

Krankenhaus-Report 2018

„Bedarf und Bedarfsgerechtigkeit“

Jürgen Klauber / Max Geraedts /
Jörg Friedrich / Jürgen Wasem (Hrsg.)

Schattauer (Stuttgart) 2018

Auszug Seite 85-100



6	Erklärung regionaler Unterschiede in der Inanspruchnahme von Krankenhausleistungen am Beispiel lumbaler Bandscheibenoperationen	85
	<i>Johannes Pollmanns, Maria Weyermann und Saskia Drösler</i>	
6.1	Hintergrund	85
6.2	Methoden	87
6.3	Ergebnisse	89
6.4	Diskussion	96

6 Erklärung regionaler Unterschiede in der Inanspruchnahme von Krankenhausleistungen am Beispiel lumbaler Bandscheibenoperationen

Johannes Pollmanns, Maria Weyermann und Saskia Drösler

6

Abstract

Bei stationären Krankenhausbehandlungen zahlreicher Erkrankungen zeigen sich nicht-zufallsbedingte geografische Unterschiede. Dieser Beitrag untersucht mögliche Ursachen unterschiedlicher Raten lumbaler Bandscheibenoperationen auf Kreisebene in Deutschland im Jahr 2014. Datenbasis ist die fallpauschalenbezogene Krankenhausstatistik. Mittels Funnel Plots wurden Kreise identifiziert, in denen auffällige Raten nicht durch zufällige Streuung erklärbar sind. Logistische Regressionsmodelle zeigen, dass bei einer hohen Dichte niedergelassener Orthopäden sowie einer höheren Rate an Beschäftigten mit akademischem Abschluss weniger auffällig hohe Eingriffsraten auftreten. Dies verdeutlicht, dass lumbale Bandscheibenoperationen wahrscheinlich von Präferenzen der Betroffenen und Leistungserbringer abhängig sind. Diskussionen über die regionalen Unterschiede sollten daher Faktoren berücksichtigen, die die Indikationsstellung beeinflussen.

Systematic regional variation applies to many hospitalizations. Using 2014 DRG data of inpatient lumbar discectomies in Germany, the paper analyses potential reasons for the geographical differences in inpatient rates on a small area scale. Using funnel plots, counties having outlier operation rates could be identified. Logistic regression analysis identifies a high regional density of orthopedic surgeons and a high level of education as a predictor of lower operation rates. These findings support that surgical treatment of intervertebral disk diseases relies on patients' and providers' therapeutical preferences. Hence, discussions about regional variation should consider contextual factors of the surgical indication.

6.1 Hintergrund

Kleinräumige Unterschiede in der ambulanten und stationären Versorgung sind seit den wegbereitenden Analysen von Wennberg und Gittelsohn Gegenstand des wissenschaftlichen und öffentlichen Diskurses (Wennberg und Gittelsohn 1973).

Wennberg benennt diese Unterschiede in Versorgungs- und Outcomeparametern, die nicht durch differierende Erkrankungsprävalenzen oder Erkenntnisse der evidenzbasierten Medizin erklärt werden können, als *unwarranted variations* (Wennberg 2002). Als Erklärungsansätze werden verschiedene Faktoren wie beispielsweise die demografische und sozioökonomische Zusammensetzung von Populationen, Einstellungen von Leistungserbringern und Patienten zu Behandlungsverfahren oder systembedingte Faktoren wie die Zahl der verfügbaren Ärzte und Krankenhausbetten gesehen. Die meisten dieser Einflussfaktoren können den Dimensionen Angebot und Bedarf zugeordnet werden (Appleby et al. 2011).

Auch in Deutschland zeigen sich bei zahlreichen stationären Leistungen zum Teil nicht-erklärbare regionale Unterschiede (Drösler 2015; Storz-Pfennig 2014). Viele Beiträge zu regionalen Unterschieden auf kleinräumiger Ebene verzichten allerdings auf eine Analyse der Ursachen und beschränken sich auf die Deskription. Hierbei werden die Ergebnisse oftmals in Form von Flächenkartogrammen gezeigt, in denen Raumeinheiten entsprechend eingefärbt werden, üblicherweise anhand vorab gewählter Quantile der untersuchten Parameter. Nachteilig an dieser Vorgehensweise ist, dass die sogenannten natürlichen Unterschiede anhand der Karten nicht beurteilt werden können. Als natürliche Unterschiede werden Ausprägungen bezeichnet, die alleine durch den Zufall zustande gekommen sind. Zufällige Streuung ist allen Prozessen, also auch Versorgungsprozessen, inhärent. Bei der reinen Betrachtung der absoluten Ergebnisse der Raumeinheiten könnten diese leicht in eine Rangfolge gebracht werden, was beispielsweise bei der Beschreibung von Outcomeparametern über verschiedene Leistungserbringer auch häufig geschieht. Der Vergleich von Rängen ist ohne Berücksichtigung der zufälligen Streuung streng genommen allerdings nicht zulässig, da hieraus Rückschlüsse auf systematische Unterschiede gezogen werden, die möglicherweise nicht vorhanden sind (Mohammed et al. 2001). Im Rahmen regionaler Analysen ist dies insbesondere im Hinblick auf die Entwicklung von Area-Indikatoren, d.h. populationsbezogenen Versorgungsindikatoren, relevant.

Ziel der vorliegenden Untersuchung ist es, regionale Unterschiede bei der Inanspruchnahme von stationären Krankenhausleistungen am Beispiel lumbaler Bandscheibenoperationen unter Berücksichtigung zufälliger Streuung mittels Funnel Plots darzustellen. Zusätzlich sollen in einer logistischen Regression Determinanten identifiziert werden, die zur Erklärung außergewöhnlich hoher Inanspruchnahme beitragen. Der Fokus der Untersuchung liegt hierbei auf dem Einfluss der ambulanten und stationären Versorgungsstruktur.

Eingriffe bei degenerativen Bandscheibenschäden gehören zur präferenzsensitiven Versorgung, deren Merkmal das Vorhandensein von verschiedenen alternativen Behandlungsoptionen ist, von denen nach wissenschaftlicher Evidenz keine der anderen deutlich überlegen ist (Wennberg 2002). Die Wahl der Therapie sollte demnach nach den Präferenzen des Patienten erfolgen. Bei der präferenzsensitiven Versorgung werden üblicherweise große Unterschiede auf geographischer Ebene deutlich. Diese zeigen sich bei Wirbelsäuleneingriffen beispielsweise in den USA, wo größere Unterschiede erkennbar sind als bei vielen anderen Prozeduren, aber auch in Gesundheitssystemen mit Vollkostendeckung wie Kanada (Bederman et al. 2011; Weinstein et al. 2004). Eine Analyse von Wirbelsäulenoperationen bei AOK-Versicherten in Deutschland zeigt in den Jahren 2005 bis 2010 unterschiedliche Raten

auf Kreisebene – von 124 Eingriffen pro 100 000 Versicherte bis 737 Eingriffen pro 100 000 Versicherte –, was einer Schwankung um den Faktor 5,9 entspricht (Schäfer et al. 2013). Die vorliegende Analyse ergänzt diese Untersuchung neben den genannten Erklärungsansätzen um das Datenjahr 2014 und schließt zudem alle Versicherten in Deutschland ein.

