



Health System Watch

III/DEZEMBER 2013

Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung in Österreich

Thomas Czypionka, Susanne Mayer, Gerald Röhrling, Markus Pock*

Zusammenfassung

Der ambulante Sektor ist trotz seiner zentralen Bedeutung für die Gesundheitsversorgung in Österreich wenig untersucht. Wir fassen die vorhandenen Studien zusammen und erörtern anhand der internationalen Literatur ausgewählte Forschungsansätze in der ambulanten Versorgungsforschung. In einem zweiten Teil werden die Ergebnisse eigener Regressionsanalysen zum Wechselspiel ambulanter extra- und intramuraler Versorgungsinstitutionen in Österreich präsentiert. Darin kristallisieren sich Zusammenhänge heraus, die den Weg der eingeschlagenen Gesundheitsreform bestätigen. Gleichzeitig zeigt diese Untersuchung (und ihre Limitationen) die Wichtigkeit von Datengrundlagen für die Versorgungsforschung und deren Fähigkeit zur Entscheidungsunterstützung.

Zusammenfassung

Einleitung

In der besseren Abstimmung und Nutzung des ambulanten Sektors wird schon seit langem ein Schlüssel zur Verbesserung der Versorgung und Effizienzsteigerung gesehen, ohne dass es bereits gelungen wäre, dieses Potenzial maßgeblich zu heben. In der Tat gibt es in Österreich anders als in vielen europäischen Ländern keine „Arbeitsteilung“ zwischen dem ambulanten intramuralen und dem extramuralen Bereich, da bei uns zwei verschiedene Player für die jeweiligen Teilbereiche zuständig sind. Die Gesundheitsreform 2013 nimmt sich dieses Problems als eines ihrer Kernthemen an, wobei die Wege zur Neuordnung bisher nur skizzenhaft existieren. Der Bundeszielsteuerungsvertrag sieht beispielsweise schon in der gemeinsamen Vision in Artikel 2 (5) vor, dass die kurative Versorgung an einem gemeinsam festzulegenden „Best Point of Service“ erfolgen soll. Eine in diesem Zusammenhang zentrale Frage ist, ob die einzelnen ambulanten Versorgungsinstitutionen in einem substitutiven oder in einem komplementären Verhältnis¹ zueinander stehen und damit verbunden beispielsweise potenziell angebotsinduzierend aufeinander einwirken.

Einleitung

* Alle: Institut für Höhere Studien (IHS); Stumpergasse 56, A-1060 Wien, Telefon: +43/1/599 91-127, E-Mail: health.econ@ihs.ac.at • Susanne Mayer: WU Wien
Frühere Ausgaben von Health System Watch sind abrufbar im Internet unter: <http://www.ihs.ac.at>

Bemerkung: Zum Zwecke der besseren Lesbarkeit werden Personenbezeichnungen in der männlichen Form gebraucht.

1 Zwei Versorgungsinstitutionen stehen in einem substitutiven Verhältnis, wenn die gesteigerte Nachfrage bei einem Akteur mit einer verringerten Nachfrage beim anderen Akteur einhergeht. Ein komplementäres Verhältnis hingegen besteht, wenn die erhöhte (verringerte) Nachfrage nach den Leistungen des einen Akteurs auch die Nachfrage nach den Leistungen des anderen steigert (reduziert).





Der erste Teil dieser Ausgabe des Health System Watch (HSW) beschäftigt sich mit einer Literaturanalyse zum ambulanten Versorgungssektor; dabei werden bestehende Arbeiten aus Österreich diskutiert sowie internationale Ergebnisse hinsichtlich der Determinanten der ärztlichen Niederlassungsentscheidung und der bestimmenden Faktoren der extramuralen Inanspruchnahme zusammengefasst. Zudem wird auch die Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage auf Basis internationaler Resultate erörtert. Im zweiten Teil dieser Ausgabe erfolgt die Präsentation zentraler Ergebnisse einer empirischen Studie des Instituts für Höhere Studien (IHS HealthEcon 2012/2013)² im Auftrag des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger; in dieser werden erstmals die Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung in Österreich inklusive Spitalsambulanzen untersucht.

Literaturanalyse zum ambulanten Versorgungssektor

Ein Blick auf die internationalen Forschungsansätze zeigt, dass der ambulante Versorgungssektor in anderen Ländern wesentlich stärker erforscht wurde als hierzulande. Im Folgenden werden Erkenntnisse von international publizierten Studien zu einer Reihe von Fragestellungen, die den ambulanten Sektor betreffen, zusammengefasst. Eine direkte Übertragung auf Österreich ist dabei natürlich nur bedingt möglich, da Systemunterschiede berücksichtigt werden müssen.

