

Einfluss des sozioökonomischen Status auf Gesundheitskosten für Kinder und Jugendliche mit Störungen des Sozialverhaltens.

Eine Analyse von Routinedaten einer gesetzlichen Krankenversicherung

Dr. rer. med. Dipl. hum. biol. Udo König¹, Dr. phil. Dipl.-Stat. Monika Heinzl-Gutenbrunner², Prof. Dr. rer. oec. Gerhard Meinschmidt³, Dr. rer. biol. hum. Dipl.-Geograph Werner Maier, MPH, EMPH⁴, Prof. Dr. med. Dr. P.H. Christian J. Bachmann⁵

¹Abteilung für Allgemeinmedizin, Präventive und Rehabilitative Medizin, Philipps-Universität Marburg

²MH Statistik Consulting, Marburg

³Berlin School of Public Health, Charité - Universitätsmedizin Berlin

⁴Helmholtz Zentrum München – Deutsches Forschungszentrum für Gesundheit und Umwelt (GmbH), Institut für Gesundheitsökonomie und Management im Gesundheitswesen, Neuherberg

⁵Klinik für Kinder- und Jugendpsychiatrie/Psychotherapie, Universitätsklinikum Ulm

Korrespondenzadresse

Dr. rer. med. Dipl. hum. biol. Udo König

Abteilung für Allgemeinmedizin, Präventive und Rehabilitative Medizin

Philipps-Universität Marburg

Karl-von-Frisch-Straße 4

35043 Marburg

koenig@staff.uni-marburg.de

Zeichenzahl des Textes: 26.817 (max. 28.000 ohne Zusammenfassung/Abstract und Literatur)

Zeichenzahl der deutschen Zusammenfassung: 1764 (max. 1800 inkl. Leerzeichen)

Zeichenzahl der englischen Zusammenfassung: 1770

Zahl der Referenzen: 50

Zahl der Tabellen/Abbildungen: 1/5

Zusammenfassung

Hintergrund

Für verschiedene somatische und psychiatrische Krankheitsbilder ist bekannt, dass die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen und die damit verbundenen Kosten vom sozioökonomischen Status (SES) der Patienten abhängen. Für den Bereich kinder- und jugendpsychiatrischer Störungen liegen zu dieser Thematik bislang keine Untersuchungen vor.

Fragestellung

Es wurde explorativ untersucht, inwieweit Kosten für Gesundheitsleistungen bei Kindern und Jugendlichen mit Störung des Sozialverhaltens (SSV), einem der häufigsten kinder- und jugendpsychiatrischen Störungsbilder, vom SES abhängen.

Material und Methoden

Grundlage der Analysen bildeten Routinedaten der AOK Nordost aus dem Jahr 2011 von 6.461 Kindern und Jugendlichen (Alter: 5–18 Jahre) mit ICD-10-Diagnose einer SSV. Der SES der Versicherten wurde indirekt über die Sozialstruktur des Wohnortes (PLZ-Bezirk) mit Hilfe des German Index of Multiple Deprivation (Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg) bzw. des Berliner Sozialindex I (Berlin) bestimmt, die in Quintile aufgeteilt wurden. Auf Basis dieser Quintile wurden die Kosten für stationäre Krankenhausaufenthalte, ambulante Behandlungen [Hausärzte, Pädiater, Kinder- und Jugendpsychiater (einschließlich Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten)] sowie Arzneimittelverordnungen analysiert.

Ergebnisse

Für keine der untersuchten Kostenarten fand sich ein funktionaler Zusammenhang zwischen SES und Gesundheitskosten.

Diskussion

Im Gegensatz zu bisherigen Daten bei Erwachsenen zeigte sich in dieser Studie kein Einfluss des SES auf die Gesundheitskosten von Kindern und Jugendlichen mit SSV. Es scheint somit bei der medizinischen Versorgung dieser Patientengruppe in Deutschland keine signifikante sozial bedingte Ungleichheit zu bestehen.

Schlüsselwörter

Kostenanalyse; Sekundärdaten; Störung des Sozialverhaltens; sozioökonomischer Status; Sozialstruktur

Socioeconomic status and health insurance expenditures for children and adolescents with conduct disorder.

An analysis of statutory health insurance data

Abstract

Background

For various psychiatric and somatic disorders, there is evidence of an association between patients' socio-economic status (SES), and healthcare utilisation and resulting costs, respectively. For the field of child and adolescent psychiatric disorders, studies on this topic are lacking.

Objectives

To exploratively analyse the association of health care expenditures for children and adolescents with conduct disorder (incl. oppositional-defiant disorder) – one of the most prevalent child and adolescent psychiatric disorders – and SES.

Materials and methods

The analysis is based on routine data of the German statutory health insurance company AOK Nordost for the calendar year 2011, covering 6,461 children and adolescents (age: 5–18 years) with an ICD-10 diagnosis of conduct disorder. Insurees' SES was estimated indirectly, based on the social structure of the postcode area, using the German Index of Multiple Deprivation (Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg), and the Berliner Sozialindex I (Berlin), respectively. From the two indices, quintiles were derived, and, based on these quintiles, costs for the following cost types were analysed: inpatient healthcare, outpatient healthcare (general practitioners, paediatricians, child and adolescent psychiatrists, child and adolescent psychotherapists), and prescribed medication.

Results

There was no significant functional association between SES and healthcare costs for any of the analysed cost types.

Conclusions

In contrast to findings in adults, this study on children and adolescents with conduct disorders did not find an association between SES and healthcare costs. Within this group of patients, social inequality does not seem to have a significant influence on healthcare utilisation in Germany.

Key words

Cost analyses; conduct disorder; oppositional-defiant disorder; secondary data; socio-economic status; social structure

Hintergrund und Fragestellung

Die ambulante und stationäre Inanspruchnahme des medizinischen Versorgungssystems und der damit verbundenen Gesundheitsleistungen ist ein komplexer Prozess, der durch individuelle Merkmale des Patienten sowie durch situative Merkmale beeinflusst wird. Das Kausalmodell von Andersen [1] deckt ein breites Spektrum möglicher Einflussfaktoren auf die Inanspruchnahme ab und hat sich als internationales Bezugsmodell bewährt [2, 3]. Determinanten der Inanspruchnahme sind hierbei u.a. Alter, Geschlecht, Morbidität und der Zugang zu medizinischer Versorgung (Ärzte- und Krankenhausedichte, Stadt- /Landeffekte).

Neben den genannten Faktoren hängt die Inanspruchnahme auch vom sozialen Status ab [4, 5]. So werden Allgemeinmediziner häufiger von Patienten mit niedrigem SES sowie gesetzlich Versicherten aufgesucht, wohingegen Fachärzte häufiger bei höherem SES bzw. von privat versicherten Patienten aufgesucht werden [6, 7]. Die Ergebnisse der vom Robert-Koch Institut durchgeführten Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland (DEGS1) [6] zeigten bei einer Reihe von Arztgruppen keine und bei einigen Gruppen nur geringe Unterschiede in der Inanspruchnahme nach Sozialstatus. Die Ergebnisse sind aufgrund methodischer Unterschiede also nicht eindeutig, wobei sich Trends zuungunsten unterer SES-Gruppen zeigen [4]. Bei der Inanspruchnahme stationärer Versorgung (einschließlich Rehabilitation) deutet die Befundlage eher auf geringe soziale Ungleichheiten hin [4, 5].

Die Ungleichheit der Inanspruchnahme beeinflusst auch die entstehenden Kosten für das Gesundheitssystem, wobei eine höhere Inanspruchnahme in der Regel zu höheren Kosten führt, wie Kroll und Lampert [8] in einer top-down Analyse mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) zeigen konnten. Diese Ungleichheit kann als Ungerechtigkeit aufgefasst werden. Im Sinne der Gerechtigkeit ist es aber Konsens, dass die Versorgung nur vom Bedarf abhängen sollte und nicht von nicht-medizinischen Faktoren, wie etwa der sozio-ökonomischen Position einer Person [9, 10].

