



Technische Universität München

Fakultät für Sport- und Gesundheitswissenschaften

Hausärztliche Versorgungskoordination in Bayern vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr – Eine Analyse kassenärztlicher Routinedaten im Zeitraum von 2011 bis 2016

Michaela Carola Olm, MPH

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät für Sport- und Gesundheitswissenschaften der Technischen Universität München zur Erlangung des akademischen Grades einer

Doktorin der Philosophie (Dr. phil.)

genehmigten Dissertation.

Vorsitzende: Prof. Dr. Renate Oberhoffer-Fritz

Prüfer der Dissertation: 1. Prof. Dr. Antonius Schneider

2. Prof. Dr. Leonie Sundmacher

Die Dissertation wurde am 18.11.2021 bei der Technischen Universität München eingereicht und durch die Fakultät für Sport- und Gesundheitswissenschaften am 22.06.2022 angenommen.

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis.....	I
Abbildungsverzeichnis.....	III
Tabellenverzeichnis.....	IV
1. Zusammenfassung	1
2. Abstract	3
3. Einleitung	5
3.1 Hintergrund.....	5
3.1.1 Rationalisierung von Versorgung.....	5
3.1.2 Versorgungssteuerung.....	5
3.1.3 Primärversorgung in Deutschland.....	6
3.1.4 Praxisgebühr	7
3.1.5 Vorprojekt	7
3.2 Studienfragen	7
4. Methoden.....	9
4.1 Population und Datenquelle	9
4.2 Datensatz	9
4.2.1 Untersuchungszeitraum	9
4.2.2 Variablen der Basisdatensätze	10
4.2.3 Definition Behandlungsfall	11
4.2.4 Steuerungsdefinition	11
4.2.5 Datensatzbereinigung, Ein- und Ausschlusskriterien und Steuerungsrelevanz.....	12
4.2.6 Analysegruppen.....	13
4.2.7 Erfassung regionaler Unterschiede	14
4.2.8 Morbidität.....	15
4.2.9 Datenschutz.....	17
4.2.10 Software	17
4.2.11 Finanzierung.....	17
4.3 Deskriptive Zeitreihenanalysen (erstes Manuskript).....	17
4.3.1 Studiendesign.....	17
4.3.2 Outcomes	18
4.3.3 Datenanalyse.....	19
4.4 Kohortenanalyse (zweites Manuskript)	20
4.4.1 Studiendesign und Kohorte.....	20
4.4.2 Outcomes	20
4.4.3 Datenanalyse.....	22
4.5 Zusammenfassung der politischen Kernaussagen (drittes Manuskript).....	23
4.5.1 Hintergrund.....	23
4.5.2 Studiendesign und Datenanalyse	23
5. Ergebnisse	24
5.1 Unveröffentlichte Basisanalysen.....	24
5.1.1 Steuerungsanteile nach Steuerungsdefinition	24
5.1.2 Patientenzahlen im Untersuchungszeitraum	25
5.1.3 Zusammensetzung nicht steuerungsrelevanter Fälle	26
5.2 Deskriptive Zeitreihenanalysen (erstes Manuskript).....	27
5.3 Kohortenanalyse (zweites Manuskript)	29
5.4 Zusammenfassung der politischen Kernaussagen (drittes Manuskript).....	32

6. Diskussion.....	34
6.1 Zusammenfassung der drei Manuskripte	34
6.2 Vergleich zum Vorprojekt.....	34
6.3 Ausmaß des Ärzte-Hoppings	35
6.4 Entwicklung der ambulanten Notfallzahlen.....	36
6.5 Entwicklung der fachärztlichen Kosten.....	37
6.6 Entwicklung der Krankheitslast bei gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen.....	37
6.7 Einordnung der Praxisgebühr und generelle Wirksamkeit von Zuzahlungen	38
6.8 Bedeutung der Versorgungskontinuität	39
6.9 Stärken und Limitationen der vorliegenden Arbeit.....	40
6.10 Schlussfolgerungen	43
7. Literaturverzeichnis	44
8. Anhang	53
8.1 Abkürzungsverzeichnis	53
8.2 Publikationsübersicht	55
8.2.1 Zur Dissertation gehörend	55
8.2.2 Außerhalb der Dissertation veröffentlicht	55
8.3 Danksagungen.....	56
8.4 Abdrucke der Veröffentlichungen.....	57

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1 Anteil gesteuerter Patient*innen, unterteilt nach vier möglichen Definitionen von Versorgungssteuerung.....	25
Abbildung 2 Klassifizierung der fachärztlichen Behandlungsfälle hinsichtlich der Relevanz für die hausärztliche Steuerungsdefinition.....	27

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1 Basis-Tabelle mit strategischen Patientenangaben.....	10
Tabelle 2 Basis-Tabelle mit Behandlungsfallangaben	11
Tabelle 3 Patientenzahlen im Untersuchungszeitraum (2011-2016) pro Quartal, unterteilt nach haus- und fachärztlichen Patient*innen.	26

1. Zusammenfassung

Zur Stärkung der hausärztlichen Versorgungskoordination erfolgte in Deutschland im Jahr 2004 die Einführung der sog. Praxisgebühr. Für jeden Arztkontakt innerhalb eines Quartals musste eine Gebühr von 10 € gezahlt werden, es sei denn, es lag ein Überweisungsschein vor. Begründet durch eine mangelnde Wirksamkeit im Vergleich zu einem hohen bürokratischen Aufwand wurde sie 2012 wieder abgeschafft. Ziel der vorliegenden Promotionsarbeit war es, das Ausmaß hausärztlicher Versorgungssteuerung in Bayern vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr zu analysieren. Von Interesse waren hier insbesondere die Entwicklung der Anteile hausärztlich gesteuerter Patient*innen, das Ausmaß der fachgruppengleichen Mehrfachinanspruchnahme und Charakteristika von gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen, etwa im Hinblick auf Morbidität und ambulant-fachärztlicher Kosten.

Im Zuge dessen erfolgten retrospektive Analysen anonymisierter Abrechnungsdaten der Kassenärztlichen Vereinigung Bayerns (KVB) im Zeitraum von 2011 bis 2016. Die Jahre 2011 und 2012 bildeten Zeiträume mit Praxisgebühr, die Jahre 2013 bis 2016 Zeiträume ohne Praxisgebühr ab. Patient*innen wurden in die Analysen eingeschlossen, wenn sie gesetzlich versichert, mindestens 18 Jahre alt waren und ihren Hauptwohnsitz in Bayern hatten. Eine hausärztliche Versorgungssteuerung lag vor, wenn sämtliche steuerungsrelevanten Facharztkontakte eines Patienten/einer Patientin in einem Quartal auf Grundlage einer hausärztlichen Überweisung geschahen. In den statistischen Analysen wurde das Projekt in zwei Teile untergliedert: Zum einen erfolgten deskriptive Zeitreihenanalysen hinsichtlich Anteile hausärztlicher Koordination, fachgruppengleicher Mehrfachinanspruchnahme, Steuerungskontinuität und ambulanter Notfallkontakte. Zum anderen wurden Kohortenanalysen durchgeführt, um Unterschiede von gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen, v.a. hinsichtlich Morbidität und ambulanter Facharztkosten, zu untersuchen. Von Interesse war hier zudem, inwieweit sich diese Unterschiede im Zeitraum nach Abschaffung der Praxisgebühr änderten. Dazu erfolgte eine Kombination von multinomialen (Ermittlung eines Gewichtungsfaktors) und longitudinalen Regressionsmodellen. Aus rechentechnischen Gründen wurde der zweite Analyseabschnitt mit einer Kohorte von 500.000 zufällig gezogenen Patient*innen durchgeführt.

Im Zeitraum nach der Abschaffung der Praxisgebühr sank der Anteil hausärztlich gesteuerter Patient*innen von 49,6 % (2011) auf 15,5 % (2016). Insgesamt wiesen jüngere Patient*innen und Patient*innen, die in Gebieten mit geringerer Deprivation lebten, die niedrigsten Steuerungsanteile auf. Diese Anteile sanken nach der Abschaffung noch weiter. Begleitend zu den Rückgängen der Steuerungsanteile waren Anstiege bei der Anzahl der ambulanten Notfallkontakte und, in geringerem Maße, bei der Anzahl der Patient*innen mit „Ärzte-Hopping“ zu beobachten. Bei genauere Betrachtung gesteuerter und ungesteuerter Patient*innen war zu erkennen, dass die Anteile von chronischen und psychischen Erkrankungen in der Gruppe der ungesteuerten Patient*innen

nach Abschaffung der Praxisgebühr zunehmen, während in der Gruppe der gesteuerten Patient*innen Rückgänge zu beobachten waren. Mit Vorhandensein der Praxisgebühr lösten ungesteuerte Patient*innen im Schnitt 21,78 € höhere ambulante Facharztkosten aus als gesteuerte Patient*innen. Diese Differenz erhöhte sich im Zeitraum nach der Abschaffung auf 24,94 €.

Diese Ergebnisse legen nahe, dass die Praxisgebühr ein zumindest teilweise effektives Instrument zur Unterstützung einer hausärztlich koordinierten Versorgung war. Der Rückgang der Steuerungsanteile, insbesondere bei Patient*innen mit psychischen Erkrankungen und hoher Morbidität erscheint besorgniserregend, da v.a. vulnerable Patientengruppen von einer hohen Versorgungskontinuität profitieren würden. Deshalb sollte eine Stärkung der hausärztlich koordinierten Versorgung im ambulanten Bereich angestrebt werden. Als ein möglicher Weg gilt dabei die Etablierung eines anreizbasierten Primärarztsystems, etwa in Anlehnung die „Hausarztzentrierten Versorgung“, mit verpflichtenden Überweisungen.

2. Abstract

To strengthen the coordinating function of general practitioners (GPs) in Germany, a copayment was introduced in 2004. A fee of €10 had to be paid for each physician contact within a quarter, unless a referral was made. Justified by a lack of effectiveness in relation to high bureaucratic efforts, it was abolished in 2012. The aim of the present doctoral thesis was to analyse the extent of GP-centred coordination of care in Bavaria before and after the abolition of the copayment. The proportions of GP-coordinated patients, the extent of multiple specialist contacts and the specific characteristics of coordinated and uncoordinated patients, especially regarding morbidity and ambulatory specialist costs were of particular interest.

Retrospective analyses of anonymised claims data from 2011 to 2016, held by the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians (BASHIP), were carried out. The years 2011 and 2012 represented periods with copayment, the years 2013 to 2016 periods without copayment. Patients who were statutorily insured, at least 18 years old and had their main residence in Bavaria were included in the analyses. A patient was classified as coordinated if each regular specialist consultation within a quarter was made on the basis of a GP referral. Concerning the statistical procedures, the project was divided into two parts: First, descriptive time series analyses were carried out, determining the proportions of GP-coordination, the number of multiple specialist contacts, the continuity of coordination and the number of ambulatory emergency contacts. Second, a cohort analysis was performed to investigate the differences between coordinated and uncoordinated patients, especially in terms of morbidity and ambulatory specialist costs. Furthermore, it was of interest to which extent these differences have changed in the period after the abolition of the copayment. A combination of multinomial (calculation of weighting) and longitudinal regression modelling was applied (this procedure is also called as marginal structural model). For computational reasons, the second analyses were carried out with a cohort of 500,000 randomly selected patients.

After the abolition, the proportions of GP-coordinated patients declined from 49.6% (2011) to 15.5% (2016). Overall, younger patients and patients living in areas with low degrees of deprivation had the lowest proportions of coordination. These proportions further decreased after the abolition. Accompanying this trend, increases concerning the number of ambulatory emergency contacts and, to a lesser extent, the number of apparent 'doctor shopping' occurred. Further analyses of coordinated and uncoordinated patients showed that the proportions of chronic and mental diseases increased in the uncoordinated group after the abolition, while a decrease in the coordinated group was observed. Under presence of the copayment, uncoordinated patients incurred on average €21.78 higher ambulatory specialist costs than coordinated patients. This difference increased to €24.94 after the abolition.

These results suggest that the copayment was, at least partly, an effective instrument to support GP-coordinated care. The decrease of coordination, especially concerning patients with mental

illnesses and multimorbidity, represents a matter of concern as vulnerable patient groups would benefit from a high continuity of care. Therefore, a strengthening of coordination by GPs in ambulatory care should be strived for. One possible approach might be the establishment of an incentive-based primary care system, e.g. based on the 'family physician-centred care' model, with obligatory referrals.

3. Einleitung

3.1 Hintergrund

3.1.1 Rationalisierung von Versorgung

Moderne Industrienationen befinden sich in einem Spannungsfeld aus zwei konkurrierenden Entwicklungen: Auf der einen Seite findet ein sogenannter demographischer Wandel statt, eine zunehmende Alterung der Gesellschaft, verbunden mit einem erhöhten Auftreten von chronischen Erkrankungen und Multimorbidität [1, 2]. Auf der anderen Seite sorgt der medizinische Fortschritt mit moderneren und komplexeren Therapieverfahren für neue Behandlungsmöglichkeiten, jedoch auch für steigende Behandlungskosten [3, 4]. In diesem Spannungsfeld kommt es zu einem Konflikt um die Verteilung der zur Verfügung stehenden Ressourcen. In Deutschland betragen die Gesundheitsausgaben im Jahr 2019 rund 411 Mrd. Euro und damit 11,9 % des Bruttoinlandsprodukts [5]. Im europäischen Vergleich hat Deutschland somit, gemessen an der Wirtschaftsleistung, den höchsten Anteil an Gesundheitsausgaben [6]. Problematisch erscheint aus diesem Grund nicht die Aufwendung von zu geringen Ausgaben, sondern vielmehr der ineffektive Einsatz dieser umfangreichen Ressourcen. Im Zuge dessen wird auch von der Notwendigkeit der „Rationalisierung“ [7] der Versorgung gesprochen - der Vermeidung von unnötigen therapeutischen oder diagnostischen Verfahren, ohne dabei jedoch den Patient*innen notwendige oder nützliche Behandlungen vorzuenthalten - oder gar ungleiche Zugangsbedingungen zu medizinischen Leistungen, insbesondere für vulnerable Patientengruppen, zu schaffen [8].

3.1.2 Versorgungssteuerung

Als ein Ansatz zur Erreichung eines effizienteren Ressourceneinsatzes und einer besseren Patientenversorgung gilt die Versorgungssteuerung, auf Englisch 'coordination of care' oder 'care coordination' [9]. In der Primärversorgung agiert hierbei die Hausärztin oder der Hausarzt (engl. 'general practitioner', GP) als steuernde Einheit, welche/r die erste Anlaufstelle im Krankheitsfall darstellt und den weiteren Behandlungsweg koordiniert und begleitet [10, 11]. Aus diesem Grund werden die als Koordinator*innen tätigen Hausarzt*innen im englischen Sprachraum auch als 'gatekeeper' bezeichnet. Länder, deren Gesundheitssysteme auf dem Gatekeeping-Modell basieren, sind beispielsweise Großbritannien [12] oder die Niederlande [13].

Die Ursprünge dieser „Lotsen“ sind in den amerikanischen 'Managed Care'-Konzepten zu finden. Die gegenwärtige Evidenz zu den Auswirkungen von Gatekeeping ist recht uneinheitlich, sodass nach wie vor kontrovers über den wirtschaftlichen Nutzen der isolierten Gatekeeper-Funktion innerhalb eines Gesundheitssystems diskutiert wird. Im Rahmen zahlreicher Studien konnte bereits aufgezeigt werden, dass das Gatekeeping eine signifikante Reduktion der ambulant-fachärztli-

chen Leistungen zur Folge hatte [14-16]. Im Kontext des HMO-Modells ('Health Maintenance Organization') in den USA wird jedoch auch kritisch gesehen, dass diese rationierenden Maßnahmen potenziell mit Versorgungsproblemen einhergehen und das Vertrauensverhältnis zwischen Arzt/Ärztin und Patient/in negativ beeinflussen können [17, 18]. In einer systematischen Übersichtsarbeit wurde aufgezeigt, dass die gesundheitsbezogenen Kosten durch Gatekeeping um 6 % bis 80 % reduziert werden können [19]. Die Vermeidung von unnötigen Behandlungen ist im Zuge dessen ein wichtiger Bestandteil der hausärztlichen Steuerungsfunktion. Prinzipiell wird das sog. „Ärzte-Hopping“ als problematisch angesehen, da es neben einem erhöhten Ressourcenverbrauch auch ein Gefahrenpotential für Patient*innen darstellt, bspw. durch mögliche Komplikationen infolge invasiver Diagnostik oder in Form sogenannter „iatrogener Erkrankungen“, etwa durch unerwünschte Medikamentenwechselwirkungen [20-22].

Neben dem Einsatz eines Gatekeepers als steuernde Einheit kann eine Versorgungssteuerung auch über eine finanzielle Selbstbeteiligung von Patient*innen, etwa an Behandlungen und Medikamenten oder in Form einer „Kontaktgebühr“, erreicht werden [23]. Weitere regulierende Ansätze stellen eine gezielte Patienteninformation oder das Entlassmanagement nach stationären Aufenthalten dar [9, 24-27].

3.1.3 Primärversorgung in Deutschland

Im internationalen Vergleich weist das deutsche Gesundheitssystem die Besonderheit auf, dass sowohl Haus- als auch Fachärzt*innen in der ambulanten Versorgung tätig und somit Teil der Primärversorgung sind [28]. Typische Facharztgruppen der Primärversorgung sind dabei Dermatolog*innen, HNO-Ärzt*innen, Gynäkolog*innen, Internist*innen ohne und mit Spezialisierung (z.B. Kardiologie, Gastroenterologie, Pulmologie und Onkologie), Neurolog*innen, Augenärzt*innen, Orthopäd*innen, Psychiater*innen, Psychotherapeut*innen (sowohl ärztliche als auch nicht-ärztlich), Radiolog*innen, Chirurg*innen und Urolog*innen. Internist*innen ohne Spezialisierung können darüber hinaus einer hausärztlichen Tätigkeit nachkommen.

Diese Fachärzt*innen agieren zudem in Niederlassung, d.h. in eigenständig geführten Praxen [28]. Im Unterschied dazu sind Fachärzt*innen in anderen Ländern, z.B. in Großbritannien oder den Niederlanden, nicht in einer eigenen Praxis niedergelassen, sondern in Kliniken angestellt [12, 13]. Patient*innen können Fachärzt*innen nur nach Überweisung durch den Hausarzt/die Hausärztin aufsuchen, wohingegen in Deutschland ein freier und unmittelbarer Zugang zur fachärztlichen Versorgung besteht. In internationalen Arbeiten bewerteten Kringos et al. (2013a) [29] und Groenewegen et al. (2013) [30] Deutschland als schwach ausgeprägtes Primärversorgungssystem im Hinblick auf die Versorgungssteuerung.

Eine weitere Besonderheit des deutschen Gesundheitssystems ist die hohe Anzahl an Arztkontakten. Laut Barmer Arztreport lag diese im Jahr 2016 bei im Schnitt 14,7 Arztkontakten pro Patient/in [31]. Allerdings repräsentiert diese Zahl nur eine Näherung an die tatsächliche Anzahl an

Arztkontakten, da im Jahr 2008 eine Pauschalisierung der Fälle eingeführt wurde (Arztkontakte 2007: 18,1) [31]. Mehrere Arztkontakte eines Patienten/einer Patientin innerhalb eines Quartals bei ein und demselben Arzt/derselben Ärztin werden nun zu einer Dokumentationsziffer zusammengefasst und pauschal abgerechnet.

3.1.4 Praxisgebühr

Um die koordinierende Funktion von Hausärzt*innen zu stärken und gleichzeitig die Zahl an nicht notwendigen Arztkontakten zu senken, wurde im Jahr 2004, im Rahmen des GKV-Modernisierungsgesetzes, die sogenannte Praxisgebühr eingeführt [32]. Für jedes Quartal mussten erwachsene Patient*innen (≥ 18 Jahre) beim ersten ambulanten Arztkontakt, welcher ohne Überweisung erfolgte, eine Gebühr von 10 € entrichten, die direkt an die Praxis zu zahlen war. Üblicherweise wurden diese Überweisungen von Hausärzt*innen veranlasst, ein Erstkontakt bei einem Facharzt/einer Fachärztin war jedoch ebenfalls möglich. Sobald die erste Zuzahlung in einem Quartal geleistet wurde, konnten Patient*innen weitere Zahlungen bei darauffolgenden Konsultationen in anderen Praxen vermeiden, wenn diese auf Basis einer Überweisung erfolgten. Bereits im November 2012 beschloss der Deutsche Bundestag einstimmig, die Zuzahlung zum 1. Januar 2013 abzuschaffen, da der Einfluss auf die Anzahl der Arztbesuche im Verhältnis zum hohen bürokratischen Aufwand als zu gering erachtet wurde [33-36].

3.1.5 Vorprojekt

Bereits in einem vorangegangenen Projekt untersuchte eine Forschungsgruppe des Instituts für Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung der TU München das Ausmaß der hausärztlichen Steuerung in Bayern für das 1. Quartal des Jahres 2011 [37, 38]. Bei diesen Analysen zeigte sich, dass 45,1 % aller gesetzlich versicherten bayerischen Patient*innen einen Facharzt oder eine Fachärztin gesteuert, also immer auf Basis einer hausärztlichen Überweisung, konsultierten. Patient*innen mit Wohnort in ländlichen oder deprivierteren Regionen wiesen zudem höhere Steuerungsanteile auf als Patient*innen in Städten oder weniger benachteiligten Regionen [37]. Als stärkste Prädiktoren für eine hausärztliche Steuerung wurden dabei höheres Alter und das Vorliegen von chronischen Erkrankungen identifiziert, psychische Erkrankungen zeigten sich dagegen als Prädiktoren für unkoordinierte Facharztkontakte [37]. Vergleichende Kostenschätzungen zwischen hausärztlich gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen offenbarten zudem 9,65 € geringere ambulante Kosten für Patient*innen mit hausärztlicher Steuerung [38].

3.2 Studienfragen

Nach Abschaffung der Praxisgebühr zum 01.01.2013 ist im deutschen Gesundheitssystem kein verpflichtender Steuerungsmechanismus mehr implementiert, der die Konsultation von Haus- und Fachärzt*innen im niedergelassenen Bereich reguliert. Patient*innen können ohne Zahlung einer

Kontaktgebühr haus- und fachärztliche Leistungen in Anspruch nehmen. Von Interesse ist daher die Frage, wie sich die Steuerungsanteile bzw. das Inanspruchnahmeverhalten von ärztlichen Leistungen nach Abschaffung der Praxisgebühr geändert hat.

Folgende Fragestellungen sollen daher im Verlauf des Projekts beantwortet werden:

- 1) Ist der Anteil an hausärztlich ungesteuerten Patient*innen nach Abschaffung der Praxisgebühr gestiegen?
- 2) Ist die fachgruppengleiche Mehrfachinanspruchnahme („Ärzte-Hopping“, engl. 'doctor shopping') nach Abschaffung der Praxisgebühr gestiegen?
- 3) Inwieweit unterscheiden sich gesteuerte und ungesteuerte Patient*innen hinsichtlich des fachärztlichen Ressourcenverbrauchs und ist dieser Unterschied nach Abschaffung der Praxisgebühr gestiegen?

4. Methoden

4.1 Population und Datenquelle

Der Freistaat Bayern ist das flächenmäßig größte und mit mehr als 13 Mio. Einwohner*innen das am zweitstärksten bevölkerte Bundesland der Bundesrepublik Deutschland [39]. Als Körperschaft des öffentlichen Rechts vertritt die Kassenärztliche Vereinigung Bayerns, kurz KVB, die Interessen aller niedergelassenen Vertragsärzt*innen und Psychotherapeut*innen in Bayern. Insbesondere regelt sie dabei Vertrags- und Honorarverhandlungen gegenüber den Krankenkassen. Zum Zweck der Abrechnung werden auf diese Weise routinemäßig umfassende Struktur- und Leistungsdaten aller gesetzlich versicherten Patient*innen und Vertragsärzt*innen erhoben und übermittelt [40]. Aus diesem Grund stellt die KVB eine primäre Quelle ambulant-ärztlicher, administrativer Routedaten dar, die bereits in der Vergangenheit für umfangreiche Analysen des bayerischen Gesundheitswesens und Fragestellungen der Versorgungsforschung genutzt werden konnten [37, 38, 41-43].

Da etwa 85 % der bayerischen Bevölkerung gesetzlich versichert sind, enthalten die KVB-Daten Informationen über rund 11 Mio. bayerische Patient*innen [39, 44]. Zum Zweck der Abrechnung werden diese patientenbezogenen Daten von rund 9.000 Hausärzt*innen, 13.000 Fachärzt*innen und 4.000 Psychotherapeut*innen an die KVB übermittelt. Im Detail enthalten diese Daten zum einen demographische Informationen über die Patient*innen, wie etwa Alter, Geschlecht und Wohnort, zum anderen werden Diagnosen mittels ICD-10-GM (deutsche Version der Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision) [45] verschlüsselt. Hinsichtlich der Ärzt*innen sind administrative Informationen der Praxis erfasst, etwa die zugehörige Fachgruppe und die Betriebsstätten-Nummer (BSNR) sowie die abgerechneten Leistungen. Die Vergütung erfolgt dabei auf zwei Arten: Auf der einen Seite erhalten Vertragsärzt*innen pro Quartal ein Honorar für Fallpauschal-basierte Leistungen. Auf der anderen Seite werden technische oder besonders zeitaufwändige Leistungen gesondert vergütet, wie etwa Lungenfunktionstests, Ultraschall oder die programmgestützte Begleitung chronischer Erkrankungen ('Disease Management Programme', DMP). Bei Überschreitung eines vierteljährlichen Praxisbudgets werden Abzüge vorgenommen – es kommt zu einer sog. Deckelung des praxiseigenen Budgets, um einer Überbeanspruchung der kassenärztlichen Ressourcen entgegenzuwirken [28].

4.2 Datensatz

4.2.1 Untersuchungszeitraum

Der den vorliegenden Analysen zugrundeliegende Datensatz stammt aus der strategischen Honorarabrechnungsdatenbank der KVB und fasst sämtliche Behandlungsfälle im Zeitraum von 2011

bis 2016 zusammen (ca. 535 Mio. Behandlungsfälle). Da die Abrechnung auf quartalsweiser Basis erfolgt, ist der Datensatz in 24 Quartale unterteilt, davon acht Quartale unter Vorhandensein der Praxisgebühr (Jahre 2011 und 2012) sowie 16 Quartale nach Abschaffung der Praxisgebühr (Jahre 2013 bis 2016).

4.2.2 Variablen der Basisdatensätze

Die kassenärztlichen Abrechnungsdaten werden mittels SQL-Datenbanken erfasst. Einfache Rechenoperationen können dabei direkt in diesen Datenbanken durchgeführt werden. Für aufwändigere Analysen, wie es im vorliegenden Projekt der Fall war, ist eine Extraktion relevanter Datenbankinhalte notwendig. Diese Ausschnitte können im Anschluss in eine Statistiksoftware importiert und dort weiterbearbeitet werden. Tabelle 1 und Tabelle 2 repräsentieren Basisdatensätze auf Patienten- und Behandlungsebene, welche im Laufe der Analysen flexibel mit weiteren Variablen verknüpft werden konnten.

Tabelle 1 Basis-Tabelle mit strategischen Patientenangaben

Variable	Beschreibung
ABRQ	Abrechnungsquartal
PID	eindeutige Patienten-Identifikationsnummer
ABRQ_MIN	erstes Beobachtungsquartal eines Patienten/einer Patientin in der Datenbank
ABRQ_MAX	letztes Beobachtungsquartal eines Patienten/einer Patientin in der Datenbank
GESCHLECHT	Geschlecht des Patienten/der Patientin (w/m)
PAT_ALTER	Alter des Patienten/der Patientin im Abrechnungsquartal
LK_ID	amtlicher Gemeindegemeinschafts-/Ortskennzeichen für die kreisfreie Stadt bzw. den Landkreis. Wird mit regionalen Merkmalen (z.B. BIMD) zusammengeführt.
WOHNORT_BAYERN	Angabe, ob Patient/in in Bayern wohnhaft ist (0 = nein, 1 = ja)

Die relevanten Verknüpfungsvariablen zu weiteren Datenbankauszügen stellen dabei das Abrechnungsquartal (ABRQ) und die Patienten-ID (PID) dar. Eine Trennung in Patienten- und Behandlungsebene war im Verlauf der Analysen notwendig, da bestimmte Fragestellungen eine Aggregation auf Behandlungsebene erforderten. Die strategischen Patientenangaben (Tabelle 1) charakterisieren die konstanten Grundeigenschaften der Patient*innen, wohingegen die Behandlungsebeneangaben (Tabelle 2) das von Quartal zu Quartal wechselnde Behandlungsgeschehen erfassen.

Tabelle 2 Basis-Tabelle mit Behandlungsfallangaben

Variable	Beschreibung
ABRQ	Abrechnungsquartal
BHF_ID	Behandlungsfall-ID
XSV_AG_ID	Arztfachgruppe
PID	Patienten-ID
BHF_UE_HA	BHF mit hausärztlicher Überweisung
BHF_UE	BHF mit Überweisung (hausärztlich & fachärztlich)*
BHF_HA_VOR_FA	Hausärztlicher vor fachärztlichem Kontakt*

*Diese beiden Variablen wurden zu Beginn für den Vergleich unterschiedlicher Definitionen von Versorgungssteuerung benötigt.

4.2.3 Definition Behandlungsfall

Ein Behandlungsfall (engl. 'case') wird definiert als Behandlung eines Patienten/einer Patientin in ein und derselben Arztpraxis innerhalb eines Quartals [40]. Ein/e einzelne/r Patient/in kann somit innerhalb eines Quartals mehrere Behandlungsfälle auslösen, wenn er oder sie mehrere unterschiedliche Praxen aufsuchte. Konsultierte jedoch eine Patientin/ein Patient ein und dieselbe Praxis mehrmals innerhalb eines Quartals, kann dies aufgrund der pauschalisierten Vergütung nur als ein Behandlungsfall erfasst werden.

4.2.4 Steuerungsdefinition

Unter der Begrifflichkeit „hausärztliche Steuerung“ oder „hausärztliche Koordination“ ist grundsätzlich ein Verhältnis zwischen Patient/in und Hausarzt/Hausärztin zu verstehen, im Zuge dessen sämtliche steuerungsrelevanten fachärztlichen Behandlungen des Patienten/der Patientin auf Empfehlung eines Hausarztes/einer Hausärztin erfolgten und somit Hausärzt*innen im Krankheitsfall die erste Anlaufstelle darstellten. Analog zum Vorprojekt [37, 38] wurde folgende Steuerungsdefinition gewählt, um dieses Konzept möglichst nah auf Grundlage der Routinedaten der KVB abzubilden:

„Ein Patient/eine Patientin gilt als hausärztlich gesteuert, wenn sämtliche steuerungsrelevanten Facharztkontakte auf Basis einer hausärztlichen Überweisung erfolgten. Im Umkehrschluss führt bereits ein Facharztbesuch im Quartal ohne hausärztliche Überweisung dazu, dass ein/e Patient/in als ungesteuert gewertet wird.“

In nichtpublizierten Voranalysen wurden darüber hinaus weitere Definitionen von Steuerung verglichen. Eine alternative Definition basierte etwa auf Basis einer zeitlichen Orientierung. Hier musste der Hausarztkontakt lediglich vor den Facharztkontakten innerhalb eines Quartals stattgefunden haben („Hausarzt vor Facharzt“). Zwei weitere Definitionen von Steuerung berücksichtigen zudem fachärztliche Überweisungen, etwa durch die Definition „immer mit Überweisung“ (sämtliche Arztkontakte mit haus- oder fachärztlichem Überweisungsschein) oder „gesteuert

(schwache Definition)“ (Kontakte mit haus- und fachärztliche Überweisungsscheinen, jedoch musste der Erstkontakt innerhalb eines Quartals beim Hausarzt/der Hausärztin erfolgt sein).

Aufbauend auf den Überlegungen des Vorprojekts und weitergehenden Diskussionen innerhalb der Forschungsgruppe, wurde erneut die Steuerungsdefinition auf Basis des hausärztlichen Überweisungsscheins gewählt - also ohne Berücksichtigung fachärztlicher Überweisungen.

4.2.5 Datensatzbereinigung, Ein- und Ausschlusskriterien und Steuerungsrelevanz

4.2.5.1 Ein- und Ausschlusskriterien

In die Analysen wurden alle gesetzlich versicherten Patient*innen eingeschlossen, die ein Mindestalter von 18 Jahren aufwiesen, von der KVB mittels ärztlicher Abrechnungsdaten erfasst wurden, also vertragsärztliche Leistungen im Untersuchungszeitraum in Anspruch genommen haben, und ihren Wohnsitz in Bayern hatten.

Ausgeschlossen wurden Patient*innen mit fehlender oder unplausibler Altersangabe, bspw. ein Alter > 110 Jahre, sowie Patient*innen ohne Versichertennummer.

4.2.5.2 Datensatzbereinigung

Patient*innen, welche wechselnde Angaben zu Geschlecht oder Geburtsdatum enthielten, wurden bereinigt, indem die im gesamten Beobachtungszeitraum am häufigsten registrierte Angabe verwendet wurde. Ebenso erfolgte bei Patient*innen mit wechselnden Angaben zum Wohnort (Kreisebene) eine Bereinigung anhand der häufigsten registrierten Angaben je Quartal.

4.2.5.3 Steuerungsrelevanz

Bei der Ermittlung des Ausmaßes hausärztlicher Steuerung wurden auf der fachärztlichen Behandlungsebene jedes Patienten/jeder Patientin ausschließlich die Behandlungsfälle berücksichtigt, bei welchen eine Überweisung durch den Hausarzt/die Hausärztin überhaupt zu erwarten war. Konkret wurden steuerungsrelevante Behandlungsfälle auf Basis folgender vordefinierter Kriterien ermittelt:

Scheinart:

Um eine hausärztliche Steuerung möglichst versorgungsnah zu erfassen, wurden nur die Abrechnungsscheinarten „Originalschein“, „Mitbehandlung“, „Konsiliaruntersuchung“ und „Zielauftrag“ berücksichtigt. Nicht einbezogen wurden die Scheinarten „Bereitschaftsdienst“, „Notarzdienst“ und „Laborauftrag“. Hierdurch sollte sichergestellt werden, dass ausschließlich Behandlungsfälle in die Untersuchungen eingingen, welche für die hausärztliche Steuerungseinteilung tatsächlich

auch relevant waren, da etwa Patient*innen im Rahmen eines Notfalles oder Bereitschaftsdienstes keine Wahlmöglichkeit über die Facharztgruppe besitzen, jedoch der entsprechende Behandlungsfall entweder von einem Hausarzt/einer Hausärztin oder einem Facharzt/einer Fachärztin abgerechnet wird.

Fachgruppe:

Für die Bewertung der hausärztlichen Steuerung waren ausschließlich fachärztliche Behandlungen im Rahmen der allgemeinen und spezialisierten fachärztlichen Grundversorgung [46] relevant. Konkret stellen dies folgende Fachgruppen dar: Internist*innen (getrennt nach Schwerpunkt), Orthopäd*innen, Hautarzt*innen, Frauenärzt*innen, HNO-Ärzt*innen, Augenärzt*innen, Chirurg*innen, Neurolog*innen, Psychiater*innen und Nervenärzt*innen sowie ärztliche Psychotherapeut*innen. Facharztgruppen der gesondert fachärztlichen Versorgung wurden nicht berücksichtigt, da aus hausärztlicher Sicht selten eine Überweisung zu Laborärzt*innen oder Nuklearmediziner*innen erfolgt. Diese sind vielmehr Gegenstand einer fachärztlichen Überweisung.

Auszahlungshöhe:

Es wurden nur Behandlungsfälle mit einer Auszahlung von mindestens 5 € berücksichtigt, um sicherzustellen, dass nur Kontakte mit konkreter ärztlicher Behandlung eingeschlossen wurden. Behandlungsfälle, die sich lediglich aus Portogebühren oder Ähnlichem zusammensetzten, sollten damit ausgeschlossen werden.

Vorsorgeuntersuchungen:

Darüber hinaus wurden Behandlungsfälle ausgeschlossen, die im Rahmen eines Mammographie-Screenings (mit Gebührenordnungspositionen (GOP) '1.7.3') oder infolge einer Mutterschaftsbehandlung (mit GOP '1.7.4', '1.7.5', '1.7.6', '1.7.7') entstanden. Auch diese Leistungen werden in der Regel nicht hausärztlich gesteuert.

4.2.6 Analysegruppen

In Abschnitt 4.2.4 erfolgt die Definition der hausärztlichen Steuerung. Um diese in den Analysen adäquat zu erfassen und zudem alternative Patientenwege aufzeigen zu können, wurden insgesamt vier Patientengruppen definiert:

- Hausärztlich gesteuerte Patient*innen ('coordinated patients', **CP**): Dies waren Patient*innen, die sämtliche Facharztkontakte innerhalb eines Quartals auf Basis einer hausärztlichen Überweisung tätigten.
- Hausärztlich ungesteuerte Patient*innen ('uncoordinated patients', **UP**): Erfolgte mindestens ein Facharztkontakt innerhalb eines Quartals ohne hausärztliche Überweisung, wurde diese/r Patient/in als hausärztlich ungesteuert gewertet.

- Patient*innen nur mit Hausarztkontakt ('GP care only', **GP**): Ein Patient/eine Patientin, welche/r ausschließlich einen Hausarzt/eine Hausärztin in einem Quartal konsultierte.
- Patient*innen mit Arztkontakten ohne Steuerungsrelevanz ('not relevant for coordinated care', **NR**): Diese Gruppe enthält Patient*innen, die in einem Quartal Arztkonsultationen ohne hausärztliche Steuerungsrelevanz hatten, bspw. Mammographie-Screening, Mutterchafts- oder Notfallbehandlungen (siehe Abschnitt 4.2.5.3).

4.2.7 Erfassung regionaler Unterschiede

Als Basiseinheit für alle regionalen Analysen diente der Kreis (Landkreis bzw. die kreisfreie Stadt), in dem ein Patient/eine Patientin wohnhaft war. Auf dieser Kreisebene wurden verschiedene räumlich Einteilungseinheiten verwendet, um regionale Unterschiede zu untersuchen. Im Folgenden erfolgt eine Erläuterung der verwendeten regionalen Kennzahlen.

4.2.7.1 Grad der Deprivation

Um den Grad der sozialen und materiellen Benachteiligung auf Kreisebene zu erfassen, wurde der „Bayerische Index Multipler Deprivation“ Version 2010 [47], kurz BIMD 2010, verwendet. Dabei werden sieben einzelne Domänen zu einem Indexwert zusammengefasst, um damit den Grad regionaler sozialer Disparitäten abzubilden. Damit ist eine Abschätzung der individuellen oder personenbezogenen Deprivation jedoch nicht möglich. Die ursprüngliche Methodik der Indizes Multipler Deprivation (engl. 'Indices of Multiple Deprivation') stammt aus Großbritannien und vereint Daten zu Soziodemographie, Sozioökonomie und Umwelt aus offiziellen Erhebungen amtlicher Statistiken [48]. Als Datenquellen des BIMD 2010 dienen hier insbesondere die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder oder Daten des Bayerischen Landeskriminalamts [47].

Die sieben BIMD-Domänen sind: Einkommens-Deprivation, Beschäftigungs-Deprivation, Bildungs-Deprivation, kommunale Einnahmen-Deprivation, Sozialkapital-Deprivation, Umwelt-Deprivation sowie Sicherheits-Deprivation. Der BIMD 2010 wird in Quintile eingeteilt, wobei Regionen des 1. Quintils die geringste und Regionen des 5. Quintils die höchste Deprivation repräsentieren [47].

4.2.7.2 Siedlungsstrukturelle Kreistypen

Eine weitere regionale Untersuchungseinheit stellte die Unterscheidung nach siedlungsstrukturellem Kreistyp dar. Die Abgrenzung der Kreistypen erfolgte gemäß der Definition des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) [49, 50]. Für die Bildung der Kreistypen werden folgende Siedlungsstrukturmerkmale herangezogen: Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten, Einwohnerdichte der Kreisregion und Einwohnerdichte der Kreisregion ohne Berücksichtigung der Groß- und Mittelstädte.

Auf Basis dieser Merkmale können vier Gruppen definiert werden [49]:

- 1) Kreisfreie Großstädte: Kreisfreie Städte mit mind. 100.000 Einwohner*innen
- 2) Städtische Kreise: Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten von mind. 50 % und einer Einwohnerdichte von mind. 150 Einwohner*innen/km² sowie Kreise mit einer Einwohnerdichte ohne Groß- und Mittelstädte von mind. 150 Einwohner*innen/km²
- 3) Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen: Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten von mind. 50 %, aber einer Einwohnerdichte unter 150 Einwohner*innen/km² sowie Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten unter 50 % mit einer Einwohnerdichte ohne Groß- und Mittelstädte von mind. 100 Einwohner*innen/km²
- 4) Dünn besiedelte ländliche Kreise: Kreise mit einem Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten unter 50 % und Einwohnerdichte ohne Groß- und Mittelstädte unter 100 Einwohner*innen/km²

Die Erstellung der Kreistypen musste nicht mehr vorgenommen werden, da diese Variable als regionales Strukturmerkmal im Zuge von KVB-eigenen Auswertungen bereits im Datensatz enthalten war.

4.2.7.3 Lagetyp

Der Lagetyp stellt eine weitere verwendete Größe regionaler Analysen dar. Im Unterschied zum siedlungsstrukturellen Kreistyp ist dieser Kennwert nicht durch die Siedlungsdichte gekennzeichnet, sondern durch die erreichbare Tagesbevölkerung. Hier erfolgte die Definition und Einteilung ebenfalls gemäß BBSR in „sehr zentral“, „zentral“, „peripher“ und „sehr peripher“ [51]. Auch diese Variable war bereits Bestandteil des KVB-Datensatzes und musste nicht mehr erzeugt werden.

4.2.8 Morbidität

4.2.8.1 Detaillierte Morbiditätserfassung

Die Krankheitslast der Patient*innen wurde auf zweierlei Arten erfasst und analysiert: Zum einen durch eine detaillierte Darstellung der Morbidität unter Zuhilfenahme des Diagnosegruppierungsinstruments „KM87a_2015“ (Klassifikationsmodell gemäß §87a SGB V) [52]. Dieses Gruppierungsinstrument wurde ursprünglich in den USA entwickelt und vom Institut des Bewertungsausschusses, kurz InBA, für das deutsche Gesundheitssystem modifiziert. Er wird von den Kassenärztlichen Vereinigungen genutzt, um die Krankheitslast im ambulanten Bereich zu messen und damit den morbiditätsbedingten Behandlungsbedarf abzuschätzen [53]. Dazu führt er Patient*innen entsprechend ihres Alters und Geschlechts (demographische Risikokategorien) und der ICD-

10 kodierten Diagnosen zu 72 Risikokategorien zusammen. Diese werden wiederum unterschieden nach 42 „THCC“ ('Top Hierarchical Condition Categories') und 30 „RHCC“ ('Rest Hierarchical Condition Categories') [53]. Im Zuge der Analysen erfolgte eine gleichwertige Betrachtung dieser beiden Kategoriearten. Dabei wurde einerseits gezählt, wie viele Risikokategorien in einem Quartal für einen Patienten/eine Patientin verschlüsselt wurden. Andererseits wurde dichotom erfasst, ob eine bestimmte THCC- oder RHCC-Kategorie vorlag oder nicht.