Determinanten der ärztlichen Niederlassungsentscheidung

In der Analyse der bestimmenden Faktoren für die extramurale Ärztedichte kristallisieren sich zwei Forschungsschwerpunkte heraus. Auf der arztindividuellen Ebene geht die Bedeutung von persönlichen Charakteristika der betroffenen Akteure hervor, wie beispielsweise von Kristiansen und Førde (1992) bereits vor rund 20 Jahren für norwegische Ärzte festgehalten. In dieser Studie untersuchen die Autoren die erklärenden Faktoren für die geografische Niederlassungsentscheidung von 322 norwegischen Fachärzten und berücksichtigen persönliche Charakteristika des Arztes (Alter, Geschlecht, Geburtsort und Familienstand) sowie des Ehepartners (Geburtsort, berufliche Mobilität) sowie weitere Einflussfaktoren zur Aus- und Weiterbildung, die der Niederlassung zeitlich vorgelagert waren. Neben dem Ort der Facharztausbildung, so das Ergebnis der Studie, scheinen der Geburtsort des Ehepartners und das Alter des Arztes (jüngere Ärzte lassen sich eher in peripheren Gebieten nieder) entscheidend für die individuelle Standortwahl der ärztlichen Tätigkeit. Einschränkend festzuhalten ist hierbei, dass aufgrund der großen Fläche des Landes die Bedeutung des Ortes der Facharztausbildung in Norwegen nicht mit einem Land wie Österreich verglichen werden kann.

Auf einer aggregierten Ebene, wie von Nocera und Wanzenried (2002) für das Schweizer Gesundheitswesen untersucht, wird die Bedeutung von Marktkonditionen für die räumliche Verteilung von Ärzten deutlich. Nocera und Wanzenried analysieren mittels Paneldaten (1960–1998) die Entwicklung der Ärztedichte in 26 Schweizer Kantonen und stellen folgende Hypothesen auf: Von der regionalen Bevölkerungsgröße (als Maßstab für die Marktgröße), dem professionellen Klima (das Interaktionsmöglichkeiten mit Kollegen und den Zugang zu anderen medizinischen Leistungen abbildet) und sozialen

² Langfassung: Czypionka T., Mayer S., Röhrling G., Pock M.: Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung in Österreich, IHS-Projektbericht, September 2013.





Annehmlichkeiten (wie Aus- und Weiterbildungsörtlichkeiten und Unterhaltungs- und Erholungsmöglichkeiten) erwarten sich die Autoren einen positiven Effekt auf das regionale Ärzteangebot. Von einer hohen Ärztedichte hingegen wird aus Konkurrenzgründen ein negativer Einfluss auf die Markteintrittsentscheidung erwartet. Die Untersuchung zeigt, dass öffentliche Allgemeinmediziner Gebiete mit hoher Ärztedichte sowie Universitätsspitäler eher meiden. Umgekehrt verhält es sich bei Fachärzten: Diese werden von einem hohen Bevölkerungswachstum und Universitätskrankenhäusern angezogen.

Für Österreich scheint in diesem Zusammenhang die Untersuchung von Gächter et al. (2012) erwähnenswert, die allerdings den spitalsambulanten Bereich nicht einschließt. Die Autoren gehen in ihrer Studie Faktoren nach, die die regionale Verteilung der niedergelassenen Ärzte erklären, und legen als ökonomisches Konzept die Standortwahl in einem räumlichen, wettbewerblichen Gebiet als Ausgangspunkt zugrunde. Da Vertragsärzte in ihrer Niederlassungsentscheidung an den Stellenplan der Krankenversicherungsträger gebunden sind, konzentrieren sich die Autoren auf jene Determinanten, die die Dichte von Wahlärzten in Abhängigkeit von der gegebenen Vertragsärztdichte erklären. Die Ärztedichte basiert dabei auf den entsprechenden „Kopfzahlen“ bezogen auf die regionale Bezirksbevölkerung.

Mithilfe des ökonometrischen Verfahrens der Panelanalyse für den Zeitraum 2002 bis 2008 auf Ebene der politischen Bezirke überprüfen Gächter et al. im Wesentlichen drei Hypothesen: Nachdem Vertrags- und Wahlärzte im Kern um dieselben Klienten konkurrieren würden, wären deren Leistungen auch als substitutiv einzuschätzen. Damit bestünde zwischen diesen Akteuren potenziell eine Wettbewerbssituation. Eine Bestätigung für diese Hypothese findet sich zumindest für Fachärzte als Gruppe in den Ergebnissen nicht. Dies kann laut den Autoren jedoch auch potenziell darauf zurückgeführt werden, dass sich in der Gesamtbetrachtung die (positiven und negativen) Interaktionen zwischen einzelnen Fachrichtungen gegenseitig aufheben. Für Allgemeinmediziner scheint die Konkurrenzhypothese jedoch zutreffend zu sein: Die Präsenz von Vertragsallgemeinmedizinern beeinflusst die Ansiedlung von Wahlallgemeinmedizinern signifikant negativ.

Da Vertragsallgemeinmediziner und Wahlfachärzte teilweise dieselben Leistungen anbieten würden, so die zweite Hypothese der Autoren, erwarten diese hier eine negative Beziehung zwischen Wahlfachärzten und Vertragsallgemeinmedizinern. Auf Basis gängiger Signifikanzniveaus kann diese Hypothese nicht bestätigt werden.

Schließlich würde ein Einkommensmaximierungsanreiz durch Patientenüberweisungen die vermehrte Präsenz von Wahlallgemeinmedizinern in der Umgebung von Wahlfachärzten und umgekehrt fördern. Diese würden auch einen potenziellen Substitutionseffekt zwischen den Leistungen von Allgemeinmedizinern und Fachärzten überwiegen, so die dritte Hypothese. In dieser Hinsicht findet sich in den Ergebnissen eindeutig positive Evidenz: Wahlfachärzte suchen die Nähe zu Wahlallgemeinmedizinern und umgekehrt – innerhalb eines solchen Bezirksnetzwerkes scheinen also beide Akteure durch Zusammenarbeit und Überweisungen voneinander zu profitieren.

