

Bremer, Patrick; Wübker, Ansgar

Working Paper

Soziale Ungleichheit und Inanspruchnahme medizinischer und präventiver Leistungen in Deutschland: eine empirische Analyse

Discussion Papers, No. 20/2012

Provided in Cooperation with:

Witten/Herdecke University, Faculty of Management and Economics

Suggested Citation: Bremer, Patrick; Wübker, Ansgar (2012) : Soziale Ungleichheit und Inanspruchnahme medizinischer und präventiver Leistungen in Deutschland: eine empirische Analyse, Discussion Papers, No. 20/2012, Universität Witten/Herdecke, Fakultät für Wirtschaftswissenschaft, Witten

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/55524>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

discussion papers
Fakultät für Wirtschaftswissenschaft
Universität Witten/Herdecke
Neue Serie 2010 ff.
Nr. 20 / 2012

Soziale Ungleichheit und
Inanspruchnahme medizinischer und
präventiver
Leistungen in Deutschland:
eine empirische Analyse

Patrick Bremer und Ansgar Wübker

discussion papers
Fakultät für Wirtschaftswissenschaft
Universität Witten/Herdecke
www.uni-wh.de/wirtschaft/discussion-papers

Adresse der Verfasser:
Dipl. Ök. Patrick Bremer
Dr. Ansgar Wübker
Lehrstuhl für Institutionenökonomik und
Gesundheitssystemmanagement
Universität Witten/Herdecke
Alfred-Herrhausen-Str. 50
58448 Witten
patrick.bremer@uni-wh.de
ansgar.wuebker@uni-wh.de

Redakteure
für die Fakultät für Wirtschaftswissenschaft
Prof. Dr. Michèle Morner / Prof. Dr. Birger P. Priddat

Für den Inhalt der Papiere sind die jeweiligen Autoren verantwortlich.

Soziale Ungleichheit und Inanspruchnahme medizinischer und präventiver Leistungen in Deutschland: eine empirische Analyse

Patrick Bremer¹ und Ansgar Wübker²

Abstract

Auf Grundlage von Daten des ‘Survey of Health Ageing and Retirement in Europe’ (SHARE) werden in diesem Beitrag einkommensbezogene Ungleichheiten in der Inanspruchnahme medizinischer und präventiver Leistungen in Deutschland analysiert und statistisch erklärt. Die Ergebnisse belegen signifikante Ungleichheiten zu Gunsten höherer Einkommensgruppen bei Facharztkontakten sowie bei Vorsorgeleistungen, die vom Facharzt erbracht werden. Bessere kognitive Fähigkeiten und höhere Bildung sind stark mit der einkommensbezogenen Ungleichheit in der Inanspruchnahme dieser Leistungen assoziiert. Im Gegensatz dazu zeigen sich bei Hausarztleistungen und bei Präventionsleistungen, die vorwiegend vom Hausarzt erbracht werden keine einkommensbezogenen oder nur geringe einkommensbezogene Ungleichheiten. Sollte es Ziel der Gesundheitspolitik sein einkommensbezogene Ungleichheiten in der Inanspruchnahme medizinischer und präventiver Leistungen zu reduzieren, ist deren Abhängigkeit vom Setting zu berücksichtigen.

JEL: C31, I14

Stichworte: Prävention, Ungleichheit, Dekomposition

¹ Patrick Bremer, Lehrstuhl für Institutionenökonomik und Gesundheitssystemmanagement, Universität Witten/Herdecke, Alfred-Herrhausen-Str. 50, 58448 Witten, patrick.bremer@uni-wh.de

² Korrespondenzautor: Ansgar Wübker, Lehrstuhl für Institutionenökonomik und Gesundheitssystemmanagement, Universität Witten/Herdecke, Alfred-Herrhausen-Str. 50, 58448 Witten, ansgar.wuebker@uni-wh.de. This paper uses data from SHARELIFE release 1, as of November 24th 2010 or SHARE release 2.3.1, as of July 29th 2010. The SHARE data collection has been primarily funded by the European Commission through the 5th framework programme (project QLK6-CT-2001- 00360 in the thematic programme Quality of Life), through the 6th framework programme (projects SHARE-I3, RII-CT- 2006-062193, COMPARE, CIT5-CT-2005-028857, and SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) and through the 7th framework programme (SHARE-PREP, 211909 and SHARE-LEAP, 227822). Additional funding from the U.S. National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 and OGHA 04-064, IAG BSR06-11, R21 AG025169) as well as from various national sources is gratefully acknowledged (see www.share-project.org/t3/share/index.php for a full list of funding institutions).”

1. Einleitung

Ein wesentlicher Leitgedanke des deutschen Gesundheitssystems besteht in der Gewährleistung eines gleichen Zugangs zur Gesundheitsversorgung bei gleichem Bedarf „equal access for equal need“, d.h. der Zugang zu Gesundheitsleistungen soll für alle Bürger u.a. unabhängig von Einkommen oder Vermögen sichergestellt sein und sich vor allem an der medizinischen Notwendigkeit und Angemessenheit orientieren.³ Um zu vermeiden, dass ein geringes Einkommen Menschen von der Inanspruchnahme medizinisch notwendiger und angemessener Gesundheitsleistungen abhält, werden in Deutschland nicht nur der Großteil der Gesundheitsleistungen über Versicherungen finanziert, sondern es besteht auch eine Versicherungspflicht für alle Bürgerinnen und Bürger. Besondere Anstrengungen werden in Deutschland seit einigen Jahren unternommen, den Zugang zu bestimmten Vorsorgemaßnahmen für alle Menschen zu verbessern. So wurde seit 2005 ein flächendeckendes Mammographie Screeningprogramm zur Sekundärprävention von Brustkrebs eingeführt, zu welchem alle Frauen zwischen 50 und 69 Jahren in zweijährigem Abstand schriftlich eingeladen werden.

Obwohl die Datenlage in Deutschland defizitär ist, gibt es für ausgewählte Präventionsmaßnahmen erste Hinweise in der Literatur, welche die Existenz einkommensbezogener Ungleichheit bei der Inanspruchnahme präventiver Maßnahmen belegen (z.B. Knesebeck und Mielck 2008, Lüngen et al. 2009). Beispielsweise ermitteln Lüngen et al. 2009, dass Menschen aus unteren Einkommensschichten Krebsvorsorgeprogramme deutlich weniger häufig in Anspruch nehmen als Menschen aus oberen Schichten. Auch für andere Vorsorgemaßnahmen, wie etwa der allgemeine Check-up, scheint es einkommensbezogene Unterschiede zu geben, die allerdings deutlich geringer ausfallen.⁴

Aus den in Deutschland existierenden Arbeiten lässt sich jedoch nicht der Schluss ziehen, dass in Deutschland generell einkommensbedingte (d.h. sozioökonomische) Ungleichheiten beim Zugang zu präventiven Maßnahmen bestehen. Erstens, könnte die sozioökonomisch ungleiche Inanspruchnahme präventiver Leistungen durch einen ungleichen Bedarf verursacht sein. So werden präventive Leistungen in Abhängigkeit demographischer Faktoren und anderer Risikofaktoren – die Unterschiede im Bedarf widerspiegeln – empfohlen und auch in

³ Vgl. § 106 Abs. 2 b SGB V.

⁴ vgl. Lüngen et al. (2009), S. 16

Anspruch genommen. Beispielsweise wird eine Mammographie in Deutschland insbesondere für Frauen zwischen 50 und 70 Jahren angeraten. Erst ein um diese „Bedarfsfaktoren“ bereinigtes Ungleichheitsmaß spiegelt wider, ob gegen den Grundsatz „equal access for equal need“ verstoßen wird. Zweitens, könnte die sozioökonomisch ungleiche Verteilung von Krebsvorsorgemaßnahmen auch daran liegen, dass sie vorwiegend von Fachärzten durchgeführt werden und nicht vom Hausarzt (vgl. Lorant et al. 2002). So konnten van Doorslaer et al. 2004 in einer viel beachteten international vergleichenden Studie zeigen, dass in den meisten untersuchten europäischen Ländern und auch in Deutschland die Inanspruchnahme von Hausarztleistungen nicht zu Lasten von Gruppen mit geringem Einkommen verteilt war, nachdem für den unterschiedlichen Bedarf kontrolliert wurde. Des Weiteren ermittelten die Autoren eine erhebliche sogenannte horizontale Ungleichheit (vgl. hierzu Wagstaff und van Doorslaer 2000); d.h. eine deutlich höhere Inanspruchnahme von Facharztleistungen durch höhere Einkommensgruppen, nachdem die einkommensbezogene Ungleichheit um den unterschiedlichen medizinischen Bedarf dieser Gruppen bereinigt wurde.