4.2.8.2 Psychische und chronische Erkrankungen

Neben der detaillierten Erfassung der Krankheitslast erfolgte zudem eine gebündelte Erfassung von Diagnosen in Form von psychischen oder chronischen Erkrankungen. Die Identifikation der psychischen Erkrankungen basierte auf den Gruppierungskategorien „THCC054“, „THCC055“, „THCC057“, „THCC058“, „THCC060“, welche in weiten Teilen dem Kapitel V „psychische und Verhaltensstörungen“ des ICD-10-GM [45], auch sog. „F-Klassifikationen“ genannt, entspricht. Grundlage für die Identifikation chronischer Erkrankungen bildete eine Liste von ICD-10 Schlüsselnummern, welche nach Einschätzung der „AG medizinische Grupperanpassung“ des Instituts des Bewertungsausschusses die wichtigsten chronischen Erkrankungen zusammenfasst [54]. Diese vom Bewertungsausschuss am 22. Oktober 2013 festgelegte und zuvor auf Arbeitsebene abgestimmte Liste von chronischen Erkrankungen wurde zur Festlegung von Zuschlägen auf den Orientierungswert des EBM (Einheitlicher Bewertungsmaßstab) für Leistungen im hausärztlichen Versorgungsbereich im Falle einer Behandlung multimorbider Patient*innen erstellt. Diese Liste umfasst insgesamt 4.397 Codes der ICD-10-GM 2013. Im Zuge der Analysen wurde ein Patient/eine Patientin als chronische/r Patient/in eingestuft, wenn er oder sie mindestens zweimal innerhalb eines Jahres eine chronische Diagnose erhalten hat. Dieses Verfahren soll eine gewisse Robustheit bei der Gruppenzuweisung gewährleisten.

In den Analysen wurde keine Differenzierung vorgenommen, welche psychische oder chronische Erkrankung im Einzelnen vorhanden war. Stattdessen wurde nur dichotom erfasst, ob generell eine psychische oder chronische Erkrankung zu einem Zeitpunkt vorlag oder nicht.

4.2.8.3 Ärztlicher Ressourcenverbrauch

Im Zuge der Analysen war von Interesse, inwieweit sich hausärztlich gesteuerte und ungesteuerte Patient*innen hinsichtlich des ärztlichen Ressourcenverbrauchs voneinander unterscheiden. Die dabei untersuchten Kosten spiegeln den „gedeckelten“ Ressourcenverbrauch wider. Es handelt sich somit um die tatsächlich ausgezahlten Mittel infolge der gesetzlich im Vorhinein festgelegten vertragsärztliche Budgetierung (§ 84 SGB V). Ärztliche Leistungen werden über den Einheitlichen Bewertungsmaßstab, kurz EBM, abgerechnet. Einzelne Leistungen werden dabei über Punktwerte abgebildet, welche am Ende eines Quartals zusammengerechnet werden. Das festgelegte Budget wird anhand dieser Punktwertsummen unter den Vertragsärzt*innen aufgeteilt. Bei „zu

viel“ erbrachten Leistungen erfolgt eine Deckelung, d.h. die Punktwerte werden nach unten korrigiert [55]. Aus diesem Grund repräsentieren die tatsächlich ausgezahlten Leistungen nicht die voll erbrachten Leistungen.

Da der ärztliche Ressourcenverbrauch ausschließlich Teil der Analysen des zweiten Manuskripts war, erfolgt eine detailliertere Beschreibung in den spezifischen Methoden des zweiten Manuskripts.

4.2.9 Datenschutz

Das Projekt und die dabei durchgeführten Analysen wurden im Einklang mit dem Leitfaden „Gute Praxis Sekundärdatenanalyse“ [56] durchgeführt. Gemäß diesem Leitfaden ist für Studien, welche ausschließlich auf anonymisierten Sekundärdaten basieren, keine Konsultation einer Ethikkommission erforderlich. Dennoch wurde eine Genehmigung durch den zuständigen Datenschutzbeauftragten der Kassenärztlichen Vereinigung Bayerns eingeholt und die Analysen unter strengen Datenschutzauflagen durchgeführt.

4.2.10 Software

Die Analysen erfolgten mit der Statistik-Software „R“, Version 3.4.2.

4.2.11 Finanzierung

Die Finanzierung des Projektes (Originaltitel: „Vergleich des Inanspruchnahmeverhaltens von Patienten vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr“) erfolgte durch das Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Damit wurde die Stelle der Autorin über die gesamte Projektlaufzeit finanziert. Das Zi hatte dabei jedoch keinen Einfluss auf das Studiendesign, die Datenerhebung und -analyse, die Entscheidung zur Veröffentlichung oder die Erstellung der Publikationsmanuskripte.

4.3 Deskriptive Zeitreihenanalysen (erstes Manuskript)

4.3.1 Studiendesign

Im Zuge des ersten Manuskripts [57] erfolgte eine retrospektive Analyse der kassenärztlichen Routedaten in Form einer ökologischen Studie mit Zeitreihenanalysen. In diesen Untersuchungen wurden die Jahre 2011 und 2012 (mit Praxisgebühr) mit den Jahren 2013 bis 2016 (ohne Praxisgebühr) deskriptiv verglichen. In Querschnitts-Analysen wurde die Versorgungssituation der 24 aufeinanderfolgenden Quartale dargestellt. Ein Quartal repräsentierte somit einen Untersuchungszeitpunkt.

4.3.2 Outcomes

4.3.2.1 Anteil hausärztlich gesteuerter Patient*innen und Steuerungskonsistenz

Der primäre Outcome dieser Untersuchung war die Entwicklung der Anteile hausärztlich gesteuerter Patient*innen im Untersuchungszeitraum. Von besonderem Interesse war hierbei, inwieweit sich die Anteile nach Abschaffung der Praxisgebühr Ende 2012 änderten. Zudem erfolgte eine Bewertung der Steuerungskonsistenz innerhalb eines Jahres, also ob Patient*innen in jedem Quartal eines Jahres ein und denselben Steuerungsstatus aufwiesen oder ein wechselndes Inanspruchnahmeverhalten zeigten. Im Zuge dessen wurden drei Gruppen definiert: 1) Patient*innen, die innerhalb eines Jahres immer auf Basis einer hausärztlichen Überweisung ambulant-fachärztliche Leistungen in Anspruch genommen hatten ('always coordinated'); 2) Patient*innen, die innerhalb eines Jahres sämtliche ambulant-fachärztliche Leistungen ohne eine hausärztliche Überweisung in Anspruch genommen hatten ('always uncoordinated'); und 3) Patient*innen mit wechselndem Inanspruchnahmeverhalten ('partially coordinated').

4.3.2.2 Anzahl ambulante Notfallkontakte

Als sekundärer Outcome wurde die Entwicklung der ambulanten Notfallkontakte analysiert. Laut Steuerungsdefinition (s. Abschnitt 4.2.4) zählten ambulante Notfälle als „nicht steuerungsrelevant“, da bei diesen in der Regel keine hausärztliche Überweisung zugrunde liegt. Allerdings repräsentieren Notfälle eine weitere Möglichkeit für Patient*innen, im Krankheitsfall direkt Kontakt zur ambulanten Versorgung aufzunehmen. Damit stellen ambulante Notfallkontakte alternative Patientenwege zur haus-oder fachärztlichen Versorgung dar. Ein Effekt infolge der Praxisgebührenabschaffung ist hier möglich, da bei einem ambulanten Notfall ebenfalls die Praxisgebühr von 10 € zu zahlen war.

Im KVB-Datensatz stellt die Verschlüsselung „ambulanter Notfall“ nicht nur Aufnahmen in eine Notfallambulanz dar, sondern enthält gleichzeitig auch Fälle des kassenärztlichen Bereitschaftsdienstes. Eine Trennung dieser beiden Aufnahmearten ist nicht möglich, da ambulante Notaufnahmefälle ebenfalls über den Bereitschaftsdienst verschlüsselt und abgerechnet werden [58].

4.3.2.3 Ärzte-Hopping

Einen weiteren sekundären Outcome repräsentierte die Häufigkeit des sog. „Ärzte-Hoppings“ (engl. 'doctor shopping') im Untersuchungszeitraum. Analog zu vorausgegangenen Analysen [37] wurde dies als die fachgruppengleiche Mehrfachinanspruchnahme (≥ 2 Kontakte der gleichen Facharztgruppe) innerhalb eines Quartals definiert. Hierfür wurden nur Fachgruppen mit Steuerungsrelevanz (s. Abschnitt 4.2.5.3) betrachtet. Zudem erfolgte eine Fokussierung auf Facharzt-

gruppen, bei denen mindestens 2,5 % der quartalsweisen Kontakte eine Mehrfachinanspruchnahme darstellten. Dies waren die Fachgruppen Dermatologie, Gynäkologie, HNO, Chirurgie, Orthopädie sowie die Fachgruppe der Augenärzt*innen.

4.3.3 Datenanalyse

Um mögliche Auswirkungen der Praxisgebührenschaftung zu identifizieren, erfolgte zunächst eine deskriptive Darstellung der Patientencharakteristika in tabellarischer Form. Diese Tabelle weist dabei die Patientenzahlen in den vier Steuerungsgruppen (CP, UP, GP, NR), Fälle pro Patient/in, Alter, Geschlecht und Morbidität (Anteil chronische und psychische Diagnosen sowie Anzahl der Risikoklassen) differenziert aus. Zeitreihenanalysen zu den Anteilen gesteuerter Inanspruchnahme von fachärztlichen Leistungen (CP) erfolgten darüber hinaus in graphischer Form, stratifiziert nach BIMD 2010-Quintilen [47] und Alter. Die Altersangaben wurden hierzu in fünf Kategorien eingeteilt: 18-30 Jahre, 31-45 Jahre, 46-60 Jahre, 61-75 Jahre und >75 Jahre. Hinsichtlich BIMD 2010 repräsentiert das 1. Quintil die geringste und das 5. Quintil die höchste Deprivation.

Die Analyse der Steuerungskonsistenz innerhalb eines Jahres erfolgte auf graphische Weise durch Darstellung der jeweiligen Anteile der drei definierten Gruppen (immer gesteuert, immer ungesteuert oder wechselndes Verhalten) in den sechs Untersuchungsjahren. In Verbindung dazu erfolgte eine Stratifizierung nach der Anzahl der ambulanten Notfallkontakte innerhalb eines Jahres: Kein Notfallkontakt, ein Notfallkontakt, zwei Notfallkontakte sowie drei oder mehr Notfallkontakte.

Mögliche Auswirkungen der Abschaffung auf die Zahlen der ambulanten Notfälle und des „Ärzte-Hoppings“ wurden anhand von 'Interrupted Time Series'-Regressionsmodellen ohne Anpassung für Autokorrelation abgeschätzt [59]. Diese Methode ermöglicht eine Aufteilung der Zeitreihen in langfristige Trendänderungen ('slope') und den unmittelbaren Effekt nach Abschaffung der Praxisgebühr ('step' zum Zeitpunkt der Abschaffung). Da die Anzahl der Notfälle von Quartal zu Quartal stark variieren kann und darüber hinaus vom Zeitpunkt der Feiertage (z.B. Ostern) abhängig ist, wurden diese Notfallzahlen über den Zeitraum eines Jahres aggregiert. Im Hauptmanuskript [57] erfolgte die tabellarische Darstellung der ambulanten Notfallzahlen sowie die prozentuale Änderung zum Index-Jahr 2012. Koeffizienten, Standardabweichung und das Signifikanzniveau der Regressionsanalysen sind dem Anhang der Publikation zu entnehmen.

Im Unterschied dazu wurden die Zahlen des „Ärzte-Hoppings“ quartalsweise ausgewertet. Die Ergebnisse der Regressionsmodellierungen wurden im Hauptmanuskript durch zwei Grafiken präsentiert: Zum einen anhand der Darstellung des 'step'-Effekts durch die Anzahl der Patient*innen mit Mehrfachinanspruchnahme nach der Abschaffung im Unterschied zum Zeitraum davor, in Verbindung mit einem 95 %-Konfidenzintervall. Auf der anderen Seite durch die Abbildung der

quartalsweisen Entwicklung der Anteile von Mehrfachinanspruchnahmen in den sechs ausgewählten Fachgruppen. Auch hier wurden die Informationen zu Koeffizienten, Standardabweichung und das Signifikanzniveau im Publikationsanhang aufgeführt.

4.4 Kohortenanalyse (zweites Manuskript)

4.4.1 Studiendesign und Kohorte

Im zweiten Manuskript [60] erfolgte eine retrospektive Kohortenanalyse der kassenärztlichen Routinedaten. Dazu wurde eine Kohorte identifiziert und die Behandlungswege ihrer Patient*innen in den Jahren 2011 bis 2016 analysiert. Patient*innen hatten die Möglichkeit in diese Kohorte eingeschlossen zu werden, wenn sie gesetzlich versichert und im Jahr 2011 ≥ 18 Jahre alt waren und darüber hinaus Ihren Wohnsitz in Bayern hatten. Patient*innen wurden dagegen ausgeschlossen, wenn sie nach Abschaffung der Praxisgebühr, also ≥ 2013 , keinen Behandlungsanlass hatten und somit auch nicht mehr in den Abrechnungsdaten der KVB auftauchten. Begründet wird dieser Ausschluss damit, dass ohne vorliegenden Arztkontakt keine Auswertung des Steuerungsstatus für diese Patient*innen möglich ist - und somit auch kein Vergleich der Zeiträume mit und ohne Praxisgebühr gegeben ist.

Aus rechentechnischen Gründen wurde aus allen Patient*innen mit zutreffenden Einschlusskriterien eine Zufallsstichprobe von 500.000 Patient*innen gezogen. Im Zuge der Analysen handelt es sich um eine geschlossene Kohorte, d.h. eine nachträgliche Ergänzung von Patient*innen nach 2011, etwa in Form von Zuwanderungen nach Bayern oder Patient*innen, die das 18. Lebensjahr vollendeten, ist nicht möglich. Allerdings können Patient*innen aus der Kohorte ausscheiden, z.B. durch Tod, Verlegung des Wohnsitzes außerhalb Bayerns oder durch einen Wechsel in die private Krankenversicherung.

4.4.2 Outcomes

4.4.2.1 Hausärztliche Steuerung in der Kohorte

Bei allen eingeschlossenen Patient*innen erfolgte für jedes Quartal die Ermittlung der jeweiligen Steuerungsgruppe. Diese sind erneut: hausärztlich gesteuerte Patient*innen (CP), hausärztlich ungesteuerte Patient*innen (UP), Patient*innen, die nur einen Hausarzt oder eine Hausärztin aufsuchten (GP) und Patient*innen ohne steuerungsrelevanten Arztkontakt (NR). Im Unterschied zu den rein deskriptiven Analysen des ersten Manuskripts, erfolgte in dieser Kohortenanalyse nicht nur eine Ermittlung der jeweiligen aggregierten Steuerungshäufigkeiten, sondern insbesondere die Analyse der individuellen „Steuerungstreue“, also das Verhalten eines einzelnen Patienten/einer einzelnen Patientin von Quartal zu Quartal.

4.4.2.2 Ausprägung von demographischen Eigenschaften, Morbidität und Ressourcenverbrauch in den vier Steuerungsgruppen

Weitere Outcomes stellten die Ausprägungen von demographischen Eigenschaften, Morbidität sowie der hausärztliche und fachärztliche Ressourcenverbrauch in den vier Steuerungsgruppen dar. Hinsichtlich Demographie erfolgte eine Unterscheidung nach Alter (Mittelwert und einzelne Alterskategorien) und Geschlecht (männlich/weiblich). Regionale Ausprägungen wurden durch die Differenzierung nach BIMD 2010-Quintilen [47] (Definition siehe 4.2.7.1), siedlungsstrukturellem Kreistyp [49] (siehe 4.2.7.2) und Lagetyp [51] (siehe 4.2.7.3) analysiert.

In Bezug auf Morbidität wurde zum einen die aggregierte Krankheitslast in Form von chronischen [54] oder psychischen Diagnosen (genaue Definition siehe Abschnitt 4.2.8.2) sowie die Anzahl an Risikoklassen ermittelt. Zum anderen wurde die detaillierte Krankheitslast über die einzelnen THCC- und RHCC-Klassen des KM87a_2015 InBA-Gruppierungsinstruments (siehe 4.2.8.1) [52, 53] abgebildet.

In den deskriptiven Analysen erfolgte zudem die Darstellung des mittleren Ressourcenverbrauchs in den vier Steuerungsgruppen bei Haus- und Fachärzt*innen. Der Ressourcenverbrauch spiegelt dabei die tatsächlich an die Ärzt*innen ausgezahlten Ressourcen in Euro wider, d.h. es handelt sich hierbei um die „gedeckelten“ Kosten infolge der festgelegten Budgetierung.

4.4.2.3 Kostenunterschiede: ambulante Facharztkosten

Die konkreten Kostenunterschiede zwischen koordinierten und unkoordinierten Patient*innen wurden anhand der ambulanten Facharztkosten geschätzt. Es erfolgte keine Schätzung der ambulanten Gesamtkosten. Der Grund hierfür war, dass die Kosten der hausärztlichen Versorgung nicht vollständig zur Verfügung standen. Etwa eine Mio. der gesetzlich versicherten Patient*innen in Bayern sind in das Modell der sog. „Hausarztzentrierten Versorgung“, kurz HzV, eingeschrieben. Der hausärztliche Ressourcenverbrauch dieser Patient*innen wird nicht über die Kassenärztliche Vereinigung Bayerns abgerechnet, sondern über den Bayerischen Hausärzterverband. Folglich liegen für diese Patient*innen keine hausärztlichen Leistungsdaten vor.

Im Hinblick auf die Kostenunterschiede ist insbesondere der Effekt der hausärztlichen Steuerung von Interesse, also die Unterschiede von Patient*innen mit und ohne Überweisung, ebenso wie die Frage, ob diese Kostenunterschiede vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr unterschiedlich ausgeprägt waren. Darüber hinaus wurden die Kostenunterschiede stratifiziert nach Geschlecht, Altersgruppen, regionalen Kenngrößen (BIMD 2010-Quintile und siedlungsstrukturelle Kreistypen) und Morbidität (chronische und psychische Erkrankung sowie THCC/RHCC-Diagnosegruppen) untersucht.

4.4.3 Datenanalyse

Für jedes Kohorten-Mitglied wurde die Inanspruchnahme der Gesundheitsversorgung in allen Quartalen des Untersuchungszeitraums erfasst. Patient*innen ohne ärztliche Konsultation in einem bestimmten Quartal wurden mit einer „Null-Inanspruchnahme“ in dem betreffenden Quartal gewertet, wobei der Steuerungsstatus aus dem Vorquartal übernommen wurde ('last observation carried forward', LOCF). Die Angaben zu Alter, Geschlecht und Wohnort entsprachen dem Stand aus dem Jahr 2011. Im Zuge der Analysen blieben diese Dateninformationen somit für jede/n Patient/in unverändert. Allerdings wurde der Effekt der Alterung eines Patienten/einer Patientin wird mit einer stetigen Zeitvariablen „t“ berücksichtigt.

Die Analyse der Kohorte wurde in zwei Schritten durchgeführt: Zunächst erfolgte eine deskriptive Auswertung der Kohorte sowie der vier Gruppen CP (gesteuerte Patient*innen), UP (ungesteuerte Patient*innen), GP (Patient*innen mit ausschließlich hausärztlichem Kontakt) und NR (ohne Relevanz für die hausärztliche Steuerung) in tabellarischer und grafischer Form. Um die Veränderungen im Zeitverlauf, insbesondere nach Abschaffung der Praxisgebühr, zu visualisieren, wurden erneut Zeitreihenanalysen durchgeführt. Die interessierenden Zielgrößen waren die Entwicklung der Kohortengröße, des Durchschnittsalters, der Geschlechterverteilung, der Anteil der in Städten lebenden Patient*innen, die mittlere Anzahl der Diagnosegruppen (THCCs und RHCCs) pro Patient/Patientin, der Anteil von Patient*innen mit chronischen oder psychischen Erkrankungen, die Anzahl der Fälle pro Patient/Patientin und die im Mittel abgerechneten Kosten bei Haus- und Fachärzt*innen.

In einem zweiten Schritt wurden marginale Strukturmodelle ('marginal structural models', MSM) angewendet, um einen möglichen kausalen Effekt der Steuerung vor und nach der Abschaffung der Praxisgebühr abzuschätzen. Die Methodik der marginalen Strukturmodelle kombiniert dazu Gewichtungsanalysen mit Regressionsmodellierungen, um eine doppelt robuste Effektschätzung zu erhalten [61-63]. Mithilfe von multinomialen Regressionsmodellen wurde die Wahrscheinlichkeit berechnet, dass ein Patient/eine Patientin aufgrund seiner/ihrer individuellen Eigenschaften, einer der vier Steuerungsgruppen angehörte. Diese Wahrscheinlichkeit repräsentiert, ähnlich einem Propensity Score beim sog. 'propensity score matching' (PSM), einen zusammenfassenden Wert aller Patienteneigenschaften. Bei den weiteren Analysen dienten diese Wahrscheinlichkeiten als Grundlage für die Ermittlung der Gewichtung ('inverse probability of treatment weighting', IPTW) [61, 64]. Um im Zuge der Gewichtungsmodellierung die Bedeutung einzelner Kovariablen bewerten zu können und gleichzeitig eine gewisse Robustheit der Ergebnisse zu gewährleisten, wurden auch diese Modelle sukzessive aufgebaut, um etwaige Auswirkungen durch die Ergänzung der Parameter Alter, Geschlecht, regionale Merkmale und Morbidität abschätzen zu können. Das Verfahren der Gewichtung wurde durchgeführt, um sicherzustellen, dass gesteuerte und ungesteuerte Patient*innen im gesamten Untersuchungszeitraum auch tatsächlich vergleichbar waren. Mögliche systematische Unterschiede können damit bereinigt werden.

In einem dritten Schritt erfolgte die Kombination von Gewichtung und Modellierung zur Abschätzung der Unterschiede von gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen hinsichtlich des ambulant-fachärztlichen Ressourcenverbrauchs. Die Modellierung der Facharztekosten erfolgte anhand von IPTW-gewichteten longitudinalen Regressionsmodellen ('generalized estimating equation', GEE) [65]. Durch Ergänzung eines Interaktionsterms im Modell wurde zudem der Effekt der Steuerung im Unterschied vor/nach der Abschaffung der Praxisgebühr erfasst. Erneut wurden die Kovariablen sukzessive in den Modellrechnungen ergänzt, um ihre individuellen Einflüsse abschätzen zu können. Die Kostenschätzungen im finalen Modell wurden mit und ohne Einbezug der Gewichtung präsentiert.

4.5 Zusammenfassung der politischen Kernaussagen (drittes Manuskript)

4.5.1 Hintergrund

Das dritte Manuskript [66] stellt eine Zusammenfassung der für die deutsche, insbesondere allgemeinmedizinische, Leserschaft relevantesten Inhalte der beiden internationalen Veröffentlichungen [57, 60] dar.

4.5.2 Studiendesign und Datenanalyse

Die Beschreibung des Studiendesigns entspricht einer Kombination der ersten beiden Manuskripte [57, 60] (s. Abschnitte 4.3.1 und 4.4.1), weshalb an dieser Stelle keine erneute detaillierte Ausführung erfolgt. Die Methodenelemente der retrospektiven, deskriptiven Zeitreihenanalysen (erstes Manuskript, [57]) lagen der Präsentation der Entwicklung der Steuerungsanteile sowie des regionalen Vergleichs der Quartale 1/2012 und 1/2014 (Choroplethenkarte) zugrunde. Die graphische Beschreibung der regionalen Steuerungsentwicklungen auf Kreisebene mithilfe einer Bayernkarte stellt jedoch ein Ergebnis dar, das in den beiden internationalen Manuskripten bisher nicht aufgeführt wurde.

Die Darstellung der Wahrscheinlichkeitsverteilungen, aufgrund bestimmter persönlicher Patienteneigenschaften „hausärztlich gesteuert“, „hausärztliche ungesteuert“ oder nur einen Hausarzt/eine Hausärztin in einem Quartal konsultiert zu haben, basiert auf den Analysen der Kohorte von 500.000 zufällig gezogenen Patient*innen (zweites Manuskript, [60]). Wie bereits erläutert, sind diese Wahrscheinlichkeitsdichteverteilungen das Ergebnis multinomialer Regressionsanalysen. Da diese Wahrscheinlichkeiten einen Analyse-Zwischenschritt (Ermittlungen der Gewichtung, 'propensity scores') darstellten, waren diese Verteilungen im internationalen Manuskript lediglich Bestandteil des Anhangs. Weil sie jedoch für eine deutsche, hausärztliche Leserschaft als relevant eingeschätzt wurden, erfolgte im deutschen Manuskript eine prominentere Darstellung.

5. Ergebnisse

5.1 Unveröffentlichte Basisanalysen

Im Vorfeld der Hauptanalysen erfolgte eine Reihe von deskriptiven Basisuntersuchungen des kassenärztlichen Datensatzes, um generelle Informationen über die Patient*innen im Untersuchungszeitraum zu erhalten und grundlegende Analyseschritte adäquat abstimmen zu können. Diese Analysen beinhalteten den Vergleich verschiedener Definitionen von „Steuerung/Koordination“ sowie die genaue Aufschlüsselung von haus- und fachärztlichen Patient*innen innerhalb aller 24 Quartale des Untersuchungszeitraums. Zudem erfolgte eine detaillierte Beschreibung der Behandlungsfälle ohne Steuerungsrelevanz. Diese Analysen wurden nicht wissenschaftlich publiziert, allerdings enthalten sie hilfreiche Hintergrundinformationen, die zum besseren Verständnis der Hauptanalysen beitragen. Da sie nicht publiziert wurden, erfolgt im Folgenden eine etwas ausführlichere Darstellung. Die Inhalte der veröffentlichten Analysen werden dagegen knapper betrachtet.

5.1.1 Steuerungsanteile nach Steuerungsdefinition

Abbildung 1 zeigt den Anteil an gesteuerten Patient*innen im Untersuchungszeitraum, unterteilt nach den vier möglichen Definitionen von Steuerung (siehe Abschnitt 4.2.4). Bei allen Definitionen erfolgte im Zeitraum nach Abschaffung der Praxisgebühr eine deutliche Abnahme des Anteils an gesteuerten Patient*innen. Die Stärke der Abnahme variierte dabei deutlich zwischen den unterschiedlichen Steuerungsdefinitionen. Betrachtet man die Definition „hausärztlich gesteuert“ (schwarze Linie), also die in den Hauptanalysen verwendete Steuerungsdefinition, so lässt sich ein Abfall von ca. 50 % zu Zeiten der Praxisgebühr auf etwa 15 % am Ende des Untersuchungszeitraums erkennen. Ein ähnlicher, jedoch insgesamt etwas höherer Verlauf zeigte sich bei den Steuerungsdefinitionen „hausärztlich gesteuert (schwach)“ (grün-gestrichelte Linie) und „immer mit Überweisungen“ (rot-gestrichelte Linie), welche neben hausärztlichen Überweisungen auch fachärztliche Überweisungen berücksichtigen. Ein dazu deutlich höherer Verlauf der Steuerungsanteil war bei der Definition „Hausarzt vor Facharzt“ (blau-gestrichelte Linie) zu erkennen: Nach einem vergleichsweise geringen Steuerungsrückgang Anfang 2013 war im weiteren Verlauf ein annähernd gleiches Niveau mit saisonalen Schwankungen zu erkennen. Die überweisungsbaasierten Steuerungsdefinitionen weisen dagegen allesamt eine bis Ende 2016 stetig fallende Tendenz auf.

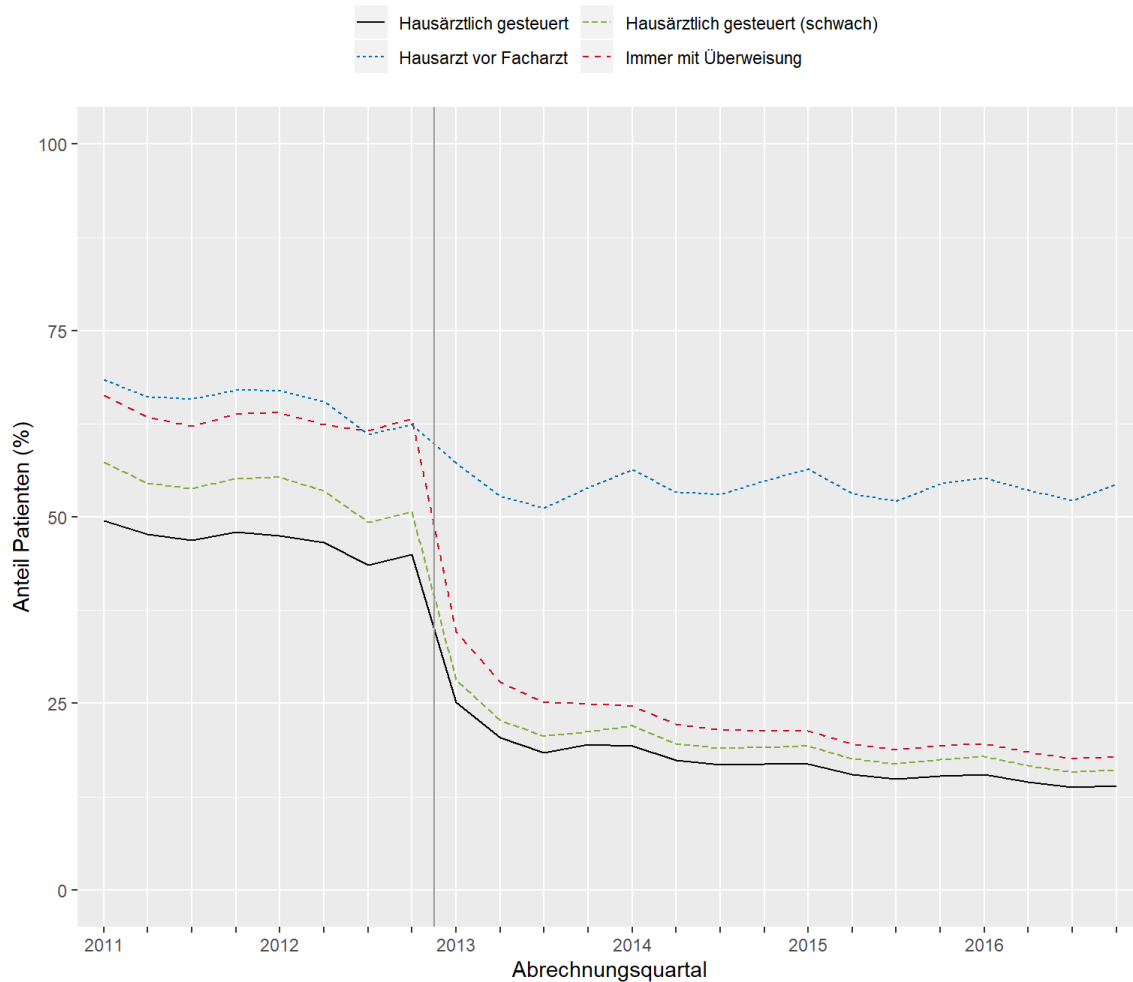


Abbildung 1 Anteil gesteuerter Patient*innen, unterteilt nach vier möglichen Definitionen von Versorgungssteuerung.

5.1.2 Patientenzahlen im Untersuchungszeitraum

Tabelle 3 zeigt die quartalsweise Zusammensetzung der Patientenzahlen, unterteilt nach Patientenzahlen gesamt sowie haus- und fachärztliche Patient*innen. Fachärztliche Patient*innen werden weiter hinsichtlich Steuerungsrelevanz unterschieden. Anfang 2011 betrug die Zahl der Patient*innen insgesamt 6,2 Mio., Ende 2016 6,9 Mio. Patient*innen. Ein Anstieg war ebenfalls bei den hausärztlichen Patient*innen zu verzeichnen, von 5,4 Mio. im 1. Quartal 2011 (entspricht 86,1 % aller Patient*innen) auf 5,9 Mio. im 4. Quartal 2016 (85,4 % aller Patient*innen). Die Zahl der fachärztlichen Patient*innen erhöhte sich von 4,6 Mio. zu Beginn auf 5,0 Millionen Patient*innen am Ende des Untersuchungszeitraums, bei den steuerungsrelevanten von 3,4 Mio. auf 3,7 Mio. Patient*innen. Dagegen ist in der Gruppe der gesteuerten Patient*innen ein deutlicher Abfall zu verzeichnen: Waren es Anfang 2011 noch 1,7 Mio. gesteuerte Patient*innen, was einem Anteil von 49,6 % der steuerungsrelevanten Patient*innen entspricht, betrug die Zahl Anfang 2013 nur noch 900.000 (25,2 %) und Ende 2016 lediglich 500.000 Patient*innen (14,0 %).

Tabelle 3 Patientenzahlen im Untersuchungszeitraum (2011-2016) pro Quartal, unterteilt nach haus- und fachärztlichen Patient*innen.

ABRQ	Patient*innen insgesamt	hausärztliche Patient*innen		fachärztliche Patient*innen						
				Insgesamt		davon steuerungsrelevant				
				Anzahl (in Mio.)	%	Anzahl (in Mio.)	%	davon gesteuert		
Anzahl (in Mio.)	%	Anzahl (in Mio.)	%							
2011										
Q1	6,2	5,4	86,1	4,6	73,2	3,4	74,5	1,7	49,6	
Q2	6,1	5,2	85,0	4,4	73,1	3,3	74,6	1,6	47,7	
Q3	6,1	5,1	84,7	4,5	73,3	3,3	74,4	1,6	46,9	
Q4	6,2	5,4	85,7	4,5	72,8	3,4	74,5	1,6	48,0	
2012										
Q1	6,3	5,4	85,7	4,6	73,8	3,5	74,6	1,6	47,5	
Q2	6,1	5,2	84,7	4,5	73,5	3,4	74,4	1,6	46,6	
Q3	6,1	5,0	82,3	4,5	74,3	3,3	74,3	1,5	43,6	
Q4	6,2	5,2	83,6	4,6	73,4	3,4	74,3	1,5	44,9	
2013										
Q1	6,5	5,5	83,5	4,7	72,4	3,5	74,2	0,9	25,2	
Q2	6,4	5,2	81,6	4,7	73,6	3,5	74,4	0,7	20,4	
Q3	6,4	5,2	81,2	4,7	73,1	3,5	74,3	0,6	18,4	
Q4	6,6	5,6	84,5	4,7	72,1	3,5	74,2	0,7	19,5	
2014										
Q1	6,7	5,7	85,0	4,9	73,3	3,6	74,5	0,7	19,3	
Q2	6,6	5,5	83,8	4,7	72,3	3,5	74,5	0,6	17,4	
Q3	6,6	5,5	83,4	4,8	72,8	3,6	74,4	0,6	16,8	
Q4	6,7	5,7	84,9	4,9	72,3	3,6	74,4	0,6	16,9	
2015										
Q1	6,9	5,9	86,2	4,9	71,5	3,6	74,1	0,6	16,9	
Q2	6,6	5,5	83,6	4,8	72,9	3,6	74,2	0,6	15,5	
Q3	6,6	5,5	83,2	4,8	72,6	3,6	74,1	0,5	14,8	
Q4	6,8	5,8	84,8	4,9	72,7	3,7	74,2	0,6	15,3	
2016										
Q1	6,9	5,8	85,3	5,0	72,4	3,7	73,9	0,6	15,5	
Q2	6,8	5,7	84,1	5,0	73,7	3,7	74,6	0,5	14,5	
Q3	6,7	5,6	83,4	4,9	72,6	3,6	74,1	0,5	13,7	
Q4	6,9	5,9	85,4	5,0	71,7	3,7	74,1	0,5	14,0	

ABRQ: Abrechnungsquartal; Q: Quartal

5.1.3 Zusammensetzung nicht steuerungsrelevanter Fälle

Aus Tabelle 3 wird ersichtlich, dass etwa 74 % aller Patient*innen mit Facharztkontakt als hausärztlich steuerungsrelevant eingestuft wurden. In Abbildung 2 erfolgte eine differenzierte Betrachtung der Behandlungsfälle ohne Steuerungsrelevanz, indem die fachärztlichen Behandlungsfälle entsprechend der zugrundeliegenden Merkmale (siehe auch Steuerungsdefinition 4.2.4) klassifiziert wurden.

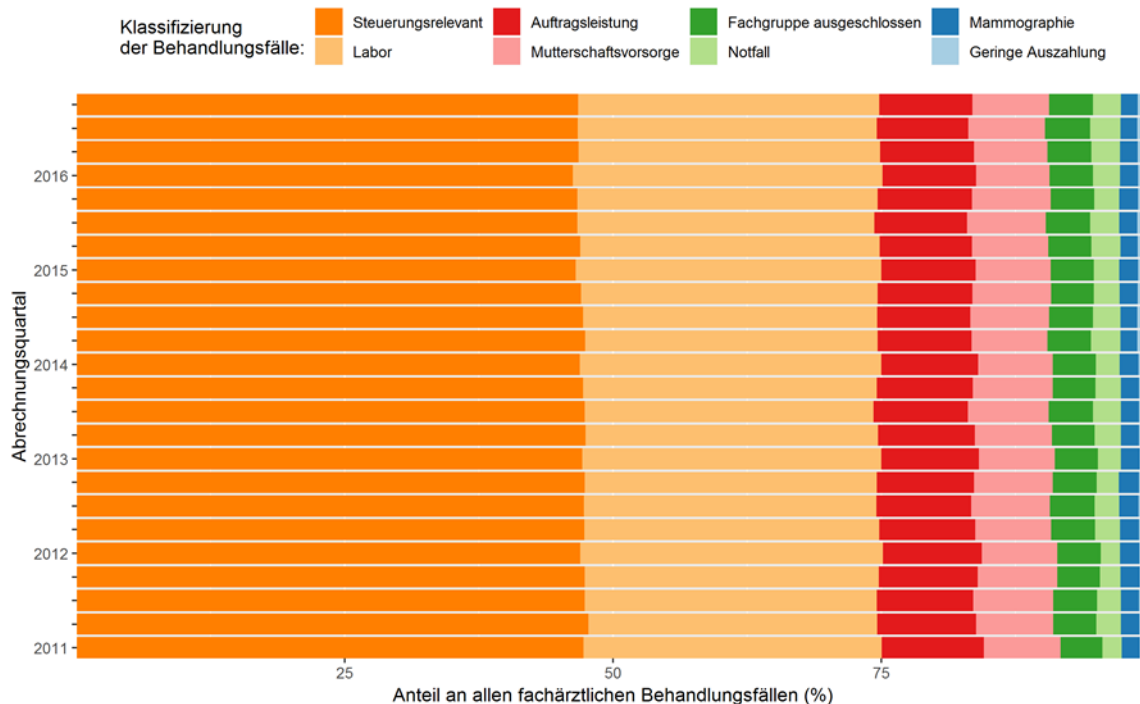


Abbildung 2 Klassifizierung der fachärztlichen Behandlungsfälle hinsichtlich der Relevanz für die hausärztliche Steuerungsdefinition.

Mit einem zeitlich konstanten Anteil von ca. 30 % aller fachärztlichen Behandlungsfälle bildeten die Laborfälle den größten Anteil der nicht-steuerungsrelevanten Behandlungsfälle. Auftragsleistungen sowie Mutterschaftsvorsorge und Behandlungen zur Empfängnisregelung sind mit jeweils ca. 10 % weitere große Behandlungsfallgruppen ohne Steuerungsrelevanz. Insgesamt ist zu erkennen, dass das Verhältnis der Gruppen untereinander vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr unverändert blieb.

5.2 Deskriptive Zeitreihenanalysen (erstes Manuskript)

Zitation: Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open*. 2020;10(9):e035575.

Ziel dieser Untersuchung [57] war es, die Ausprägung der hausärztlichen Steuerung in den Zeiträumen mit und ohne Praxisgebühr zu erfassen und weitere mögliche Auswirkungen infolge der Abschaffung deskriptiv darzustellen.

Zu Beginn des Untersuchungszeitraums (Quartal 1/2011) hatten 6.235.739 Patient*innen in Bayern mindestens einen ambulanten Arztkontakt. Bis Ende 2016 stieg diese Zahl auf 6.856.489 Patient*innen an (s. Tabelle 1 in der Publikation). Im 1. Quartal 2011 waren 3.401.779 ambulante

Facharztkontakte zu verzeichnen, wovon 1.685.655 (49,6 %) eine hausärztliche Steuerung aufwiesen und 1.716.124 (50,4 %) ungesteuert erfolgten. Im ersten Quartal nach Abschaffung der Praxisgebühr (1/2013; 3.510.724 Facharztkontakte) betrug die Anzahl der gesteuerten Facharztkontakte 883.894 (25,2 %), wohingegen 2.626.830 (74,8 %) ungesteuert erfolgten. Im 1. Quartal des Jahres 2016 (3.667.886 Facharztkontakte), also zu Ende des Untersuchungszeitraums, standen 568.526 (15,5 %) gesteuerte Facharztkontakte 3.099.360 (84,5 %) ungesteuerten Facharztkontakten gegenüber. Sowohl die Gruppe der hausärztlich gesteuerten als auch die der ungesteuerten Patient*innen zeigte zudem einen leichten Anstieg des mittleren Alters, von 57,4 bzw. 51,4 Jahre (1/2011) auf 59,3 bzw. 53,9 Jahre (1/2016). Hinsichtlich Geschlechterverteilung waren bei den hausärztlich gesteuerten Patient*innen größere Änderungen zu erkennen: So sank der Frauenanteil in dieser Gruppe von 59,2 % (1/2011) auf 51,5 % (1/2016), wohingegen der Frauenanteil in den anderen Steuerungsgruppen annähernd stabil blieb. Hinsichtlich der Krankheitslast zeigte die Gruppe der ungesteuerten Patient*innen einen Anstieg von chronischen (1/2011: 70,1 %; 1/2016: 77,8 %) und psychischen Erkrankungen (1/2011: 39,2 %; 1/2016: 43,6 %), während die Anteile in den anderen Gruppen geringer ausfielen oder sogar rückläufig waren.

Nach BIMD 2010-Quintilen stratifizierte Analysen der hausärztlichen Steuerung (s. Publikation, Abbildung 1A) offenbarten einen starken Rückgang des Anteils hausärztlich gesteuerter Patient*innen unmittelbar nach Abschaffung der Praxisgebühr. Lagen die Anteile in den fünf BIMD 2010-Kategorien mit Praxisgebühr noch zwischen 47-54 %, sank dieses Spektrum unmittelbar nach der Abschaffung auf 21-30 %. Auch im darauffolgenden Zeitraum war ein geringer aber beständiger Rückgang erkennbar, sodass Ende 2016 sämtliche BIMD-Quintile Steuerungsanteile unter 20 % aufwiesen. Generelle Unterschiede zwischen den BIMD-Kategorien blieben im Untersuchungszeitraum jedoch annähernd gleich, mit tendenziell niedrigeren Steuerungsanteilen in Gebieten mit geringer Deprivation und höheren Anteilen in Gebieten mit höherer Deprivation. Nach Alter stratifizierte Analysen (s. Publikation, Abbildung 1B) zeigten ähnliche Trendverläufe, mit einem starken Rückgang der Steuerungsanteile nach Abschaffung der Praxisgebühr. Generell waren mit höherem Patientenalter auch höhere Steuerungsanteile zu beobachten, jedoch waren diese Unterschiede unter Vorhandensein der Praxisgebühr deutlich ausgeprägter (1/2011: 18-30: ca. 35 %; 75+: ca. 60 %). Bis Ende 2016 kam es hier zu einer starken Annäherung. Ab 1/2016 wiesen sämtliche Alterskategorien ein Steuerungs niveau unter 20 % auf.

