungleichheit gut erklären, weit weniger allerdings den Anstieg der Beschwerden über die Zeit, und sie tragen nicht systematisch zu einer Veränderung der sozialen Ungleichheit über die Zeit bei.

Immer wieder wird konstatiert, der Wandel der Arbeitswelt hätte in den letzten Jahrzehnten eine Veränderung der Belastungen mit sich gebracht, wie beispielsweise ein Anstieg des Arbeitsplatzrisikos oder die Zunahme der Arbeitsintensität (Junghanns & Morschhäuser, 2013). Einzelne Studien berichten auch einen Anstieg in der gesundheitlichen Ungleichheit. So zeigt etwa Kroll (2010) eine leichte Zunahme der Ungleichheit im subjektiven Gesundheitszustand zwischen 1994 und 2008. Globalisierung, internationaler Wettbewerb, struktureller Wandel und Technisierung haben die Arbeitswelt in den letzten Jahrzehnten verändert und werden für diese Entwicklungen verantwortlich gemacht. So haben diverse Arbeitsmarktreformen seit den späten 1990er Jahren zu einer Flexibilisierung und Deregulierung des Arbeitsmarktes geführt. Sie gingen mit einem Anstieg des Anteils atypischer Beschäftigungsverhältnisse, wie befristete Arbeitsverträge, Zeitarbeit oder Teilzeit, einher und führten insgesamt zu mehr Arbeitsplatzunsicherheit (z.B. Eichhorst & Marx, 2011).

Wir beschreiben, wie Unterschiede in selbstberichteten Schmerzen zwischen sozialen Klassen von Belastungen in der Erwerbsarbeit bestimmt sind; außerdem betrachten wir die Entwicklung dieser Zusammenhänge über einen Zeitraum von 1999 bis 2012. Wir definieren soziale Klassen nach der ESeC-Klassifikation und beschreiben, welche Klassenunterschiede für die Beschreibung der Ungleichheit in körperlichen Schmer-

Verschiedene Studien finden einen Zusammenhang diverser Gesundheits-Kriterien mit der Schulbildung, der beruflichen Stellung, dem Einkommen oder der sozialen Schicht (Lampert, Richter, Schneider, Spallek, & Dragano, 2015). Gleichzeitig werden widersprüchliche Erklärungen angeführt. So könnte einerseits eine soziale Selektion ausschlaggebend für den gefundenen Zusammenhang sein, wenn gesündere Personen leichter beruflich aufsteigen. Andererseits könnte der umgekehrte Kausalzusammenhang stattfinden, und z.B. klassenspezifische Unterschiede im Verhalten, in Belastungen oder Ressourcen zu ungleicher Gesundheit führen (Jungbauer-Gans, 2006). Etwa, wenn konkrete Charakteristika der Erwerbsarbeit ungleiche Gesundheitschancen bestimmen. So zeigen Studien, dass Belastungen in der Erwerbsarbeit Auswirkungen auf die Gesundheit haben und einen Teil der

gesundheitlichen Ungleichheit zwischen sozialen Klassen erklärt (Jarczok et al., 2013). Andere Studien zeigen hingegen, dass selbst psychosoziale Faktoren, wie soziale Unterstützung oder Arbeitsplatz- und Jobunsicherheit, gesundheitliche Ungleichheit erklären können (z.B. Rahkonen, Laaksonen, Martikainen, Roos, & Lahelma, 2006). Viele empirische Analysen bringen solche beruflichen Belastungen, die für bestimmte soziale Klassen typisch sind, mit Erkrankungen oder Gesundheitseinschränkungen in Verbindung. Das sind etwa Routineaufgaben und hohe ergonomische Belastungen (Borg & Kristensen, 2000; Mackenbach et al., 2008), psychosoziale Belastungen wie z.B. Zeitdruck und eine schlechte Work-Life-Balance (Hämmig & Bauer, 2013) oder berufliche Unsicherheit (Ferrie, Westerlund, Virtanen, Vahtera, & Kivimäki, 2008).

zen bei jungen Erwerbstätigen von empirischer Bedeutung sind. Wir zeigen, dass über die Zeit betrachtet trotz steigender Berichtsraten über Schmerzen ein sehr stabiler Unterschied zwischen Büro- und nicht Büro-Berufen Bestand hat, der sich sehr gut durch Unterschiede in beruflichen Stressoren erklären lässt. Veränderungen in den Stressoren können dagegen die Trends in der berichteten Betroffenheit kaum erklären.

Wir analysieren die BIBB-/BAuA Erwerbstätigenbefragungen 1999, 2006 und 2012 (Rohrbach-Schmidt & Hall, 2013; Rohrbach, 2006), eine telefonische Stichprobenbefragung unter der erwerbstätigen Bevölkerung in Deutschland ab 15 Jahren, die vom Bundesinstitut für Berufsbildung (BIBB) in Kooperation mit der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA) durchgeführt wurden. Unsere Analysen beschränken wir auf Westdeutschland, und auf die Altersspanne von 18 bis 45 Jahren.¹ Die Messung „körperlicher Beschwerden“ basiert auf Angaben zur Frage, welche Beschwerden aus einer vorgegebenen Liste mit 25 Items in den letzten 12 Monaten während oder unmittelbar nach der Arbeit auftraten. Wir fassen die uns interessierenden Schmerzformen zu einer einer dichotomen Variablen zusammen, die angibt, ob mindestens eine der folgenden Beschwerden auftrat: Schmerzen in Armen, Händen, der Hüfte, im Knie, in den Beinen, oder in den Füßen.

Zur Bildung sozialer Klassen nach dem Beruf verwenden wir die „European Socio-economic Classification“ (ESeC) (Rose & Harrison, 2007; Wirth, Gresch, Müller, Pollak, & Weiss, 2010 zur Übertragbarkeit auf den deutschen Kontext). Ein Vorteil gegenüber anderen Klassifikationen ist die hier vorgenommene Differenzierung zwischen manuellen und nicht-manuellen Berufen. Zum anderen kann ESeC aus Variablen gebildet werden, die im Zeitverlauf in den von uns analysierten Datensätzen konstant erhoben wurden: dem Beruf (ISCO-88), Angaben über die Selbstständigkeit und die Beschäftigtenzahl sowie Angaben über die Vorgesetztenfunktion am Arbeitsplatz. Während das häufiger verwendete Klassenschema von Erikson, Goldthorpe und Portocarero (EGP-Schema) an sich für Deutschland eine genauere Abgrenzung von sozialen Klassen erlaubt (Wirth et al., 2010), beruht es stärker auf den Angaben der Befragten zur „Stellung im Betrieb“, deren Abfrage im Zeitverlauf verändert wurde. Wie Tabelle 1 zeigt, werden die abhängig Beschäftigten in sieben ESeC-

Tabelle 1 Überblick ESeC-Klassen

ESeC-Klasse	Vollständiger Titel	Anteil in Prozent (ungewichtet)
1 Higher Service	Large employers, higher managers, professionals	11,61
2 Lower Service	Lower managers and lower professionals, higher supervisory and technicians	26,75
3 Intermediate Occ.	Intermediate occupations	13,91
6 Lower Sup./Technici.	Lower supervisors and technicians	13,61
7 Lower sales/service	Lower sales and service occupations	8,89
8 Lower technical	Lower technical occupations	13,26
9 Routine	Routine occupations	11,97

Klassen kategorisiert, während die Klassen 4 und 5 überwiegend aus Selbständigen bestehen, die wir hier außer Acht lassen.

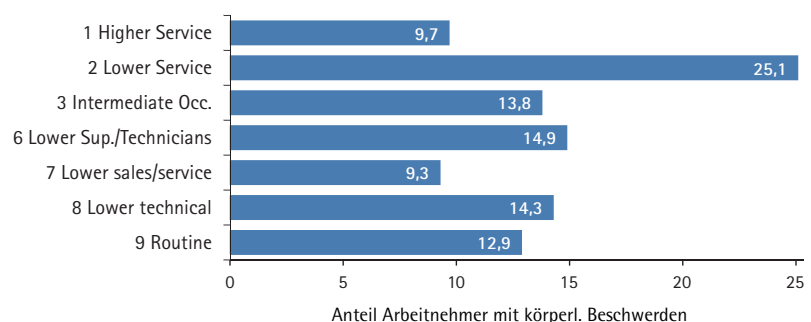
Insbesondere Geschlecht, Alter, Bildung und das Erhebungsjahr können mit der Klassenzugehörigkeit zusammenhängen und sind gleichzeitig möglicherweise mit dem Antwortverhalten zum Gesundheitszustand verbunden. Daher halten wir diese Variablen in unseren Analysen konstant.²

Als Erklärungen schlagen wir verschiedene Charakteristika der Arbeit vor, die in den analysierten Daten detailliert erfasst wurden. Um die Zahl der Variablen zu reduzieren, fassen wir sie zu Summenindizes zusammen und standardisieren diese auf den Wertebereich zwischen 0 und 1. Die Variablen wurden alle so abgefragt, dass den Befragten vier Antwortkategorien vorgegeben wurden (1 „häufig“, 2 „manchmal“, 3 „selten“, 4 „nie“). In den Index für ergonomische Belastungen gehen folgende Job-Eigenschaften ein: „Stehen“, „Tragen schwerer Lasten“, „Rauch, Staub“, „Kälte, Hitze“, „Öl, Dreck“, „Arbeiten in Zwangs-

haltung“, „Tragen von Schutzkleidung“ und „Lärm“. In den Index für psychische Belastungsfaktoren gehen „Termindruck“, „Konfrontation mit neuen Aufgaben“, „Störungen bei der Arbeit“, „nicht Erlerntes wird verlangt“, „verschiedene Aufgaben gleichzeitig ausführen“ sowie das Erreichen der „Grenze der Leistungsfähigkeit“ ein. Unter Belastungen durch die Arbeitsorganisation bzw. einer Routinearbeit fassen wir die Items „präzise Vorschriften“ sowie „ständig wiederholende Aufgaben“ zusammen.