In Hinblick auf mögliche angebotsinduzierende Interaktionen zwischen ambulantem und stationärem Sektor (Stichwort: Belegbettenüberweisung) interessant ist die von den Autoren dargestellte Information zum Anteil der Ärzte je Fachrichtung, die neben ihrer niedergelassenen Tätigkeit in einem Krankenhaus aktiv sind: Während eine solche Nebentätigkeit für rund 50 % der Wahlfachärzte zutreffend ist, praktiziert nur durch-



schnittlich jeder fünfte Vertragsfacharzt auch in einem Krankenhaus. Vergleichsweise wenig relevant ist dieses zusätzliche Tätigkeitsfeld auch für Allgemeinmediziner: 8 % der Vertragsallgemeinmediziner arbeiten zusätzlich in einem Krankenhaus, bei den Wahlallgemeinmedizinern beläuft sich dieser Anteil auf 12 % (Gächter et al. 2012: 266). Hinsichtlich der Kontrollvariablen, die als Indikatoren für das regionale Angebot von und die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in der Schätzung berücksichtigt wurden, bestehen drei statistisch signifikante Zusammenhänge: Die Dichte öffentlicher Krankenhausbetten beeinflusst die Dichte von Wahlfachärzten positiv und jene von Wahlallgemeinmedizinern negativ. Zudem zeigt sich eine positive Assoziation eines höheren Bildungsniveaus mit der Wahlfacharztdichte.

Bestimmende Faktoren der extramuralen Inanspruchnahme

Untersuchungen zu den Größen, die die patientenseitige Nutzung von privaten und öffentlichen medizinischen Leistungen erklären, kommen zu teilweise widersprüchlichen Schlüssen. Propper (2000) beispielsweise stellt in ihrer Panelanalyse (1990–1995) zu Großbritannien klare Unterschiede zwischen den Nutzern privater und öffentlicher medizinischer Versorgung fest. Die Nutzer differenzieren sich sowohl nach ihrem sozioökonomischen Hintergrund als auch nach ihrer Einstellung zum Gesundheitssystem. So nehmen Personen mit höherem Einkommen und einer politisch konservativen Einstellung eher private als öffentliche Leistungen in Anspruch. Die Untersuchung zeigt zudem einen starken Zusammenhang zwischen vergangener und aktueller Leistungsnutzung – innerhalb des privaten Sektors ebenso wie innerhalb des öffentlichen Sektors. Gleichzeitig zeigen die Patienten auch eine Mobilität zwischen den Sektoren. Somit scheinen öffentliche und private Anbieter in einem komplementären Verhältnis zu stehen. Wenig überraschend werden außerdem Privatleistungen vor allem von jenen Patienten genützt, für welche längere Wartezeiten mit höheren Opportunitätskosten (wie ein hoher Verdienstentgang) einhergehen.

Für das italienische Gesundheitssystem erörtern Atella und Deb (2008), in welchem Verhältnis Besuche bei öffentlich angestellten Allgemeinmedizinern sowie bei im öffentlichen bzw. privaten Sektor angestellten Fachärzten stehen (1999–2000). Ausgangspunkt ist die Patientenentscheidung, allgemeinmedizinische Leistungen (die kostenlos sind und keine Wartezeiten bedeuten) in Anspruch zu nehmen, während öffentliche Fachärzte nur gegen Vorlage einer Überweisung konsultiert werden können. Private Facharztleistungen, so die Annahme der Autoren, würden von Individuen nachgefragt werden, die in früheren allgemeinmedizinischen oder öffentlichen fachärztlichen Behandlungen mit einer niedrigen Qualität konfrontiert gewesen seien oder für die die Wartezeiten bei öffentlichen Fachärzten zu lang seien.

In der Untersuchung zeigt sich, dass Besuche bei Allgemeinmedizinern die Zahl der Besuche bei öffentlichen Fachärzten reduzieren, ebenso verringert sich die Zahl der Besuche bei privaten Fachärzten durch die Inanspruchnahme von allgemeinmedizinischen und öffentlichen fachärztlichen Leistungen. Dies spricht dafür, dass Gesundheitsleistungen von öffentlichen Allgemeinmedizinern, öffentlichen Fachärzten und privaten Fachärzten Substitute darstellen. Die Ergebnisse aus den in der Analyse inkludierten Kontrollvariablen als weiteren Determinanten der medizinischen Nutzung (selbst eingeschätzter Gesundheitszustand, Alter, Familienstand, Geschlecht, Bildungsniveau und Haushaltseinkommen) weisen wiederum auf unterschiedliche sozioökonomische Charakteristika der Nutzer öffentlicher und privater Leistungen hin. Gebildete Personen beispielsweise weisen weniger Besuche bei Allgemeinmedizinern auf, aber





gleichzeitig mehr Besuche bei privaten Fachärzten. Haushalte unter der Armutsgrenze konsultieren hingegen private Spezialisten weniger oft. Frauen suchen Ärzte generell öfter auf, wobei sich dieser Effekt insbesondere für private Fachärzte herauskristallisiert – was vielleicht auf die hohe Zahl privater Gynäkologen zurückzuführen ist. Dass verheiratete Personen häufiger zum Arzt gehen als nicht verheiratete, könnte man dahingehend interpretieren, dass erstere mehr auf ihre Gesundheit achten.