6.2 Methoden

Operationsraten

Datengrundlage der Operationsraten ist die fallpauschalenbezogene Krankenhausstatistik (DRG-Statistik) des Jahres 2014. Die Abfrage der geschlechtsspezifischen Operationszahlen nach Landkreisen erfolgte über das Referat H101 des Statistischen Bundesamtes. Die bevölkerungsbezogenen Raten lumbaler Bandscheibenoperationen auf Kreisebene wurden folgendermaßen ermittelt: Im Zähler steht die Summe aller Krankenhausfälle von Patienten ab einschließlich 15 Jahren, bei denen eine Prozedur für die Exzision von erkranktem Bandscheibengewebe im Operationen- und Prozedurenschlüssel (OPS) kodiert wurde. Da diese OPS-Kodes nicht eindeutig die operierte Höhe der Wirbelsäule identifizieren, wurden nur Fälle in den Zähler mit aufgenommen, bei denen zudem ein Kode für den Zugang zur Lendenwirbelsäule dokumentiert wurde. Die eingeschlossenen Codes sind in Tabelle 6–1 dargestellt. Der Regionalbezug der Fälle ergibt sich aus dem Wohnort des Patienten. Im Nenner der Raten steht die zugehörige Kreisbevölkerung ab 15 Jahren. Datenquelle der Bevölkerungszahlen ist die Genesis-Datenbank des Statistischen Bundesamtes. Alle Raten wurden nach Altersgruppen und Geschlecht differenziert.

Funnel Plots

In der Analyse räumlicher Unterschiede gilt es zwei verschiedene Bestandteile zu berücksichtigen: Zufällige Unterschiede, sogenannte *common cause variation*, sowie systematische Unterschiede aufgrund von *special cause variation*, die auf den systematischen Einfluss bekannter und unbekannter Faktoren zurückzuführen sind (Mohammed et al. 2001). Funnel Plots basieren auf der Methode der statistischen Prozesssteuerung und visualisieren die Ergebnisse eines Indikators in Form einer Punktwolke. Mittels einer a priori festgelegten Wahrscheinlichkeitsverteilung sowie ausgehend von einer Zielgröße des Indikators lassen sich so genannte „Kontrollgrenzen“ ermitteln, bei deren Überschreiten nicht mehr von einem zufälligen

Tabelle 6–1

OPS-Kodes zur Identifikation von lumbalen Bandscheibenoperationen

5-831.0, 5-831.2, 5-831.3, 5-831.4, 5-831.5, 5-831.6, 5-831.7, 5-831.8, 5-831.9, 5-831.a, 5-831.x, 5-831.y	5-032.00, 5-032.01, 5-032.02, 5-032.10, 5-032.11, 5-032.12, 5-032.20, 5-032.21, 5-032.22, 5-032.30, 5-032.31, 5-032.32, 5-032.40, 5-032.41, 5-032.42, 5-032.5, 5-032.6, 5-032.7, 5-032.8, 5-032.9, 5-032.a, 5-032.b, 5-032.c, 5-032.x, 5-032.y
--	--

Unterschied für die betroffene Raumeinheit ausgegangen werden kann (Spiegelhalter 2005). Die Funnel Plots sind demnach als ein statistischer Test für jeden einzelnen Kreis zu interpretieren, bei dem die Kontrollgrenzen Konfidenzintervallen entsprechen. Ein Überschreiten der Kontrollgrenzen führt zur Ablehnung der Nullhypothese, dass das Ergebnis in dieser Raumeinheit allein durch den Zufall zustande gekommen ist. Kreise, deren Operationsraten über den Kontrollgrenzen liegen, weisen auf signifikant höhere Raten als erwartet hin, während ein Unterschreiten der Kontrollgrenzen auf geringere Raten als erwartet schließen lässt. Im Vergleich zu Rangfolgen wird bei Funnel Plots die Bevölkerung eines Kreises als sogenanntes Präzisionsmaß des Indikators verwendet, womit bei Kreisen mit niedrigen Bevölkerungen eine höhere zufällige Streuung toleriert wird.

Zur Konstruktion der Kontrollgrenzen wurde die inverse Binomial-Verteilung unter Verwendung einer doppelten Standardabweichung genutzt, was approximativ 95%-Konfidenzintervallen entspricht (Spiegelhalter 2005). Aufgrund der Problematik des multiplen Testens wurden zusätzliche Kontrollgrenzen basierend auf einem 95%-Konfidenzintervall mit Bonferroni-Korrektur konstruiert (Abdi 2007). Dadurch wird sichergestellt, dass es nicht fälschlicherweise durch eine Kumulation des Alpha-Fehlers zur Beobachtung statistisch signifikanter Ergebnisse kommt, die nicht vorliegen. Die Kalkulation der Funnel Plots erfolgte im Programm SAS 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA). Die Flächenkartogramme zur Visualisierung der Kreise außerhalb der Kontrollgrenzen wurden mit dem Programm Regiograph Planung Version 2015 erstellt.

Statistische Analyse der *special cause variation*

Zur weiterführenden statistischen Analyse der Kreise oberhalb der Kontrollgrenzen wurde für jedes Geschlecht eine binär-logistische Regression angewandt, bei der die abhängige Variable für alle Kreise oberhalb der Kontrollgrenzen mit eins kodiert ist, während alle Kreise innerhalb und unterhalb der Kontrollgrenzen mit null kodiert sind (insgesamt $n = 402$ je Geschlecht). Mittels der Regression lassen sich demnach Faktoren identifizieren, die mit überzufällig hohen Raten assoziiert sind. Eine Betrachtung besonders niedriger Raten erfolgt hierbei nicht. Primäres Ziel ist die Analyse von Indikatoren der ambulanten und stationären Versorgung als potenzielle Einflussfaktoren auf die Rate an lumbalen Bandscheibenoperationen auf Kreisebene. Hierzu wurden in einem ersten Schritt die Variablen „Orthopäden je 100 000 Einwohner“ und „Krankenhausbetten je 10 000 Einwohner“ in univariablen binär-logistischen Regressionsmodellen als unabhängige Variablen eingesetzt. Zur Identifikation von nicht-linearen Effekten wurden Dummy-Variablen kodiert, die sich aus den Quartilen der Variablen ergeben. Da nicht nur Orthopäden die ambulante Versorgung degenerativer Bandscheibenerkrankungen durchführen, wurden die Analysen mit der Variable „Ärzte je 100 000 Einwohner“ wiederholt. In multivariablen Modellen wurden im Anschluss beide Versorgungsvariablen, Orthopäden und Krankenhausbetten, eingeschlossen und zudem für die Sozioökonomie und das Durchschnittsalter in den Kreisen kontrolliert. Hierzu wurden die Variablen „Anteil der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit akademischem Abschluss“ (in %), „Haushaltseinkommen“ (in € je Einwohner), und „Durchschnittsalter der Bevölkerung“ (in Jahren) verwendet.