Die sozialen Klassen setzen sich aus einzelnen Berufsgruppen zusammen, wobei von einer großen Ähnlichkeit in der wirtschaftlichen Situation ausgegangen wird. Die Zusammensetzung von Berufen innerhalb der Klassen kann sich über die Zeit ändern. Sollte sich also beispielsweise die Klasse 7 (einfache Dienstleistungen) in den späteren Jahren zu einem größeren Anteil aus Pflegeberufen zusammensetzen und die Verkaufsberufe zurückgehen, könnte das eventuell die motorische Gesundheit der Klasse beeinflussen. Solche reinen Mengenverschiebungen wollen wir nicht in

Grafik 1 Anteil der jungen Arbeitnehmer mit körperlichen Beschwerden nach Klasse (in Prozent)



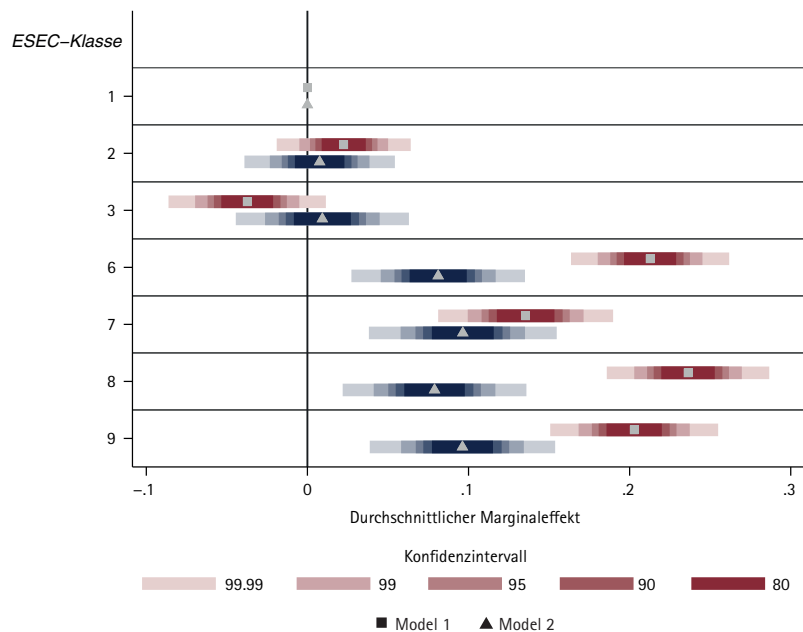
Datenbasis: BIBB-/BAuA Erwerbstätigenbefragungen 1999, 2006 und 2012

unsere Ergebnisse zur Veränderung über die Zeit eingehen lassen. Daher gewichten wir innerhalb der einzelnen Klassen die Individuen nach der Größe ihrer Berufsgruppe so, dass die Zusammensetzung dem Stand von 1999 entspricht.

Klassenunterschiede in der Gesundheit teilen maßgeblich Büro- von anderen Tätigkeiten, und werden weitgehend durch unterschiedliche Belastungen am Arbeitsplatz erklärt

Grafik 1 zeigt deutliche Klassenunterschiede in der körperlichen Gesundheit. Während unter den Erwerbstätigen der Klasse 1 nur zwölf Prozent berichten mindestens eine der aufgeführten Beschwerden zu haben, sind es in den Klassen mit manuellen Berufen über 40 Prozent, und in den einfachen Dienstleistungsberufen der Klasse 7 sind es 38 Prozent. Damit zeigt sich insbesondere eine Unterscheidung zwischen Büro und „nicht-Büro“-Tätigkeiten, wobei unter den privilegierten Klassen die Klasse 1 einen noch geringeren Anteil an physischen Beschwerden berichtet. Diese Differenzen zwischen den Dienstklassen sind im Vergleich zu den

Grafik 2 Klassenunterschiede in der Gesundheit unter Drittvariablenkontrolle

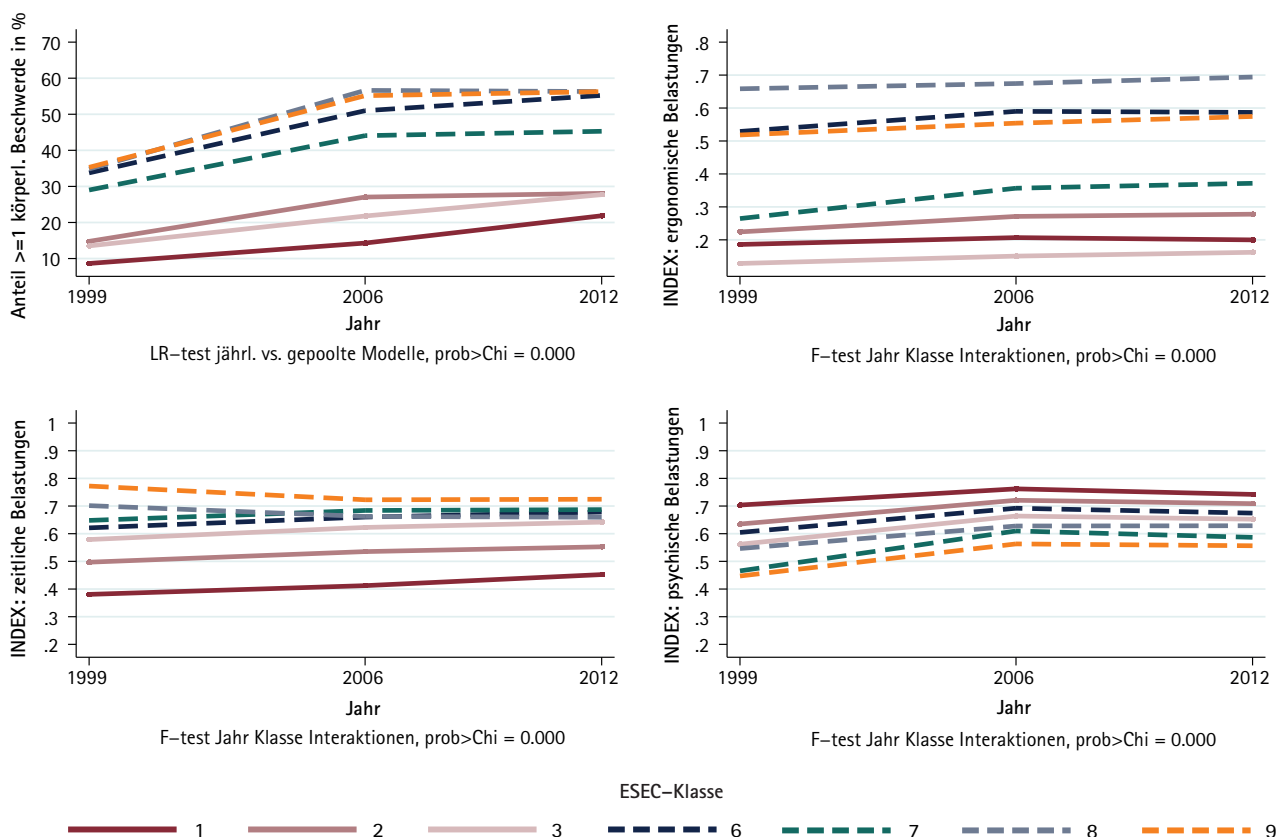


Datenbasis: BIBB-/BAuA Erwerbstätigenbefragungen 1999, 2006 und 2012

Unterschieden mit manuellen Tätigkeiten eher klein. Zwar unterscheiden sich die Klassen 1, 2 und 3 z.B. in der erforderlichen Bildung, in der Gesundheit hingegen kaum. Das ist beachtlich und ein Hinweis darauf,

dass zumindest berufsnahe Erkrankungen durch Klassifikationen beschrieben werden sollten, die diese Unterschiede abbilden, und nicht durch Kompositionsindizes z.B. für die soziale Schicht.

