



Spillover-Effekte und andere Determinanten der Nutzung von Medizintechnikprodukten bei Vorhandensein einer medizinischen Leitlinie: Eine Analyse von medikamentenbeschichteten Stents

Meilin Möllenkamp¹ • Benedetta Pongiglione² • Stefan Rabbe¹ • Aleksandra Torbica² • Jonas Schreyögg¹

¹ Hamburg Center for Health Economics, Universität Hamburg, Hamburg, Germany

² Center for Research on Health and Social Care Management, SDA Bocconi, Milan, Italy

DOI: 10.20364/VA-23.03

Bei diesem Bericht handelt es sich um die Arbeit, die mit dem *Zi-Wissenschaftspreis regionalisierte Versorgungsforschung 2022* prämiert wurde. Diese Studie wurde in einer ausführlicheren Fassung in englischer Sprache in *Health Economics* veröffentlicht:

Möllenkamp M, Pongiglione B, Rabbe S, Torbica A, Schreyögg J. Spillover effects and other determinants of medical device uptake in the presence of a medical guideline: An analysis of drug-eluting stents in Germany and Italy. *Health Econ* 2022; 31: 157-178. URL: <https://doi.org/10.1002/hec.4587>

© 2022 The Authors. *Health Economics* published by John Wiley & Sons Ltd. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs License, which permits use and distribution in any medium, provided the original work is properly cited, the use is non-commercial and no modifications or adaptations are made.

Korrespondierende Autorin: Meilin Möllenkamp
Hamburg Center for Health Economics (HCHE), Universität Hamburg
Esplanade 36, 20354 Hamburg – Tel. +49 (40) 42838-8043 – E-Mail: meilin.moellenkamp@uni-hamburg.de



Abstract

Hintergrund

Diese Studie untersuchte die Bedeutung von Spillover-Effekten zwischen Krankenhäusern und anderen Determinanten für die Nutzung von medikamentenbeschichteten Koronarstents in Deutschland in einem Zeitraum, in dem die entsprechende medizinische Leitlinie deren Einsatz eindeutig gegenüber dem Einsatz von herkömmlichen Metallstents empfahl.

Methodik

Wir nutzten administrative Daten von Krankenhauspatient:innen mit ST-Hebungs-Myokardinfarkt (STEMI) aus den Jahren 2012-2016, um räumliche Panelmodelle zu schätzen, die globale Spillover-Effekte berücksichtigen. Um die geografische Nähe zwischen benachbarten Krankenhäusern zu erfassen, verwendeten wir eine Matrix mit inversen Entfernungsgewichten, wobei weiter entfernten Nachbarn ein niedrigeres Gewicht zugeordnet wurde.

Ergebnisse

Wir fanden eine signifikante positive räumliche Autokorrelation auf der Grundlage des globalen Moran's I-Tests und einen signifikanten, positiven Spatial Lag Parameter über alle Modellspezifikationen hinweg, was auf positive Spillover-Effekte zwischen benachbarten Krankenhäusern hindeutet. Zudem zeigte sich, dass private Trägerschaft und Krankenhauswettbewerb weitere signifikante Determinanten für die Nutzung von medikamentenbeschichteten Koronarstents sind.

Schlussfolgerung

Unsere Ergebnisse zeigen die Bedeutung von Spillover-Effekten unter medizinischem Personal für die Diffusion von Medizintechnikprodukten trotz Vorliegen einer positiven Leitlinienempfehlung. Politische Entscheidungsträger könnten daher in Erwägung ziehen, verschiedene Formen des Austauschs und der Zusammenarbeit zwischen medizinischem Personal und Krankenhäusern zu fördern, um die angemessene Nutzung medizinischer Technologien zu gewährleisten und regionalen Unterschieden in der Nutzung entgegenzuwirken. Bei der Untersuchung von regionalen Unterschieden in der Versorgungsforschung sollten Spillover-Effekte zukünftig Berücksichtigung finden.

Schlagwörter

Diffusion, Inanspruchnahme, medizinische Geräte, medizinische Leitlinien, räumliche Paneldatenanalyse, regionale Unterschiede, Spillover-Effekte, Technologie

Zitierweise

Möllenkamp M, Pongiglione B, Rabbe S, Torbica A, Schreyögg J. Spillover-Effekte und andere Determinanten der Nutzung von Medizintechnikprodukten bei Vorhandensein einer medizinischen Leitlinie: Eine Analyse von medikamentenbeschichteten Stents. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (Zi). Versorgungsatlas-Bericht Nr. 23/03. Berlin 2023. URL: <https://doi.org/10.20364/VA-23.03>

Abstract (English)

Spillover Effects and other Determinants of Medical Device Uptake in the Presence of a Medical Guideline: An Analysis of Drug-eluting Stents

Background

We investigated the role of spillover effects among hospitals and other determinants in the diffusion of drug-eluting stents in Germany during a period in which the relevant medical guideline clearly recommended their use over bare-metal stents.

Methods

We used administrative data of hospitalized patients treated with ST-elevation myocardial infarction (STEMI) from 2012-2016 to estimate spatial panel models allowing for global spillover effects. We used an inverse-distance weights matrix to capture the geographical proximity between neighboring hospitals and assigned a lower weight to more distant neighbors.

Results

We found significant positive spatial autocorrelation based on the global Moran's I test, and a significant, positive spatial lag parameter across model specifications, indicating positive spillover effects among neighboring hospitals. We found that private for-profit hospital ownership and hospital competition were further significant determinants of the adoption of drug-eluting stents.

Conclusion

Our results underline the importance of spillover effects among peers for the diffusion of medical devices even in the presence of a positive guideline recommendation. Policymakers might therefore consider promoting various forms of exchange and collaboration among medical staff and hospitals to ensure the appropriate use of medical technologies and to address regional variations in use. Spillover effects should be considered when examining regional differences in health services research.

Keywords

Diffusion, healthcare utilization, medical devices, medical guidelines, regional variation, spatial panel data analysis, spillover effects, technology

Hintergrund

Die rasche Einführung sicherer und wirksamer medizinischer Technologien kann die Gesundheitsergebnisse von Patient:innen verbessern und steht in einem positiven Zusammenhang mit der Produktivität von Krankenhäusern und dem Gemeinwohl [1, 2]. In der Literatur wird jedoch festgestellt, dass sich die meisten Medizintechnologien nur langsam verbreiten und die Akzeptanz bei den Leistungserbringern sehr unterschiedlich ist, selbst in Fällen, in denen ihre Wirksamkeit und Sicherheit allgemein anerkannt sind und evidenzbasierte Leitlinien vorliegen, die ihren Einsatz empfehlen [1, 2]. Laut einer Studie von Frankovic et al. [1] beträgt die Zeitspanne zwischen der Einführung einer neuen medizinischen Technologie und ihrer verbreiteten Anwendung im Durchschnitt etwa neun Jahre, was zu einem geschätzten Rückgang der potenziellen Lebenserwartung um 43 % führt.

In der Forschung zu der Diffusion von Technologien und Einhaltung medizinischer Leitlinien wurden mehrere Hindernisse ermittelt, die die langsame Diffusion und die großen Unterschiede bei der Übernahme dieser Technologien erklären können [2-4]. Eines der wichtigsten Hindernisse, das in der Literatur genannt wird, ist mangelndes Wissen, das eng mit dem Bewusstsein für und der Vertrautheit mit einer medizinischen Technologie oder einer Leitlinie zusammenhängt [2, 3]. Diese Erkenntnis wird durch theoretische Konzepte zu Adoptionsmechanismen gestützt, wie z. B. den theoretischen Rahmen zu Wissen, Einstellungen und Verhalten („theoretical framework on knowledge, attitudes and behavior“) [z.B., 3] oder den von Rogers beschriebenen Innovations-Entscheidungsprozess [5]. Im Wesentlichen besagen beide Theorien, dass die Beeinflussung des Wissens von Individuen die Grundlage für eine nachhaltige Veränderung ihrer Einstellungen und letztlich ihres Verhalten ist – sowohl im Hinblick auf die Einhaltung medizinischer Leitlinien als auch hinsichtlich der Übernahme neuer Technologien.

Aufbauend auf dieser Literatur untersucht eine wachsende Zahl von Studien die Bedeutung von Nachahmungsverhalten („mimic behavior“) sowie von Übertragungseffekten, so genannten „Spillovern“ zwischen Menschen als wichtigen Kanal für die Übertragung von Wissen, das die Diffusion von medizinischen Technologien beeinflussen kann [6-10]. Die bisherigen Studien

haben gezeigt, dass Spillover-Effekte zwischen Menschen eine wichtige Rolle bei der Diffusion von Medikamenten und medizinischen Technologien spielen, z. B. bei der Einführung neuer Arzneimittel [10], der Schlüssellochchirurgie bei Dickdarmkrebs [6], der laparoskopischen Kolektomie [7] und der Nutzung von medikamentenbeschichteten Stents [8, 9]. Bisher wurde jedoch die Rolle von Spillover-Effekten in Situationen, in denen medizinische Leitlinien bereits existieren und eine klare Empfehlung zugunsten einer Technologie aussprechen, nicht untersucht [11]. Tarricone et al. [11] wiesen bereits darauf hin, dass es angesichts der zunehmenden Bedeutung, die der evidenzbasierten Medizin und Politikgestaltung von Regulierungsbehörden, Berufsverbänden und politischen Entscheidungsträgern beigemessen wird, umso wichtiger ist diese Forschungslücke zu schließen. Unsere Studie soll dazu beitragen, diese Lücke zu schließen, indem sie die Rolle von Spillover-Effekten zwischen benachbarten Krankenhäusern und anderen Determinanten der Nutzung von medikamentenbeschichteten Stents (drug-eluting stents, DES) von 2012 bis 2016 untersucht, als die Europäische Gesellschaft für Kardiologie erstmals eine Empfehlung (Klasse IIa, Stufe A) zugunsten ihrer Nutzung aussprach.

In den oben genannten Studien wurden verschiedene Methoden angewandt, um die Rolle von Spillover-Effekten und anderen Determinanten für die Diffusion von medizinischen Technologien zu untersuchen: Drei Studien [6, 7, 10] führten soziale Netzwerkanalysen durch, um die Beziehungen zwischen Ärzt:innen zu untersuchen, und zwei Studien [8, 9] nutzten gewöhnliche lineare (Ordinary Least Squares, OLS) Regressionen. Von den beiden Studien, die die Nutzung von DES untersuchten, nutzte Huesch [9] OLS-Regressionen auf der Ebene der Ärzt:innen und berücksichtigte dabei die DES-Nutzung durch ärztliche Kolleg:innen, und Chandra et al. [8] führten OLS-Regressionen auf Krankenhausebene durch und berücksichtigten dabei die Diffusionsrate zwischen Krankenhäusern innerhalb einer Überweisungsregion (Hospital Referral Regions, HRRs). Diese Studien berücksichtigten jedoch keine genauen Entfernungsmaße zwischen ihren Analyseeinheiten. Wir schlagen vor, dass selbst innerhalb definierter Analyseeinheiten, wie HRRs, die Berücksichtigung von geografischen Distanzen zwischen den Analyseeinheiten wichtig ist, um die Funktion von Wissensspillovern zu erklären.