Da nur eine geringe Zahl von Kreisen oberhalb der Kontrollgrenzen mit Bonferroni-Korrektur liegen, kann dies im Rahmen der multivariablen Regression zu Problemen führen, beispielsweise in Bezug auf die statistische Power (Vittinghoff und McCulloch 2007). Aus diesem Grund wurden in den Analysen alle Kreise oberhalb der einfachen (nicht-korrigierten) Kontrollgrenzen als Kreise mit auffällig hohen Operationsraten definiert. Die Ergebnisse von Modellen mit Kreisen oberhalb der korrigierten Kontrollgrenzen wurden ergänzend durchgeführt und die Unterschiede beschrieben. Datenquelle der unabhängigen Variablen sind die Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung (INKAR) des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung des Jahres 2014 auf Kreisebene (Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2017). Die statistische Analyse erfolgte im Programm SPSS 23.

6.3 Ergebnisse

Deskription der Operationsraten

Insgesamt wurden im Jahr 2014 in deutschen Krankenhäusern 99 713 lumbale Bandscheiben-Operationen an Patienten ab 15 Jahren durchgeführt (Männer: 52 462; Frauen: 47 251). Bei einer Bevölkerung >15 Jahre von 70 548 562 (Männer: 34 368 759; Frauen: 36 179 803) ergibt sich somit eine rohe Rate von 141,3 Fällen pro 100 000 Einwohner (Männer: 152,6; Frauen: 130,6).

Tabelle 6–2 zeigt deskriptive Maßzahlen der rohen (nicht-altersadjustierten) Operationsraten auf Kreisebene. Der Median bei den Männern liegt bei 158,6 lumbalen Bandscheiben-Operationen je 100 000 Personen (Spannweite: 304,7), während der Median bei den Frauen mit 137,2 Operationen je 100 000 Personen (Spann-

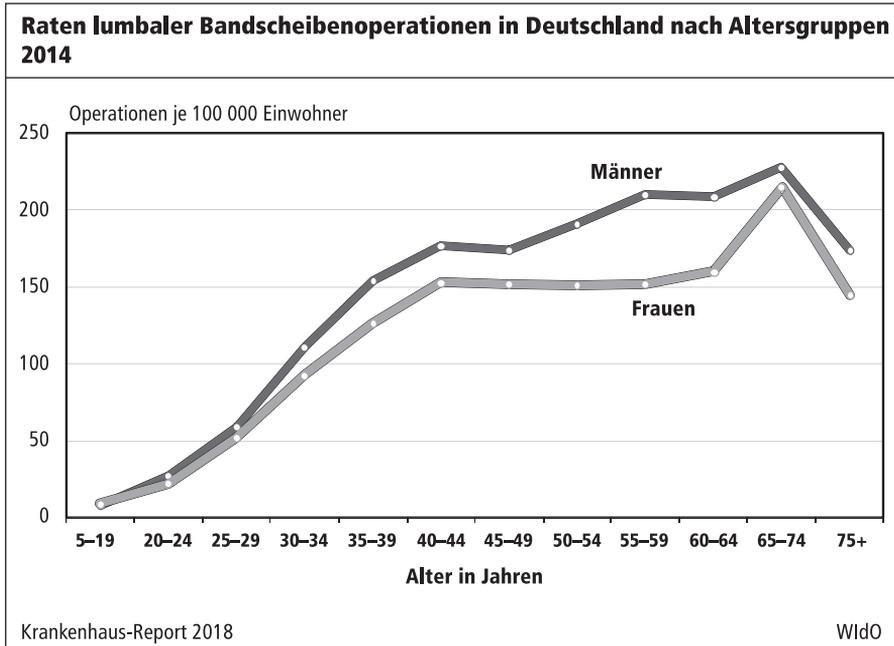
Tabelle 6–2

Operationsraten auf Kreisebene, deskriptive Statistik

	Männer	Frauen
Anzahl der Stadt- und Landkreise (n)	402	402
Anzahl der Operationen insgesamt (n)	52 462	47 251
Rohe Rate* auf Kreisebene (Operationen je 100 000 Personen ab 15 Jahre)		
Minimum	51,6	46,6
Maximum	356,3	301,0
Median	158,6	137,2
Maximum / Minimum-Quotient	6,9	6,5
Anzahl Kreise oberhalb der Kontrollgrenzen [n (%)]	131 (32,6 %)	119 (29,6 %)
Anzahl Kreise unterhalb der Kontrollgrenzen [n (%)]	82 (20,4 %)	82 (20,4 %)
Anzahl Kreise oberhalb der Bonferroni-korrigierten Kontrollgrenzen [n (%)]	51 (12,7 %)	47 (11,7 %)
Anzahl Kreise unterhalb der Bonferroni-korrigierten Kontrollgrenzen [n (%)]	39 (9,7 %)	33 (8,2 %)

* Eine Altersadjustierung wurde nicht durchgeführt

Abbildung 6–1



weite: 254,4) um etwa 13% niedriger liegt. Die Streuung über alle Kreise zeigt deskriptiv nur geringe Unterschiede zwischen den Geschlechtern. Während bei Männern der Unterschied zwischen der niedrigsten und der höchsten Rate auf Kreisebene beim Faktor 6,9 liegt, beträgt dieser bei den Frauen knapp 6,5. Die OP-Raten zwischen Männern und Frauen auf Kreisebene sind konkordant: Wenn in einem Kreis viele Männer operiert werden, ist die Operationsrate der Frauen dort üblicherweise ebenfalls hoch (Pearson's Korrelationskoeffizient = 0,83).

Die geschlechtsspezifische Verteilung der Operationsraten nach Altersgruppen auf Bundesebene wird in Abbildung 6–1 dargestellt. Ein steiler Anstieg der Operationsraten ist bei Männern und Frauen zwischen den Altersgruppen 20 bis 24 Jahre und 40 bis 44 Jahre zu beobachten. Bei beiden Geschlechtern wird die höchste Operationsrate jeweils im Alter von 65 bis 74 Jahren verzeichnet, bevor die Raten im höheren Alter wieder abfallen. Es wird deutlich, dass Männer in fast allen Altersgruppen eine höhere Rate an Operationen aufweisen. Eine Ausnahme hiervon sind die 15- bis 19-Jährigen, bei denen die Frauen eine leicht höhere Rate zeigen (Frauen: 8,8 Operationen je 100 000 Einwohner, Männer: 7,6 Operationen je 100 000 Einwohner).

Streuung auf Kreisebene

Die Abbildungen 6–2 und 6–3 zeigen die Streuung der Kreise in Form von Funnel Plots, jeweils ohne die Stadt Berlin (aufgrund der hohen Bevölkerungszahl nicht dargestellt). In Berlin liegt die Operationsrate für beide Geschlechter unterhalb der korrigierten Kontrollgrenzen. Insgesamt liegen bei den Männern 131 Kreise ober-