Grafik 3 Entwicklung von gesundheitlicher Ungleichheit und Arbeitsbelastungen



Datenbasis: BIBB-/BAuA Erwerbstätigenbefragungen 1999, 2006 und 2012

Für Grafik 2 berechnen wir die Klassenunterschiede unter Konstanthaltung anderer Merkmale. Die hierin abgetragenen Punkte markieren den durchschnittlichen Unterschied in der relativen Häufigkeit für eine der abgefragten Schmerzerkrankungen, im Vergleich zur ESeC-Klasse 1 („Higher Service“). Die Balken repräsentieren die Konfidenzintervalle zu unterschiedlichen Signifikanzniveaus. In Modell 1 (Quadrate) werden zwar strukturelle Unterschiede konstant gehalten werden, aber keine Unterschiede in den Arbeitsinhalten der Berufe. Alle Klassenunterschiede (außer für die „intermediate occupations“ (3)) werden als statistisch signifikant bestätigt. Um zu überprüfen ob die Klassenunterschiede teilweise auf die Unterschiede in den beruflichen Tätigkeiten zurückgehen, können wir auf eine sehr genaue Messung der Belastungen durch Arbeit zurückgreifen, die wir in Modell 2 (Dreiecke) mit aufnehmen. Anstelle der Indizes, die wir zur Beschreibung der Entwicklung nutzen, nehmen wir hier jedes Item einzeln in das Modell auf. Hier zeigt sich, dass auch bei Kontrolle der Tätigkeiten weiterhin statistisch signifikante Unterschiede zur Klasse 1 bestehen, die allerdings wesentlich geringer ausfallen. Wir finden also zwar gesundheitliche Ungleichheit zu Ungunsten der unteren Klassen auch bei sorgfältiger Konstanthaltung der unterschiedlichen Belastungen durch die Arbeit, aber ein relativ einfaches Modell, das die Belastungen im Arbeitsleben berücksichtigt, erklärt einen entscheidenden Anteil der Klassenungleichheit. Dieses Ergebnis betont die Bedeutsamkeit von beruflichen Inhalten für die soziale Ungleichheit in der körperlichen Gesundheit bei jüngeren Menschen.

Ungleichheit im Zeitverlauf steigt allenfalls geringfügig

In Grafik 3 gehen wir auf die Hypothese einer steigenden Ungleichheit in der Gesundheit sowie der beruflichen Belastung bei jüngeren Arbeitnehmern über die Zeit ein. Hier unterscheiden wir in erster Linie Klassen, die Büroberufe beinhalten (durchgezogene Linie) von allen anderen (gestrichelte Linie). Wir beobachten einen Anstieg von Personen mit mindestens einer der abgefragten gesundheitlichen Beschwerden, wie die linke obere Grafik in Abb. 3 zeigt. Auch ergeben statistische Tests, dass ein jahresspezifisches Klassenmodell in jedem Fall eine höhere Erklärungskraft aufweist, sich also Ungleichheit über die Zeit verändert. Im Plot rechts oben zeigt

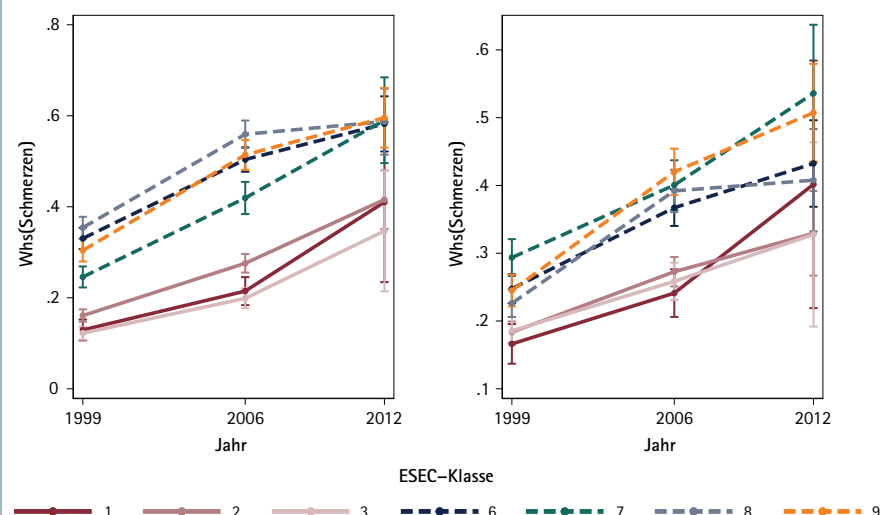
sich, dass die Dualität zwischen den Großgruppen sozialer Klassen bei den ergonomischen Belastungen ebenfalls besteht, mit Ausnahme der einfachen Dienstleistungsberufe (Klasse 7). Über die Zeit betrachtet findet sich hier allerdings kaum ein Anstieg. Wenn überhaupt, dann zeigt sich sowohl bei den Schmerzen als auch bei der ergonomischen Belastung eine leichte Annäherung der Klasse 7 an die anderen Klassen mit einfachen und manuellen Tätigkeiten. Bei zeitlichen Belastungen (links unten) sehen wir ebenfalls einen Vorteil der oberen Klassen (rote durchgezogene Linien), allerdings mit einem größeren Vorteil für die oberen Dienstklassen. Über die Zeit gleichen sich hier die Klassen etwas an, was einen leichten Rückgang der Ungleichheit mit sich bringt. Für psychische Belastungen zeigt sich das umgekehrte Bild: hohe Belastungen in den oberen Klassen und tendenziell niedrigere in den einfachen Berufen. Allerdings sind die Unterschiede hier wesentlich weniger trennscharf und die Klassen gleichen sich über die Zeit weiter an.

Insgesamt lässt sich sicherlich sagen, dass die Belastungsindizes nicht in dem Maße ansteigen, wie es vielleicht aufgrund der oben diskutierten Veränderungen am Arbeitsmarkt zu erwarten wäre. Insbesondere zeitliche Belastungen gleichen sich im Zeitverlauf eher an. Vor allem aber die wichtigen körperlichen Belastungen verändern sich nicht in nennenswertem Umfang. Die Dualität zwischen Berufen im Büro und

außerhalb besteht weiterhin vor allem bei körperlichen Schmerzen und ergonomischen Belastungen und wird allenfalls durch die Sonderrolle der Klasse 7 durchbrochen.

Im nächsten Schritt berechnen wir eine logistische Regression, die die körperlichen Beschwerden für alle drei Zeitpunkte abbildet, und in der wir im linken Teil von Grafik 4 individuelle Unterschiede konstant halten. Da das Modell die Wahrscheinlichkeiten nicht linear modelliert und wir zusätzlich eine Interaktion postulieren, müssten wir eine zweifach nichtlineare Beziehung interpretieren, erschwert durch die Probleme beim Vergleich des Modells mit und ohne Kontrolle der Arbeitsbedingungen (Karlson, Holm, & Breen, 2012). Wir illustrieren das Ergebnis daher nur anhand ausgewählter vorhergesagter Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Schmerzen auf Basis unseres Modells, nach sozialer Klasse und nach Zeitpunkt. Die Klassen unterteilen wir der Einfachheit halber wieder in Büro- und Nicht-Büroberufe. Links in Grafik 4 sind die zu erwartenden Werte aus einem Modell zu sehen, das neben Klasse, Jahr und Klasse*Jahr als Kovariaten nur die individuelle Sozialstruktur (inklusive der Bildung) und die Arbeitszeit einbezieht. Um aus diesem Modell Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Schmerzen vorherzusagen, setzen wir das Alter, die Arbeitszeit und das Geschlecht jeweils auf den Mittelwert der Stichprobe. Für das Modell, das nur diese Variablen berücksichtigt (Grafik 4 links)

Grafik 4 Entwicklung der gesundheitlichen Ungleichheit (Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten, Idealkonstellationen von Kovariaten)



Grafik links: Kontrolle sozialstruktureller Merkmale und Arbeitszeit. Grafik rechts: Kontrolle sozialstruktureller Merkmale, Arbeitszeit und Arbeitsbelastungen; Mittelwert aller Variablen

Datenbasis: BIBB-/BAuA Erwerbstätigenbefragungen 1999, 2006 und 2012

zeigt sich als Ausgangspunkt, neben einem stetigen Anstieg gesundheitlicher Probleme über die Jahre hinweg, auch eine stabile Zweiteilung in Büro- und Nicht Büro-Berufe. Daneben sind diese Großgruppen in sich relativ homogen. Am wichtigsten ist aber, dass wir über die Zeit konstant eine Ungleichheit zwischen den beiden großen Gruppen feststellen können, bei gleichzeitiger Annäherung der Klassen innerhalb der Gruppen und einer Verschlechterung des Gesundheitszustandes aller Arbeitnehmer.