Wir nutzten räumlich ökonomische Methoden, um die Rolle von Spillover-Effekten und anderen Determinanten für die Nutzung der, in der entsprechenden medizinischen Leitlinie, empfohlenen Stenttechnologie zu untersuchen. Dabei konzentrierten wir uns auf die geografische Nähe auf der Grundlage der räumlichen Verbindungen zwischen Krankenhäusern und nicht auf individuelle Beziehungen zwischen Ärzt:innen (soziale Nähe), ähnlich wie Chandra et al. [8]. Die geografische Nähe ist das in der Literatur am häufigsten verwendete Entfernungsmaß [12, 13]. Neben der geografischen Nähe können auch andere Maße wie die technologische oder soziale Nähe für die Diffusion von Innovationen und Technologien wichtig sein [12, 13]. Frühere Studien, die sich auf die soziale Nähe konzentrieren, haben jedoch gezeigt, dass die geografische Nähe häufig Netzwerkeffekte widerspiegelt. So wurde beispielsweise in einer Studie von Barrenho et al. [6] gezeigt, dass die sozialen Netzwerke von Ärzt:innen eng mit geografischen Gebieten verbunden sind. Dies könnte auf die Tatsache zurückzuführen sein, dass die Mobilität von Ärzt:innen weitestgehend auf die lokale Region beschränkt ist und die meisten Ärzt:innen im Laufe ihrer Karriere die Region nicht wechseln [14]. Darüber hinaus scheint es wahrscheinlich, dass die Teilnahme an medizinischen Fortbildungen oder Ärzt:innennetzwerktreffen sowie der intensive Austausch mit ehemaligen Studienkolleg:innen häufiger in räumlicher Nähe zum Arbeitsplatz und Wohnort der Ärzt:innen stattfindet, da dies mit weniger Zeitaufwand und geringeren Reisekosten verbunden ist. In unserer Studie wurden keine Unterschiede in der technologischen Nähe untersucht. Stattdessen hielten wir die technologische Nähe konstant, indem wir nur Krankenhäuser in unsere Studie aufgenommen haben, die Patient:innen mit der Diagnose ST-Strecken-Hebungsinfarkt (STEMI) mit Stents behandeln. Daher waren alle Krankenhäuser in unserer Stichprobe in Bezug auf die Technologie zumindest bis zu einem gewissen Grad homogen, da sie zumindest alle über ein solides Grundverständnis der Technologie verfügen. Darüber hinaus handelt es sich bei DES nicht um eine komplizierte neue Technologie, die eine umfassende Schulung erfordert, da sich das Einsetzen von DES nicht vom Einsetzen anderer Stenttypen unterscheidet. Daher gehen wir davon aus, dass für unsere Analyse die geografische Nähe der wichtigste Parameter für den Wissenstransfer und das beobachtende Lernen zwischen Krankenhäusern ist, trotz der zunehmenden Vernetzung und Digitalisierung.

Über die Untersuchung von Spillover-Effekten und weiteren relevanten Determinanten in diesem speziellen Kontext hinaus leisten wir einen zusätzlichen Beitrag zur Literatur, indem wir die Diffusion von DES in einer reiferen/späteren Diffusionsphase untersuchen, verglichen mit den meisten anderen Studien, die sich auf die Einführungs- und Wachstumsphase direkt nach der Markteinführung konzentrieren. Aus unserer Sicht verdient die spätere Phase der Technologieadoption Beachtung, da Studien gezeigt haben, dass sich die Akzeptanz und Nutzung von Medizintechnikprodukten durch Ärzt:innen in den verschiedenen Phasen des Produktlebenszyklus unterscheiden kann [15, 16]. Im Falle der DES ist eine langfristige Perspektive der Diffusion besonders interessant, da sich der Anteil der DES auf dem Markt im Laufe der Zeit erheblich verändert hat.

Methodik

Setting

In unserer Studie konzentrierten wir uns auf Patient:innen in Deutschland, die im Krankenhaus mit einem STEMI, einer schwereren Form des akuten Myokardinfarkts (AMI), behandelt wurden. Die meisten STEMI-Patient:innen werden mit einer primären perkutanen transluminalen Koronarangioplastie (PTCA) behandelt, bei der in der Regel Koronarstents wie unbeschichtete Stents (bare metal stents, BMS) oder DES eingesetzt werden, um sicherzustellen, dass die Arterien offen bleiben, und um das Risiko einer erneuten Zielgefäß-Revaskularisierung zu verringern [17]. Im Gegensatz zu BMS sind DES mit einem proliferationshemmenden Medikament beschichtet, das im Laufe der Zeit freigesetzt wird und das Zellwachstum im Gefäß um den Stent hemmt [18].

In Deutschland werden die Kosten für BMS über die diagnosebezogene Fallpauschale (DRG) erstattet, während die Kosten für DES seit 2009 durch feste (d.h. nicht verhandelbare) Zuzahlungen abgedeckt werden, deren Höhe im Voraus festgelegt wird und in ganz Deutschland gleich ist [19]. Die Zuzahlung für DES ist im Laufe der Zeit mit dem kontinuierlichen Rückgang der Beschaffungskosten gesunken. Während im Jahr 2012 der Einsatz eines DES (ZE101.01) zu einer

Zahlung von 384,58 € führte, sank der Betrag auf 119,83 € im Jahr 2016 [20]. Die Tatsache, dass die Krankenhäuser in Deutschland für die Nutzung von DES mit Zuzahlungen entschädigt werden, dürfte einen Anreiz darstellen, diese anstelle von BMS einzusetzen [15].

Die Untersuchung der Unterschiede bei der Nutzung von DES im Vergleich zu BMS ist interessant, da sich die wissenschaftlichen Erkenntnisse und Expertenmeinungen zu diesen Technologien im Laufe der Zeit erheblich verändert haben. Nach der Markteinführung in den frühen 2000er Jahren galten DES gegenüber BMS zunächst als überlegen und wurden in den USA sowie in mehreren europäischen Ländern wie Dänemark, den Niederlanden, Norwegen, Spanien, der Schweiz, Schweden und dem Vereinigten Königreich schnell eingeführt [21, 22]. Im Gegensatz dazu war die anfängliche Diffusion von DES in Deutschland eher gering, mit einem Anteil von 15,5 % der DES-Interventionen bei AMI-Patient:innen zwischen 2004 und 2005 [23].

Um das Jahr 2005 kehrte sich der allgemeine Trend zur Nutzung von DES um, da vermehrt über subakute Stentthrombosen und höhere Langzeitsterblichkeitsraten bei mit DES behandelten Patient:innen berichtet wurde [18]. Seit 2008 ist jedoch wieder ein Anstieg der Nutzung von DES zu beobachten, der mit der Entwicklung einer verbesserten zweiten Generation von DES zusammenhängt [21]. Neuere Erkenntnisse deuten darauf hin, dass moderne DES aufgrund eines geringeren Restenoserisikos generell gegenüber BMS bevorzugt werden [24, 25]. Darüber hinaus gibt es Hinweise darauf, dass DES trotz höherer Anschaffungskosten aufgrund ihrer Langzeitergebnisse kosteneffektiver sind als BMS [26].

Diese Erkenntnisse spiegeln sich auch in internationalen Leitlinien zur Behandlung von Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose wider. Im Jahr 2012 gab die Europäische Gesellschaft für Kardiologie (European Society of Cardiology, ESC) eine Empfehlung der Klasse IIa, Evidenzgrad A heraus, wonach DES generell gegenüber BMS bevorzugt werden sollten, sofern nicht spezifische Kontraindikationen vorliegen [27].

Die ESC-Leitlinienempfehlungen wurden übersetzt und von der Deutschen Gesellschaft für Kardiologie übernommen [28]. Außerdem stehen die Empfehlungen im Einklang mit anderen wichtigen internationalen Leitlinien, wie der

Leitlinie des American College of Cardiology/American Heart Association [29]. In den neueren ESC-Leitlinien, die im Jahr 2014 [30] und 2017 [31] veröffentlicht wurden, wurde die Empfehlung weiter gestärkt, indem sie in eine Klasse-Ia-Empfehlung umgewandelt wurde, bei der die Nutzung von BMS generell nicht mehr empfohlen wird.

Daten

Unsere Analyse basiert auf den administrativen Daten von Patient:innen mit einer Primär- oder Sekundärdiagnose eines STEMI, die (1) zwischen dem 1. Januar 2012 und dem 31. Dezember 2016 aus einem Krankenhaus entlassen wurden und (2) sich während ihres Krankenhausaufenthalts entweder einer BMS- oder DES-Prozedur unterzogen. **Tabelle A-1 im Anhang** zeigt die Diagnose- und Prozedurencodes, die zur Auswahl der Patient:innenstichprobe verwendet wurden.

Der Datensatz wurde aus drei verschiedenen Datenquellen zusammengestellt. Die Krankenhausentlassungsdaten auf Patient:innenebene stammen aus einer administrativen Datenbank, die eine umfassende Stichprobe aller deutschen Krankenhäuser enthält (G-DRG-Daten gemäß § 21 KHEntgG). Die Patient:innendaten wurden auf Krankensebene aggregiert und über das Institutionskennzeichen für die wichtigsten Krankenhausstandorte mit Krankenhausmerkmalen und geografischen Standorten aus den obligatorischen, öffentlich zugänglichen Strukturierten Qualitätsberichten (SQB) aller deutschen Krankenhäuser, die gesetzlich versicherte Patient:innen versorgen (basierend auf § 137 SGB V), verknüpft¹. Schließlich wurden administrative Daten zu Indikatoren der Raum- und Stadtentwicklung (INKAR) des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) verwendet, um Daten zu Merkmalen

1 Etwa 90 % der Einwohner:innen in Deutschland sind in der gesetzlichen Krankenversicherung versichert [32].

auf regionaler Ebene (NUTS-3)² zu erhalten. Die Variable für die Anzahl der Hausärzt:innen pro 100.000 Einwohner:innen, die wir als Hausärzt:innendichte bezeichnen, wurde vom Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung (Zi) für die Jahre 2012 und 2013 und von der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) für die Jahre 2014 bis 2016 abgerufen. Die regionalen Merkmale wurden mit den Daten auf Krankenhausebene auf der Grundlage des Standorts (d. h. der NUTS-3-Codes) der Krankenhäuser zusammengeführt. Die endgültige ausgewogene Stichprobe bestand aus 2.605 Beobachtungen aus 521 Krankenhäusern und 307 NUTS-3-Regionen³.

Definition der Variablen

Unsere abhängige Variable ist der Anteil der Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose⁴, die einen DES erhielten, an allen Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose, die einen beliebigen Koronarstent (DES oder BMS) erhielten. Da die abhängige Variable linksschief verteilt war, wandten wir eine reflektierte Log-Transformation an, um eine bessere Annäherung an eine Normalverteilung zu erreichen ($Y_{it} = \log((1 - Y_{it}) + 0.01)$).

Als unabhängige Variablen von Interesse nahmen wir zunächst mehrere Krankenhausmerkmale in unsere Analyse auf, wie die Anzahl der vollstationären Fälle als Proxy für die Krankenhausgröße, die Anzahl der vollstationären Fälle mit einer Erkrankung des Kreislaufsystems (d. h. mindestens einer Diagnose des Kapitels 9 der ICD-10-GM), um die Erfahrung eines Krankenhauses

in der Behandlung von Herz-Kreislauf-Erkrankungen zu messen, und den Wettbewerb zwischen Krankenhäusern, gemessen mit dem Herfindahl-Hirschman-Index (HHI) auf der Grundlage des ICD-Kapitels 9 (ICD-10-GM) als Maß für die Marktkonzentration und Spezialisierung innerhalb des Marktgebietes eines Krankenhauses in der betreffenden medizinischen Disziplin⁵. Diese Variablen könnten auf der Grundlage der vorhandenen Literatur potenzielle Determinanten für die Nutzung von DES sein. Frühere Studien haben gezeigt, dass die DES-Nutzung in Krankenhäusern mit vergleichsweise niedrigen Fallzahlen geringer ist [8, 35]. Auch die Krankenhausgröße korreliert nachweislich positiv mit der Diffusion von DES [8]. Darüber hinaus wurde in einigen Studien ein positiver Zusammenhang zwischen Wettbewerb und der Diffusion von DES nachgewiesen [36], wenn auch nicht in allen Studien [8]. Zusätzlich wurden binäre Variablen für den Status „Krankenhaus in privater Trägerschaft“ und für den Status „Universitätsklinik“ aufgenommen. Während die meisten Studien konsistente positive Korrelationen zwischen dem Status „Universitätsklinik“ und der DES-Nutzung feststellen [8, 37], sind die Ergebnisse zu den Auswirkungen einer privater Krankenhausträgerschaft auf die Nutzung von DES widersprüchlich. Während Chandra et al. [8] fanden, dass private Krankenhäuser DES weniger häufig einsetzen, zeigten Grilli et al. [37] und Bäumlner [38], dass private Krankenhäuser DES im Durchschnitt häufiger einsetzten als öffentliche Krankenhäuser.

Weiterhin nahmen wir Variablen für die Merkmale der NUTS-3-Regionen auf, in denen sich die Krankenhäuser befanden⁶, d. h. die Hausärzt:innendichte, die Bevölkerungsdichte (Einwohner:innen/km²), die Lebenserwartung⁷, die Arbeitslosenquote, das regionale

2 Die NUTS-Klassifikation (Systematik der Gebietseinheiten für die Statistik) bietet eine einheitliche territoriale Unterteilung der EU, um die Vergleichbarkeit von Regionalstatistiken zwischen den Ländern der EU zu ermöglichen. Die Kategorie NUTS-3 bezieht sich auf die dritte Ebene und damit auf die niedrigste verfügbare Aggregationsebene von Gebietseinheiten (in Deutschland entspricht diese Ebene den Landkreisen)

3 Die Stichprobe umfasst nicht alle Krankenhäuser und NUTS-3-Regionen in Deutschland, die gesetzlich versicherte Patient:innen versorgen, da wir nur Krankenhäuser einbezogen haben, die im Beobachtungszeitraum Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose mit Stents behandelt haben.