Ebenfalls für Italien, allerdings beschränkt auf die über 50-jährige Bevölkerung, erheben Fabbri und Monfardini (2002) die Determinanten zur Nutzung von privaten und öffentlichen Facharztleistungen (2001). Die Autoren bestätigen, dass die Zahl von privaten und öffentlichen Facharztbesuchen durch unterschiedliche Einflussfaktoren bestimmt wird. Ein höheres Familieneinkommen geht mit einer stärkeren Nutzung privater Leistungen einher, während ein höheres Bildungsniveau einen positiven Einfluss auf die Inanspruchnahme sowohl öffentlicher als auch privater Facharztleistungen hat. Auch eine Privatversicherung führt zu einer stärkeren Nachfrage nach privaten Fachärzten. Es bestätigt sich außerdem, dass Frauen einen Facharzt häufiger konsultieren als Männer. Altersbedingte Unterschiede zeigen sich in der Untersuchung dieser Population hingegen nicht.

Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage

Eine international viel diskutierte und untersuchte Fragestellung in der Gesundheitsökonomie ist jene nach der Existenz von angebotsinduzierter Nachfrage, wie sie der Rechnungshof (2011) auch nieder- und oberösterreichischen Ballungszentren bescheinigt hat. Die Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage besagt, dass ein Arzt die Nachfrage seiner Patienten nach ärztlichen Leistungen zugunsten seines eigenen Einkommens beeinflussen wird, wenn er einem negativen Einkommensschock ausgesetzt ist. Ein solcher Einkommensschock kann beispielsweise durch den Anstieg der Ärztedichte in einer Region ausgelöst, oder aber auch durch exogene Nachfrageänderungen (wie Verhaltensänderungen oder geänderte Bedürfnisse) sowie Gebührenänderungen initiiert werden. Da die Arzt-Patienten-Beziehung durch eine Informationsasymmetrie zugunsten des Arztes charakterisiert ist und der Patient dem Arzt aufgrund dessen medizinischen Wissensvorsprungs dennoch Vertrauen entgegenbringt, kann ein Arzt bei einem Einkommensschock seine eigene Auslastung erhöhen (Fabbri und Monfardini 2002; Breyer et al. 2003).

In welchem Ausmaß dies in der Praxis der Fall ist, hängt beispielsweise vom Krankheitsbild ab; der Behandlungsspielraum für einen Arzt ist umso größer, je weniger Konsens in der Fachwelt über die optimale Behandlungsstrategie herrscht (Scott und Shiell 1997). Aber auch mangelnde klinische Vorgaben oder das Ausmaß des durch eine Behandlung potenziell zugefügten Schadens können angebotsinduzierendes Verhalten begünstigen (Chandra et al. 2012).

Die empirische Evidenz zur Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage ist gemischt: Iversen (2004) stellt in seiner Untersuchung norwegischer Hausärzte fest, dass Ärzte, die weniger Patienten als von ihnen gewünscht haben, pro Person ein höheres Einkommen erzielen als andere Ärzte – was in diesem Kontext für angebotsinduzierendes Verhalten spricht. Iversen konnte dabei ein natürliches Experiment statistisch sehr genau analysieren. In Norwegen wurde eine Art Listensystem mit Präferenzbekundungen für Patienten und Ärzte eingeführt. Jedermann konnte eine Wunschliste von Hausärzten einreichen und wurde nach Maßgabe der Kapazitäten zugewiesen. Die Ärzte wiederum gaben bekannt, wie viele Patienten sie bereit waren aufzunehmen. Dadurch



lag gleichzeitig die Information vor, welche Ärzte nach erfolgter Zuteilung ihrem Wunsch entsprechend viele Patienten auf der Liste hatten und welche weniger als die gewünschte Anzahl an Patienten zugeteilt bekamen und somit eine mangelnde Auslastung hatten. Es zeigt sich, dass diese Ärzte für vergleichbare Patienten mehr Leistungen abrechneten als ihre Kollegen, die die gewünschte Anzahl an Patienten zugeteilt bekommen hatten.

Ähnlich verhält es sich bei Jacobson et al. (2010), die die Effekte einer Änderung der Kostenrückerstattung für Chemotherapie-Medikamente in den USA untersuchen. Vor dem Stichtag 1. Jänner 2005 wurden in diesem Zusammenhang von der staatlichen Versicherung Medicare entweder die Gebühr, die für die Behandlung verschrieben wurde, oder 95 % des durchschnittlichen Großhandelspreises des Medikaments finanziert. Tatsächlich bestand bei vielen Medikamenten die Möglichkeit, sie weit unter dem durchschnittlichen Großhandelspreis zu erwerben; per 1. Jänner 2005 wurde der Rückvergütungspreis den durchschnittlichen vergangenen Verkaufspreisen plus einem Aufschlag von 6 % angepasst. Die Autoren konnten in Folge Änderungen im ärztlichen Verschreibungsverhalten in der Verschreibung von fünf Medikamenten zur Erstbehandlung von Lungenkarzinom feststellen. Jene Medikamente mit der deutlichsten Reduktion der Rückerstattungshöhe wurden danach seltener verschrieben, während ein relativ teures Medikament, dessen Rückerstattungshöhe nur geringfügig reduziert wurde, häufiger verschrieben wurde. Dies überrascht auch insofern, als antineoplastische Therapeutika weitgehend standardisiert verschrieben werden sollten.