Die rechte Grafik bezieht sich auf ein Modell, das auch die Arbeitsstressoren als Kovariaten einbezieht. Wir setzen sie auf das arithmetische Mittel der Gesamtstichprobe. Das allgemeine Muster, wie die Klassen über die Zeit zu einander stehen, sieht immer noch sehr ähnlich aus. Bereits aus dem allenfalls geringen Anstieg der Arbeitsbelastungen über die Zeit (siehe Grafik 3) war zu erwarten, dass eine Verschlechterung der Arbeitsbedingungen kaum eine Veränderung der gesundheitlichen Ungleichheit über die Zeit erklären kann. Wir können also konstatieren, dass Arbeitsbedingungen stark mit der gesundheitlichen Position nach Klassen korrelieren, dass aber keine Entwicklung hin zu einer verstärkten oder verringerten sozialen Ungleichheit gibt, die durch eine Veränderung der Arbeitssituation zurückzuführen ist. Am stärksten verändert sich durch die Kontrolle der beruflichen Stressoren die Position von Klasse 1: sie nimmt nach Berücksichtigung ihrer guten beruflichen Bedingungen eine weniger privilegierte Position ein.

Andererseits ist die Frage zu stellen, ob die Belastungen in der Arbeit, die wir beobachten, möglicherweise zumindest die Entwicklung der gesundheitlichen Beeinträchtigung innerhalb bestimmter Klassen erklären können, wenngleich das nicht die Ungleichheit zwischen den Klassen erhöht haben mag. So kann es gut sein, dass sich verändernde Arbeitsbelastungen einen Erklärungsbeitrag etwa für den besonders starken Anstieg der Klasse 2 (untere Dienstklasse, zu der etwa Sozialarbeiter oder Bauingenieure zählen) verantwortlich sind. In zusätzlichen Analysen sind wir dieser Frage nachgegangen und sehen, dass es einzelne Gruppen gibt, in denen die Verschlechterung der Arbeitsbedingungen tatsächlich eng mit dem Anstieg von Arbeitsbelastungen verbunden ist, und zwar insbesondere die oberen Klassen bzw. Büroberufe.

Fazit

Wir bestätigen die zahlreichen Befunde, dass körperliche Beschwerden häufiger in den unteren sozialen Klassen auftreten. Ob man bereits als junger Mensch unter 45 Jahren über Schmerzen berichtet, lässt sich in ganz extremem Maß an der sozialen Klasse festmachen. Der wesentliche Klassenunterschied besteht dabei in der Kluft zwischen Berufen, die maßgeblich im Büro ausgeführt werden, und allen anderen. Die vor langer Zeit in der Soziologie etablierte Unterscheidung zwischen manuellen und nicht-manuellen Berufen (oder „blue collar“- und „white collar“-Berufen) hat also weiterhin eine ganz zentrale Bedeutung. Zur Erklärung dieser Unterschiede ziehen wir neben soziodemographischen Merkmalen zahlreiche Belastungen am Arbeitsplatz heran, die ergonomischer, arbeitsorganisatorischer oder psychischer Art sind. Diese Bedingungen können einen erheblichen Teil der Unterschiede erklären, es bleiben aber auch nach Kontrolle der Arbeitsplatzcharakteristika Klassenunterschiede bestehen. Das ist umso bemerkenswerter, als wir auch die Bildung berücksichtigen, von der eigentlich ebenfalls ein starker Einfluss auf das Gesundheitsverhalten sowie auf die Klassenposition zu erwarten war. Auch die klare Trennlinie zwischen Büro- und Nicht-Büroberufen deutet darauf hin, dass die Arbeitsumgebung ein entscheidendes Kriterium für das Einsetzen körperlicher Schmerzen ist. Daher ist zu erwarten, dass wir bei einer genaueren Beachtung von Arbeitsplatzmerkmalen, über die Belastungen hinaus, einen größeren Teil der Klassenungleichheit erklären könnten. Eine Möglichkeit, relevanten Unterschieden in der Arbeitsumwelt näher auf den Grund zu gehen, wäre eine Berücksichtigung der Belastungen aufgrund von tatsächlichen Arbeitsaufgaben, anstelle der selbstberichteten Belastungen. Möglicherweise unterschätzen körperlich arbeitende Menschen die Belastungen im Vergleich zu Menschen, die im Büro arbeiten, da sie so zu ihrem Alltag gehören, dass sie ihnen nicht mehr so bewusst sind. Dann würden die unteren Klassen ihre Belastungen zu gering einschätzen, was bei der direkten Erfassung von tatsächlichen Tätigkeiten weniger wahrscheinlich ist.

Wir zeigen zudem die Entwicklung sozialer Ungleichheit in körperlichen Beschwerden über die Zeit auf. Das Ergebnis ist ein deutlicher Anstieg des Anteils von Personen, die körperliche Beschwerden berichten, von 1999 bis 2012. Einen Anstieg der sozi-

alen Ungleichheit über die Zeit können wir allerdings auch unter Kontrolle von Arbeitsbedingungen kaum finden. Die in diesem Beitrag erfassten zeitlichen, ergonomischen und psychischen Belastungen verändern sich, anders als erwartet, über die Zeit viel weniger als der durchschnittliche Gesundheitszustand. Daher lautet unser vorläufiges Fazit, dass für den Anstieg der Krankheits-symptome nicht die veränderte Arbeitswelt verantwortlich ist. Es wäre daher ratsam, in zukünftigen Forschungsarbeiten die Bedingungen stärker in den Blick zu nehmen, die sich in fast allen Berufsgruppen im Berichtszeitraum verändert haben. Hier könnte es interessant sein, insbesondere bei gleichzeitiger Beachtung psychischer Beschwerden, die Digitalisierung der Arbeitswelt und die damit einhergehende Veränderung der zeitlichen Strukturierung von Arbeit näher zu untersuchen. Zwar erfassen wir Belastungen durch eine rigide Arbeitsorganisation, doch möglicherweise werden die Veränderungen durch die Digitalisierung subjektiv kaum wahrgenommen und beeinflussen das Arbeitsleben eher im Unterbewusstsein.

Während soziale Positionen oftmals gerade in der Gesundheitsforschung mit breit zusammengesetzten Indizes gemessen werden, die viele Dimensionen wie Bildung, berufliche Stellung und Einkommen verknüpfen (Lampert, Kroll, Müters, & Stolzenberg, 2013), halten wir eine Beschreibung anhand beruflicher Merkmale für geeigneter. Die Mischung vieler Kriterien wird denn auch verschiedentlich als sehr ungenau kritisiert (Braveman et al., 2005). Besonders wichtig erscheint uns aufgrund unserer Ergebnisse die Unterscheidung in manuelle und nicht-manuelle Tätigkeiten. Selbst nach Kontrolle der Eigenschaften der Tätigkeit bleibt diese Dimension zentral.

Literatur

- Borg, V., & Kristensen, T. S. (2000). Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment? *Social Science & Medicine* 51(7), 1019-1030.
- Brauns, H., Scherer, S., & Steinmann, S. (2003). The CASMIN Educational Classification in International Comparative Research. In J. H.-P. Hoffmeyer-Zlotnik & C. Wolf (Eds.), *Advances in Cross-National Comparison. An European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables*. Amsterdam.
- Braveman, P. A., Cubbin, C., Egerter, S., Chideya, S., Marchi, K. S., Metzler, M., &