Vor diesem Hintergrund soll in dieser Studie für Deutschland das Ausmaß horizontaler Ungleichheit (d.h. um Bedarf bereinigte Ungleichheit) für ausgewählte präventive Leistungen mit Hilfe von Konzentrationsindizes (Wagstaff et al. 2004) gemessen werden. Um zu verstehen, ob die Präventionsleistung an sich oder das Versorgungssetting (Hausarzt versus Facharzt) die potentielle Ungleichheit bestimmt, werden zum einen die Konzentrationsmaße für vom Hausarzt erbrachte präventive Leistungen (z.B. Grippeimpfung) mit denen, die grundsätzlich vom Facharzt (z.B. Mammographiescreening) erbracht werden, verglichen. Zum anderen erfolgt eine Gegenüberstellung der Konzentrationsindizes der Präventionsleistungen sowie der allgemeinen medizinischen Leistungen.⁵

Um die Ursachen für die einkommensbezogene Ungleichheit in der Inanspruchnahme präventiver und allgemeiner medizinischer Leistungen besser zu verstehen, erfolgt darüber hinaus eine Dekomposition der Konzentrationsindizes. Dabei werden die Ungleichheitsmaße

⁵ Wir folgen damit der Methode von Lorant et al. 2002, die für Belgien feststellen, dass einkommensbezogene Ungleichheit in der Inanspruchnahme von Präventionsleistungen im Hausarztsetting (Grippeimpfung, Cholesterinscheck) geringer ausfallen als im Facharztsetting (Mammographie, Pap-Test). Die vorliegende Studie unterscheidet sich von Lorant et al. 2002 jedoch in verschiedenen Aspekten, so dass eine separate Analyse für Deutschland sinnvoll ist und die Robustheit der Ergebnisse von Lorant et al. 2002 hinsichtlich verschiedener Faktoren testet. So analysieren wir ein anderes Gesundheitssystem, eine andere Population (Personen über 50 Jahre) andere Vorsorgeleistungen. Zudem erweitert sie die Studie um eine Dekomposition der Ungleichheit in ihre Erklärungsfaktoren.

mit Hilfe von Regressionstechniken in deren Bestandteile (d.h. Erklärungsgrößen) zerlegt. Inhaltlich werden Faktoren analysiert, die zum einen mit dem Einkommen korreliert sind und zum anderen Einfluss auf die Nachfrage nach medizinischen Leistungen und Präventionsleistungen haben. Berücksichtigt werden Faktoren wie Gesundheitszustand, Bildung, Arbeitsmarktstatus, etc. Aus der Dekomposition sollen Hinweise zu den potentiellen „Treibern“ der einkommensbezogenen Ungleichheit in Abhängigkeit des Versorgungssettings generiert werden und Erkenntnisse zu gesundheitspolitischen Handlungsoptionen zur Beeinflussung einkommensbezogener Ungleichheit in der Inanspruchnahme präventiver Leistungen abgeleitet werden. Das Papier ist wie folgt strukturiert. Im nächsten Abschnitt wird ein Überblick über den zugrunde liegenden Datensatz und die angewendete Methodik gegeben. Die Präsentation der Ergebnisse erfolgt in Abschnitt 3. Abschnitt 4 schließt mit einer Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse.

2. Methodik

Daten

Datengrundlage bilden die ersten drei Wellen des 'Survey of Health Ageing and Retirement in Europe' (SHARE). SHARE startete 2004 mit mehr als 30000 Personen als repräsentative Befragung der Bevölkerung im Alter 50+ in 11 europäischen Ländern. Die zweite Befragungswelle wurde 2006 durchgeführt und die dritte Befragungswelle fand 2009 statt. Die Umfrage umfasst verschiedene Themenbereiche wie z.B. Gesundheitsverhalten, Gesundheitszustand oder Indikatoren des sozioökonomischen Status. Alle Daten wurden durch computergestützte persönliche Interviews (CAPI), ergänzt durch eine schriftliche Befragung („drop-off-questionnaire“), erhoben. In der vorliegenden Analyse liegt der geographische Fokus auf Deutschland. Da die unterschiedlichen Variablen für die Inanspruchnahme von Vorsorgeleistungen nicht in jeder Welle erhoben wurden, werden in Abhängigkeit der Verfügbarkeit der Variablen, die verschiedenen Wellen des SHARE genutzt (vgl. den nächsten Abschnitt sowie Tabelle 1). Insgesamt ergibt sich für das deutsche Sample in Abhängigkeit der analysierten abhängigen Variablen ein Stichprobenumfang zwischen 2642 für die Inanspruchnahme von Arztleistungen und 704 für die Durchführung einer Kolonoskopie.

Variablen

Im schriftlichen Teil der Befragung sind mehrere Fragen zur Inanspruchnahme von Vorsorgeleistungen enthalten. Für die vorliegende Analyse werden verwendet: (1) Grippeimpfung innerhalb der letzten 12 Monate; (2) Blutdruckmessung innerhalb der letzten 12 Monate (insb. zur Prävention von Herz-Kreislauf-Erkrankungen); (3) Durchführung einer Koloskopie innerhalb der letzten 10 Jahre (zur Früherkennung von Darmkrebs) und (4) Durchführung einer Mammographie innerhalb der letzten zwei Jahre (zur Früherkennung von Brustkrebs).⁶ Des Weiteren wird die Häufigkeit der Hausarztbesuche als binäre Variable gemessen, welche den Wert 1 für mindestens vier Hausarztkontakte in den letzten zwölf Monaten annimmt. Eine entsprechende Variable für Facharztkontakte wird für mindestens einen Kontakt im vergangenen Jahr gebildet. Ein wesentlicher Punkt der Untersuchung ist die Unterscheidung, ob Vorsorgeleistungen vom Haus- oder Facharzt erbracht werden. Dabei wird unterstellt, dass Grippeimpfungen und Blutuntersuchungen vom Hausarzt und Koloskopie und Mammographie vom Facharzt durchgeführt werden.⁷

Um aus der Verteilung der präventiven und medizinischen Maßnahmen nach Einkommen, Rückschlüsse auf eventuelle Ungerechtigkeiten zu ziehen, müssen Ungleichheiten in der Inanspruchnahme um den medizinischen Bedarf bereinigt werden. Bei der Auswahl der leistungsspezifischen Bedarfs- und Risikofaktoren werden Faktoren analysiert, die auch in vergangenen Studien für diese Gesundheitsleistungen herangezogen wurden (vgl. von Lora et al. 2002 und van Doorslaer et al. 2003) und die sich aus der epidemiologischen Forschung ableiten lassen.

Für Blutdruck werden daher folgende Bedarfsfaktoren in das Regressionsmodell aufgenommen: Alter, Geschlecht, subjektiver Gesundheitszustand, Übergewicht sowie ein in der Vergangenheit diagnostizierter Schlaganfall, Herzinfarkt und Diabetes.

Die Variablen Alter über 60 Jahren, subjektiver Gesundheitszustand, Herzinfarkt, Lungenkrankheit, Asthma, Schlaganfall, Diabetes und Arthritis werden als Bedarfsfaktoren für Grippeimpfung verwendet, wohingegen Alter zwischen 55 und 79 Jahren, Magenprobleme sowie ein vorheriges Krebsleiden im Modell zur Bedarfsbestimmung zur

⁶ Die genannten Zeiträume für die Vorsorgeleistungen spiegeln dabei die Abstände wider, für die regelmäßige Durchführung der entsprechenden Vorsorgemaßnahme grundsätzlich empfohlen wird. Für Brustkrebsvorsorge vgl. z.B. die Ausführungen in Wübker (2011).