Abbildung 6–2

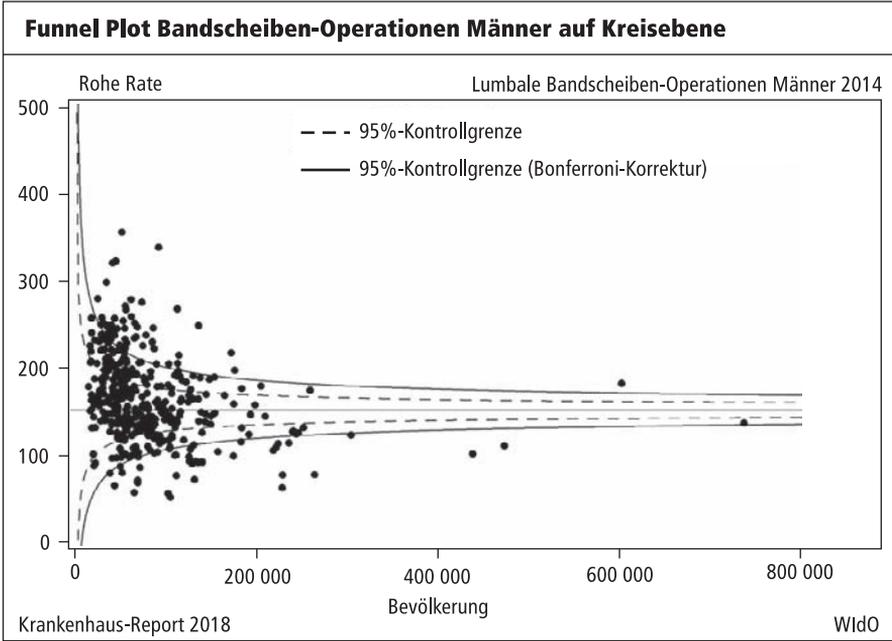


Abbildung 6–3

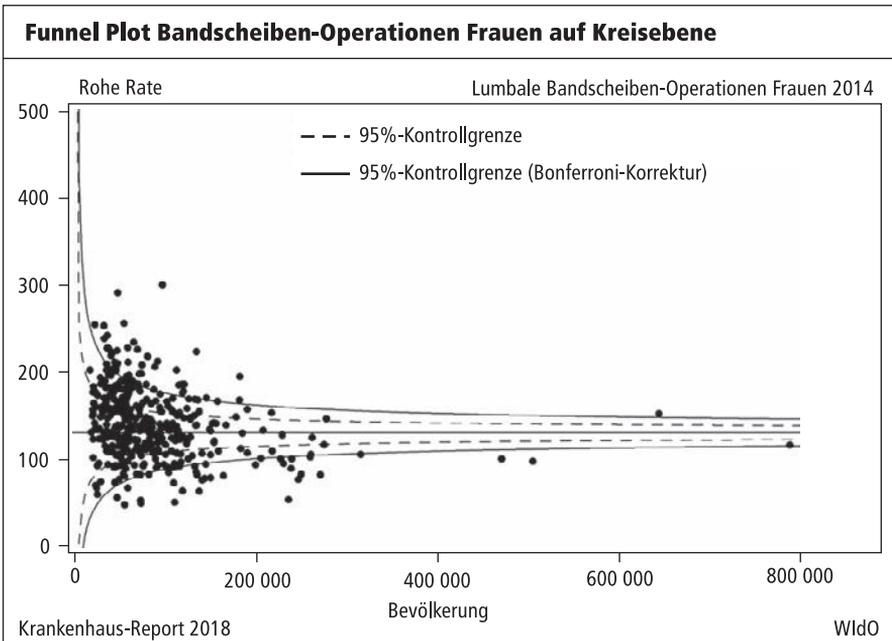
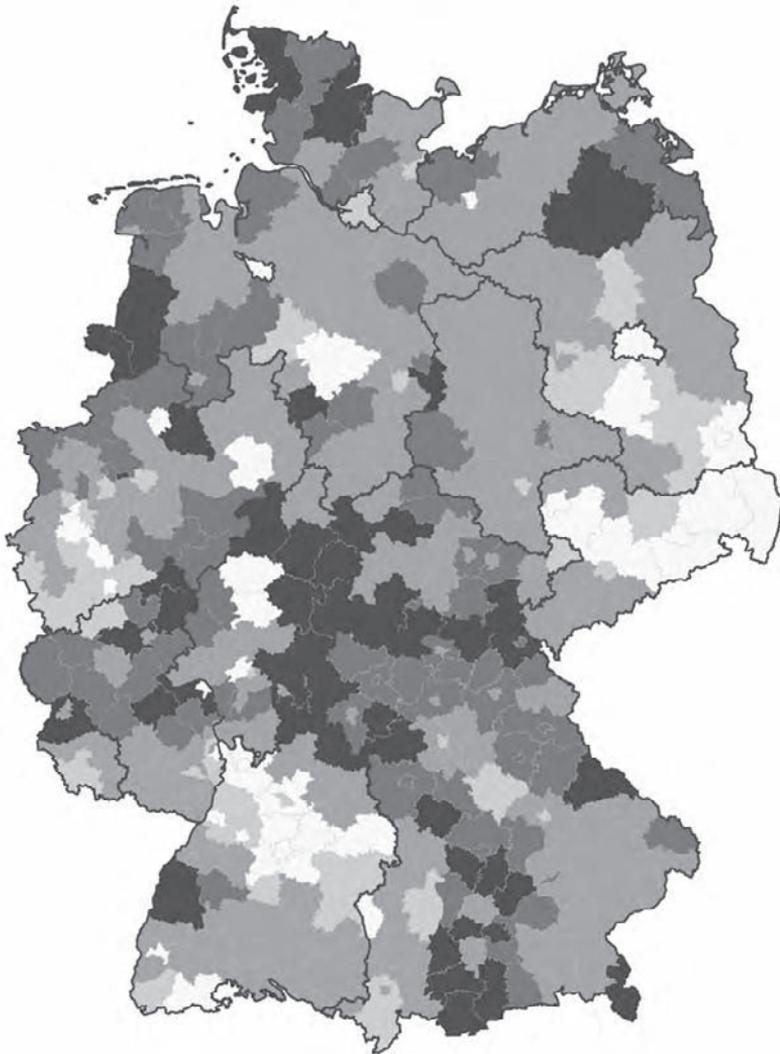


Abbildung 6-4

Kreise mit special cause variation bei Bandscheibenoperationen (Männer)



- Unterhalb 95%-Kontrollgrenzen (Bonferroni-Korrektur)
- Unterhalb 95%-Kontrollgrenzen
- Innerhalb 95%-Kontrollgrenzen
- Oberhalb 95%-Kontrollgrenzen
- Oberhalb 95%-Kontrollgrenzen (Bonferroni-Korrektur)