Zu einer vor dem Hintergrund der Theorie zur Angebotsinduktion überraschenden Erkenntnis kommen Madden et al. (2005). Die Autoren überprüften das Vorliegen einer angebotsinduzierten Nachfrage anhand einer Änderung im irischen Entlohnungssystem für General Practitioners (1989). Für die Behandlung von „Medical Card“-Patienten, also den öffentlich Versicherten (die unterhalb einer bestimmten Einkommensgrenze liegen), wurde die Vergütung von Einzelleistungen durch eine Kopfpauschale ersetzt, während Privatpatienten weiterhin für jede einzelne Leistung (selbst) zahlten. Im Vergleich der Veränderung der Besuchszahlen zeigt sich jedoch ein stärkerer Rückgang der Besuche von Privatpatienten als von „Medical Card“-Patienten. Da das irische Gesundheitssystem zu diesem Zeitpunkt aber auch von anderen Faktoren beeinflusst wurde, ist die Interpretation der Ergebnisse schwierig.

Scott und Shiell (1997) widmen sich in einer Untersuchung dem Verhalten australischer General Practitioners und untersuchen die Anzahl der Nachuntersuchungen für vier Krankheitsbilder im Zusammenhang mit der Ärztedichte. Die artzindividuelle Entscheidung über Folgebesuche – als Indiz für angebotsinduziertes Verhalten – ist den Autoren zufolge nicht isoliert zu sehen, sondern eingebettet in die Charakteristika des Arztes bzw. der Praxis, wobei Letztere wiederum in die Eigenheiten der Region eingebettet ist. Die Untersuchung zeigt, dass die Empfehlung zum erneuten Aufsuchen der Praxis zu Kontrollzwecken nur bei einer der Krankheiten – Mittelohrentzündung – einen signifikanten Zusammenhang zur Ärztedichte aufweist. In diesem Fall könnte eine höhere Ärztedichte über einen drohenden Einkommensschock eine Empfehlung zum Folgebesuch erklären. Insgesamt scheint also die Hypothese, dass in Gebieten mit starkem Wettbewerb eher weitere Konsultationen von Seiten des Arztes angeregt werden, vom Krankheitsbild abhängig zu sein. Bei allen vier Krankheiten hingegen liefern das Alter der Patienten und die Anordnung eines Diagnostetests einen signifikanten Erklärungsbeitrag, während Charakteristika der Ärzte wie Alter oder Ort der Ausbildung wiederum lediglich für manche Erkrankungen Folgekonsultationen erklären können.





Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung: eine erste umfassende empirische Analyse für Österreich

Bisherige Analysen für Österreich und deren Schwachpunkte

Trotz der Wichtigkeit des Themas stehen bislang nur wenige Untersuchungen zum ambulanten Sektor in Österreich zur Verfügung. Die Oberösterreichische Gebietskrankenkasse (OÖGKK 2008) führte 2008 für Oberösterreich auf Basis altersstandardisierter Daten Korrelationsanalysen zu drei Zusammenhängen durch: Es wurde die Inanspruchnahme von niedergelassenen Vertragsfachärzten (approximiert mittels abgerechneter Fälle) mit der spitalsambulanten Inanspruchnahme (gemessen mittels ambulanter Fälle) korreliert, die Inanspruchnahme von niedergelassenen Vertragsfachärzten mit der stationären Inanspruchnahme (anhand von Krankenhausaufenthalten) und schließlich die Inanspruchnahme von Vertragsallgemeinmedizinerinnen mit jener von Vertragsfachärzten in Relation gesetzt. Interaktionen mit Wahlärzten wurden nicht analysiert. In allen drei Fällen konnte eine jeweils positive lineare Korrelation festgestellt werden, d. h., eine hohe Inanspruchnahme in einem Bereich geht mit einer hohen Inanspruchnahme im anderen Bereich einher – die einzelnen Versorgungsinstitutionen stehen also in einem komplementären Verhältnis. Da diese Zusammenhänge in den Ballungszentren Linz, Steyr und Wels noch stärker ausgeprägt waren als in ländlichen Gebieten, spricht dies zudem dafür, dass die Komplementärbeziehung insbesondere in dicht besiedelten Gebieten besteht.

Eine vergleichbare Analyse wurde vom Rechnungshof (2011) auch für Niederösterreich durchgeführt. Dabei wurde zwischen den Besuchen bei Allgemeinmedizinerinnen bzw. Fachärztinnen und den spitalsambulanten Frequenzen ebenfalls eine hohe Korrelation beobachtet, die sich wiederum in den Ballungsräumen verstärkt. Dieses Ergebnis für Niederösterreich sowie jenes für Oberösterreich interpretiert der Rechnungshof schließlich als Hinweis auf angebotsinduzierte Nachfrage in den dichter besiedelten Regionen.