Auch im Hinblick auf die Steuerungskonsistenz innerhalb eines Jahres war eine gewisse Veränderung des Patientenverhaltens nach Abschaffung der Praxisgebühr zu beobachten (s. Publikation, Abbildung 2). Nach 2012 war in der Gruppe der Patient*innen „immer gesteuert“ ein Anteilsrückgang zu erkennen, ebenso in der Gruppe mit inkonsistentem Steuerungsverhalten („Wechsler“). Ein entsprechend großer Anstieg der Anteile war dagegen in der Gruppe „immer ungesteuert“ erkennbar. Eine Stratifizierung nach Anzahl der Notfallkontakte zeigte zudem, dass der Anteilsrückgang in der Gruppe „immer gesteuert“ in Kategorien mit mehr Notfallkontakten noch stärker ausfiel (s. zudem Tabelle 2 im Publikationsanhang).

Die generelle Entwicklung der ambulanten Notfallkontakte (s. Publikation, Tabelle 2) zeigte einen stetigen Anstieg der Notfallzahlen von etwa 3 % pro Jahr, mit Ausnahme des Jahres 2013: Hier war ein Anstieg der Notfallzahlen von zusätzlichen 10 % zu beobachten (s. zudem Tabelle 3 und Abbildung 1 des Publikationsanhangs).

Die Facharztgruppen Dermatologie, Gynäkologie, HNO, Augenheilkunde, Chirurgie und Orthopädie zeigten bei mindestens 2,5 % der Kontakte eine Mehrfachinanspruchnahme von ein und derselben Fachgruppe innerhalb eines Quartals („Ärzte-Hopping“). Bei Betrachtung des Zeitraums nach Abschaffung der Praxisgebühr waren in den Fachgruppen Chirurgie, Dermatologie, HNO und bei Augenärzt*innen statistisch signifikante Anstiege der Mehrfachkontakte von 1.500 (Chirurgie) bis 4.500 (Orthopädie) zusätzlichen Patientenkontakten pro Quartal zu erkennen (s. Abbildung 3A und Abbildung 3B in der Publikation und Tabelle 4 des Anhangs). Hinsichtlich der gynäkologischen Kontakte zeigten sich hingegen kaum Änderungen im Untersuchungszeitraum.

Beiträge der Autorin:

Die Autorin war für die Studienkonzeption und -koordination verantwortlich. Sie war an sämtlichen Analyseschritten (Datenauswahl, -aufbereitung, formale Analyse) beteiligt und führte diese, gemeinsam mit dem Autor ED mithilfe des Statistikprogramms „R“ durch. Sie schrieb die initiale Fassung des Publikationsmanuskripts und war an allen weiteren Schritten der Manuskriptaufbereitung federführend beteiligt, ebenso wie an der Manuskripteinreichung, dem Review-Prozess und der finalen Manuskriptkorrektur. Aus diesem Grund wird die Erstautorenschaft als angemessen bewertet.

5.3 Kohortenanalyse (zweites Manuskript)

Zitation: *Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. PloS One. 2021;16(6):e0253919.*

Ziel der Kohortenanalyse [60] war es, Merkmale und Unterschiede zwischen hausärztlich gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen hinsichtlich Morbidität und ambulanter Facharztkosten zu analysieren. Erneut ist auch hierbei von Interesse, inwieweit sich diese Unterschiede nach Abschaffung der Praxisgebühr verändert haben. Im Unterschied zum ersten Manuskript stehen hier die Eigenschaften und das Verhalten individueller Patient*innen in Fokus.

Im Zuge der Analysen wurde im Jahr 2011 eine Kohorte von 502.542 Patient*innen zufällig gezogen. Von diesen Patient*innen waren im 1. Quartal des Jahres 2012 114.867 (22,9 %) Patient*innen hausärztlich gesteuert, 152.274 (30,3 %) ungesteuert, 174.148 (34,7 %) nur bei einem Hausarzt oder bei einer Hausärztin und 61.253 (12,2 %) Patient*innen ohne Steuerungsrelevanz (s. Tabelle 1 in der Publikation). Darüber hinaus waren gesteuerte Patient*innen im Schnitt älter,

häufiger weiblich, wiesen eine höhere Krankheitslast auf (mehr THCC/RHCC-Kategorien, höhere Anteile chronischer oder psychischer Erkrankungen), wohnten vermehrt in ländlichen Regionen und waren mit höheren hausärztlichen Kosten, jedoch geringeren fachärztlichen Kosten, verbunden.

Mit der Abschaffung der Praxisgebühr Ende 2012 waren auch in der Kohorte deutliche Veränderungen hinsichtlich hausärztlich gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen zu erkennen (s. Publikation, Abbildung 1a): Die Zahl der gesteuerten Patient*innen ging zurück, die Zahl der ungesteuerten nahm deutlich zu. Im anschließenden Zeitraum blieben die Zahlen der beiden Gruppen weitestgehend stabil. Die Anzahl der Patient*innen mit alleinigem Hausarztkontakt sowie die Zahl der nicht-steuerungsrelevanten Kontakte nahmen über den gesamten Untersuchungszeitraum leicht ab. Bis zum Ende des Untersuchungszeitraums schieden etwa 10 % der Patient*innen durch Tod, Wegzug aus Bayern oder Wechsel in die private Krankenversicherung aus der Kohorte aus. Das mittlere Alter blieb in den vier Gruppen nahezu stabil. Nach 2012 zeigte die Gruppe der gesteuerten Patient*innen einen leichten Rückgang, während das mittlere Alter in der ungesteuerten Gruppe geringfügig anstieg (s. Publikation, Abbildung 1b). Im Gegensatz dazu nahm der Frauenanteil in der Gruppe der gesteuerten Patient*innen deutlich ab, während der Anteil der ungesteuerten weiblichen Patientinnen etwas zunahm (s. Publikation, Abbildung 1c). Bei den Patient*innen mit Wohnort „Stadt“ (s. Publikation, Abbildung 1d) kam es zu einem Rückgang des Anteils an gesteuerten Patient*innen, während die Anteile in den übrigen Gruppen in etwa stabil blieben.

Die Krankheitslast in den vier Steuerungsgruppen wurde durch die mittlere Anzahl der Krankheitskategorien (THCC/RHCC), die mittlere Anzahl der Behandlungsepisoden pro Patient/in sowie die Anteile der Patient*innen mit chronischen und psychischen Erkrankungen erfasst (s. Publikation, Abbildung 2). Während die Anzahl der THCC/RHCC-Kategorien pro Patient/in in der Gruppe der gesteuerten Patient*innen nach 2012 abnahm (s. Publikation, Abbildung 2a), stieg sie in allen anderen Gruppen, insbesondere jedoch in der Gruppe der ungesteuerten Patient*innen, an. Ein ähnlicher Trend war auch hinsichtlich chronischen (s. Publikation, Abbildung 2c) und psychischen Erkrankungen (s. Publikation, Abbildung 2d) zu erkennen. Bezüglich der Anzahl der Fälle pro Patient/in in einem Quartal (s. Publikation, Abbildung 2b) war ebenfalls ein gegenläufiger Trend der hausärztlich gesteuerten und ungesteuerten Gruppen zu beobachten, während die anderen beiden Gruppen nahezu stabil blieben. Hinsichtlich des mittleren Ressourcenverbrauchs bei Hausarzt*innen (s. Publikation, Abbildung 3a) und Facharzt*innen (s. Publikation, Abbildung 3b) kommt es bei ungesteuerten Patient*innen, Patient*innen mit reinem Hausarztkontakt und Patient*innen ohne steuerungsrelevante Kontakte zu einem Anstieg der Kosten, die Gruppe der gesteuerten Patient*innen verzeichnete dagegen zunächst einen Rückgang nach 2012, auf den eine Phase mit langsam steigenden Kosten folgte.

Longitudinale Regressionsmodellierungen, welche die Unterschiede hinsichtlich fachärztlicher Kosten (mittlere Kostendifferenzen) abschätzten (s. Publikation, Tabelle 2 und Abbildung 3 im Publikationsanhang), zeigten, dass ein ungesteuerter Patient/eine ungesteuerte Patientin mit gegebenem Alter, Geschlecht, Morbidität und Regionalität, 21,78 € höhere Facharztkosten verursachte, als ein Patient/eine Patientin, welche/r einen Facharzt/eine Fachärztin auf Basis einer hausärztlichen Überweisung konsultierte. Diese Zahl repräsentiert dabei die mittlere Kostendifferenz zwischen Patient*innen, die sich nur aufgrund des Merkmals „gesteuert/ungesteuert“ voneinander unterscheiden haben. Alle weiteren Merkmale (Alter, Geschlecht, Morbidität, Regionalität) stimmen hingegen überein. Die vorgenommene Gewichtung sollte zudem eine Vergleichbarkeit ermöglichen.

Nach Abschaffung der Praxisgebühr sanken die fachärztlichen Kosten von gesteuerten Patient*innen um 5,55 €, die von ungesteuerten Patient*innen hingegen nur um 3,16 €. Der letztgenannte Effekt wurde durch eine Interaktionsanalyse zwischen Steuerung und Vorhandensein der Praxisgebühr ermittelt (5,55 € - 2,39 €). Somit stieg die mittlere Kostendifferenz zwischen gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen nach der Praxisgebührabschaffung auf 24,94 € (21,78 € + 3,16 €) an.

Im Vergleich zu gesteuerten Patient*innen hatten Patient*innen ohne Steuerungsrelevanz (-50,82 €) und Patient*innen mit alleinigem Hausarztkontakt (-102,94 €) deutlich geringere Kosten bei Fachärzt*innen. Der relativ hohe Negativwert in der Hausarztkontaktgruppe ist darauf zurückzuführen, dass Patient*innen, die innerhalb eines Quartals ausschließlich Kontakt zum Hausarzt/zur Hausärztin hatten, bei Fachärzt*innen nur sehr geringe Kosten (im Mittel annähernd 0 €) auslösten (s. Publikation, Abbildung 3b). Dementsprechend ergibt sich eine negative Differenz im Vergleich zu Patient*innen mit Steuerung. Weibliche Patientinnen hatten im Vergleich zu männlichen Patienten höhere Facharztkosten (Differenz männlich vs. weiblich: 19,36 €). Da Frauen häufiger ungesteuerte Facharztkontakte haben als Männer (s. Anhang der Publikation, Abbildung 1), wurde ein Interaktionsterm zwischen Alter und Geschlecht in den Analysen ergänzt. Das Ergebnis zeigte, dass die Facharztkosten für Frauen mit zunehmendem Alter abnahmen. Darüber hinaus hatten Patient*innen, die mit psychischen (22,24 €) und chronischen (44,07 €) Diagnosen verschlüsselt wurden, im Schnitt höhere Facharztkosten als Patient*innen ohne diese Diagnosen. Außerdem hatten Patient*innen, die in ländlichen Regionen lebten, geringfügig niedrigere Kosten als Patient*innen in Städten. Hinsichtlich Deprivation (BIMD 2010) lösten Patient*innen mit Wohnort in stärker deprivierten Regionen zudem etwas niedrigere Kosten auf als Patient*innen in Gebieten mit geringerem Deprivationsgrad.

Beiträge der Autorin:

Die Hauptverantwortung für die Studienkonzeption und -koordination lag erneut bei der Autorin. Sämtlichen Analyseschritten (Datenauswahl, -aufbereitung, formale Analyse) erfolgten unter ihrer Beteiligung, welche erneut gemeinsam mit dem Autor ED in „R“ durchgeführt wurden. Die initiale

Fassung des Publikationsmanuskripts wurde von der Autorin geschrieben. Darüber hinaus war sie an allen weiteren Schritten der Manuskriptaufbereitung, wie auch an der Manuskriptereinreichung, dem Review-Prozess und der finalen Manuskriptkorrektur federführend beteiligt. Aus diesem Grund wird die Erstautorenschaft als angemessen bewertet.

5.4 Zusammenfassung der politischen Kernaussagen (drittes Manuskript)

Zitation: *Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr: Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern. Z Allg Med. 2021;97(11):444-50.*

Ziel des Manuskripts [66] war es, die für eine deutsche, hausärztliche Leserschaft relevantesten Ergebnisse klar und verständlich aufzubereiten. Da die Entwicklungen der Steuerungsanteile und die Zusammensetzung der Gruppen „hausärztlich gesteuert“, „hausärztlich ungesteuert“, „nur hausärztlicher Kontakt“ und „ohne Steuerungsrelevanz“ hinsichtlich Alter, Geschlecht und Morbidität (s. Publikation, Tabelle 1) im Rahmen der Ergebnisse des ersten Manuskripts [57] bereits beschrieben wurden (s. Abschnitt 5.2), erfolgt an dieser Stelle keine erneute Ausführung.

Neu ist jedoch die Darstellung der Steuerungsanteile anhand einer Choroplethenkarte des Freistaats Bayern, weshalb auf diese Ergebnisse kurz eingegangen werden soll. Auf dieser Karte ist für jeden bayerischen Kreis die Abnahme der Steuerungsanteile im Quartal 1/2012 (mit Praxisgebühr) im Vergleich zum Quartal 1/2014 (ohne Praxisgebühr) dargestellt (s. dt. Publikation, Abbildung 1). Dabei stellen helle Flächen Kreise mit einer geringeren Abnahme der Steuerung und dunkle Flächen Kreise mit einer höheren Abnahme dar. Es ist zu erkennen, dass v.a. der Süden Bayerns, bspw. München, das Münchner Umland und der Kreis Berchtesgadener Land sowie größere Städte, wie etwa Nürnberg oder Landshut, höhere Rückgänge im Zeitraum nach der Abschaffung erfahren haben. Dagegen waren in ländlicher geprägten Kreisen, bspw. im Norden und der Mitte Bayerns, geringere Steuerungsabnahmen zu beobachten.

Eine weitere Abbildung (s. Publikation, Abbildung 2) zeigt die Verteilung der Steuerungswahrscheinlichkeiten („hausärztlich gesteuert“, „hausärztlich ungesteuert“, „nur hausärztlicher Kontakt“) in jedem der 24 Quartale. Diese Abbildung war Teil des Anhangs des zweiten internationalen Manuskripts (s. Anhang Publikation 2, Abbildung S2) [60]. Da in der Ergebnispräsentation im Abschnitt 5.3 nicht näher auf diese Abbildung eingegangen wurde, soll nun eine genauere Beschreibung dieser erfolgen.

Die dargestellten Wahrscheinlichkeiten bilden eine Schätzung, inwieweit Patient*innen aufgrund bestimmter persönlicher Eigenschaften (Alter, Geschlecht, Morbidität, Wohnort) der Gruppe „hausärztlich gesteuert“, „ungesteuert“ bzw. „nur bei einer Hausärztin oder einem Hausarzt“ in einem Quartal angehörten. Auf der horizontalen Achse ist das Wahrscheinlichkeitsspektrum in Prozent aufgetragen, auf der vertikalen Achse die 24 Quartale des Untersuchungszeitraums. Die

Fläche unter einer Kurve quantifiziert die Häufigkeit der gesamten Wahrscheinlichkeiten einer Steuerungsgruppe und die Höhe der Kurve bildet die Häufigkeit einer einzigen bestimmten Wahrscheinlichkeit ab.

Erneut sind bei der Gegenüberstellung der Zeiträume mit und ohne Praxisgebühr in den Gruppen „gesteuert“ und „ungesteuert“ große Änderungen zu erkennen: Das Wahrscheinlichkeitsspektrum fiel bei gesteuerten Patient*innen im Quartal 1/2011 noch verhältnismäßig breit aus, mit einer Kumulation der Wahrscheinlichkeiten bei ca. 10-12 %. Bis zum Ende des Untersuchungszeitraums verengte sich dieses Spektrum deutlich und die Wahrscheinlichkeiten kumulierten Ende 2016 auf einem noch niedrigeren Level. Anders in der Gruppe der ungesteuerten Patient*innen, wo eine gegenläufige Entwicklung zu beobachten war. Zu Beginn des Untersuchungszeitraums und mit Vorliegen der Praxisgebühr lag die Kumulation der Wahrscheinlichkeiten bei etwa 25 %, bei einem insgesamt eher engen Wahrscheinlichkeitsspektrum. Im Zeitraum nach 2012 war eine Verbreiterung und Rechtsverschiebung des Spektrums zu erkennen. Diese Entwicklung bedeutet, dass nach der Abschaffung ein großer Anteil an Patient*innen mit hoher Wahrscheinlichkeit einen Facharzt oder eine Fachärztin ohne vorherige hausärztliche Überweisung konsultierte. Im Unterschied dazu war die Entwicklung der Wahrscheinlichkeiten von Patient*innen mit alleinigem Kontakt zu einer Hausärztin oder einem Hausarzt stabil - unabhängig von der Praxisgebührenschaftung. Die Mehrzahl der Patient*innen befand sich dabei im mittleren Wahrscheinlichkeitsbereich.

Beiträge der Autorin:

Das Manuskript repräsentiert eine Zusammenfassung der beiden internationalen Publikationen [57, 60]. Die Hauptverantwortung für die Studienkonzeption und -koordination der Autorin sowie die Beteiligung an den Analysen entsprechen somit denen der beiden internationalen Manuskripte. Erneut erfolgte die Anfertigung der initialen Fassung des Publikationsmanuskripts durch die Autorin. Ebenso entstanden sämtliche weiteren Schritten der Manuskriptaufbereitung, -einreichung, dem Review-Prozess und der finalen Korrektur unter ihrer Federführung. Deshalb wird die Erstautorenschaft als angemessen bewertet.

6. Diskussion

6.1 Zusammenfassung der drei Manuskripte

Die vorliegende Untersuchung zeigte, dass es nach Abschaffung der Praxisgebühr zu einem deutlichen Rückgang der Anteile von Patient*innen mit hausärztlich gesteuertem Facharztkontakt kam. Jüngere Patient*innen und Patient*innen mit Wohnort in weniger deprivierten Gebieten wiesen dabei die geringsten Steuerungsanteile auf - unabhängig vom Vorhandensein der Praxisgebühr. Allerdings nahmen die Steuerungsanteile auch in diesen wenig gesteuerten Gruppen nach Abschaffung der Praxisgebühr weiter ab. Darüber hinaus war ein Anstieg der ambulanten Notfallkontakte und, in geringerem Maße, der Zahl der fachgruppengleichen Mehrfachinanspruchnahmen („Ärzte-Hopping“), insbesondere bei orthopädischen Fallzahlen, zu beobachten.

Die Kohortenanalyse offenbarte zudem, dass Patient*innen mit chronischen und psychischen Erkrankungen nach Abschaffung der Praxisgebühr häufiger ohne hausärztliche Überweisung einen Facharzt oder eine Fachärztin aufsuchten, während dies mit Praxisgebühr oft noch gesteuert erfolgte. Darüber hinaus hatten Patient*innen mit hausärztlicher Steuerung geringere Facharztkosten als vergleichbare Patient*innen ohne Steuerung. Dieser Unterschied war nach Abschaffung der Praxisgebühr sogar noch stärker ausgeprägt.

6.2 Vergleich zum Vorprojekt

Wie eingangs erläutert, ermittelte ein Vorprojekt das Ausmaß der hausärztlichen Steuerung im 1. Quartal des Jahres 2011 [37, 38]. Einige der in der vorliegenden Untersuchung gezeigten Ergebnisse und Effekte konnten in der damaligen Querschnittstudie bereits angedeutet werden. So konnte gezeigt werden, dass der Anteil an gesteuerten Patient*innen in ländlichen Gebieten, v.a. aufgrund einer geringeren Facharztdichte, und in Gebieten mit höherem Grad an Deprivation deutlich höher war. Darüber hinaus wurden höhere Steuerungsanteile bei älteren Patient*innen und Patient*innen mit chronischen Erkrankungen identifiziert [37]. Die vorliegende Untersuchung ergänzte dazu eine longitudinale Perspektive, indem sie den darauffolgenden Zeitraum, insbesondere jedoch die Zeiträume nach Abschaffung der Praxisgebühr, betrachtete [57, 66]. Bei Gegenüberstellung der beiden Projekte zeigten sich hinsichtlich der Steuerungsanteile minimale Unterschiede: In den vorangegangenen Untersuchungen [37, 38] betrug der Anteil an hausärztlich gesteuerten Patient*innen im 1. Quartal 2011 45,1 % und entsprach damit in etwa der Zahl der vorliegenden Untersuchung (49,6 %). Die Unterschiede können sich dabei zum einen aus der verbesserten Qualität der KVB-Datenbasis ergeben (bspw. eine konsistentere Patientenkennzeichnung anhand der Patienten-ID), zum anderen über geringfügige Änderungen der Definition von Steuerungsrelevanz im Vergleich zum Vorprojekt (Ausschluss von Schwangerschafts- und Mutterschaftsbehandlungen). In Übereinstimmung zum vorangegangenen Projekt [37, 38] konn-

ten die vorliegenden Analysen ebenfalls höhere Steuerungsraten in Gebieten mit höherer Deprivation sowie bei älteren Patientengruppen identifizieren. Diese generellen Tendenzen konnten jedoch unabhängig von der Praxisgebühr, also auch nach ihrer Abschaffung, beobachtet werden. Allerdings wiesen die beobachteten Rückgänge der Steuerung ein gewisses Muster auf, welches über alle Deprivationskategorien und Altersgruppen hinweg in ähnlicher Weise ausfiel.

Eine weitere Analyse des Vorprojekts zeigte, dass die ambulanten Kosten (haus- und fachärztliche Kosten) von gesteuerten Patient*innen im Durchschnitt um 9,65 € niedriger waren als bei Patient*innen ohne Steuerung [38]. Im Gegensatz zur vorliegenden Studie umfasste diese Untersuchung neben fachärztlichem Ressourcenverbrauch auch Kosten für verordnete Medikamente, welche aus datenschutzrechtlichen Gründen für das vorliegende Projekt nicht zur Verfügung standen. Zudem lagen die Kosten bei Hausärzt*innen nicht in vollem Umfang vor, da etwa eine Million bayerische Patient*innen in die Hausarztzentrierte Versorgung eingeschrieben sind. Die Abrechnung dieser Kosten erfolgt nicht über die Kassenärztliche Vereinigung Bayerns, sondern über der Bayerischen Hausärzteverband.

6.3 Ausmaß des Ärzte-Hoppings

Patient*innen in Deutschland haben einen freien und uneingeschränkten Zugang zu ambulanzärztlichen Leistungen – auch zur fachärztlichen Versorgung. Im Zuge dessen besteht die Möglichkeit des sog. „Ärzte-Hoppings“ (engl. 'doctor shopping'), bei welchem Patient*innen ohne medizinische Notwendigkeit mehrere Ärzt*innen derselben Facharztgruppe konsultieren, etwa für eine Zweitmeinung oder aufgrund einer gewissen Unzufriedenheit mit der fachärztlichen Leistung [67]. Als 'gatekeeper' hat die Hausärztin oder der Hausarzt die Möglichkeit, solche Doppeluntersuchungen zu reduzieren. Die Abschaffung der Praxisgebühr ging insgesamt mit einem geringen Anstieg des „Ärzte-Hoppings“ einher, allerdings war in orthopädischen Praxen mit etwa 4.500 zusätzlichen Fällen ein größerer Anstieg zu beobachten [57]. Es ist daher möglich, dass die Praxisgebühr einen steuernden Einfluss auf Patient*innen dieser Facharztgruppe hatte. Eine Übersichtsarbeit von Biernikiewicz et al. (2019) zeigte, dass wiederholte Konsultationen am häufigsten bei Patient*innen mit chronischen Erkrankungen, mit multiplen Komorbiditäten, mit einer Medikamentenabhängigkeit oder bei ungelösten Beschwerden (bspw. anhaltende Symptome trotz Behandlung) zu finden sind [22]. In Bezug auf das vorliegende Projekt ist jedoch unklar, ob die Häufung in der orthopädischen Fachgruppe auf Medikamentenmissbrauch (z.B. wiederholte Verschreibung von Schmerzmitteln) oder auf eine Unzufriedenheit der Patient*innen mit der erhaltenen Behandlung zurückzuführen ist. Weitere Untersuchungen sind hier erforderlich, um die Gründe für dieses Phänomen zu identifizieren.

6.4 Entwicklung der ambulanten Notfallzahlen

Ein weiteres Themenfeld, welches im Zuge der hausärztlichen Steuerung von Interesse war, war die Entwicklung der ambulanten Notfallzahlen. Diese Kontakte stellen einen alternativen Behandlungsweg zur niedergelassenen Versorgung dar, welche jedoch aus versorgungspolitischer Sicht nicht unbedingt gewollt ist. Vergangene Untersuchungen zeigten für Deutschland stetig steigende Kontaktzahlen in ambulanten Notaufnahmen [68, 69]. Auch im vorliegenden Projekt war eine kontinuierliche Zunahme von jährlich 3 % zu beobachten, neben einem ausgeprägten Sprung von 13% zwischen 2012 und 2013 [57]. Die Abschaffung der Praxisgebühr könnte zu diesem Anstieg beigetragen haben, da auch für ambulante Notfallkontakte 10 € gezahlt werden mussten. In einer Befragung von ambulanten Notfallpatient*innen zeigten Scherer et al. (2017) [69], dass 54,7 % der Notfallpatient*innen den Grad ihrer Behandlungsdringlichkeit als „gering“ einschätzten, was wiederum bedeutet, dass sie eigentlich definitionsgemäß nicht in die Kategorie eines medizinischen Notfalls fielen. Als Motive für den Kontakt zur Notfallambulanz gaben diese Patient*innen „Bequemlichkeit“ oder die mit dem Kontakt verbundene Erwartung einer besseren Versorgung als im ambulanten Sektor an [69]. Umgekehrt konnten Fenton et al. (2012) [70] zeigen, dass eine höhere Patientenzufriedenheit mit einer geringeren Notfall-Inanspruchnahme verbunden ist. Diese Fälle, welche möglicherweise bereits in einer hausärztlichen Praxis eine adäquate Behandlung erhalten hätten, führen zu einer gewissen „Verwässerung“ des Patientenkollektivs in Notfallambulanzen – es kommt zu einer Reduktion der Prävalenz von dringenden Fällen in den Notaufnahmen. Dies verringert die Effektivität der dortigen Versorgung, da die ärztlichen Strukturen in Notfallambulanzen auf gewisse Schweregrade und deren Häufigkeiten ausgelegt sind [71]. Die Folge ist eine erhöhte Wahrscheinlichkeit von unerwünschten Behandlungswirkungen, da Patient*innen nicht in jedem Fall eine an die Krankheitsschwere angepasste, angemessene Behandlung erhalten [71]. Bei diesen „leichteren“ Fällen könnte die Praxisgebühr somit eine gewisse Hemmschwelle gewesen sein. In einer Untersuchung von David et al. (2013) [72] kommen die Autor*innen zu dem Schluss, dass die verhaltenssteuernde Wirkung der Praxisgebühr zu einer angemesseneren Inanspruchnahme der Leistungen in Notaufnahmen geführt haben könnte. Dennoch ist ein kausaler Schluss zwischen der Abschaffung der Praxisgebühr und den steigenden Zahlen ambulanter Notfälle anhand des vorliegenden Projekts nicht möglich. Gleichzeitige Änderungen in der Regelung und Abrechnung von Leistungen außerhalb der Praxisöffnungszeiten in Bayern, insbesondere eine Erhöhung der Bereitschaftsdienstzeiten, machen es schwierig, den reinen Effekt der Praxisgebührensabschaffung zu identifizieren. Eine Ausweitung der Bereitschaftsdienstzeiten ab 2013 [73] könnte hier zu einer vermehrten Nachfrage seitens der Patient*innen geführt haben, unabhängig von der Praxisgebühr. Allerdings zeigten deutschlandweite Daten ähnliche Trends bzw. einen Sprung im Jahreswechsel 2012/2013, trotz unterschiedlicher Strukturierung der Bereitschaftsdienste in den einzelnen Bundesländern [74]. Ein Effekt infolge der Praxisgebührensabschaffung erscheint somit möglich.

6.5 Entwicklung der fachärztlichen Kosten

Die Modellierung der ambulant-fachärztlichen Kosten offenbarte, dass hausärztlich gesteuerte Patient*innen im Schnitt 21,78 € geringere Kosten auslösten als vergleichbare Patient*innen mit Facharztbesuch ohne Steuerung. Nach Abschaffung der Praxisgebühr nahm dieser Unterschied auf 24,94 € zu; der Effekt der Steuerung erhöhte sich somit infolge der Abschaffung [60]. Obwohl dieser Kostenanstieg auf den ersten Blick gering erscheint, muss berücksichtigt werden, dass nach 2012 eine deutlich größere Zahl an Patient*innen (> 3 Mio. anstatt 1,7 Mio. vor der Abschaffung) fachärztliche Leistungen ohne Steuerung in Anspruch nahm. Bei einer finanziellen Gesamtbewertung muss allerdings mit einbezogen werden, dass im Falle eines ungesteuerten Kontaktes die hausärztlichen Kosten wegfallen. Aufgrund der unvollständig vorliegenden Hausarztkosten war eine Modellierung der Gesamtkosten jedoch nicht möglich.

Die internationale Evidenz zu den Auswirkungen hausärztlich gesteuerter Versorgung auf Gesundheitsausgaben identifizierte uneinheitliche Ergebnisse. Untersuchungen von Garrido et al. (2011) [19], Delnoij et al. (2000) [75] und Starfield (1994) [76] zeigten, dass Systeme mit 'gatekeeping' oder starker Primärversorgung niedrigere Gesundheitsausgaben haben. Im Gegensatz dazu fanden Kringos et al. (2013b) [77] heraus, dass starke Primärversorgungssysteme zwar mit besseren Gesundheits-Outcomes, aber auch mit höheren Ausgaben verbunden sind. Bei der Bewertung dieser Ergebnisse ist jedoch zu berücksichtigen, dass diese Untersuchungen aufgrund ihrer zugrundeliegenden Methoden, etwa eine ökologische Studie bei Kringos et al. (2013b) [77], nicht zwingend kausale Rückschlüsse erlauben. Zu bedenken ist zudem die Tatsache, dass die Gesundheitsversorgung, und im speziellen die Primärversorgung, in verschiedenen Nationen auf sehr unterschiedliche Art und Weise organisiert, erbracht und finanziert wird. Generelle Aussagen zu den Kostenvorteilen von gesteuerter Versorgung sind aus diesem Grund nur eingeschränkt möglich.

Im Rahmen des vorliegenden Projekts wurden jedoch die Zusammenhänge von Steuerung und fachärztlicher Inanspruchnahme auf individueller Patientenebene erfasst und modelliert, weshalb eine genauere Erfassung und Abschätzung der Effekte für die bayerische bzw. deutsche Versorgungssituation zu erwarten ist.

6.6 Entwicklung der Krankheitslast bei gesteuerten und ungesteuerten Patient*innen

Nach Abschaffung der Praxisgebühr kommt es, gemessen am Anteil mit chronischen und psychischen Erkrankungen und an der Anzahl der Krankheitskategorien, zu einer Zunahme der Morbidität bei ungesteuerten Patient*innen [60]. Allerdings ist diese Entwicklung eher als eine Veränderung der Gruppenzusammensetzung zu interpretieren, als eine Veränderung der Morbidität

einzelner Patient*innen: Nach Abschaffung der Praxisgebühr wechseln viele der zuvor gesteuerten, morbiden Patient*innen in die Gruppe der ungesteuerten Patient*innen.

Vor diesem Hintergrund sind Patient*innen mit chronischen Erkrankungen differenziert zu betrachten. Unter Einfluss der Praxisgebühr war das Vorhandensein einer oder mehrerer chronischer Erkrankungen noch ein starker Prädiktor für eine gesteuerte Versorgungsanspruchnahme [37]. Nach der Abschaffung ist der Einfluss von chronischen Erkrankungen jedoch nicht mehr so stark ausgeprägt. Eine Erklärung hierfür könnte ein gewisser finanzieller Anreiz sein, da Patient*innen mit chronischen Erkrankungen in der Regel Kontakt zu vielen verschiedenen Facharztgruppen innerhalb eines Quartals haben und dabei für jede ungesteuerte Konsultation die Gebühr von € 10 berechnet worden wäre. Häufige ungesteuerte Arztkontakte wäre somit sehr teuer geworden und hätten eine gewisse „Sanktion“ bedeutet. Nach Abschaffung der Praxisgebühr entfiel diese Sanktion und es gab keinen direkten monetären Anreiz mehr, vor einem Facharztbesuch einen Hausarzt/eine Hausärztin zu kontaktieren.

6.7 Einordnung der Praxisgebühr und generelle Wirksamkeit von Zuzahlungen

Insgesamt fanden sich keine starken Zusammenhänge zwischen der Abschaffung der Praxisgebühr und der Gesamtzahl der Facharztkontakte. Die Gesamtzahl aller ambulanten Arztkontakte stieg im Untersuchungszeitraum leicht an (1/2011: 6.235.739; 1/2013: 6.542.239; 1/2016: 6.856.489) [57, 66]. Sie folgte damit einem Trend, welcher bereits in vorangegangenen Zeiträumen mit Praxisgebühr zu beobachten war [31]. Allerdings erhöhte sich der Anteil an ungesteuerten Facharztkontakten deutlich.

Grabka et al. (2006) [78] identifizierten für das Jahr 2004, also unmittelbar nach Einführung der Praxisgebühr, einen Rückgang von nicht notwendigen Arztbesuchen in Deutschland. Dieser Effekt verschwand jedoch in den darauffolgenden Jahren wieder [79]. In einer Untersuchung von Rückert et al. (2008) [80] zeigte sich, dass die Praxisgebühr vor allem bei jungen und gesunden Patient*innen Wirkung zeigte, wobei dieser Effekt bei Patient*innen mit niedrigem Einkommen deutlich stärker ausgeprägt war.

Die Evidenz zur Wirksamkeit von Behandlungszuzahlungen auf die Zahl der Arztkontakte ist uneinheitlich. Ähnlich zum vorliegenden Projekt zeigten Untersuchungen in Österreich [81] und Deutschland [78, 79, 82, 83], dass die Einführung einer Behandlungszuzahlung keinen signifikanten Einfluss auf die Anzahl der Arztkontakte hatte. Im Unterschied dazu ergab ein systematischer Review, der Nachfrageeffekte in verschiedenen Arten von Gesundheitssystemen betrachtete, dass in der Mehrzahl der eingeschlossenen Studien eine reduzierte Haus- und Facharztnutzung durch Zuzahlungen zu beobachten war [84]. Im Kontext der deutschen Praxisgebühr erscheinen Zuzahlungen von 10 € pro Quartal als eine verhältnismäßig geringe Barriere für die freie Inanspruchnahme ambulanter Leistungen. Die additive Wirkung der Praxisgebühr repräsentierte jedoch einen wirksamen Anreiz für eine hausärztlich gesteuerte Versorgungsanspruchnahme,

da Patient*innen, die bspw. drei Praxen ohne Überweisung konsultierten, bereits Zuzahlungen in Höhe von 30 € in einem Quartal zu entrichten hatten. Vor diesem Hintergrund ist zu beachten, dass Zuzahlungen für Personen mit niedrigem sozioökonomischen Status eine Barriere zu medizinischen Leistungen darstellen können, insbesondere wenn die Zuzahlung einkommensunabhängig erhoben wird. In Bezug auf die deutsche Praxisgebühr ist die Evidenz erneut uneinheitlich. Eine Studie von Rückert et al. (2008) [80] kam zu dem Schluss, dass Personen mit niedrigem sozioökonomischem Status Arztbesuche aufgrund der Praxisgebühr häufiger hinauszögerten bzw. sogar vermieden. Grabka et al. (2006) [78] und Schreyögg et al. (2010) [79] fanden dagegen keine sozioökonomischen Unterschiede.

Unabhängig von der Praxisgebühr werteten Hoebel et al. (2016) [85] Daten der DEGS1-Umfrage („erste Welle der Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland“) des Robert-Koch-Instituts aus. Dabei fanden sie heraus, dass sozial benachteiligte Patient*innen Hausärzt*innen prinzipiell häufiger in Anspruch nahmen, wohingegen Patient*innen mit höherem sozialen Status häufiger Kontakt zu Fachärzt*innen suchten. Dieses Ergebnis war auch nach Adjustierung für die Arztdichte vorhanden und insbesondere bei den Fachgruppen der Internist*innen, Hautärzt*innen und Frauenärzt*innen zu beobachten [85].

6.8 Bedeutung der Versorgungskontinuität

Einen zentralen Aspekt der Versorgungssteuerung repräsentiert die 'continuity of care', zu Deutsch die Behandlungskontinuität, initiiert und begleitet durch einen ärztlichen Ansprechpartner bzw. eine ärztliche Ansprechpartnerin, zumeist Hausärzt*innen. Im Kontext einer Übersichtsarbeit von Gray et al. (2018) [86] stellt der generelle Rückgang der Versorgungssteuerung in Deutschland eine kritische Entwicklung dar. Die Autor*innen zeigten, dass eine erhöhte Kontinuität der Versorgung, sowohl haus- als auch fachärztlich initiiert, zu einer Verringerung der Mortalität führte [86]. Im Umkehrschluss folgern Starfield et al. (2005) [10] und Forrest & Starfield (1998) [87], dass eine Abnahme der Koordination in der Primärversorgung zu einer Abnahme der Versorgungskontinuität führt. Weiteren Studien zufolge könnten insbesondere Patient*innen mit chronischen Erkrankungen und Multimorbidität von einem starken Primärversorgungssystem profitieren [77, 88-91]. Eine Arbeit von Schneider et al. (2021) kam darüber hinaus zu dem Schluss, dass Patient*innen mit somatoformen Störungen im Falle einer hausärztlichen Steuerung zumindest teilweise vor der Inanspruchnahme von potentiell gefährlichen medizinischer Diagnostiken und Interventionen „geschützt“ werden konnten [92].

Im Zuge dessen erscheint der in den vorliegenden Analysen nach Abschaffung der Praxisgebühr erkennbare Rückgang der gesteuerten Versorgung bei älteren Patientengruppen besonders besorgniserregend, da Patient*innen mit chronischen Erkrankungen und/oder Multimorbidität eine hohe Vulnerabilität aufweisen [93]. Den Nutzen einer umfassend ausgeprägten Primärversor-

gung, insbesondere bei chronischen Erkrankungen, zeigten Basu et al. (2019) [94]. In dieser Untersuchung ging eine höhere Primärversorgungsichte mit einer längeren Lebenserwartung einher. Zudem war eine Erhöhung der Hausarztichte von 10 Hausärzt*innen pro 100.000 Einwohner*innen mit einer niedrigeren Sterblichkeitsrate für Herz-Kreislauf-, Atemwegs- für Krebserkrankungen verbunden. Die Autor*innen folgerten, dass eine solide Primärversorgung das Fundament eines gut funktionierenden Gesundheitssystems darstelle [94]. Der in den KVB-Daten beobachtete Steuerungsrückgang repräsentiert in diesem Kontext eine Schwächung der Primärversorgung und folglich eine Reduktion einer effektiven, gut funktionierenden Gesundheitsversorgung. Ein alternativer Ansatz zur Stärkung der Versorgungssteuerung und zur Erhöhung der Versorgungskontinuität ist die Einführung eines verpflichtenden Primärversorgungssystems. In einzelnen Bundesländern in Deutschland, wie etwa Baden-Württemberg, Bayern oder Thüringen, wird versucht, eine Erhöhung der Versorgungskontinuität über das Modell der „Hausarztzentrierten Versorgung“ (HzV) zu erzielen. Hierzu konnten bereits positive Effekte hinsichtlich des Patientenüberlebens [95, 96] und einer optimierten Versorgung von chronisch erkrankten Patient*innen angedeutet [97-100] werden. In der aktuellen politischen Diskussion gibt es bereits Überlegungen, die HzV auszuweiten, etwa in Kombination mit finanziellen Anreizen für teilnehmende Patient*innen [101, 102], um so eine bessere Versorgungskoordination zu erzielen, ohne bestimmte Patientengruppen zu benachteiligen. Weitere potenzielle, jedoch nicht näher diskutierte Lösungen repräsentieren der sog. „medical home“-Ansatz [103], bei welchem insbesondere die intensive Arzt-Patienten-Beziehung im Vordergrund steht, oder auch die Einführung von abgestuften Versorgungsverträgen, im Zuge derer Patient*innen mit geringerer Wahlfreiheit günstigere Tarife zu entrichten haben. Letzteres wurde in der Schweiz bereits etabliert [104].

6.9 Stärken und Limitationen der vorliegenden Arbeit

Eine Stärke der vorliegenden Arbeit ist die Analyse von Routinedaten, die 85 % der bayerischen Bevölkerung über sechs Jahre hinweg abdeckten. Durch die Einbeziehung aller gesetzlich versicherten Patient*innen in Bayern kann von einer höheren Repräsentativität und Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse ausgegangen werden als bei Studien auf Basis von Krankenkassendaten mit einer gewissen, historisch bedingten Patientenzusammensetzung [105, 106]. Darüber hinaus handelte es sich um die ersten publizierten Studien, die die hausärztliche Koordination im Kontext der Praxisgebührenschaftung untersuchten, da bisherige Untersuchungen entweder nach Einführung der Praxisgebühr [78, 82, 83] oder unmittelbar vor ihrer Abschaffung durchgeführt wurden [37, 38, 79]. Ein in deutscher Sprache publizierter Fachbericht untersuchte zwar anhand von Zeitreihendarstellungen die Veränderung der Versorgung in Zeiträumen mit und ohne Praxisgebühr, allerdings ohne Berücksichtigung der Bedeutung hausärztlicher Steuerung oder anderer struktureller Faktoren, wie bspw. regionaler Deprivation [74].

Die Verwendung von Routinedaten hat jedoch einige Einschränkungen, da diese Daten ursprünglich zu Abrechnungs- und nicht zu Forschungszwecken erhoben wurden. Neben einem deutlichen und unmittelbaren Rückgang der Steuerungsanteile nach 2012, war im darauffolgenden Zeitraum eine weitere, jedoch moderatere Abnahme zu beobachten. Diese kann allerdings durch die vorliegende Datenanalyse allein nicht zweifelsfrei erklärt werden. Es ist zu vermuten, dass der weitere Trendverlauf gewisse „Gewöhnungseffekte“ enthält. Darüber hinaus ist es nicht möglich genauer abzuschätzen, inwieweit die Einführung der HzV in Bayern im Jahr 2012 [107, 108] die Anteile der hausärztlichen Steuerung beeinflusst hat. Allerdings, wie bereits bei Schneider et al. (2016) [38] argumentiert, ermöglicht die Betrachtung aller bayerischen Patient*innen eine „naturalistische“ [38] Perspektive auf ambulante Versorgungswege, da die HzV mit gewissen Selektionsmechanismen und geändertem ärztlichen Behandlungsverhalten in Verbindung gebracht wird [109]. Die vorliegende Arbeit ermöglicht somit einen unverzerrten Einblick in die hausärztliche Steuerung, vor allem zu Beginn des Untersuchungszeitraums.

Eine weitere Limitation ist, dass nicht nachvollzogen werden kann, inwieweit eine Überweisung tatsächlich eine aktive Steuerung seitens der Hausärztin/des Hausarztes darstellte. In Deutschland besteht die Möglichkeit, Überweisungen zu Fachärzt*innen auch ohne vorherige Konsultation des Hausarztes/der Hausärztin anzufordern (sog. „Tresen-Überweisungen“) [110], sodass der Anteil der Patient*innen mit Überweisungen den tatsächlichen Anteil der Patient*innen mit aktiver hausärztlicher Steuerung überschätzen könnte. Andererseits ist es denkbar, dass einige Patient*innen ohne administrativ erfasste Überweisung eine hausärztliche Steuerung erfahren haben. Dies könnte etwa der Fall sein, wenn Patient*innen den Überweisungsschein nicht an ihren Facharzt/ihre Fachärztin übergeben haben.