Für den Bereich psychiatrischer Erkrankungen sind überwiegend deutlichere Effekte zum Zusammenhang zwischen SES und Inanspruchnahmeverhalten nachzuweisen:

In einer großen dänischen Kohortenstudie mit nationalen Registerdaten fanden Packness et al. [11], dass Personen mit niedrigerem SES im Jahr nach initialer Einnahme von Antidepressiva seltener Termine bei niedergelassenen Psychiatern, Psychologen und Gesprächstherapie bei Allgemeinmediziner in Anspruch nehmen als Personen mit hohem SES. Eine Analyse von Daten der AOK-Niedersachsen aus dem Jahr 2013 [12] zeigte in der multivariaten Betrachtung nach Adjustierung für Geschlecht und Alter einen deutlichen sozialen Gradienten bei der Inanspruchnahme psychotherapeutischer Behandlung mit den Hauptfaktoren Berufsausbildung und berufliche Position, mit deutlich geringerer Inanspruchnahme bei niedrigem SES. Das Einkommen zeigte hierbei keinen eindeutigen sozialen Gradienten. Für die USA stellten Wang et al. (2005) [13] in einer Studie auf der Basis eines repräsentativen, von Interviewern in Haushalten durchgeführten Surveys fest, dass der ungedeckte Behandlungsbedarf bei ethnischen Minderheiten, bei älteren oder unversicherten Menschen, bei geringem Einkommen und Bewohnern ländlicher Gebiete am größten war.

Die genannten Arbeiten beziehen sich jedoch sämtlich auf das Erwachsenenalter, für psychiatrische Störungen im Kindes- und Jugendalter liegen hingegen bis dato kaum entsprechende Studien vor.

Störungen des Sozialverhaltens (SSV) ist der Oberbegriff für eine Gruppe von Störungen, die durch sich wiederholende und anhaltende Verhaltensauffälligkeiten und externalisierende Symptome definiert sind, zu denen u.a. oppositionelles Verhalten, Regelverletzungen sowie Verletzung der Rechte anderer zählen (z.B. ein extremes Maß an Streiten, Schulschwänzen, Feuerlegen, delinquentes Verhalten) [14]. Die Prävalenz von SSV in der Bevölkerung wird mit 4-8 % der unter 18-Jährigen angegeben [14]. In der klinischen Versorgung, d.h. in ambulanten und stationären Inanspruchnahmepopulationen liegt der Anteil von Patienten mit SSV zwischen etwa 20 % und 45 % [15, 16].

Insbesondere bei Beginn vor dem 10. Lebensjahr ist der Verlauf von SVV häufig schwer und langwierig, weshalb an der Diagnostik und Behandlung zahlreiche Leistungserbringer und Institutionen des Gesundheits- und Sozialsystems beteiligt sind. Die Kosten aus gesamtgesellschaftlicher Sicht sind entsprechend hoch und werden in einer Übersichtsarbeit von Beecham [17] mit 3.160 bis 107.000 US-Dollar/Jahr angegeben.

Exemplarisch soll daher in dieser Studie die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen in Abhängigkeit vom SES bei Kindern und Jugendlichen mit Störungen des Sozialverhaltens, einer der häufigsten und kostenträchtigsten Störungen im Kindes- und Jugendalter, untersucht werden.

Methoden

Stichprobe und Datenbasis

Bei der vorliegenden Arbeit handelt es sich um eine explorative Analyse von GKV-Routinedaten [18, 19]. Grundlage der Analyse waren pseudonymisierte Routinedaten der AOK Nordost aus dem Jahr 2011. Die AOK Nordost entstand durch den Zusammenschluss der AOKen Berlin-Brandenburg und Mecklenburg-Vorpommern und hat aktuell 1,8 Millionen Versicherte. Die Studienpopulation umfasste alle bei der AOK Nordost versicherten Kinder und Jugendliche ($n = 6461$) im Alter von 5 bis 18 Jahren mit einer gesicherten stationären und/oder ambulanten ICD-10-Diagnose [20] einer Störung des Sozialverhaltens (F90.1, F91.X, F92.X) im untersuchten Jahr. Neben den Stammdaten [u.a. Alter, Geschlecht, Postleitzahl des Wohnortes (PLZ), Bundesland] wurden Abrechnungsdaten zu ambulanten Behandlungsfällen (u.a. Anzahl abgerechnete Punkte, Fachgruppe des behandelnden Arztes aus der Lebenslangen Arztnummer) und zu Krankenhausfällen (u.a. Beginn und Ende der Behandlung, Kosten pro Fall) ausgewertet.

Als Surrogatparameter für die in den Sekundärdaten nicht enthaltenen Angaben zum individuellen SES wurden Indizes zur räumlichen Sozialstruktur herangezogen. Für Berlin wurde der Berliner Sozialindex I (BSI) und für Brandenburg (BR) und Mecklenburg-Vorpommern (MV) der German Index of Multiple Deprivation (GIMD) verwendet. Die Verwendung des BSI war erforderlich, da im GIMD für das Gesamtgebiet von Berlin nur ein einziger Wert hinterlegt ist, wohingegen der BSI deutlich kleinräumiger vorliegt.

Der Berliner Sozialindex I [21] zeigt die Verteilung sozialer und gesundheitlicher Belastungen an und ist so gepolt, dass hohe Werte eine günstige Sozialstruktur anzeigen. Der Index wird faktorenanalytisch aus 36 Indikatoren auf der Basis der 447 Berliner

Planungsräume gewonnen und umfasst die vier Dimensionen Bevölkerung und Haushaltsstruktur, Erwerbsleben, Einkommen und materielle Lage sowie Gesundheit. Die Daten zum Berliner Sozialindex wurden von der Senatsverwaltung für Gesundheit und Soziales, Abteilung Gesundheit nach Umrechnung auf PLZ zur Verfügung gestellt. Für die vorliegende Studie wurde die Version 2013 genutzt, die sich auf das Jahr 2011 bezieht.

Der GIMD ist ein multidimensionaler und kleinräumiger Deprivationsindex für das Bundesgebiet, der auf Gemeinde- und Kreisebene vorliegt [22, 23]. Für die Studie wurde der GIMD auf Gemeindeebene in der Version von 2006 genutzt. Der aktuell aus 9 Indikatoren gewonnene Index besteht aus den sieben Deprivations-Domänen Einkommen, Beschäftigung, Bildung, Kommunales Einkommen, Sozialkapital, Umwelt- und Sicherheit, die mit unterschiedlicher Gewichtung in den Gesamtindex eingehen. Hohe Indexwerte bedeuten hierbei eine hohe Deprivation. Die GIMD-Daten wurden durch das Helmholtz Zentrum München, Institut für Gesundheitsökonomie und Management im Gesundheitswesen, zur Verfügung gestellt.

Zur Abbildung der Amtlichen Gemeindegrenzen (AGS) auf die Postleitzahlen wurden die Gemeindeverzeichnisse mit Bevölkerungsstand für BR und MV verwendet, die von der Landesvermessung und Geobasisinformation Brandenburg bzw. dem Statistischen Amt Mecklenburg-Vorpommern bezogen wurden.

Die Kosten wurden aufgeschlüsselt nach den Kostenarten stationäre Behandlung, ambulante Arztkontakte und Arzneimittelverordnungen berechnet. Diese drei Leistungsbereiche wurden von Ewest [24] bei einer Analyse von Abrechnungsdaten als die drei ökonomisch relevantesten identifiziert. Bei den ambulanten Arztkontakten wurden die drei Untergruppen Kinder- und Jugendpsychiater (einschließlich Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten), Kinderärzte sowie Allgemeinmediziner untersucht.