In diesem Zusammenhang ist allerdings einschränkend festzuhalten, dass für eine derartige Schlussfolgerung die gewählte methodische Vorgehensweise der Korrelationsanalyse problematisch ist. Bei der Korrelationsanalyse handelt es sich um eine zweidimensionale Analyse, die es lediglich ermöglicht, den paarweisen Zusammenhang zwischen Variablen darzustellen. Diese Abbildung der Stärke der linearen Zusammenhänge lässt keine Aussagen über die Kausalität (Ursache-Wirkung-Zusammenhang) einer identifizierten Beziehung zu: Sowohl über die Richtung des Zusammenhangs, als auch darüber, ob tatsächlich ein direkter Zusammenhang besteht oder stattdessen ein Zusammenhang über eine Drittvariable, kann keine Aussage getroffen werden.

IHS-Studiendesign

Vor dem Hintergrund der beschriebenen empirischen Analysen war die Zielsetzung der Studie, zu untersuchen, welche Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung in Österreich bestehen. Konkret wurde dabei der Forschungsfrage nachgegangen, ob zwischen den einzelnen Sektoren – unter Berücksichtigung auf soziodemografischer und geografischer Einflussfaktoren – ein substitutives oder komplementäres Verhältnis besteht.

Die untersuchten medizinischen Versorgungssektoren setzen sich extramural aus den Vertragsärztinnen der Allgemeinmedizin und den allgemeinen Vertragsfachärztinnen sowie

Interdependenzen in der ambulanten medizinischen Versorgung: eine erste umfassende empirische Analyse für Österreich





den Wahlärzten der Allgemeinmedizin und den allgemeinen Wahlfachärzten zusammen. Intramural wurden im Bereich der Fondsspitäler die Spitalsambulanzen über die nicht-bettenführenden Kostenstellen und der stationäre Bereich über die bettenführenden Kostenstellen abgedeckt. Die Zusammenhänge wurden auf Basis von ökonomischen Variablen bzw. der Produktivität der Akteure untersucht. Einflussfaktoren wie Wartezeiten, die Qualität der Behandlung und die angebotenen Leistungen wurden somit nicht direkt berücksichtigt.

Datengrundlage

Zur Abbildung des niedergelassenen Bereichs konnte auf Daten der Sozialversicherung zurückgegriffen werden; es handelt sich einerseits um sogenannte ambulante Versorgungseinheiten (AVE), vorliegend für den vertrags- und wahlärztlichen Bereich, und andererseits um Erstkonsultationen (EK) als Maß für die Inanspruchnahme im Bereich der Vertragsärzte. Ambulante Versorgungseinheiten (AVE) pro Fachrichtung und Region berechnen sich für den Vertragsarztbereich aus dem Verhältnis zwischen den Erstkonsultationen in der Region und dem österreichischen Mittelwert pro „Vollvertragsarzt“³. AVE können somit auch als „Vollvertragsarzt-Äquivalente“ bezeichnet werden. Für den Wahlarztbereich basiert die Kennzahl der AVE auf den korrigierten regionalen Wahlarztkostenerstattungen, standardisiert auf den durchschnittlichen Umsatz eines niedergelassenen Vertragsarztes des entsprechenden Fachgebiets. Ein Bezug auf die Erstkonsultationen wie bei den Vertragsärzten ist aufgrund fehlender bzw. ungenügender Daten im Wahlarztbereich nicht möglich. Gegenüber reinen ärztlichen Kopffzahlen stellen AVE eine Datenverbesserung dar, wenn die tatsächliche Versorgungssituation erfasst werden soll. Zwar sind AVE-Daten im Wahlarztbereich in der Abbildung der Versorgungswirksamkeit auch problematisch, dennoch wird eine Pro-Kopf-Betrachtung dem noch weniger gerecht. Es ist beispielsweise in Österreich weit verbreitet, dass Spitalsärzte ihr Gehalt durch eine private Wahlarztpraxis ergänzen.

Im Sektor der Fondsspitäler wurde die Inanspruchnahme der Spitalsambulanzen über die Frequenzen ambulanter Patienten und im rein stationären Bereich anhand der stationären Aufenthalte abgebildet. Zudem fanden geografische und soziodemografische Einflussfaktoren in den Modellen als Kontrollvariablen Eingang. Somit wurden in den folgenden Regressionen theoretisch die Partialeffekte ausgehend von Variablen wie regionaler Gebietsgröße, Bevölkerungsdichte, Altersstruktur, Beschäftigungsstruktur, Einkommen und Bildung aus den interessierenden Zusammenhängen herausgerechnet.

Die Datengrundlage basiert auf der Ebene der 121 österreichischen politischen Bezirke, zudem wurden auch Modelle auf Basis der 32 Versorgungsregionen sowie der Bezirke ohne Wien geschätzt. Dies ermöglichte einen Vergleich der Ergebnisse auf unterschiedlichen Datenebenen, aber auch einen Robustheitscheck bzw. eine Einschätzung dahingehend, inwiefern sich weniger detaillierte Daten auf die Ergebnisse auswirken. Da hierbei qualitativ im Wesentlichen keine Unterschiede festgestellt wurden, wird auf deren zusätzliche (grafische) Darstellung im Rahmen dieses Artikels verzichtet. In den folgenden Modellen wird jeweils die Inanspruchnahme der Spitalsambulanzen der Fondsspitäler modelliert (erklärt); es wurden zudem auch andere Modelle berechnet, in denen beispielsweise die Inanspruchnahme des niedergelassenen vertrags- und wahlärztlichen Bereichs erklärt wird, diese sind jedoch nicht Gegenstand des vorliegenden Artikels.