- Posner, S. (2005). Socioeconomic Status in Health Research - One Size Does Not Fit All. *JAMA*, 294(22), 2879-2888.
- Eichhorst, W., & Marx, P. (2011). Reforming German labour market institutions: A dual path to flexibility. *Journal of European Social Policy*, 21(1), 73-87.
- Ferrie, J. E., Westerlund, H., Virtanen, M., Vahtera, J., & Kivimäki, M. (2008). Flexible labor markets and employee health. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health Supplements*, 6, 98-110.
- Hämmig, O., & Bauer, G. F. (2013). The social gradient in work and health: a cross-sectional study exploring the relationship between working conditions and health inequalities. *BMC Public Health*, 13, 1170.
- Jarczok, M. N., Jarczok, M., Mauss, D., Koenig, J., Li, J., Herr, R. M., & Thayer, J. F. (2013). Autonomic nervous system activity and workplace stressors - A systematic review. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 37(8), 1810-1823.
- Jungbauer-Gans, M. (2006). Soziale und kulturelle Einflüsse auf Krankheit und Gesundheit. Theoretische Überlegungen. In C. Wendt & C. Wolf (Eds.), *Soziologie der Gesundheit* (S. 86-108). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Junghanns, G., & Morschhäuser, M. (2013). *Immer schneller, immer mehr. Psychische Belastung bei Wissens- und Dienstleistungsarbeit*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Karlson, K. B., Holm, A., & Breen, R. (2012). Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit - A New Method. *Sociological Methodology*, 42(1), 286-313.
- Kroll, L. E. (2010). *Sozialer Wandel, soziale Ungleichheit und Gesundheit. Die Entwicklung sozialer und gesundheitlicher Ungleichheiten in Deutschland zwischen 1984 und 2006*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Lampert, T., Kroll, L. E., Müters, S., & Stolzenberg, H. (2013). Messung des sozioökonomischen Status in der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell“ (GEDA). *Bundesgesundheitsblatt*, 56, 131-143. doi:10.1007/s00103-012-1583-3
- Lampert, T., Richter, M., Schneider, S., Spallek, J., & Dragano, N. (2015). Soziale Ungleichheit und Gesundheit. Stand und Perspektiven der sozialepidemiologischen Forschung in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, 59(2), 153-165.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, Irina, Roskam, A.-J. R., Schaap, Maartje M., Menvielle, G., Leinsalu, M., & Kunst, A. E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *The New England Journal of Medicine*, 358, 2468-2481.
- Rahkonen, O., Laaksonen, M., Martikainen, P., Roos, E., & Lahelma, E. (2006). Job control, job demands, or social class? The impact of working conditions on the relation between social class and health. *Journal Epidemiological & Community Health*, 60(1), 50-54.
- Rohrbach-Schmidt, D., & Hall, A. (2013). *BIBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung 2012, BIBB FDZ Daten- und Methodenberichte Nr. 1/2013*. Bonn: BIBB.
- Rohrbach, D. (2006). *The BIBB/IAB- and BIBB/BAuA Surveys of the Working Population on Qualification and Working Conditions in Germany*. Bonn: BIBB.
- Rose, D., & Harrison, E. (2007). The European Socio-Economic Classification: A New Social Class Schema for Comparative European Research. *European Societies*, 9(3), 459-490.
- Wirth, H., Gresch, C., Müller, W., Pollak, R., & Weiss, F. (2010). Measuring Social Class - The Case of Germany. In D. Rose & E. Harrison (Eds.), *Social Class in Europe - An introduction to the European Socio-economic Classification* (S. 114-137). London: Routledge.
- 1 Nur Personen die ≥ 18 Stunden/Woche arbeiten, ohne mithelfende Familienangehörige, ohne Praktikanten, Volontäre, Auszubildende, Heimarbeiter ohne Tätigkeitsangabe, Soldaten, Lehramtsanwärter „ohne nähere Angabe“ und ohne Personen in Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen.
- 2 Codierungen wie folgt: Erhebungsjahr als Dummy-Variablen, Alter kontinuierlich, Bildung nach dem CASMIN-Bildungsschema (Brauns, Scherer, & Steinmann, 2003).

Felix Weiss
Aarhus University
fewe@edu.au.dk

Karin Schuller
Munich Center for the Economics of Aging (MEA)
Max-Planck-Institute for Social Law and Social Policy
k.schuller@mea.mpsoc.mpg.de

Mütter wenden für Kinder immer mehr Zeit auf

Anstieg der täglichen Kinderbetreuungszeit seit 1991

Internationale Studien haben gezeigt, dass sich seit den 1960er Jahren die Zeit, welche Eltern mit ihren Kindern verbringen, vergrößert hat (Bianchi, 2000; Dotti Sani & Treas, 2016; Gauthier, Smeeding, & Furstenberg, 2004; Sullivan & Gershuny, 2001). Dabei ist vor allem bei Müttern ein Anstieg zu beobachten (Bianchi, 2000). Diese Befunde stehen im Gegensatz zu der Theorie der zunehmenden Individualisierung (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) und der Theorie der Beschleunigung der Lebenszeit (Rosa, 2013), welche vorhersagen, dass sich Menschen immer weniger Zeit für andere nehmen. Somit wäre unter Konstanzhaltung der Kinderzahl eher eine Abnahme der elterlichen Zeit für Kinder zu vermuten. In bisherigen Studien wird jedoch nur der Periodeneffekt der Zeit für Kinder analysiert. Um den sozialen Wandel adäquat abzubilden, sollte man jedoch Perioden- von Kohorten- und Alterseffekten trennen (Mannheim, 1952). Vor diesem Hintergrund wird in diesem Beitrag für Mütter untersucht, ob der Trend der zunehmenden Zeit für Kinder nach der Kontrolle für Alters- und Kohorten Effekte bestehen bleibt und wie sich die Kinderbetreuungszeit in unterschiedlichen Geburtskohorten in den letzten Jahrzehnten entwickelt hat. Die Untersuchung konzentriert sich auf Deutschland, da die Identifizierung eines Kohortentrends wichtige Implikationen für die Sozialpolitik hat und die Entstehung von Kohorten stark mit den gesellschaftlichen und kulturellen Ereignissen in einem Land verbunden ist.

des sozialen Wandels zunimmt. Allerdings messen Dotti Sani und Treas (2016) nur die Periodeneffekte, während die Kohorteneffekte unbeachtet bleiben.

Kohorteneffekte beim Zeitaufwand für Kindererziehung

Theorien des sozialen Wandels prognostizieren, dass sich Kultur, soziale Normen und soziales Verhalten innerhalb der historischen Zeit, innerhalb des Lebensverlaufes und innerhalb der Abfolge von Kohorten verändern (Alwin & McCammon, 2003). Periodeneffekte treten auf, wenn die gesamte Gesellschaft von bestimmten Ereignissen betroffen ist. Alterseffekte treten auf, wenn Menschen im Alterungsprozess ihr Verhalten oder ihre Überzeugung ändern. Kohorteneffekte entstehen, wenn bestimmte Personen von bestimmten Ereignissen in prägsamen Lebensphasen betroffen sind. Nach der Hypothese der prägsamen Jahre ist die Jugend eine formative Phase, in der Menschen ihre Einstellungen und Werte entwickeln, da sie besonders offen sind gegenüber ihrer sozialen Umwelt und politischen Ereignissen. Diese Einstellungen prägen das Verhalten im späteren Leben. In der Literatur herrscht jedoch bisher Uneinigkeit darüber, welche Jahre besonders prägsam sind. In der Summe beziehen sich die einzelnen Untersuchungen auf unterschiedliche Zeitspannen zwischen dem 10. und 30. Lebensjahr. Es ist zu vermuten, dass grundlegende Vorstellungen über Familie und Kinder sich im Jugendalter zwischen 14 und 18 Jahren bilden. Dies zeigt sich insbesondere bei Frauen, die früh Berufssparten präferieren, die eine Vereinbarkeit von Familie und Beruf versprechen (Petit & Hook, 2009; Polachek, 1976).

Keller und Lamm (2005) und Keller, Borke, Yovsi, Lohaus, und Jensen (2005) beschäftigten sich mit der Existenz von Kohorteneffekten in der Kindererziehung. Sie zeigen, dass sich die Erziehungsstrategien zwischen Kohorten erheblich unterscheiden, weil Werte und Normen zur Kinderbetreuung im kulturellen Umfeld horizontal, also innerhalb einer Kohorte, weitergegeben werden.

Nach der Theorie der zunehmenden Individualisierung (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) waren die 1950er und 1960er Jahre stark auf Familie und die Privatsphäre fokussiert: "people gave a clear and unambiguous answer to the question of their goal in life: it was a 'happy' family home, a new car, a good education for their children and a higher standard of living." (Beck & Beck-Gernsheim, 1992, S. 38). In den zwei Jahrzehnten gab es ökonomische Sicherheit und Wachstum (Berger, 2012) und der Sozialstaat wurde ausgebaut, während Familienmodelle mit einem männlichen Alleinverdiener vorherrschend waren (Müller, 2012). Gesetzlich waren Frauen gegenüber Männern benachteiligt (Gerlach, 2004). Ab den 1970er Jahren waren viele Bürger mit Erfolgssymbolen wie Einkommen und Karriere nicht mehr zufrieden (Beck & Beck-Gernsheim, 1992). Sie entwickelten ein Bedürfnis nach Selbstentdeckung und Selbstbehauptung. Die Verpflichtung gegenüber der Familie ging verloren, die Bindung an die soziale Klasse verschwand und Kultur und Religion wurden zunehmend unwichtiger. Es kam zur Individualisierung der Lebensweise (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) und zum Streben nach höherer Bildung (Müller, 2012). Wirtschaftlich kam es zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit (Berger, 2012). Im Familienrecht wandelte sich das Ideal von Heirat und

Erziehung. Als Meilenstein schaffte das erste Gesetz zur Ehe- und Familienrechtsreform (1977) die geschlechtsbezogene Arbeitsteilung ab und implementierte die Idee einer kooperativen Partnerschaft (Gerlach, 2004).

Die Theorie der Beschleunigung (Rosa, 2013) besagt, dass Modernisierung einhergeht mit einer Beschleunigung von Prozessen. Die geographische Mobilität führt zwar zu mehr sozialen Kontakten, aber zu weniger Zeit für einzelne Personen. Menschen müssen immer flexibler sein und sich ändernden Lebensumständen schnell anpassen können. Aus beiden Theorien lässt sich ableiten, dass im Verlauf des sozialen Wandels die Zeit für Kinder zurückgeht, da die Menschen sich zunehmend auf sich selbst konzentrieren. Dies führt zu weniger Zeit für andere, insbesondere für Kinder.