⁷ Zur systematischen Früherkennung von Brustkrebs sind 2004 detaillierte Regelungen zur Einführung des Screenings in der vertragsärztlichen Versorgung in Kraft getreten. Mittlerweile gibt es in Deutschland ca. 400 Standorte an denen Mammographiescreenings von Fachärzten und radiologischen Fachkräften mit Zusatzqualifikation erbracht werden (Kassenärztliche Bundesvereinigung 2011). Gemäß der 'Qualitätssicherungsvereinbarung zur Koloskopie' nach § 135 Abs. 2 SGB V muss zur Durchführung koloskopischer Leistungen die Berechtigung zum Führen der folgenden Facharztbezeichnungen erbracht werden: 'Innere Medizin' mit der Schwerpunktbezeichnung 'Gastroenterologie' oder Kinder- und Jugendmedizin' mit der Zusatz-Weiterbildung 'Kinder-Gastroenterologie'.

Kolonoskopie aufgenommen wird. Für Mammographie wird der Bedarf für Frauen anhand der Variablen Alter zwischen 50 und 69 Jahren sowie vorheriges Krebsleiden ermittelt.

Sowohl für Hausarztkontakte als auch für Facharztkontakte erfolgt die Bedarfsermittlung anhand der Größen Alter, Geschlecht, Einschränkungen bei alltäglichen Verrichtungen (ADL), psychische Leiden, Herzinfarkt, Lungenerkrankung, Asthma, Schlaganfall, Diabetes und Arthritis.

Als Maß für den sozioökonomischen Status wird das Äquivalenzeinkommen pro Kopf herangezogen. Zur Berechnung dieser Größe wird das Haushaltsbruttoeinkommen, welches sich als Summe aller Einkünfte aus selbstständiger Arbeit, nicht selbstständiger Arbeit, Rentenzahlungen und Zinserträgen ergibt (vgl. Brugiavini 2005), mit der Quadratwurzel der Haushaltsgröße standardisiert. Zur Bildung von Quintilen werden alle Personen aufsteigend nach ihrem äquivalenten Einkommen sortiert. Dann werden fünf gleich große Gruppen gebildet (Quintile), sodass sich die ärmste, zweitärmste, bis zur reichsten Gruppe identifizieren und untersuchen lässt. Tabelle 1 enthält weitere Informationen zu den bei der empirischen Analyse verwendeten Variablen und gibt einen Überblick über deren deskriptive Statistik

Empirische Analyse

Die empirische Analyse lässt sich in zwei Schritte zerlegen. In einem ersten Schritt werden die abhängigen Variablen auf die Einkommensquintile und Bedarfsvariablen regressiert. Aus dieser Analyse lässt sich quantifizieren, ob und in welchem Ausmaß die Einkommensverteilung die Inanspruchnahme der Präventionsleistungen und medizinischen Leistungen grundsätzlich beeinflusst, sofern für den unterschiedlichen Bedarf für die Leistungen kontrolliert wird. Um die einkommensbezogene Ungleichheit der verschiedenen abhängigen Variablen besser vergleichen zu können und eine Schichteinteilung über Quintile zu vermeiden, werden in einem zweiten Schritt Konzentrationsindizes zur Analyse der Ungleichheit verwendet. Die Konzentrationsindizes werden in ihrer allgemeinen Form wie folgt berechnet:

$$(1) \text{ CI} = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n y_i R_i - 1$$
$$= \frac{2}{\mu} * \text{cov}(y, R)$$

Dabei steht μ für die jeweilige Rate der Inanspruchnahme, n für den Stichprobenumfang, y zeigt an, ob die jeweilige Maßnahme von Individuum i in Anspruch genommen wurde und R_i bezeichnet den jeweiligen Rang innerhalb der Einkommensverteilung.⁸

⁸ Zur Bildung der Rangfolge der Einkommen erfolgt für jede befragte Person eine Wahrscheinlichkeitsgewichtung zur zugehörigen Grundgesamtheit der deutschen Bevölkerung über 50 Jahre.

Tabelle 1: deskriptive Statistik und Beschreibung der Variablen

Variablen	Beschreibung	Welle	Ø	n
<i>abhängige Variablen</i>				
Mammographie	Mam.Screening in den letzten 24 Mon. (Ja=1, Nein=0)	1,2,3	0,398	1382
Kolonoskopie	Kolonoskopie in den letzten 10 Jahren (Ja=1, Nein=0)	1	0,26	704
Grippeimpfung	Grippeimpfung in den letzten 12 Mon. (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,364	1008
Blutdruck	Messung in den letzten 12 Mon. (Ja=1, Nein=0)	2,3	0,642	2539
Hausarzt	≥ 4 Hausarztbesuche im letzten Jahr=1; < 4 Besuche=0	1,2	0,477	2941
Facharzt	≥ 1 Facharztbesuche im letzten Jahr=1; < 1 Besuch =0	1,2	0,614	2642
<i>Bedarfsvariablen</i>				
Alter		1,2	67,32	2931
Alter 50-69		1,2	0,636	1382
Alter 55-79		1,2	0,881	704
Alter > 60		1,2	0,761	1008
Männer		1,2	0,467	2642
Magenprobleme	Diagnostizierte Magenprobleme (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,146	704
subj.Gesundheit	Skala von 1 = ausgezeichnet bis 5 = sehr schlecht	1,2	3,412	2930
Krebsdiagnose	Krebsdiagnose in der Vergangenheit (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,051	1382
Depressive Sym.	Anzahl depr. Symptome nach EURO-D (Max. 10)	1,2	1,855	2834
Herzinfarkt	Frühere Diagnose: Herzinfarkt (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,111	2850
Lungenkrankheit	Chronische Erkrankung der Lunge (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,052	2850
Asthma	Diagnostiziertes Asthma (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,037	2850
Schlaganfall	diagnostizierter Schlaganfall (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,036	2850
Diabetes	Diabetes oder hohe Blutzuckerwerte (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,116	2850
Arthritis	Arthritis inkl. Osteoarthritis u Rheuma (Ja=1, Nein=0)	1,2	0,124	2850
ADL	Einschränkungen bei alltäglichen Tätigkeiten (Max.6)	1,2	0,148	2851
BMI > 25	Für Übergewicht (BMI > 25) = 1, BMI < 25 = 0	1,2	0,635	2539
Körprtl. Einschr.	Anzahl körperlicher Einschränkungen (Max. 10)	1,2	1,277	2851
<i>Bedarfsunabhängige Variablen</i>				
Einkommen	in Tausend	1,2	23,7	2642
Bildung	Geringes Bildungsniveau =1; mittleres-hohes Niv. = 0 ⁹	1,2	0,14	2642
Erinnerungsvermögen	gemessen durch Anzahl richtiger Wörter in einer Min.	1,2	3,95	2630
Sprachvermögen	gemessen durch Anzahl genannter Tiere in einer Min.	1,2	21,7	2620
Erwerbsstatus	Erwerbstätig = 1; nicht erwerbstätig = 0	1,2	0,29	2642
Familienstand	Ehe oder Partnerschaft =1; sonst = 0	1,2	0,77	2635
Raucher	Für gegenwärtige Raucher =1; sonst = 0	1,2	0,16	2637
körperlich aktiv	unregelmäßig Sport o. andere körperl. Betätigung =1; sonst=0	1,2	0,95	2632

⁹ Wir messen das Bildungsniveau anhand des International Standard Classification of Education (ISCED). Dieser Standard wurde von der UNESCO zur Klassifizierung und Charakterisierung von Schultypen und Schulsystemen entwickelt. Dabei wird zwischen sieben verschiedenen Ebenen unterschieden. Beginnend bei 0 = vorschulische Erziehung bis hin zu 6 = tertiäre Bildung bzw. Forschungsqualifikation. Wir definieren ein geringes Bildungsniveau für ISCED Werte zwischen 0 und 2.