4 Wir haben sowohl Primär- als auch Sekundärdiagnosen berücksichtigt.

5 Wir haben den HHI auf der Grundlage von Krankenhausentlassungsdaten innerhalb eines Einzugsgebiets mit einem Radius von 30 km berechnet [33, 34].

6 Da sich unsere Studie auf Notfallpatient:innen konzentriert, gehen wir davon aus, dass die Merkmale der Regionen, in denen sich die Krankenhäuser befinden, in hohem Maße mit den Regionen übereinstimmen, in denen die Patient:innen wohnen.

7 Die Lebenserwartung wird als die durchschnittliche Lebenserwartung eines Neugeborenen in Jahren gemessen.

Einkommen⁸ umgerechnet in Kaufkraftparität (KKP) und den Anteil der Bevölkerung mit Hochschulabschluss⁹. Bestehende Studien deuten darauf hin, dass diese Variablen ebenfalls relevante Determinanten für die Nutzung von DES sein könnten. So wurde beispielsweise gezeigt, dass DES in ländlichen Krankenhäusern seltener eingesetzt werden [35] und häufiger in Krankenhäusern, die in Gegenden mit höherem Einkommen liegen [40]. Darüber hinaus zeigen Studien, die sich mit der Diffusion anderer medizinischer Technologien im Bereich der interventionellen Kardiologie befassen, dass die Hausärzt:innendichte [41] und das Bildungsniveau in einer Region positiv mit der Nutzung dieser Technologien korreliert sind [41, 42].

Darüber hinaus kontrollierten wir für Unterschiede bei den Patient:innenmerkmalen, die auf Krankensebene aggregiert wurden, wie z. B. das Durchschnittsalter, den Anteil weiblicher Patient:innen, die durchschnittliche Anzahl von Elixhauser-Komorbiditäten [43]¹⁰ und den Anteil der Patient:innen mit STEMI als Hauptdiagnose. Patient:innenmerkmale wie Komorbiditäten können die Wahl von DES gegenüber BMS beeinflussen, da die Bevorzugung von DES davon abhängt, ob der/die Patient:in in der Lage ist, eine verlängerte duale Thrombozytenaggregationsbehandlung (DAPT) über mindestens drei Monate durchzuführen, während dies bei BMS nur für einen Monat erforderlich ist [47]. Darüber hinaus deuten bestehende Studien darauf hin, dass Patient:innenmerkmale wie Alter und Geschlecht die Nutzung von DES beeinflussen [8, 35, 48, 49].

8 Das durchschnittliche regionale Einkommen wird als das Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten gemessen.

9 Die Definition des akademischen Grades entspricht den Stufen 6-8 der Internationalen Standardklassifikation des Bildungswesens (ISCED) 2011 [39].

10 Wir verwenden die Elixhauser-Komorbiditätsmaße, da sich diese bei Patient:innen mit AMI in Europa als besser geeignet erwiesen haben als das Charlson-Maß [44]. Wir haben die Elixhauser-Komorbiditäten unter Verwendung der ICD-10-Codes basierend auf der Klassifikation von Quan et al. [45] definiert. Die Gesamtzahl der Elixhauser-Komorbiditäten ist ein in der Literatur häufig verwendetes Komorbiditätsmaß (siehe z. B. [46]).

In Anlehnung an die Argumentation von Keele et al. [50] und Hünermund und Louw [51] interpretieren wir die Koeffizienten unserer Kontrollvariablen nicht und zeigen sie nur im Anhang (**Tabellen A-3 und A-4 im Anhang**).

Strategie der Schätzung

Wir erwarteten eine räumliche Abhängigkeit in unseren Daten, da Studien über die Diffusion von DES in den Vereinigten Staaten gezeigt haben, dass Spillover-Effekte zwischen nahe gelegenen Krankenhäusern eine wichtige Rolle bei der Nutzung von DES spielen [8]. Im Falle räumlicher Abhängigkeit – die in der abhängigen Variable, den erklärenden Variablen und dem Fehlerterm auftreten kann – wäre die gewöhnliche kleinste quadratische Regression (OLS) verzerrt [52, 53]. Neben dem Vorteil, unverzerrte Effektschätzungen zu erhalten, erlauben die meisten räumlichen ökonomischen Modelle auch eine empirische Bewertung der Größe und Bedeutung von Spillover-Effekten, was für unsere Forschungsfrage von Interesse war [54]. Wir haben daher beschlossen, zunächst auf räumliche Abhängigkeit in unseren Daten zu testen und ein räumliches ökonomisches Modell anzuwenden, falls diese vorhanden ist.

Um auf räumliche Abhängigkeit zu testen, ist eine räumliche Gewichtungsmatrix erforderlich, die die geografischen Zusammenhänge zwischen den Analyseeinheiten beschreibt, in unserem Fall Krankenhäuser, die Stent-Eingriffe bei Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose durchführen. Im Einklang mit der jüngsten Literatur, die Spillover-Effekte zwischen Krankenhäusern untersucht [33, 55] haben wir für unsere Hauptmodellspezifikation eine inverse Distanzgewichtungsmatrix verwendet, da diese Matrix die geografische Nähe zwischen benachbarten Krankenhäusern genauer erfasst als eine binäre Gewichtungsmatrix, indem sie weiter entfernten Nachbarn ein geringeres Gewicht zuweist. Darüber hinaus haben wir die räumliche Gewichtungsmatrix normalisiert, was bedeutet, dass jede Zeile der Matrix den Wert 1 ergibt (siehe [57]).

Die Verbindungen zwischen den Krankenhäusern, ausgedrückt als räumlichen Gewichtungsmatrizen, werden in **Abbildung 1** dargestellt. In der Gewichtungsmatrix hat ein Krankenhaus im Durchschnitt 17,77 Nachbarn und die maximale Anzahl von Nachbarn beträgt 62.

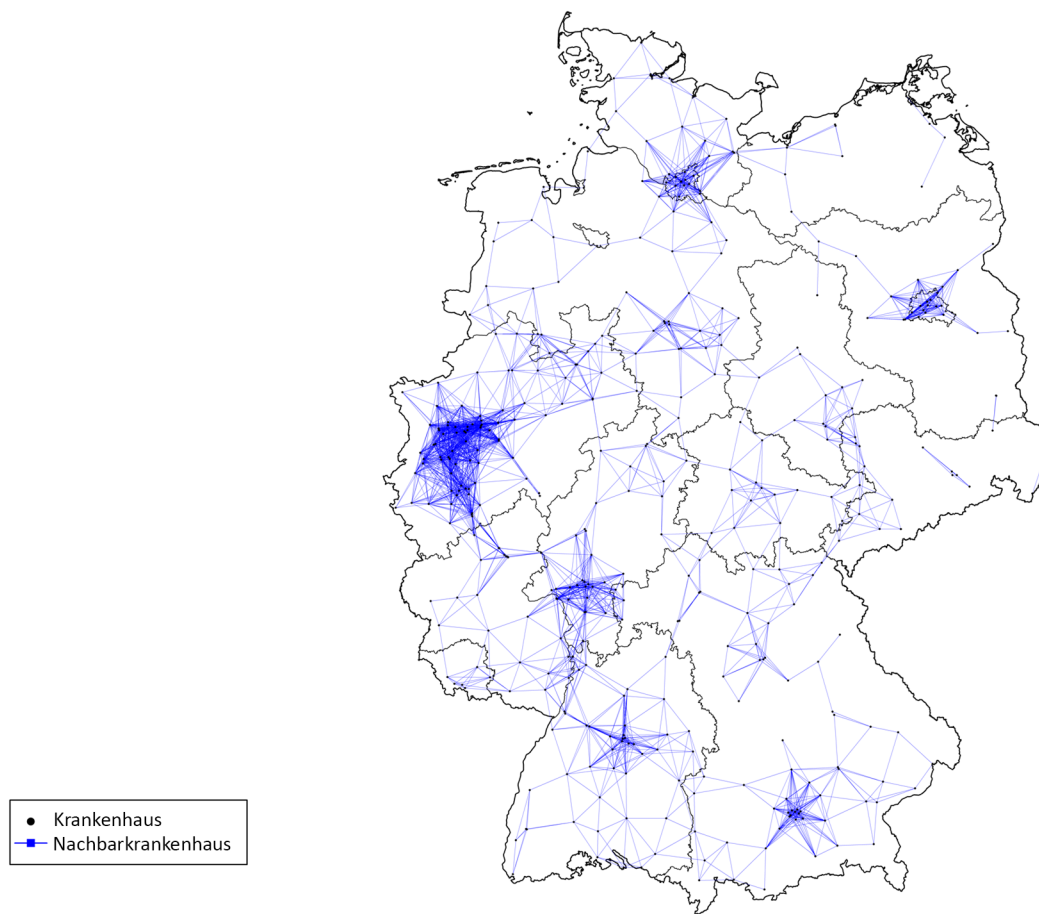


Abbildung 1: Veranschaulichung der räumlichen Gewichtungsmatrix

Quelle: Eigene Darstellung der Autoren auf der Grundlage der deutschen Krankenhauskoordinaten.

Verwendete Software für die Erstellung der Diagramme: R Version 4.0.2 (R Foundation for Statistical Computing, Wien, Österreich).

In der räumlichen Literatur wird im Allgemeinen zwischen globalen und lokalen Spillover-Szenarien unterschieden, je nachdem, wie weitreichend die Spillover-Effekte sind und ob sie Rückkopplungseffekte beinhalten [60, 61]. In Übereinstimmung mit Studien, die räumliche Interaktionen zwischen Krankenhäusern berücksichtigen [33, 62] sind wir davon ausgegangen, dass die von uns untersuchten Spillover-Effekte global sind, d. h., dass die Spillover nicht auf eine bestimmte Region oder einen bestimmten Radius beschränkt sind. Obwohl wir erwarteten, stärkere und unmittelbare Spillover-Effekte innerhalb eines engeren Radius zu beobachten, gingen wir davon aus, dass sich die Effekte wahrscheinlich auch auf die Nutzung von DES durch Krankenhäuser außerhalb dieses Radius auswirken würden, was ebenfalls zu endogenen Rückkopplungseffekten führen würde.

Daher haben wir den Grad der räumlichen Autokorrelation in der Ergebnisvariable zunächst mit dem globalen Moran's I-Test gemessen. Aufgrund einer signifikanten räumlichen Autokorrelation in unserer Ergebnisvariablen folgten wir dem Vorschlag von LeSage und Pace [53] und begannen mit der Schätzung eines Spatial Durbin Modells (SDM), das sowohl ein Spatial Lag der abhängigen Variable als auch der erklärenden Variablen enthält. Dabei berücksichtigt das Modell, dass nicht nur die abhängige Variable räumlich autokorreliert ist, sondern auch die erklärenden Variablen zwischen benachbarten Krankenhäusern korreliert sein könnten.

Obwohl wir mit dem SDM begonnen haben, haben wir auch zwei weitere räumliche Panelmodelle geschätzt: das Spatial Autoregressive Modell (SAR) und das Spatial Error Modell (SEM).

Das SAR ist eine vereinfachte Form des SDM, da es nur ein Spatial Lag der abhängigen Variable enthält. Das SEM hingegen enthält nur ein Spatial Lag im Fehlerterm.

Um die am besten geeignete räumliche Modellspezifikation zu bestimmen, verwendeten wir, wie von Elhorst [64] und Elhorst [65] vorgeschlagen, zunächst einen Likelihood-Ratio-Test, um das SDM mit dem SAR zu vergleichen. Wenn die erste Nullhypothese, die besagt, dass das SDM zum SAR vereinfacht werden kann, nicht zurückgewiesen werden kann, gilt es erneut einen Likelihood-Ratio-Test zu schätzen, um die zweite Nullhypothese zu testen, dass das SAR wiederum zum SEM vereinfacht werden kann. Als Basismodell schätzten wir ein Modell mit festen Effekten für die Jahre, das alle relevanten erklärenden Variablen und Kontrollvariablen enthält.

Bei der Interpretation der Ergebnisse unserer räumlichen Regressionsmodelle folgten wir der Argumentation von LeSage und Pace [53] die anstelle der Interpretation der Punktschätzungen der Koeffizienten vorschlagen, zwischen direkten Effekten, indirekten Effekten und Gesamteffekten zu unterscheiden, da eine

Veränderung der Einheit einer erklärenden Variable des Krankenhauses i nicht nur einen direkten Effekt auf die Ergebnisse des Krankenhauses i haben kann, sondern auch einen indirekten Effekt auf die Ergebnisse des Krankenhauses j . Der Gesamteffekt setzt sich aus den direkten und indirekten Effekten zusammen.