Im Kontrast dazu stellen Dotti Sani und Treas (2016) fest, dass die Bildungsexpansion zu einer Änderung der Erziehungsnormen geführt hat. Mit neuen Erkenntnissen über die Entwicklung von Kindern verändern sich die Kindererziehungsideale für Eltern hinzu einer kinderzentrierten, fachkundigen, arbeitsintensiven und finanziell teuren Kindererziehung (Hays, 1996). Nach dieser These zeigen Dotti Sani und Treas (2016), dass die Zeit für Kinder im Verlauf

Auch scheinen Mütter ihre Ansichten über Kindererziehung nicht immer an ihre Töchter weiterzugeben. Broering-Wichmann (2003) zeigt, dass sie nur an vierter Stelle als Informationsquelle genannt werden. Im Gegensatz dazu nehmen Großmütter die Erziehungsstrategien ihrer Töchter an, auch wenn sie sich in ihrer Jugend anders verhalten haben (Keller & Demuth, 2004).

Die obigen Theorien sind folglich nicht widersprüchlich: Die Zeit mit Kindern könnte sich im Periodeneffekt erhöhen, aber sich im Kohorteneffekt für jüngere Kohorten verringern und somit mit den Theorien von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013) im Einklang stehen. Ob dies der Fall ist, und wie sich der Trend für die unterschiedlichen Geburtskohorten verhält, soll im nächsten Schritt untersucht werden.

Tagebuchmethode zur Analyse der Zeitverwendung

Zur Beantwortung der Fragenstellung werden die Daten der Deutschen Zeitverwendungserhebung (ZVE) genutzt, welche in den Jahren 1991/1992, 2001/2002 und 2012/2013 erhoben wurden (Maier, 2014). Die repräsentativen Daten wurden durch einen Haushaltsfragebogen, einen personenbezogenen Fragebogen und durch Tagebücher gesammelt. Die Tagebücher wurden von den Befragten an zwei Tagen (1991/1992) und drei Tagen (2001/2002; 2012/2013) in der Befragungswoche ausgefüllt. Die Teilnehmer beschrieben an jedem Befragungstag im Tagebuch die Aktivitäten, die sie in jedem fünf-Minuten Intervall (1991/1992) oder zehn-Minuten Intervall (2001/2002; 2012/2013) durchführten. Der Datensatz weist somit für jeden Befragten pro Befragungstag jeweils 144 zehn-Minuten Aktivitäten auf. Die Auswertung in dieser Studie bezieht sich auf die 144 Hauptaktivitäten am Tag. Die ZVE ist eine wiederholte Querschnittsbefragung. Demzufolge unterscheiden sich die Individuen in den drei Erhebungsjahren und Geburtskohorten. Längsschnittdaten sind prinzipiell verfügbar, insbesondere das Sozio-ökonomische Panel, allerdings wird dort nur um eine subjektive ungefähre Einschätzung der mittleren Kinderbetreuungszeit an Werktagen gebeten (Göbel, 2016). Die Tagebuchmethode der Zeitverwendungserhebung erlaubt dagegen eine sehr präzise Einschätzung über die Zeit, welche mit verschiedenen Aktivitäten verbracht wurde.

Wir beschränken unseren Zeitverwendungs-Datensatz auf Frauen, die mit mindestens einem Kind unter 13 Jahren im Haushalt leben. Grund dafür ist, dass frühere Studien eine unterschiedliche Entwicklung der Zeit für Kinder nach Geschlecht vorhersagen (England & Srivastava, 2013; Gimenez-Nadal & Molina, 2013). Weiterhin analysieren wir lediglich die Wachzeit von Müttern. Alle Zeitpunkte, zu denen geschlafen wurde, werden nicht beachtet.

Analyse von Zeit-Intervallen mittels logistischer Regression

Zeitdaten haben spezielle Eigenschaften: Sie sind nicht negativ und somit links-zensiert, nicht normalverteilt sondern stark rechts-schief. Am häufigsten werden bisher bei der Analyse von Zeitdaten die OLS-Regression und die Tobit-Regression genommen, allerdings haben beide ihre Vor- und Nachteile (Stewart, 2013). Auch Count-Data Modelle wie die Poisson-Regression kommen nicht in Frage, da diese nur angewendet werden, wenn die Wahrscheinlichkeit der Ereignisse sehr klein ist. Bis heute gibt es keine Übereinstimmung darin, welches das korrekte Modell zur Analyse von Zeitdaten ist (Stewart, 2013). Um diesen Problemen zu entgehen, nutzen wir in diesem Beitrag eine Logit-Regression, die uns für jedes zehn-Minuten Intervall einer Person am Tag die Wahrscheinlichkeit berechnet, dass in diesem Intervall die Zeit mit Kindern verbracht wird. Zeit mit Kindern ist folglich eine binäre Variable, die für jedes zehn-Minuten Intervall angibt, ob in der Zeit eine Kinderbetreuungsaktivität (z.B. eine Unterhaltung, Sport, Spiel, Lesen, Füttern oder Körperpflege mit dem Kind; das Begleiten des Kindes zu einem Termin u.v.m.) stattgefunden hat.

Bei der Schätzung ist zu beachten, dass wir mehrere Ebenen der Analyse haben: Die Ebene der Individuen mit den individuellen Merkmalen, z.B. dem Alter oder der Anzahl der Kinder, die Ebene mit den Tagen, z.B. ob es sich um einen Montag oder Dienstag handelt und die Ebene mit den Aktivitäten, die zeigt zu welcher Zeit am Tag welche Aktivität durchgeführt wurde. In der Analyse müssen wir beachten, dass sich die Tage eines Individuums ähnlicher sind als die Tage zwischen Individuen. Ebenso sind sich die Aktivitäten eines Individuums am Tag untereinander ähnlicher als im Vergleich zu einem anderen Individuum. Um diese

Gruppierung zu berücksichtigen, schätzen wir ein Mehrebenen Modell.

Die wichtigsten unabhängigen Variablen dieser Untersuchung sind Periode, Alter und Kohorte. Bei Analysen mit den drei Variablen entsteht ein Identifikationsproblem (Alter = Periode-Kohorte). Als Problemlösung werden in der Literatur drei verschiedene Identifikationsschritte genannt, die alle in unserer Analyse berücksichtigt werden. Eine erste Lösung ist, die Daten deskriptiv zu analysieren, indem Graphen mit den unabhängigen Variablen Alter, Periode und Kohorte erstellt werden (Alwin & McCammon, 2003). Eine zweite Lösung ist, mehrere Regressionsmodelle zu rechnen und schrittweise für eine Variable, also für entweder Periode, Alter oder Kohorte, nicht zu kontrollieren. Anschließend wird geprüft, wie sich die Effekte der verbleibenden beiden Variablen ändern (ebd.). Da in diesem Beitrag untersucht wird, ob die Periodeneffekte bestehen bleiben, wenn für Alter und Kohorte kontrolliert wird, rechnen wir in allen Modellen mit Periodeneffekten, zu denen schrittweise entweder Alterseffekte (Modell 2 und 3) oder Kohorteneffekte (Modell 4 und 5) hinzugefügt werden. Das bedeutet, wenn wir im Modell 2 und 3 nur für Alters- und Periodeneffekte kontrollieren, sind unsere Schätzer noch um den Kohorteneffekt verzerrt. Trotzdem werden Rückschlüsse möglich, wie sich Alter und Periode zusammen verhalten. Im Modell 6 werden alle drei Variablen in einem Modell eingefügt. Eine dritte Lösung ist, Alter und Kohorte in Fünf-Jahresgruppen zusammenzufassen (Yang & Land, 2008). Dies wird zusätzlich in den Modellen getan.

Die älteste Geburtskohorte (1947-1951) erhält den Wert 1, die jüngste (1977-1981) den Wert 7. Somit werden alle vor 1947 und nach 1981 Geborenen ausgeschlossen. Alter wird ebenfalls in Fünf-Jahresgruppen kodiert, wobei die jüngste Altersgruppe (25-29) den Wert 1 und die älteste Altersgruppe (45-49) den Wert 5 erhält. Somit werden alle Beobachtungen für Personen unter 25 und über 49 Jahren ausgeschlossen. Die drei Befragungswellen stellen die Perioden dar, wobei 1991/1992 die Referenzkategorie zu 2001/2002 und 2012/2013 ist. Wenn wir Alter und Kohorte in unser Modell aufnehmen, gehen wir automatisch davon aus, dass die Wahrscheinlichkeit, Kinder zu betreuen, sich entweder linear vergrößert oder verkleinert. In der Literatur werden oft auch nicht-lineare u-förmige Effekte modelliert, da man

davon ausgeht, dass mittlere Altersgruppen sich von jüngeren und älteren unterscheiden (z.B. in der Mincer Einkommensgleichung). Um zu testen, ob ältere und jüngere Kohorten, bzw. ältere und jüngere Mütter eine besonders hohe (oder niedrige) Wahrscheinlichkeit haben, Kinder zu betreuen, werden deshalb u-förmige Effekte modelliert. Zudem ist die Modellierung u-förmiger Effekte eine weitere Möglichkeit, die Multikollinearität zu brechen (Brüderl & Ludwig, 2015).