Aus dieser Gleichung wird ersichtlich, dass sich der Konzentrationsindex als Kovarianz von Inanspruchnahme und Rang innerhalb der Einkommensverteilung schätzen lässt. Ein positiver (negativer) Wert des CI bedeutet dabei die Häufung der untersuchten Variablen in den oberen (unteren) Einkommensquintilen. Um zu untersuchen, zu welchem Grad der Grundsatz „gleicher Zugang für gleichen Bedarf“ erfüllt ist, verwenden wir das in der Literatur häufig angewendete Konzept der „horizontalen Gerechtigkeit“ (Wagstaff und van Doorslaer 2000). Dazu werden für alle analysierten präventiven oder medizinischen Leistungen zwei unterschiedliche Konzentrationsindizes berechnet. Zum einen wird ein Konzentrationsindex C_i für die tatsächlich beobachtete Ungleichheit in der Inanspruchnahme berechnet (d.h. unbereinigter Konzentrationsindex). Zum anderen wird ein Konzentrationsindex C_b für die Ungleichheit in der Inanspruchnahme aufgrund eines unterschiedlichen Bedarfs berechnet.

Schließlich wird die Ungleichheit bei bedarfsgerechter Inanspruchnahme (gemessen anhand des Konzentrationsindex C_b) von der tatsächlich beobachteten Ungleichheit der Inanspruchnahme (C_i) subtrahiert (indirekte Standardisierung; vgl. van Doorslaer et al. (2004). Als Differenz erhält man die bedarfsbereinigte bzw. horizontale Ungleichheit (HI), welche sich nicht durch eine Ungleichverteilung der Bedarfsfaktoren erklären lässt. Formal lässt sich dieser Sachverhalt schreiben als:

$$(2) \text{ HI} = C_i - C_b$$

Im Falle des HI können positive (negative) Werte direkt als horizontale Ungleichheit zu Gunsten der Reicherer (Ärmerer) interpretiert werden. Bezogen auf die Inanspruchnahme von Vorsorgeuntersuchungen würde ein positiver Wert signalisieren, dass sich deren Inanspruchnahme in den sozial besser gestellten Schichten häuft, auch nachdem für den unterschiedlichen medizinischen Bedarf bereinigt wurde. Für dichotome Variablen wurde jedoch gezeigt, dass die Intervallgrenzen nicht zwischen -1 und 1 sondern zwischen $1 - \mu$ und $\mu - 1$ liegen und somit abhängig vom Mittelwert sind (Wagstaff 2005). Da dies zu Fehleinschätzungen beim Vergleich von Ungleichheiten von verschiedenen Maßnahmen (z.B. Ungleichheit bei Inanspruchnahme von Mammographie versus Kolonoskopie) führen kann, wird in der folgenden Analyse der Erreygers Index (Erreygers 2009) verwendet. Dies ist ein alternativer Ansatz, der besser geeignet ist um Ungleichheiten bei dichotomen Gesundheitsvariablen zu messen und zu vergleichen.¹⁰

¹⁰ In der Literatur wird die Methodik zur Korrektur des Konzentrationsindex im Falle binärer Variablen kritisch diskutiert. Vgl. hierzu Wagstaff A. (2005) oder Erreygers, G. (2009).

Um zu verstehen, welche Faktoren die einkommensbezogene Ungleichheit statistisch erklären, erfolgt anschließend die Dekomposition der verschiedenen HIs. Dazu werden Faktoren analysiert, die sowohl mit dem Einkommen als auch mit der Inanspruchnahme präventiver und medizinischer Leistungen assoziiert sind. Konkret wird der Einfluss der Faktoren Bildung, kognitive Fähigkeiten, Präferenzen für Gesundheit, Familienstatus und Beschäftigungsstatus untersucht.¹¹ Diese haben sich als wichtige empirische und theoretische Determinanten der Inanspruchnahme von Vorsorgemaßnahmen erwiesen (z.B. Wübker 2011 und Schmitz, Wübker 2011) und sind vermutlich zugleich mit dem Einkommen assoziiert.¹² Für die Zerlegung in deren jeweiligen Bestandteile (d.h. statistische Erklärungsgrößen) werden deren Koeffizienten zunächst anhand einer Probit Regression geschätzt.

$$(3) y = \alpha + \beta x + \gamma z + \varepsilon$$

Dabei steht x für die oben erläuterten Bedarfsvariablen (z.B. Gesundheitszustand, Alter), z für Faktoren die zwar Einfluss auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ausüben, eine einkommensabhängige Variation in der Inanspruchnahme allerdings nicht „legitimieren“ (z.B. Einkommen, Bildung, kognitive Fähigkeiten).¹³ β und γ sind die geschätzten Koeffizienten und ε der Störterm. Obwohl für die Dekomposition dieser Gleichung die Linearitätsannahme notwendig ist, wurde gezeigt, dass für nicht-lineare Zusammenhänge und – wie in diesem Fall – binäre Ausprägungen die entsprechenden nicht linearen Regressionsmodelle angewendet werden können (Gravelle 2003, van Doorslaer et al 2004). Die Dekomposition ist dann approximativ anhand des totalen Differenzials der Schätzgleichung möglich. Für lineare Modelle kann die Dekomposition des HI dann als

¹¹ In der (gesundheits-) ökonomischen Theorie wird davon ausgegangen, dass ein höherer Bildungsgrad die Inanspruchnahme von Vorsorgeleistungen erhöht (Grossman 1972). Es wird argumentiert, dass Individuen mit höherer Bildung fähig sind, Gesundheit effizienter zu „produzieren“, da sie besser in der Lage sind den Nutzen einer Vorsorgeleistung zu verstehen und zu bewerten. Des Weiteren wird angenommen, dass gebildete Personen empfänglicher sind für erste Warnsignale des Körpers und daher früher einen (Fach)Arzt aufsuchen. Zudem wurde gezeigt, dass Bildungsabschlüsse die weit in der Vergangenheit liegen die geistigen Fähigkeiten der Gegenwart nur unzureichend widerspiegeln (Avitabile 2008). Daher versuchen wir den Einfluss gegenwärtiger geistiger Fähigkeiten durch die Variablen `Sprachvermögen` und `Erinnerungsvermögen` zu messen.

¹² Beispielsweise wurde bereits anhand klassischer Humankapitalmodelle (vgl. Becker 1975) als auch in neueren empirischen Studien (z.B. Fernandez, Rogerson 1998) gezeigt, dass Bildung eine Form der Investition in das persönliche Humankapital darstellt, die später zu Renditen in Form eines höheren Durchschnittseinkommens führt.

¹³ In der ökonomischen Literatur herrscht eine intensive Diskussion, welche Ursachen für Unterschiede in der Inanspruchnahme von Vorsorgeleistungen legitim oder fair sind. Ökonomen sind grundsätzlich der Auffassung, dass Unterschiede, die auf freiwilliges, auf Präferenzen basierendes Verhalten beruhen, fair oder legitim sind. Vgl. hierzu auch die Diskussion bei Fleurbaey und Schokkaert (2009).