Ergebnisse

Deskriptive Statistik

Die Diffusion der DES-Nutzung bei Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose über die Zeit ist in **Abbildung 2** dargestellt. Während des Beobachtungszeitraums von 2012 bis 2016 lässt sich eine deutliche Verschiebung von der Nutzung von BMS hin zur Nutzung von DES bei der Behandlung von Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose beobachten. Zu Beginn, im Jahr 2012, gab es große Unterschiede bei der Wahl der Stents zwischen den Krankenhäusern, doch im Laufe der Zeit näherte sich das Verhalten deutlich an, so dass im Jahr 2016 fast alle Krankenhäuser bei der Behandlung von STEMI-Patient:innen eindeutig DES gegenüber BMS bevorzugten.

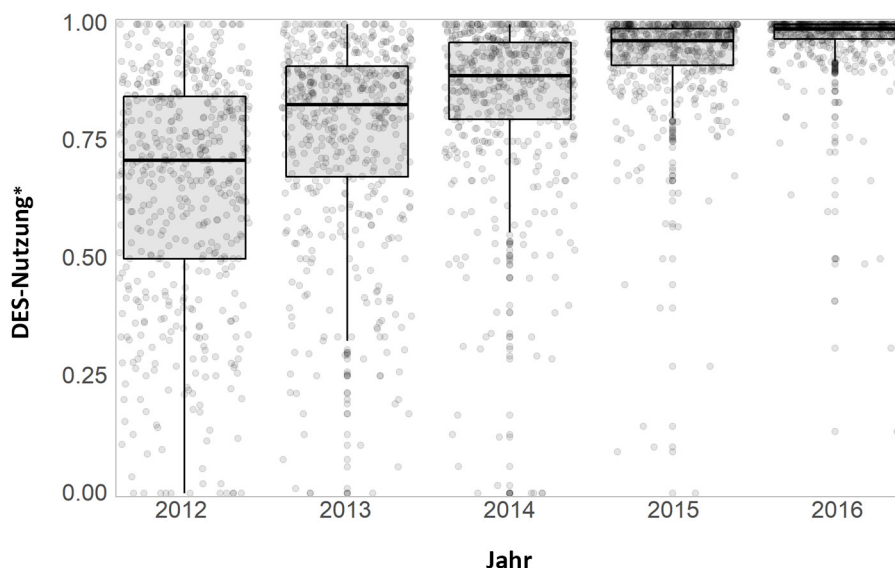


Abbildung 2: Die Diffusion der Nutzung von DES bei Patient:innen mit einer STEMI-Diagnose

* DES, englisch drug-eluting stent (dt. medikamentenfreisetzender Stent)

Quelle: Eigene Darstellung auf der Grundlage deutscher Krankenhausentlassungsdaten (§ 21 KHEntgG).

Verwendete Software für die Erstellung der Diagramme: R Version 4.0.2 (R Foundation for Statistical Computing, Wien, Österreich).

Darüber hinaus zeigten sich auch Unterschiede in der DES-Nutzung zwischen verschiedenen geografischen Gebieten in Deutschland. In **Abbildung 3** ist die Verteilung der alters- und geschlechtsstandardisierten Raten der DES-Nutzung auf regionaler Ebene (NUTS-3) als Durchschnittswerte für die Jahre 2012-2016 dargestellt, basierend auf den Wohnorten der Patient:innen. Die Karte zeigt eine regionale Clusterung der DES-Nutzung. Eine hohe DES-Nutzung ist im Südwesten (Baden-Württemberg) und in den nördlichsten Teilen Deutschlands (Schleswig-Holstein) zu beobachten, während im Nordosten Deutschlands

(Mecklenburg-Vorpommern) und in einigen anderen Teilen Ostdeutschlands (Sachsen und östliche Teile Bayerns) niedrige Raten zu verzeichnen sind. Darüber hinaus ist ein allgemeines Ost-West-Gefälle festzustellen, das eine geringere DES-Nutzung in den östlichen im Vergleich zu den westlichen Teilen des Landes zeigt. Die Raten der Durchschnittswerte zur DES-Nutzung auf Kreisebene (n=401 Kreise mit administrativem Stand vom 31.12.2016) stehen im interaktiven Teil des Versorgungsatlas unter www.versorgungsatlas.de auch als Karten und Excel-Dateien zum Download zur Verfügung.

Jahr	Median (Range)
2012	68,69% (9,53% – 97,14%)
2013	79,83% (6,89% – 97,97%)
2014	87,39% (23,70% – 100%)
2015	94,70% (30,66% – 100%)
2016	98,28% (30,67% – 100%)

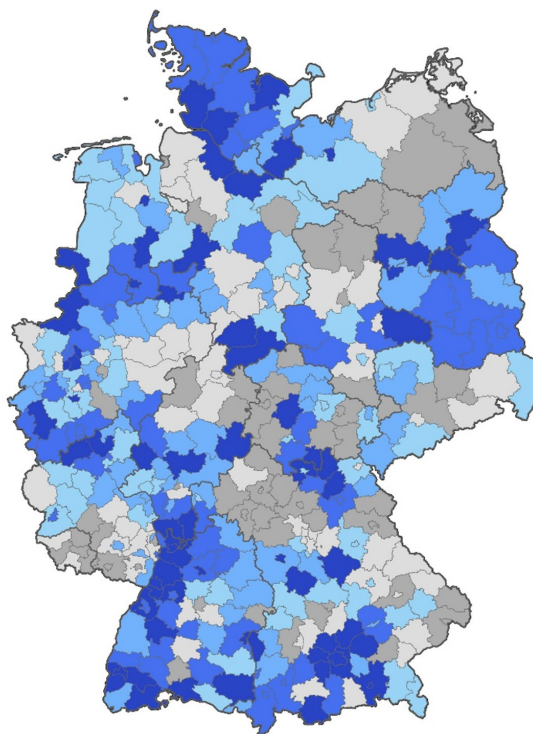
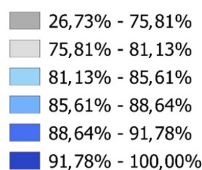


Abbildung 3: Geografische Verteilung der DES-Nutzungsraten (Durchschnittswerte für die Jahre 2012-2016)

Quelle: Eigene Darstellung auf der Grundlage deutscher Krankenhausentlassungsdaten (§ 21 KHEntgG).

Verwendetes Programm für die Erstellung der Karten: QGIS (QGIS Development Team. (2020). QGIS geographic information system (version 3.14.0-PI)).

Anmerkung: Für NUTS-3-Regionen, in denen in einem Jahr weniger als 3 Fälle oder 3 Krankenhäuser hinter den berechneten Werten liegen, können keine Werte ermittelt werden. Diese Datenbeschränkung betraf nur vereinzelte Jahre in bestimmten NUTS-3-Regionen. Für diese NUTS-3-Regionen wurden die Durchschnittswerte für die Jahre berechnet, in denen Daten verfügbar waren.

Tabelle A-2 im Anhang enthält die deskriptiven Statistiken zu unseren Daten für die Jahre 2012 bis 2016.

Räumliche Interdependenzen

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse des globalen Moran's I-Tests zur Messung der räumlichen Autokorrelation in der Ergebnisvariablen (DES-Nutzungsrate) für die Stichprobe. Die Moran's I-Koeffizienten waren in jedem der fünf Jahre des Beobachtungszeitraums positiv und signifikant. Dieses Ergebnis lässt auf eine signifikante

räumliche Autokorrelation in der Stichprobe schließen und deutet darauf hin, dass benachbarte Krankenhäuser mit größerer Wahrscheinlichkeit ähnliche DES-Nutzungsraten aufwiesen. Da wir in allen Jahren unseres Beobachtungszeitraums eine signifikante räumliche Autokorrelation gefunden haben, kamen wir zu dem Ergebnis, dass wir, diese räumliche Abhängigkeit in unseren Regressionsanalysen berücksichtigen sollten, um verzerrte Koeffizienten zu vermeiden.

Tabelle 1: Moran's I räumlicher Autokorrelationskoeffizient für Deutschland nach Jahren

Jahr	Deutschland W = Radius um das Krankenhaus
2012	0.142 ***
2013	0.158 ***
2014	0.153 ***
2015	0.140 ***
2016	0.121 ***

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen: Signifikanzniveau: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Panel-Regressionen

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der räumlichen Panelspezifikationen und einer gewöhnlichen Kleinstquadratregression (OLS) mit festen Jahreseffekten, wobei die DES-Nutzung die abhängige Variable ist. Alle Standardfehler sind robust und nach Krankenhaus geclustert. Der räumliche autoregressive Koeffizient ρ (rho) war in allen räumlichen Panelspezifikationen für Deutschland signifikant und positiv. Dieser Befund unterstützt unsere Einschätzung der Angemessenheit eines räumlichen Modells im Vergleich zu einem nicht-räumlichen Modell. Darüber hinaus zeigt das signifikante und positive ρ , dass ein bestimmtes Krankenhaus im Durchschnitt eine höhere DES-Nutzungsrate aufweist, wenn die benachbarten Krankenhäuser eine hohe DES-Nutzungsrate aufweisen.

Bei der Untersuchung der DES-Nutzung in den Spezifikationen mit festen Jahreseffekten waren, abgesehen vom autoregressiven Koeffizienten,

nur wenige der erklärenden Variablen signifikant mit der DES-Nutzung korreliert. Allerdings war der Koeffizient der erklärenden Variable privater Krankenhausträger in allen Modellspezifikationen statistisch signifikant ($p < 0,01$). Darüber hinaus war das Spatial Lag des Krankenhausbewerbs (gemessen durch den HHI) in der SDM-Spezifikation signifikant ($p < 0,01$) mit der DES-Nutzung korreliert.

Die in **Tabelle 2** dargestellten Schätzungen stellen jedoch nicht die genauesten Schätzungen für die räumlichen Modelle dar, da sie keine Spillover- und Rückkopplungseffekte zwischen Krankenhäusern berücksichtigen. Für eine detailliertere Interpretation der Auswirkungen der Kontrollvariablen stützen wir uns auf **Tabelle 3**, in der die Schätzungen der marginalen Effekte in direkte, indirekte und Gesamteffekte für die am besten geeignete räumliche Modellspezifikation aufgeschlüsselt sind.

Tabelle 2: Schätzungen verschiedener Paneldatenmodelle für die DES-Nutzung mit festen Jahreseffekten

DES-Nutzung (reflektiert log-transformiert)	Deutschland				
	W = Radius um das Krankenhaus				
	OLS	SEM	SAR	SDM	
Hauptteil				Wx	
<i>Krankenhausmerkmale</i>					
Vollstationäre Fälle ¹	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.006)
Fälle mit einer Erkrankung des Kreislaufsystems ^{1,2}	0.006 (0.037)	0.021 (0.044)	0.018 (0.045)	0.020 (0.045)	-0.038 (0.096)
Wettbewerb zwischen Krankenhäusern (HHI)	0.286 (0.229)	0.180 (0.262)	0.187 (0.231)	-0.417 (0.297)	1.219*** (0.420)
Krankenhaus in privater Trägerschaft	-0.249*** (0.087)	-0.219*** (0.084)	-0.229*** (0.084)	-0.225*** (0.085)	-0.249 (0.195)
Universitätsklinik	-0.031 (0.125)	-0.049 (0.126)	-0.045 (0.123)	-0.067 (0.123)	0.217 (0.294)
<i>Regionale Merkmale</i>					
Hausärzt:innendichte	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	
Bevölkerungsdichte ¹	-0.090 (0.058)	-0.068 (0.065)	-0.070 (0.056)	-0.064 (0.058)	
Lebenserwartung	-0.076 (0.055)	-0.078 (0.071)	-0.088 (0.061)	-0.077 (0.062)	
Arbeitslosenquote	0.017 (0.019)	0.019 (0.022)	0.010 (0.020)	0.019 (0.019)	
Einkommen (in KKP) ^{1,3}	-0.133 (0.114)	-0.076 (0.120)	-0.067 (0.106)	-0.067 (0.113)	
% der Bevölkerung mit akademischem Abschluss	0.011 (0.010)	0.006 (0.012)	0.008 (0.011)	0.010 (0.011)	
Räumlicher autoregressiver Koeffizient (ρ)			0.264*** (0.035)	0.239*** (0.034)	
Räumlicher Fehlerparameter (λ)		0.256*** (0.039)			
Spatial Lag für Krankenhausmerkmale	Nein	Nein	Nein	Ja	
Feste Effekte für Jahre	Ja	Ja	Ja	Ja	
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	
R-Quadrat (innerhalb)	0.642	0.015	0.009	0.013	
R-Quadrat (zwischen)	0.053	0.063	0.077	0.102	
R-Quadrat (insgesamt)	0.429	0.030	0.033	0.044	
Log-Wahrscheinlichkeitswert		-3696	-3690	-3675	
Anzahl der Beobachtungen	2,605	2,605	2,605	2,605	
Anzahl der Gruppen	521	521	521	521	

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen: Cluster-robuste Standardfehler in Klammern.

Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

¹ Variablen sind in 1.000er-Einheiten gemessen.

² Vollstationäre Fälle mit einer Diagnose aus ICD-Kapitel 9 (ICD-10-GM).

Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten.

HHI = Herfindahl-Hirschman-Index; KKP = Kaufkraftparität; OLS = Ordinary Least Squares; SEM = Spatial Error Model; SAR = Spatial Autoregressive Model; SDM = Spatial Durbin Model.

Tabelle 3: Koeffizientenschätzungen sowie direkte, indirekte und Gesamteffekte des SDM-Modells für die Nutzung von DES mit festen Jahreseffekten

DES-Nutzung (reflektiert log-transformiert)	Deutschland W = Radius um das Krankenhaus				
	SDM				
	Hauptteil	Wx	Direkt	Indirekt	Insgesamt
<i>Krankenhausmerkmale</i>					
Vollstationäre Fälle ¹	0.001 (0.002)	0.000 (0.006)	0.001 (0.003)	0.001 (0.008)	0.002 (0.009)
Fälle mit einer Erkrankung des Kreislaufsystems ^{1, 2}	0.005 (0.039)	-0.009 (0.088)	0.003 (0.040)	-0.017 (0.120)	-0.014 (0.139)
Wettbewerb zwischen Krankenhäusern (HHI)	-0.428 (0.301)	1.173*** (0.428)	-0.367 (0.285)	1.372*** (0.514)	1.005** (0.448)
<i>Regionale Merkmale</i>					
Hausärzt:innendichte	0.000 (0.002)		0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.003)
Bevölkerungsdichte ¹	-0.067 (0.059)		-0.068 (0.056)	-0.021 (0.018)	-0.089 (0.074)
Lebenserwartung	-0.081 (0.062)		-0.082 (0.064)	-0.026 (0.021)	-0.108 (0.085)
Arbeitslosenquote	0.014 (0.019)		0.014 (0.020)	0.004 (0.006)	0.019 (0.026)
Einkommen (in KKP) ^{1, 3}	-0.009 (0.113)		-0.010 (0.115)	-0.003 (0.038)	-0.013 (0.152)
% der Bevölkerung mit akademischem Abschluss	0.009 (0.011)		0.009 (0.011)	0.003 (0.004)	0.012 (0.015)
Räumlicher autoregressiver Koeffizient (ρ)	0.251*** (0.034)				
Spatial Lag für Krankenhausmerkmale	Ja				
Feste Effekte für Jahre	Ja				
Kontrollvariablen	Ja				
R-Quadrat (innerhalb)	0.005				
R-Quadrat (zwischen)	0.081				
R-Quadrat (insgesamt)	0.033				
Log-Wahrscheinlichkeitswert	-3689				
Anzahl der Beobachtungen	2,605				
Anzahl der Gruppen	521				

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen: Cluster-robuste Standardfehler in Klammern.

Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Die direkten, indirekten und Gesamteffekte für die Faktorvariablen Krankenhaus in privater Trägerschaft und Universitätsklinik konnten nicht berechnet werden (für weitere Erklärungen, siehe Belotti et al. (2017)).

¹ Variablen sind in 1.000er-Einheiten gemessen.

² Vollstationäre Fälle mit einer Diagnose aus ICD-Kapitel 9 (ICD-10-GM).

Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten.

HHI = Herfindahl-Hirschman-Index; KKP = Kaufkraftparität; SDM = Spatial Durbin Model.

Das am besten geeignete Modell war das SDM, da wir die erste Nullhypothese, dass das SDM zum SAR-Modell vereinfacht werden kann, zurückweisen konnten. Tabelle 3 zeigt die Hauptkoeffizientenschätzungen der SDM-Spezifikation mit festen Jahreseffekten, die Koeffizientenschätzungen der räumlich verzögerten aggregierten Krankenhausmerkmale und die marginalen Effekte der erklärenden Variablen, die in direkte, indirekte und Gesamteffekte zerlegt wurden.

Faktorenvariablen wurden aus **Tabelle 3** ausgeschlossen, da die marginalen Effekte für diese Variablen nicht berechnet werden konnten (für weitere Erläuterungen siehe Belotti et al. [59]). Zur Interpretation der statistisch signifikanten ($p < 0,01$) negativen Korrelation zwischen privater Krankenhausträgerschaft und der DES-Nutzung in Deutschland stützen wir uns daher auf die ungenauen Schätzungen aus **Tabelle 2**. Bei der Interpretation dieses Effekts ist es wichtig zu berücksichtigen, dass die Ergebnisvariable reflektiert und log-transformiert wurde. Daher muss die negative Korrelation zwischen privater Krankenhausträgerschaft und DES-Nutzung im umgekehrten Sinne interpretiert werden - d.h. private Krankenhäuser haben eine um 20,15% höhere DES-Nutzung im Vergleich zu öffentlichen Krankenhäusern.

Darüber hinaus fanden wir statistisch signifikante und positive indirekte ($p < 0,01$) und Gesamteffekte ($p < 0,05$) für den Krankenhauswettbewerb (gemessen durch den HHI) auf die DES-Nutzung (siehe **Tabelle 3**). Der Gesamteffekt setzt sich hauptsächlich aus dem indirekten Effekt zusammen. Bei der Interpretation dieses Effekts ist es wiederum wichtig zu erwähnen, dass die Ergebnisvariable reflektiert und log-transformiert wurde – d.h. ein Anstieg des HHI um einen Prozentpunkt, der einen geringeren Wettbewerb in einem Krankenhaus i impliziert, korreliert im Durchschnitt mit einer um 3,94 % geringeren DES-Nutzung in benachbarten Krankenhäusern.

Diskussion

Diese Studie stellt eine umfassende Analyse der Diffusion von DES unter Krankenhäusern in Deutschland dar. Sie erweitert die bestehende Literatur in zweierlei Hinsicht: (1) Unseres Wissens ist es die erste Studie, die die Rolle von Spillover-Effekten zwischen Krankenhäusern in unmittelbarer geografischer Nähe und damit einhergehend die Akzeptanz einer medizinischen Technologie bei Vorliegen einer medizinischen

Leitlinie, die deren Einsatz eindeutig empfiehlt, untersucht; (2) sie ist eine der wenigen Studien, die die langfristige Diffusion von Medizintechnikprodukten in einer späteren Phase des Produktlebenszyklus analysiert.

Unsere Ergebnisse deuten auf die Existenz von Spillover-Effekten zwischen benachbarten Krankenhäusern im Fall von DES in Deutschland in den Jahren 2012 bis 2016 hin. Abgesehen von dem räumlichen autoregressiven Koeffizienten ρ (rho) zeigten einige der erklärenden Variablen in unserer Hauptanalyse eine signifikante Korrelation mit der DES-Nutzung in Deutschland.

Die erklärenden Variablen, die in unserer Hauptanalyse signifikant mit der Nutzung von DES korrelierten, waren der Besitz privater Krankenhäuser und der Wettbewerb zwischen Krankenhäusern. Wir fanden insbesondere heraus, dass private Krankenhäuser im Durchschnitt 20,15 % mehr DES einsetzen als öffentliche Krankenhäuser. Ähnliche Ergebnisse wurden auch in anderen Studien gefunden [37, 38] die sich jedoch auf den Zeitraum nach dem Markteintritt von DES konzentrieren. Bäumler [38] fand heraus, dass zwischen 2004 und 2006 Patient:innen in Deutschland mit einer über 50 % höheren Wahrscheinlichkeit DES erhielten, wenn sie in einem privaten Krankenhaus behandelt wurden als in einem öffentlichen Krankenhaus. Die Unterschiede zwischen privaten und öffentlichen Krankenhäusern in Bezug auf die Nutzung von DES in Deutschland scheinen sich zwischen 2004 bis 2006 und 2012 bis 2016 verringert zu haben aber weiterhin zu bestehen. Bäumler [38] begründete diese Unterschiede in der DES-Nutzung damit, dass private Krankenhäuser möglicherweise besser dazu in der Lage sind, gute Einkaufspreise für DES auszuhandeln, da sie kleiner und dynamischer sind und daher die Behandlungspfade schneller anpassen können und damit, dass sie möglicherweise neue Technologien stärker nutzen, um sich im Wettbewerb um Patient:innen strategisch zu positionieren. Diese Gründe könnten weiterhin zutreffen, auch wenn wir in dieser Studie einen späteren Beobachtungszeitraum betrachten und die festgestellten Unterschiede jetzt weniger ausgeprägt sind.

Darüber hinaus stellten wir fest, dass ein Anstieg der Marktkonzentration eines Krankenhauses (was auf einen geringeren Wettbewerb für dieses Krankenhaus und einen höheren Wettbewerb für benachbarte Krankenhäuser hindeutet) signifikant mit einer geringeren DES-Nutzung in benachbarten Krankenhäusern

in Deutschland korreliert. Dieses Ergebnis erscheint zunächst kontraintuitiv, da frühere Studien, die keine Spillover-Effekte berücksichtigten, gezeigt haben, dass Wettbewerb positiv mit der DES-Nutzung korreliert ist [36]. Der signifikante indirekte Effekt, den wir gefunden haben, könnte jedoch durch die Tatsache erklärt werden, dass Krankenhäuser sich möglicherweise weniger auf diesen Bereich spezialisieren, wenn es ein anderes Krankenhaus gibt, das bereits hoch spezialisiert ist und eine hohe Marktkonzentration in diesem Bereich aufweist.

Im Gegensatz zu anderen Studien fanden wir in unserer Hauptanalyse keine signifikanten Korrelationen zwischen anderen Krankenhausmerkmalen, wie dem Status als Universitäts-/Lehrkrankenhaus oder der Krankenhausgröße (Gesamtfallvolumen), und der Nutzung von DES. Darüber hinaus fanden wir in unserem Basismodell auch keine signifikanten Zusammenhänge zwischen regionalen Merkmalen und der Nutzung von DES, obwohl einige Studien auch hier signifikante Effekte berichtet haben. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass sich die meisten der vorhandenen Studien im Gegensatz zu unserer Studie auf die Nutzung von DES in früheren Zeiträumen direkt nach dem Markteintritt konzentriert haben, was ebenfalls unterschiedliche Ergebnisse erklären könnte. So ist es beispielsweise möglich, dass die Unterschiede in der DES-Nutzung in diesem späteren Beobachtungszeitraum eher zwischen Krankenhäusern als zwischen Regionen zu finden sind. Darüber hinaus haben andere Studien, die signifikante Korrelationen zwischen der Krankenhausgröße oder dem Gesamtfallvolumen und der DES-Nutzung festgestellt haben, wie die Studie von Chandra et al. [8] diese Variablen auf eine Art und Weise operationalisiert, die sich leicht von dem in unserer Studie verwendeten Ansatz unterscheidet (d. h. die Autoren verwendeten Krankenhausbetten anstelle der Zahl der vollstationären Fälle als Näherungswert für die Krankenhausgröße und das kumulative Stentvolumen anstelle der Zahl der Patient:innen, die mit einer Erkrankung des Kreislaufsystems behandelt wurden, um das Fallvolumen¹¹ in dem betreffenden medizinischen Fachgebiet zu berücksichtigen).

¹¹ Dazu gehören alle Patient:innen mit mindestens einer Diagnose des ICD-Kapitels 9 in der ICD-10-GM.