Im Bereich der ambulanten vertragsärztlichen Versorgung richtet sich die Vergütung nach dem Einheitlichen Bewertungsmaßstab (EBM), der Gebührenordnung der gesetzlichen Krankenversicherung [25]. Für die ambulanten Behandlungen wurden für jeden Behandlungsfall die Kosten aus den EBM-Punkten, dem Orientierungspunktwert und den extrabudgetären Kosten berechnet. Im Gegensatz zur Berechnung im ambulanten Bereich lagen für den stationären Bereich die Kosten direkt als Betrag in Euro vor.

Weiterhin wurden für jeden Fall die Kosten nach den o.g. Kostenarten aggregiert (aufsummiert). Fielen bei einem Patienten in einer Kostengruppe keine Kosten an, wurde diese Zelle auf 0 € gesetzt.

Da die AOK-Daten die PLZ als Verknüpfungs-Variable für die räumliche Zuordnung enthalten, wurden der GIMD und der Berliner Sozialindex I unter Gewichtung an der Bevölkerungszahl auf die PLZ abgebildet. Beim GIMD (BR und MV) erfolgte die Abbildung des AGS auf die PLZ und beim Sozialindex I wurde die Raumebene der 447 Planungsräume auf die 180 Berliner PLZ abgebildet. Diese Abbildung ist für Berlin genauer möglich als für BR/MV. Abschließend wurden von den beiden Indices auf PLZ-Ebene Quintile für die weitere statistische Analyse gebildet und jedem Patienten über die zugehörige PLZ ein Wert zugeordnet.

Statistische Methoden

Aufgrund der hierarchischen Datenstruktur und der stark rechtsschiefen Verteilung der Kosten wurden Generalized Estimating Equations (GEE, generalisierte Schätzgleichungen) [26], eine Form der Mehrebenenanalysen [27, 28], verwendet. Liang und Zeger [29] haben für die GEEs den Ansatz der generalisierten linearen Modelle (GLM) so erweitert, dass auch Daten aus Cluster-Stichproben oder Längsschnittdaten analysiert werden können [30]. Bei der gegebenen Verteilung der Kosten bot es sich an, zur statistischen Modellierung die Tweedie gemischte Poisson-Gammaverteilung heranzuziehen [31, 32].

Die GEEs sind in IBM SPSS 24 [33] über die Prozedur „GENLIN“ implementiert. Das Modell wurde jeweils mit den Kosten als abhängige Variable und der Tweedie-Verteilung mit Log-Linkfunktion definiert. Als potentielle Prädiktoren wurden die GIMD- bzw. Sozialindex-Quintile und das Geschlecht definiert. Da das Alter auf allen Quintil-Faktorstufen jeweils gleich verteilt war, wurde dieser Prädiktor nicht in das Modell mit aufgenommen.

Im Gegensatz zu anderen Bereichen mit schiefverteilten Daten halten Holle et al. [34] die Verwendung eines robusten Schätzers wie des Medians bei der Auswertung von Kostendaten nicht für adäquat. Sie halten den Mittelwert als Lageparameter wegen seiner engen mathematischen Beziehung zur Kostensumme für wesentlich aussagekräftiger. Die folgenden Erläuterungen beziehen sich deswegen auf den Mittelwert (mittlere Kosten pro Fall), der Median ist aber in Tabelle 1 ergänzend angegeben.

Ergebnisse

Verteilung der Kosten

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Kostenkennwerte und die prozentualen Anteile von Patienten ohne Kosten, aufgeschlüsselt nach den beiden Unterstichproben (BE vs. BR/MV). Die Kennwerte spiegeln die rechtsschiefen Kostenverteilungen wider: Der Median liegt häufig bei 0 € und in vielen Fällen fallen keine Kosten an. Bei den Arzneimitteln ist dieser Anteil am geringsten und bei der stationären Behandlung am größten.

Die Kosten für die Kinder- und Jugendpsychiater einschließlich der Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten sind im großstädtisch geprägten Berlin höher im Vergleich zu den Flächenländern BR/MV (*MW* 501 € vs. 300 €). Auch bei der kinderärztlichen Behandlung sind die Kosten für Berlin höher (*MW* 167 € vs. 125 €). Die Hausarztkosten unterscheiden sich kaum zwischen Berlin und BR/MV (*MW* 56 € vs. 53 €), ebenso wie die Kosten für Arzneimittel (*MW* 183 € vs. 208 €). Der größte Unterschied zeigt sich bei den Krankenhauskosten, die in BR/MV deutlich höher ausfallen als in Berlin (*MW* ca. 2213 € vs. 996 €).

Zusammenhang von Kostenhöhe und Sozialstruktur

Der Sozialindex I und der GIMD stellen aufgrund der Quintilbildung einen fünfstufigen Faktor dar. Die durch die Modelle geschätzten Kosten in Abhängigkeit der Quintile für die untersuchten Kostenarten sind in Abb. 1 bis Abb. 5 jeweils für die beiden Substichproben

graphisch dargestellt. Signifikante Unterschiede ($p \leq 0,05$ nach Bonferroni-Korrektur) bei den paarweisen Vergleichen sind durch waagerechte Balken markiert.

Die Kosten der durch Kinder- und Jugendpsychiater einschließlich Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten erbrachten Gesundheitsleistungen für in Abb. 1 graphisch dargestellt. Für Berlin steigen mit steigendem SES die Kosten zuerst an, um abschließend wieder abzufallen. In den paarweisen Vergleichen sind diese Unterschiede nach Bonferroni-Korrektur alle nicht signifikant. Für BR und MV ist, bei insgesamt geringerem Kostenniveau, der Verlauf in Abhängigkeit der GIMD-Quintile eher U-förmig mit Höchstwerten bei geringster und höchster Deprivation und einigen signifikanten Unterschieden.

Bei den Kosten für Behandlungen durch Kinderärzte (Abb. 2) zeigt sich in Berlin ein unregelmäßiges Muster, ohne signifikante Unterschiede in Abhängigkeit vom Sozialindex. Für BR und MV ist der Kostenverlauf unregelmäßig, bei einer Reihe von signifikanten Unterschieden und im Vergleich zu Berlin geringerem Kostenniveau.

Die Kosten für die hausärztliche Behandlung (Abb. 3) liegen in beiden Stichproben auf ähnlichen Niveaus. Nur in BR und MV sind diese bei höchster Deprivation (5. Quintil) etwas höher. Die paarweisen Vergleiche mit dem 5. Quintil sind hier auch alle signifikant. Für Berlin sind hingegen keine signifikanten Unterschiede zu verzeichnen.

Bei der stationären Behandlung (Abb. 4) zeigen sich bei den paarweisen Vergleichen in beiden Substichproben keine signifikanten Unterschiede, wobei hier das Kostenniveau für BR und MV höher ist als in Berlin.

Die Kosten für Arzneimittel (Abb. 5) unterscheiden sich kaum in Abhängigkeit von der Sozialstruktur und sind in beiden Substichproben auf dem gleichen Kostenniveau. Signifikante Kostenunterschiede sind nicht vorhanden.

Zusammenfassend zeigt sich bei den untersuchten Kostenarten kein eindeutiger funktionaler (z.B. linearer oder quadratischer) Zusammenhang von Kostenhöhe und Sozialstruktur. Nur in der Substichprobe BR und MV zeigen sich bei manchen Kostenarten signifikante Unterschiede zwischen einigen GIMD-Quintilen.

Das jeweilige Geschlecht der Versicherten zeigt keinen signifikanten Einfluss auf die Kosten für Kinder- und Jugendpsychiater und Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten. Ein signifikanter Einfluss (weiblich > männlich) ist aber bei den Kosten für Hausärzte, der stationären Behandlung (BR, MV) (männlich > weiblich) und den Arzneimitteln (männlich > weiblich) vorhanden.