$$(4) C_i = \sum_k (\beta_k \bar{x}/\bar{y}) C_x + \sum_k (\gamma_k \bar{z}/\bar{y}) C_z + G C_\varepsilon / \bar{y}$$

geschrieben werden, wobei \bar{x} und \bar{z} Durchschnittswerte für x und z sind. C_x und C_z sind die Konzentrationsindizes für die Variablen x und z , welche analog zu den oben beschriebenen Konzentrationindizes gebildet wurden. C_ε ist der Konzentrationsindex für den Störterm ε . Dieser spiegelt verbleibende Ungleichheiten wider, die nicht anhand der unterschiedlichen Konzentration der erklärenden Variablen innerhalb der Einkommensquintile erklärt werden können. Aus Gleichung 4 geht hervor, dass der einzelne Beitrag jeder Determinante x und z in zwei unterschiedliche Teile separiert werden kann: zum einen in den jeweiligen Einfluss auf die Inanspruchnahme, welcher als die Variation der Inanspruchnahme y aufgrund der Variation von x bzw. z dargestellt ist (Nachfrageelastizität) und zum anderen in deren Grad der ungleichen Verteilung, welcher in Form der jeweiligen Konzentrationsindizes dargestellt ist. Anders ausgedrückt kann der bereinigte Konzentrationsindex somit als die mit den Nachfrageelastizitäten gewichteten Summen der Konzentrationsindizes interpretiert werden. Der Beitrag der einzelnen Determinanten kann dabei sowohl positiv als auch negativ sein. Angenommen ein hoher Bildungsabschluss erhöht die Wahrscheinlichkeit zur Inanspruchnahme einer Präventionsleistung (positives β) und ist zugleich zu Gunsten der Wohlhabenderen verteilt (positiver C_i), dann leistet 'Bildung' einen positiven Beitrag zum gesamten C_i . Ein negativer Beitrag kann somit zwei Ursachen haben: entweder verringert die Determinante die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme (negatives β) und ist zu Gunsten der reicheren verteilt (positiver C_i), oder aber sie ist zu Gunsten der Ärmeren verteilt (negativer C_i) und erhöht die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme (positives β).

3. Ergebnisse

Tabelle 2 zeigt die Probit Regressionsergebnisse für die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen differenziert nach Leistungstyp und Versorgungssetting. Mit Ausnahme des Alters bei Kolonoskopie führen die Bedarfsvariablen zur höheren Inanspruchnahme. In der ersten und zweiten Spalte wird deutlich, dass Präventionsleistungen, die vom Facharzt erbracht werden von Individuen des untersten Einkommensquintil im Vergleich zur Referenzgruppe – der höchsten Einkommensklasse signifikant weniger in Anspruch genommen werden. Für Mammographie beträgt der Unterschied 17,3 Prozentpunkte, bei Kolonoskopie 9,9 Prozentpunkte. Betrachtet man die durchschnittliche Inanspruchnahme Kolonoskopie von 26 Prozent, so ist dieser Unterschied sehr beachtlich.

Bei Vorsorgeleistungen, die im Hausarztsetting erbracht werden, zeigt sich hingegen kein signifikanter Einfluss des Einkommens. Die Wahrscheinlichkeit einer Gripeschutzimpfung erhöhte sich lediglich mit höherem Alter sowie durch das Vorhandensein von Diabetes wohingegen die Wahrscheinlichkeit zur Blutdruckmessung mit Ausnahme der Variablen `Herzinfarkt` durch alle Bedarfsvariablen erhöht wird.

Unterschiedliche Einflüsse des Einkommens in Abhängigkeit des Versorgungssettings zeigen sich ebenso hinsichtlich der Arztkontakte. So wird für Kontakte zum Hausarzt aus Spalte fünf ersichtlich, dass diese in allen vier Einkommensquintilen häufiger stattfinden im Vergleich zu den 20% mit den höchsten Einkommen. Eine gegensätzliche Beziehung ist bezüglich der Facharztkontakte zu erkennen (Spalte 6). Hier ist die Wahrscheinlichkeit für Facharztkontakte bei allen vier Einkommensquintilen geringer als bei der wohlhabendsten Gruppe. Signifikant ist dieser Zusammenhang für das erste Einkommensquintil (23,1 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit) und das zweite Einkommensquintil (9 Prozentpunkte).

In Tabelle 3 sind für Arztbesuche sowie für die vier Vorsorgeleistungen in Zeile 1 die jeweiligen Konzentrationsindizes der tatsächlichen Inanspruchnahme (C_i) und in Zeile 2 die Konzentrationsindizes der um die jeweiligen Bedarfsfaktoren bereinigte Inanspruchnahme (C_b) dargestellt. Als Differenz beider Indizes ergibt sich in Zeile drei die verbleibende Ungleichverteilung HI, welche nicht durch die systematische Variation der Bedarfsfaktoren innerhalb der Einkommensquintile erklärt werden kann (horizontale Ungleichheit). Mit Ausnahme von Mammographie weisen alle um den Bedarf bereinigte Konzentrationsindizes ein negatives Vorzeichen auf. Dies impliziert, dass sich die Inanspruchnahme (aufgrund des höheren Bedarfs der Ärmere) in den unteren Einkommensgruppen häufen würde, wenn jedes Individuum eine Inanspruchnahme gemäß seinem Bedarf aufweisen würde.

Tabelle 2: Regressionsergebnisse

Variablen	Mammo- graphie	Kolo- noskopie	Grippe- impfung	Blutdruck- messung	Hausarzt- besuche	Facharzt- besuche
Alter				0,005*** (0,014)	0,008*** (0,002)	-0,001 (0,001)
Alter 50-69	0211*** (0,039)					
Alter 55-79		0,027 (0,050)				
Alter > 60			0,129*** (0,037)			
Männer				-0,53** (0,026)	-0,19*** (0,025)	-0,120*** (0,023)
Magenprobleme		0,183*** (0,056)				
Gesundheit < gut		0,007 (0,019)	-0,001 (0,018)	0,045*** (0,014)	0,080*** (0,014)	0,036*** (0,014)
Krebsdiagnose	0,351*** (0,068)	0,157* (0,084)				
Depressive Symptome		0,013 (0,010)			0,023*** (0,007)	0,020*** (0,007)
Herzinfarkt			0,80 (0,057)	0,119*** (0,036)	0,181*** (0,040)	0,121*** (0,034)
Lungenkrankheit			0,020 (0,091)		0,117 (0,070)	0,035 (0,034)
Asthma			0,026 (0,101)		0,130* (0,066)	0,091 (0,057)
Schlaganfall			0,065 (0,085)	0,104 (0,061)	0,106 (0,078)	0,041 (0,054)
Diabetes			0,234** (0,056)	0,122*** (0,040)	0,320*** (0,037)	0,063* (0,036)
Arthritis			-0,14 (0,051)		0,092** (0,037)	0,098*** (0,033)
ADL					-0,045* (0,026)	-0,009 (0,022)
BMI > 25				0,128*** (0,027)		
Phys. Einschränkungen					0,036*** (0,008)	-0,011 (0,008)
1. Einkommensquintil	-0,173*** (0,039)	-0,099* (0,048)	0,024 (0,054)	-0,031 (0,040)	0,070* (0,038)	-0,231*** (0,037)
2. Einkommensquintil	-0,123*** (0,042)	-0,005** (0,052)	0,075 (0,055)	-0,038 (0,041)	0,110*** (0,038)	-0,090** (0,037)
3. Einkommensquintil	-0,047 (0,046)	0,019 (0,053)	0,055 (0,053)	-0,048 (0,041)	0,083** (0,037)	-0,033 (0,037)
4. Einkommensquintil	-0,29 (0,045)	-0,008 (0,050)	0,024 (0,053)	-0,054 (0,037)	0,063* (0,035)	-0,048 (0,035)
n	1335	704	1008	2539	2642	2642

Robuste Standardfehler in Klammern
 *** p<0,01; ** p<0,05 , * p<0,1

Ein weniger homogenes Bild ergibt sich bezüglich der Indizes der tatsächlichen Inanspruchnahme. Während die Konzentrationsindizes von Mammographie und Facharztkontakten ein positives Vorzeichen aufweisen, was auf eine höhere Inanspruchnahme innerhalb der oberen Einkommensgruppen hindeutet, zeigt sich bei Hausarztkontakten und Grippeimpfungen eine signifikante Ungleichheit zu Gunsten der unteren Einkommensgruppen. Die Vorzeichen von Kolonoskopie (+) und Blutdruckmessung (-) stehen zwar in Einklang mit dem bisher beobachteten Muster (Facharztleistungen sind zu Gunsten der oberen und Hausarztleistungen zu Gunsten der unteren Einkommensgruppen verteilt), unterschreiten allerdings das notwendige Signifikanzniveau.