Unsere allgemeine Feststellung zum Vorhandensein von Spillover-Effekten zwischen benachbarten Krankenhäusern im Falle von DES steht im Einklang mit einer früheren Studie von Chandra et al. [8] in der Spillover-Effekte zwischen Krankenhäusern bei der Diffusion von DES in den USA nach dem Markteintritt (2002-2005) festgestellt wurden. Unser zentrales Ergebnis ist, dass Spillover-Effekte zwischen Krankenhäusern, die DES in unmittelbarer geografischer Nähe einsetzen, auch dann noch eine wichtige Rolle für die Nutzung von DES spielen, wenn (a) in der einschlägigen medizinischen Leitlinie eine positive Empfehlung für diese Technologie ausgesprochen wurde und (b) eine zunehmende Menge solider wissenschaftlicher Belege für deren Einsatz vorliegt. Dies deutet darauf hin, dass das Verhalten bei der Einführung von medizinischen Technologien nicht allein durch Leitlinien oder wissenschaftliche Veröffentlichungen beeinflusst wird. Dieses Ergebnis könnte auch darauf hindeuten, dass Leitlinien informelle Kommunikationskanäle oder Beobachtungslernen unter Kolleg:innen nicht ersetzen können. Diese Erklärungen stehen im Einklang mit den Ergebnissen qualitativer Studien, die darauf hindeuten, dass medizinische Leitlinien und wissenschaftliche Erkenntnisse nicht unbedingt ausschlaggebend für die Behandlungsentscheidungen von Ärzt:innen sind [67] und in der Tat möglicherweise nicht die Haupttreiber für die Diffusion von Medizintechnikprodukten sind [16].

Limitationen

Diese Studie bietet zwar wertvolle Einblicke in die Bedeutung von Spillover-Effekten zwischen Krankenhäusern und weiteren relevanten Determinanten bei der Diffusion medizinischer Technologien, weist aber dennoch einige Einschränkungen auf, die berücksichtigt werden müssen. Erstens liegen uns keine Informationen über ärztliche Merkmale innerhalb der Krankenhäuser, Krankenhausverbünde, die möglicherweise unternehmensweite Leitlinien festlegen, oder über die Zusammenarbeit zwischen Krankenhäusern, die als Einkaufsgemeinschaften tätig sind, vor. Studien haben gezeigt, dass ärztliche Merkmale wie Geschlecht und Ausbildung eine wichtige Rolle bei der Übernahme von DES spielen [36]. Darüber hinaus haben andere neuere Studien gezeigt, dass Ärzt:innennetzwerke für die Diffusion medizinischer Technologien von Bedeutung sind, z. B. für die Schlüssellochchirurgie bei Dickdarmkrebs [6] und die laparoskopische Kolektomie [7]. Außerdem könnte die institutionelle Zusammenarbeit zwischen Krankenhäusern, die als Gruppe operieren, zur

Entwicklung ähnlicher klinischer Strategien unter benachbarten Krankenhäusern führen. Für die weitere Forschung wäre es wichtig, die genauen Mechanismen der Spillover-Effekte zwischen Ärzt:innen und Krankenhäusern zu entschlüsseln. Zukünftige Forschungsarbeiten könnten auch die Ausbildungsstrukturen in der Region und die Publikationstätigkeit der jeweiligen Krankenhäuser zu der betreffenden Technologie berücksichtigen, was die regionalen Wissensprozesse und die technologische Nähe zwischen den Krankenhäusern genauer abbilden könnte.

Zweitens verwenden wir den allgemeinen Begriff *Spillover-Effekte*, der verschiedene Arten von Spillover-Effekten umfassen kann, wie z. B. Wissens-Spillover (d. h., dass Ärzt:innen oder Krankenhausmanager und -verwalter durch informelle Kommunikation Wissen austauschen) und das so genannte "nachahmende Verhalten" oder Beobachtungslernen [8, 68]. Unsere Analyse ist nicht in der Lage, zwischen diesen zu unterscheiden.

Drittens stützen wir uns auf administrative Daten auf der Patient:innenebene und auf Selbstauskünfte der Krankenhäuser auf der Krankenhausebene.

Viertens konzentrieren wir uns bei unserer Untersuchung nur auf ein bestimmtes Medizintechnikprodukt, das sich in der Anwendung kaum von dem Alternativprodukt unterscheidet und daher nicht sehr komplex ist. Aus diesem Grund können wir keine Aussagen darüber treffen, ob die Ergebnisse auf andere medizinische Bereiche übertragbar sind, insbesondere wenn sich die Komplexität der Medizintechnikprodukte unterscheidet.

Schlussfolgerung

In dieser Studie untersuchten wir die Rolle von Spillover-Effekten zwischen benachbarten Krankenhäusern und weiteren relevanten Determinanten der Technologiediffusion bei der Einführung eines Medizintechnikprodukts, dessen Nutzung in der entsprechenden medizinischen Leitlinie eindeutig empfohlen wurde. Konkret konzentrierte sich unsere Analyse auf die Diffusion von medikamentenbeschichteten Stents (DES) in Deutschland vor dem Hintergrund einer Klasse IIa-Leitliniempfehlung der Europäischen Gesellschaft für Kardiologie für die Nutzung dieser Technologie. Wir fanden eine deutliche räumliche Clusterung von Krankenhäusern mit ähnlichem Verhalten in Bezug auf die Nutzung von DES, was auf die

Existenz von Spillover-Effekten zum Beispiel durch Wissenstransfer oder nachahmendes Verhalten hindeutet.

Aus politischer Sicht weisen unsere Ergebnisse darauf hin, dass die regelmäßige Kommunikation und der Austausch zwischen Leistungserbringern eine wichtige Rolle bei der Diffusion von Medizintechnikprodukten spielt, die über die Veröffentlichung medizinischer Leitlinien und wissenschaftlicher Erkenntnisse hinausgeht. Politische Entscheidungsträger könnten dies als Argument für die Entwicklung und Förderung verschiedener Formen des Austauschs zwischen Krankenhauspersonal und Krankenhäusern sowie der Zusammenarbeit innerhalb von Krankenhausverbänden nutzen, um die angemessene Nutzung von Medizintechnologien sicherzustellen. Eine Idee wäre zum Beispiel die Förderung regelmäßiger Austauschprogramme zwischen Krankenhäusern, bei denen Ärzt:innen in andere Krankenhäuser entsandt werden. Durch diese Programme könnten bessere Netzwerke zwischen den Krankenhäusern aufgebaut werden, und die Ärzt:innen könnten neue Behandlungsmethoden kennen lernen und sie möglicherweise für ihre eigenen Patient:innen übernehmen. Vor allem ein Austauschprogramm zwischen hoch spezialisierten und weniger spezialisierten Krankenhäusern könnte von Vorteil sein.

Unsere Ergebnisse zeigen, dass Spillover-Effekte bei der Untersuchung von regionalen Unterschieden in der Versorgungsforschung berücksichtigt werden sollten. Zukünftige Forschung ist erforderlich, um unsere Ergebnisse zu erweitern und die Art der Spillover-Effekte zwischen benachbarten Krankenhäusern und ihre Rolle bei der Diffusion anderer medizinischer Technologien zu untersuchen. Es wäre besonders interessant, Medizintechnikprodukte mit Technologien unterschiedlicher Komplexität zu untersuchen, da sich die Ergebnisse je nach Komplexitätsgrad ändern könnten. Außerdem wäre es interessant zu vergleichen, wie sich die Rolle von Peer-Effekten verändert, wenn sich die wissenschaftlichen Meinungen und Belege für den Nutzen von Medizintechnikprodukten und die Leitlinien selbst im Laufe der Zeit ändern, insbesondere über einen längeren Zeitraum. Darüber hinaus könnten die Kanäle und Arten von Spillover-Effekten weiter untersucht werden, z. B. durch die Trennung von Spillover-Effekten zwischen Ärzt:innen und Spillover-Effekten zwischen Krankenhäusern oder durch die weitere Untersuchung der Rolle von Ärzt:innennetzwerken und der Zusammenarbeit innerhalb von Krankenhausverbänden sowie die Bewertung der Auswirkungen von physischen oder digitalen Formaten des Wissensaustauschs.

Förderung

Das Projekt wurde von der Europäischen Union im Rahmen des Forschungs- und Innovationsprogramms Horizont 2020 unter dem Förderkennzeichen Nr. 779306 gefördert.

Literaturverzeichnis

1. Frankovic I, Kuhn M, Wrzaczek S. Medical innovation and its diffusion: Implications for economic performance and welfare. *J Macroecon* 2020; 66: 103262. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2020.103262>
2. Skinner J, Staiger D. Technology Diffusion and Productivity Growth in Health Care. *Rev Econ Stat* 2015; 97: 951–64. URL: https://doi.org/10.1162/REST_a_00535
3. Cabana MD, Rand CS, Powe NR, et al. Why don't physicians follow clinical practice guidelines? A framework for improvement. *JAMA* 1999; 282: 1458–65. URL: <https://doi.org/10.1001/jama.282.15.1458>
4. Pronovost PJ. Enhancing physicians' use of clinical guidelines. *JAMA* 2013; 310: 2501–2. URL: <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281334>
5. Rogers EM. *Diffusion of Innovations* (5th ed.). Free Press. New York 2003.
6. Barrenho E, Gautier E, Miraldo M, et al. Innovation Diffusion and Physician Networks: Keyhole Surgery for Cancer in the English NHS. CEPR Press Discussion Paper No. 15515. Paris/London/Brüssel 2020. URL: <https://cepr.org/publications/dp15515> [letzter Zugriff: 14.03.2023]
7. Barrenho E, Miraldo M, Propper C, Walsh B. The importance of surgeons and their peers in adoption and diffusion of innovation: An observational study of laparoscopic colectomy adoption and diffusion in England. *Soc Sci Med* 2021; 272: 113715.
8. Chandra A, Malenka D, Skinner J. The Diffusion of New Medical Technology: The Case of Drug- Eluting Stents. In: Wise DA, David A. Wise, editors. *Discoveries in the economics of aging*. University of Chicago Press. Chicago/London 2014. p. 389–403.
9. Huesch MD. Is blood thicker than water? Peer effects in stent utilization among Floridian cardiologists. *Soc Sci Med* 2011; 73: 1756–65. URL: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.08.041>
10. Coleman J, Katz E, Menzel H. The diffusion of an innovation among physicians. *Sociometry* 1957; 20: 253–70.
11. Tarricone R, Torbica A, Drummond M, MedtechHTA Project Group. Key recommendations from the MedtechHTA project. *Health Econ* 2017; 26: 145–52.
12. Marrocu E, Paci R, Usai S. Proximity, networking and knowledge production in Europe: What lessons for innovation policy? *Technol Forecast Soc Change* 2013; 80: 1484–98. URL: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2013.03.004>
13. Knoblen J, Oerlemans LAG. Proximity and inter-organizational collaboration: A literature review. *Int J Manag Rev* 2006; 8: 71–89.
14. Goldacre M, Davidson J, Maisonneuve J, Lambert T. Geographical movement of doctors from education to training and eventual career post: UK cohort studies. *J R Soc Med* 2013; 106: 96–104. URL: <https://doi.org/10.1177/0141076812472617>
15. Ex P, Henschke C. Changing payment instruments and the utilisation of new medical technologies. *Eur J Health Econ* 2019; 20: 1029–39.