³ Arzt, der einen ganzjährig aufrechten Vertrag mit allen Krankenversicherungsträgern aufweist.





Dort, wo es sinnvoll war, wurden die Daten auf die pendlerbereinigte regionale Bevölkerung bezogen. Nachdem der Wiener Bezirk Alsergrund aufgrund des Allgemeinen Krankenhauses (AKH) hinsichtlich der Frequenzen ambulanter Patienten einen Ausreißer darstellt, wurde er aus den Analysen ausgeschlossen; da das Wechselspiel zwischen spitalsambulanten und niedergelassenem Bereich in einem Bezirk von Interesse ist, wurden Bezirke ohne Spitalsambulanzen in der Analyse nicht berücksichtigt.⁴ Alle Daten wurden für das Jahr 2010 und nach Standort des Fondsspitals bzw. der Arztpraxis verwendet. Für unsere Fragestellung erachten wir diese Herangehensweise als sinnvoll, um auf eine konsistente Datengrundlage in allen Sektoren zurückgreifen zu können.⁵ Sollten Daten wie die Frequenzen ambulanter Patienten zukünftig auch nach Wohnsitz der Patienten verfügbar sein, könnte auch die verwandte Fragestellung nach der Komplementarität bzw. Substituierbarkeit bezogen auf die Patienten untersucht werden. Einen ersten Hinweis darauf ergeben die Modelle auf Ebene der Versorgungsregionen, da diese Standorte und Patienten nach Erreichbarkeit stärker zusammenfassen.

Methoden

Mithilfe der Korrelationsanalyse wurde in einem ersten Schritt die Stärke der linearen Zusammenhänge zwischen den einzelnen Versorgungsinstitutionen und den Kontrollvariablen erhoben.⁶ Unter Anwendung des ökonomischen Verfahrens der Regressionsanalyse wurden mittels der Methode der kleinsten Quadrate (Ordinary Least Square, OLS) in einem zweiten Schritt mehrere Modelle geschätzt, in denen jeweils eine unterschiedliche Perspektive zur Ergründung der Interdependenzen eingenommen wird (Modellgruppe 1, 2 und 3) und unterschiedliche Kausalitätsrichtungen (Modellgruppe 4 – Resultate nicht dargestellt) angenommen werden. Im Zuge der Regressionsanalyse können sogenannte Partialeffekte berechnet werden, um den Einfluss mehrerer Variablen auf die interessierende Größe in ihre Teileffekte aufzuspalten. Dies kann in Bezug auf die untersuchte Frage nach dem Zusammenhang der verschiedenen Versorgungsinstitutionen von großer Bedeutung sein, um beispielsweise den Effekt des Einkommens auf die Inanspruchnahme ärztlicher Leistungen gleichsam herauszurechnen. Bei bezirksweisen Vergleichen können ansonsten falsche Schlussfolgerungen gezogen werden, weil Zusammenhänge zum Beispiel scheinbar mit der Anbieterdichte, aber in Wahrheit mit der finanziellen Stärke potenzieller Patienten bestehen.

Ergebnisse

Modellgruppe 1 – spitalsambulante Inanspruchnahme als abhängige Größe (Datengrundlage „AVE“)

In den ökonomischen Schätzungen zu Modellgruppe 1 wurde zur Erklärung der Inanspruchnahme der Spitalsambulanzen in Abhängigkeit vom niedergelassenen Vertrags- und Wahlarztbereich auf ambulante Versorgungseinheiten (AVE) als Proxy⁷ für die Versorgungswirksamkeit des extramuralen Bereichs zurückgegriffen.

4 Dadurch wurde in den Bezirken ohne Spitalsambulanzen auch die Inanspruchnahme des niedergelassenen Bereichs nicht berücksichtigt; da es sich dabei nur um wenige Bezirke handelt, ist der Effekt vernachlässigbar. Auf Ebene der Versorgungsregionen handelt es sich in beiden Bereichen um eine Vollerfassung.

5 Die Frequenzen ambulanter Patienten existieren gegenwärtig ausschließlich nach Standort der Fondskrankenanstalt. Es ist daher sinnvoll, zur Modellierung der Inanspruchnahme des spitalsambulanten Bereichs auch bei den Erklärungsgrößen im niedergelassenen (AVE und EK) und im rein stationären Bereich (stationäre Aufenthalte) ebenfalls standortbezogene Daten zu verwenden.

6 Eine Darstellung der hier nicht abgebildeten Korrelationskoeffizienten findet sich in der Langfassung des Berichts.

7 Ein Proxy ist eine Variable, die zwar nicht direkt die interessierende Größe darstellt, aber an ihrer statt („als Proxy“) verwendet wird, beispielsweise weil für die eigentlich interessierende Größe keine Daten verfügbar sind.





Die Regressionsanalyse auf Bezirksebene (korrigiertes R^2 : 0,814)⁸ brachte hinsichtlich der interessierenden Variablen folgende statistisch signifikante Ergebnisse zutage: Je höher die Versorgungswirksamkeit (AVE) im Vertragsarztbereich, desto niedriger die spitalsambulante Inanspruchnahme. Umgekehrt zeigte sich, dass eine höhere Versorgungswirksamkeit (AVE) im Wahlarztbereich mit einer höheren spitalsambulanten Inanspruchnahme assoziiert ist.