In diesem Kontext stellt die Definition von „Steuerung“ an sich einen Diskussionspunkt dar, da die Abbildung der hausärztlichen Steuerungsanteile durch die Wahl der Definition geprägt wird. Zu Beginn des Projektes wurden mehrere Definitionen zur Erfassung der Versorgungssteuerung in Erwägung gezogen (s. Abschnitt 4.2.4): Vorhandensein eines hausärztlichen Überweisungsscheins, hausärztliche und fachärztliche Überweisungsscheine oder eine Definition über eine zeitliche (von Überweisungsscheinen unabhängige) Komponente, mit „Hausarzt- vor Facharztbesuch in einem Quartal“. Im Zuge dessen repräsentiert die Berücksichtigung der fachärztlichen Überweisungsscheine zwar eine Abbildung der Versorgungssteuerung, jedoch würde dabei der Hausarzt/die Hausärztin, auch im Sinne des 'gatekeepings', nicht mehr im Zentrum der Steuerung stehen. Die Definition „Hausarzt- vor Facharztbesuch“ zeigte insgesamt deutlich höhere Anteile, insbesondere im Zeitraum nach Abschaffung der Praxisgebühr. Hier besteht allerdings die Möglichkeit, dass es zu einer „Verwässerung“ der Steuerung kommt, da Hausarzt- und Facharztbesuch nicht zwingend miteinander in Verbindung stehen müssen. So kann es etwa vorkommen, dass eine Patientin/ein Patient aufgrund einer Krankenschreibung (bspw. grippaler Infekt) zunächst bei einer Hausärztin/einem Hausarzt war, jedoch zu einem späteren Zeitpunkt im Quartal aufgrund eines anderen Behandlungsanlasses (bspw. Rückenschmerzen) einen Facharzt/eine

Fachärztin aufsuchte. Letztendlich fiel die Wahl auf die Definition, welche auf hausärztlichen Überweisungsscheinen basierte, da diese das Konzept der hausärztlichen Steuerung am adäquatesten abbildete und darüber hinaus eine gewisse Konsistenz zu Methodik und Ergebnissen des Vorprojekts [37, 38] gegeben war.

Eine weitere Limitation ist, dass sich im Nachhinein nicht mehr feststellen lässt, in welchem Ausmaß der Anstieg der ambulanten Notfallkontakte auf die Abschaffung der Praxisgebühr zurückzuführen war, da im selben Zeitraum strukturelle und administrative Änderungen der Bereitschaftsdienstordnung vorgenommen wurden [73]. Eine Limitation der Routinedaten an sich zeigte sich auch bei der Interpretation der Kostenschätzungen. Die Ergebnisse der Modellierungen deuteten darauf hin, dass, trotz generell steigender Kostentrends, die ambulanten Facharztkosten nach Abschaffung der Praxisgebühr einen leichten Rückgang aufwiesen (gesteuert: -5,55 €; ungesteuert: -3,16 €). Dies ist wahrscheinlich zum einen auf eine begleitende Änderung der Budgetierungsprozesse in Bayern zurückzuführen, zum anderen auf Bemühungen eine adäquatere ICD-10-Kodierung von Diagnosen zu erzielen (Vermeidung von sog. „Upcoding“, ungerechtfertigte Verschlüsselung von Diagnosen). Die eingeschränkte Abschätzbarkeit solcher bürokratischen Änderungen sind jedoch als Einschränkungen der Datenbasis an sich zu bewerten. Die Beurteilung der generellen Effekte hausärztlicher Steuerung sollten davon nicht oder nur kaum beeinflusst werden.

Hinsichtlich der ambulanten Facharztkosten ist zu beachten, dass die jeweiligen Kostenschätzungen von der Wahl des Modells abhängig sind. Sensitivitätsanalysen mit unterschiedlichen Modellspezifikationen zeigten jedoch eine gewisse Stabilität des Kosteneffekts. Durch die Kombination von Modellierung und Gewichtung ist zudem von einer erhöhten Robustheit der Kostenschätzungen auszugehen [61-63].

Wie bereits angedeutet, waren in den vorliegenden Modellierungen lediglich Abschätzungen hinsichtlich der ambulanten Facharztkosten möglich, nicht der ambulanten Gesamtkosten. Hausärztliche Kosten liegen im KVB-Datensatz nur unvollständig vor. Seit dem Jahr 2012 können sich bayerische Patient*innen freiwillig in die Hausarztzentrierte Versorgung (HzV) einschreiben. Die hausärztlichen Kosten werden dann über den Bayerischen Hausärzteverband abgerechnet [107, 108].

Neben den Gesundheitsausgaben sind die Entfernung zu Gesundheitsdienstleistern sowie die Wartezeit zwei weitere relevante Aspekte, die bei der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen eine Rolle spielen. Da in den Abrechnungsdaten der KVB keine Informationen hierüber enthalten sind, waren keine Analysen dazu möglich. Allerdings sind die Wartezeiten auf eine fachärztliche Behandlung in Deutschland im internationalen Vergleich gering, was zum großen Teil auf die hohe Facharztdichte in der ambulanten Versorgung zurückzuführen ist [111, 112].

Eine größere Limitation der Untersuchung ist, dass sich aufgrund der vorliegenden Daten keine direkten Rückschlüsse auf die Qualität der Versorgung ziehen lassen. Die Outcomes „Patienten-koordination“, „Behandlungskonsistenz“, „ambulante Notfallkontakte“, „Ärzte-Hopping“ und „ambulante Facharztkosten“ repräsentieren vielmehr Surrogat-Parameter einer effektiven Primärversorgung. Mortalitäts- oder Hospitalisierungsdaten könnten im Zuge dessen eine Bewertung der Versorgungsqualität ermöglichen, allerdings sind diese Zahlen nicht in den kassenärztlichen Routinedaten enthalten.

6.10 Schlussfolgerungen

Das vorliegende Projekt konnte zeigen, dass nach Abschaffung der Praxisgebühr Ende 2012 ein sofortiger und deutlicher Rückgang der hausärztlich koordinierten Versorgung erfolgte. Die Abschaffung war insbesondere mit einem Wechsel der Patient*innen zwischen einer gesteuerten hin zu einer ungesteuerten Versorgung verbunden, während die Anzahl der Facharztkontakte und die Zahl der „Nur-Hausarzt“-Kontakte nahezu stabil blieben. Begleitend zu diesen Trends war ein Anstieg der ambulanten Notfallkontakte und, in geringerem Maße, des „Ärzte-Hoppings“ zu beobachten. Diese Ergebnisse legen nahe, dass die Praxisgebühr ein zumindest teilweise effektives Instrument zur Unterstützung einer hausärztlich koordinierten Versorgung war. Weitere Projektergebnisse deuten zudem darauf hin, dass Patient*innen geringere ambulant-fachärztliche Kosten auslösten, wenn ihre Versorgung durch Hausarzt*innen koordiniert wurde - unabhängig vom Vorhandensein der Praxisgebühr. Allerdings verstärkte sich dieser Unterschied im Zeitraum nach der Abschaffung noch weiter. Das Ende der Praxisgebühr führte insbesondere bei Patient*innen mit psychischen Erkrankungen und hoher Morbidität zu einem erheblichen Rückgang der hausärztlichen Koordination. Dies erscheint besorgniserregend, da v.a. vulnerable Patientengruppen von einer hohen Versorgungskontinuität profitieren würden. Aus diesem Grund sollte eine Stärkung der hausärztlich koordinierten Versorgung im ambulanten Bereich angestrebt werden. Als ein möglicher und bereits diskutierter Ansatz gilt die Etablierung eines anreizbasierten Primärarztsystems, angelehnt an das Modell der „Hausarztzentrierten Versorgung“, mit verpflichtenden Überweisungen.

7. Literaturverzeichnis

- [1] Barnett K, Mercer SW, Norbury M, et al. Epidemiology of multimorbidity and implications for health care, research, and medical education: a cross-sectional study. *Lancet*. 2012;380(9836):37-43.
- [2] Lehnert T, König H-H. Effects of multimorbidity on health care utilization and costs. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2012;55(5):685-92.
- [3] Breyer F. Demografie, medizinischer Fortschritt und Ausgabenentwicklung im Gesundheitswesen. *Urologe A*. 2013;52(6):777-84.
- [4] Beske F, Drabinski T. Finanzierungsdefizite in der gesetzlichen Krankenversicherung: Prognose 2005 – 2050. Kiel: Schmidt und Klaunig; 2005.
- [5] Statistisches Bundesamt (Destatis). Pressemitteilung Nr. 167 vom 6. April 2021. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2021/04/PD21_167_236.html (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [6] Statistisches Bundesamt (Destatis). Deutschland mit höchsten Gesundheitsausgaben der EU. <https://www.destatis.de/Europa/DE/Thema/Bevoelkerung-Arbeit-Soziales/Gesundheit/Gesundheitsausgaben.html> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [7] Fuchs C, Nagel E, Raspe H. Rationalisierung, Rationierung und Priorisierung – was ist gemeint? *Dtsch Arztebl*. 2009;106(12):A-554 / B-474 / C-58.
- [8] Williams JS, Walker RJ, Egede LE. Achieving equity in an evolving healthcare system: opportunities and challenges. *Am J Med Sci*. 2016;351(1):33-43.
- [9] Hofmarcher MM, Oxley H, Rusticelli E. Improved health system performance through better care coordination. OECD. 2007. <https://www.oecd-ilibrary.org/content/paper/246446201766> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [10] Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q*. 2005;83(3):457-502.
- [11] Reibling N, Wendt C. Gatekeeping and provider choice in OECD healthcare systems. *Current Sociology*. 2012;60(4):489-505.
- [12] Boyle S. United Kingdom (England): Health system review. *Health systems in transition*. 2011;13(1):1-483, xix-xx.
- [13] Kroneman M, Boerma W, van den Berg M, et al. Netherlands: Health system review. *Health systems in transition*. 2016;18(2):1-240.
- [14] Martin DP, Diehr P, Price KF, et al. Effect of a gatekeeper plan on health services use and charges: a randomized trial. *Am J Public Health*. 1989;79(12):1628-32.
- [15] Ferris TG, Perrin JM, Manganello JA, et al. Switching to gatekeeping: changes in expenditures and utilization for children. *Pediatrics*. 2001;108(2):283-90.

- [16] Etter J-F, Perneger TV. Health care expenditures after introduction of a gatekeeper and a global budget in a Swiss health insurance plan. *J Epidemiol Community Health*. 1998;52(6):370-6.
- [17] Bey T. Managed Care in den USA: Übermacht der Versicherungen. *Dtsch Arztebl*. 2001;98(51-52):3428-9.
- [18] Holdsworth LK, Webster VS, McFadyen AK, et al. Are patients who refer themselves to physiotherapy different from those referred by GPs? Results of a national trial. *Physiotherapy*. 2006;92(1):26-33.
- [19] Garrido MV, Zentner A, Busse R. The effects of gatekeeping: a systematic review of the literature. *Scand J Prim Health Care*. 2011;29(1):28-38.
- [20] Fink P. Surgery and medical treatment in persistent somatizing patients. *J Psychosom Res*. 1992;36(5):439-47.
- [21] Kouyanou K, Pither CE, Wessely S. Iatrogenic factors and chronic pain. *Psychosom Med*. 1997;59(6):597-604.
- [22] Biernikiewicz M, Taieb V, Toumi M. Characteristics of doctor-shoppers: a systematic literature review. *J Mark Access Health Policy*. 2019;7(1):1595953.
- [23] Aron-Dine A, Einav L, Finkelstein A. The RAND health insurance experiment, three decades later. *J Econ Perspect*. 2013;27(1):197-222.
- [24] Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen. Bedarfsgerechte Steuerung der Gesundheitsversorgung. Gutachten 2018. https://www.svr-gesundheit.de/fileadmin/Gutachten/Gutachten_2018/Gutachten_2018.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [25] Couturier B, Carrat F, Hejblum G. A systematic review on the effect of the organisation of hospital discharge on patient health outcomes. *BMJ Open*. 2016;6(12):e012287.
- [26] Thode N, Bergmann E, Kamtsiuris P, et al. Einflussfaktoren auf die ambulante Inanspruchnahme in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2005;48(3):296-306.
- [27] Hoffmann TC, Montori VM, Del Mar C. The connection between evidence-based medicine and shared decision making. *JAMA*. 2014;312(13):1295-6.
- [28] Busse R, Blümel M. Germany: Health system review. *Health systems in transition*. 2014;16(2):1-296, xxi.
- [29] Kringos D, Boerma W, Bourgueil Y, et al. The strength of primary care in Europe: an international comparative study. *Br J Gen Pract*. 2013a;63(616):e742-e50.
- [30] Groenewegen PP, Dourgnon P, Greß S, et al. Strengthening weak primary care systems: steps towards stronger primary care in selected Western and Eastern European countries. *Health Policy*. 2013;113(1-2):170-9.

- [31] Grobe TG, Steinmann S, Szecsenyi J. BARMER Arztreport 2018. Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse 2018. <https://www.barmer.de/blob/144368/08f7b513fdb6f06703c6e9765ee9375f/data/dl-barmer-arztreport-2018.pdf> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [32] Brenner G, Koch H, Franke A. Steuert die Praxisgebühr in die richtige Richtung? - Analyse des Versorgungsgeschehens nach Einführung der „Praxisgebühr“. Z Allg Med. 2005;81(09):377-81.
- [33] Deutscher Bundestag. Drucksache 17/11396. 2012. <https://dserver.bundestag.de/btd/17/113/1711396.pdf> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [34] Gerlinger T. Gesundheitsreform in Deutschland. In: Manzei A, Schmiede R, editors. 20 Jahre Wettbewerb im Gesundheitswesen: Theoretische und empirische Analysen zur Ökonomisierung von Medizin und Pflege. Wiesbaden: Springer Fachmedien; 2014. p. 35-69.
- [35] Osterloh F. Praxisgebühr: Das Ende eines Irrtums. Dtsch Arztebl Int. 2012;109(46):A-2279-A-.
- [36] Kilham R. Is national health spending on an unaffordable trajectory? Clin Exp Optom. 2015;98(2):105-6.
- [37] Mehring M, Donnachie E, Schneider A, et al. Impact of regional socioeconomic variation on coordination and cost of ambulatory care: investigation of claims data from Bavaria, Germany. BMJ Open. 2017;7(10):e016218.
- [38] Schneider A, Donnachie E, Tauscher M, et al. Costs of coordinated versus uncoordinated care in Germany: results of a routine data analysis in Bavaria. BMJ Open. 2016;6(6):e011621.
- [39] Statistische Ämter des Bundes und der Länder. Bevölkerung. Fläche und Bevölkerung nach Länder. <https://www.statistikportal.de/de/bevoelkerung/flaeche-und-bevoelkerung> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [40] Swart E, Ihle P, Gothe H. Routinedaten im Gesundheitswesen: Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden, und Perspektiven. Bern: Verlag Hans Huber, Hogrefe; 2014.
- [41] Beyerlein A, Donnachie E, Jergens S, et al. Infections in early life and development of type 1 diabetes. Jama. 2016;315(17):1899-901.
- [42] Donnachie E, Schneider A, Mehring M, et al. Incidence of irritable bowel syndrome and chronic fatigue following GI infection: a population-level study using routinely collected claims data. Gut. 2018;67(6):1078.
- [43] Donnachie E, Schneider A, Enck P. Comorbidities of patients with functional somatic syndromes before, during and after first diagnosis: a population-based study using Bavarian routine data. Sci Rep. 2020;10(1):9810.

- [44] Bayerisches Staatsministerium für Gesundheit und Pflege. Gesundheitssystem. <https://www.stmgp.bayern.de/gesundheitsversorgung/gesundheitsystem/> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [45] Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information (DIMDI). ICD-10-GM Version 2019. Systematisches Verzeichnis. Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision. <https://www.dimdi.de/dynamic/downloads/klassifikationen/icd-10-gm/vorgaenger/icd10gm2019.zip> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [46] Kassenärztliche Vereinigung Bayerns. Versorgungsatlas. <https://www.kvb.de/ueberuns/versorgungsatlas/> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [47] Maier W, Fairburn J, Mielck A. Regionale Deprivation und Mortalität in Bayern. Entwicklung eines ‚Index Multipler Deprivation‘ auf Gemeindeebene. Gesundheitswesen. 2012;74(7):416-25.
- [48] Noble M, Wright G, Smith G, et al. Measuring multiple deprivation at the small-area level. Environ Plan A. 2006;38(1):169-85.
- [49] Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR). Laufende Raumb Beobachtung - Raumabgrenzungen. Siedlungsstrukturelle Kreistypen. 2018. https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumb Beobachtung/Raumabgrenzungen/d_utschland/kreise/siedlungsstrukturelle-kreistypen/kreistypen.html (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [50] Bundesinstitut für Bau-,Stadt- und Raumforschung (BBSR). Raumabgrenzungen: Referenzdateien. 2017. <https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumb Beobachtung/downloads/download-referenzen.html> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [51] Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR). Laufende Raumb Beobachtung - Raumabgrenzungen. Raumtypen 2010 auf Kreisebene. https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumb Beobachtung/Raumabgrenzungen/d_utschland/kreise/Raumtypen2010_krs/Raumtypen2010_Kreise.html (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [52] Institut des Bewertungsausschusses. Klassifikationsmodell KM87a_2015. <https://institut-ba.de/service/klassifikation/kmarchiv/km87a2015.html> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [53] Institut des Bewertungsausschusses. Bericht des Instituts des Bewertungsausschusses zur Weiterentwicklung des Klassifikationssystems sowie zur Ermittlung der Veränderungsdaten für das Jahr 2016 gemäß § 87a Abs. 5 SGB V. https://institut-ba.de/publikationen/InBA_Bericht_KM87a2015.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [54] Liste von ICD-Schlüsselnummern, die nach Einschätzung der AG medizinische Grupperanpassung chronische Krankheiten kodieren https://www.kvhb.de/sites/default/files/icd_chronische_krankheiten_2013.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [55] Althammer JW, Lampert H. Das System der sozialen Sicherung. Lehrbuch der Sozialpolitik. Berlin, Heidelberg: Springer; 2014. p. 245-313.

- [56] Swart E, Gothe H, Geyer S, et al. Gute Praxis Sekundärdatenanalyse (GPS): Leitlinien und Empfehlungen. *Gesundheitswesen*. 2015;77(02):120-6.
- [57] Olm M, Donnachie E, Tauscher M, et al. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open*. 2020;10:e035575.
- [58] Graf von Stillfried D. Ambulante Versorgungsleistungen. In: Haring R (Ed.). *Gesundheitswissenschaften*. Berlin, Heidelberg: Springer; 2019. p. 561-85.
- [59] Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *Int J Epidemiol*. 2016;46(1):348-55.
- [60] Olm M, Donnachie E, Tauscher M, et al. Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. *PLoS One*. 2021;16(6):e0253919.
- [61] Cole SR, Hernán MA. Constructing inverse probability weights for marginal structural models. *Am J Epidemiol*. 2008;168(6):656-64.
- [62] Hernán M, Robins J. *Causal Inference: What if*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC; 2020.
- [63] Robins JM. Association, causation, and marginal structural models. *Synthese*. 1999;121(1/2):151-79.
- [64] Austin PC, Stuart EA. Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. *Stat Med*. 2015;34(28):3661-79.
- [65] Fitzmaurice GM. *Longitudinal data analysis*. Boca Raton, Florida: Chapman & Hall/CRC; 2009.
- [66] Olm M, Donnachie E, Tauscher M, et al. Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr: Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern. *Z Allg Med*. 2021;97(11):444-50.
- [67] Leschke M. Nachdenken über einen neuen Patientensport: Ärztehopping. *Klinikarzt*. 2010;39(09):375.
- [68] Köster C, Wrede S, Herrmann T, et al. *Ambulante Notfallversorgung. Analyse und Handlungsempfehlungen*. Göttingen: AQUA–Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen GmbH; 2016.
- [69] Scherer M, Lümann D, Kazek A, et al. Patients attending emergency departments: a cross-sectional study of subjectively perceived treatment urgency and motivation for attending. *Dtsch Arztebl Int*. 2017;114(39):645-52.
- [70] Fenton JJ, Jerant AF, Bertakis KD, et al. The cost of satisfaction: a national study of patient satisfaction, health care utilization, expenditures, and mortality. *Arch Intern Med*. 2012;172(5):405-11.

- [71] Starfield B, Chang H-Y, Lemke KW, et al. Ambulatory specialist use by nonhospitalized patients in US health plans: correlates and consequences. *J Ambul Care Manage.* 2009;32(3):216-25.
- [72] David M, Babitsch B, Klein N, et al. Effect of practice fees on the use of emergency department services. A before and after study. *Notfall Rettungsmedizin.* 2013;16(3):167-74.
- [73] Kassenärztliche Vereinigung Bayerns. Information an alle niedergelassenen Ärzte in Bayern: Neue Bereitschaftsdienstordnung. 2013. <https://www.kvb.de/fileadmin/kvb/dokumente/Praxis/Serviceschreiben/2013/KVB-RS-130423-Informationen-zur-neuen-BDO.pdf> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [74] Heuer J. Placebo oder Wunderpille? Wie die Praxisgebühr Patientenverhalten und Verordnungsmuster veränderte. *Zi-Paper* 8/2016. https://www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs_alle/ZiPaper_08-2016_Trends_Arzneiverordnungen_V3.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [75] Delnoij D, Van Merode G, Paulus A, et al. Does general practitioner gatekeeping curb health care expenditure? *J Health Serv Res Policy.* 2000;5(1):22-6.
- [76] Starfield B. Is primary care essential? *Lancet.* 1994;344(8930):1129-33.
- [77] Kringos D, Boerma W, van der Zee J, et al. Europe's strong primary care systems are linked to better population health but also to higher health spending. *Health Aff (Millwood).* 2013b;32(4):686-94.
- [78] Grabka MM, Schreyögg J, Busse R. The impact of co-payments on patient behavior: evidence from a natural experiment. *Med Klin (Munich).* 2006;101(6):476-83.
- [79] Schreyögg J, Grabka MM. Copayments for ambulatory care in Germany: a natural experiment using a difference-in-difference approach. *Eur J Health Econ.* 2010;11(3):331-41.
- [80] Rückert IM, Böcken J, Mielck A. Are German patients burdened by the practice charge for physician visits ('Praxisgebuehr')? A cross sectional analysis of socio-economic and health related factors. *BMC Health Serv Res.* 2008;8(1):232.
- [81] Hafner P, Mahlich JC. Determinants of physician's office visits and potential effects of co-payments: evidence from Austria. *Int J Health Plann Manage.* 2016;31(3):e192-e203.
- [82] Winkelmann R. Co-payments for prescription drugs and the demand for doctor visits – evidence from a natural experiment. *Health Econ.* 2004;13(11):1081-9.
- [83] Farbmacher H, Winter J. Per-period co-payments and the demand for health care: evidence from survey and claims data. *Health Econ.* 2013;22(9):1111-23.
- [84] Kiil A, Houlberg K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *Eur J Health Econ.* 2014;15(8):813-28.

-
- [85] Hoebel J, Rattay P, Prütz F, et al. Socioeconomic status and use of outpatient medical care: the case of Germany. *PLoS One*. 2016;11(5):e0155982.
- [86] Gray DJP, Sidaway-Lee K, White E, et al. Continuity of care with doctors—a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open*. 2018;8(6):e021161.
- [87] Forrest CB, Starfield B. Entry into primary care and continuity: the effects of access. *Am J Public Health*. 1998;88(9):1330-6.
- [88] Starfield B. *Primary care: balancing health needs, services, and technology*: Oxford University Press, USA; 1998.
- [89] Hansen J, Groenewegen PP, Boerma WGW, et al. Living in a country with a strong primary care system is beneficial to people with chronic conditions. *Health Aff (Millwood)*. 2015;34(9):1531-7.
- [90] Macinko J, Starfield B, Shi L. The contribution of primary care systems to health outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries, 1970–1998. *Health Serv Res*. 2003;38(3):831-65.
- [91] Shi L, Macinko J, Starfield B, et al. The relationship between primary care, income inequality, and mortality in US States, 1980–1995. *J Am Board Fam Pract*. 2003;16(5):412-22.
- [92] Schneider A, Donnachie E, Zipfel S, et al. Patients with somatoform disorders are prone to expensive and potentially harmful medical procedures. *Dtsch Arztebl Int*. 2021;118(25):425-31.
- [93] Sieber CC. Der ältere Patient – wer ist das? *Internist (Berl)*. 2007;48(11):1190-4.
- [94] Basu S, Berkowitz SA, Phillips RL, et al. Association of primary care physician supply with population mortality in the United States, 2005-2015. *JAMA Intern Med*. 2019;179(4):506-14.
- [95] Wensing M, Szecsenyi J, Kaufmann-Kolle P, et al. Strong primary care and patients' survival. *Sci Rep*. 2019;9(1):10859.
- [96] Freund T, Szecsenyi J, Ose D. Charakteristika von eingeschriebenen Versicherten eines flächendeckenden Vertrages zur hausarztzentrierten Versorgung. *Med Klin (Munich)*. 2010;105(11):808-11.
- [97] Laux G, Szecsenyi J, Mergenthal K, et al. Hausarztzentrierte Versorgung in Baden-Württemberg: Ergebnisse einer qualitativen und querschnittlich quantitativen Evaluation. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2015;58(4-5):398-407.
- [98] Gerlach FM, Szecsenyi J. Hausarztzentrierte Versorgung in Baden-Württemberg – Konzept und Ergebnisse der kontrollierten Begleitevaluation. *Z Evid Fortbild Qual Gesundhwes*. 2013;107(6):365-71.

- [99] Freytag A, Biermann J, Ochs A, et al. The impact of GP-centered healthcare. *Dtsch Arztebl Int.* 2016;113(47):791-8.
- [100] Freytag A, Krause M, Lehmann T, et al. Depression management within GP-centered health care — A case-control study based on claims data. *Gen Hosp Psychiatry.* 2017;45:91-8.
- [101] dpa. Gesundheitsversorgung: Reinhardt plädiert für Hausarztmodell. *Dtsch Arztebl.* 2020;117(1-2):5.
- [102] Ärzteblatt News. Reinhardt für höheren Beitrag bei Facharztbesuch ohne Überweisung: Ärzteblatt. 2019. <https://www.aerzteblatt.de/nachrichten/108444/Reinhardt-fuer-hoeheren-Beitrag-bei-Facharztbesuch-ohne-Ueberweisung> (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [103] Rosenthal TC. The medical home: growing evidence to support a new approach to primary care. *J Am Board Fam Med.* 2008;21(5):427.
- [104] Schulze Ehring F, Köster AD. PKV-Dokumentationsreihe Nr. 29: Gesundheitssysteme im Vergleich. Die Gesundheitsreformen in den Niederlanden und in der Schweiz als Vorbild für Deutschland? 2010. https://www.sozialpolitik-aktuell.de/files/sozialpolitik-aktuell/Politikfelder/Gesundheitswesen/Dokumente/pkv-doku_no29_12w.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [105] Hoffmann F, Icks A. Structural differences between health insurance funds and their impact on health services research: results from the Bertelsmann Health-Care Monitor. *Gesundheitswesen.* 2012;74(05):291-7.
- [106] Ohlmeier C, Frick J, Prütz F, et al. Use of routine data from statutory health insurances for federal health monitoring purposes. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz.* 2014;57(4):464-72.
- [107] Bayerischer Hausärzterverband. Vertrag zur Durchführung einer hausarztzentrierten Versorgung gemäß § 73b SGB V. https://www.hausaerzte-bayern.de/images/hzv/ihre-teilnahme/vertragsunterlagen/aok/2012_02_13_HzV-Vertrag_AOK_Bayern.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [108] Gemeinsame Pressemitteilung des Bayerischen Hausärzterverbandes (BHÄV), des BKK Landesverbandes Bayern, der BKK-Vertragsarbeitsgemeinschaft (VAG) Bayern sowie der GWQ ServicePlus AG: Hausarztvertrag mit Betriebskrankenkassen in Bayern ab 01.04.2012 steht. 2012. https://www.gwg-serviceplus.de/pdfs/presseveroeffentlichungen/2012-01-27_pressemitteilung_bayerischer_hausaerztevertrag.pdf (letzter Zugriff am 17.11.2021).
- [109] Schnitzer S, Balke K, Walter A, et al. Führt das Hausarztmodell zu mehr Gleichheit im Gesundheitssystem? *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz.* 2011;54(8):942.
- [110] Schneider A, Hilbert B, Hörlein E, et al. The effect of mental comorbidity on service delivery planning in primary care: an analysis with particular reference to patients who request referral without prior assessment. *Dtsch Arztebl Int.* 2013;110(39):653.

-
- [111] Sawicki PT. Quality of health care in Germany. A six-country comparison. Med Klin (Munich). 2005;100(11):755-68.
- [112] OECD. Health Statistics 2017. Health Care Resources: physicians by categories. 2017. <https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=30173> (letzter Zugriff am 17.11.2021).

8. Anhang

8.1 Abkürzungsverzeichnis

ABRQ	Abrechnungsquartal
ABRQ_MIN	erstes Beobachtungsquartal eines Patienten/einer Patientin in der Datenbank
ABRQ_MAX	letztes Beobachtungsquartal eines Patienten/einer Patientin in der Datenbank
AG	Arbeitsgemeinschaft
BASHIP	Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
BHF	Behandlungsfall
BHF_HA_VOR_FA	hausärztlicher Kontakt vor fachärztlichem Kontakt
BHF_ID	Behandlungsfall-Identifikationsnummer
BHF_UE	Behandlungsfall mit hausärztlicher und/oder fachärztlicher Überweisung
BHF_UE_HA	Behandlungsfall mit hausärztlicher Überweisung
BIMD	Bayerischer Index Multipler Deprivation
BSNR	Betriebsstätten-Nummer
bspw.	beispielsweise
bzw.	beziehungsweise
CC BY (-NC)	Open Access Creative Commons Attribution License (non-commercial)
DEGS1	erste Welle der Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland
d.h.	das heißt
EBM	Einheitlicher Bewertungsmaßstab
FP	family physician
GEE	generalized estimating equations
GKV	gesetzliche Krankenversicherung
GLM	generalisierte lineare Modelle
GOP	Gebührenordnungsposition des EBM
GP	general practitioner

HA	Hausarzt/Hausärztin
HMO	Health Maintenance Organization
H _z V	Hausarztzentrierte Versorgung
ICD-10-GM	Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification
InBA	Institut des Bewertungsausschusses
IPTW	inverse probability of treatment weighting
km	Kilometer
KVB	Kassenärztliche Vereinigung Bayerns
LK_ID	amtlicher Gemeindeschlüssel/Ortskennzeichen für kreisfreie Stadt/Landkreis
LOCF	last observation carried forward
mind.	mindestens
MSM	Marginal Structural Model
PAT_ALTER	Alter des Patienten/der Patientin im Abrechnungsquartal
PID	Patienten-Identifikationsnummer
PSM	Propensity Score Matching
Q	Quartal
RHCC	Rest Hierarchical Condition Categories (Risikoklassen ohne größere ökonomische Relevanz)
s.	siehe
SGB V	Sozialgesetzbuch, Fünftes Buch
SQL	Structured Query Language
THCC	Top Hierarchical Condition Categories (Risikoklassen mit der höchsten ökonomischen Relevanz)
TU München	Technische Universität München
USA	Vereinigten Staaten von Amerika
XSV_AG_ID	Arztfachgruppe
z.B.	zum Beispiel
Zi	Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland

8.2 Publikationsübersicht

8.2.1 Zur Dissertation gehörend

Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open*. 2020 Sep 2;10(9):e035575.

Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. *PLoS One*. 2021 Jun 28;16(6):e0253919.

Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr: Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern. *Z Allg Med*. 2021;97(11):444-50.

8.2.2 Außerhalb der Dissertation veröffentlicht

Olm M, Kühnl A, Knipfer E, Salvermoser M, Eckstein H-H, Zimmermann A. Operative Versorgung von Diabetikern mit vaskulären Komplikationen. Sekundärdatenanalyse der DRG-Statistik von 2005 bis 2014 in Deutschland. *Chirurg*. 2018 Jul;89(7):545-551.

Olm M, Kuehnl A, Knipfer E, Salvermoser M, Eckstein H-H, Zimmermann A. Veränderung der Krankenhaus Kennzahlen von Diabetikern mit vaskulären Komplikationen in Deutschland. Sekundärdatenanalyse der DRG-Statistik von 2005 bis 2014. *Gefäßchirurgie*. 2018. 23(6):452-458.

Olm M, Stark RG, Beck N, Röger C, Leidl R. Impact of interventions to reduce overnutrition on healthcare costs related to obesity and type 2 diabetes: a systematic review. *Nutr Rev*. 2020 May 1;78:412-435.

Olm M, Roos M, Hapfelmeier A, Schneider D, Gensichen J, Berberat PO, Schneider A. Increased professionalization and lower burnout scores were associated with structured residency training program: results of a cross sectional survey. *Med Educ Online*. 2021 Dec;26(1): 1959284.

8.3 Danksagungen

Meinen größten Dank möchte ich meinem Doktorvater, Herrn Prof. Dr. med. Antonius Schneider, widmen, der mir die Möglichkeit geboten hat, am Institut für Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung zu promovieren. Zu jeder Zeit erhielt ich dabei seine volle Unterstützung, auch in schwierigen Momenten. Lieber Toni, herzlichen Dank, dass du mich stets gefordert, aber auch gefördert hast!

Ein ganz besonderer Dank gilt Herrn Ewan Donnachie von der KVB, der mich mit seinen unglaublichen statistischen Fähigkeiten, seinem Durchblick und seinem Engagement durch das Praxisgebühr-Projekt begleitet hat. Ewan, ich danke dir für deinen unermüdlichen Einsatz und deine unendliche Geduld mit mir. Ich konnte wirklich sehr viel von dir lernen.

Besonders danken möchte ich Herrn Prof. Dr. med. Klaus Linde, der mir stets mit Rat und Tat zu Seite gestanden hat. Danke Klaus, für deine unterstützenden Ideen, deine stets motivierenden und aufmunternden Worte und die angeregten wissenschaftlichen Diskussionen, die ich so oft mit dir führen durfte.

Ebenso möchte ich meinem Mentor, Herrn Prof. Dr. med. Andreas Kühnl, für seine beispiellose Unterstützung danken. Es hat mich unheimlich gefreut, Andreas, dass ich nach der Forschungspraxis im Master-Studium nun auch bei meiner Promotionsarbeit von deinem umfassenden Wissensschatz und deinen inspirierenden Gedanken lernen durfte.

Ein ganz herzlicher Dank gilt meinen Kolleginnen und Kollegen des Instituts für Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung. Ihr seid ein Team, das mit seiner Gemeinschaft und seinem Zusammenhalt seinesgleichen sucht. Eure positive Atmosphäre war für mich eine unheimlich wertvolle Stütze während meiner Promotion.

Besonders danken möchte zudem den weiteren Mitgliedern der Praxisgebühr-Forschungsgruppe, Herrn Dr. Martin Tauscher und Herrn Dr. Roman Gerlach von der KVB sowie Herrn PD Dr. Lars Schwettmann und Herrn Dr. Werner Maier vom Helmholtz Zentrum München. Die angeregten Diskussionen bei unseren Projektsitzungen waren eine Bereicherung und es war mir eine Freude und Ehre, mit Ihnen zusammenarbeiten zu dürfen.

Ich danke der Prüfungskommission, Frau Prof. Dr. med. Renate Oberhoffer-Fritz, Herrn Prof. Dr. med. Antonius Schneider und Frau Prof. Dr. Leonie Sundmacher, dass Sie sich dazu bereit erklärt haben, meine Arbeit zu bewerten. Herzlichen Dank für Ihre Zeit.

Ein ganz besonderer Dank gilt meinen Eltern, Harry und Angela, und meinem Bruder Thomas. Danke, dass ihr zu jeder Zeit mit eurer Liebe und eurer Unterstützung an meiner Seite wart, dass ihr immer an mich geglaubt und mir den Rücken freigehalten habt! Ohne euch hätte ich es nicht soweit geschafft!

8.4 Abdrucke der Veröffentlichungen

Dieser Abschnitt enthält die Abdrucke der zur Dissertation gehörenden Veröffentlichungen. Die erste Publikation *Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. BMJ Open. 2020 Sep 2;10(9):e035575* wurde unter der "Open Access Creative Commons Attribution License 4.0 (CC BY-NC, <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)" veröffentlicht. Diese erlaubt die nicht kommerzielle Nutzung, Verbreitung und Vervielfältigung von Material aus veröffentlichten von Artikeln, sofern die Originalautoren und Originalquellen genannt werden.

Ähnlich wurde die zweite Publikation *Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. PLoS One. 2021 Jun 28;16(6):e0253919* unter CC BY-Lizenz (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>) veröffentlicht, die die uneingeschränkte Nutzung, Verbreitung und Vervielfältigung erlaubt, sofern der ursprüngliche Autor und die Quelle genannt werden.

Für die dritte Publikation *Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann L, Schneider A. Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr: Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern. Z Allg Med. 2021;97(11):444-50* wurde eine Genehmigung zum Abdruck im Rahmen der vorliegenden Dissertation eingeholt (siehe E-Mail unten).

 Bluhme-Rasmussen, Jürgen <Bluhme-Rasmussen@aerzteverlag.de> | 'Michaela Olm' | Di 15:49

AW: AW: Genehmigung für Artikel-Abdruck in Dissertation

Sehr geehrte Frau Olm,

selbstverständlich erlaubt der Deutsche Ärzteverlag die Verwendung des Artikels „Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, Schwettmann S, Schneider A. Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr: Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern. Z Allg Med. 2021; 97(11):444-450“ in Ihrer Dissertation.

Wir wünschen Ihnen viel Erfolg.


Freundliche Grüße

JÜRGEN BLUHME-RASMUSSEN
Content Manager
Bereich Deutsches Ärzteblatt & Medienservices

 **Deutscher Ärzteverlag** | Deutscher Ärzteverlag GmbH | Dieselstraße 2 - 50859 Köln | Telefon 02234 7011-512 | Fax 02234 7011-6512 | bluhme-rasmussen@aerzteverlag.de | www.aerzteverlag.de

 [Datenschutzerklärung](#) | [Allgemeine Geschäftsbedingungen](#)
Deutscher Ärzteverlag Gesellschaft mit beschränkter Haftung, Sitz Köln, HRB 106 Amtsgericht Köln,
Geschäftsführung: Jürgen Führer, Patric Tongbhoyai

BMJ Open Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data

Michaela Olm ¹, Ewan Donnachie,² Martin Tauscher,² Roman Gerlach,² Klaus Linde,¹ Werner Maier,³ Lars Schwettmann,^{3,4} Antonius Schneider¹

To cite: Olm M, Donnachie E, Tauscher M, *et al*. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open* 2020;**10**:e035575. doi:10.1136/bmjopen-2019-035575

► Prepublication history and additional material for this paper are available online. To view these files, please visit the journal online (<http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2019-035575>).

Received 06 November 2019
Revised 19 June 2020
Accepted 15 July 2020



© Author(s) (or their employer(s)) 2020. Re-use permitted under CC BY-NC. No commercial re-use. See rights and permissions. Published by BMJ.

For numbered affiliations see end of article.

Correspondence to

Michaela Olm;
michaela.olm@mri.tum.de

ABSTRACT

Objectives In 2012, Germany abolished copayment for consultations in ambulatory care. This study investigated the effect of the abolition on general practitioner (GP)-centred coordination of care. We assessed how the proportion of patients with coordinated specialist care changed over time when copayment to all specialist services were removed. Furthermore, we studied how the number of ambulatory emergency cases and apparent ‘doctor shopping’ changed after the abolition.

Design A retrospective routine data analysis of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians, comparing the years 2011 and 2012 (with copayment), with the period from 2013 to 2016 (without copayment). Therefore, time series analyses covering 24 quarters were performed.

Setting Primary care in Bavaria, Germany.

Participants All statutorily insured patients in Bavaria, aged ≥18 years, with at least one ambulatory specialist contact between 2011 and 2016.

Primary and secondary outcome measures Primary outcome was the percentage of patients with GP-coordinated care (every regular specialist consultation within a quarter was preceded by a GP referral). Secondary outcomes were the number of ambulatory emergency cases and apparent ‘doctor shopping’.

Results After the abolition, the proportion of coordinated patients decreased from 49.6% (2011) to 15.5% (2016). Overall, younger patients and those living in areas with lower levels of deprivation showed the lowest proportions of coordination, which further decreased after abolition. Additionally, there were concomitant increases in the number of ambulatory emergency contacts and to a lesser extent in the number of patients with apparent ‘doctor shopping’.

Conclusions The abolition of copayment in Germany was associated with a substantial decrease in GP coordination of specialist care. This suggests that the copayment was a partly effective tool to support coordinated care. Future studies are required to investigate how the gatekeeping function of GPs in Germany can best be strengthened while minimising the associated administrative overhead.

Strengths and limitations of this study

- Containing patients from all statutory health insurances, the results have a high generalisability.
- This study uniquely observes a 6-year period immediately before and after the abolition of the German copayment.
- A limitation is that referrals do not represent an active coordination in every case.
- No direct conclusion can be drawn concerning the quality of care.

INTRODUCTION

Medical progress and demographic change are leading to increased demand for health services. Although the beneficial impact of modern medicine on health outcomes is obvious, it is suspected that low coordination of care could harm patients. For example, Fenton *et al* have demonstrated that discretionary care corresponds to higher drug prescription expenditures and mortality.¹ One potential way to increase the effectiveness of the healthcare system could be to strengthen patient coordination, for example, by general practitioners (GPs). A number of studies have shown that strong primary care has the potential to promote better health outcomes, especially for chronic diseases, to reduce mortality, and finally can lower healthcare costs.^{2–6} This might be due to the continuity and coordination of care provided by GPs, which also leads to a better and more equitable access to health services and to a reduction of unnecessary examinations.^{4,7}

Patient coordination can be achieved in several ways, such as gatekeeping systems, the introduction of copayments, provision of patient information or through discharge management.^{8–11} Germany has a relatively weak primary care system with respect to the coordination of care.⁷ This is challenging



because GPs and specialists are both working in licensed private practices in ambulatory care. The specialists comprise mainly dermatologists, ear, nose and throat (ENT) specialists, gynaecologists, internists with and without specialisation (eg, cardiology, gastroenterology, pulmonology and oncology), neurologists, ophthalmologists, orthopaedics, psychiatrists, psychotherapists (both physician and non-physician), radiologists, surgeons and urologists. Internists without specialisation are licensed as GPs.

Germany has a very high physician contact rate, with an average of 14.7 practice contacts annually (2016).¹² To strengthen the coordination function of the GP and simultaneously reduce the rate of unnecessary contacts, a copayment was introduced in 2004.¹³ In each quarter patients had to pay a €10 fee for the first ambulatory consultation made without referral, payable to the practice directly. Usually, these referrals are performed by GPs, but patients could also consult a specialist for initial contact. Once the first copayment in a quarter had been made, the patient could avoid further payment when consulting other practices if these were made on referral.

In November 2012, the German Federal Parliament ('Bundestag') voted unanimously to remove the copayment effective 1 January 2013, as the influence on the number of physician visits was considered too low in relation to the high bureaucratic efforts.¹⁴ This was reported widely by German news media, both at the time of the decision and at the beginning of 2013.