16. Hatz MHM, Schreyögg J, Torbica A, et al. Adoption Decisions for Medical Devices in the Field of Cardiology: Results from a European Survey. *Health Econ* 2017; 26 Suppl 1: 124–44. URL: <https://doi.org/10.1002/hec.3472>
17. Zhu MM, Feit A, Chadow H, et al. Primary stent implantation compared with primary balloon angioplasty for acute myocardial infarction: a meta-analysis of randomized clinical trials. *Am J Cardiol* 2001; 88: 297–301.
18. Chitkara K, Pujara K. Drug-eluting Stents in Acute Coronary Syndrome: Is There a Risk of Stent Thrombosis with Second-Generation Stents? *Eur J Cardiovasc Med* 2010; 1: 20–4. URL: <https://doi.org/10.5083/ejcm.20424884.10>
19. Henschke C, Baeumler M, Gaskins M, Busse R. Coronary stents and the uptake of new medical devices in the German system of inpatient reimbursement. *J Interv Cardiol* 2010; 23: 546–53. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1540-8183.2010.00592.x>
20. Reimbursement Institute. ZE101.01 ZE101.01 Medikamente-freisetzende Koronarstents - Ein Stent in eine Koronararterie. RI Innovation GmbH. Hürth o. J. URL: https://app.reimbursement.info/add_on_fees/ZE101.01?year=2012 [letzter Zugriff: 14.03.2023]
21. Epstein AJ, Ketcham JD, Rathore SS, Groeneveld PW. Variations in the use of an innovative technology by payer: the case of drug-eluting stents. *Med Care* 2012; 50: 1–9. URL: <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31822d5de9>
22. Packer C, Simpson S, Stevens A. International diffusion of new health technologies: a ten-country analysis of six health technologies. *Int J Technol Assess Health Care* 2006; 22: 419–28. URL: <https://doi.org/10.1017/S0266462306051336>
23. Bäuml M, Stargardt T, Schreyögg J, Busse R. Cost effectiveness of drug-eluting stents in acute myocardial infarction patients in Germany. *Appl Health Econ Health Policy* 2012; 10: 235–48.
24. Bønaa KH, Mannsverk J, Wiseth R, et al. Drug-eluting or bare-metal stents for coronary artery disease. *NEJM* 2016; 375: 1242–52.
25. Stettler C, Wandel S, Allemann S, et al. Outcomes associated with drug-eluting and bare-metal stents: a collaborative network meta-analysis. *Lancet* 2007; 370: 937–48. URL: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61444-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61444-5)
26. Cheng H-M, Chiou L-J, Chen T-C, et al. Real-world cost-effectiveness of drug-eluting stents vs. bare-metal stents for coronary heart disease—A five-year follow-up study. *Health Policy* 2019; 123: 229–34.
27. Steg G, James SK, Atar D, Badano LP, et al. ESC Guidelines for the management of acute myocardial infarction in patients presenting with ST-segment elevation. *Eur Heart J* 2012; 33: 2569–619.
28. Deutsche Gesellschaft für Kardiologie – Herz- und Kreislaufforschung e.V. (DGK, European Society of Cardiology (ESC). Therapie des akuten Herzkreislauferkranktes bei Patienten mit persistierender ST-Streckenhebung (STEMI), Version 2012. ESC Pocket Guideline. Düsseldorf 2012.
29. Kushner FG, Hand M, Smith SC, et al. 2009 focused updates: ACC/AHA guidelines for the management of patients with ST-elevation myocardial infarction (updating the 2004 guideline and 2007 focused update) and ACC/AHA/SCAI guidelines on percutaneous coronary intervention (updating the 2005 guideline and 2007 focused update) a report of the American College of Cardiology Foundation/American Heart Association Task Force on Practice Guidelines. *J Am Coll Cardiol* 2009; 54: 2205–41.
30. Kolh P, Windecker S, Alfonso F, et al. 2014 ESC/EACTS guidelines on myocardial revascularization: the Task Force on Myocardial Revascularization of the European Society of Cardiology (ESC) and the European Association for Cardio-Thoracic Surgery (EACTS) developed with the special contribution of the European Association of Percutaneous Cardiovascular Interventions (EAPCI). *Eur Heart J* 2014; 35: 2541–619.

31. Neumann F-J, Sousa-Uva M, Ahlsson A, et al. 2018 ESC/EACTS Guidelines on myocardial revascularization. *Eur Heart J*. 2019; 40: 87–165.
32. Blümel M, Spranger A, Achstetter K, et al. Germany: health system review. *Health Syst Transit* 2021: 1–272.
33. Longo F, Siciliani L, Gravelle H, Santos R. Do hospitals respond to rivals' quality and efficiency? A spatial panel econometric analysis. *Health Econ* 2017; 26 Suppl 2: 38–62. URL: <https://doi.org/10.1002/hec.3569>
34. Bloom N, Propper C, Seiler S, van Reenen J. The impact of competition on management quality: evidence from public hospitals. *Rev Econ Stud* 2015; 82: 457–89.
35. Rao SV, Shaw RE, Brindis RG, et al. Patterns and outcomes of drug-eluting coronary stent use in clinical practice. *Am Heart J* 2006; 152: 321–6.
36. Karaca-Mandic P, Town RJ, Wilcock A. The Effect of Physician and Hospital Market Structure on Medical Technology Diffusion. *Health Serv Res* 2017; 52: 579–98. URL: <https://doi.org/10.1111/1475-6773.12506>
37. Grilli R, Guastaroba P, Taroni F. Effect of hospital ownership status and payment structure on the adoption and use of drug-eluting stents for percutaneous coronary interventions. *Canadian Medical Association journal (CMAJ)* 2007; 176: 185–90. URL: <https://doi.org/10.1503/cmaj.060385>
38. Bäumler M. Which non-clinical factors influence the use of innovative implants? The example of drug-releasing coronary stents in patients with acute myocardial infarction: a multilevel regression analysis. *Gesundheitswesen* 2013; 75: 822–31.
39. UNESCO Institute for Statistics. International Standard Classification of Education (ISCED) 2011. UNESCO Institute for Statistics. Montreal 2012.
40. Yong CM, Abnoui F, Asch SM, Heidenreich PA. Socioeconomic inequalities in quality of care and outcomes among patients with acute coronary syndrome in the modern era of drug eluting stents. *J Am Heart Assoc* 2014; 3: e001029.
41. Groeneveld PW, Yang L, Segal AG, et al. The Effects of Market Competition on Cardiologists' Adoption of Transcatheter Aortic Valve Replacement. *Med Care* 2020; 58: 996–1003. URL: <https://doi.org/10.1097/MLR.0000000000001391>
42. Torbica A, Banks H, Valzania C, et al. Investigating Regional Variation of Cardiac Implantable Electrical Device Implant Rates in European Healthcare Systems: What Drives Differences? *Health Econ* 2017; 26 Suppl 1: 30–45. URL: <https://doi.org/10.1002/hec.3470>
43. Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM. Comorbidity measures for use with administrative data. *Med Care* 1998: 8–27.
44. Gutacker N, Bloor K, Cookson R. Comparing the performance of the Charlson/Deyo and Elixhauser comorbidity measures across five European countries and three conditions. *Eur J Public Health* 2015; 25 Suppl 1: 15–20. URL: <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku221>
45. Quan H, Sundararajan V, Halfon P, et al. Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data. *Med Care* 2005 :1130–9.
46. Gutacker N, Bloor K, Cookson R, et al. Comparing hospital performance within and across countries: an illustrative study of coronary artery bypass graft surgery in England and Spain. *Eur J Public Health* 2015; 25: 28–34.
47. Colombo A, Giannini F, Briguori C. Should We Still Have Bare-Metal Stents Available in Our Catheterization Laboratory? *J Am Coll Cardiol* 2017; 70: 607–19. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2017.05.057>

48. Krone RJ, Rao SV, Dai D, Anderson HV, et al. Acceptance, panic, and partial recovery the pattern of usage of drug-eluting stents after introduction in the U.S. (a report from the American College of Cardiology/National Cardiovascular Data Registry). *JACC Cardiovasc Interv* 2010; 3: 902–10. URL: <https://doi.org/10.1016/j.jcin.2010.06.014>
49. Ting HH, Roe MT, Gersh BJ, et al. Factors associated with off-label use of drug-eluting stents in patients with ST-elevation myocardial infarction. *Am J Cardiol* 2008; 101: 286–92.
50. Keele L, Stevenson RT, Elwert F. The causal interpretation of estimated associations in regression models. *Political Sci Res Methods* 2020; 8: 1–13. URL: <https://doi.org/10.1017/psrm.2019.31>
51. Hünermund P, Louw B. On the Nuisance of Control Variables in Regression Analysis, Version 1, 20.05.2020. arXiv:2005.10314v1 [econ.EM]. Cornell University. Ithaca 2020. URL: <https://doi.org/10.48550/arXiv.2005.10314>
52. Anselin L. *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media. Luxemburg 2013.
53. LeSage JP, Pace RK. *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press. Boca Raton 2009.
54. Elhorst P, Vega SH. On spatial econometric models, spillover effects, and W. 53rd Congress of the European Regional Science Association: Europe, the Mediterranean and the World Economy, 27-31 August 2013, Palermo, Italy, European Regional Science Association (ERSA), Louvain-la-Neuve. 2013. URL: <https://www.econstor.eu/handle/10419/123888> [letzter Zugriff: 14.03.2023]
55. Baltagi BH, Yen Y-F. Hospital treatment rates and spillover effects: Does ownership matter? *Reg Sci Urban Econ* 2014; 49: 193–202.
56. Nichols A. VINCENTY: Stata module to calculate distances on the Earth's surface. Statistical Software Components. Boston College Department of Economics. Chestnut Hill 2003.
57. Anselin L, Bera AK. *Introduction to spatial econometrics*. Handbook of applied economic statistics 1st Edition. CRC Press. Boca Raton 1998; pp. 237-288
58. Drukker DM, Peng H, Prucha I, Raciborski R. Creating and managing spatial-weighting matrices with the `spmat` command. *Stata J* 2013; 13: 242–86.
59. Belotti F, Hughes G, Mortari AP. Spatial Panel-data Models Using Stata. *Stata J.* 2017; 17: 139–80. URL: <https://doi.org/10.1177/1536867X1701700109>
60. Anselin L. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, And Spatial Econometrics. *Int Reg Sci Rev* 2003; 26: 153–66. URL: <https://doi.org/10.1177/0160017602250972> [letzter Zugriff: 14.03.2023]
61. LeSage JP. What Regional Scientists Need to Know About Spatial Econometrics. Social Science Research Network (SSRN). Rochester 2014. URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.2420725>
62. Baltagi BH, Moscone F, Santos R. Spatial health econometrics. *Health Econometrics* 2018; 294: 305–26. URL: <https://doi.org/10.1108/S0573-855520180000294016>
63. Pisati M. Exploratory spatial data analysis using Stata. German Stata Users Group meeting. WZB Social Science Research Center. Berlin June 1, 2012. Stata Corp LLC. College Station, Texas 2012. URL: https://www.stata.com/meeting/germany12/abstracts/desug12_pisati.pdf [letzter Zugriff: 14.03.2023]
64. Elhorst JP. *Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar*. *Spat Econ Anal* 2010; 5: 9–28. URL: <https://doi.org/10.1080/17421770903541772>
65. Elhorst JP. *Spatial Econometrics – From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer. Berlin, Heidelberg 2014. ISBN: 978-3-642-40340-8.

66. Dieleman JL, Templin T. Correction: Random-Effects, Fixed-Effects and the within-between Specification for Clustered Data in Observational Health Studies: A Simulation Study. PLoS One 2016; 11: e0156508. URL: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0156508>
67. Cutler D, Skinner JS, Stern AD, Wennberg D. Physician beliefs and patient preferences: a new look at regional variation in health care spending. Am Econ J Econ Policy 2019; 11: 192–221.
68. Vogt V, Siegel M, Sundmacher L. Examining regional variation in the use of cancer screening in Germany. Soc Sci Med 2014; 110: 74–80. URL: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.03.033>

Anhang

Tabelle A-1: Diagnose- und Prozedurencodes für die Stichprobenauswahl

	Deutschland	
	Klassifizierungssystem	Codes
Diagnoseschlüssel für STEMI	Deutsche Modifikation der 10. Revision der Internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten (ICD-10-GM)	I21.0; I21.1; I21.2; I21.3; I22.0; I22.1; I22.8
Prozedurencodes für DES	Deutsche Anpassung der Internationalen Klassifikation der Prozeduren in der Medizin, Version OPS-301	8-837.0
Prozedurencodes für BMS	Deutsche Anpassung der Internationalen Klassifikation der Prozeduren in der Medizin, Version OPS-301	8-837.k

Eigene Darstellung.