Diskussion

In der vorliegenden Studie wurde explorativ untersucht, inwieweit Kosten für Gesundheitsleistungen bei Kindern und Jugendlichen mit SSV von sozioökonomischen Faktoren abhängen. Der SES wurde durch sozialräumliche Indizes indirekt über den Wohnort bzw. die Postleitzahl bestimmt.

Diskussion der Ergebnisse

Der Vergleich der Kostenkennwerte (Tabelle 1) zeigte für die Kinder- und Jugendpsychiater und -Psychotherapeuten sowie die Kinderärzte höhere mittlere Kosten pro

Fall für Berlin im Vergleich zu BR/MV. Bei den Hausärzten und den Arzneimittelkosten waren die Unterschiede nur gering. Im Gegensatz zur ambulanten Versorgung waren die Kosten für stationäre Behandlung in BR/MV mehr als doppelt so hoch wie für Berlin.

Die Kostenunterschiede können als Unterschiede in der Inanspruchnahme interpretiert werden, wobei der Zusammenhang nicht linear ist und von den Abrechnungsmodalitäten im deutschen Gesundheitssystem abhängt.

Die gefundenen Unterschiede sind vielleicht angebotsinduziert und hängen mit der Ärztedichte zusammen, die in Berlin im Vergleich zu BR/MV und dem Bundesgebiet größer bis deutlich größer ist. Im Vergleich zum gesamten Bundesgebiet ist Berlin auch massiv und der städtische Raum in BR deutlich mit Psychotherapeuten (inclusive Kinder- und Jugendlichentherapeuten) übertversorgt. Dagegen ist der ländliche Raum in BR und MV unterversorgt [35, 36]. Im ländlichen Bereich suchen Patienten aufgrund der schlechteren Erreichbarkeit oder des geringeren Angebots an Fachärzten möglicherweise eher ein Krankenhaus auf oder werden dorthin überwiesen. Die Studie zur Gesundheit Erwachsener (DEGS1) [6] zeigte in ländlichen Gemeinden im Vergleich zu Kernstädten eine längere Krankenhausverweildauer, was die gefundenen höheren Krankenhauskosten für BR/MV erklären würde.

Für BR/MV zeigten sich bei drei von fünf Kostenarten signifikante Unterschiede in Abhängigkeit von den Quintilen bei den GEE-Modellen, wohingegen für Berlin keine signifikanten Kostenterschiede zu verzeichnen waren. Dies könnte mit den geringeren Fallzahlen für Berlin ($n = 2777$) im Vergleich zu BR/MV ($n = 3684$) zusammenhängen. Für keine der in dieser Studie untersuchten Kostenarten fand sich aber in beiden Substichproben ein funktionaler Zusammenhang zwischen SES und Gesundheitskosten.

Dieses Ergebnis, das auf der Basis von Sekundärdaten gewonnen wurde und sich auf Kinder und Jugendliche mit Störungen des Sozialverhaltens bezieht, steht in einem gewissen Widerspruch zur aktuellen Studienlage, die trotz uneinheitlicher Ergebnisse belegt, dass soziale Unterschiede in der medizinischen Versorgung und Inanspruchnahme existieren. Diese Studien sind allerdings methodisch heterogen [37] und beziehen sich meistens auf Erwachsene. In dieser Altersgruppe zeigten sich im psychiatrischen Bereich deutliche Disparitäten bei der Inanspruchnahme in Abhängigkeit vom SES [11–13].

Bei Kindern und Jugendlichen zeigte sich in der KiGSS Welle 1 nach Adjustierung für verschiedene Faktoren bei der Inanspruchnahme von Kinder- und Allgemeinärzten nur ein geringer Einfluss des Sozialstatus [38]. Bei Kindern und Jugendlichen mit psychischen Erkrankungen war in der BELLA-Studie kein signifikanter Einfluss des Sozialstatus [39] festzustellen.

Neben sozialen Faktoren ist die regionale Deprivation eine weitere Determinante der Inanspruchnahme. Kopetsch und Maier [40] konnten mit ambulanten und stationären Abrechnungsdaten einen deutlichen positiven Zusammenhang zwischen regionaler Deprivation und der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen zeigen. Für BR/MV wurde in der vorliegenden Studie die regionale Deprivation mit dem GIMD erfasst. Auch für diese beiden Bundesländer konnte der beschriebene Zusammenhang nicht festgestellt werden.

Es spricht Einiges dafür, dass die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen durch Kinder und Jugendliche mit Störungen des Sozialverhaltens nicht von sozialen Faktoren abhängt. Die gefundenen Ungleichheiten deuten darauf hin, dass horizontale Gerechtigkeit [9, 10] aber nicht komplett erreicht ist, also gleiche Versorgung bei gleichem Bedarf.

Der Befund eines fehlenden Schichtgradienten wird durch einige Faktoren gestützt: Für den stationären kinder- und jugendpsychiatrischen Bereich gilt die regionale Pflichtversorgung [41], die gewährleistet, dass Patienten mit Störung des Sozialverhaltens heimatnah und ohne lange Wartezeit in der zuständigen Versorgungsklinik aufgenommen werden können. Ein möglicher Einfluss des sozioökonomischen Status wird hierdurch minimiert.

Es gibt zahlreiche Hilfsangebote im Rahmen der Jugendhilfe. Diese Angebote sind besonders auf die Unterstützung von Kindern und Jugendlichen aus sozial schwachen Familien ausgerichtet, im Sinne der vertikalen Gerechtigkeit. Hierdurch wird insbesondere für Kinder und Jugendliche mit SSV mit niedrigerem sozioökonomischen Status auch der Zugang zu medizinisch-psychiatrischen Hilfsangeboten erleichtert.

Die Schule hat heute auch eine wichtige „Vorposten“-Funktion bei der Erkennung von psychischen Erkrankungen, die durch die Installation von Schulpsychologen und/oder -sozialarbeitern ermöglicht wird. Dieses Setting begünstigt eine vom SES unabhängige Erkennung und weitergehende Betreuung von Kindern und Jugendlichen mit Auffälligkeiten im Sinne einer SSV.

Weiterhin sind SSV ein expansives Störungsbild, bei dem in der Regel das soziale Umfeld eines Kindes oder Jugendlichen deutlicher in Mitleidenschaft gezogen wird als bei internalisierenden Störungen wie z.B. Depressionen oder Angststörungen. Dies führt häufig unabhängig vom sozialen Status zu einem hohen Leidensdruck bei den Betroffenen (z.B. Eltern, Lehrer, Nachbarn) und in der Folge zur Veranlassung diagnostischer oder therapeutischer Maßnahmen (z.B. Vorstellung beim Kinder- und Jugendpsychiater, psychologische Diagnostik).

Nicht zuletzt verfügt das deutsche Gesundheitssystem über sehr gute Ressourcen zur Versorgung von Kindern und Jugendlichen, was Ungleichheiten reduziert im Sinne einer horizontalen Gerechtigkeit.