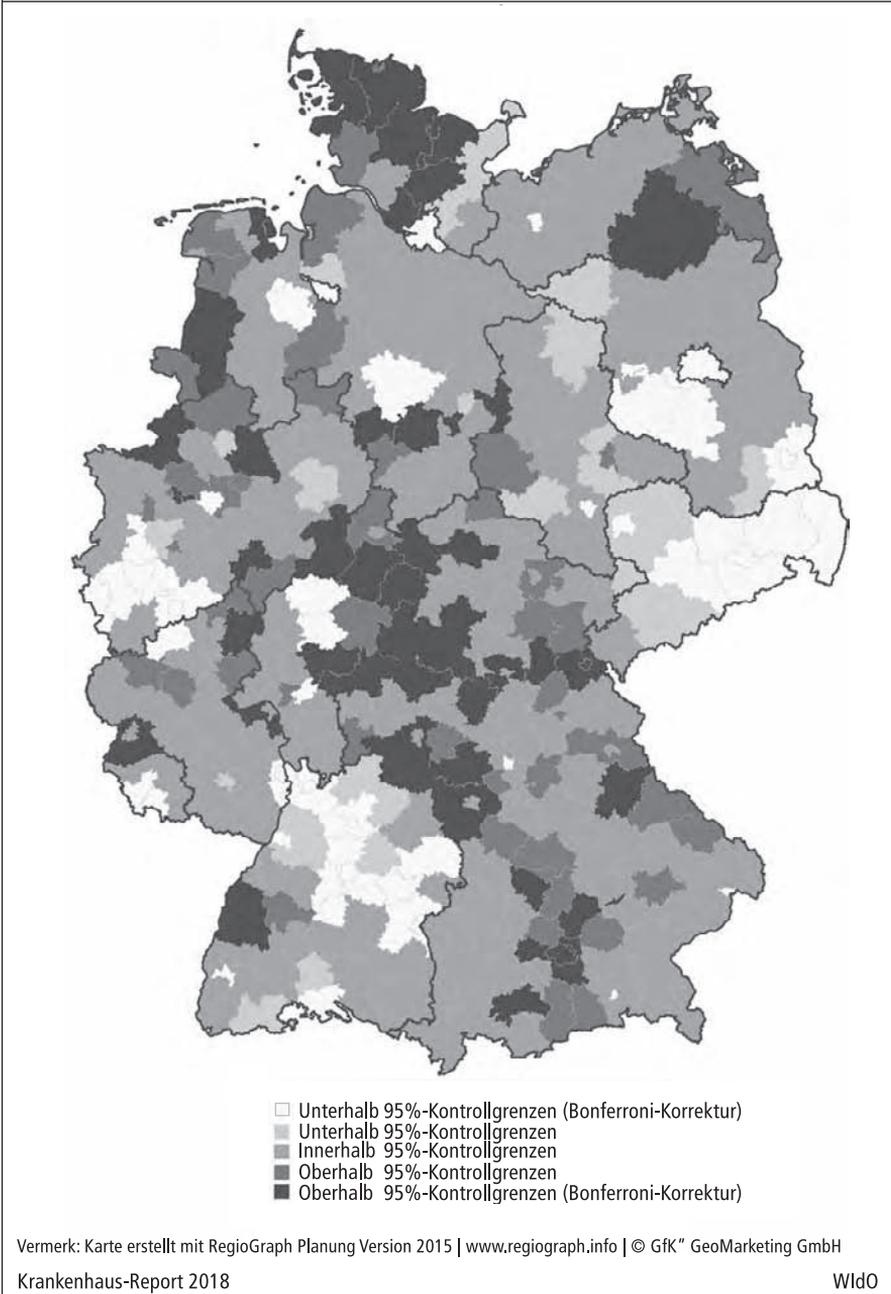
Vermerk: Karte erstellt mit RegioGraph Planung Version 2015 | www.regiograph.info | © GfK" GeoMarketing GmbH

Krankenhaus-Report 2018

WIdO

Abbildung 6–5

Kreise mit special cause variation bei Bandscheibenoperationen (Frauen)



halb der einfachen Kontrollgrenzen (mit Bonferroni-Korrektur: 51 Kreise), während bei den Frauen 119 Kreise darüber liegen (mit Bonferroni-Korrektur: 47 Kreise). Unterhalb der einfachen 95 %-Kontrollgrenzen liegen bei Männern und Frauen jeweils 82 Kreise (mit Bonferroni-Korrektur: 39 (Männer) bzw. 33 (Frauen) Kreise) (siehe auch Tabelle 6–2).

In den Abbildungen 6–4 und 6–5 wird die geographische Verteilung der Ergebnisse dargestellt. Bei beiden Geschlechtern zeigen sich auffällige Cluster von Kreisen mit Raten oberhalb der Kontrollgrenzen in Mitteldeutschland sowie im Norden Bayerns. Viele Kreise mit überzufällig hohen Raten sind auch in Schleswig-Holstein zu erkennen, wo insbesondere bei den Frauen eine Mehrheit der Kreise über dem Bonferroni-korrigierten Intervall liegt. Cluster mit Kreisen von auffällig niedrigen Raten sind bei beiden Geschlechtern in Baden-Württemberg und Sachsen sowie bei Frauen im südlichen Nordrhein-Westfalen zu erkennen.

6

Binär-logistische Regressionsanalysen

Tabelle 6–3 zeigt die Ergebnisse von vier univariablen Regressionsmodellen, bei denen für jedes Geschlecht jeweils der Einfluss der Prädiktoren Orthopäden und Krankenhausbetten auf die Wahrscheinlichkeit für Operationsraten oberhalb der einfachen Kontrollgrenzen analysiert wurde. Die Prädiktoren wurden hierbei mittels Dummy-Variablen in ihre vier Quartile kodiert. Das erste Quartil dient jeweils als Referenzgröße. Mit zunehmender Anzahl Orthopäden pro 100 000 Einwohner sinkt die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Operationsraten in einem Kreis auffällig werden. Sowohl bei Männern als auch bei Frauen ist dieser Zusammenhang statistisch signifikant (p -Wert für Trend-Test $<0,001$ bei Männern bzw. $<0,01$ bei Frauen). Insbesondere Kreise mit einer Orthopädedichte im obersten Quartil (mindestens 8,4 Orthopäden pro 100 000 Einwohner) weisen ein sehr geringes Risiko für auffällig hohe Operationsraten auf (Männer: Odds Ratio = 0,24 [95 %-KI: 0,13–0,47]; Frauen: Odds Ratio = 0,29 [0,14–0,58]). Modelle, die anstatt der Orthopäden alle Ärzte in einem Kreis einschließen, führen zu vergleichbaren Ergebnissen im jeweils vierten Quartil (Männer: Odds Ratio = 0,29 [0,15–0,58]; Frauen: Odds Ratio = 0,44 [0,22–0,88]). Die rohen Analysen zur Variable Krankenhausbetten zeigen ebenfalls das geringste Risiko für auffällig hohe Operationsraten bei Kreisen im obersten Quartil der Bettendichte ($\geq 84,4$ Betten pro 10 000 Einwohner), allerdings sind diese Zusammenhänge nicht statistisch signifikant (Männer: Odds Ratio = 0,74 [0,41–1,34]; Frauen: Odds Ratio = 0,66 [0,36–1,21]).