The aim of the present study was to investigate the effect of abolishing the copayment for ambulatory consultations on the coordination of specialist care in Bavaria, the largest German federal state by area and the second most populous.¹⁵

METHODS

Study design

The investigation was performed as a retrospective routine data analysis. We conducted an ecological study with time series analyses of anonymous claims data. The data were provided by the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians (*Kassenärztliche Vereinigung Bayerns*, KVB) comparing the years 2011 and 2012, under the influence of the copayment, with the period from 2013 to 2016, following the abolition of the copayment. As the KVB data are recorded quarterly, the investigation period is divided into 24 quarters (8 before and 16 after the abolition of copayment), representing 24 successive sections that were each analysed in a cross-sectional way.

Population and sources of data

Situated in the south of Germany, Bavaria is the largest German federal state by area and with 13 million inhabitants the second most populous.¹⁵ The KVB is the statutory organisation responsible for ambulatory physicians in Bavaria and is thus the primary source for such

administrative routine data. The data have been used extensively for health services and medical research.^{16–20}

They cover all statutorily insured outpatients in the German federal state of Bavaria, which corresponds to approximately 85% of the Bavarian population whereas 15% of patients are privately insured, mostly civil servants and people with an income higher than €56 250 per year (2016). Furthermore, we only included patients aged ≥18 years, as children are mainly coordinated by paediatricians, and patients with residential address in Bavaria. Thus, the study population does not contain the entire Bavarian population.

The patient-level data are submitted by approximately 9000 GPs, 13 000 specialists in outpatient care, and 4000 psychotherapists for the purpose of remuneration. They detail the diagnostic and therapeutic procedures claimed along with the corresponding medical diagnoses, recorded on a quarterly basis using the German modification of the ICD-10 classification (International Classification of Diseases, 10th Revision). Claims comprise an episode-based payment for each patient, which is documented quarterly, including diagnoses and medical procedures, supplemented by additional claims for time-consuming or technical services (eg, chronic disease management, lung function testing or emergency visits). One treatment episode, in the following denoted as a 'case', is defined in the German statutory health system as the consultation of a single practice within a 3-month period (quarter). If a patient consults the same practice for different reasons within the quarterly period, both contacts are merged for administrative purposes to form a single case.

The Bavarian Index of Multiple Deprivation (BIMD) 2010, subdivided into quintiles, was used to account for socioeconomic area deprivation at the district level.²¹ This index is based on an established British method for Indices of Multiple Deprivation²² and combines official sociodemographic, socioeconomic and environmental data, divided into seven domains of deprivation.²¹

Diagnoses were aggregated using the KM87a_2015 grouper.²³ This grouper was developed in the United States and modified for the healthcare system by an official organ of the German Ministry of Health, the Institute for Strategic Assessment of Reimbursement for Medical Services (German: *Institut des Bewertungsausschusses*, InBA), in order to measure morbidity within the German ambulatory system. The grouper specifies 72 aggregated medical condition categories, in order to provide a convenient and cost-based system for the analysis of the complex ICD-10 diagnoses. Specifically, the number of condition categories was used as a proxy for morbidity.

Definition of coordinated care

Similar to previous analyses, a patient was defined as 'coordinated' if every regular specialist consultation within a quarter was conducted on referral from a GP (coordinated patients, CP).^{16 17} Patients consulting at least one specialist within a quarter without a referral were classified as uncoordinated (uncoordinated patients, UP).

The referral status is present in the claims submitted by the receiving physician. In addition, following previous studies we defined a regular specialist consultation as one in which a referral from a GP can be expected under a GP-centred system. Therefore, specialists billing for emergency treatment, pregnancy care or routine screening (eg, mammography) were excluded. Similarly, consultations with radiologists, anaesthetists, surgeons, nuclear physicians and dialysis centres were not considered when determining the status of GP coordination, as these often occur on referral from a specialist. These patients were classified as ‘not relevant for coordinated care’. Additionally, patients who consulted only a GP within a quarter were classified as ‘GP care only’.

Outcomes

Of primary interest was the percentage of patients with GP-coordinated care and specifically, how this changed after the abolition of the copayment. In addition to the quarterly coordination status, we assessed the within-patient consistency of this measure over the course of each year.

As secondary outcome measures, the developments in the number of ambulatory emergency cases and apparent ‘doctor shopping’ were analysed, again with respect to the abolition of the copayment. Ambulatory emergencies include both out-of-hours services and emergency care not leading to a hospital admission. We included ambulatory emergency visits, as they represent alternative patient pathways that patients can freely choose, but which are not necessarily desirable from a health policy perspective. In this case, the abolition may also have had an effect, as the copayment also has to be for ambulatory emergency services. In keeping with previous studies, apparent ‘doctor shopping’ was defined as the regular consultation (as defined for coordination of care) of two or more practices from the same specialism within a quarterly period. We focused only on those specialist groups in which more than 2.5% of patients consult multiple physicians in the same quarter.

Statistical analysis

To visualise the potential effect of the abolition of the consultation fee on specialist contacts in 2012, a descriptive analysis of the patient population was conducted in tabular form differentiated by age, sex and morbidity. Time series are presented in graphical form on a quarterly basis. Graphical analysis of specialist utilisation was performed, accounting for area-level deprivation and age. We aggregated the claims data to generate time series for the proportion of coordinated and UP over a 6-year period, of which 2 years were under the influence of the copayment and 4 years were without copayment.

In order to analyse the impact of the abolition of the copayment on ambulatory emergency care, we had to operationalise the consistency in coordination status during the course of a year. Therefore, patients were divided into three subgroups: (1) patients with a GP

referral for each specialist visit in each quarter of a specific year (‘always coordinated’), (2) patients for whom all specialist contacts occurred without GP referral (‘always uncoordinated’) and (3) patients whose coordination status was inconsistent over the course of a specific year (‘partially coordinated’). A complementary perspective was obtained by stratifying coordination by the number of ambulatory emergency contacts (0, 1, 2 or ≥ 3 contacts annually).

The effect of the abolition on emergency cases and apparent ‘doctor shopping’ was quantified by means of interrupted time series regression models without adjustment for autocorrelation.²⁴ This method facilitates a simple decomposition of the time series into effects for the long-term trend (slope) and abolition of the copayment (‘step’ at the time of abolition). As emergency cases vary considerably by quarter and depend on the timing of holidays (eg, Easter), we aggregate this outcome by year in the main manuscript to provide a more interpretable measure. A graphical presentation of all quarters can be found in the appendix (online supplementary figure 1).

Data protection

The research project was performed in accordance with the German guideline ‘Good Practice for Secondary Data Analysis’ (German: *Gute Praxis Sekundärdatenanalyse*).²⁵ Data were anonymous and an approval was obtained from the data protection officer of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians.

Patient and public involvement

Patients were not involved in setting the research question, in the outcome measures, in the design, or in the implementation of the study. No patients were asked for advice on interpretation or writing up of results. There are no plans to disseminate the results of the research to study participants or the relevant patient community, which is due to the nature of the cohort study using secondary data.

RESULTS

Baseline data of the study population are presented in [table 1](#). In order to reduce the length of this table and highlight long-term trends, we report data from the first quarter of each year (all quarters are presented in online supplementary table 1). At the beginning of the investigation period (quarter 1/2011), 6 235 739 patients in Bavaria had at least one physician contact. Until 2016, this number increased up to 6 856 489 patients.

Coordination of specialist visits

Of all patients with specialist contacts in 1/2011 (3 401 779), 1 685 655 (49.6%) patients were GP-coordinated patients and 1 716 124 (50.4%) uncoordinated (UPs) ([table 1](#)). In the first quarter after the abolition of the copayment (quarter 1/2013; 3 510 724 specialist contacts), the number of CPs was 883 894 (25.2%) whereas the

**Table 1** Patient characteristics, classified according to coordination status (only the first quarter of respective years)

Quarter	Coordination status	Patients, n (%)	Cases per patient		Sex: female (%)	With chronic illness (%)	With mental illness (%)	Number of medical condition categories	
			Mean	SD					
1/2011	Coordinated care	1 685 655 (27.0)	3.8	57.4	17.7	59.2	86.5	43.1	8.9
	Uncoordinated care	1 716 124 (27.5)	3.7	51.4	18.5	59.2	70.1	39.2	7.6
	GP care only	1 649 237 (26.5)	1.1	49.0	19.9	49.3	64.4	25.6	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 184 723 (19.0)	2.6	48.2	19.9	71.1	61.9	29.0	6.1
	Total	6 235 739							
1/2012	Coordinated care	1 641 263 (26.2)	3.9	57.8	17.7	59.0	86.7	43.7	8.9
	Uncoordinated care	1 811 769 (28.9)	3.8	51.5	18.5	58.8	70.1	39.6	7.6
	GP care only	1 623 530 (25.9)	1.1	49.1	19.9	49.2	64.2	26.1	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 196 061 (19.1)	2.7	48.3	20.0	71.3	62.1	29.5	6.1
	Total	6 272 623							
1/2013	Coordinated care	883 894 (13.5)	3.8	59.6	17.1	55.5	88.1	42.1	9.1
	Uncoordinated care	2 626 830 (40.2)	3.7	52.7	18.5	59.6	73.7	41.6	8.0
	GP care only	1 786 331 (27.3)	1.1	48.9	19.6	48.5	63.2	25.6	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 245 184 (19.0)	2.6	48.1	19.8	71.0	61.3	29.5	6.1
	Total	6 542 239							
1/2014	Coordinated care	703 377 (10.5)	3.8	59.6	17.2	53.2	87.8	40.5	9.0
	Uncoordinated care	2 944 931 (44.1)	3.8	53.3	18.6	60.0	76.4	43.1	8.2
	GP care only	1 762 164 (26.4)	1.1	49.6	19.7	48.2	65.8	26.8	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 271 288 (19.0)	2.7	48.0	19.9	71.0	62.9	30.2	6.1
	Total	6 681 760							
1/2015	Coordinated care	614 518 (8.9)	3.8	59.4	17.3	52.0	87.5	40.1	9.0
	Uncoordinated care	3 032 169 (44.1)	3.9	53.6	18.6	59.8	77.1	43.3	8.3
	GP care only	1 937 232 (28.1)	1.1	49.2	19.5	47.3	63.9	26.3	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 298 528 (18.9)	2.7	48.1	19.9	70.6	62.9	30.0	6.2
	Total	6 882 447							
1/2016	Coordinated care	568 526 (8.3)	3.8	59.3	17.4	51.5	87.5	39.9	9.0
	Uncoordinated care	3 099 360 (45.2)	3.9	53.9	18.6	59.6	77.8	43.6	8.3
	GP care only	1 868 128 (27.2)	1.1	49.4	19.6	47.6	65.8	27.2	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 320 475 (19.3)	2.7	48.1	20.0	70.4	63.3	29.9	6.2
	Total	6 856 489							

GP, general practitioners; n, number.

number of UPs was 2 626 830 (74.8%). In 1/2016 (3 667 886 specialist contacts), this decrease continued, with 568 526 (15.5%) CPs and 3 099 360 (84.5%) UPs. The contact rate per patient (defined as cases per patient) increased in the UP group from 3.7 in 2011 to 3.9 in 2016.

Age and gender distribution

Both the CP and UP groups showed a slight increase in the average age, from 57.4 and 51.4 years (quarter

1/2011) to 59.3 and 53.9 years (quarter 1/2016), respectively. Greater differences were observed in gender distribution, with a decreasing proportion of women only in the CP group (quarter 1/2011: 59.2%; quarter 1/2016: 51.5%).

Chronical and mental illness

Additionally, the UP group exhibited an increased proportion of chronic (quarter 1/2011: 70.1%; quarter

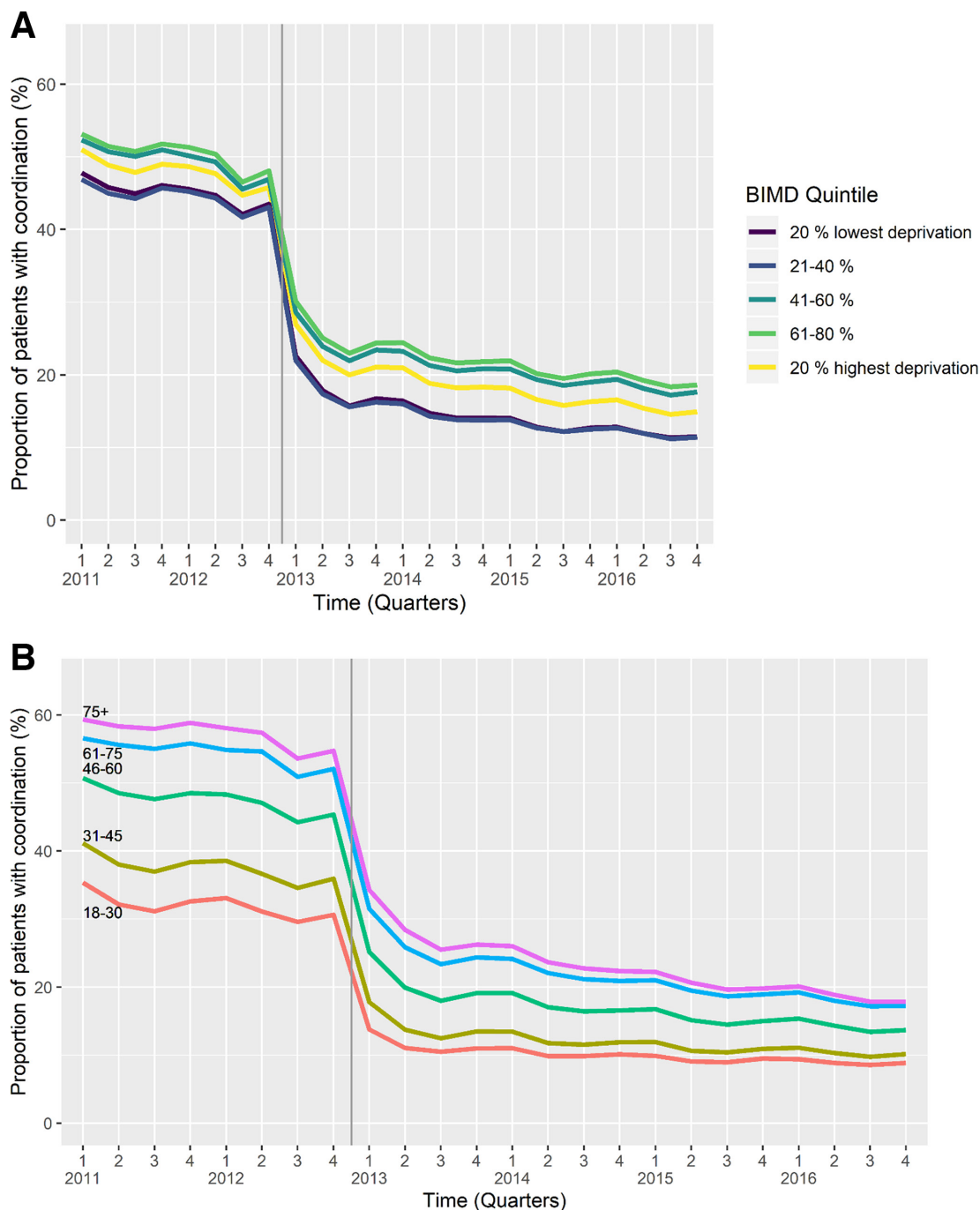


Figure 1 Proportion of patients using general practitioner-coordinated healthcare, stratified by quintiles of the Bavarian Index of Multiple Deprivation (BIMD) 2010 (A) and age (B).

1/2016: 77.8 %) and mental illness (quarter 1/2011: 39.2%; quarter 1/2016: 43.6%). The group ‘GP care only’ showed a slight increase in the number of patients and a decrease in the proportion of women, whereas other parameters remain stable.

Coordination, deprivation and age

Stratified by quintiles of the BIMD 2010 (figure 1A), the proportion of patients whose specialist contacts were GP coordinated ranged between 47% and 54% under the copayment and decreased sharply for all quintiles to, between 21% and 30%, immediately following its

abolition. Throughout the following observation period, a slow but steady decline is observable. By 2016, the proportion of coordinated care had decreased to below 20% in all BIMD categories. Differences between BIMD categories remained, with lower proportions of coordination in areas with low deprivation (‘20% lowest deprivation’ and ‘21%–40%’) and higher rates of coordination in areas with higher deprivation (‘41%–60%’ and ‘61%–80%’). Stratification by age (figure 1B) revealed a similar trend, with a low CP proportion among the young and a high proportion in older groups. The difference in

the CP proportion between age groups was two times as large before copayment abolition, with a continued slow convergence of the groups until the end of observation in 2016.

Continuity of coordination within a year

Focusing on the continuity of GP coordination over the course of the year, a change in patient behaviour after copayment abolition was observable (figure 2). After 2012, the proportion of patients in the group 'always coordinated' was greatly reduced, as was the group of patients with inconsistent coordination behaviour ('partially coordinated'). Moreover, a correspondingly large increase was evident in the group of patients whose specialist utilisation was 'always uncoordinated'.

Stratification by the number of emergency treatment contacts suggests that the reduced GP coordination was even stronger in categories with more emergency contacts (see also interrupted time series analysis in online supplementary table 2). In the category with three or more emergency treatment episodes, the proportion of 'always coordinated' patients decreased from 30% in 2011 to approximately 7% in 2016.

Emergency treatment

Table 2 shows the development in the number of ambulatory emergency treatment episodes. Under the influence of the copayment in 2011 and 2012, the number amounted to approximately 1.5 million cases. Throughout the observation period, an underlying yearly increase of approximately 3% can be observed. However, immediately after the abolition in 2013, the number of emergency treatments episodes increased by additional 10% to 1.7 million cases (see also interrupted time series analysis in online supplementary table 3 and a graphical presentation of all quarters in online supplementary figure 1).

Apparent doctor shopping

The specialist groups in which at least 2.5% of patients consulted multiple practices were dermatology, gynaecology, ENT, ophthalmology, surgery and orthopaedics. Following the abolition of the copayment, there were no changes observable among gynaecologists, whereas surgeons, ophthalmologists, dermatologists and ENT specialists showed a statistically significant increase in multiple utilisation, which increased by between 0.25% and 0.5%, representing approximately 1500 (surgery) to 4500 (orthopaedics) patients per specialist area per quarter (figure 3A and interrupted time series analysis in online supplementary table 4). Figure 3B shows the development of multiple visits in the selected groups from 2011 to 2016. Here, as well as in the interrupted time series, the greatest increase occurred in orthopaedics group. In 2011, 4% of orthopaedic patients had multiple visits, 4.5% in 2013 and 5% at the beginning of 2016.

DISCUSSION

After the abolition of the copayment, the proportion of CP decreased markedly from 49.6% (2011) to 15.5% (2016). Younger patients and those living in areas with lower levels of deprivation showed the lowest proportions of coordination, irrespective of the copayment. However, even in these 'low-coordinated' groups, the coordination further decreased after abolition. Additionally, there were concomitant increases in the number of ambulatory emergency contacts and to a lesser extent in the number of patients with apparent 'doctor shopping'. The number of patients consulting any physician increased slightly over time.

A previous cross-sectional study by Schneider *et al* showed that ambulatory healthcare costs of CP were on average of €9.65 lower than patients without coordination.¹⁶ A further analysis, which was based on the same data, found that the proportion of CP was significantly higher in rural and deprived areas, for example, due to a lower specialist density in rural areas, as well as among older patients and patients with chronic diseases.¹⁷ The present investigation adds a longitudinal perspective by observing time periods with and without copayment. The previous studies^{16,17} showed that the proportion of GP-coordinated patients in the first quarter of 2011 (45.1%) corresponded approximately with those in the present study (49.6%). The differences can be arisen from the improved data quality (eg, a more consistent patient identifier) and minor changes in the definition of a regular treatment episode (eg, exclusion of pregnancy and birth control consultations, as these gynaecologic consultations usually occur without a referral). Consistent with the preceding investigation,^{16,17} the present study found higher rates of coordination in areas with higher deprivation, as well as in older patient groups. These general tendencies are observed irrespective of the copayment. Additionally, the decrease of coordination appears to be similar to the overall deprivation categories and age groups.

Due to the unrestricted access to specialist care in Germany, a field of concern is the issue of 'doctor shopping', whereby a patient consults multiple physicians from the same specialist group for a second opinion without medical need. As gatekeeper, a family doctor has the potential to reduce such duplicate examinations. The abolition of the copayment was accompanied by only small increases in doctor shopping, although a substantial increase was observed in orthopaedic practices, with about 4500 additional cases. Therefore, it is possible that the copayment had a coordinating influence on this specialist group. A review by Biernikiewicz *et al* indicated that repeated consultations occur most often in patients with a chronic disease, multiple comorbidities, a drug addiction or the fact that their problem remains unresolved (persistent symptoms despite receiving treatment). It is unclear whether the concentration among orthopaedic physicians is due to drug abuse (eg, repeated prescriptions of pain killers) or due to patient

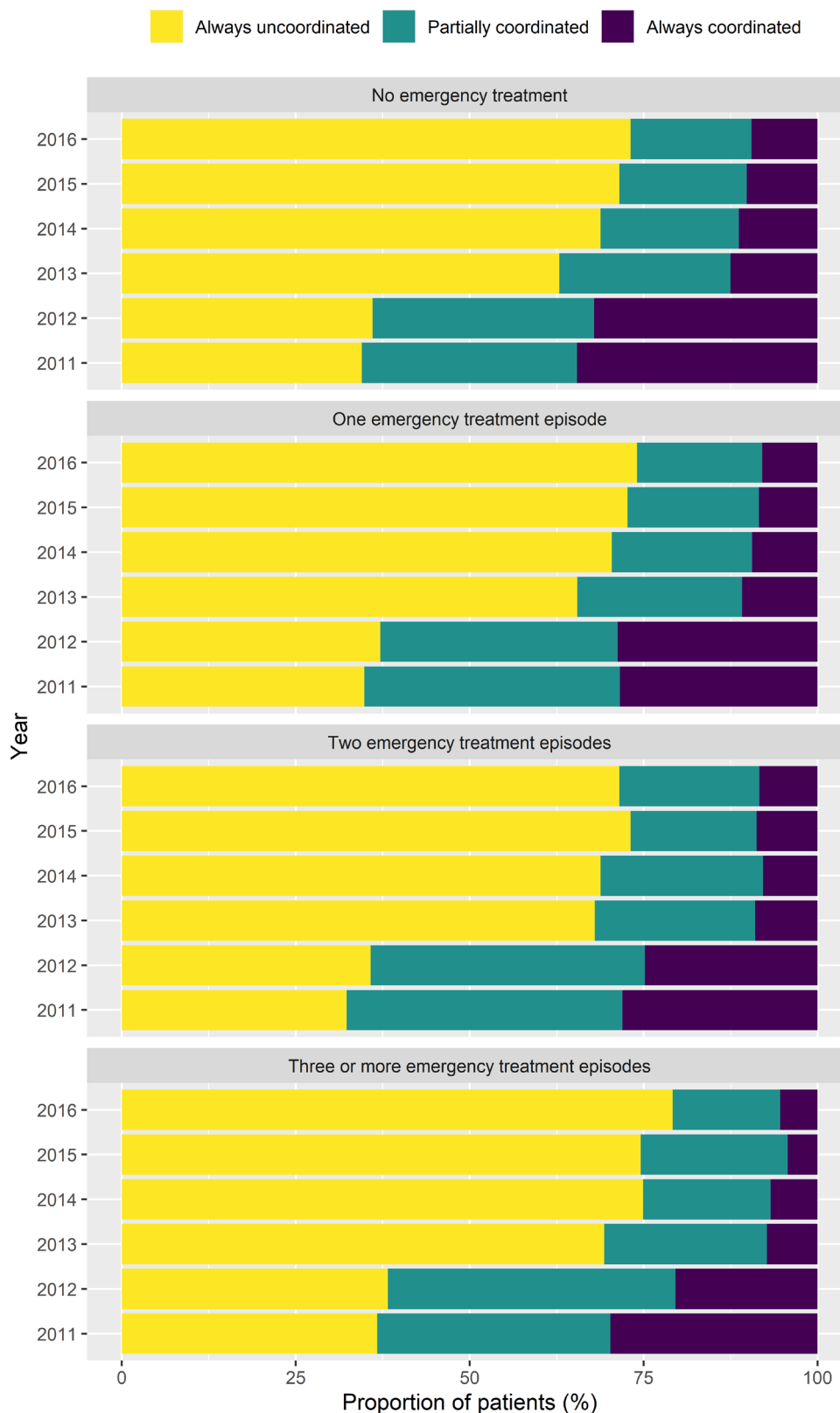


Figure 2 Continuity of coordination within 1 year according to the number of ambulatory emergency visits within 1 year. Yellow bars represent the proportion of patients who consistently contacted a specialist without a GP referral ('always uncoordinated'), blue bars represent patients who had a GP referral for every specialist visit ('always coordinated') and green bars represent patients with a switching coordination status ('partially coordinated'). GP, general practitioners.

Table 2 Development of the number of ambulatory emergency cases in Bavaria, index year (100%) 2012

Year	Emergency episodes (n)	Index 2012 (%)
2011	1 484 119	97
2012	1 527 017	100
2013	1 726 868	113
2014	1 781 266	117
2015	1 817 742	119
2016	1 872 695	123

dissatisfaction with persisting symptoms. Further research is required to investigate the reasons.²⁶

Increasing contact rates appear to occur also in ambulatory emergency departments. It was described recently that Germany had experienced steadily increasing contact numbers in ambulatory emergency departments.^{27 28} The

present study quantified this, finding an annual rate of increase of 3% and a one-off jump of 13% between 2012 and 2013. The abolition of the copayment may have contributed to this increase, as a €10 fee also had to be paid for ambulatory emergency contacts. Scherer *et al* showed that 54.7% of emergency patients estimated the degree of their treatment urgency as low, implying that they did not fall into the category of a medical emergency. As motives, patients stated ‘convenience’ or the expectation of better care than in the ambulatory sector.²⁸ Such cases, which are more appropriately treated by a GP, lower the concentration of truly urgent cases in emergency departments. This reduces the effectiveness of care and increases the likelihood of adverse effects, as specialists can no longer concentrate on their core competencies.²⁹ In this case, the copayment could have been a certain inhibition threshold. David *et al* indicated that the behaviour controlling effect of the

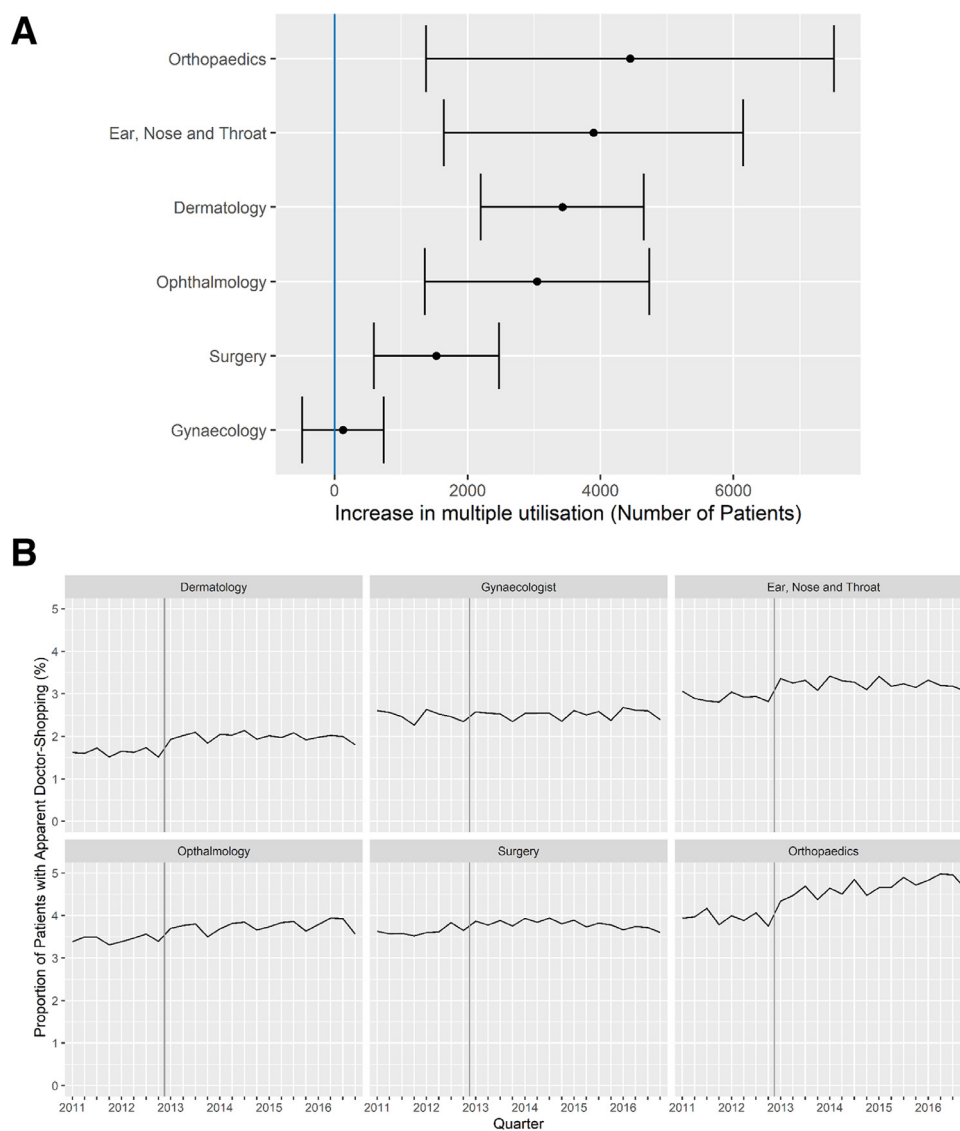


Figure 3 Effect of the abolition of the copayment on multiple specialist contacts of the same discipline as estimated by the interrupted time series regression model, with 95% CI (A) and the proportional development between 2011 and 2016 (quarterly) (B).

copayment might have led to a more appropriate utilisation of emergency department services.³⁰ Nevertheless, a causal inference between copayment abolition and the rising number of emergency cases is not possible. Concurrent changes in the provision and billing of out-of-hours services, in particular a gradual change to more structured weekday evening services, make it difficult to identify the pure effect of the copayment. National data show similar trends, although out-of-hours services are structured differently in each federal region.³¹

Generally, we found no strong association of the copayment on the total number of specialist contacts. The overall number of physician contacts changed slightly (quarter 1/2011: 6 235 739; quarter 1/2013: 6 542 239; quarter 1/2016: 6 856 489), following a trend observed during the time of the copayment.¹² However, the proportion of uncoordinated specialist contact rates increased remarkably. Similarly, evaluations in Austria³² and Germany^{33–35} showed that the introduction of a copayment had no significant influence on the number of physician contacts, while a systematic review, considering demand effects in different types of healthcare systems, identified reduced GP and specialist use due to copayments in the majority of the studies included.³⁶ In the context of the German copayment, €10 per quarter is a low barrier to ambulatory care. However, the additive impact of the copayment was an effective incentive for coordinated care, as, for example, a patient who has consulted three practices without referral had to pay €30. Nevertheless, it must be noted that copayments have the potential to be a barrier for persons with low socioeconomic status, especially when the copayment is income-independent. Concerning the German copayment, the evidence is inconsistent. A study by Rückert *et al*³⁷ showed that people with a lower socioeconomic status more often delayed or avoided physician visits due to the copayment. Grabka *et al*³³ and Schreyögg *et al*³⁸ did not find any socioeconomic differences. An alternative approach is to implement a mandatory primary care system to strengthen the coordination of care. In the current political discussion, there are considerations to implement GP-centred care models,⁶ perhaps in combination with financial incentives for participating patients.³⁹

In the light of recent findings of Pereira Gray *et al*,⁴⁰ the general loss of coordinated care represents a matter of concern. They showed that an increased continuity of care, with respect to both GPs and specialists, leads to reductions in mortality. In our analysis, the pronounced decrease in coordinated care among older patient groups after the abolition is of special concern because such patients are particularly vulnerable, for example, due to comorbid chronic diseases. This represents a weakening of the main benefits of strong primary care and consequently of a well-functioning healthcare system. The impact of a strong primary care, especially in the case of chronic diseases, was shown by a recently published study of Basu *et al*.⁵ A higher primary care density was associated with longer life expectancy. Additionally, an increase of

10 primary care physicians per 100 000 inhabitants was associated with a lower mortality rate for cardiovascular and respiratory diseases as well as for cancer. The authors concluded that a solid primary care is the foundation of a well-functioning healthcare system. Despite the difficulties inherent in making causal statements based on the observation of such interdependent systems, the authors were able to conclude that a solid primary care is the foundation of a well-functioning health system.

Strengths and limitations

A major strength of the present study is the analysis of longitudinal claims data, covering 85% of the Bavarian population over 6 years. Including all statutory insured patients in Bavaria, Germany, a higher representativeness and generalisability of the results can be assumed than in studies that, for example, analyse the data of selected health insurance companies. Additionally, to the best of our knowledge, this represents the first published study assessing the impact of the abolition of the copayment, as existing studies were either conducted after its introduction^{33–35} or immediately before its abolition.^{16 17 38} Although one technical report published in German investigated the change in various time series, it did so without regard to the level of GP coordination or other structural factors, such as regional deprivation.³¹ Therefore, the present study is unique in observing a 6-year period immediately before and after the abolition of the copayment.

However, the use of routine data has some limitations, as they were originally collected for billing purposes and not for research. In particular, we were unable to verify the extent to which a referral constituted an active coordination on the part of the GP. For example, referrals to a specialist could also be requested without a prior appointment with the GP.⁴¹ Consequently, the proportion of patients with referrals might overestimate the proportion of patients with active GP-centred coordination. On the other hand, it is conceivable that some patients without administrative referral did in fact experience GP coordination. This could occur if, for example, the patient failed to deliver the referral form to the specialist. Additionally, the mentioned change in out-of-hours services could be partly responsible for the increase in emergency contacts. Further, we are unaware of any other administrative changes. However, we cannot exclude that there have been changes that may have influenced the coordination of care.

Besides healthcare costs, distance to services and waiting time are two additional relevant aspects concerning healthcare use. As these data were not available in the claims data, analyses were not possible. However, waiting times for consultations with specialists are low in Germany if compared with international healthcare systems, due in large part to the high physician density of specialists in ambulatory care.^{42 43}

Furthermore, no direct conclusion can be drawn concerning the quality of care. The outcomes ‘patient

coordination', 'consistency', 'ambulatory emergency contacts' and 'doctor shopping' might, however, be viewed as surrogate parameters for effective primary care. Additionally, we did not consider outcome quality and had no access to mortality or hospitalisation data. Since the present study is an ecological study, no causal relationships can be drawn, but only indications of possible associations.

CONCLUSION

The present study shows that the abolition of the German copayment in 2012 was followed by an immediate and a substantial decrease in GP-centred coordination of specialist care. The abolition was associated with a change between coordinated vs uncoordinated care, whereas the number of specialist contacts and 'GP only' contacts remained almost stable. Concomitant to these trends, an increase in emergency cases and to a lesser extent in apparent 'doctor shopping' was observable. These findings suggest that the copayment was a partly effective tool for supporting coordinated care. Nevertheless, the German copayment was associated with high bureaucratic efforts. Thus, alternative methods, such as a mandatory primary care system with referrals, might be more reasonable. Future studies are required to investigate how the gatekeeping function of GPs in Germany can best be strengthened while minimising the associated administrative overhead.

Author affiliations

¹Institute of General Practice and Health Services Research, Technical University of Munich, TUM School of Medicine, Munich, Germany

²Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians, Munich, Germany

³Institute of Health Economics and Health Care Management, Helmholtz Zentrum München - German Research Center for Environmental Health (GmbH), Neuherberg, Germany

⁴Department of Economics, Martin Luther University Halle-Wittenberg, Halle an der Saale, Germany

Contributors MO, ED, MT, RG, KL, WM, LS and AS designed the study. MO and ED performed the analysis. MO, ED and AS wrote the initial version of the manuscript. MO, ED, MT, RG, KL, WM, LS and AS revised the manuscript. All authors read and approved the final manuscript.

Funding The study was funded by the Central Research Institute for Ambulatory Health Care in Germany (Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung in Deutschland).

Competing interests ED, MT and RG are employees of the Association of Statutory Health Insurance Physicians of Bavaria.

Patient consent for publication Not required.

Provenance and peer review Not commissioned; externally peer reviewed.

Data availability statement Data are available upon reasonable request. Data may be obtained from a third party and are not publicly available. The data that support the findings of this study are available from the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians but restrictions apply to the availability of these data, which were used under licence for the current study and are not publicly available. Data may be obtained from the authors upon reasonable request and with permission of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians.

Open access This is an open access article distributed in accordance with the Creative Commons Attribution Non Commercial (CC BY-NC 4.0) license, which permits others to distribute, remix, adapt, build upon this work non-commercially,

and license their derivative works on different terms, provided the original work is properly cited, appropriate credit is given, any changes made indicated, and the use is non-commercial. See: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>.

ORCID iD

Michaela Olm <http://orcid.org/0000-0001-5263-0977>

REFERENCES

- Fenton JJ, Jerant AF, Bertakis KD, *et al*. The cost of satisfaction: a national study of patient satisfaction, health care utilization, expenditures, and mortality. *Arch Intern Med* 2012;172:405–11.
- Macinko J, Starfield B, Shi L. Quantifying the health benefits of primary care physician supply in the United States. *Int J Health Serv* 2007;37:111–26.
- Starfield B. Is primary care essential? *Lancet* 1994;344:1129–33.
- Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q* 2005;83:457–502.
- Basu S, Berkowitz SA, Phillips RL, *et al*. Association of primary care physician supply with population mortality in the United States, 2005–2015. *JAMA Intern Med* 2019;179:506–14.
- Wensing M, Szecsenyi J, Kaufmann-Kolle P, *et al*. Strong primary care and patients' survival. *Sci Rep* 2019;9:10859.
- Kringos DS, Boerma W, van der Zee J, *et al*. Europe's strong primary care systems are linked to better population health but also to higher health spending. *Health Aff* 2013;32:686–94.
- Velasco Garrido M, Zentner A, Busse R. The effects of gatekeeping: a systematic review of the literature. *Scand J Prim Health Care* 2011;29:28–38.
- Aron-Dine A, Einav L, Finkelstein A. The Rand health insurance experiment, three decades later. *J Econ Perspect* 2013;27:197–222.
- Hoffmann TC, Montori VM, Del Mar C. The connection between evidence-based medicine and shared decision making. *JAMA* 2014;312:1295–6.
- Couturier B, Carrat F, Hejblum G. A systematic review on the effect of the organisation of hospital discharge on patient health outcomes. *BMJ Open* 2016;6:e012287.
- Grobe TG, Steinmann S, Szecsenyi J, BARMER Arzt report. Schriftenreihe Zur Gesundheitsanalyse 2018, 2018. Available: <https://www.barmer.de/blob/144368/08f7b513fdb6f06703c6e9765ee9375f/data/dl-barmer-arztreport-2018.pdf> [Accessed Jul 2019].
- Brenner G, Koch H, Franke A. Is an entrance-fee steering into the right direction in health care?—Analysis of health care indicators after introduction of an entrance-fee in Germany. *Z Allg Med* 2005;81:377–81.
- Kilham R. Is National health spending on an unaffordable trajectory? *Clin Exp Optom* 2015;98:105–6.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder. Bevölkerung. Fläche und Bevölkerung nach Länder, 2014. Available: <https://www.statistikportal.de/de/bevoelkerung/flaeche-und-bevoelkerung> [Accessed Sep 2019].
- Schneider A, Donnachie E, Tauscher M, *et al*. Costs of coordinated versus uncoordinated care in Germany: results of a routine data analysis in Bavaria. *BMJ Open* 2016;6:e011621.
- Mehring M, Donnachie E, Schneider A, *et al*. Impact of regional socioeconomic variation on coordination and cost of ambulatory care: investigation of claims data from Bavaria, Germany. *BMJ Open* 2017;7:e016218.
- Donnachie E, Schneider A, Mehring M, *et al*. Incidence of irritable bowel syndrome and chronic fatigue following Gi infection: a population-level study using routinely collected claims data. *Gut* 2018;67:1078–86.
- Beyerlein A, Donnachie E, Jergens S, *et al*. Infections in early life and development of type 1 diabetes. *JAMA* 2016;315:1899–901.
- Donnachie E, Schneider A, Enck P. Comorbidities of patients with functional somatic syndromes before, during and after first diagnosis: a population-based study using Bavarian routine data. *Sci Rep* 2020;10:9810.
- Maier W, Fairburn J, Mielck A. [Regional deprivation and mortality in Bavaria. Development of a community-based index of multiple deprivation]. *Gesundheitswesen* 2012;74:416–25.
- Noble M, Wright G, Smith G, *et al*. Measuring multiple deprivation at the small-area level. *Environ Plan A* 2006;38:169–85.
- Institut des Bewertungsausschusses. Klassifikationsmodell KM87a_2015, 2015. Available: <https://institut-ba.de/service/klassifikation/kmarchiv/km87a2015.html> [Accessed Jul 2019].
- Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A. Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *Int J Epidemiol* 2016;46:348–55.

- 25 Swart E, Gothe H, Geyer S, *et al.* [Good Practice of Secondary Data Analysis (GPS): guidelines and recommendations]. *Gesundheitswesen* 2015;77:120–6.
- 26 Biernikiewicz M, Taieb V, Toumi M. Characteristics of doctor-shoppers: a systematic literature review. *J Mark Access Health Policy* 2019;7:1595953.
- 27 Köster C, Wrede S, Herrmann T. *Ambulante Notfallversorgung. Analyse und Handlungsempfehlungen*. Göttingen: AQUA–Institut für angewandte Qualitätsförderung und Forschung im Gesundheitswesen GmbH, 2016.
- 28 Scherer M, Lühmann D, Kazek A, *et al.* Patients attending emergency departments: a cross-sectional study of subjectively perceived treatment urgency and motivation for attending. *Dtsch Arztebl Int* 2017;114:645–52.
- 29 Starfield B, Chang H-Y, Lemke KW, *et al.* Ambulatory specialist use by nonhospitalized patients in US health plans: correlates and consequences. *J Ambul Care Manage* 2009;32:216–25.
- 30 David M, Babitsch B, Klein N, *et al.* Effect of practice fees on the use of emergency department services. A before and after study. *Notfall Rettungsmedizin* 2013;16:167–74.
- 31 Heuer J. Placebo Oder Wunderpille? Wie die Praxisgebühr Patientenverhalten und Verordnungsmuster veränderte. Zi-Paper 8/2016, 2016. Available: https://www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs_alle/ZiPaper_08-2016_Trends_Arzneiverordnungen_V3.pdf [Accessed Jul 2019].
- 32 Hafner P, Mahlich JC. Determinants of physician's office visits and potential effects of co-payments: evidence from Austria. *Int J Health Plann Manage* 2016;31:e192–203.
- 33 Grabka MM, Schreyögg J, Busse R. [The impact of co-payments on patient behavior: evidence from a natural experiment]. *Med Klin* 2006;101:476–83.
- 34 Winkelmann R. Co-payments for prescription drugs and the demand for doctor visits--evidence from a natural experiment. *Health Econ* 2004;13:1081–9.
- 35 Farbmacher H, Winter J. Per-period co-payments and the demand for health care: evidence from survey and claims data. *Health Econ* 2013;22:1111–23.
- 36 Kiil A, Houlberg K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *Eur J Health Econ* 2014;15:813–28.
- 37 Rückert I-M, Böcken J, Mielck A. Are German patients burdened by the practice charge for physician visits ('Praxisgebuehr')? A cross sectional analysis of socio-economic and health related factors. *BMC Health Serv Res* 2008;8:232.
- 38 Schreyögg J, Grabka MM. Copayments for ambulatory care in Germany: a natural experiment using a difference-in-difference approach. *Eur J Health Econ* 2010;11:331–41.
- 39 dpa. Gesundheitsversorgung: Reinhardt plädiert für Hausarztmodell. *Dtsch Arztebl* 2020;117:5.
- 40 Pereira Gray DJ, Sidaway-Lee K, White E, *et al.* Continuity of care with Doctors-a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open* 2018;8:e021161.
- 41 Schneider A, Hilbert B, Hörlein E, *et al.* The effect of mental comorbidity on service delivery planning in primary care: an analysis with particular reference to patients who Request referral without prior assessment. *Dtsch Arztebl Int* 2013;110:653.
- 42 Sawicki PT. Quality of health care in Germany.A six-country comparison. *Med Klin* 2005;100:755–68.
- 43 OECD. Health care resources: physicians by categories 2017. health statistics, 2017. Available: <https://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=30173> [Accessed Feb 2020].