Diskussion der Methode

Bei der Interpretation der Ergebnisse der vorliegenden Arbeit sollten einige methodische Besonderheiten Berücksichtigung finden. Bei den Daten der AOK Nordost fehlen Angaben zum individuellen Sozialstatus der Versicherten. Wünschenswert wären Angaben zum Beruf, der beruflichen Stellung oder der Beitragshöhe gewesen, die bei vielen Krankenkassen Bestandteil der Versichertenstammdaten sind [42]. Das Einkommen (bis zur Beitragsbemessungsgrenze) sollte von den hier betrachteten Indikatoren – zumindest für abhängig Beschäftigte – der zuverlässigste sein [43]. Da die Versicherten aufgrund des Alters (5–18 Jahre) in den meisten Fällen Familienversicherte sein dürften, setzt die Bestimmung des SES krankenkassenintern die Möglichkeit der Zuordnung zwischen dem Mitglied und dem Familienversicherten voraus. Bei nicht berufstätigen Versicherten lassen sich aber zwangsläufig keine Angaben zum aktuell ausgeübten Beruf machen, was die Auswertung von GKV-Routinedaten unter Einbezug der sozioökonomischen Position für diese Gruppe von Versicherten erschwert bzw. verhindert

Die Abbildung des Amtlichen Gemeindegrenzen (BR/MV) und der Planungsräume (Berlin) auf die Postleitzahlenbezirke führt zu einem Informationsverlust. Die individuelle

soziale Situation der in einem Postleitzahlenbezirk wohnenden Personen können solche, auf einer regionalen Ebene aggregierten Daten nur unscharf wiedergeben [42].

Eine weitere Besonderheit liegt in der Natur von Querschnittsstudien, die die Zeitverzögerung zwischen Exposition und outcome außer Acht lassen [44]. Auf die durchgeführte Studie bezogen bedeutet dies, dass nicht bekannt ist, wie lange die AOK-Versicherten schon in einem Postleitzahlenbezirk wohnten und damit dem Einfluss der Wohngegend ausgesetzt waren. Maier et al. [45] konnten zeigen, dass die regionale Deprivation, die sich ja auf die Wohngegend bezieht, und der individuelle SES beides wichtige und unabhängige Determinanten der Gesundheit sind.

Weiterhin müssen bei der Interpretation der Ergebnisse auch mögliche Besonderheiten der Stichprobe berücksichtigt werden. Ein Aspekt ist die hohe Deprivation in den östlichen Bundesländern. Sogar Berlin als Ganzes fällt in das Quintil mit der höchsten Deprivation, wobei es innerhalb Berlins große Unterschiede gibt [46]. Ein weiterer Aspekt besteht darin, dass Kinder und Jugendliche mit Störung des Sozialverhaltens eher aus Familien mit niedrigem SES stammen [47]. Schließlich zeichnen sich die Versicherten der Allgemeinen Ortskrankenkassen dadurch aus, dass sie im Vergleich zu anderen Krankenkassen einen höheren Anteil von Versicherten aus der unteren sozialen Schicht haben [51% vs. 40%] [48].

Stärken und Limitationen

Eine wesentliche Stärke der Studie ist die große Fallzahl sowie die Tatsache, dass es sich um eine Vollerhebung handelt. Dies hat eine große Teststärke und eine hohe Repräsentativität zur Folge. Als positiv kann darüber hinaus angemerkt werden, dass sowohl hochversorgte (Berlin) und niedrigversorgte (BR/MV) Regionen untersucht wurden. Dies erhöht die Validität der Ergebnisse. Außerdem wurden mit dem Berliner Sozialindex und dem GIMD zwei unterschiedliche methodische Ansätze realisiert.

Als Limitation ist anzumerken, dass GKV-Routinedaten primär der Honorarabrechnung der gesetzlichen Krankenversicherungen mit den Kassenärztlichen Vereinigungen dienen und nicht primär für wissenschaftliche Zwecke erhoben werden. Die Ergebnisse einer Analyse von GKV-Routinedaten hängt auch von der Validität der nach ICD-10-GM verschlüsselten Diagnosen ab, die von der Kodierqualität bestimmt wird [49]. Durch die Einführung der DRGs ist die Kodierqualität im stationären Bereich als gut, wohingegen im ambulanten Bereich die Qualität der gestellten Diagnosen als schlechter einzuschätzen ist [49]. Zur Erhöhung der Diagnose-Validität wurden zur Identifizierung der Stichprobe im ambulanten Bereich nur Versicherte mit gesicherter Diagnose (Zusatzkennzeichen G) berücksichtigt. Es ist jedoch zu berücksichtigen, dass Diagnosen aus dem Bereich der psychiatrischen Erkrankungen und Verhaltensstörungen oft weniger reliabel sind als bei somatischen Erkrankungen [50].

Für die vorliegende Studie wurden zudem nur Daten aus drei Bundesländern verwendet, so dass eine Übertragung der gefundenen Ergebnisse auf die bundesdeutsche Gesamtbevölkerung nur eingeschränkt möglich ist [34].

Fazit

Für die durchgeführte Studie wurden GKV-Routinedaten aus zwei ostdeutschen Flächen-Bundesländern und der Großstadt Berlin genutzt. Zwei räumliche Sozialstruktur-Indizes wurden als Surrogatparameter für den individuellen SES verwendet.

Zusammenfassend konnte kein funktionaler Zusammenhang zwischen sozioökonomischen Faktoren und durch Patienten mit SSV ausgelösten Kosten gezeigt werden, was dafür spricht, dass unabhängig vom SES alle Patienten eine Behandlung auf einem ähnlichen Versorgungsniveau erhalten. Zwar bedingen die vorstehend aufgeführten Limitationen eine gewisse Unschärfe der Ergebnisse. Die methodischen und empirischen Beiträge dieser Arbeit stellen jedoch eine wichtige Grundlage für weitere Untersuchungen der behandelten Fragestellung dar.

Danksagung

Die Autoren danken dem Gesundheitswissenschaftlichen Institut Nordost (GeWINO) der AOK Nordost für die Bereitstellung der Daten und die Unterstützung bei der Analyse. Des Weiteren danken die Autoren Frau Heike Gerhardt für die Plausibilitätsprüfung der dieser Studie zugrundeliegenden Sekundärdaten.

Angaben zur Einhaltung ethischer Richtlinien

Ein Ethikvotum war für diese Studie nicht erforderlich, da es sich um anonymisierte Routinedaten handelt.

Die Autoren erklären, dass kein Interessenskonflikt besteht.

Literatur

1. Andersen R M. (1995) Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav* 36(1):1–10
2. Pfaff H, Neugebauer E A., Glaeske G, Schrappe M (2011) Lehrbuch Versorgungsforschung. Systematik - Methodik - Anwendung. Schattauer, Stuttgart
3. Thode N, Bergmann E, Kamtsiuris P, Kurth B-M (2005) Einflussfaktoren auf die ambulante Inanspruchnahme in Deutschland (Predictors for ambulatory medical care utilization in Germany). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 48(3):296–306. DOI 10.1007/s00103-004-1004-3
4. Klein J, Knesebeck O von dem (2016) Soziale Unterschiede in der ambulanten und stationären Versorgung. Ein Überblick über aktuelle Befunde aus Deutschland (Soziale Unterschiede in der ambulanten und stationären Versorgung : Ein Überblick über aktuelle Befunde aus Deutschland). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 59(2):238–244. DOI 10.1007/s00103-015-2283-6
5. Klein J, Hofreuter-Gätgens K, Knesebeck O von dem (2014) Socioeconomic Status and the Utilization of Health Services in Germany: A Systematic Review. In: Janssen C, Swart E, Lengerke T von (Hrsg) *Health Care Utilization in Germany. Theory, Methodology, and Results*. Springer New York, New York, NY, s.l., S 117–143
6. Rattay P, Butschalowsky H, Rommel A et al. (2013) Inanspruchnahme der ambulanten und stationären medizinischen Versorgung in Deutschland: Ergebnisse der Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland (DEGS1). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 56(5-6):832–844. DOI 10.1007/s00103-013-1665-x
7. Bremer P, Wübker A (2013) Sozioökonomische Unterschiede in der Inanspruchnahme von Haus- und Facharztleistungen in Deutschland. *Präv Gesundheitsf* 8(1):15–21. DOI 10.1007/s11553-012-0368-8
8. Kroll L E., Lampert T (2013) Direct costs of inequalities in health care utilization in Germany 1994 to 2009: a top-down projection. *BMC Health Serv Res* 13:271. DOI 10.1186/1472-6963-13-271
9. Oliver A, Mossialos E (2004) Equity of access to health care: outlining the foundations for action. *J Epidemiol Community Health* 58(8):655–658. DOI 10.1136/jech.2003.017731
10. Siegel M (2016) Empirische Messung von Ungleichheit und Ungerechtigkeit. In: Jungbauer-Gans M, Kriwy P (Hrsg) *Handbuch Gesundheitssoziologie. Beiträge der Salutogenese zu Forschung, Theorie und Professionsentwicklung im Gesundheitswesen*, 1. Auflage. Springer VS, Wiesbaden, S 1–25
11. Packness A, Waldorff F B., Christensen R d. et al. (2017) Impact of socioeconomic position and distance on mental health care utilization: a nationwide Danish follow-up study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 52(11):1405–1413. DOI 10.1007/s00127-017-1437-2
12. Epping J, Muschik D, Geyer S (2017) Social inequalities in the utilization of outpatient psychotherapy: analyses of registry data from German statutory health insurance. *Int J Equity Health* 16(1):147. DOI 10.1186/s12939-017-0644-5
13. Wang P S., Lane M, Olfson M, Pincus H A., Wells K B., Kessler R C. (2005) Twelve-month use of mental health services in the United States: results from the National Comorbidity Survey Replication. *Arch Gen Psychiatry* 62(6):629–640