Da wir vermuten, dass jüngere Kohorten mehr und jüngere Kinder unter 13 Jahren im Haushalt haben, kontrollieren wir im Modell für Anzahl der Kinder und Alter des jüngsten Kindes.

Um die Modelle untereinander vergleichbar zu machen, schließen wir die fehlenden Werte aller Kovariaten aus, sodass die Fallzahl über die Modelle konstant ist. Unser finales Sample beinhaltet 2242 Mütter, welche 569,154 zehn-Minuten Zeitintervalle (Beobachtungen) haben.

Zunahme der Kinderbetreuungszeit ab Kohorte 1972-1976

Abbildung 1 gibt einen ersten deskriptiven Eindruck, wie sich die mittlere Zeit für Kindebetreuung für Mütter verhält. Die mittlere Zeit für Kinderbetreuung entspricht der abhängigen Variable, d.h., sie beschreibt den Mittelwert von 144 zehn-Minuten Zeitintervallen eines Tages, welche mit einer 1 für Kinderbetreuungsaktivitäten und einer 0 für andere Aktivitäten codiert sind. Die Abbildung bestätigt, dass es eine Zunahme der Zeit für Kinderbetreuung gab, wenn man 1991/1992 oder 2001/2002 mit dem Jahr 2012/2013 vergleicht. Der Trend für die Kohorten ist in etwa konstant für die Kohorten bis 1962-1966. Ab der Kohorte

1967-1972 lässt sich ein Anstieg beobachten. Weiterhin zeigt sich, dass mit zunehmendem Alter die Kinderbetreuungsaktivität abnimmt, was nicht verwunderlich ist, da ältere Mütter weniger und ältere Kinder haben und dies bei der Darstellung der deskriptiven Ergebnisse zunächst noch nicht kontrolliert wird.

Konstanter Periodeneffekt – Anstieg der Zeit mit Kindern zwischen 1991/1992 und 2012/2013

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der logistischen Mehrebenen Regression.

Unter der Kontrolle der Anzahl der Kinder und dem Alter des jüngsten Kindes, zeigt sich, dass die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, von 1991/1992 zu 2012/2013 angestiegen ist. Dieser Effekt hält sich konstant über alle Modelle, unabhängig von den hinzugefügten Kontrollvariablen.

Modell 2 zeigt, dass die Chance, mehr Zeit mit den eigenen Kindern zu verbringen, ceteris paribus (c.p.) linear ansteigt für ältere Mütter. Das Verhältnis von Alter und Kinderbetreuungschance besitzt keine U-Form (Modell 3). Allerdings ist in Modell 2 noch der Alterseffekt mit dem Kohorteneffekt vermischt. Das bedeutet, dass der Alterseffekt eventuell nur deshalb signifikant ist, weil wir einen starken Kohorteneffekt haben. In Modell 6 werden Alters-, Perioden- und Kohorteneffekte betrachtet. Es zeigt sich, dass der Alterseffekt nicht signifikant ist. Das Alter hat keinen Einfluss auf die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, wenn für Periode und Kohorte kontrolliert wird.

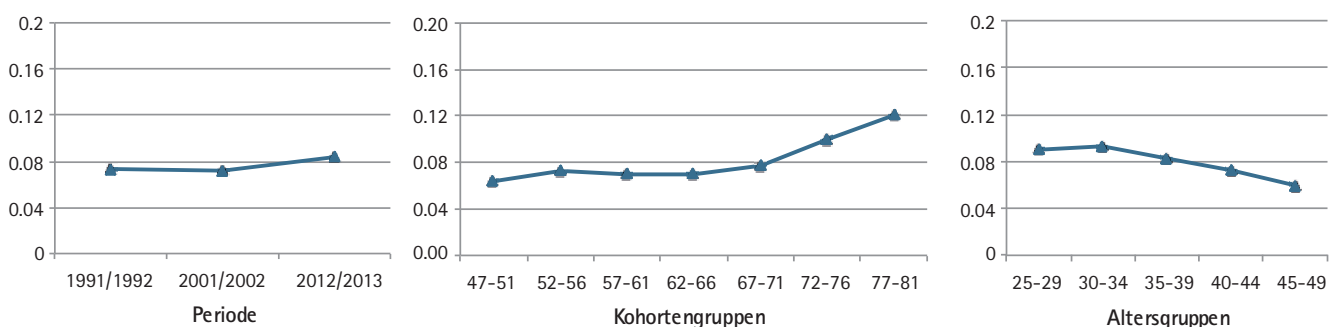
Betrachtet man die Kohorten, so zeigt sich, dass je jünger die Kohortengruppen werden, desto geringer ist die Chance, Zeit mit den

Kindern zu verbringen (Modell 4). In Modell 5 sieht man jedoch, dass das Verhältnis zwischen Kohorten und Kinderbetreuungsaktivität nicht linear ist. Zunächst sinkt die Chance einer Kinderbetreuungsaktivität ab, dann steigt die Chance für eine Kinderbetreuungsaktivität für jüngere Kohorten wieder an. Dabei ist Modell 5 besser als Modell 4, da sich die Log-Likelihood erhöht (Modell 4: -133711,21; Modell 5: -133708) und ein Likelihood-Ratio Test ergibt, dass sich die Modellanpassung in Modell 5 gegenüber Modell 4 verbessert (p=0.011). Weiterhin bleibt der u-förmige Kohorteneffekte in Modell 6 signifikant c.p.. Interessant ist, dass mit dem Hinzufügen des Kohorteneffektes der Periodeneffekt von 2001/2002 im Vergleich zu 1991/1992 signifikant wird (Modell 4-6). Das bedeutet, dass die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, zwischen 2001/2002 und 2012/2013 im Vergleich zu 1991/1992 c.p. angestiegen ist. Die nicht signifikanten Werte in Modell 1 bis 3 ergaben sich folglich durch die Konfundierung der Periodeneffekte mit den Kohorteneffekten.

Um herauszufinden, welche Kohortengruppen sich genau am Minimum der U-Form befinden, wird der Marginsplot für Modell 6 berechnet. In Abbildung 2 lässt sich erkennen, dass die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten bis hin zu der Geburtskohorte 1967-1971 abnimmt. Mit der Geburtskohorte 1977-1981 nimmt die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten wieder leicht zu.

Für die beiden zusätzlich aufgenommenen Kontrollvariablen zeigt sich, dass mit zunehmendem Alter der Kinder die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten abnimmt. Steigt die Anzahl der Kinder unter 13 Jahren im Haushalt, so steigt auch die Chance, Kinder zu betreuen.

Abbildung 1 Mittlere tägliche Kinderbetreuungsaktivität von Müttern nach Periode, Kohorte und Alter



Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

Tabelle 1 Jahres-, Kohorten- und Alterseffekte auf Kinderbetreuung im Zehn-Minuten-Intervall über den Tagesverlauf (Odds Ratios)

Variablen	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
<i>Jahr (ref.: 1991/1992)</i>						
2001/2002	0.994	0.974	0.975	1.139*	1.236***	1.253*
2012/2013	1.220***	1.163**	1.171**	1.615***	1.649***	1.697**
<i>Alter</i>						
Alter der Mutter		1.070**	1.323			0.992
Alter der Mutter ²			0.977			
<i>Kohorte</i>						
Kohorte				0.923***	0.762***	0.757***
Kohorte ²					1.025**	1.025**
<i>Kontrollvariablen</i>						
Alter des jüngsten Kindes	0.822***	0.819***	0.820***	0.819***	0.819***	0.819***
Anzahl der Kinder unter 13	1.240***	1.255***	1.255***	1.258***	1.259***	1.259***
Konstante	0.147***	0.112***	0.070***	0.175***	0.227***	0.237***
Inter-Personen-Varianz	2.075***	2.069***	2.068***	2.067***	2.058***	2.058***
Inter-Erhebungstage-Varianz	2.279***	2.278***	2.278***	2.278***	2.278***	2.278***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Logistisches 3-Ebenen Mixed Effects Modell, Mütter, $N=2253$, alle Erhebungstage

Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

am Tag Zeit mit Kindern zu verbringen. Dass ältere Kohorten eine höhere Chance haben, Zeit mit Kindern zu verbringen, steht im Einklang mit der stärkeren Familienorientierung in den 1950er und 1960er Jahren und somit mit der Theorie von Beck und Beck-Gernsheim (1992). Wenn die Phase der prägsamen Jahre zwischen 14 und 18 Jahren liegt, so hätte die älteste Geburtskohorte (1947-1951) diese Jahre genau zwischen 1961-1969 gehabt, also in der Zeit der starken Familienorientierung. Im Gegensatz dazu scheint die Geburtskohorte 1967-1971 mit der vergleichsweise niedrigen Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, eher von individualistischen Werten geprägt worden zu sein, was ebenfalls im Einklang mit Beck- und Beck-Gernsheim (1992) sowie Rosa (2013) steht. Schließlich kommt es aber auch für jüngere Geburtskohorten, insbesondere für die Kohorten ab 1977-1981, wieder zu einem kleinen, aber signifikanten Anstieg der Chance Kinder zu betreuen. Auch in der deskriptiven Statistik sieht man einen Anstieg der mittleren täglichen Kinderbetreuungszeit für die Kohorten 1972-1976 und 1977-1981. Dies steht im Gegensatz zu den Theorien von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013).