Tabelle 3: Vergleich der Konzentrationsindizes

Arztbesuche		Vorsorgeleistungen			
		Mammographie	Kolonoskopie	Grippeimpfung	Blutdruckmessung
Setting					
<i>Inanspruchnahme nach Einkommen</i>	C _i	C _i	C _i	C _i	C _i
Hausarzt	-0,18***			-0,079***	-0,051**
Facharzt	0,125***	0,188***	0,049		
<i>Bedarf bereinigte Inanspruchnahme</i>	C _b	C _b	C _b	C _b	C _b
Hausarzt	-0,15***			-0,032	-0,090***
Facharzt	-0,056***	0,054	-0,025		
<i>Horizontale Ungleichheit</i>	HI	HI	HI	HI	HI
Hausarzt	-0,03			-0,047	0,039
Facharzt	0,184***	0,134***	0,074**		

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

Nach Bereinigung der beobachteten Inanspruchnahme um Unterschiede im Bedarf, zeigt sich jedoch auch bei der Kolonoskopie eine Ungleichverteilung zu Gunsten der Reicherer. Somit bestehen für alle im Facharztsetting erbrachten Leistungen signifikante Ungleichheiten zu Lasten niedriger Einkommen, welche sich nicht durch Unterschiede im medizinischen Bedarf erklären lassen. Das größte Ausmaß ist hierbei bei Facharztkontakten (HI=0,184), gefolgt von Mammographie (HI=0,134) festzustellen.

Im Gegensatz hierzu existieren für Hausarztkontakte und Grippeimpfungen nach Bedarfsbereinigung keine Ungleichheiten mehr. Somit lassen sich die Ungleichheiten aller beim Hausarzt erbrachten Leistungen durch Unterschiede im Bedarf an diesen Leistungen erklären.

Tabelle 4 gibt einen Überblick über die wichtigsten Ergebnisse der Dekomposition der Ungleichheitsmaße. Diese Darstellung ist wie folgt zu interpretieren: Für jede Gesundheitsleistung wird aufgezeigt, zu welchen Anteilen sich die insgesamt zu beobachtende Ungleichheit in der Inanspruchnahme C_i (Spalte 1) in Beiträge der Bedarfsfaktoren C_b (Spalte 2) und der vom Bedarf unabhängigen Faktoren C_u (Spalte 4 - 8) statistisch erklären lässt. Für die bedarfsunabhängigen Faktoren sind die Konzentrationsindizes der einzelnen Determinanten Bildung [ISCED-Code] (C_{Bi}), kognitive Fähigkeiten [Erinnerungsvermögen, Sprachvermögen] (C_{KF}), Familienstand (C_{FS}), Erwerbsstatus (C_{ES}) und Präferenzen für Gesundheit [Raucher] (C_P) separat dargestellt.¹⁴ Zunächst zeigt sich, dass unabhängig vom Versorgungssetting, die Bedarfsfaktoren, die Präferenzen für gesundes Verhalten und der Familienstatus mit einkommensbezogener Ungleichheit assoziiert sind.

Beim Vergleich zwischen Leistungen, die im Facharztsetting erbracht werden und Leistungen die im Hausarztsetting erbracht werden fällt zunächst auf, dass bei erst genannten bedarfsunabhängige Faktoren einen deutlich größeren Erklärungsbeitrag zum jeweiligen C_i

Tabelle 4: Ergebnisse der Dekomposition

	C_i	C_b	C_b / C_i		C_u				C_u / C_i	
			in %	C_{Bi}	C_{KF}	C_P	C_{FS}	C_{ES}	in %	
Mammographie	0,188	0,054	28,9	0,025	0,018	0,017	0,044	-0,003	52,9	
Kolonoskopie	0,049	-0,025	-51	0,007	0,046	0,015	0,023	-0,015	125	
Grippeimpfung	-0,079	-0,032	40,6	0,005	0,001	0,01	-0,016	-0,025	30,5	
Blutdruckmessung	-0,051	-0,09	176	0,013	0,006	-0,0005	0,019	-0,012	-31,7	
Hausarzt	-0,179	-0,15	83,3	-0,002	0,004	0,005	0,001	-0,025	9,7	
Facharzt	0,125	-0,058	-46,6	0,01	0,043	0,014	0,031	-0,007	60,7	

leisten. Am deutlichsten zeigt sich dies für Kolonoskopie (125% versus 51%). Das gegensätzliche Muster ist bei Hausarztleistungen festzustellen. Hier leisten Ungleichheiten im Bedarf jeweils einen größeren Beitrag als Ungleichheiten bei bedarfsunabhängigen Faktoren. Hier ist die Differenz bei Blutdruckmessung am höchsten (31,7% bedarfsbedingte Ungleichheit versus 176% vom Bedarf unabhängige Ungleichheit). Diese Ergebnisse spiegeln letztendlich detailliert wider, was bereits beim Vergleich zwischen C_i und C_b festgestellt

¹⁴ Für die Bedarfsfaktoren, wurde aus Gründen der Übersichtlichkeit auf eine getrennte Darstellung der einzelnen Komponenten verzichtet. Diese können bei Interesse bei den Autoren angefragt werden.

wurde: Die (ungleiche) Inanspruchnahme von Leistungen die vom Hausarzt erbracht werden, ist in starkem Maße durch Ungleichverteilung der Bedarfsfaktoren begründet, was sich in nicht signifikante HIs zeigt (vgl. Tabelle 3). Bei Facharztleistungen hingegen nehmen bedarfsunabhängige Faktoren großen Einfluss, was sich auch anhand signifikanter HIs für alle drei Leistungen in diesem Setting erkennen lässt.

Die vom Setting abhängigen Unterschiede der Wirkung von bedarfsunabhängigen Faktoren lassen sich dabei zum Großteil durch unterschiedliche Wirkung der Determinanten Bildung und kognitive Fähigkeiten erklären. Bildung und kognitive Fähigkeiten üben im Facharztsetting einen großen Einfluss (109% bei Koloskopie 42%, bei Facharztkontakten und 23% bei Mammographie) und bei Hausarztleistungen einen deutlich geringeren Einfluss aus. So liegen die Beiträge dieser beiden Determinanten für Grippeimpfung und Hausarztkontakte bei unter 10%. Bei Blutdruckmessung ist der Beitrag aufgrund des relativ starken (negativen) Beitrags des niedrigen Bildungsniveaus allerdings vergleichsweise groß.

4. Diskussion und Fazit

Die empirische Analyse liefert fünf fundamentale Ergebnisse. Erstens: In Deutschland besteht eine signifikante einkommensabhängige Ungleichheit zu Lasten geringer Einkommensgruppen in der Inanspruchnahme des Mammographiescreenings. Demgegenüber lässt sich für die Koloskopie und für Blutdruckmessung keine Ungleichverteilung ermitteln und die Inanspruchnahme von Grippeimpfungen ist sogar zu Gunsten von geringen Einkommensgruppen verteilt. Zweitens: Wird für den unterschiedlichen medizinischen Bedarf für die Inanspruchnahme bereinigt (horizontale Gerechtigkeit), ergeben sich zwei wesentliche Änderungen. Während sich eine signifikante Ungleichverteilung zu Lasten der unteren Einkommensgruppen bei der Inanspruchnahme der Koloskopie ergibt, ist die Inanspruchnahme von Grippeimpfungen nicht mehr signifikant zu Gunsten unterer Einkommensgruppen verteilt. Folglich ist es wichtig bei der Ungleichheitsmessung für den unterschiedlichen medizinischen Bedarf zu bereinigen. Eine Nichtbereinigung führt bei beiden Präventionsleistungen zu einer Unterschätzung der Ungleichheit, da der medizinische Bedarf – gemessen an der Verteilung der Bedarfsfaktoren – für Koloskopie und Grippeimpfung in den unteren Einkommensgruppen höher ist. Drittens: Während für Hausarztbesuche – nach Bereinigung für medizinischen Bedarf – keine signifikante Ungleichverteilung festgestellt werden kann, ist die Inanspruchnahme von Facharztleistungen ungleich zu Lasten geringerer Einkommen verteilt. Viertens: Während für Präventionsleistungen, die im Hausarztsetting erbracht werden (d.h. Blutdruckmessung und