14. Scott S (2015) Oppositional and Conduct Disorders. In: Thapar A, Taylor E, Leckman J F, Snowling M J, Scott S (Hrsg) Rutter's Child and Adolescent Psychiatry, 6th ed. John Wiley & Sons Inc, Chichester, West Sussex, Ames, Iowa, S 913–930
15. Universitätsklinikum Gießen und Marburg GmbH (2016) Qualitätsbericht 2016 des Universitätsklinikums Marburg.
https://www.ukgm.de/ugm_2/deu/ugm_gfu/PDF/QB_MR_2016.pdf
16. Bachmann M, Bachmann C J., John K, Heinzl-Gutenbrunner M, Remschmidt H, Mattejat F (2010) The effectiveness of child and adolescent psychiatric treatments in a naturalistic outpatient setting. *World Psychiatry* 9(2):111–117
17. Beecham J (2014) Annual Research Review: Child and adolescent mental health interventions: a review of progress in economic studies across different disorders. *J Child Psychol Psychiatry* 55(6):714–732. DOI 10.1111/jcpp.12216
18. Schreyögg J, Stargardt T (2012) Gesundheitsökonomische Evaluation auf Grundlage von GKV-Routinedaten. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 55(5):668–674. DOI 10.1007/s00103-012-1476-5
19. Reinhold T, Andersohn F, Hessel F, Brüggengjürgen B, Willich S N. (2011) Die Nutzung von Routinedaten der gesetzlichen Krankenkassen (GKV) zur Beantwortung gesundheitsökonomischer Fragestellungen – eine Potenzialanalyse. *Gesundheitsökonomie & Qualitätsmanagement* 16:153–159
20. Remschmidt H, Schmidt M H, Poustka F (Hrsg) (2012) Multiaxiales Klassifikationsschema für psychische Störungen des Kindes- und Jugendalters nach ICD-10 der WHO. Mit einem synoptischen Vergleich von ICD-10 mit DSM-IV, 6., korrigierte Aufl. Huber, Bern
21. Meinschmidt G (Hrsg) (2013) Handlungsorientierter Sozialstrukturatlas Berlin 2013: ein Instrument der quantitativen, interregionalen und intertemporalen Sozialraumanalyse und -planung (Hrsg.: Senatsverwaltung für Gesundheit, Umwelt und Verbraucherschutz Berlin). Gesundheitsberichterstattung Berlin-Spezialbericht, Berlin
22. Maier W, Fairburn J, Mielck A (2012) Regionale Deprivation und Mortalität in Bayern. Entwicklung eines ‚Index Multipler Deprivation‘ auf Gemeindeebene. *Gesundheitswesen* 74(7):416–425. DOI 10.1055/s-0031-1280846
23. Maier W, Holle R, Hunger M et al. (2013) The impact of regional deprivation and individual socio-economic status on the prevalence of Type 2 diabetes in Germany. A pooled analysis of five population-based studies. *Diabet. Med.* 30(3):e78-e86. DOI 10.1111/dme.12062
24. Ewest F, Reinhold T, Vloet T D., Wenning V, Bachmann C J. (2013) Durch Jugendliche mit Störungen des Sozialverhaltens ausgelöste Krankenkassenausgaben. Eine gesundheitsökonomische Analyse von Versichertendaten einer gesetzlichen Krankenkasse. *Kindheit und Entwicklung* 22(1):41–47. DOI 10.1026/0942-5403/a000097
25. Lungen M (2010) Vergütung medizinischer Leistungen und ihre Anreizwirkung auf Qualität und Zugang. In: Lauterbach K W (Hrsg) *Gesundheitsökonomie, Management und Evidence based medicine. Handbuch für Praxis, Politik und Studium*; mit 71 Tabellen, 3., völlig neu bearb. und erw. Aufl. Schattauer, Stuttgart, S 134–151
26. Ziegler A (2011) *Generalized Estimating Equations*. EBL-Schweitzer. Springer, Dordrecht
27. Hayes A F. (2006) *A Primer on Multilevel Modeling*. *Human Comm Res* 32(4):385–410. DOI 10.1111/j.1468-2958.2006.00281.x
28. Kreft I, Leeuw J d (1998) *Introducing multilevel modeling, Repr. Introducing statistical methods*. Sage, Los Angeles, Calif.

29. Liang K, Zeger S L. (1986) Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika* 73(1):13–22
30. Hanley J A. (2003) Statistical Analysis of Correlated Data Using Generalized Estimating Equations: An Orientation. *American Journal of Epidemiology* 157(4):364–375. DOI 10.1093/aje/kwf215
31. Hasan M, Dunn P (2011) Two Tweedie distributions that are near-optimal for modelling monthly rainfall in Australia. *International Journal of Climatology* 31(9):1389–1397
32. Tweedie M C. K. (1984) An index which distinguishes between some important exponential families. In: Ghosh J K, Roy J (Hrsg) *Statistics applications and new directions*. Indian Statistical Institute, Calcutta, S 579–604
33. IBM Corp. (2015) *IBM SPSS Statistics 24 Command Syntax Reference*, Armonk, NY
34. Holle R, Behrend C, Reitmeir P, John J (2005) Methodenfragen der Nutzung von GKV-Routinedaten für Kostenanalysen. In: Swart E, Ihle P (Hrsg) *Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*, 1. Aufl. Huber, Bern, S 301–318
35. Mangiapane S, Stillfried D v. (2012) Vertragsärzte und -psychotherapeuten je 100.000 Einwohner (nach Arztgruppen) - Basisbericht 2010. Veröffentlicht am 01.02.2012
36. Schulz M, Schulz M, Bätzing-Feigenbaum J, Stillfried D (2015) Vertragsärzte und -psychotherapeuten je 100.000 Einwohner nach Bedarfsplanungsfachgebieten und -regionen im Jahr 2013. Veröffentlicht am 19.03.2015
37. Swart E, Griehl S (2014) The Problem of Repeated Surveys. How Comparable are their Results Regarding the Utilization of Medical Services? In: Janssen C, Swart E, Lengerke T von (Hrsg) *Health Care Utilization in Germany. Theory, Methodology, and Results*. Springer New York, New York, NY, s.l., S 45–62
38. Rattay P, Starker A, Domanska O, Butschalowsky H, Gutsche J, Kamtsiuris P (2014) Trends in der Inanspruchnahme ambulant-ärztlicher Leistungen im Kindes- und Jugendalter. Ergebnisse der KiGGS-Studie – Ein Vergleich von Basiserhebung und erster Folgebefragung (KiGGS Welle 1). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 57(7):878–891. DOI 10.1007/s00103-014-1989-1
39. Hintzpeter B, Metzner F, Pawils S et al. (2014) Inanspruchnahme von ärztlichen und psychotherapeutischen Leistungen durch Kinder und Jugendliche mit psychischen Auffälligkeiten. *Kindheit und Entwicklung* 23(4):229–238. DOI 10.1026/0942-5403/a000148
40. Kopetsch T, Maier W (2016) Analyse des Zusammenhangs zwischen regionaler Deprivation und Inanspruchnahme – Ein Diskussionsbeitrag zur Ermittlung des Arztbedarfes in Deutschland. *Gesundheitswesen* DOI: 10.1055/s-0042-100622 [Epub ahead of print 12.5.2017]. DOI 10.1055/s-0042-100622
41. Godemann F, Hauth I, Richert A, Berton R (2015) Merkmale einer regionalen Pflichtversorgung in Deutschland: Eine Analyse mithilfe der VIPP-Datenbank (Features of regional mandatory psychiatric care in Germany: analysis using the VIPP databank). *Nervenarzt* 86(3):367–372. DOI 10.1007/s00115-015-4257-1
42. Grobe T G., Ihle P (2014) Stammdaten und Versichertenhistorien. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg) *Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden, und Perspektiven*, 2. Aufl. Verlag Hans Huber, Bern, S 28–36
43. Geyer S (2005) Die Bestimmung der sozioökonomischen Position in Prozessdaten und ihre Verwendung in Sekundärdatenanalysen. In: Swart E, Ihle P (Hrsg) *Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*, 1. Aufl. Huber, Bern, S 203–213