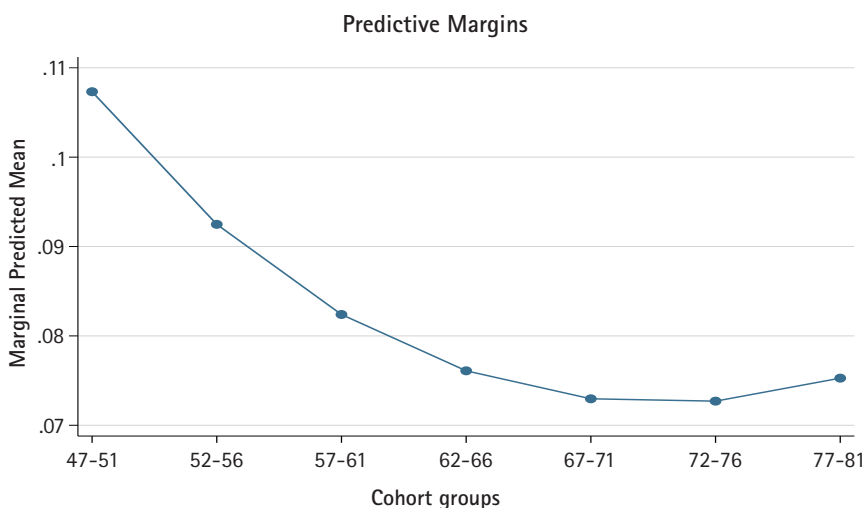
Zusammenfassend lässt sich sagen, dass es seit den letzten zwanzig Jahren einen periodischen Trend gibt, dass mehr Zeit mit Kindern verbracht wird. Neben diesem Trend gibt es jedoch Unterschiede zwischen Kohorten in der Kinderbetreuung. Die in den 1970er Jahren geprägten Eltern verbrachten dabei weniger Zeit mit ihren Kindern, während jüngere Kohorten, auch im Gegensatz zur prognostizierten Theorie von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013) wieder mehr Zeit mit Kindern verbringen.

Diskussion

In diesem Beitrag wurde gezeigt, dass die Chance einer Kinderbetreuungsaktivität für deutsche Mütter im Vergleich der Perioden von 1991/1992 zu 2012/2013 angestiegen ist. Dies steht im Einklang mit bisherigen internationalen Forschungsergebnissen über Zeit mit Kindern im sozialen Wandel. Neu ist, dass dieser Trend auch bei Kontrolle von Alters- und Kohorteneffekten konstant bleibt.

Das Alter hat keinen Einfluss auf die Chance, Kinder zu betreuen, wenn man gleichzeitig für Perioden und Kohorteneffekte kontrolliert. Schaut man auf die Kohortenentwicklung, so zeigt sich eine u-förmige Beziehung. Zunächst nimmt die Chance Kinder zu betreuen für die Geburtskohorte 1967-1971 im Vergleich zur älteren Geburtskohorte (1947-1951) ab. Dies bedeutet zunächst, dass die Eltern in der Geburtskohorte der Referenzkategorie (1947-1951) eine höhere Chance aufweisen,

Abbildung 2 Durchschnittliche marginale Effekte



Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

Literatur

- Alwin, D. F., & McCammon, R. J. (2003). Generations, cohorts, and social change. In M. J.T. & S. M.J. (Eds.), *Handbook of the life course. Handbooks of Sociology and Social Research* (S. 23-49). Boston, MA: Springer.
- Beck, U., & Beck-Gernsheim, E. (1992). Beyond status and class. *Risk Society. Towards a New Modernity*, London: Sage. doi: 10.4135/9781446218693.n3
- Berger, J. (2012). Wirtschaftsordnung und wirtschaftliche Entwicklung - Vergangenheit und Zukunft der Sozialen Marktwirtschaft. In S. Hradil (Ed.), *Deutsche Verhältnisse. Eine Sozialkunde* (S. 231-261). Frankfurt, New York: Campus.

- Bianchi, S. M. (2000). Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity? *Demography*, 37(4), 401-414. doi: 10.1353/dem.2000.0001
- Broering-Wichmann, C. (2003). *Vorbereitung auf die Geburt eines Geschwisters [Preparation for the birth of a sibling]*. (Master thesis), University of Osnabrueck.
- Brüderl, J., & Ludwig, V. (2015). Fixed-effects panel regression. In H. Best & C. Wolf (Eds.), *The Sage handbook of regression analysis and causal inference* (S. 327-358). London: SAGE.
- Dotti Sani, G. M., & Treas, J. (2016). Educational Gradients in Parents' Child-Care Time Across Countries, 1965-2012. *Journal of Marriage and Family*, 78(4), 1083-1096. doi: 10.1111/jomf.12305
- England, P., & Srivastava, A. (2013). Educational differences in US parents' time spent in child care: The role of culture and cross-spouse influence. *Social Science Research*, 42(4), 971-988.
- Gauthier, A. H., Smeeding, T. M., & Furstenberg, F. F. (2004). Are parents investing less time in children? Trends in selected industrialized countries. *Population and development review*, 30(4), 647-672. doi: 10.1111/j.1728-4457.2004.00036.x
- Gerlach, I. (2004). Familienpolitik: Motive, Akteure und Inhalt. In I. Gerlach (Ed.), *Familienpolitik* (S. 113-208). Wiesbaden: Springer.
- Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2013). Parents' education as a determinant of educational childcare time. *Journal of Population Economics*, 26(2), 719-749. doi: 10.1007/s00148-012-0443-7
- Göbel, J. (2016). SOEP Documentation CODEBOOK: PERSON LEVEL QUESTIONNAIRES: DIW Berlin.
- Hays, S. (1996). *The Cultural Contradictions of Motherhood*. New Haven: Yale University Press.
- Keller, Borke, J., Yovsi, R., Lohaus, A., & Jensen, H. (2005). Cultural orientations and historical changes as predictors of parenting behaviour. *International Journal of Behavioral Development*, 29(3), 229-237. doi: 10.1080/01650250544000017
- Keller, & Demuth, C. (2004). Further explorations of the "Western mind": Mothers' and grandmothers' parental ethnotheories in Los Angeles, CA, and Berlin, Germany. *Manuscript submitted for publication*.
- Keller, & Lamm, B. (2005). Parenting as the expression of sociohistorical time: The case of German individualisation. *International Journal of Behavioral Development*, 29(3), 238-246. doi: 10.1080/01650250544000026
- Maier, L. (2014). Methodik und Durchführung der Zeitverwendungserhebung 2012/2013. *Wirtschaft und Statistik*, November, 672-679.
- Mannheim, K. (1952). The problem of generations. In P. Kecskemeti (Ed.), *Essays in the sociology of knowledge* (S. 276-322). Boston: Routledge & Kegan Paul. (Original work published in 1927).
- Müller, H.-P. (2012). Werte, Milieus und Lebensstile - Zum Kulturwandel unserer Gesellschaft. In S. Hradil (Ed.), *Deutsche Verhältnisse. Eine Sozialkunde* (S. 176-169). Frankfurt, New York: Campus.
- Petit, B., & Hook, J. (2009). *Gendered Tradeoffs: Family, Social Policy, and Economic Inequality in Twenty-One Countries*. New York: Russell Sage Foundation.
- Polachek, S. (1976). Occupational segregation: an alternative hypothesis. *Journal of Contemporary Business*, 5, 1-22.
- Rosa, H. (2013). *Beschleunigung und Entfremdung: Entwurf einer kritischen Theorie spätmoderner Zeitlichkeit*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Stewart, J. (2013). Tobit or not Tobit? *Journal of Economic and Social Measurement*, 38(3), 263-290. doi: 10.3233/JEM-130376
- Sullivan, O., & Gershuny, J. (2001). Cross-national changes in time-use: some sociological (hi) stories re-examined. *The British journal of sociology*, 52(2), 331-347. doi: 10.1080/00071310120045015
- Yang, Y., & Land, K. C. (2008). Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: fixed or random effects? *Sociological Methods & Research*, 36(3), 297-326. doi: 10.1177/0049124106292360

Georgios Papstefanou

GESIS

Tel.: 0621 12 46 -222/-279

georgios.papastefanou@gesis.org

Theresa Thies

GESIS

theresa.thies@gesis.org

Herausgeber

GESIS –
Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften
Wissenstransfer | Publikationen
Postfach 12 21 55
D-68072 Mannheim

Redaktion

Dr. Stefan Weick

Telefon 0621 / 12 46 -0
www.gesis.org/isi

Gestaltung

Bettina Zacharias

GESIS ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

ISSN 2199-9082