Tabelle 6–4 zeigt die Ergebnisse der multivariablen Regressionsmodelle, in denen der Zusammenhang der Variablen zur ambulanten bzw. stationären Versorgung mit den Operationsraten für die jeweils andere Versorgungsvariable sowie zusätzlich für soziodemografische Kovariablen adjustiert wurde. Die Anzahl der Orthopäden hat auch hier bei beiden Geschlechtern im vierten Quartil einen negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit für auffällig hohe Operationsraten (Männer: Odds-Ratio = 0,32 [0,13–0,78]; Frauen: Odds-Ratio = 0,38 [0,15–0,93]). Die Variable Krankenhausbetten zeigt im obersten Quartil bei Männern einen signifikant positiven Einfluss (Odds-Ratio = 2,71 [1,20–6,12]), ist in der weiblichen Population aber nicht statistisch signifikant. Bei den soziodemografischen Kovariablen fällt auf, dass die Variable zur Bildung einen signifikanten Einfluss zeigt: In Landkreisen mit mehr Beschäftigten, die einen akademischem Abschluss aufweisen,

Tabelle 6–3

Prädiktoren für Operationsraten oberhalb der Kontrollgrenzen, univariable logistische Regression

Prädiktor	Kreise mit Operationsraten oberhalb der Kontrollgrenze			
	n (%)	OR [95%-KI]	p-Wert*	c-Wert
Männer Orthopäden je 100 000 Einwohner				
1. Quartil [$< 4,8$]	49 (45,4)	Referenz	$< 0,001$	0,63
2. Quartil [4,8–5,8]	35 (35,0)	0,65 [0,37–1,13]		
3. Quartil [5,9–8,3]	31 (31,6)	0,56 [0,32–0,99]		
4. Quartil [$> 8,4$]	16 (16,7)	0,24 [0,13–0,47]		
KH-Betten je 10 000 Einwohner				
1. Quartil [$< 37,1$]	36 (35,6)	Referenz	0,33	0,53
2. Quartil [37,1–55,7]	33 (33,0)	0,89 [0,50–1,59]		
3. Quartil [55,8–84,3]	33 (32,7)	0,88 [0,49–1,57]		
4. Quartil [$> 84,4$]	29 (29,0)	0,74 [0,41–1,34]		
Frauen Orthopäden je 100 000 Einwohner				
1. Quartil [$< 4,8$]	38 (35,2)	Referenz	$< 0,01$	0,61
2. Quartil [4,8–5,8]	31 (31,0)	0,83 [0,46–1,48]		
3. Quartil [5,9–8,3]	37 (37,8)	1,12 [0,63–1,97]		
4. Quartil [$> 8,4$]	13 (13,5)	0,29 [0,14–0,58]		
KH-Betten je 10 000 Einwohner				
1. Quartil [$< 37,1$]	34 (33,7)	Referenz	0,2	0,54
2. Quartil [37,1–55,7]	30 (30,0)	0,84 [0,47–1,53]		
3. Quartil [55,8–84,3]	30 (29,7)	0,83 [0,46–1,51]		
4. Quartil [$> 84,4$]	25 (25,0)	0,66 [0,36–1,21]		

*p-Wert für Trend-Test

Krankenhaus-Report 2018

WIDO

finden sich niedrigere Wahrscheinlichkeiten für systematisch höhere Operationsraten. Ein Austausch der Variable Orthopäden gegen alle Ärzte führt dazu, dass die Zahl der Ärzte hinsichtlich der Frauen in keinem Quartil einen signifikanten Einfluss aufweist.

Bei Betrachtung von Modellen unter Berücksichtigung der Bonferroni-Korrektur zeigen sich vergleichbare Muster, allerdings mit veränderten Signifikanzen (Daten nicht gezeigt). Bei den Männern haben die Rate der Orthopäden sowie der Krankenhausbetten in den multivariablen Analysen keinen signifikanten Einfluss mehr auf die Operationshäufigkeiten. Bei den Frauen ist der Einfluss der Orthopäden-Dichte ebenfalls nicht mehr signifikant, allerdings ist in diesen Modellen ein signifikanter positiver Zusammenhang zwischen der Zahl der Krankenhausbetten im vierten Quartil und der Wahrscheinlichkeit, oberhalb der Bonferroni-korrigierten Kontrollgrenzen zu liegen, feststellbar. Der Einfluss des Anteils der Beschäftigten mit akademischem Abschluss bleibt auch in den Modellen mit korrigierten Kontrollgrenzen signifikant.

Tabelle 6–4

Multivariable Modelle für Operationsraten oberhalb der Kontrollgrenzen, logistische Regression

	Prädiktor	Odds Ratio	95%-KI	p-Wert
Männer¹	Orthopäden je 100 000 Einwohner			
	1. Quartil [$< 4,8$]	Referenz		
	2. Quartil [4,8–5,8]	0,73	0,40–1,33	0,01*
	3. Quartil [5,9–8,3]	0,61	0,32–1,19	
	4. Quartil [$> 8,4$]	0,32	0,13–0,78	
	KH-Betten je 10 000 Einwohner			
	1. Quartil [$< 37,1$]	Referenz		
	2. Quartil [37,1–55,7]	1,09	0,58–2,06	0,02*
	3. Quartil [55,8–84,3]	1,53	0,78–3,00	
	4. Quartil [$> 84,4$]	2,71	1,20–6,12	
	Durchschnittsalter in Jahren			
		0,88	0,76–1,02	0,08
	Beschäftigte mit akademischem Abschluss in %			
	0,72	0,64–0,82	$< 0,001$	
Haushaltseinkommen in €/Einwohner				
	1,00	1,00–1,00	0,10	
Frauen²	Orthopäden je 100 000 Einwohner			
	1. Quartil [$< 4,8$]	Referenz		
	2. Quartil [4,8–5,8]	0,94	0,51–1,72	0,30*
	3. Quartil [5,9–8,3]	1,31	0,70–2,47	
	4. Quartil [$> 8,4$]	0,38	0,15–0,93	
	KH-Betten je 10 000 Einwohner			
	1. Quartil [$< 37,1$]	Referenz		
	2. Quartil [37,1–55,7]	0,89	0,48–1,68	0,23*
	3. Quartil [55,8–84,3]	1,16	0,60–2,25	
	4. Quartil [$> 84,4$]	1,60	0,73–3,50	
	Durchschnittsalter in Jahren			
		0,90	0,78–1,04	0,14
	Beschäftigte mit akademischem Abschluss in %			
	0,83	0,74–0,93	0,001	
Haushaltseinkommen in €/Einwohner				
	1,00	1,00–1,00	0,19	

¹ c-Wert: 0,74 / ¹ c-Wert: 0,69² p-Wert für Trend-Test

Krankenhaus-Report 2018

WIdO

6.4 Diskussion

Diese Untersuchung auf Basis der vollständigen DRG-Statistik des Jahres 2014 zeigt, dass es in Deutschland zahlreiche Kreise gibt, in denen die auffällig hohen oder niedrigen Raten an lumbalen Bandscheibenoperationen nicht durch den Zufall erklärbar sind. Diese Beobachtung ist in vielen Kreisen unabhängig vom Geschlecht zu konstatieren. Neben der ambulanten Versorgung wurde vor allem das Bildungsniveau als signifikanter Einflussfaktor identifiziert.