44. Macintyre, Sally, Ellaway A, Cummins S (2002) Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? *Soc Sci Med* 55(1):125–139
45. Maier W, Scheidt-Nave C, Holle R et al. (2014) Area level deprivation is an independent determinant of prevalent type 2 diabetes and obesity at the national level in Germany. Results from the National Telephone Health Interview Surveys 'German Health Update' GEDA 2009 and 2010. *PLoS ONE* 9(2):e89661. DOI 10.1371/journal.pone.0089661
46. Hofmeister C, Maier W, Mielck A, Stahl L, Breckenkamp J, Razum O (2016) Regionale Deprivation in Deutschland: Bundesweite Analyse des Zusammenhangs mit Mortalität unter Verwendung des 'German Index of Multiple Deprivation (GIMD)' (Regional Deprivation in Germany: Nation-wide Analysis of its Association with Mortality Using the German Index of Multiple Deprivation (GIMD)). *Gesundheitswesen* 78(1):42–48. DOI 10.1055/s-0034-1390421
47. Ravens-Sieberer U, Wille N, Bettge S, Erhart M (2007) Psychische Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Deutschland. Ergebnisse aus der BELLA-Studie im Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 50(5-6):871–878. DOI 10.1007/s00103-007-0250-6
48. Hoffmann F, Bachmann C J. (2014) Unterschiede in den soziodemografischen Merkmalen, der Gesundheit und Inanspruchnahme bei Kindern und Jugendlichen nach ihrer Krankenkassenzugehörigkeit (Differences in sociodemographic characteristics, health, and health service use of children and adolescents according to their health insurance funds). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 57(4):455–463. DOI 10.1007/s00103-013-1916-x
49. Mostardt S, Lux G, Dahl H, Matusiewicz D, Biermann J (2014) Matching-Verfahren. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D (Hrsg) *Routinedaten im Gesundheitswesen. Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden, und Perspektiven*, 2. Aufl. Verlag Hans Huber, Bern, S 402–410
50. Baca-Garcia E, Perez-Rodriguez M M., Basurte-Villamor I et al. (2007) Diagnostic stability of psychiatric disorders in clinical practice. *British Journal of Psychiatry* 190:210–216. DOI 10.1192/bjp.bp.106.024026

Abbildungen

Abb. 1 bis Abb. 5 (gemeinsame Legende)

Aus den GEE-Modellen geschätzte Kosten für stationäre Behandlungen, ambulante Behandlungen und Arzneimittel. Teilstichproben: Berlin ($n = 2777$) sowie BR und MV ($n = 3684$).

Anmerkungen: Beim Berliner Sozialindex I bedeutet ein hoher Quintil-Wert eine günstige Sozialstruktur und beim GIMD ein hoher Wert eine ungünstige Sozialstruktur (hohe Deprivation), was jeweils durch Smilies verdeutlicht wird. Die Fehlerbalken indizieren den einfachen Standardfehler. Die Signifikanzangaben für die paarweisen Vergleiche (PV) sind Bonferroni-korrigiert. Signifikante Unterschiede ($p \leq 0,05$) sind durch waagerechte Balken markiert.

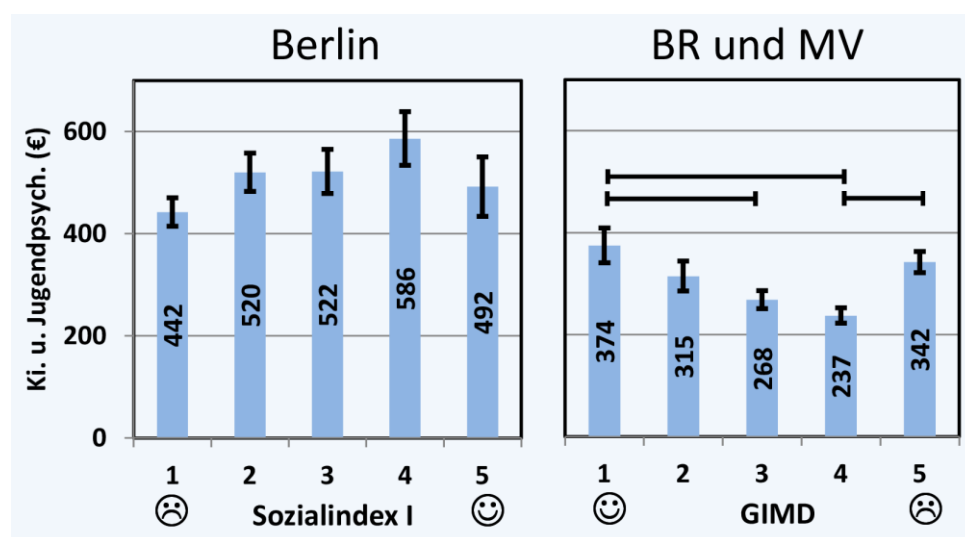


Abbildung 1 Kosten für ambulante Leistungen von Kinder- und Jugendpsychiatern und Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten.

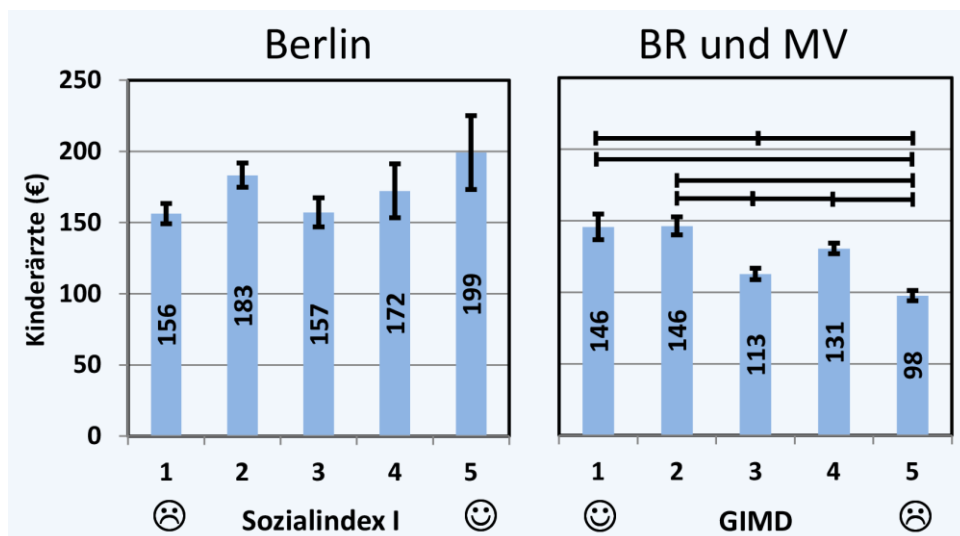


Abbildung 2 Kosten für ambulante Leistungen von Kinder- und Jugendärzten.