Supplementary Tables

Supplement Table 1 Patient characteristics, classified according to coordination status.

Quarter	Coordination status	Patients		Cases per patient (mean)	Age (mean) (SD)		Sex: female (%)	With chronic illness (%)	With mental illness (%)	Number of medical condition categories (mean)
		(n)	(%)		(mean)	(SD)				
1/2011	Coordinated care	1 685 655	27.0	3.8	57.4	17.7	59.2	86.5	43.1	8.9
	Uncoordinated care	1 716 124	27.5	3.7	51.4	18.5	59.2	70.1	39.2	7.6
	GP care only	1 649 237	26.5	1.1	49.0	19.9	49.3	64.4	25.6	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 184 723	19.0	2.6	48.2	19.9	71.1	61.9	29.0	6.1
	Total	6 235 739								
2/2011	Coordinated care	1 580 662	26.0	3.8	58.2	17.7	59.7	88.3	43.4	9.0
	Uncoordinated care	1 735 990	28.5	3.6	51.5	18.7	59.3	71.4	39.5	7.6
	GP care only	1 619 287	26.6	1.1	50.0	19.8	50.1	68.2	26.4	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 151 214	19.0	2.6	48.2	19.9	71.8	63.0	29.6	6.2
	Total	6 087 153								
3/2011	Coordinated care	1 552 705	25.6	3.9	58.4	17.7	59.6	88.3	43.5	9.0
	Uncoordinated care	1 759 789	29.0	3.7	51.4	18.7	59.1	70.9	39.3	7.6
	GP care only	1 597 252	26.3	1.1	50.2	19.8	50.3	68.6	26.5	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 161 260	19.1	2.6	47.9	19.9	72.2	62.2	29.6	6.1
	Total	6 071 006								
4/2011	Coordinated care	1 628 179	26.1	3.9	58.4	17.6	59.5	86.6	42.8	8.9
	Uncoordinated care	1 761 055	28.2	3.7	51.7	18.5	59.2	70.3	39.3	7.6
	GP care only	1 677 964	26.9	1.1	49.8	19.9	49.6	66.1	25.6	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 178 683	18.9	2.6	47.9	19.8	72.1	61.0	29.0	6.0
	Total	6 245 881								
1/2012	Coordinated care	1 641 263	26.2	3.9	57.8	17.7	59.0	86.7	43.7	8.9
	Uncoordinated care	1 811 769	28.9	3.8	51.5	18.5	58.8	70.1	39.6	7.6
	GP care only	1 623 530	25.9	1.1	49.1	19.9	49.2	64.2	26.1	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 196 061	19.1	2.7	48.3	20.0	71.3	62.1	29.5	6.1
	Total	6 272 623								
2/2012	Coordinated care	1 562 731	25.5	3.9	58.6	17.6	59.6	88.5	44.1	9.1
	Uncoordinated care	1 788 677	29.2	3.6	51.8	18.7	59.1	71.6	40.1	7.7
	GP care only	1 600 505	26.1	1.1	49.9	19.9	49.9	67.7	26.9	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 177 067	19.2	2.6	48.3	19.9	71.8	62.6	30.0	6.2
	Total	6 128 980								
3/2012	Coordinated care	1 456 069	24.1	3.9	58.3	17.8	59.1	87.9	43.9	9.0
	Uncoordinated care	1 883 960	31.1	3.6	51.9	18.8	59.0	71.7	40.2	7.7
	GP care only	1 535 559	25.4	1.1	50.1	19.9	49.7	68.1	26.8	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 176 532	19.4	2.6	47.9	19.9	72.1	61.7	29.9	6.1
	Total	6 052 120								

Quarter	Coordination status	Patients		Cases per patient (mean)	Age (mean) (SD)		Sex: female (%)	With chronic illness (%)	With mental illness (%)	Number of medical condition categories (mean)
		(n)	(%)		(mean)	(SD)				
4/2012	Coordinated care	1 526 191	24.5	3.8	58.4	17.6	59.0	86.3	43.3	8.9
	Uncoordinated care	1 870 570	30.0	3.6	52.3	18.6	59.3	71.1	40.1	7.7
	GP care only	1 637 222	26.3	1.1	49.5	19.9	48.9	64.7	25.8	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 193 379	19.2	2.6	47.9	19.7	72.1	60.2	29.3	6.0
	Total	6 227 362								
1/2013	Coordinated care	883 894	13.5	3.8	59.6	17.1	55.5	88.1	42.1	9.1
	Uncoordinated care	2 626 830	40.2	3.7	52.7	18.5	59.6	73.7	41.6	8.0
	GP care only	1 786 331	27.3	1.1	48.9	19.6	48.5	63.2	25.6	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 245 184	19.0	2.6	48.1	19.8	71.0	61.3	29.5	6.1
	Total	6 542 239								
2/2013	Coordinated care	715 492	11.2	3.8	60.3	17.2	54.9	89.2	40.9	9.0
	Uncoordinated care	2 790 655	43.6	3.7	53.3	18.6	60.2	75.8	42.2	8.1
	GP care only	1 667 506	26.0	1.1	49.6	19.7	48.7	67.0	26.4	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 227 680	19.2	3.6	48.0	19.8	72.0	61.8	29.8	6.1
	Total	6 401 333								
3/2013	Coordinated care	639 323	10.0	3.8	60.0	17.4	54.0	88.3	40.1	9.0
	Uncoordinated care	2 827 789	44.3	3.6	53.3	18.7	59.9	75.6	42.2	8.1
	GP care only	1 691 144	26.5	1.1	50.1	19.7	49.1	67.8	26.6	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 221 995	19.2	2.6	47.7	19.9	72.3	61.1	29.8	6.1
	Total	6 380 251								
4/2013	Coordinated care	685 699	10.4	3.7	60.0	17.2	53.8	85.2	39.2	8.8
	Uncoordinated care	2 837 061	43.1	3.7	53.6	18.6	60.3	75.3	42.2	8.1
	GP care only	1 813 341	27.6	1.1	50.1	19.7	48.6	64.7	25.9	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 245 121	18.9	2.6	47.8	19.8	71.9	60.0	29.3	6.0
	Total	6 581 222								
1/2014	Coordinated care	703 377	10.5	3.8	59.6	17.2	53.2	87.8	40.5	9.0
	Uncoordinated care	2 944 931	44.1	3.8	53.3	18.6	60.0	76.4	43.1	8.2
	GP care only	1 762 164	26.4	1.1	49.6	19.7	48.2	65.8	26.8	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 271 288	19.0	2.7	48.0	19.9	71.0	62.9	30.2	6.1
	Total	6 681 760								
2/2014	Coordinated care	614 868	9.4	3.7	60.0	17.3	53.4	88.9	40.4	9.0
	Uncoordinated care	2 916 939	44.5	3.7	53.6	18.7	60.1	77.8	43.4	8.3
	GP care only	1 788 918	27.3	1.1	50.3	19.6	48.8	68.6	27.4	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 235 298	18.8	2.6	48.1	19.9	71.6	63.7	30.7	6.2
	Total	6 556 023								
3/2014	Coordinated care	599 391	9.1	3.8	59.8	17.5	53.2	88.1	39.9	8.9
	Uncoordinated care	2 968 314	45.1	3.7	53.6	18.7	59.9	77.3	43.2	8.2
	GP care only	1 766 847	26.8	1.2	50.5	19.7	48.6	68.7	27.2	5.5

Quarter	Coordination status	Patients		Cases per patient	Age		Sex: female	With chronic illness	With mental illness	Number of medical condition categories
		(n)	(%)	(mean)	(mean)	(SD)	(%)	(%)	(%)	(mean)
	Not relevant for coordinated care	1 248 495	19.0	2.6	47.7	19.9	71.8	62.4	30.4	6.1
	Total	6 583 047								
4/2014	Coordinated care	610 445	9.1	3.8	59.6	17.4	52.6	85.9	39.2	8.8
	Uncoordinated care	3 007 717	44.7	3.8	53.9	18.6	60.1	76.8	43.0	8.2
	GP care only	1 839 683	27.3	1.1	50.0	19.6	48.0	66.6	26.6	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 271 794	18.9	2.6	47.8	19.8	71.5	61.0	29.8	6.0
	Total	6 729 639								
1/2015	Coordinated care	614 518	8.9	3.8	59.4	17.3	52.0	87.5	40.1	9.0
	Uncoordinated care	3 032 169	44.1	3.9	53.6	18.6	59.8	77.1	43.3	8.3
	GP care only	1 937 232	28.1	1.1	49.2	19.5	47.3	63.9	26.3	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 298 528	18.9	2.7	48.1	19.9	70.6	62.9	30.0	6.2
	Total	6 882 447								
2/2015	Coordinated care	554 975	8.4	3.8	59.9	17.4	52.6	88.7	40.0	9.0
	Uncoordinated care	3 029 301	45.7	3.7	53.9	18.7	59.9	78.4	43.5	8.3
	GP care only	1 774 779	26.8	1.1	50.3	19.6	48.3	69.0	27.7	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 273 946	19.2	2.6	48.1	20.0	71.5	63.5	30.4	6.2
	Total	6 633 001								
3/2015	Coordinated care	529 977	8.0	3.8	59.6	17.6	52.2	87.8	39.6	8.9
	Uncoordinated care	3 044 692	45.8	3.7	53.8	18.8	59.5	77.9	43.3	8.3
	GP care only	1 793 325	27.0	1.2	50.5	19.6	48.5	69.1	27.6	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 273 049	19.2	2.7	47.8	20.0	71.9	62.7	30.3	6.2
	Total	6 641 043								
4/2015	Coordinated care	562 112	8.3	3.8	59.5	17.4	51.9	85.7	39.0	8.8
	Uncoordinated care	3 112 307	45.7	3.8	54.1	18.6	59.9	77.4	43.1	8.3
	GP care only	1 835 257	26.9	1.1	49.9	19.6	47.5	66.8	26.7	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 300 370	19.1	2.7	47.7	19.8	71.5	61.0	29.6	6.0
	Total	6 810 046								
1/2016	Coordinated care	568 526	8.3	3.8	59.3	17.4	51.5	87.5	39.9	9.0
	Uncoordinated care	3 099 360	45.2	3.9	53.9	18.6	59.6	77.8	43.6	8.3
	GP care only	1 868 128	27.2	1.1	49.4	19.6	47.6	65.8	27.2	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 320 475	19.3	2.7	48.1	20.0	70.4	63.3	29.9	6.2
	Total	6 856 489								
2/2016	Coordinated care	543 658	8.0	3.8	59.5	17.5	52.0	88.2	39.5	8.9
	Uncoordinated care	3 202 755	47.0	3.8	54.1	18.7	59.9	78.6	43.5	8.3
	GP care only	1 762 914	25.9	1.1	49.9	19.6	47.3	67.9	27.3	5.4
	Not relevant for coordinated care	1 304 098	19.1	2.7	47.9	19.9	71.0	63.2	29.9	6.1
	Total	6 813 425								

Quarter	Coordination status	Patients		Cases per patient (mean)	Age (mean) (SD)		Sex: female (%)	With chronic illness (%)	With mental illness (%)	Number of medical condition categories (mean)
		(n)	(%)		(mean)	(SD)				
3/2016	Coordinated care	497 527	7.4	3.8	59.5	17.6	51.9	87.7	39.3	8.9
	Uncoordinated care	3 121 810	46.4	3.8	54.1	18.8	59.5	78.5	43.5	8.3
	GP care only	1 813 330	27.0	1.2	50.5	19.7	48.1	69.2	27.8	5.5
	Not relevant for coordinated care	1 291 769	19.0	2.7	47.7	20.0	71.3	62.9	30.2	6.2
	Total	6 724 436								
4/2016	Coordinated care	516 249	7.4	3.8	59.5	17.5	51.3	85.8	38.8	8.8
	Uncoordinated care	3 170 525	46.0	3.8	54.4	18.6	59.7	78.0	43.4	8.3
	GP care only	1 937 562	28.0	1.1	49.5	19.6	47.0	65.7	26.6	5.3
	Not relevant for coordinated care	1 312 583	19.0	2.7	47.7	19.8	71.0	61.4	29.6	6.1
	Total	6 936 919								

GP, general practitioners; n, number; SD, standard deviation.

Supplement Table 2 Interrupted time series regression model concerning abolition of the co-payment, consistency of GP coordination and ambulatory emergency contacts. Outcome variable: Proportion of patients with coordination throughout the year (%).

Coefficients

	Estimate	Standard Error	t-value	Pr (> t)
(Intercept)	32.0238	0.9474	33.802	< 0.001
<i>Number of emergency contacts (Ref.: 0)</i>				
1	-2.7420	1.0699	-2.563	0.01957
2	-3.8892	1.0699	-3.635	0.00189
3 or more	-6.0522	1.0699	-5.657	< 0.001
Trend year for year	-0.9937	0.3951	-2.515	0.02161
Absence of co-payment	-16.7683	1.4314	-11.715	< 0.001

Supplement Table 2 shows how the consistency of GP coordination (%) is pronounced in groups with different ambulatory emergency contacts. The numbers of "Estimate" refer to the category "always coordinated" (see also Figure 2 in the main text). "Trend year for year" represents the long-term trend (slope) from 2011 to 2016. "Absence of co-payment" indicates the abolition effect.

Supplement Table 3 Interrupted time series regression model concerning abolition of the co-payment and ambulatory emergency contacts. Outcome variable: Development of ambulatory emergency contacts (%) (Index: Emergency contacts in 2012).

Coefficients

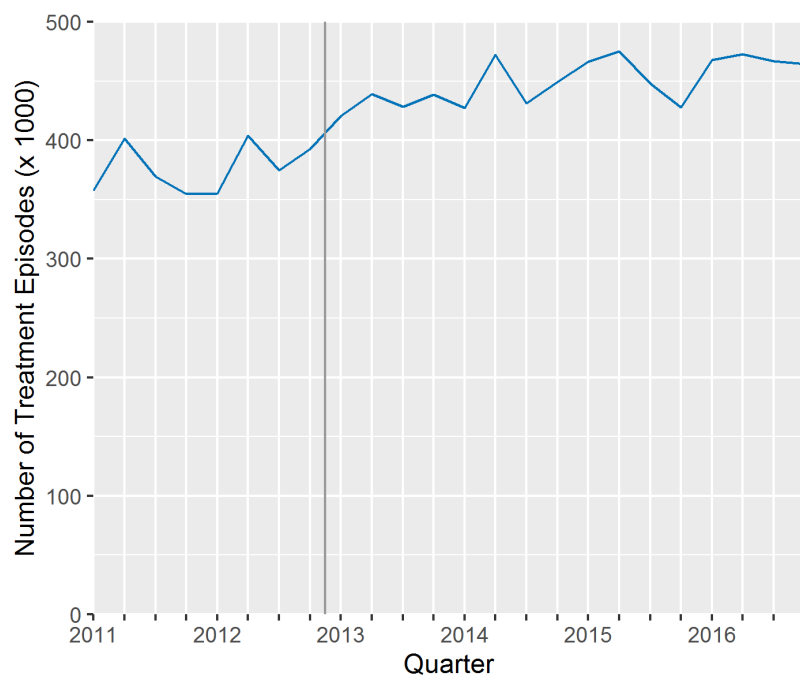
	Estimate	Standard Error	t-value	Pr (> t)
(Intercept)	97.0568	0.2427	399.97	< 0.001
Trend year for year	3.0770	0.1401	21.96	< 0.001
Absence of co-payment	10.0270	0.5076	19.75	< 0.001

Supplement Table 3 shows how changes in ambulatory emergency contact numbers (%) are pronounced over time (see also Table 2 in the main text). Again, "Trend year for year" represents the long-term trend (slope) from 2011 to 2016. "Absence of co-payment" indicates the abolition effect.

Supplement Table 4 Interrupted time series regression model concerning abolition of the co-payment and multiple specialist contacts of the same discipline ('doctor shopping'). Outcome variable: Number of patients with multiple specialist utilisation.

Specialist group	Coefficients	Estimate	Standard Error	t-value	Pr (> t)
Dermatology	(Intercept)	10952.626309	310.76910	35.2436142	< 0.001
	Trend quarter by quarter	5.535340	40.12012	0.1379692	0.89158
	Absence of co-payment	3426.888416	589.13085	5.8168545	< 0.001
Orthopaedics	(Intercept)	34713.817408	777.81769	44.6297609	< 0.001
	Trend quarter by quarter	381.195026	100.41583	3.7961646	0.00106
	Absence of co-payment	4445.597186	1474.52366	3.0149378	0.00659
Surgery	(Intercept)	15345.746073	237.88726	64.5084833	< 0.001
	Trend quarter by quarter	-7.606021	30.71111	-0.2476635	0.80680
	Absence of co-payment	1532.772251	450.96736	3.3988541	0.00271
Ophthalmology	(Intercept)	34915.145288	427.84504	81.6069884	< 0.001
	Trend quarter by quarter	70.422775	55.23456	1.2749767	0.21624
	Absence of co-payment	3046.926702	811.07391	3.7566573	0.00116
Ear, Nose and Throat	(Intercept)	17381.999346	570.81974	30.4509427	< 0.001
	Trend quarter by quarter	-13.642670	73.69251	-0.1851297	0.85490
	Absence of co-payment	3895.399542	1082.11376	3.5998060	0.00168
Gynaecologist	(Intercept)	10847.602094	155.22381	69.8836205	< 0.001
	Trend quarter by quarter	40.506544	20.03931	2.0213544	0.05617
	Absence of co-payment	129.171466	294.26071	0.4389695	0.6651

Supplement Table 4 shows the changes in apparent 'doctor shopping' (contact numbers) concerning dermatology, orthopaedics, surgery, ophthalmology, ENT, and gynaecologists. The numbers of "Estimate" refer to the number of multiple contacts within a specialist group. Again, "Trend quarter by quarter" represents the long-term trend (slope) from 2011 to 2016. "Absence of co-payment" indicates the abolition effect.



Supplement Figure 1 Development of the number of ambulatory emergency cases in Bavaria between 2011 and 2016, quarterly.

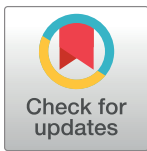
RESEARCH ARTICLE

Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis

Michaela Olm^{1*}, Ewan Donnachie², Martin Tauscher², Roman Gerlach², Klaus Linde¹, Werner Maier³, Lars Schwettmann^{3,4}, Antonius Schneider¹

1 TUM School of Medicine, Institute of General Practice and Health Services Research, Technical University of Munich, Munich, Bavaria, Germany, **2** Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians, Munich, Bavaria, Germany, **3** Institute of Health Economics and Health Care Management, Helmholtz Zentrum München, German Research Center for Environmental Health (GmbH), Neuherberg, Bavaria, Germany, **4** Department of Economics, Martin Luther University Halle-Wittenberg, Halle an der Saale, Saxony-Anhalt, Germany

* michaela.olm@mri.tum.de



OPEN ACCESS

Citation: Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, et al. (2021) Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. PLoS ONE 16(6): e0253919. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919>

Editor: Ferda Halicioglu, University of Lincoln, UNITED KINGDOM

Received: February 2, 2021

Accepted: June 16, 2021

Published: June 28, 2021

Peer Review History: PLOS recognizes the benefits of transparency in the peer review process; therefore, we enable the publication of all of the content of peer review and author responses alongside final, published articles. The editorial history of this article is available here: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919>

Copyright: © 2021 Olm et al. This is an open access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: The data that support the findings of this study are held by the Bavarian Association of Statutory Health Insurance

Abstract

To strengthen the coordinating function of general practitioners (GPs) in the German health-care system, a copayment of €10 was introduced in 2004. Due to a perceived lack of efficacy and a high administrative burden, it was abolished in 2012. The present cohort study investigates characteristics and differences of GP-coordinated and uncoordinated patients in Bavaria, Germany, concerning morbidity and ambulatory specialist costs and whether these differences have changed after the abolition of the copayment. We performed a retrospective routine data analysis, using claims data of the Bavarian Association of the Statutory Health Insurance Physicians during the period 2011–2012 (with copayment) and 2013–2016 (without copayment), covering 24 quarters. Coordinated care was defined as specialist contact only with referral. Multinomial regression modelling, including inverse probability of treatment weighting, was used for the cohort analysis of 500 000 randomly selected patients. Longitudinal regression models were calculated for cost estimation. Coordination of care decreased substantially after the abolition of the copayment, accompanied by increasing proportions of patients with chronic and mental diseases in the uncoordinated group, and a corresponding decrease in the coordinated group. In the presence of the copayment, uncoordinated patients had €21.78 higher specialist costs than coordinated patients, increasing to €24.94 after its abolition. The results indicate that patients incur higher healthcare costs for specialist ambulatory care when their care is uncoordinated. This effect slightly increased after abolition of the copayment. Beyond that, the abolition of the copayment led to a substantial reduction in primary care coordination, particularly affecting vulnerable patients. Therefore, coordination of care in the ambulatory setting should be strengthened.

Physicians. The data are not publicly available due to data protection regulations, but may be made available to researchers upon reasonable request and with the permission of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians (contact via versorgungsforschung@kvb.de).

Funding: The study was funded by the Central Research Institute for Ambulatory Health Care in Germany (Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung in Deutschland, <https://www.zi.de/>). MO's position was financed from the funds. The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript.

Competing interests: I have read the journal's policy and the authors of this manuscript have the following competing interests: ED, MT and RG are employees of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians. This does not alter our adherence to PLOS ONE policies on sharing data and materials. The authors MO, KL, WM, LS and AS declare that they have no competing interests.

Introduction

A preponderant issue affecting nearly all developed countries is an ageing society, with higher levels of chronic diseases and multimorbidity [1] and increasing healthcare expenditures [2]. At the same time, efforts have been made to facilitate healthcare access, especially for people with high vulnerability [3]. This, coupled with more expensive treatment options, creates conflict over allocating scarce resources. Unnecessary treatments and multiple diagnostic procedures, for example as a result of multiple specialist utilisation, often referred to as 'doctor shopping', exacerbate this situation [4].

Effective and needs-oriented care is therefore essential. Past studies have demonstrated that comprehensive primary care can contribute decisively to an effective care, and that the coordinating role of the primary care physician is crucial [5–8]. Based on a trusting doctor-patient relationship, a high level of continuity of care can be achieved [9,10]. In addition, comprehensive primary care has the potential to support free access to health services [5], benefitting vulnerable [9] and deprived groups [5].

In Germany, ambulatory care is characterised by a number of distinctive features. Some internists without specialisation are licensed as family physicians, with both, family physicians and internists in family practice considered to be general practitioners (GPs). Another characteristic is the fact that specialist physicians also participate in the primary care system, mainly comprising dermatologists, ear, nose and throat (ENT) specialists, gynaecologists, internists with and without specialisation (e.g. cardiology, gastroenterology, pulmonology and oncology), neurologists, ophthalmologists, orthopaedics, psychiatrists, psychotherapists (both physician and non-physician), radiologists, surgeons, and urologists.

Compared to other countries, such as the United Kingdom (UK), Germany has a weak primary care system in terms of coordination [11], as patients have free and direct access to all licensed GPs and primary care specialists. Germany has a very high physician contact rate with 14.7 physician contacts per patient annually in 2016 [12]. In 2004, a copayment was introduced to reduce this high number and to strengthen the coordinating function of GPs. For each physician contact within a three-month billing period, a fee of €10 had to be paid unless a referral was made from another physician [13]. However, as the influence on physician contacts was considered to be too low in relation to the high bureaucracy required, the copayment was abolished in 2012 [14].

A study analysing data from the year 2011 found that patients consulting a specialist with a GP referral, generated (on average) €9.65 lower healthcare expenditures than patients who directly consulted a specialist [15]. Other studies assessing the impact of the German copayment were performed after its introduction [16–18] or before its abolition [19–21]. Assessing before and after in the same study will increase our understanding of the impact of care coordination on resource use in the German ambulatory healthcare system and how coordination of care can be affected in different patient groups. Previous time series analyses found a large decrease of coordination of care on a population-based level [22]. The aim of our cohort analysis is to analyse characteristics and differences between GP-coordinated and uncoordinated patients concerning morbidity and ambulatory specialist costs. Furthermore, we investigated whether these differences have changed after the copayment abolition.

Materials and methods

Study design

A retrospective routine data analysis was performed using ambulatory claims data from Bavaria, Germany. A cohort was observed between the years 2011 and 2016, encompassing 2

years with copayment and 4 years following its abolition in January 2013. Due to limitations in the data quality, with respect to the present analysis, time periods before 2011 were not considered. We included all statutorily insured patients aged ≥ 18 years in 2011 who were resident in Bavaria. Patients were excluded if not observed following the abolition of the copayment in 2013. For computational reasons, a random sample of 500 000 patients was selected from all patients meeting these criteria. This closed cohort is not therefore influenced by the addition of new patients, for example migrants or those reaching the age of 18. However, patients could exit the cohort for example due to death, residency outside of Bavaria, or a switch to private health insurance.

Population and sources of data

Bavaria, situated in the south of Germany, is the largest federal state by area, with a population of 13 million people living in a mix of large cities and rural areas [23]. The underlying database is held by the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians (German: *Kassenärztliche Vereinigung Bayerns*, KVB) and covers all statutorily insured outpatients in Bavaria, corresponding to ~85% of the Bavarian population.

For remuneration purposes, patient-level data are submitted by GPs (~9 000), specialists in outpatient care (~13 000) and psychotherapists (~4 000). The submitted data contain the items billed according to a standardised fee schedule along with the corresponding medical diagnoses, coded by the German modified ICD-10 classification (International Classification of Diseases, 10th Revision). In Germany, billing occurs on a quarterly basis, generally with bundled payment for each treatment episode, i.e. a patient treated in a given quarter by a single outpatient practice. Additional fee-for-service payments are made for technical or time-consuming services. In primary care, this includes lung function testing, ultrasound, or chronic disease management, whereas in specialist care, most services are provided on a fee-of-service basis. Deductions are made if a quarterly practice budget is exceeded, thus discouraging overuse.

Definition of coordinated care

A patient was classified as 'coordinated' if every regular specialist visit within a quarter occurred as a result of a GP referral (coordinated patient, **CP**) [15,20,22]. In contrast, a patient who consulted at least one specialist within a quarter without a referral was defined as uncoordinated (uncoordinated patient, **UP**). When determining the coordination status, specialist contacts were considered if a referral from a GP would be expected in the context of coordinated care. In particular, emergency treatment, pregnancy care or routine screening (e.g. mammography) was excluded from consideration. Similarly, consultations with radiologists, anaesthetists, surgeons, nuclear physicians and dialysis centres often occur on referral from a specialist and were therefore deemed not relevant when determining the GP coordination status (not relevant for coordinated care, **NR**). Patients consulting only a GP within a quarterly period were categorised as 'GP care only' (**GP**).

Patient characteristics

Analysed patient characteristics were regional differences, differences in morbidity and ambulatory specialist costs.

To assess regional differences, we have used the Bavarian Index of Multiple Deprivation 2010 (BIMD 2010) at the district level to account for regional differences [24]. Adapting the UK model [25] to the German context, the BIMD 2010 combines official socio-demographic, socio-economic and environmental data, divided into seven domains of deprivation: income, employment, education, municipal or district revenue, social capital, environment and

security. The BIMD 2010 is divided into quintiles, with the 1st quintile (Q1) representing the lowest deprivation and the 5th quintile (Q5) representing the highest.

Differences between large towns and rural areas were assessed using the settlement structure classification of the Federal Institute for Research on Building, Urban Affairs, and Spatial Development (German: *Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung*, BBSR) [26]. The four groups are 'large cities' (i.e. more than 100 000 inhabitants), 'urban districts', 'rural districts showing densification' and 'sparsely populated rural districts'.

Morbidity was assessed using the KM87a_2015 grouper, which specifies 72 aggregated medical condition categories (Top Hierarchical Condition Categories (THCC), and Rest Hierarchical Condition Categories, (RHCC)) and represents a convenient, cost-based tool for analysing complex ICD-10 diagnoses [27]. The grouper was developed in the United States and modified for the German healthcare system by the Institute for Strategic Assessment of Reimbursement for Medical Services (German: *Institut des Bewertungsausschusses*, InBA), an official organ of the German Ministry of Health. Separately, patients with mental disorders were identified by relevant diagnosis groups (THCC054, THCC055, THCC057, THCC058, THCC060), largely corresponding to the documentation of the ICD-10 F-Code. Chronic diseases were extracted using an official InBA-list, which condenses the most important chronic diseases [28].

Cost differences between coordinated and uncoordinated patients were estimated using ambulatory specialist costs. These costs represent the amount in Euros subsequent to deductions due to budgetary constraints and other billing regulations. The copayment is not included, as attending physicians only collected the €10 on behalf of the statutory health insurances. Of interest is the effect of GP-centred coordination of care on the cost of specialist care, both with and without the presence of the copayment. The cost of GP care cannot be reliably investigated because up to 1 million predominantly older patients were enrolled in a separate care model for which limited GP claims data is available (German: *Hausarztzentrierte Versorgung*, HzV).

Statistical procedures

The health care utilisation of each member of the cohort was summarised for each quarterly billing period during the observation period. Cohort members without consultation in a given quarter were recorded with zero utilisation, with coordination status carried over from the previous quarter. The characteristics 'age', 'sex' and district of residence are as recorded in 2011 and remained unchanged during the analysis. The effect of patient ageing is thus incorporated in the time variable (each quarter as an own factor).

A consultation of a single practice (GP or specialist) within a 3-month period (quarter) is defined as a treatment episode. If a patient consults the same practice for different reasons within a quarter, both contacts are merged for administrative purposes to form a single episode.

The longitudinal analysis was carried out in two stages. First, a descriptive analysis of the cohort was conducted in tabular and graphical form. In order to visualise changes following the copayment abolition, a time series analysis was performed. Measures of interest are the cohort size, mean age, gender distribution, proportion of patients living in cities, number of medical condition categories (THCCs and RHCCs), proportions of patients with chronic or mental disorders, number of cases per patient, and financial claims of GPs and specialists. These trends were also stratified by the four coordination groups as defined above: coordinated patient (CP), uncoordinated patient (UP), GP care only (GP), and not relevant for coordinated care (NR).

In a second stage, marginal structural models (MSM) were applied in order to estimate the causal effect of coordination before and after the abolition of the copayment. The MSM paradigm combines weighting with regression to create a doubly robust estimate of the causal effect of interest [29–31]. Inverse probability of treatment weights (IPTW) were calculated using multinomial regression models to determine the probability that a patient belonged to each of the four coordination groups [29,32]. In order to assess the importance of a single co-variable and guarantee the robustness of the results, the models were built up successively to investigate the impact of adding age, sex, regional and morbidity parameters (Table in S1 Table and Figure in S1 Fig). The distribution of probabilities between 2011 and 2016, and further explanations are presented in an additional file (Figure in S2 Fig).

The cost of specialist care was modelled using IPTW-weighted longitudinal regression models (generalised estimating equations, GEE) [33]. The effect of coordination before and after the abolition of the copayment was captured by adding the corresponding interaction term to the model. Again, model covariables were added successively in order to understand the behaviour of the model (Table in S2 Table).

Data protection

The study was carried out following the German guideline 'Good Practice for Secondary Data Analysis' (German: *Gute Praxis Sekundärdaten*) [34]. According to this guideline, ethics approval and patient consent are not required for studies based solely on anonymised claims data. Nevertheless, an approval was obtained from the responsible data protection officer of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians and the analyses were conducted under strict data protection restrictions.

Results

Descriptive analysis

Basic characteristics of the cohort are shown in Table 1, presenting the first quarter of 2012 (1/2012) under influence of the copayment. In addition, a Table in S3 Table presents the first quarter of 2014 (1/2014), following abolition of the copayment. The development over the entire period (2011–2016) is shown in Figs 1–3.

Table 1. Cohort characteristics at the time of the copayment (1st quarter 2012) (CP, UP, GP, NR).

	Total	CP	UP	GP	NR
Number of patients (%)	502 542	114 867 (22.9)	152 274 (30.3)	174 148 (34.7)	61 253 (12.2)
Age (mean)	49.3	56.1	49.0	48.7	39.2
Gender: female (%)	56.2	58.0	55.8	47.2	79.4
Proportion with residence 'city' (%)	44.7	43.3	49.2	41.6	44.7
Number of medical condition categories/patient (mean)	5.6	8.2	5.8	4.3	4.0
Number of cases/patient (mean)	2.2	3.5	2.7	1.0	1.9
Proportion with chronic diseases (%)	57.2	80.3	54.0	52.0	37.0
Proportion with mental diseases (%)	28.1	40.5	30.2	20.4	21.2
Specialist financial claims in € (mean)	87.4	138.1	153.3	2.3	70.4
General practitioner financial claims in € (mean)	48.8	73.3	38.3	47.6	32.7

Note: Coordination categories: CP: Coordinated patient (specialist contact with referral); UP: Uncoordinated patient (specialist contact without referral); GP: General practitioner care only (no specialist contact); NR: Not relevant for coordinated care.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919.t001>

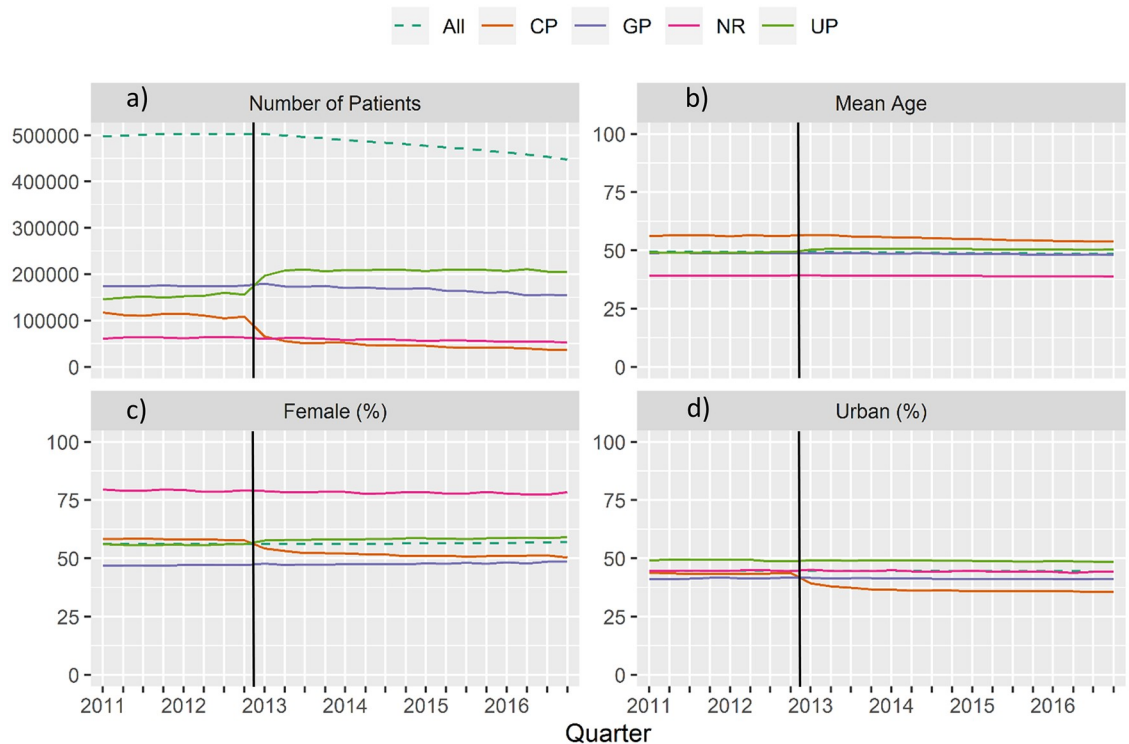


Fig 1. Cohort time series: (a) Number of patients, (b) mean age, (c) proportion with female gender (%), (d) and proportion of urban population (%), divided into coordination status coordinated patients (CP), uncoordinated patients (UP), GP only (GP), not relevant for coordinated care (NR), and total cohort, quarterly (vertical line marks the point of abolition).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919.g001>

In 2012, 22.9% of all patients were coordinated (CP) and 30.3% were uncoordinated (UP) (Table 1). In addition, CPs were on average older, more often women, had higher levels of morbidity (more medical condition categories, higher proportions of chronic or mental diseases), resided more often in rural areas and were associated with higher GP financial claims, but lower specialist costs. These differences are also visible in the GP and NR groups, with a higher proportion of women in the NR group.

Cohort size. Between 2011 and 2016, the number of cohort participants decreased by approximately 10% due to death, change of residence to outside Bavaria, or change to private health insurance (Fig 1a).

Coordination-subgroups. On abolition of the copayment on January 2013, substantial changes occurred in the groups coordinated patients (CP) and uncoordinated patients (UP) (Fig 1a). Fewer patients were coordinated and more were uncoordinated. For the remainder of the observation, the two groups remained largely stable. Additionally, the NR and GP showed a slight decrease in number. It should therefore be noted that the following descriptive results reflect the change in make-up of the results over time, due primarily to the abolition of the copayment.

Age, sex & residence. The mean age of the groups remained almost stable. After 2012, CP showed a small decrease, whereas the mean age of the UP group increased, also only slightly (Fig 1b). In contrast, the proportion of female CPs decreased substantially, while the proportion of uncoordinated female patients increased. GP only patients and the total cohort showed small increases. The NR group has a high female proportion (~80%), which decreased slightly over time (see Fig 1c). This is due to the definition of the NR group incorporating patients

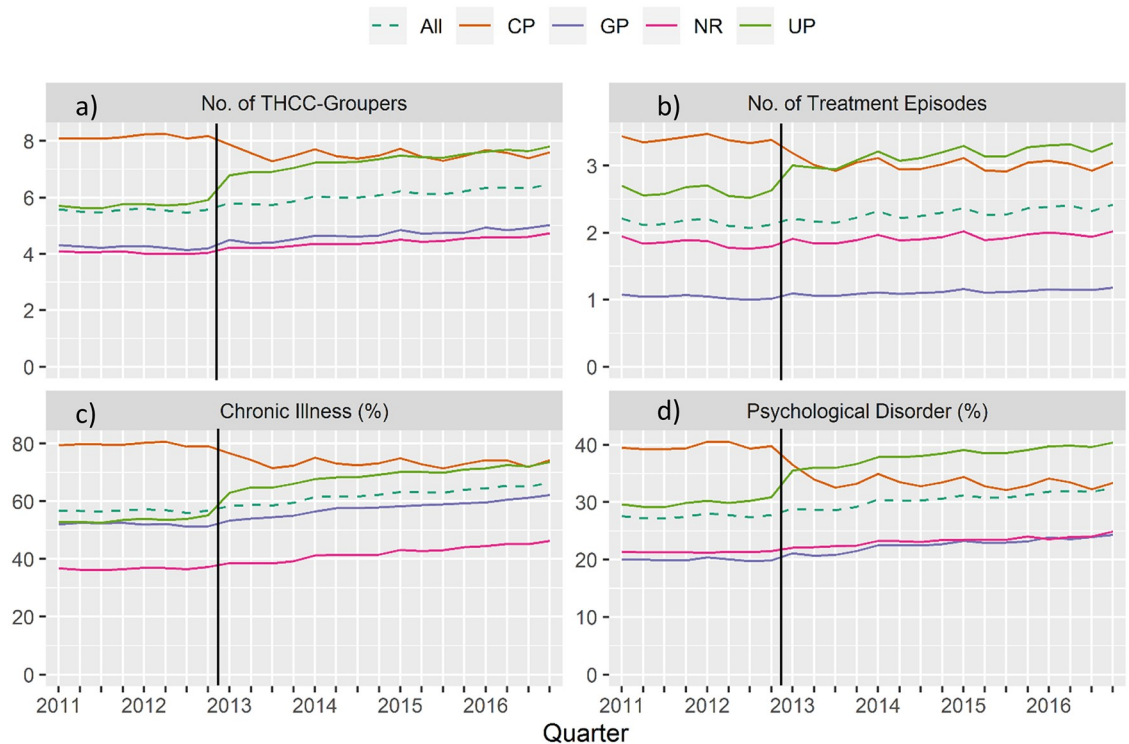


Fig 2. Cohort time series: (a) Number of medical condition categories, (b) number of cases/patient, (c) proportion with chronic diseases (%), (d) proportion with mental diseases (%), divided into coordination status coordinated patients (CP), uncoordinated patients (UP), GP only (GP), not relevant for coordinated care (NR) and total cohort, quarterly (vertical line marks the point of abolition).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919.g002>

with pregnancy care and mammography without additional physician contacts. For the proportion of patients with a 'city' residence (Fig 1d), only the CP group decreased, while the other categories remained stable.

Morbidity. Fig 2 summarizes the morbidity of the cohort over time, presenting the mean number of medical condition categories (THCC/RHCC), the mean number of treatment episodes per patients, and the proportions with chronic and mental diseases. While the number of medical condition categories per patient decreased in the CP group after 2012 (Fig 2a), it increased in all other categories, especially in the UP group. A similar trend was also visible for chronic (Fig 2c), and mental (Fig 2d) diseases. For the number of quarterly cases per patient (Fig 2b), a slight change in UP and CP was observable, while GP and NR remained nearly stable.

Cost analysis

Fig 3 presents the GP and specialist costs over time. Overall, the mean financial claims of GPs (Fig 3a) and specialists (Fig 3b) increased. Again, the CP and UP groups exhibit substantial changes on abolition of the copayment. For the latter, specialist and GP costs increased, while costs for the former decreased. Additionally, claims for patients in the category 'not relevant for coordination' slightly increased.