Grippeimpfung) keine einkommensbezogenen Ungleichheiten festzustellen sind, ergeben sich für Präventionsleistungen, die grundsätzlich von Fachärzten erbracht werden, erhebliche Ungleichheiten zu Lasten geringerer Einkommen. Das Ausmaß der Ungleichheiten für die Inanspruchnahme von Präventionsleistungen ist ähnlich hoch wie für die Inanspruchnahme von Facharztleistungen. Daraus folgern wir, dass das Setting, in dem die medizinische Leistung erbracht wird, das Ausmaß der Ungleichheit stärker bestimmt als die im Setting erbrachte Leistung (präventive Leistungen versus allgemeine medizinische Leistungen). Fünftens: Die Dekomposition der Ungleichheitsmaße (Konzentrationsindizes) zeigt zwei bemerkenswerte Ergebnisse: Zum einen sind unabhängig vom Setting Präferenzen für gesundes Verhalten, der Gesundheitszustand und der Familienstatus mit der einkommensbezogenen Ungleichheit assoziiert. Zum anderen sind bessere kognitive Fähigkeiten und höhere Bildung stark mit der einkommensbezogenen Ungleichheit in der Inanspruchnahme von Facharztleistungen und präventiven Leistungen, die im Facharztsetting erbracht werden, assoziiert. Demgegenüber haben sie eine weitaus geringere Bedeutung für die einkommensbezogene Ungleichheit in der Inanspruchnahme von allgemeinen Arztleistungen und präventiven Leistungen, die im Hausarztsetting erbracht werden.

Die hier für Deutschland gefundenen Ergebnisse stehen im Einklang mit einer Reihe internationaler Studien (z.B. van Doerslaer, Jones, Koolman 2004 oder Stirpu et al. 2011), die eine große einkommensbezogene Ungleichverteilung zu Lasten geringer Einkommen bei der Inanspruchnahme von Facharztleistungen in fast allen untersuchten europäischen Ländern finden. Ferner sind sie konsistent zu Resultaten einer Studie (Lorant, Boland, Humblet et al. 2002), die für das belgische Gesundheitssystem zeigt, dass vom Facharzt erbrachte Präventionsleistungen stärker ungleich verteilt sind, als Präventionsleistungen, die vom Hausarzt erbracht werden. Die vorliegende Studie erweitert jedoch die belgische Studie, da sie eine andere Population, andere Präventionsleistungen und ein anders organisiertes Gesundheitssystem analysiert. Darüber hinaus erfolgt erstmalig eine vergleichende Dekomposition der Ungleichheit der Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen in Abhängigkeit des Settings und der Art der erbrachten Leistung.

Was sind die Ursachen dafür, dass die einkommensbezogene Ungleichheit bei der Inanspruchnahme präventiver Leistungen maßgeblich vom Versorgungssetting abhängig ist? Sofern man die ökonomische Theorie heranzieht, können hierfür nachfrage- und angebotsseitige Faktoren verantwortlich sein. Nachfrageseitig könnte die ungleiche

Inanspruchnahme auf abweichende Präferenzen zurückgeführt werden. Demnach hätten einkommensschwache Menschen unabhängig von ihrem Bedarf und den Zugangsmöglichkeiten kein ausgeprägtes Interesse, Fachärzte und präventive Maßnahmen im Facharztsetting aufzusuchen, privat Versicherte jedoch sehr wohl. Empirisch gibt es für die USA durchaus Hinweise, dass Patienten mit geringerem Einkommen es präferieren den Hausarzt anstatt eines Facharztes zu konsultieren (Saha, Arbelaez und Cooper 2003, Wong, Asch, Andersen et al. 2004). Leider ist es uns mit den bestehenden Daten nicht möglich auf entsprechende Präferenzunterschiede zu kontrollieren.

Zudem könnten finanzielle Faktoren (z.B. Unterschiede bei den Zuzahlungen) den Zugang zu Facharztleistungen einschränken und die Inanspruchnahme reduzieren (vgl. Newhouse 1996). Da in Deutschland jedoch Zuzahlungen sehr begrenzt sind, die angegebenen Präventionsleistungen von Zuzahlungen weitgehend befreit sind und sich Zuzahlungen zu Hausarzt- und Facharztleistungen grundsätzlich nicht unterscheiden, scheinen finanzielle Faktoren die Ungleichheiten in der Inanspruchnahme für Deutschland nicht erklären zu können.

Ferner könnten die „Informationskosten“ für die Inanspruchnahme von Facharztleistungen und Krebsvorsorgemaßnahmen höher für Menschen aus relativ geringen Einkommensschichten sein als für Menschen aus relativ hohen Einkommensschichten. Erste Hinweise für einen entsprechenden Zusammenhang liefert in dieser Studie die relativ große Bedeutung der Variablen für kognitive Fähigkeiten und Bildung im Rahmen der Analyse für Leistungen aus dem Facharztsetting (vgl. Abschnitt 2). Für Menschen mit geringerem sozioökonomischem Status ist es relativ „teurer“, komplexe Informationen zu sammeln und zu verarbeiten, da sie eine geringere Gesundheitsbildung aufweisen (Parente, Salkever, DaVanzo 2004).¹⁵ Leistungen aus dem Facharztsetting weisen im Durchschnitt eine höhere Komplexität auf, als Leistungen, die vom Hausarzt erbracht werden. So zeichnen sich die untersuchten Krebsvorsorgemaßnahmen durch einen unsicheren Nutzen (bringt keine sofortigen Vorteile) und Risiken wie falsch positive Ergebnisse, unnötige operative Eingriffe oder Nebenwirkungen der Diagnostik aus.

Zudem könnte die Inanspruchnahme von Facharztleistungen mit höheren „Suchkosten“ einhergehen, die insbesondere geringere Einkommensgruppen stärker betreffen. So zeigen empirische Studien, dass Menschen mit geringerem sozioökonomischem Status eher

¹⁵ Die generell höhere Bedeutung von Informationskosten für geringere Einkommensschichten stehen auch im Einklang mit der Feststellung, dass Menschen aus geringeren Einkommensschichten weniger wahrscheinlich Informationen zu suchen (Eng, Maxfield, Patrick 1998).

Leistungserbringer aus der unmittelbaren Umgebung wählen, und nur selten nicht den nächstgelegenen Anbieter wählen. Da die Entfernung zum Facharzt im Durchschnitt deutlich höher ist, als die Entfernung zum Hausarzt, könnten Menschen mit geringem Einkommen eher wahrscheinlich auf einen Facharztbesuch verzichten.¹⁶

Schließlich können auch angebotsseitige Faktoren die empirisch feststellbare Ungleichheit in der Inanspruchnahme von Facharztleistungen und präventiven Leistungen im Facharztsetting begründen. Für medizinische Leistungen, die eine große Informationsasymmetrie und Qualitätsunsicherheit aufweisen, lässt sich aus der Prinzipal-Agenten-Theorie ableiten, dass Patienten (Prinzipal) ihre Nachfrageentscheidung stark von der Empfehlung des Hausarztes (Agent) abhängig machen. Eine potentielle Erklärung für die stärkere Inanspruchnahme von Facharztleistungen durch höhere Einkommensklassen könnte daher sein, dass Hausärzte Patienten mit geringerem Einkommen z.B. weniger wahrscheinlich eine Facharztleistung empfehlen (O'Malley, Earp, Hawley et al. 2001).