Die Verteilung der auffälligen Raten auf Kreisebene ähnelt verschiedenen Analysen zur gleichen Thematik: In einer Untersuchung von Schäfer et al. bei AOK-Versicherten für Wirbelsäulenoperationen in den Kreisen für die Jahre 2005 bis 2010 wurde gezeigt, dass Kreise mit Raten im höchsten Quintil ebenfalls in Mitteldeutschland, Bayern, und Schleswig-Holstein zu finden sind (Schäfer et al. 2013). Die Autoren vermuten auf Basis von Untersuchungen zur Hüft- und Kniegelenkendoprothetik, dass bei einer höheren Dichte an niedergelassenen Orthopäden aufgrund einer gehäuften konservativen ambulanten Behandlung eine Operationsindikation erst spät gestellt wird, was zu niedrigeren Eingriffsraten führt. Die vorliegende Analyse bestätigt diese These und zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit für überzufällig hohe Operationsraten bei einer Orthopädedichte im vierten Quartil (ab 8,4 Orthopäden je 100 000 Einwohner) signifikant verringert ist. Eine durch das IGES-Institut durchgeführte Studie auf der gleichen Datenbasis – allerdings mit gepoolten Operationsdaten aus den Jahren 2014 und 2015 und ohne Beschränkung auf rein lumbale Bandscheiben-Eingriffe – liefert vergleichbare Maximum/Minimum-Quotienten bei erheblich höheren bevölkerungsbezogenen Raten. Mit einem Koeffizienten von 0,89 sind die 402 online verfügbaren Datenpunkte mit den OP-Raten der hier vorliegenden Analyse eng korreliert (Zich und Tisch 2017). Eine Querschnittsstudie in Kanada mit 10 318 eingeschlossenen Fällen untersuchte ebenfalls den Einfluss von Arztdichte und weiteren Faktoren auf Operationsraten bei degenerativen Erkrankungen der lumbalen Wirbelsäule. Ein signifikanter Einfluss der Arztdichte wurde hierbei nicht gefunden (Bederman et al. 2011). Eine Unterscheidung zwischen zufälliger und systematischer Streuung fand in dieser Studie allerdings nicht statt, zudem schränken strukturelle Unterschiede zum deutschen Gesundheitssystem die Vergleichbarkeit ein.

Häufig wird eine angebotsinduzierte Versorgung durch ein hohes Angebot an Krankenhausbetten diskutiert. Fürstenberg, Zich und Haustein (2012) beschreiben im Bereich der Wirbelsäulenchirurgie einen leicht positiven Zusammenhang zwischen der Bettenkapazität im Bereich der Neurochirurgie bzw. Orthopädie und der Rate an Cage-Implantationen auf deutscher Kreisebene. Bei der Rate an Implantationen von Bandscheibenendoprothesen konnte allerdings kein signifikanter Zusammenhang gezeigt werden. In der vorliegenden Analyse zeigte sich bei Männern eine signifikante Zunahme der Wahrscheinlichkeit für hohe Operationsraten mit zunehmender Bettendichte (p-Wert für Trend-Test 0,02) und vor allem für Kreise im obersten Quartil (ab 84,4 Krankenhausbetten je 10 000 Einwohner, OR = 2,71 [1,20–6,12]). Bei Frauen zeigte die Rate an Krankenhausbetten keinen eindeutigen Zusammenhang zur Operationsrate.

Während eine internationale Meta-Analyse zu dem Schluss kommt, dass ein niedrigeres Einkommen mit höheren Raten an Eingriffen der lumbalen Wirbelsäule assoziiert ist (Bederman et al. 2012), konnte in den hier gezeigten Analysen kein signifikanter Einfluss der Variable Haushaltseinkommen gefunden werden. Die Variable Anteil Beschäftigter mit akademischem Abschluss ist hier jedoch signifikant negativ assoziiert. Das Bildungsniveau und das Haushaltseinkommen sind hierbei nur schwach miteinander korreliert (Pearson's CC = 0,27). Der Einfluss der Bildung lässt sich über die Zugehörigkeit lumbaler Bandscheibenoperationen zur präferenzsensitiven Versorgung erklären. Dieses Phänomen tritt vor allem dann auf, wenn unter den Leistungserbringern keine Einigkeit darüber besteht, was die beste

Behandlung ist, und diese auch nicht durch Evidenz aufgezeigt werden kann. So existiert beispielsweise zur Behandlung von Bandscheibenvorfällen mit radikulärer Symptomatik eine S2k-Leitlinie der Deutschen Gesellschaft für Orthopädie und orthopädische Chirurgie, allerdings bezieht sich diese im Kern auf die konservative und rehabilitative Behandlung. Eine Auflistung von Operationsverfahren ist zwar vorhanden, Hinweise zur Indikationsstellung eines operativen Vorgehens fehlen hingegen und sind auch nicht Ziel der Leitlinie.

Operationsraten im Allgemeinen, aber vor allem Eingriffsraten bei präferenzabhängiger Versorgung, sind dabei in starkem Maße von den Wünschen der Patienten, aber auch von den Einstellungen und Überzeugungen der behandelnden Ärzte abhängig (Bederman et al. 2011; Birkmeyer et al. 2013). Hierbei ist zu berücksichtigen, dass in der Praxis die Entscheidung über die angemessene Therapie an den Arzt delegiert werden kann, womit die ärztliche Präferenz die Therapieentscheidung durchaus dominieren kann (Wennberg 2002). Ein negativer Zusammenhang zwischen Bildung und Eingriffshäufigkeit kann dadurch erklärt werden, dass Patienten mit einem höheren Bildungsgrad ihre Präferenzen besser kennen, sie adäquater äußern und vertreten können und im Allgemeinen besser über mögliche Behandlungsalternativen informiert sind. Eine Stärkung der in der internationalen Diskussion als „Health Literacy“ bezeichneten Kompetenz, mit Gesundheitsinformationen und Fragestellungen der Krankheitsbewältigung umzugehen (Sørensen et al. 2012), könnte demnach möglicherweise zur Verringerung der Variation von präferenzsensitiven Operationsraten beitragen, vor allem über den stärkeren Einbezug des Patienten in Rahmen des shared decision-making (Birkmeyer et al. 2013).

Aufgrund dieser Abhängigkeit von der Präferenz der Patienten und Leistungserbringer bleibt es auch zukünftig schwierig zu beurteilen, welche Rate an Operationen „angemessen“ ist. Fragen der Bedarfsdeckung, Über- und Unterversorgung sollten daher nur mit Vorsicht anhand präferenzsensitiver Versorgung bewertet werden. Die angemessene Rate für eine Region ergibt sich nicht nur aus der verfügbaren Evidenz, sondern zusätzlich auch aus den Präferenzen der dort behandelten Patienten und Leistungserbringern und ist demnach unbekannt. Letztendlich können auch die in dieser Arbeit verwendeten Funnel Plots daher nur erste Hinweise geben. Gerade die hier nicht thematisierten Kreise unterhalb der Kontrollgrenzen müssen nicht unterversorgt sein, sondern könnten auch von einer in diesen Kreisen besonders erfolgreichen konservativen Behandlung profitieren. Unterversorgung sollte daher hauptsächlich bei sogenannter *effective care* analysiert werden, bei der eine eindeutige Evidenz für eine überlegene Behandlungsoption vorliegt (Wennberg 2002). Eine Bewertung der hier gezeigten Unterschiede ist damit primär im Kontext der Indikationsstellung sinnvoll.

Limitationen

Diese Untersuchung basiert auf Routinedaten, die nach ökologischem Studiendesign analysiert wurden. Ein Rückschluss auf Faktoren auf individueller Ebene ist daher nicht möglich. Die genutzten administrativen Daten der DRG-Statistik basieren auf Krankenhaus-Abrechnungen und sind nicht originär für Fragen der Epidemiologie und Versorgungsforschung vorgesehen. Zwar sind Dokumentationseffekte nicht auszuschließen, aufgrund von Abrechnungsregeln und Kodierrichtlinien ist allerdings von einer hohen Validität der Beschreibung des Versorgungsgeschehens

auszugehen. Hinzu kommt, dass die vorliegende Analyse auf erfassten Operationsschlüsseln beruht, deren Zuverlässigkeit aufgrund ihrer Abrechnungsrelevanz höher eingeschätzt werden kann als die von Diagnosen.