Longitudinal regression modelling, estimating the mean specialist claim per patient (Table 2 and Figure in S3 Fig), indicates that an uncoordinated patient (UP) with certain characteristics (age, sex, morbidity and residency) had €21.78 higher specialist costs (mean

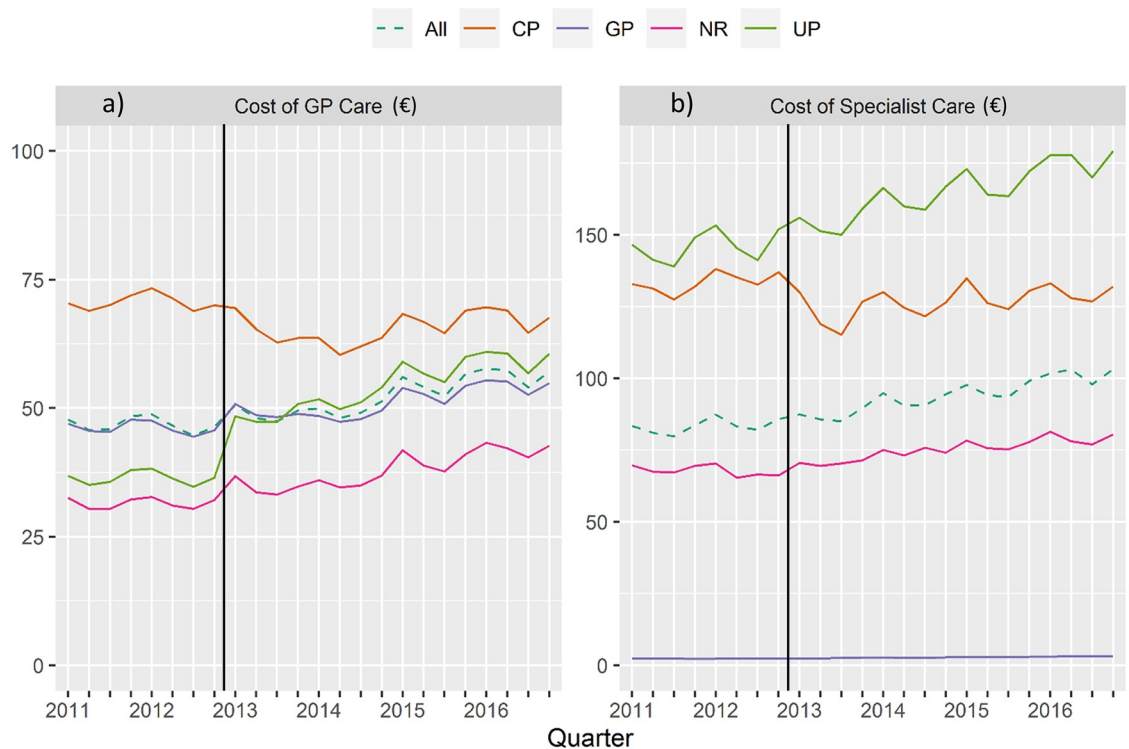


Fig 3. Cohort time series: (a) General practitioner financial claims in € and (b) specialist financial claims in € (means claimed per patient), divided into coordination status coordinated patients (CP), uncoordinated patients (UP), GP only (GP), not relevant for coordinated care (NR) and total cohort, quarterly (vertical line marks the point of abolition).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919.g003>

difference) than a coordinated patient (CP) with the same characteristics before abolition of the copayment. After abolition, the specialist costs of CP decreased by €5.55 and the specialist costs of UP decreased by €3.16. The latter effect is detected by interaction analysis of coordination and the presence of copayment (€5.55–€2.39). Thus, the difference between the CP and UP group after abolition was €24.94 (€21.78+€3.16).

Compared to the CP, the NR (–€50.82), and especially the GP (–€102.94) had substantially lower specialist costs. Again, this represents the difference to the reference category CP. The relatively high negative value in the GP group is because patients who only have contact with their GP in a quarter, have specialist costs of almost €0 on average (see also Fig 3b).

Female patients had higher specialist costs (difference male vs. female: €19.36) than males. As female patients are more often uncoordinated than male patients (Figure in S1 Fig), an interaction between age and sex was tested. The result indicated that specialist costs for women decreased with increasing age. In addition, patients with mental (€22.24) and chronic (€44.07) diagnoses had higher specialist costs than patients without these diagnoses. Patients living in rural areas have slightly lower costs than patients resident in cities. Furthermore, patients living in more deprived areas have lower costs than those living in areas with lower deprivation.

Discussion

The cohort analysis reveals that the coordination of care decreased substantially after the abolition of the copayment. Patients with chronic and mental illnesses whose care was previously coordinated by a GP were more likely to consult specialist physicians without referral after the

Table 2. Results of longitudinal regression modelling.

Parameter	Attribute	Effect in € (95%-CI)
Coordination (reference: CP)	UP	21.78 (21.46; 22.11)
	GP	-102.94 (-103.26; -102.61)
	NR	-50.82 (-51.14; -50.49)
Copayment (reference: present)	Abolished	-5.55 (-5.94; -5.16)
Interaction: Coordination x copayment (reference: CP, copayment present)	UP (copayment abolished)	2.39 (1.95; 2.83)
	GP (copayment abolished)	1.56 (1.12; 2.00)
	NR (copayment abolished)	0.97 (0.54; 1.40)
Time (reference: 1 st quarter/2011)	Following quarters	0.09 (0.07; 0.11)
Age group (reference: 18–30)	31–45	-0.79 (-1.18; -0.39)
	46–60	-2.89 (-3.28; -2.51)
	61–75	-8.59 (-9.03; -8.16)
	76+	-17.66 (-18.23; -17.10)
Sex (reference: male)	Female	19.36 (18.89; 19.84)
Interaction: Age group x sex (reference: 18–30, male)	31–45 (female)	-10.42 (-10.98; -9.86)
	46–60 (female)	-20.68 (-21.21; -20.15)
	61–75 (female)	-24.36 (-24.92; -23.81)
	76+ (female)	-29.53 (-30.21; -28.84)
Settlement Structure (reference: cities)	Towns	-8.36 (-8.65; -8.08)
	Rural with densification	-8.93 (-9.17; -8.69)
	Sparsely populated	-6.96 (-7.21; -6.71)
BIMD 2010 (reference: Q1/lowest deprivation)	Q2	-3.81 (-4.06; -3.56)
	Q3	-8.00 (-8.26; -7.74)
	Q4	-6.86 (-7.15; -6.56)
	Q5 (highest deprivation)	-6.94 (-7.23; -6.65)
Psychological disorder (reference: not present)	Present	22.24 (22.06; 22.42)
Chronic illness (reference: not present)	Present	44.07 (43.85; 44.28)

BIMD 2010: Bavarian Index of Multiple Deprivation 2010; CP: Coordinated patient; GP: General practitioner care only; NR: Not relevant for coordinated care; UP: Uncoordinated patient; Q: Quintile.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253919.t002>

copayment was removed. Coordinated patients had lower specialist costs than similar uncoordinated patients, a previously observed effect [15] that we find to be exacerbated by the abolition of the copayment.

An earlier investigation using the same database indicated that, in 2011, patients with GP coordination had on average €9.65 lower outpatient healthcare costs than uncoordinated patients [15]. In contrast to the present study, the investigation included the cost of prescribed medication and GP costs. We extend understanding of this effect by considering the development of specialist costs among CP and UP patients over an extended period of 6 years, both with and without a copayment for non-referred physician contacts.

The interaction between copayment and abolition indicates that the difference in costs between coordinated (CP) and uncoordinated patients (UP) further increased after abolition. Although the difference between coordinated and uncoordinated patients increased only marginally from €21.78 under the copayment to €24.94 after, it has to be considered that a

substantially smaller proportion were still coordinated by a GP when the copayment was removed.

The evidence on GP-coordinated care and healthcare costs is inconsistent. Investigations by Garrido et al. [35], Delnoij et al. [36] and Starfield [37] showed that systems with gatekeeping or strong primary care have lower healthcare expenditures. In contrast, Kringos et al. found that strong primary care systems are associated with better health, but also with higher expenditures [7]. However, the underlying methods in these investigations do not allow causal inferences.

One explanation lies in the way that primary care is organised, delivered and financed in different nations. Furthermore, the results of Kringos et al. are based on ecological studies [7]. We would expect that the individual patient data of the KVB more precisely capture the relationship between coordination and health care utilization.

The considerable decrease in GP-centred care after 2012 of particular concern. Found in a preceding ecological study based on the same data source and observing the entire Bavarian population [22], our current cohort analysis sheds light on the morbidity structure of patients switching from coordinated to uncoordinated care. After removal of the copayment, the uncoordinated patients exhibited high morbidity, as measured by the proportion with chronic illness and the number of medical condition categories (THCC/RHCC, see also Figure in [S1 Fig](#)). Additionally, a higher proportion had a record of psychological disorder, which was previously found to be associated with both uncoordinated specialist contacts and higher costs of ambulatory care [15,20]. This development is to be interpreted more as a change in the composition of the groups than in a change in the morbidity of the individual patients.

The presence of chronic diseases should be considered in a differentiated way. Under the influence of the copayment, the presence of one or more chronic diseases was still a strong predictor for coordinated care [20], but this effect seems to have been weakened by its abolition (see also Figure [S1 Fig](#)). One explanation could be the monetary incentive for this collective, as chronic disease patients often have contact with many different specialist groups within a single quarter and €10 was charged for each uncoordinated consultation. After abolition, this sanction no longer existed, and there was no longer any direct monetary incentive to contact a GP before a specialist visit. Consequently, primary care was weakened as a substantially smaller proportion of patients remained coordinated (Figure in [S2 Fig](#)). Increasing proportions of uncoordinated care in chronic and mental diseases represent a matter of concern: patients with chronic diseases and multimorbidity would benefit from a strong primary care system [7,38,39], e.g. by reducing mortality due to a higher level of continuity of care [6,10].

Strengths and limitations

The main strength of our present study is the use of data encompassing all statutorily insured patients in Bavaria, Germany, over a six-year period. For computational reasons, a cohort of 500 000 patients was selected at random from this comprehensive data set. As the underlying database encompass 85% of the Bavarian population, the data can be assumed to be highly representative and generalizable, for example in comparison with the data of individual health insurance data [40,41].

Existing studies investigating the effects of the German copayment were carried out shortly after their introduction [16–18] or immediately before their abolition [15,19,20]. In contrast, our investigation observed two years before and four years after the abolition. We identified one technical report, published in German, which investigated the changes in physician contacts following the abolition [21]. However, it did not investigate the extent of primary care coordination or other structural factors (such as regional differences).

The use of routinely collected claims data in the present study has some limitations, since they were collected initially for billing purposes, not for research. Retrospectively, it is not possible to definitely identify the extent to which a GP referral represents active patient coordination. It is assumed that the proportion of patients who received a referral from a GP overestimates the proportion of patients with active coordination, since patients have the possibility to request a referral to a specialist without a prior appointment with the GP [42]. Conversely, patients for whom no referral was recorded could actually have had some form of GP coordination. This could occur if a patient failed to pass the referral form to the specialist.

Based on the available data, no direct conclusion can be drawn about the quality of care. The outcomes 'coordination status' or 'specialist financial claims' have to be interpreted as surrogate parameters for effective primary care. Following the arguments of Starfield et al. [5] and Forrest & Starfield [43], a decrease in primary care coordination results in a decrease of continuity of care. No mortality or hospitalisation data were available. Consequently, it was not possible to evaluate patient outcomes. Regarding the specialist costs in the case of (un)coordinated care, it should be noted that the estimations depend on the selected model. Choosing a different model would result in different cost amounts. However, sensitivity analyses with different model specifications demonstrate the stability of the cost effect. The combination of modelling and weighting was designed to further improve the robustness of the inference [29–31]. In addition, our models suggest that, notwithstanding an underlying increasing trend, the cost of specialist care decreased slightly (CP: -€5.55; UP: -€3.16) after abolition of the copayment. This is likely caused both by a concomitant change to budgetary process in Bavaria and by efforts to increase the specificity of ICD-10 coding, thus promoting less costly patients to groups that were previously associated with higher costs. Such effects must be viewed as limitations of the data, but do not substantially modify the effect of coordination of care, which is the target of the causal inference.

Conclusions

Our results indicate that patients incur lower healthcare costs for specialist ambulatory care when their care is coordinated by a general practitioner, regardless of the presence of a copayment for physician consultations. The abolition of the copayment led to a substantial reduction in primary care coordination, particularly affecting patients with mental illness and high morbidity. This is a matter of concern, as coordinated care is especially important in these vulnerable patient groups. Therefore, coordination of care in the ambulatory setting should be strengthened.

Supporting information

S1 Checklist. Research checklist.
(DOCX)

S1 Fig. Longitudinal regression modelling (generalised estimating equations, GEE), comparing uncoordinated patients (UP) vs. coordinated patients (CP).
(PDF)

S2 Fig. Distribution of probabilities to belong to the coordination subgroups coordinated patients (CP) (a), uncoordinated patients (UP) (b), or GP care only (GP) (c), quarterly.
(PDF)

S3 Fig. Longitudinal regression modelling (generalised estimating equations, GEE) with (red) and without (blue) weights for coordination (Inverse Probability of Treatment

Weighting, IPTW). Outcome: Ambulatory specialist costs.
(PDF)

S1 Table. Successive model structure used to determine the probability of coordination.
Outcome: Coordination status (CP, UP, GP, NR).
(PDF)

S2 Table. Successive model structure used to estimate ambulatory specialist costs.
(PDF)

S3 Table. Characteristics of the cohort at the time of the copayment (2012) and after its abolition (2014), divided into coordination status (CP, UP, GP, NR) (only 1st quarters presented).
(PDF)

Author Contributions

Conceptualization: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Martin Tauscher, Roman Gerlach, Klaus Linde, Werner Maier, Lars Schwettmann, Antonius Schneider.

Data curation: Michaela Olm, Ewan Donnachie.

Formal analysis: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Antonius Schneider.

Funding acquisition: Antonius Schneider.

Investigation: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Antonius Schneider.

Methodology: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Martin Tauscher, Roman Gerlach, Klaus Linde, Werner Maier, Lars Schwettmann, Antonius Schneider.

Project administration: Michaela Olm, Antonius Schneider.

Resources: Michaela Olm, Antonius Schneider.

Software: Michaela Olm, Ewan Donnachie.

Supervision: Michaela Olm, Martin Tauscher, Roman Gerlach, Klaus Linde, Werner Maier, Lars Schwettmann, Antonius Schneider.

Validation: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Martin Tauscher, Roman Gerlach, Klaus Linde, Werner Maier, Lars Schwettmann, Antonius Schneider.

Visualization: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Antonius Schneider.

Writing – original draft: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Antonius Schneider.

Writing – review & editing: Michaela Olm, Ewan Donnachie, Martin Tauscher, Roman Gerlach, Klaus Linde, Werner Maier, Lars Schwettmann, Antonius Schneider.

References

1. Barnett K, Mercer SW, Norbury M, Watt G, Wyke S, Guthrie B. Epidemiology of multimorbidity and implications for health care, research, and medical education: a cross-sectional study. *Lancet*. 2012; 380(9836):37–43. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)60240-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)60240-2) PMID: 22579043
2. Lehnert T, König H-H. Effects of multimorbidity on health care utilization and costs. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2012; 55(5):685–92. <https://doi.org/10.1007/s00103-012-1475-6> PMID: 22526857
3. Williams JS, Walker RJ, Egede LE. Achieving equity in an evolving healthcare system: opportunities and challenges. *Am J Med Sci*. 2016; 351(1):33–43. <https://doi.org/10.1016/j.amjms.2015.10.012> PMID: 26802756

4. Biernikiewicz M, Taieb V, Toumi M. Characteristics of doctor-shoppers: a systematic literature review. *J Mark Access Health Policy*. 2019; 7(1):1595953. <https://doi.org/10.1080/20016689.2019.1595953> PMID: [30956784](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/30956784/)
5. Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q*. 2005; 83(3):457–502. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00409.x> PMID: [16202000](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16202000/)
6. Macinko J, Starfield B, Shi L. The contribution of primary care systems to health outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries, 1970–1998. *Health Serv Res*. 2003; 38(3):831–65. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.00149> PMID: [12822915](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12822915/)
7. Kringos D, Boerma W, van der Zee J, Groenewegen P. Europe's strong primary care systems are linked to better population health but also to higher health spending. *Health Aff (Millwood)*. 2013; 32(4):686–94. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2012.1242> PMID: [23569048](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23569048/)
8. Basu S, Berkowitz SA, Phillips RL, Bitton A, Landon BE, Phillips RS. Association of primary care physician supply with population mortality in the United States, 2005–2015. *JAMA Intern Med*. 2019; 179(4):506–14. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2018.7624> PMID: [30776056](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/30776056/)
9. Shi L, Forrest CB, Von Schrader S, Ng J. Vulnerability and the patient–practitioner relationship: the roles of gatekeeping and primary care performance. *Am J Public Health*. 2003; 93(1):138–44. <https://doi.org/10.2105/ajph.93.1.138> PMID: [12511403](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/12511403/)
10. Pereira Gray DJ, Sidaway-Lee K, White E, Thorne A, Evans PH. Continuity of care with doctors—a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open*. 2018; 8(6):e021161. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-021161> PMID: [29959146](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/29959146/)
11. Kringos D, Boerma W, Bourgueil Y, Cartier T, Dedeu T, Hasvold T, et al. The strength of primary care in Europe: an international comparative study. *Br J Gen Pract*. 2013b; 63(616):e742–e50.
12. Grobe TG, Steinmann S, Szecsenyi J. BARMER Arztreport 2018. Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse. 2018 [cited 2019 July 12]. <https://www.barmer.de/blob/144368/08f7b513fdb6f06703c6e9765ee9375f/data/dl-barmer-arztreport-2018.pdf>.
13. Brenner G, Koch H, Franke A. Steuert die Praxisgebühr in die richtige Richtung?—Analyse des Versorgungsgeschehens nach Einführung der „Praxisgebühr“. *Z Allg Med*. 2005; 81(09):377–81.
14. Kilham R. Is national health spending on an unaffordable trajectory? *Clin Exp Optom*. 2015; 98(2):105–6. <https://doi.org/10.1111/cxo.12245> PMID: [25727939](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25727939/)
15. Schneider A, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Maier W, Mielck A, et al. Costs of coordinated versus uncoordinated care in Germany: results of a routine data analysis in Bavaria. *BMJ Open*. 2016; 6(6):e011621. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011621> PMID: [27288386](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/27288386/)
16. Grabka MM, Schreyögg J, Busse R. The impact of co-payments on patient behavior: evidence from a natural experiment. *Med Klin (Munich)*. 2006; 101(6):476–83. <https://doi.org/10.1007/s00063-006-1067-z> PMID: [16767571](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/16767571/)
17. Winkelmann R. Co-payments for prescription drugs and the demand for doctor visits—evidence from a natural experiment. *Health Econ*. 2004; 13(11):1081–9. <https://doi.org/10.1002/hec.868> PMID: [15386685](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/15386685/)
18. Farbmacher H, Winter J. Per-period co-payments and the demand for health care: evidence from survey and claims data. *Health Econ*. 2013; 22(9):1111–23. <https://doi.org/10.1002/hec.2955> PMID: [23775670](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23775670/)
19. Schreyögg J, Grabka MM. Copayments for ambulatory care in Germany: a natural experiment using a difference-in-difference approach. *Eur J Health Econ*. 2010; 11(3):331–41. <https://doi.org/10.1007/s10198-009-0179-9> PMID: [19756797](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/19756797/)
20. Mehring M, Donnachie E, Schneider A, Tauscher M, Gerlach R, Storr C, et al. Impact of regional socioeconomic variation on coordination and cost of ambulatory care: investigation of claims data from Bavaria, Germany. *BMJ Open*. 2017; 7(10):e016218. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-016218> PMID: [29061608](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/29061608/)
21. Heuer J. Placebo oder Wunderpille? Wie die Praxisgebühr Patientenverhalten und Verordnungsmuster veränderte. 2016 [cited 2019 July 12]. https://www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs_alle/ZiPaper_08-2016_Trends_Arzneiverordnungen_V3.pdf.
22. Olm M, Donnachie E, Tauscher M, Gerlach R, Linde K, Maier W, et al. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open*. 2020; 10(9):e035575. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-035575> PMID: [32878752](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/32878752/)
23. Statistische Ämter des Bundes und der Länder. Bevölkerung, Fläche und Bevölkerung nach Länder. 2014 [cited 2019 September 09]. <https://www.statistikportal.de/de/bevoelkerung/flaechen-und-bevoelkerung>.

24. Maier W, Fairburn J, Mielck A. Regional deprivation and mortality in Bavaria. Development of a community-based index of multiple deprivation. *Gesundheitswesen*. 2012; 74(7):416–25. <https://doi.org/10.1055/s-0031-1280846> PMID: [22020751](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22020751/)
25. Noble M, Wright G, Smith G, Dibben C. Measuring multiple deprivation at the small-area level. *Environ Plan A*. 2006; 38(1):169–85.
26. BBSR. Raumabgrenzungen: Referenzdateien. [Cited 2021 June 8]. <https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumbeobachtung/downloads/download-referenzen.html>.
27. Institut des Bewertungsausschusses. Klassifikationsmodell KM87a_2015. [Cited 2019 July 12]. <https://institut-ba.de/service/klassifikation/kmarchiv/km87a2015.html>.
28. Liste von ICD-Schlüsselnummern, die nach Einschätzung der AG medizinische Gruperanpassung chronische Krankheiten kodieren. [Cited 2019 July 12]. https://www.kvhb.de/sites/default/files/icd_chronische_krankheiten_2013.pdf.
29. Cole SR, Hernán MA. Constructing inverse probability weights for marginal structural models. *Am J Epidemiol*. 2008; 168(6):656–64. <https://doi.org/10.1093/aje/kwn164> PMID: [18682488](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/18682488/)
30. Hernán M, Robins J. *Causal Inference: What If*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC; 2020.
31. Robins JM. Association, causation, and marginal structural models. *Synthese*. 1999; 121(1/2):151–79.
32. Austin PC, Stuart EA. Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. *Stat Med*. 2015; 34(28):3661–79. <https://doi.org/10.1002/sim.6607> PMID: [26238958](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26238958/)
33. Fitzmaurice G, Davidian M, Verbeke G, Molenberghs G. *Longitudinal data analysis: A Handbook of Modern Statistical Methods*. 1st ed. New York: Chapman & Hall/CRC; 2008.
34. Swart E, Gothe H, Geyer S, Jaunzeme J, Maier B, Grobe TG, et al. Good Practice of Secondary Data Analysis (GPS): guidelines and recommendations. *Gesundheitswesen*. 2015; 77(02):120–6. <https://doi.org/10.1055/s-0034-1396815> PMID: [25622207](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/25622207/)
35. Garrido MV, Zentner A, Busse R. The effects of gatekeeping: a systematic review of the literature. *Scand J Prim Health Care*. 2011; 29(1):28–38. <https://doi.org/10.3109/02813432.2010.537015> PMID: [21192758](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/21192758/)
36. Delnoij D, Van Merode G, Paulus A, Groenewegen P. Does general practitioner gatekeeping curb health care expenditure? *J Health Serv Res Policy*. 2000; 5(1):22–6. <https://doi.org/10.1177/135581960000500107> PMID: [10787583](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10787583/)
37. Starfield B. Is primary care essential? *Lancet*. 1994; 344(8930):1129–33. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(94\)90634-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(94)90634-3) PMID: [7934497](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/7934497/)
38. Starfield B. *Primary care: balancing health needs, services, and technology*. Rev. ed. New York: Oxford University Press; 1998.
39. Hansen J, Groenewegen PP, Boerma WGW, Kringos DS. Living in a country with a strong primary care system is beneficial to people with chronic conditions. *Health Aff (Millwood)*. 2015; 34(9):1531–7.
40. Hoffmann F, Icks A. Structural differences between health insurance funds and their impact on health services research: results from the Bertelsmann Health-Care Monitor. *Gesundheitswesen*. 2012; 74(05):291–7. <https://doi.org/10.1055/s-0031-1275711> PMID: [21755492](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/21755492/)
41. Ohlmeier C, Frick J, Prütz F, Lampert T, Ziese T, Mikolajczyk R, et al. Use of routine data from statutory health insurances for federal health monitoring purposes. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2014; 57(4):464–72. <https://doi.org/10.1007/s00103-013-1912-1> PMID: [24658676](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24658676/)
42. Schneider A, Hilbert B, Hörlein E, Wagenpfeil S, Linde K. The effect of mental comorbidity on service delivery planning in primary care: an analysis with particular reference to patients who request referral without prior assessment. *Dtsch Arztebl Int*. 2013; 110(39):653. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2013.0653> PMID: [24163707](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24163707/)
43. Forrest CB, Starfield B. Entry into primary care and continuity: the effects of access. *Am J Public Health*. 1998; 88(9):1330–6. <https://doi.org/10.2105/ajph.88.9.1330> PMID: [9736872](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9736872/)

S1 Table. Successive model structure used to determine the probability of coordination. Outcome: Coordination status (CP, UP, GP, NR).

Model-No.	Formula
<i>Basic model, interaction between age and sex</i>	
1	age (cat.) * sex
<i>Regional structure</i>	
2	age (cat.) + sex + settlement structure
3	age (cat.) + sex + BIMD (quintile)
4	age (cat.) + sex + district type
<i>Morbidity (aggregated)</i>	
5	age (cat.) + sex + settlement structure + number of medical condition categories + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
6	age (cat.) + sex + BIMD (quintile) + number of medical condition categories + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
7	age (cat.) * sex + settlement structure + BIMD (quintile) + number of medical condition categories + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
<i>Detailed morbidity (single THCC/RHCC diagnoses)</i>	
8	age (cat.) * sex + THCC/RHCC (70 ¹ categories)
9	age (cat.) * sex + settlement structure + BIMD (quintile) + THCC/RHCC (70 categories)

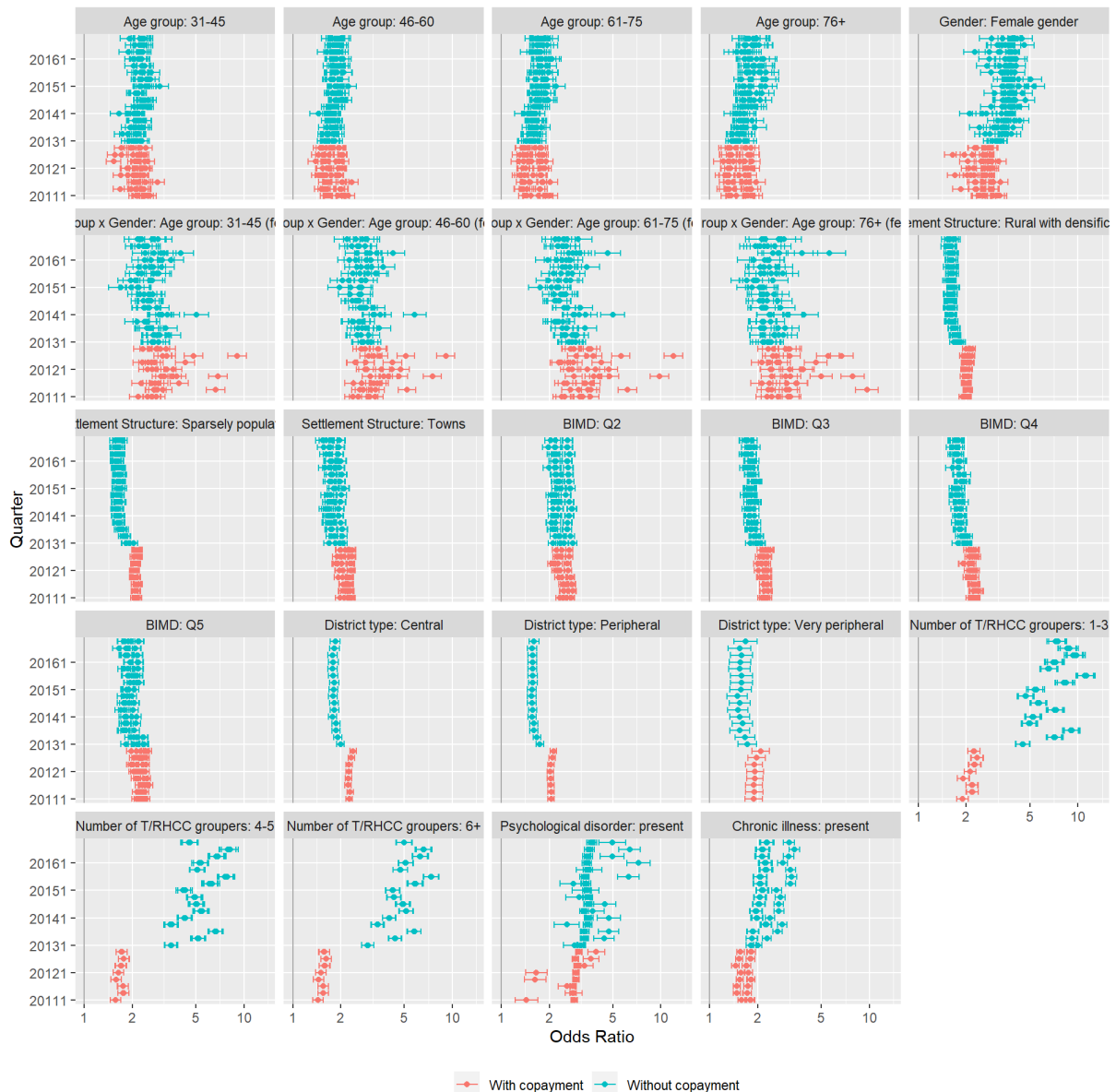
Reference: age: 18-30; sex: male; age x sex: 18-30 (male); settlement structure: urban; BIMD: 1st BIMD quintile (lowest deprivation); presence of chronic illness: no; presence of psychological disorder: no; district type: very central; number of diagnosis groups: [0, 1]; THCC/RHCC: diagnosis not present.

Note: Coordination categories: CP: coordinated patient (specialist contact with referral); UP: uncoordinated patient (specialist contact without referral); GP: General practitioner care only (no specialist contact); NR: not relevant for coordinated care.

¹ 70 categories: Due to lack of relevance, two of the 72 diagnosis groups were excluded from modelling:

- RHCC028: Diseases and conditions of a newborn

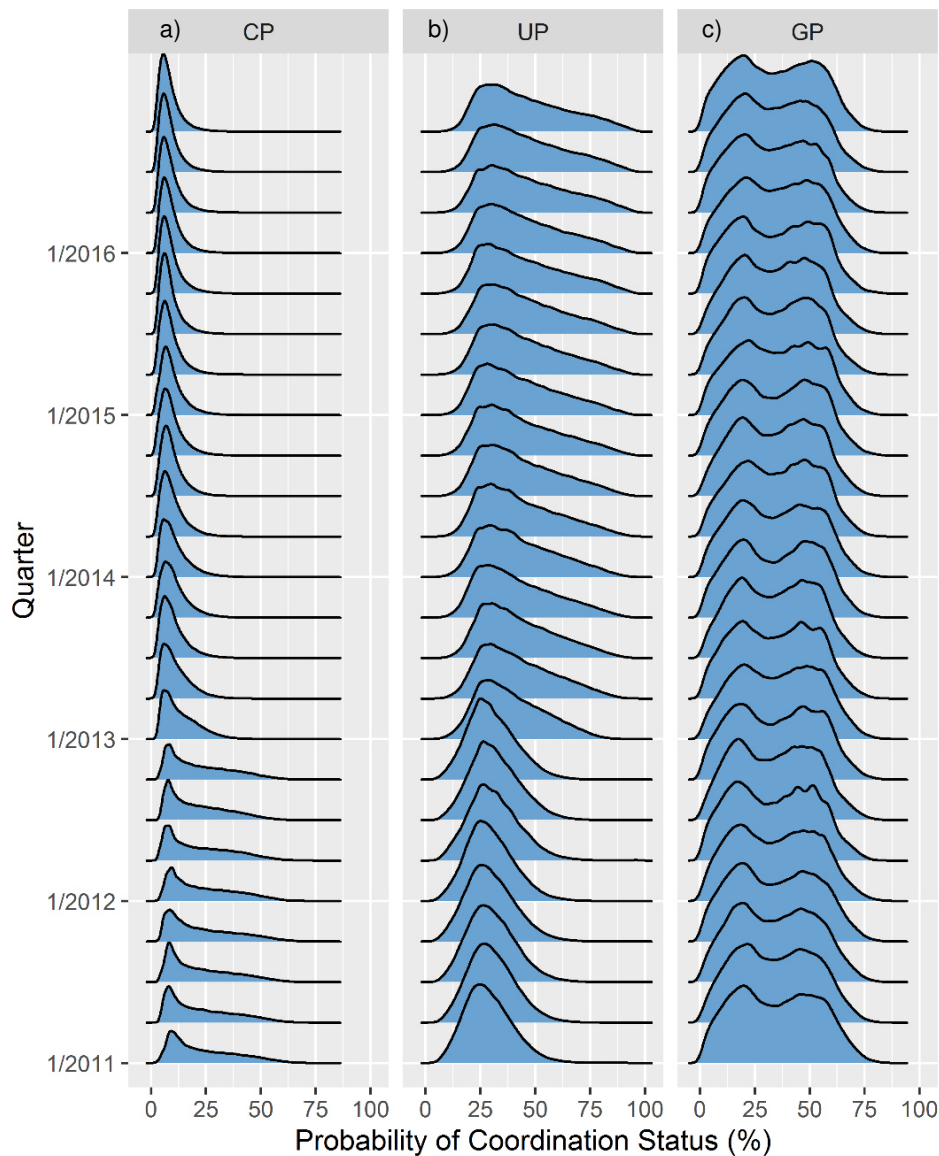
- RHCC031: Other symptoms, signs of disease, disorders and contact causes without the presence of diagnoses outside the ACC031



S1 Fig. Longitudinal regression modelling (generalised estimating equations, GEE), comparing uncoordinated patients (UP) vs. coordinated patients (CP) (Odds Ratio, 95%-CI).

Reference: age: 18-30; age x sex: 18-30 (male); BIMD: 1st BIMD quintile (lowest deprivation); presence of chronic illness: no; presence of psychological disorder: no; sex: male; settlement structure: urban; district type: very central; number of diagnosis groups: [0, 1].

In S1 Fig, a higher OR represents a higher degree of uncontrolled specialist contacts (UP), whereas a smaller OR represents a higher degree of GP-coordinated specialist contacts (CP). The different thickness of the lines results from the parallel presentation of all models, which were built up successively (see also S1 Table). A large number of model estimates are quiet similar, so the estimates are overlapping. As a result, the lines appear thicker, due to very narrow, overlapping confidence intervals.



S2 Fig. Distribution of probabilities to belong to the coordination subgroups coordinated patients (CP) (a), uncoordinated patients (UP) (b), or GP care only (GP) (c), quarterly.

Based on multinomial regression models (see also S1 Table), it was estimated which probability each patient with given characteristics (age, sex, morbidity, and residency) has of belonging to one of the three coordination subgroups (CP, UP, GP) (S2 Fig). Regarding the probability distribution over time, again CP and UP showed the greatest changes comparing the situations with and without co-payment. In terms of CP (a), a wide range of probabilities was observed before abolition, but immediately after 2012 this spectrum condensed and the probabilities now cumulated at a much lower level.

In contrast, the UP group showed an opposite trend (b). During the co-payment, the probability of belonging to UP was 10 to 55%. Conversely, the probability spectrum after 2012 was much broader and a bit higher overall (~20-90%).

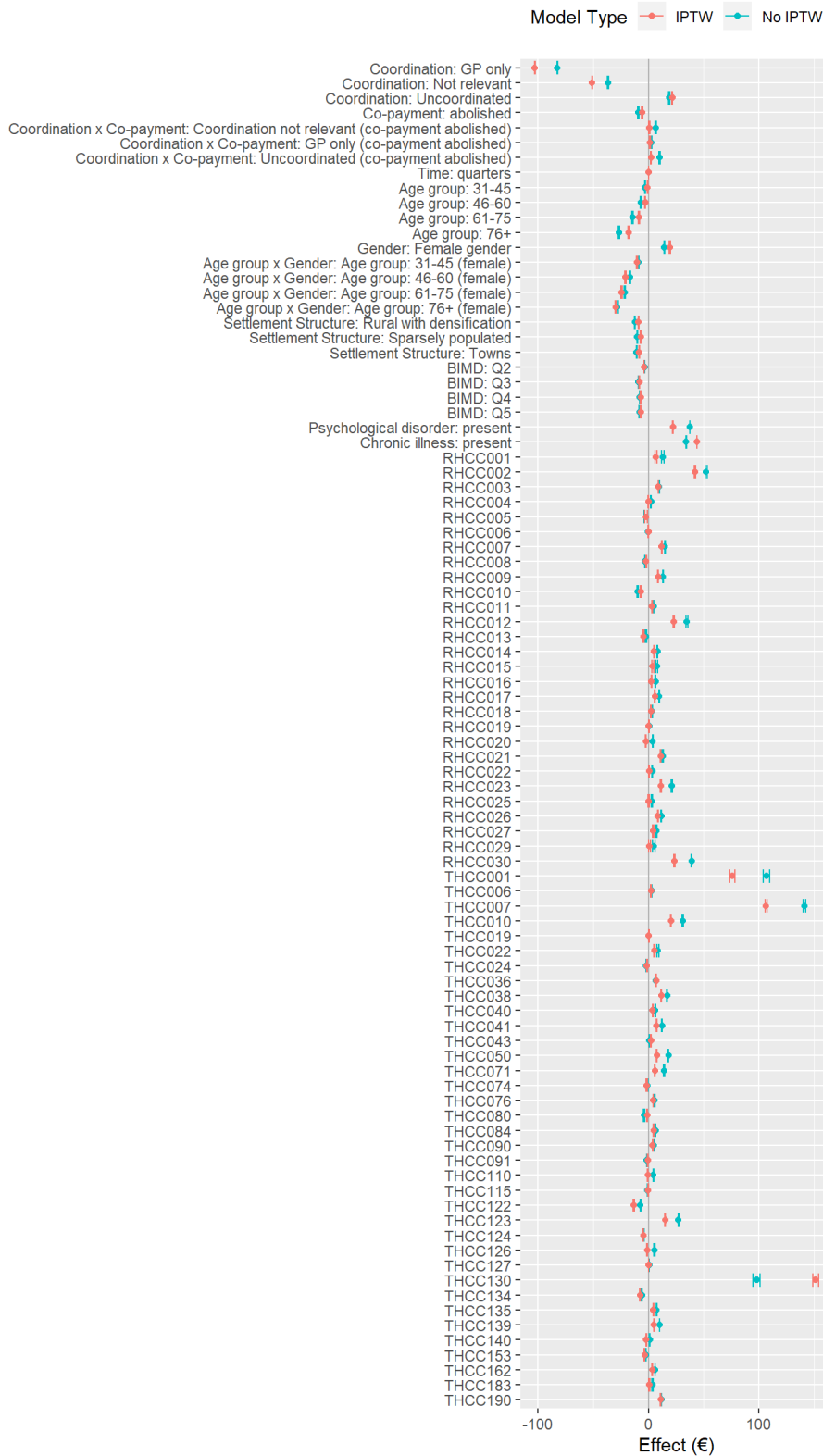
The subgroup GP care only (c) remained relatively stable over time. The presentation of GP patients indicated that two probability areas occur more frequently (double peak distribution) and a great proportion of patients had a mean probability to have only contact with general practitioner within a quarter, irrespective of the copayment abolition.

S2 Table. Successive model structure used to estimate ambulatory specialist costs (in €).

Model-No.	Formula
<i>Basic model, without adjustments for patient characteristics/regional structure</i>	
1	t + coordination + co-payment abolished
2	t + coordination * co-payment abolished
<i>Age and sex</i>	
3	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) + sex
4	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) * sex
<i>Regional structure</i>	
5	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + settlement structure
6	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + BIMD (quintile)
7	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + BIMD (quintile) * settlement structure
8	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + BIMD (quintile) + district type
<i>Morbidity (aggregated)</i>	
9	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + number of medical condition categories
10	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
11	t + coordination + co-payment abolished + age (cat.) * sex + number of medical condition categories + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
12	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) * sex + settlement structure + BIMD (quintile) + number of medical condition categories + presence of psychological disorder + presence of chronic illness
<i>Detailed morbidity (single THCC/RHCC diagnoses)</i>	
13	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) * sex + THCC/RHCC (70 ¹ categories)
14	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) * sex + presence of psychological disorder + presence of chronic illness + THCC/RHCC (70 categories)
15	t + coordination * co-payment abolished + age (cat.) * sex + presence of psychological disorder + presence of chronic illness + settlement structure + BIMD (quintile) + THCC/RHCC (70 categories)

Reference: t (time): quarter 1/2011; coordination: coordinated (CP); co-payment: present; age: 18-30; sex: male; age x sex: 18-30 (male); settlement structure: urban; BIMD: 1st BIMD quintile (lowest deprivation); presence of chronic illness: no; presence of psychological disorder: no; district type: very central; number of diagnosis groups: [0, 1]; THCC/RHCC: diagnosis not present.

¹ 70 categories: Due to lack of relevance, two of the 72 diagnosis groups were excluded from modelling:
- RHCC028: Diseases and conditions of a newborn
- RHCC031: Other symptoms, signs of disease, disorders and contact causes without the presence of diagnoses outside the ACC031



S3 Fig. Longitudinal regression modelling (generalised estimating equations, GEE) with (red) and without (blue) weights for coordination (Inverse Probability of Treatment Weighting, IPTW). Outcome: Ambulatory specialist costs (in €; 95%-CI).

Reference: coordination: coordinated; co-payment: present; coordination x co-payment: coordinated (co-payment present); t (time): quarter 1/2011; age group: 18-30; sex: male; age group x gender: 18-30 (male); settlement structure: urban; BIMD: 1st BIMD quintile (lowest deprivation); psychological disorder: not present; chronic illness: not present; THCC/RHCC: not present.

S3 Fig represents a graphical illustration of Table 3 in the main manuscript. In contrast to Table 3, the results are shown with weights (red) and without weights (blue), whereas Table 3 in the main manuscript contains only weighted cost estimations.

In addition, S3 Fig also presents the single medical condition categories (THCC/RHCC). In order to improve readability, these are not listed in the main manuscript.

The successive model structure which was used to estimate the ambulatory specialist costs, is presented in S2 Table. The presented model represents the full model (Model-No. 15).

S3 Table. Characteristics of the cohort at the time of the copayment (2012) and after its abolition (2014), divided into coordination status (CP, UP, GP, NR) (only 1st quarters presented).

	Quarter	Total	CP	UP	GP	NR
Number of patients (%)	1/2012	502 542	114 867 (22.9)	152 274 (30.3)	174 148 (34.7)	61 253 (12.2)
	1/2014	489 904	52 185 (10.7)	209 419 (42.7)	170 284 (34.8)	58 016 (11.8)
Age (mean)	1/2012	49.3	56.1	49.0	48.7	39.2
	1/2014	49.0	55.8	50.5	48.6	39.2
Gender: female (%)	1/2012	56.2	58.0	55.8	47.2	79.4
	1/2014	56.2	52.1	58.2	47.5	78.5
Proportion with residence 'city' (%)	1/2012	44.7	43.3	49.2	41.6	44.7
	1/2014	44.5	36.6	49.1	41.2	44.9
Number of medical condition categories/patient (mean)	1/2012	5.6	8.2	5.8	4.3	4.0
	1/2014	6.0	7.7	7.2	4.7	4.4
Number of cases/patient (mean)	1/2012	2.2	3.5	2.7	1.0	1.9
	1/2014	2.3	3.1	3.2	1.1	2.0
Proportion with chronic diseases (%)	1/2012	57.2	80.3	54.0	52.0	37.0
	1/2014	61.5	75.2	67.8	56.5	41.3
Proportion with mental diseases (%)	1/2012	28.1	40.5	30.2	20.4	21.2
	1/2014	30.5	34.9	37.9	22.5	23.3
Specialist financial claims in € (mean)	1/2012	87.4	138.1	153.3	2.3	70.4
	1/2014	94.8	130.0	166.4	2.8	75.1
General practitioner financial claims in € (mean)	1/2012	48.8	73.3	38.3	47.6	32.7
	1/2014	50.0	63.7	51.7	48.5	36.0

Note: Coordination categories: CP: coordinated patient (specialist contact with referral); UP: uncoordinated patient (specialist contact without referral); GP: General practitioner care only (no specialist contact); NR: not relevant for coordinated care.

S3 Table corresponds to Table 1 of the main manuscript, extended by a quarter after the abolition. As the amount of cohort drop-outs increased in the end of the observation period, 2014 (not 2016) was chosen in order to reach a better comparability.