Gesundheitspolitische Schlussfolgerungen:

Die vorgefundenen Ergebnisse verdeutlichen die hohe Relevanz, bei der Gestaltung von Präventionsmaßnahmen im deutschen Gesundheitssystem, deren Abhängigkeit vom Setting zu berücksichtigen. Sollte es Ziel der Gesundheitspolitik sein, einkommensbezogene Ungleichheiten in der Inanspruchnahme präventiver Leistungen im Facharztsetting zu reduzieren, könnten nachfrage- und/oder angebotsseitige Interventionen eingesetzt werden. Zukünftige Forschungsarbeiten sollten untersuchen, ob es angebotsseitig eine sinnvolle Strategie wäre, die Bedeutung des Hausarztes für die Reduzierung einkommensbezogener Ungleichheit im Facharztsetting zu stärken. Da Hausärzte als wichtige, über den Nutzen von Präventionsmaßnahmen besser informierte Berater für die Patienten agieren, kommt ihnen eine wichtige Funktion als Zuweiser zu. Eine wichtige Forschungsfrage lautet mithin: Wie kann die Gesundheitspolitik Hausärzte als Berater und Zuweiser dazu bringen, insbesondere einkommensschwache Patienten vom Nutzen präventiver Maßnahmen zu überzeugen und damit zum Abbau einkommensbezogener Ungleichheit im Facharztsetting beizutragen. Aus ökonomischer Sicht könnte die Nutzung leistungsorientierter Anreize („Stichwort: Pay for Performance“) in diesem Zusammenhang ein potentielles Instrument sein. Nachfrageseitig könnte ein Gegenstand zukünftiger Forschungsarbeiten die Suche nach Instrumenten sein, mit denen gezielt Personen aus unteren Einkommenschichten vom Nutzen der analysierten

¹⁶ Während es in Deutschland über 60.000 Hausärzte gibt (Kassenärztliche Bundesvereinigung 2010), gab es im Jahr 2008 lediglich knapp über 1150 Gastrotologen, die grundsätzlich für die Durchführung einer Darmspiegelung zuständig sind (Arnold, Dathe und Kühne et al. 2009).

Krebsvorsorgearten zu überzeugen. Da die hier untersuchten Krebsvorsorgemaßnahmen (Mammographie wie auch Kolonoskopie) für bestimmte Altersgruppen hoch kosteneffektiv sind (Moore et al. 2009 bzw. Sonnenberg, Delcò und Inadomi 2000), würden entsprechende Anstrengungen womöglich sowohl die Effizienz erhöhen, als auch die horizontale Ungleichheit in der Inanspruchnahme dieser Leistungen reduzieren.

Limitationen:

Abschließend ist zu konstatieren, dass die dokumentierten Ergebnisse vor dem Hintergrund verschiedener methodischer Limitationen zu sehen sind. Einerseits wurden Querschnittsdaten analysiert. Somit sind keine gesicherten Aussagen über kausale Zusammenhänge möglich. Andererseits beruhen die Ergebnisse auf Befragungsdaten. Es handelt sich um subjektive Angaben der Patienten, bei denen Antwortverzerrungen und „Falschantworten“ (z.B. aufgrund von Erinnerungsfehlern) nicht ausgeschlossen sind (vgl. Knesebeck, Mielck 2008). Darüber hinaus ist die Stichprobe auf Deutschland begrenzt worden, und es liegen nur zwischen 704 und 2642 Beobachtungswerte vor, was zu recht großen Konfidenzintervallen bei den geschätzten Parametern führt. Insgesamt ist der SHARE-Datensatz jedoch ein gut etablierter Datensatz mit einer hohen Reputation ist, aus dem bereits viele hochwertige Publikationen entstanden sind (vgl. Börsch-Supan et al. 2008).

Literatur

Arnold R, Dathe K, Kühne D et al. Status quo Gastroenterologie Ergebnisse einer Umfrage des Bundesverbands Gastroenterologie Deutschland (BVGd) in Klinik und Praxis. *Z Gastroenterol* 2009; 47: 563–574

Avitabile C, Jappelli T, Padula M. Screening tests, information, and the health-education gradient., Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), CSEF Working Papers 2008; 187

Becker GS. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. 2. Aufl. New York: Columbia University Press for NBER; 1975.

Börsch-Supan A, Brügiavini A, Jürges, H. et al. Health, ageing and retirement in Europe (2004-2007). Starting the longitudinal dimension. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA); 2008

Brügiavini A, Croda E, Paccagnella O. Generated income variables in share release 1. In: Börsch-Supan A, Jürges H. Hrsg. Health, Ageing and Retirement in Europe, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA), Mannheim; 2005: 105-113

Eng TR, Maxfield A, Patrick K et al. Access to Health Information and Support A Public Highway or a Private Road? *JAMA* 1998; 280(15): 1371-1375

Erreygers, G.. Correcting the Concentration Index. *J of Health Econ* 2009a; 28: 504-515

Fernandez R, Rogerson R. Public Education and Income Distribution: A Dynamic Quantitative Evaluation of Education-Finance Reform. *The Am Econ Review* 1998; 88(4): 789-812.

Fleurbaey M, Schokkaert E. Unfair inequalities in health and health care. *J of Health Econ* 2009; 28: 73-90

Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. *J Polit Econ* 1972; 80(2): 223–55

Kassenärztliche Bundesvereinigung: Arztzahlen (28.01.2012). Im Internet: <http://www.kbv.de/24854.html>; Stand: 27.07.2011

Kassenärztliche Bundesvereinigung: Mammographie-Screening (23.01.2012). Im Internet: <http://www.kbv.de/23970.html>; Stand: 28.10.2011

Lüngen M, Siegel M, Drabik A et al. Ausmaß und Gründe für Ungleichheiten der gesundheitlichen Versorgung in Deutschland. *Studien zu Gesundheit, Medizin und Gesellschaft* 2009; Köln: Ausgabe 05/2009 vom 30.06.2009

Lorant V, Boland B, Humblet P. Equity in prevention and health care. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56: 510–516

O'Malley M, Earp JA, Hawley ST, et al. The association of race/ethnicity, socioeconomic status, and physician recommendation for mammography: Who gets the message about breast cancer screening ? *Am J Public Health* 2001; 91: 49–54.

McKinnon B, Harper S, Moore S. Decomposing income-related inequality in cervical screening in 67 countries. *Int J Public Health* 2011; 56: 139-152

Moore SG, Shenoy PJ, Fanucchi L et al. Cost-effectiveness of MRI compared to mammography for breast cancer screening in a high risk population. *BMC Health Serv Res* 2009; 13: 9

Newhouse, J. P.: Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment. Cambridge: Harvard University Press; 1996

Parente S, Salkever D, DaVanzo, J. The role of consumer knowledge of insurance benefits in the demand for preventive health care among the elderly. *Health Econ* 2004; 14: 25–38

Saha S, Arbelaez JJ, Cooper LA. Patient-physician relationships and racial disparities in the quality of health care. *Am J Public Health* 2003; 93(10): 1713-1722

Schmitz H, Wübker A. What Determines Flu Vaccination Take up of Elderly Europeans. *Health Economics* 2011; 20: 1281-1297

Sonnenberg A, Delcò F, Inadomi JM. Cost-effectiveness of colonoscopy in screening for colorectal cancer. *Ann Intern Med* 2000; 133(8):573-584.

Stirbu I, Kunst EA, Mielck A et al. Inequalities in utilisation of general practitioner and specialist services in 9 European countries. *BMC Health Serv Res* 2011; 11: 288

Van Doorslaer E, Koolman X, Jones AM. Explaining income-related inequalities in doctor utilization in Europe. *Health Econ* 2004; 13: 629-47

Van Doorslaer E, Masseria C, Koolman X. Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *Canadian Med Association J* 2006; 174(2): 177-183

Von dem Knesebeck O, Mielck A. Soziale Ungleichheit und gesundheitliche Versorgung im höheren Lebensalter. *Z Gerontol Geriat* 2008; 42: 39-46

Wong MD, Asch SM, Andersen RM et al. Racial and ethnic differences in patients' preferences for initial care by specialists. *Am J Med* 2004; 116(9): 613-620

Wagstaff A, van Doorslaer E. Measuring and Testing for Inequality in the Delivery of Health Care. *The J of Hum Resources* 2000; 35(4): 716-733

Wagstaff A. The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality. *Health Economics* 2005; 14: 429-432

Wübker A. Who gets a Mammogram amongst European women aged 50-69 years and why are there such large differences across European countries? Discussion Papers of Witten/Herdecke University 2011; 15