In den Analysen, bei denen Krankenhausbetten berücksichtigt wurden, ist die Fachrichtung, der die Betten zugeordnet sind, unbekannt. Dies beeinträchtigt die Interpretation der festgestellten Zusammenhänge zwischen den Operationsraten und der Rate der Krankenhausbetten.

Da nur eine geringe Zahl von Kreisen oberhalb der nach der Bonferroni-Methode korrigierten Kontrollgrenzen liegt, wurden in die Regressionsanalysen alle Kreise oberhalb der einfachen Grenzen ohne Bonferroni-Korrektur eingeschlossen. Die Ergebnisse der Modelle mit Bonferroni-korrigierten Kontrollgrenzen sind vergleichbar, bei allerdings abweichenden Signifikanzen. Zur besseren Beurteilung der Signifikanzen wird zukünftig eine gepoolte Analyse mit Einschluss mehrerer Datenjahre notwendig.

Bei degenerativen Erkrankungen der Wirbelsäule ist von einer steigenden Krankheitshäufigkeit mit zunehmendem Alter auszugehen, weshalb das Durchschnittsalter auf Kreisebene als Kontrollgröße in die Regressionsanalysen eingeschlossen wurde. Eine Berücksichtigung der eigentlichen Erkrankungsprävalenz fand in dieser Untersuchung allerdings nicht statt. Eine Schätzung der Prävalenz über die Zahl der Krankenhausbehandlungen bei Bandscheibenvorfällen würde zwar auch im stationären Sektor durchgeführte konservative Behandlungen miteinschließen, allerdings blieben alle rein ambulant behandelten Fällen unberücksichtigt. Eine derartige Prävalenzschätzung wäre daher selbst durch die Präferenzen von Patienten und ambulant tätigen Orthopäden beeinflusst. Die besondere Bedeutung der regional unterschiedlichen Erkrankungsprävalenz beim Vergleich von Krankenhausbehandlungshäufigkeiten auf Ebene der deutschen Stadt- und Landkreise ist für verschiedene chronische Erkrankungen nachgewiesen, weshalb zukünftige Analysen einen Prävalenzschätzer berücksichtigen sollten (Pollmanns et al. 2017).

Danksagung

Die Autoren danken dem Statistischen Bundesamt, Gruppe H1, für die Bereitstellung der Daten.

Literatur

- Abdi H. Bonferroni and Sidak Corrections for Multiple Comparisons. In: Salkind NJ. Encyclopedia of Measurement and Statistics. Thousand Oaks, CA: SAGE 2007; 103–7.
- Appleby J, Raleigh V, Frosini F, Bevan G, Gao H, Lyscom T. Variations in Health Care – The good, the bad and the inexplicable. https://www.kingsfund.org.uk/sites/files/kf/field/field_publication_file/Variations-in-health-care-good-bad-inexplicable-report-The-Kings-Fund-April-2011.pdf (21 Juni 2017).
- Bederman SS, Coyte PC, Kreder HJ, Mahomed NN, McIsaac WJ, Wright JG. Who's in the driver's seat? The influence of patient and physician enthusiasm on regional variation in degenerative lumbar spinal surgery: a population-based study. *Spine* 2011; 36 (6): 481–9.
- Bedermann SS, Rosen CD, Bhatia NN, Kiester PD, Gupta R. Drivers of surgery for the degenerative hip, knee, and spine: a systematic review. *Clin Orthop Relat Res* 2012; 470 (4): 1090–105.

- Birkmeyer JD, Reames BN, McCulloch P, Carr AJ, Campbell WB, Wennberg JE. Understanding of regional variation in the use of surgery. *Lancet* 2013; 382 (9898): 1121–9.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung. INKAR online – Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung. http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/InteraktiveAnwendungen/INKAR/inkar_online_node.html (21 Juni 2017).
- Drösler SE. Regionale Unterschiede in der Operationshäufigkeit – Bewertung der Daten und Handlungsbedarf. http://www.bundesaerztekammer.de/fileadmin/user_upload/downloads/pdf-Ordner/Versorgungsforschung/2015-05-29_GutachtenRegVariationen.pdf (21 Juni 2017).
- Fürstenberg T, Zich K, Hausteiner R. Regionale Unterschiede und deren Determinanten im Bereich der Wirbelsäulenchirurgie. In: Klauber J, Geraedts M, Friedrich J, Wasem J (Hrsg) Krankenhaus-Report 2012: Regionalität. Stuttgart: Schattauer 2012; 77–110.
- Mohammed MA, Cheng KK, Rouse A, Marshall T. Bristol, Shipman, and clinical governance: Shewhart's forgotten lessons. *Lancet* 2001; 357 (9254): 463–7.
- Pollmanns J, Romano PS, Weyermann M, Geraedts M, Drösler SE. Impact of Disease Prevalence Adjustment on Hospitalization Rates for Chronic Ambulatory Care-Sensitive Conditions in Germany. *Health Serv Res* (im Druck).
- Schäfer T, Pritzkeleit R, Hannemann F, Günther KP, Malzahn J, Niethard F, Krauspe R. Trends und regionale Unterschiede in der Inanspruchnahme von Wirbelsäulenoperationen. In: Klauber J, Geraedts M, Friedrich J, Wasem J (Hrsg) Krankenhaus-Report 2013: Mengendynamik: mehr Menge, mehr Nutzen? Stuttgart: Schattauer 2013; 111–34.
- Sørensen K, van den Broucke S, Fullam J, Doyle G, Pelikan J, Slonska Z, Brand H. Health literacy and public health: a systematic review and integration of definitions and models. *BMC Public Health* 2012; 12: 80.
- Spiegelhalter DJ. Funnel plots for comparing institutional performance. *Stat Med* 2005; 24 (8): 1185–202.
- Storz-Pfennig P. Deutschland: Geographische Variationen in der Gesundheitsversorgung. <https://www.oecd.org/berlin/publikationen/Deutschland-Geografische-Variationen-in-der-Gesundheitsversorgung.pdf> (21 Juni 2017).
- Vittinghoff E, McCulloch CE. Relaxing the rule of ten events per variable in logistic and Cox regression. *Am J Epidemiol* 2007; 165 (6): 710–8.
- Weinstein JN, Bronner KK, Morgan TS, Wennberg JE. Trends and geographic variations in major surgery for degenerative diseases of the hip, knee, and spine. *Health Aff (Millwood)* 2004; Suppl Variation: VAR81-9.
- Wennberg JE, Gittelsohn. Small area variations in health care delivery. *Science* 1973; 182 (4117): 1102–8.
- Wennberg JE. Unwarranted variations in healthcare delivery: implications for academic medical centres. *BMJ* 2002; 325 (7370): 961–4.
- Zich K, Tisch T. Faktencheck Rücken – Rückenschmerzbedingte Krankenhausaufenthalte und operative Eingriffe. https://faktencheck-gesundheit.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/VV_FC_RueckenoRueckenoRu_Studie_dt_final.pdf (21 Juni 2017).