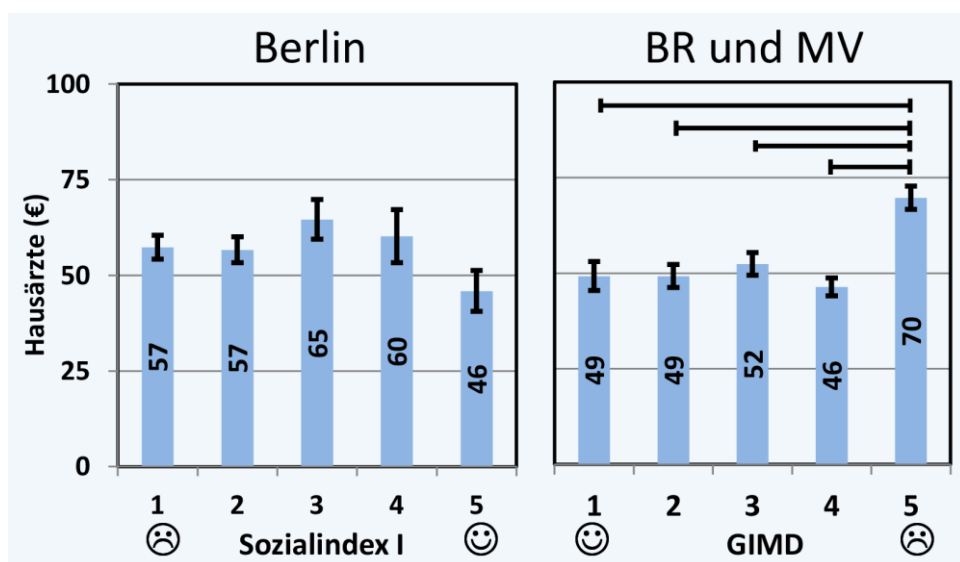


Abbildung 3 Kosten für ambulante Leistungen von Allgemeinärzten.

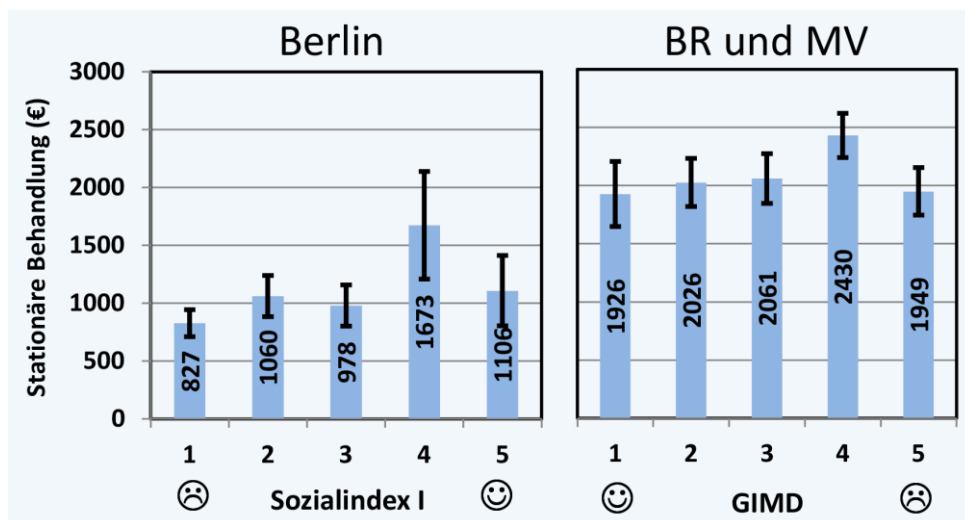


Abbildung 4 Kosten für stationäre Krankenhausaufenthalte.

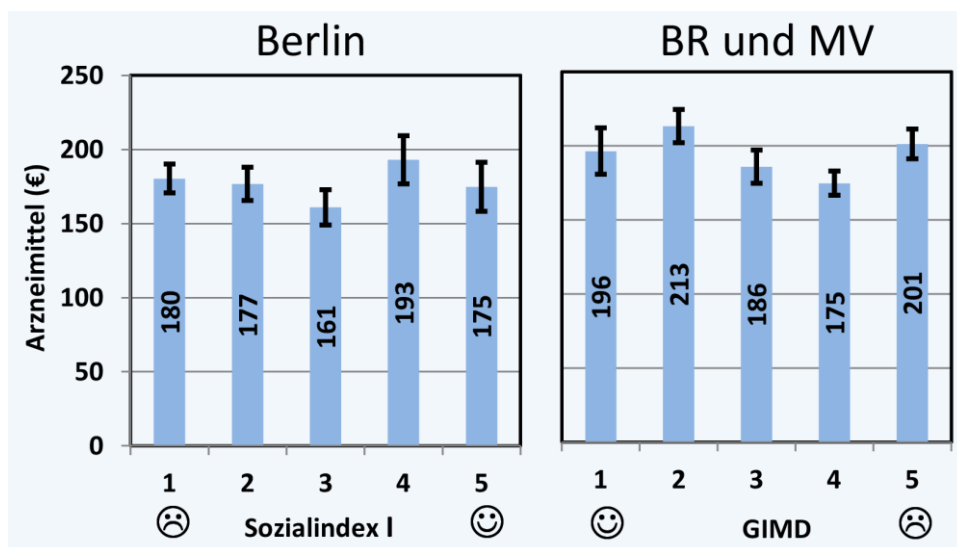


Abbildung 5 Kosten für Arzneimittelverordnungen.

Tabellen mit Tabellenüberschriften

Tab. 1 Vergleichende Darstellung der Kostenkennwerte (€) und prozentualer Anteile der Fälle ohne Kosten (0 €) in Abhängigkeit von der Stichprobe (Bundesland) ($n = 6461$).

Bundesland		KJP + PT ^a	KÄ ^b	HÄ ^c	KH ^d	AM ^e
Berlin $n = 2777$	<i>MW</i>	500,61	167,20	55,70	995,88	183,12
	<i>Mdn</i>	0,00	122,15	0,00	0,00	64,24
	<i>Min</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	<i>Max</i>	8679,16	4457,42	1080,44	50563,09	1971,52
	Anteil 0 € ^f	52,6%	18,1%	52,4%	84,4%	11,2%
BR/MV $n = 3684$	<i>MW</i>	300,02	124,64	52,74	2213,37	207,76
	<i>Mdn</i>	0,00	103,01	0,00	0,00	86,95
	<i>Min</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	<i>Max</i>	8467,64	2360,05	480,92	53320,73	1999,33
	Anteil 0 € ^f	54,6%	24,2%	52,9%	72,3%	9,6%

Anmerkungen. ^a KJP + PT: Kinder- und Jugendpsychiater einschließlich der Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten. ^b KÄ: Kinderärzte. ^c HÄ: Hausärzte. ^d KH: Krankenhaus (stationäre Behandlung). ^e Arzneimittel. ^f Anteil 0 €: Anteil der Fälle ohne entstandene Kosten, d.h. 0 €. Die Kostenangaben sind alle als mittlere Kosten pro Fall zu verstehen.