Tabelle A-2: Deskriptive Statistiken pro Jahr

	Jahr	Deutschland				
		n	Mittelwert	SD	Min	Max
DES-Nutzung (nicht transformiert)	2012	521	0.65	0.25	0	1
	2013	521	0.75	0.21	0	1
	2014	521	0.84	0.18	0	1
	2015	521	0.93	0.12	0	1
	2016	521	0.97	0.08	0	1
	Alle Jahre	2,605	0.83	0.21	0	1
Altersdurchschnitt	2012	521	64.77	3.72	43	87
	2013	521	64.9	2.96	45.6	80.67
	2014	521	65.21	3.16	52	88
	2015	521	65.16	2.95	57.05	83
	2016	521	65.07	3.2	35	89
	Alle Jahre	2,605	65.02	3.21	35	89
% weiblich	2012	521	0.29	0.12	0	1
	2013	521	0.29	0.1	0	1
	2014	521	0.29	0.1	0	1
	2015	521	0.3	0.11	0	1
	2016	521	0.29	0.11	0	1
	Alle Jahre	2,605	0.29	0.11	0	1
Durchschnittliche Anzahl von Komorbiditäten	2012	521	8.15	2.23	2	20.75
	2013	521	8.4	2.16	3	18
	2014	521	8.88	2.53	3.63	24
	2015	521	8.98	2.45	2	23
	2016	521	9.32	2.56	2	22
	Alle Jahre	2,605	8.75	2.43	2	24
% mit Hauptdiagnose STEMI	2012	521	0.95	0.08	0	1
	2013	521	0.95	0.07	0	1
	2014	521	0.94	0.08	0	1
	2015	521	0.94	0.1	0	1
	2016	521	0.95	0.08	0	1
	Alle Jahre	2,605	0.94	0.08	0	1
Vollstationäre Fälle ¹	2012	521	22.37	16.76	0	203.22
	2013	521	22.84	16.68	0.97	205.97
	2014	521	23.49	17.17	1.18	214.1
	2015	521	23.78	17.61	1.19	233.98
	2016	521	24.22	17.83	1,23	231.15
	Alle Jahre	2,605	23.34	17.21	0	233.98
Fälle mit Erkrankungen des Kreislaufsystems ^{1, 2}	2012	521	3.83	2.71	0	30.63
	2013	521	3.96	3.43	0.22	55.85
	2014	521	3.97	2.6	0.22	30.78
	2015	521	4.01	2.69	0	32.9
	2016	521	4.13	2.86	0	33.15
	Alle Jahre	2,605	3.98	2.87	0	55.85

	Jahr	Deutschland				
		n	Mittelwert	SD	Min	Max
Wettbewerb zwischen Krankenhäusern (HHI)	2012	521	0.18	0.15	0.02	1
	2013	521	0.19	0.17	0.02	1
	2014	521	0.18	0.16	0.02	1
	2015	521	0.18	0.16	0.02	1
	2016	521	0.19	0.16	0.02	1
	Alle Jahre	2,605	0.18	0.16	0.02	1
Krankenhaus in privater Trägerschaft	2012	521	0.19	0.39	0	1
	2013	521	0.2	0.4	0	1
	2014	521	0.2	0.4	0	1
	2015	521	0.2	0.4	0	1
	2016	521	0.2	0.4	0	1
	Alle Jahre	2,605	0.2	0.4	0	1
Universitätsklinik	2012	521	0.09	0.28	0	1
	2013	521	0.09	0.28	0	1
	2014	521	0.09	0.28	0	1
	2015	521	0.09	0.28	0	1
	2016	521	0.09	0.28	0	1
	Alle Jahre	2,605	0.09	0.28	0	1
Hausärzt:innendichte	2012	521	67.83	18.41	49	281
	2013	521	67.86	18.85	50	280.9
	2014	521	68.69	8.33	52.5	101.8
	2015	521	68.37	8.26	49.7	104.7
	2016	521	68.25	7.93	49.9	107.7
	Alle Jahre	2,605	68.2	13.37	49	281
Bevölkerungsdichte ¹	2012	521	1	1.1	0.04	4.47
	2013	521	1	1.12	0.04	4.53
	2014	521	1.01	1.13	0.04	4.6
	2015	521	1.02	1.15	0.04	4.67
	2016	521	1.03	1.16	0.04	4.71
	Alle Jahre	2,605	1.01	1.13	0.04	4.71
Lebenserwartung	2012	521	80.56	0.93	78	83
	2013	521	80.62	0.96	77.17	83.04
	2014	521	80.82	0.97	77.86	83.53
	2015	521	80.82	0.99	77.75	83.5
	2016	521	80.93	1.01	77.99	83.85
	Alle Jahre	2,605	80.75	0.98	77	84
Arbeitslosenquote	2012	521	7.2	3.01	2	16.4
	2013	521	7.24	2.88	2.1	15.2
	2014	521	7.08	2.78	2.1	15.4
	2015	521	6.8	2.71	2	15
	2016	521	6.51	2.56	2	15
	Alle Jahre	2,605	6.97	2.8	1.8	16.4
Einkommen (in KKP) ^{1,3}	2012	521	2.85	0.52	1.84	5.42
	2013	521	2.83	0.51	1.83	5.38
	2014	521	2.83	0.51	1.83	5.38
	2015	521	2.86	0.51	1.88	5.42
	2016	521	0	0	0	0
	Alle Jahre	2,605	2.27	1.22	0	5.42

	Jahr	Deutschland				
		n	Mittelwert	SD	Min	Max
% der Bevölkerung mit akademischem Abschluss	2012	521	13.29	6.38	4.87	35.41
	2013	521	14.04	6.77	5.09	37.19
	2014	521	14.66	7.13	5.34	38.68
	2015	521	15.26	7.47	5.54	40.03
	2016	521	15.9	7.84	5.87	41.57
	Alle Jahre	2,605	14.63	7.19	4.87	41.57

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen:

¹ Variablen sind in 1.000er-Einheiten gemessen.

² Vollstationäre Fälle mit einer Diagnose aus ICD-Kapitel 9 (ICD-10-GM).

Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten.

SD = Standardabweichung; HHI = Herfindahl-Hirschman-Index; KKP = Kaufkraftparität.

Tabelle A-3: Schätzungen verschiedener Paneldatenmodelle für die DES-Nutzung mit festen Jahreseffekten (inkl. Kontrollvariablen)

DES-Nutzung (reflektiert log-transformiert)	Deutschland W = Radius um das Krankenhaus				
	OLS	SEM	SAR	SDM	
				Hauptteil	Wx
<i>Patient:innenmerkmale (Kontrollvariablen)</i>					
Durchschnittliches Alter	0.006 (0.012)	0.016 (0.013)	0.015 (0.013)	0.016 (0.013)	-0.006 (0.018)
% weiblich	-0.219 (0.356)	-0.095 (0.390)	-0.099 (0.393)	-0.117 (0.393)	0.007 (0.531)
Durchschnittliche Anzahl von Komorbiditäten	0.195 (0.159)	0.218 (0.142)	0.217 (0.142)	0.218 (0.141)	0.031 (0.212)
% mit Hauptdiagnose STEMI	-0.186 (0.455)	0.408 (0.520)	0.393 (0.522)	0.286 (0.530)	-0.440 (0.705)
<i>Krankenhausmerkmale</i>					
Vollstationäre Fälle ¹	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.002 (0.006)
Fälle mit Erkrankungen des Kreislaufsystems ^{1,2}	0.006 (0.037)	0.021 (0.044)	0.018 (0.045)	0.020 (0.045)	-0.038 (0.096)
Wettbewerb zwischen Krankenhäusern (HHI)	0.286 (0.229)	0.180 (0.262)	0.187 (0.231)	-0.417 (0.297)	1.219*** (0.420)
Krankenhaus in privater Trägerschaft	-0.249*** (0.087)	-0.219*** (0.084)	-0.229*** (0.084)	-0.225*** (0.085)	-0.249 (0.195)
Universitätsklinik	-0.031 (0.125)	-0.049 (0.126)	-0.045 (0.123)	-0.067 (0.123)	0.217 (0.294)
<i>Regionale Merkmale</i>					
Hausärzt:innendichte	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	
Bevölkerungsdichte ¹	-0.090 (0.058)	-0.068 (0.065)	-0.070 (0.056)	-0.064 (0.058)	
Lebenserwartung	-0.076 (0.055)	-0.078 (0.071)	-0.088 (0.061)	-0.077 (0.062)	
Arbeitslosenquote	0.017 (0.019)	0.019 (0.022)	0.010 (0.020)	0.019 (0.019)	
Einkommen (in KKP) ^{1,2}	-0.133 (0.114)	-0.076 (0.120)	-0.067 (0.106)	-0.067 (0.113)	
% der Bevölkerung mit akademischem Abschluss	0.011 (0.010)	0.006 (0.012)	0.008 (0.011)	0.010 (0.011)	

DES-Nutzung (reflektiert log-transformiert)	Deutschland W = Radius um das Krankenhaus				
	OLS	SEM	SAR	SDM	
				Hauptteil	Wx
Räumlicher autoregressiver Koeffizient (ρ)			0.264*** (0.035)	0.239*** (0.034)	
Räumlicher Fehlerparameter (λ)		0.256*** (0.039)			
Spatial Lag für Krankenhausmerkmale	Nein	Nein	Nein	Ja	
Feste Effekte für Jahre	Ja	Ja	Ja	Ja	
R-Quadrat (innerhalb)	0.642	0.015	0.009	0.013	
R-Quadrat (zwischen)	0.053	0.063	0.077	0.102	
R-Quadrat (insgesamt)	0.429	0.030	0.033	0.044	
Log-Wahrscheinlichkeitswert		-3696	-3690	-3675	
Anzahl der Beobachtungen	2,605	2,605	2,605	2,605	
Anzahl der Gruppen	521	521	521	521	

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen: Cluster-robuste Standardfehler in Klammern.

Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

¹ Variablen sind in 1.000er-Einheiten gemessen.

² Vollstationäre Fälle mit einer Diagnose aus ICD-Kapitel 9 (ICD-10-GM).

Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten.

HHI = Herfindahl-Hirschman-Index; KKP = Kaufkraftparität; OLS = Ordinary Least Squares; SEM = Spatial Error Model; SAR = Spatial Autoregressive Model; SDM = Spatial Durbin Model.

Tabelle A-4: Schätzungen verschiedener Paneldatenmodelle für die DES-Nutzung mit festen Jahreseffekten (inkl. Kontrollvariablen)

DES-Nutzung (reflektiert log-transformiert)	Deutschland				
	W = Radius um das Krankenhaus				
	SDM				
	Hauptseite	Wx	Direkt	Indirekt	Insgesamt
<i>Patient:innenmerkmale (Kontrollvariablen)</i>					
Durchschnittliches Alter	-0.003 (0.013)	0.009 (0.016)	-0.003 (0.013)	0.009 (0.020)	0.006 (0.027)
% weiblich	-0.294 (0.310)	-0.296 (0.426)	-0.310 (0.318)	-0.494 (0.570)	-0.804 (0.708)
Durchschnittliche Anzahl von Komorbiditäten	0.009 (0.014)	0.001 (0.027)	0.010 (0.013)	0.003 (0.034)	0.013 (0.040)
% mit Hauptdiagnose STEMI	0.680* (0.375)	0.946* (0.561)	0.721* (0.369)	1.416** (0.721)	2.138** (0.904)
<i>Krankenhausmerkmale</i>					
Vollstationäre Fälle ¹	0.001 (0.002)	0.000 (0.006)	0.001 (0.003)	0.001 (0.008)	0.002 (0.009)
Fälle mit einer Erkrankung des Kreislaufsystems ^{1,2}	0.005 (0.039)	-0.009 (0.088)	0.003 (0.040)	-0.017 (0.120)	-0.014 (0.139)
Wettbewerb zwischen Krankenhäusern (HHI)	-0.428 (0.301)	1.173*** (0.428)	-0.367 (0.285)	1.372*** (0.514)	1.005** (0.448)
<i>Regionale Merkmale</i>					
Hausärzt:innendichte	0.000 (0.002)		0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.003)
Bevölkerungsdichte ¹	-0.067 (0.059)		-0.068 (0.056)	-0.021 (0.018)	-0.089 (0.074)
Lebenserwartung	-0.081 (0.062)		-0.082 (0.064)	-0.026 (0.021)	-0.108 (0.085)
Arbeitslosenquote	0.014 (0.019)		0.014 (0.020)	0.004 (0.006)	0.019 (0.026)
Einkommen (in KKP) ^{1,3}	-0.009 (0.113)		-0.010 (0.115)	-0.003 (0.038)	-0.013 (0.152)
% der Bevölkerung mit akademischem Abschluss	0.009 (0.011)		0.009 (0.011)	0.003 (0.004)	0.012 (0.015)
Räumlicher autoregressiver Koeffizient (ρ)	0.251*** (0.034)				
Spatial Lag für Krankenhausmerkmale	Ja				
Feste Effekte für Jahre	Ja				
R-Quadrat (innerhalb)	0.005				
R-Quadrat (zwischen)	0.081				
R-Quadrat (insgesamt)	0.033				
Log-Wahrscheinlichkeitswert	-3689				
Anzahl der Beobachtungen	2,605				
Anzahl der Gruppen	521				

Quelle: Eigene Darstellung auf Grundlage des deutschen Datensatzes für die Jahre 2012-2016.

Anmerkungen: Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Die direkten, indirekten und Gesamteffekte für die Faktorvariablen Krankenhaus in privater Trägerschaft und Universitätsklinik konnten nicht berechnet werden (für weitere Erklärungen, siehe Belotti et al. (2017)).

¹ Die Variablen sind in 1.000er-Einheiten gemessen. ² Vollstationäre Fälle mit einer Diagnose aus ICD-Kapitel 9 (ICD-10-GM).

Medianeinkommen der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten. HHI = Herfindahl-Hirschman-Index; KKP = Kaufkraftparität; SDM = Spatial Durbin Model.