Hausärztliche Versorgungssteuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr

Ergebnisse einer Routinedatenanalyse aus Bayern

FP-Centred Coordination of Care Before and After Abolition of Copayment

Summarised Results of a Routine Data Analysis From Bavaria

Michaela Olm¹, Ewan Donnachie², Martin Tauscher², Roman Gerlach², Klaus Linde¹, Werner Maier³, Lars Schwettmann^{3,4}, Antonius Schneider¹

Hintergrund

Um die hausärztliche Koordination zu stärken, wurde 2004 die Praxisgebühr eingeführt. Diese wurde, begründet mit einer mangelnden Wirksamkeit gegenüber einem zu hohen bürokratischen Aufwand, 2012 abgeschafft. Die vorliegende Arbeit ist eine Zusammenfassung der relevantesten Ergebnisse zweier international publizierter Artikel, die die Änderung der hausärztlichen Steuerung nach Abschaffung der Praxisgebühr analysierten.

Methoden

Es erfolgte eine retrospektive Analyse anonymisierter Abrechnungsdaten der Kassenärztlichen Vereinigung Bayerns im Zeitraum von 2011–2016 (2011/2012 mit, 2013–2016 ohne Praxisgebühr). Eingeschlossen wurden alle gesetzlich Versicherten mit Mindestalter 18 Jahren und Hauptwohnsitz in Bayern. Patient*innen galten als „hausärztlich gesteuert“, wenn sämtliche Facharztkontakte innerhalb eines Quartals auf einer hausärztlichen Überweisung basierten.

Ergebnisse

Nach Abschaffung zeigte sich ein deutlicher Rückgang der hausärztlich gesteuerten Versorgung von 49,6 % (2011) auf 15,5 % (2016). Städtisch geprägte Regionen verzeichneten höhere Rückgänge als ländlicher geprägte Gebiete. Hinsichtlich Morbidität nahmen die Anteile an chronischen und psychischen Erkrankungen bei ungesteuerten Patient*innen zu.

Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse legen nahe, dass die Praxisgebühr in Teilen ein wirksames Instrument zur Unterstützung der koordinierten Primärversorgung war. Nach ihrer Abschaffung sind alternative Ansätze nötig, um die hausärztliche Versorgungssteuerung zu unterstützen.

Schlüsselwörter

Routinedaten; Gatekeeping; Überweisung; Allgemeinmedizin

Background

In order to strengthen the coordination by family physicians, a copayment was introduced in 2004. Due to a perceived lack of efficacy in comparison to high bureaucratic efforts, this copayment was abolished in 2012. This paper is a summary of the most relevant results of two internationally published articles that analysed the change of coordination after the abolition of the copayment.

Methods

A retrospective analysis of anonymized claims data of the Bavarian Association of Statutory Health Insurance Physicians from 2011–2016 (2011/2012 with, 2013–2016 without copayment). The analysis included all statutory health insurance with a minimum age of 18 years and with residential address in Bavaria. A patient was considered to be 'coordinated' if every ambulatory specialist contact within a quarter occurred as a result of a family physicians' referral.

Results

After the abolition, there was a substantial decrease in coordinated primary care in Bavaria, from 49.6 % (2011) to 15.5 % (2016). Comparing regional characteristics, urban areas showed higher decreases than rural areas. In terms of morbidity, the proportions of chronic and mental diseases increased in the group of uncoordinated patients.

Conclusions

The results suggest that the copayment was a partly effective instrument to support coordinated primary care. After the abolition, alternative approaches are required to support coordinated primary care by family physicians.

Keywords

health services research; copayment; routine data; gatekeeping; family medicine

¹ Institut für Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung, Klinikum rechts der Isar/Technische Universität München

² Kassenärztliche Vereinigung Bayerns

³ Institut für Gesundheitsökonomie und Management im Gesundheitswesen, Helmholtz Zentrum München – Deutsches Forschungszentrum für Gesundheit und Umwelt (GmbH)

⁴ Juristische und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg

Peer reviewed article eingereicht: 20.07.2021, akzeptiert: 07.10.2021

DOI 10.32387zfa.2021.0444-0450

Hintergrund

Ein vorherrschendes Problem moderner Industrieländer ist der demografische Wandel, der durch die Alterung der Gesellschaft mit einem höheren Anteil an chronischen Erkrankungen und Multimorbidität einhergeht [1]. Verbunden mit aufwendigeren und teureren Behandlungsoptionen führt dies zu einem Wettbewerb um die Zuteilung knapper Ressourcen. In diesem Spannungsfeld ist eine effektive und bedarfsorientierte Gesundheitsversorgung essenziell. Untersuchungen konnten zeigen, dass eine starke und umfassende Primärversorgung entscheidend dazu beitragen kann [2–4]. Hausärzt*innen in ihrer Funktion als Koordinator*innen kommt dabei eine Schlüsselrolle zu, da sie durch eine vertrauensvolle Arzt-Patienten-Beziehung ein hohes Maß an Behandlungskontinuität erreichen können [5, 6]. Darüber hinaus ist eine umfassende Primärversorgung nötig, um einen niederschweligen Zugang zu medizinischen Leistungen zu ermöglichen [2], insbesondere für vulnerable [5] und benachteiligte [2] Patientengruppen.

Im Vergleich zu anderen Ländern ist die Versorgungssteuerung durch Primärversorger*innen in Deutschland schwach ausgeprägt [7], da Patient*innen einen freien, unmittelbaren Zugang zu haus- und fachärztlichen Primärversorgungsstrukturen haben. Im internationalen Vergleich hat Deutschland zudem mit jährlich 14,7 Arztkontakten (2016) pro Patient/in eine hohe Kontaktrate [8]. Um diese hohe Zahl an Arztkontakten sowie die unkoordinierte Parallelanspruchnahme verschiedener Leistungserbringer*innen zu reduzieren und gleichzeitig die koordinierende Rolle von Hausärzt*innen zu stärken, wurde im Jahr 2004 die sogenannte Praxisgebühr eingeführt [9]. In jedem Quartal mussten erwachsene Patient*innen (≥ 18 Jahre) für den ersten ambulanten Arztkontakt ohne Überweisung eine Gebühr von 10 Euro entrichten; mögliche weitere Gebührenzahlungen bei darauffolgenden Arztkontakten konnten somit durch Überweisungen umgangen werden. In der Regel erfolgten diese Überweisungen durch Hausärzt*innen, jedoch waren Erstkontakte bei niedergelassenen Spezialist*innen ebenso möglich. Im

Rahmen der 2004 erfolgten Gesundheitsreform wurde zudem das Konzept der „Hausarztzentrierter Versorgung“ (HzV) auf den Weg gebracht, welches Hausärzt*innen als erste Anlaufstelle im Krankheitsfall stärken sollte. Hier konnten bereits positive Effekte gezeigt werden [10–15], die jedoch auch mit gewissen Selektionsmechanismen und geänderten ärztlichen Verhalten verbunden waren [16].

Ende 2012 erfolgte die Abschaffung der Praxisgebühr, da der Einfluss auf die Zahl der Arztkontakte in Relation zum hohen bürokratischen Aufwand als zu gering bewertet wurde [17]. Von Interesse ist, wie sich die hausärztliche Versorgungskoordination in Bayern nach Abschaffung der Praxisgebühr verändert hat. Die Analyse dieser Entwicklung war Bestandteil eines vom Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi) geförderten Projekts. In zwei international publizierten Arbeiten [18, 19] wurden anhand von deskriptiven Zeitreihenanalysen und einer Kohortenanalyse umfassende Abschätzungen von Ausmaß und Entwicklung hausärztlicher Steuerung in Bayern durchgeführt. Der vorliegende Artikel stellt eine Zusammenfassung der für die deutsche Leserschaft relevantesten Projektergebnisse dar. Im Unterschied zu den beiden internationalen Veröffentlichungen erfolgt im vorliegenden Artikel eine detailliertere Betrachtung regionaler Veränderungen, ebenso wie die Darstellung von Wahrscheinlichkeiten, nach Abschaffung der Praxisgebühr eine hausärztliche Steuerung aufzuweisen, welche in [19] lediglich als anhängende Ergebnisse aufgeführt wurden.

Methoden

Studiendesign

Es erfolgte eine retrospektive Analyse anonymisierter Routinedaten, welche von der Kassenärztlichen Vereinigung Bayerns (KVB) bereitgestellt wurden. Mithilfe von Zeitreihenanalysen wurden die Jahre 2011 und 2012 mit Praxisgebühr sowie 2013 bis 2016 ohne Praxisgebühr untersucht. Da die KVB-Daten quartalsweise erfasst sind, wurde der Untersuchungszeitraum in 24 aufeinanderfolgende Abschnitte unterteilt.

Studienpopulation und Datenquelle

Die KVB-Daten umfassen alle gesetzlich versicherten ambulanten Patient*innen in Bayern und repräsentieren somit etwa 85 % der 13 Millionen Einwohner*innen des Freistaats [20]. In die Analysen eingeschlossen wurden alle gesetzlich Versicherten mit Mindestalter 18 Jahren und Hauptwohnsitz in Bayern.

Im Zuge der Abrechnung werden die Patientendaten von Hausärzt*innen (ca. 9000), ambulant tätigen Fachärzt*innen (ca. 13.000) sowie Psychotherapeut*innen (ca. 4000) an die KVB übermittelt. Die eingereichten Daten enthalten Informationen zu diagnostischen und therapeutischen Verfahren sowie die entsprechenden, nach ICD-10-GM (Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification) kodierten Diagnosen.

Die Analysen des Projektes erfolgten in Anlehnung an die Richtlinie „Gute Praxis Sekundärdatenanalyse“ (GPS) [21]. Gemäß dieser Richtlinie ist für Studien, die ausschließlich auf anonymisierten Sekundärdaten basieren, keine Konsultation einer Ethikkommission erforderlich. Dennoch wurde eine Genehmigung durch den zuständigen Datenschutzbeauftragten der KVB eingeholt und die Analysen unter strengen Datenschutzbestimmungen durchgeführt.

Definition hausärztlicher Versorgungssteuerung

Patient*innen wurden als „gesteuert“ definiert, wenn sämtliche ambulanten Facharztkontakte innerhalb eines Quartals auf Basis einer hausärztlichen Überweisung erfolgten [18, 19, 22, 23]. Patient*innen, die mindestens eine Fachärztin oder einen Facharzt ohne hausärztliche Überweisung aufsuchten, wurden als „ungesteuert“ klassifiziert. Allerdings ist das Konzept der hausärztlichen Steuerung nicht für jeden Facharztbesuch anwendbar. Aus diesem Grund wurden bei der Einteilung „gesteuert/ungesteuert“ nur Facharztkontakte berücksichtigt, bei welchen auch tatsächlich eine Überweisung von einer Hausärztin oder einem Hausarzt zu erwarten gewesen wäre. Ambulante Notfallbehandlungen

Quartal	Koordinationsstatus	Patientinnen/ Patienten		Alter		Geschlecht: weiblich	Anteil mit chronischer Erkrankung	Anteil mit psychischer Erkrankung	Anteil mit Wohnort „Stadt“
		Anzahl	(%)	(MW)	(SD)	(%)	(%)	(%)	(%)
1/2011	Gesteuerte Patient*innen	1.685.655	27,0	57,4	17,7	59,2	86,5	43,1	44,2
	Ungesteuerte Patient*innen	1.716.124	27,5	51,4	18,5	59,2	70,1	39,2	49,4
	Nur Kontakt mit HA	1.649.237	26,5	49,0	19,9	49,3	64,4	25,6	41,5
	Patient*innen ohne Steuerungsrelevanz	1.184.723	19,0	48,2	19,9	71,1	61,9	29,0	43,4
	Insgesamt	6.235.739							
1/2013	Gesteuerte Patient*innen	883.894	13,5	59,6	17,1	55,5	88,1	42,1	39,4
	Ungesteuerte Patient*innen	2.626.830	40,2	52,7	18,5	59,6	73,7	41,6	49,4
	Nur Kontakt mit HA	1.786.331	27,3	48,9	19,6	48,5	63,2	25,6	42,3
	Patient*innen ohne Steuerungsrelevanz	1.245.184	19,0	48,1	19,8	71,0	61,3	29,5	44,4
	Insgesamt	6.542.239							
1/2016	Gesteuerte Patient*innen	568.526	8,3	59,3	17,4	51,5	87,5	39,9	35,0
	Ungesteuerte Patient*innen	3.099.360	45,2	53,9	18,6	59,6	77,8	43,6	49,3
	Nur Kontakt mit HA	1.868.128	27,2	49,4	19,6	47,6	65,8	27,2	42,1
	Patient*innen ohne Steuerungsrelevanz	1.320.475	19,3	48,1	20,0	70,4	63,3	29,9	44,5
	Insgesamt	6.856.489							

Tabelle 1 Eigenschaften der Patientinnen und Patienten zu Beginn des Untersuchungszeitraums (1/2011), unmittelbar nach Abschaffung der Praxisgebühr (1/2013) und zu Ende des Untersuchungszeitraums (1/2016), unterteilt nach Koordinationsstatus (je erstes Quartal dargestellt); HA: Hausarzt/Hausärztin; MW: Mittelwert; SD: Standardabweichung

gen (Notfallambulanz und Bereitschaftsdienst), Mutterschaftsbehandlungen und Vorsorgeuntersuchungen (z.B. Mammografie) wurden deshalb in der Kategorie „ohne Steuerungsrelevanz“ aufgeführt, ebenso wie Kontakte mit Radiolog*innen, Anästhesist*innen, Nuklearmediziner*innen, Chirurg*innen und Dialysezentren, da in diesen Fälle in der Regel eine Überweisung durch Fachärzt*innen erfolgt. Gesondert betrachtet wurden außerdem Patient*innen, die innerhalb eines Quartals nur bei einer Hausärztin oder einem Hausarzt (HA) waren („Nur Kontakt mit HA“).

Statistische Analyse

Primärer Zielparameter war der Anteil an Patient*innen mit hausärztlich gesteuerter Versorgung und im Zuge dessen insbesondere, wie sich dieser Anteil nach Abschaffung der Praxisgebühr verändert hat. Dazu wurde ei-

ne Zeitreihenanalyse auf Quartalsebene durchgeführt. Unterschiede in den Steuerungsgruppen hinsichtlich Alter, Geschlecht und Morbidität werden in tabellarischer Form dargestellt. Die detaillierte Definition von chronischen und psychischen Erkrankungen ist den beiden internationalen Publikationen zu entnehmen [18, 19]. Die Präsentation regionaler Unterschiede erfolgt anhand einer nach Kreisen unterteilten Bayernkarte. Die Regionszuweisung entspricht dabei dem Wohnort der Patient*innen.

Als sekundärer Outcome wurde anhand von multinomialen Regressionsmodellen ermittelt, welche Wahrscheinlichkeit Patient*innen mit gegebenen Eigenschaften (Alter, Geschlecht, Wohnort, Morbidität) haben, in einem Quartal „hausärztlich gesteuert“, „hausärztlich ungesteuert“ oder nur bei einer Hausärztin/einem Hausarzt gewesen zu sein. Die Ent-

wicklung der Wahrscheinlichkeiten im Untersuchungszeitraum wird anhand der Wahrscheinlichkeitsdichte grafisch dargestellt. Aufgrund der hohen Anforderungen der Berechnungen an die Rechnerleistung erfolgte diese Modellierung der Wahrscheinlichkeiten in einer Kohorte von 500.000 zufällig gezogenen Patient*innen. Die Methodik der Regressionsmodellierungen ist in der Publikation [19] ausführlich beschrieben.

Ergebnisse

Entwicklung der Anteile hausärztlicher Steuerung

Zu Beginn des Untersuchungszeitraums im Jahr 2011 (1. Quartal) hatten 6.235.739 der gesetzlich versicherten Patient*innen in Bayern mindestens einen Arztkontakt (Tab. 1). Diese Zahl stieg bis zum Jahr 2016 auf 6.856.489 Patient*innen an.

Hausärztliche Steuerung von ambulanten Facharztbesuchen

Von allen Patient*innen, die im 1. Quartal des Jahres 2011 einen steuerungsrelevanten Facharztkontakt hatten (3.401.779), waren 1.685.655 (49,6 %) hausärztlich gesteuert, 1.716.124 (50,4 %) dagegen ungesteuert (Tab. 1). Im ersten Quartal nach Abschaffung der Praxisgebühr (1/2013) sank die Zahl der hausärztlich gesteuerten Patient*innen auf 883.894 (25,2 %), wohingegen die Zahl der ungesteuerten Patient*innen auf 2.626.830 (74,8 %) anstieg. Im weiteren Verlauf setzte sich dieser Trend in den beiden Gruppen fort, sodass im 1. Quartal 2016 nur noch 568.526 (15,5 %) der Patient*innen mit Facharztkontakt eine hausärztliche Steuerung hatten, dagegen 3.099.360 (84,5 %) steuerungsrelevante Fachärzte ohne hausärztliche Überweisung aufsuchten. Die Zahlen in den weiteren beiden Gruppen („nur Kontakt mit HA“, „ohne Steuerungsrelevanz“) blieben dagegen annähernd konstant.

Alters- und Geschlechterverteilung

Betrachtet man das mittlere Alter der beiden Gruppen „gesteuert“ und „ungesteuert“, so ist zu erkennen, dass gesteuerte Patient*innen im Schnitt etwa sechs Jahre älter waren als ungesteuerte (Tab. 1). Von 2011 bis 2016 verzeichneten jedoch beide Gruppen einen leichten Anstieg des mittleren Alters von 57,4 auf 59,3 (gesteuert) bzw. von 51,4 auf 53,9 (ungesteuert). Mit einem durchschnittlichen Alter von etwa 49 Jahren („Nur Kontakt mit HA“) bzw. 48 Jahren („ohne Steuerungsrelevanz“) waren die anderen beiden Gruppen sogar noch etwas jünger, allerdings zeigten sich hier über die Zeit kaum Änderungen.

Änderungen sind zudem bei der Geschlechterverteilung zu beobachten: War der Frauenteil in den Gruppen „gesteuert“ und „ungesteuert“ mit Praxisgebühr im 1. Quartal 2011 mit jeweils etwa 59,2 % in etwa gleich, kommt es nur in der Gruppe der gesteuerten Patient*innen bereits unmittelbar nach der Abschaffung zu einer Abnahme des Frauenanteils (1/2013: 55,5 %; 1/2016: 51,5 %). In den restlichen Gruppen blieb der Frauenanteil hingegen annähernd

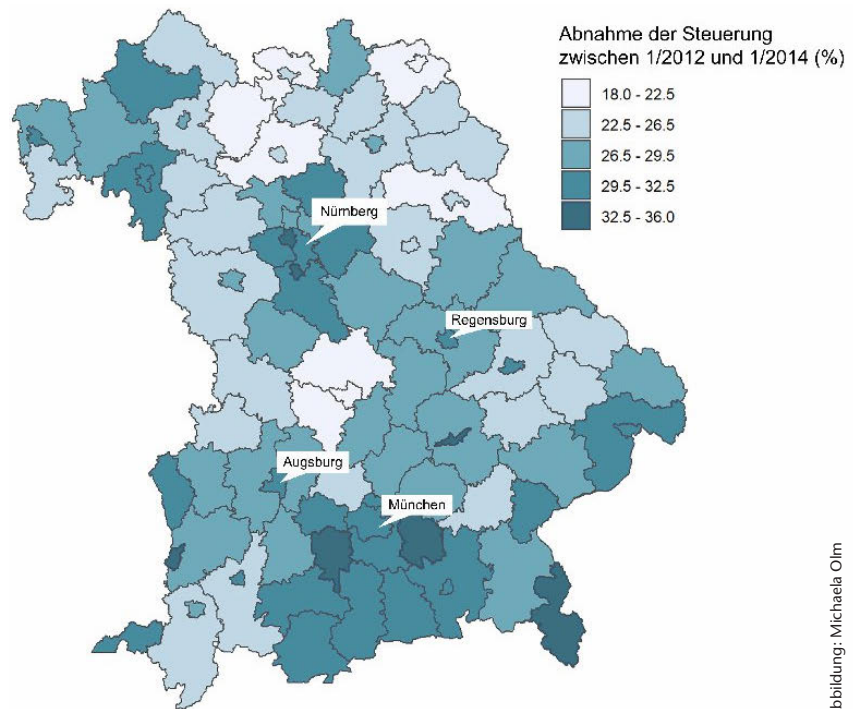


Abbildung: Michaela Olm

Abbildung 1 Regionale Unterschiede hausärztlicher Steuerung im Vergleich 1/2012 und 1/2014 (Abnahme in Prozentpunkten), Kreisebene

stabil (geringer Rückgang in der Gruppe „nur Kontakt mit HA“).

Chronische und psychische Erkrankungen

Hinsichtlich der Morbidität zeigte die Gruppe der hausärztlich ungesteuerten Patient*innen steigende Anteile bei chronischen (1/2011: 70,1 %; 1/2016: 77,8 %) und psychischen Erkrankungen (1/2011: 39,2 %; 1/2016: 43,6 %) (Tab. 1). Bezüglich chronischer Erkrankungen verzeichnete die Gruppe der gesteuerten Patient*innen ebenfalls Anteilsanstiege, jedoch in geringerem Ausmaß. Dagegen ist bei den psychischen Erkrankungen ein Rückgang zu erkennen.

Regionale Unterschiede

Bei Betrachtung des Anteils mit Wohnort „Stadt“ (Tab. 1) war in der Gruppe der hausärztlich gesteuerten Patient*innen eine deutliche Abnahme zu erkennen (1/2011: 44,2 %; 1/2016: 35,0 %), wohingegen in den anderen Gruppen nur geringfügige oder keine Änderungen zu beobachten waren.

Im Zuge einer weitergehenden regionalen Analyse auf Kreisebene erfolgte ein Vergleich der Anteile hausärztlicher Steuerung mithilfe einer Choro-

plethenkarte des Freistaats Bayern (Abb. 1). Um die unmittelbaren Auswirkungen der Abschaffung zu quantifizieren, erfolgte eine Auswahl der Quartale 1/2012 (mit Praxisgebühr) und 1/2014 (ohne Praxisgebühr). Helle Flächen kennzeichnen Gebiete mit einer geringeren Abnahme der Steuerung, dunkle Flächen dagegen höhere Anteilsrückgänge. Insbesondere der Süden Bayerns (München, Münchner Umland und Berchtesgadener Land) sowie größere Städte (bspw. Nürnberg und Landshut) verzeichneten hohe Rückgänge nach Abschaffung der Praxisgebühr. Ländlich geprägte Regionen, wie etwa der Norden und die Mitte Bayerns, zeigten dagegen geringere Steuerungsabnahmen.

Entwicklung der Steuerungswahrscheinlichkeit

Betrachtet man die geschätzten Wahrscheinlichkeiten, dass Patient*innen aufgrund von bestimmten persönlichen Eigenschaften (Alter, Geschlecht, Morbidität, Wohnort) „hausärztlich gesteuert“, „ungesteuert“ bzw. „nur bei einer Hausärztin oder einem Hausarzt“ waren, so zeigen die beiden Gruppen „gesteuert“ und „ungesteuert“ große Ände-

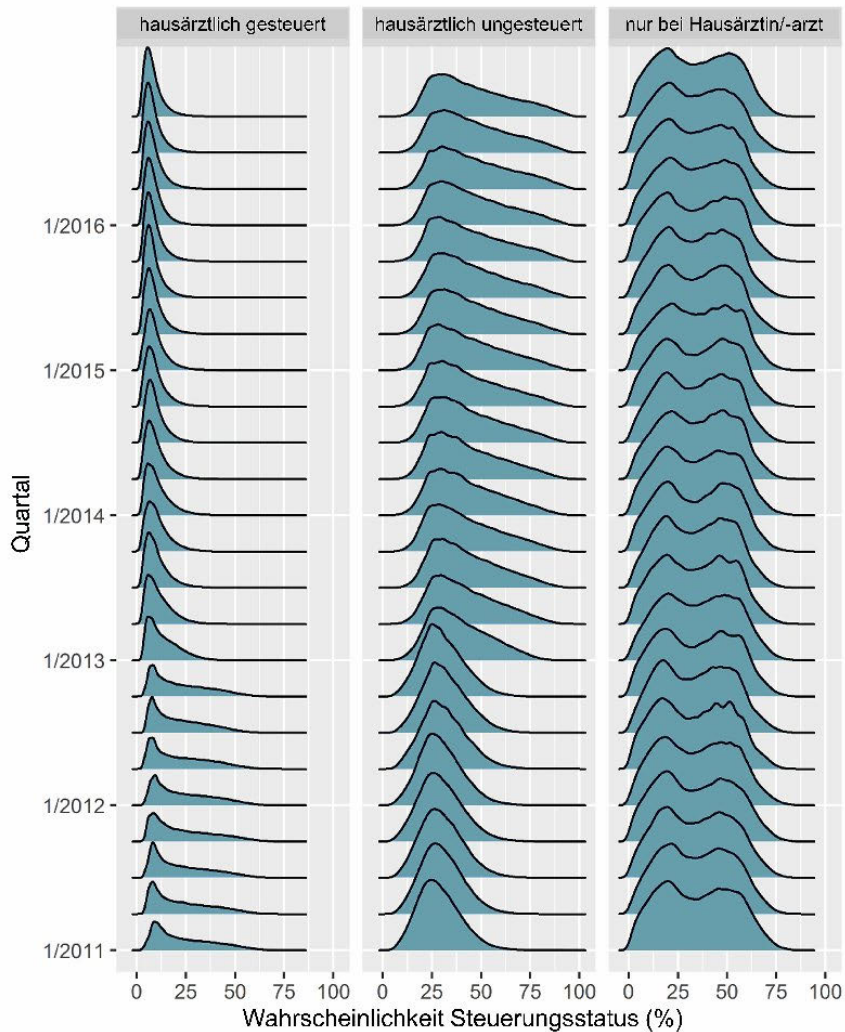


Abbildung: Michaela Olm

Abbildung 2 Wahrscheinlichkeitsverteilungen im Untersuchungszeitraum, nach Steuerungsstatus (gesteuert, ungesteuert oder nur hausärztlicher Kontakt), quartalsweise; Fläche unter Kurve kennzeichnet die Häufigkeit der Wahrscheinlichkeiten insgesamt; Höhe der Kurve gibt die Häufigkeit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit an.

rungen im Vergleich der Zeiträume mit und ohne Praxisgebühr (Abb. 2).

Die horizontale Achse zeigt die Wahrscheinlichkeit in Prozent „hausärztlich gesteuert“, „ungesteuert“ oder „nur bei einem Hausarzt/einer Hausärztin“ gewesen zu sein. Die vertikale Achse bildet die 24 Quartale des Untersuchungszeitraumes ab. Die Fläche unter einer Kurve kennzeichnet dabei die Häufigkeit der Wahrscheinlichkeiten insgesamt (d.h., eine große Fläche repräsentiert eine größere Anzahl an Wahrscheinlichkeiten); die Höhe der Kurve zeigt die Häufigkeit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit.

Der Grafik ist zu entnehmen, dass das Wahrscheinlichkeitsspektrum bei gesteuerten Patient*innen im Quartal 1/2011 noch recht breit ausfällt und

eine Kumulation bei ca. 10–12 % aufweist. Bis zum Quartal 4/2016 schrumpft dieses Spektrum deutlich und die Wahrscheinlichkeiten kumulieren auf einem noch niedrigeren Level.

Im Gegensatz dazu zeigte die Gruppe der ungesteuerten Patient*innen einen gegenläufigen Trend. Im Quartal 1/2011 häuften sich die Wahrscheinlichkeiten bei etwa 25 % und deckten insgesamt ein eher enges Spektrum ab. Nach Abschaffung der Praxisgebühr kommt es zu einer Verbreiterung und Rechtsverschiebung des Spektrums. Konkret bedeutet dies, dass ein großer Patientenanteil nun mit hoher Wahrscheinlichkeit Fachärzt*innen ohne hausärztliche Überweisung aufsucht.

Die Wahrscheinlichkeiten der Patient*innen mit alleinigem Hausarztkontakt in einem Quartal bleibt im Untersuchungszeitraum stabil, unabhängig vom Vorliegen der Praxisgebühr. Die Darstellung zeigt zudem, dass ein großer Teil der Patient*innen eine mittlere Wahrscheinlichkeit hat, in einem Quartal nur die Hausärztin oder den Hausarzt aufzusuchen.

Diskussion

Nach Abschaffung der Praxisgebühr im Jahr 2012 zeigte sich ein deutlicher Rückgang der hausärztlich gesteuerten Versorgung in Bayern. Lag der Anteil an ambulanten Facharztbesuchen mit hausärztlicher Überweisung im Jahr 2011 noch bei 49,6 %, ist unmittelbar nach Abschaffung bereits ein Rückgang auf 25,2 % (1/2013) zu beobachten, welcher sich bis ins Jahr 2016 sogar noch weiter verschärft (15,5 %).

Das Ausmaß der hausärztlichen Steuerung in Bayern konnte bereits in vorhergegangenen Routinedatenanalysen für das Jahr 2011 dargestellt werden [22, 23]. Diese ergaben, dass Patient*innen mit hausärztlicher Steuerung im Schnitt 9,45 Euro geringere ambulante Kosten (haus- und fachärztlicher Leistungsbedarf sowie Verordnungskosten) pro Quartal auslösten als vergleichbare Patient*innen ohne Steuerung [22]. Darüber hinaus zeigten sich höhere Steuerungsanteile in älteren Patientengruppen und bei Vorliegen von chronischen Erkrankungen. Diese Analysen stellen eine Momentaufnahme der Versorgungssituation im Jahr 2011, also noch zu Zeiten der Praxisgebühr, dar [22, 23]. Im Unterschied dazu ergänzen die vorliegenden Analysen [18, 19] den anschließenden Verlauf, insbesondere die Entwicklung in der Zeit nach Abschaffung der Praxisgebühr. Neben einem ausgeprägten Rückgang der Steuerungsanteile zeigte sich, dass auch nach 2011 ungesteuerte Patient*innen im Durchschnitt jünger, eher wohnhaft in städtisch geprägten Regionen und etwas häufiger weiblich waren; nach Abschaffung der Praxisgebühr fallen diese Unterschiede nun noch deutlicher aus. Besonders anschaulich zeigte sich diese Trendverschärfung in der räumlichen Darstellung: Wie Mehring et al. [23] bereits für das Jahr 2011 zeigen konnten, weisen städtisch geprägte Gebiete geringe-

re Anteile hausärztlicher Steuerung auf als ländliche Gebiete. Die Autoren erklärten diese Unterschiede mit einer geringeren Facharztdichte in ländlichen Regionen [23]. Im vorliegenden Projekt zeigte sich, dass diese Unterschiede zwischen Stadt und Land im Zeitraum nach Abschaffung der Praxisgebühr sogar noch zunahmen.

Der Rückgang hausärztlicher Steuerung ist mit Sorge zu sehen, da unkoordinierte Inanspruchnahme medizinischer Leistungen mit Fehlmedikationen, unnötigen Doppeluntersuchungen bzw. „Ärzte-Hopping“ [18, 22] und damit einem ineffektiven Einsatz von Ressourcen verbunden sein kann. In diesem Kontext erscheint die Anteilzunahme an chronischen und psychischen Diagnosen in der Gruppe der ungesteuerten Patient*innen besonders kritisch, da vor allem diese vulnerablen Patientengruppen von einer hausärztlichen Versorgungssteuerung profitieren könnten, etwa durch ein höheres Maß an Behandlungscontinuität [5, 10]. Dies konnte beispielsweise für Patient*innen mit somatoformen Störungen im Hinblick auf die Inanspruchnahme von potenziell gefährlichen medizinischen Diagnostiken und Interventionen gezeigt werden – hausärztlich gesteuerte Patient*innen waren zumindest partiell davor „geschützt“ [24]. Nach Abschaffung der Praxisgebühr sind also alternative Ansätze nötig, um die hausärztliche Koordination zu stärken. Aktuelle politische Diskussionen präferieren hierzu die Ausweitung der Hausarztzentrierten Versorgung, insbesondere aufgrund positiver Anzeichen hinsichtlich des Patientenüberlebens [10, 11] und der Versorgung von chronischen Patient*innen [12–15]. Alternativ wird darüber hinaus die Einführung höherer Beiträge für Facharztbesuche ohne Überweisung diskutiert [25]. Weitere potenzielle Lösungen repräsentieren der sogenannte *Medical home*-Ansatz [26], verbunden mit einer intensiven Arzt-Patienten-Beziehung, oder, wie etwa in der Schweiz [27], die Implementierung abgestufter Versorgungsverträge mit günstigeren Tarifen bei geringerer Wahlfreiheit.

Eine wesentliche Stärke der vorliegenden Studie ist die Analyse von Daten, welche 85 % der bayerischen Bevölkerung über einen Zeitraum von

sechs Jahren hinweg abdecken. Durch Einbeziehung aller gesetzlich versicherten Patient*innen kann von einer höheren Repräsentativität und Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse ausgegangen werden als etwa in Studien, die Daten einzelner Krankenkassen analysieren. Die vorliegende Studie untersucht das Ausmaß der hausärztlichen Steuerung vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr. Die bereits genannten internationalen Veröffentlichungen enthalten darüber hinaus weiterführende Analysen, etwa zum Ausmaß des „Ärzte-Hoppings“, zur Inanspruchnahme von Notfallambulanzen und die Abschätzung ambulanter Facharztkosten [18, 19].

Im Unterschied dazu wurden weitere Studien zur Praxisgebühr entweder unmittelbar nach Einführung der Praxisgebühr [28–30] oder kurz vor ihrer Abschaffung durchgeführt [22, 23, 31] und beinhalteten somit keinen Vorher-Nachher-Vergleich. Es konnte ein technischer Bericht identifiziert werden, der das Versorgungsgeschehen vor und nach Abschaffung der Praxisgebühr abbildet, jedoch ohne Berücksichtigung hausärztlicher Steuerung und möglicher Patientenunterschiede [32].

Die Analyse von Routinedaten ist mit Limitationen verbunden, da diese Daten primär zu Abrechnungs- und nicht zu Forschungszwecken erhoben

wurden. Im Zeitraum 2013 bis 2016 waren weitere Rückgänge der Versorgungsanteile zu beobachten, die jedoch mit der alleinigen Datenbetrachtung nicht eindeutig erklärt werden können. Die Autor*innen vermuten, dass in diesem Trendverlauf gewisse „Gewöhnungseffekte“ enthalten sein könnten. Des Weiteren kann nicht vollumfänglich abgeschätzt werden, welche Effekte die Einführung der HzV in Bayern im Jahr 2012 hatte. Versorgungsdaten der HzV-Patient*innen sind im Datensatz enthalten – allerdings keine hausärztlichen Kosten. Durch die naturalistische Perspektive aller bayerischer Patient*innen kann jedoch ein unverzerrter Einblick in die hausärztliche Steuerung ermöglicht werden, insbesondere zu Beginn des Untersuchungszeitraums. Im Zuge der Überweisungen ist es nicht möglich festzustellen, ob hinter einem Überweisungsschein auch eine aktive Hausarztsteuerung steht, da sogenannte „Tresen-Überweisungen“ ohne direkten Arztkontakt möglich sind [33]. Somit kann es sein, dass die vorliegenden Analysen den Anteil der Steuerung überschätzen. Eine weitere Einschränkung ist, dass aus den vorliegenden Daten keine Rückschlüsse auf die Behandlungsqualität gezogen werden können. Die Zielgröße „Anteil mit hausärztlicher Steuerung“ ist im Zuge dessen als Surrogat-Parameter für eine effektive Primärversorgung zu sehen. Darüber hinaus erfolgte keine Berücksichtigung der Behandlungsergebnisse, der Mortalität oder möglicher Hospitalisierungen.

Schlussfolgerungen

Die vorliegende Untersuchung zeigt, dass es nach Abschaffung der Praxisgebühr zu einem deutlichen Rückgang der hausärztlichen Versorgungssteuerung in Bayern kommt. Die Ergebnisse legen nahe, dass die Praxisgebühr, zumindest in Teilen, ein wirksames Instrument zur Unterstützung der koordinierten Primärversorgung war. Zukünftige politische Bestrebungen sollten darauf abzielen, die hausärztlich gesteuerte Versorgung zu stärken, um insbesondere die Versorgung von vulnerablen, chronisch kranken Patient*innen zu verbessern.



Michaela Olm, MPH, ...

... arbeitet seit 2018 als wissenschaftliche Mitarbeiterin und Doktorandin am Institut für Allgemeinmedizin und Versorgungsforschung der Technischen Universität München (TUM). Derzeitige Forschungsschwerpunkte: Routinedatenanalysen, Evaluation der Burnout-Belastung in der Weiterbildung Allgemeinmedizin, Bewertung des bayerischen COVID-19-Versorgungssystemes.

Foto: Michaela Olm

Interessenskonflikte:

Keine angegeben.

Literatur

- Barnett K, Mercer SW, Norbury M, et al. Epidemiology of multimorbidity and implications for health care, research, and medical education: a cross-sectional study. *Lancet* 2012; 380: 37–43
- Starfield B, Shi L, Macinko J. Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q* 2005; 83: 457–502
- Macinko J, Starfield B, Shi L. The contribution of primary care systems to health outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries, 1970–1998. *Health Serv Res* 2003; 38: 831–65
- Kringos D, Boerma W, van der Zee J, et al. Europe's strong primary care systems are linked to better population health but also to higher health spending. *Health Aff (Millwood)* 2013; 32: 686–694
- Shi L, Forrest CB, von Schrader S, et al. Vulnerability and the patient-practitioner relationship: the roles of gatekeeping and primary care performance. *Am J Pub Health* 2003; 93: 138–44
- Gray DJP, Sidaway-Lee K, White E, et al. Continuity of care with doctors – a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open* 2018; 8: e021161
- Kringos D, Boerma W, Bourgueil Y, et al. The strength of primary care in Europe: an international comparative study. *Br J Gen Pract* 2013; 63: e742–50
- Grobe TG, Steinmann S, Szecsenyi J. Barmer Arztreport 2018. Schriftenreihe zur Gesundheitsanalyse www.barmer.de/blob/144368/08f7b513fdb6f06703c6e9765ee9375f/data/dl-barmer-arztreport-2018.pdf (letzter Zugriff am 20.07.2021)
- Brenner G, Koch H, Franke A. Steuert die Praxisgebühr in die richtige Richtung? – Analyse des Versorgungsgeschehens nach Einführung der „Praxisgebühr“. *Z Allg Med* 2005; 81: 377–81
- Freund T, Szecsenyi J, Ose D. Charakteristika von eingeschriebenen Versicherten eines flächendeckenden Vertrages zur hausarztzentrierten Versorgung. *Med Klin* 2010; 105: 808–811
- Laux G, Szecsenyi J, Mergenthal K, et al. Hausarztzentrierte Versorgung in Baden-Württemberg: Ergebnisse einer qualitativen und querschnittlich quantitativen Evaluation. *Bundesgesundheitsbl* 2015; 58: 398–407
- Freytag A, Krause M, Lehmann T, et al. Depression management within GP-centered health care – A case-control study based on claims data. *Gen Hosp Psychiatry* 2017; 45: 91–98
- Wensing M, Szecsenyi J, Kaufmann-Kolle P, et al. Strong primary care and patients' survival. *Sci Rep* 2019; 9: 10859
- Gerlach FM, Szecsenyi J. Hausarztzentrierte Versorgung in Baden-Württemberg – Konzept und Ergebnisse der kontrollierten Begleitevaluation. *Z Evid Fortbild Qual Gesundheitswes* 2013; 107: 365–371
- Freytag A, Biermann J, Ochs A, et al. The impact of GP-centered health-care. *Dtsch Arztebl Int* 2016; 113: 791–798
- Schnitzer S, Balke K, Walter A, Litschel A, Kuhlmei A. Führt das Hausarztmodell zu mehr Gleichheit im Gesundheitssystem? Ein Vergleich der Versorgungssituation von Hausarztmodellteilnehmern und Nichtteilnehmern. *Bundesgesundheitsbl* 2011; 54: 942–950
- Osterloh F. Praxisgebühr: Das Ende eines Irrtums. *Dtsch Arztebl Internat* 2012; 109: 2279
- Olm M, Donnachie E, Tauscher M, et al. Impact of the abolition of copayments on the GP-centred coordination of care in Bavaria, Germany: analysis of routinely collected claims data. *BMJ Open* 2020; 10: e035575
- Olm M, Donnachie E, Tauscher M, et al. Ambulatory specialist costs and morbidity of coordinated and uncoordinated patients before and after abolition of copayment: A cohort analysis. *PLoS One* 2021; 16: e0253919
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder. Bevölkerung. Fläche und Bevölkerung nach Länder. www.statistikportal.de/de/bevoelkerung/flaeche-und-bevoelkerung (letzter Zugriff am 20.07.2021)
- Swart E, Gothe H, Geyer S, et al. Gute Praxis Sekundärdatenanalyse: Leitlinien und Empfehlungen. *Gesundheitswesen* 2015; 77: 120–26
- Schneider A, Donnachie E, Tauscher M, et al. Costs of coordinated versus uncoordinated care in Germany: results of a routine data analysis in Bavaria. *BMJ Open* 2016; 6: e011621
- Mehring M, Donnachie E, Schneider A, et al. Impact of regional socioeconomic variation on coordination and cost of ambulatory care: investigation of claims data from Bavaria, Germany. *BMJ Open* 2017; 7: e016218
- Schneider A, Donnachie E, Zipfel S, et al. Patients with somatoform disorders are prone to expensive and potentially harmful medical procedures – results of a retrospective cohort study over 15 years. *Dtsch Arztebl Int* 2021; 1188: 425–431
- dpa. Gesundheitsversorgung: Reinhardt plädiert für Hausarztmodell. *Dtsch Arztebl* 2020; 117: 5
- Rosenthal TC. The medical home: growing evidence to support a new approach to primary care. *J Am Board Fam Med* 2008; 21: 427–440
- Ehring FS, Köster AD. PKV Dokumentation Nr. 29. Gesundheitssysteme im Vergleich. Die Gesundheitsreformen in den Niederlanden und in der Schweiz als Vorbild für Deutschland. www.sozialpolitik-aktuell.de/files/sozialpolitik-aktuell/_Politikfelder/Gesundheitswesen/Dokumente/pkv-doku_no29_12w.pdf (letzter Zugriff am 21.09.2021)
- Grabka MM, Schreyögg J, Busse R. The impact of co-payments on patient behavior: evidence from a natural experiment. *Med Klin* 2006; 101: 476–483
- Winkelmann R. Co-payments for prescription drugs and the demand for doctor visits – evidence from a natural experiment. *Health Econ* 2004; 13: 1081–1089
- Farbmacher H, Winter J. Per-period co-payments and the demand for health care: evidence from survey and claims data. *Health Econ* 2013; 22: 1111–1123
- Schreyögg J, Grabka MM. Copayments for ambulatory care in Germany: a natural experiment using a difference-in-difference approach. *Eur J Health Econ* 2010; 11: 331–341
- Heuer J. Placebo oder Wunderpille? Wie die Praxisgebühr Patientenverhalten und Verordnungsmuster veränderte. *Zi-Paper* 8/2016. www.zi.de/fileadmin/images/content/PDFs_alle/ZiPaper_08-2016_Trends_Arzneiverordnungen_V3.pdf (letzter Zugriff am 20.07.2021)
- Schneider A, Hilbert B, Hörlein E, et al. The effect of mental comorbidity on service delivery planning in primary care: an analysis with particular reference to patients who request referral without prior assessment. *Dtsch Arztebl Int* 2013; 110: 653

Korrespondenzadresse

Michaela Olm
Institut für Allgemeinmedizin und
Versorgungsforschung
Klinikum rechts der Isar/
Technische Universität München
Orleansstraße 47
81667 München
michaela.olm@mri.tum.de