Die Regression (korrigiertes R^2 : 0,819), in welcher zur Isolierung des Einflusses der niedergelassenen Spezialisten nach Fachrichtungen differenziert wird, weist außerdem u. a. darauf hin, dass eine höhere Dichte von Wahlfachärzten mit einer höheren Inanspruchnahme von Spitalsambulanzen einhergeht. Für die Versorgungswirksamkeit von Vertragsfachärzten findet sich im Modell hingegen keine Evidenz für einen Zusammenhang mit der spitalsambulanten Inanspruchnahme.

In der Interpretation der Einflüsse von Fachärzten gilt es zu berücksichtigen, dass es sich bei der untersuchten Variable um die Gesamtheit der (allgemeinen) Fachärzte handelt und sich die Zusammenhänge für einzelne Facharztgruppen durchaus differenziert darstellen können. Dem wurde im Rahmen der Studie für den vertragsärztlichen Bereich Rechnung getragen, indem anhand verschiedener Beispiele die spitalsambulante Inanspruchnahme nach Fachgruppen in Abhängigkeit von den Erstkonsultationen verschiedener niedergelassener Fachrichtungen (und weiteren Kontrollvariablen) modelliert wurde (siehe Langfassung des Berichts). Dabei stellte sich heraus, dass die Hypothese, dass die Inanspruchnahme im Bereich der Spitalsambulanzen durch die EK bestimmter Fachgruppen bestimmt wird, im Allgemeinen nicht abgelehnt werden kann. Da aber keine allgemeingültigen Aussagen über die untersuchten Fachrichtungen hinweg getroffen werden können, wird auf eine diesbezügliche Ergebnisdarstellung in diesem Artikel verzichtet.

Ohne Berücksichtigung der Wiener Bezirke (Resultate nicht dargestellt) zeigt sich in der Erklärung der spitalsambulanten Inanspruchnahme durch die AVE der niedergelassenen Allgemein- und Fachärzte, dass die Ergebnisse hinsichtlich ihrer Interpretation (Richtung des Zusammenhangs) stabil sind. Die Regressionskoeffizienten weisen dieselben Vorzeichen auf und sind in ihrer Größenordnung vergleichbar. Lediglich die Signifikanz der Koeffizienten ändert sich: Während sich die Koeffizienten der Vertragsallgemeinmediziner im Modell inklusive Wien noch auf einem Signifikanzniveau von 5 % von null unterschieden, tun sie dies im Modell ohne Wien nur auf einem Niveau von 10 %. Die Signifikanz des Koeffizienten der Wahlfachärzte ändert sich von 10 % auf 15 %. Dieser Sachverhalt lässt sich durch zwei Faktoren erklären. Dem Modell fehlen die Wiener Datenpunkte bzw. rund ein Viertel der Bevölkerung (je mehr Datenpunkte, desto trennschärfer das Ergebnis), Wien ist aufgrund seiner besonderen geografischen Lage jedoch auch eine Sonderstellung zuzuordnen. Welcher der beiden Effekte überwiegt, kann in diesem Modell nicht einwandfrei bestimmt werden; es dürfte wohl beides zutreffen. Ein von der Datenqualität her besseres Modell kann hier Abhilfe schaffen. Daher wurden auch Erstkonsultationsdaten (ohne Wahlarztbereich) zur Verfügung gestellt, welche die Inanspruchnahme des vertragsärztlichen Bereichs aus unserer Sicht besser vergleichbar zur Inanspruchnahme der Spitalsambulanzen (ambulanten Frequenzen) abbilden.

⁸ Das R^2 ist ein Gütemaß für die Schätzung. Das korrigierte R^2 berücksichtigt, dass das Maß mit zunehmender Anzahl an Variablen natürlicherweise zunimmt. Die korrigierten R^2 in unseren Schätzungen sind – umso mehr für sozialwissenschaftliche Zusammenhänge – durchwegs als sehr hoch anzusehen.



Modellgruppe 2 – spitalsambulante Inanspruchnahme als abhängige Größe (Datengrundlage „EK“)

Um auch im niedergelassenen Bereich in Analogie zum spitalsambulanten Bereich ein reines Maß für die Inanspruchnahme zu inkludieren, wurde in Modellgruppe 2 der Vertragsarztbereich (ohne Wahlarztbereich⁹) mittels Erstkonsultationen¹⁰ (anstelle ambulanter Versorgungseinheiten) abgebildet.

Das Regressionsergebnis auf Bezirksebene (korrigiertes R^2 : 0,815) lässt hier auf einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen extramuraler vertragsärztlicher (EK) und spitalsambulanter Inanspruchnahme schließen (Resultate nicht dargestellt): Je höher die Erstkonsultationen im niedergelassenen vertragsärztlichen Bereich, desto niedriger die Inanspruchnahme von Spitalsambulanzen. Exklusive der Wiener Bezirke bestätigt sich die negative Einflussrichtung, der Effekt ist allerdings auf Basis gängiger Signifikanzniveaus nicht signifikant.

Hinsichtlich des Einflusses der fachärztlichen Inanspruchnahme (Tabelle 1 bzw. Abbildung 1)¹¹ ist auf Bezirksebene (korrigiertes R^2 : 0,817) kein statistisch signifikanter Zusammenhang zu identifizieren (Signifikanz des Regressionskoeffizienten $> 0,15$); dafür zeigt sich ein signifikant negativer Effekt der Inanspruchnahme von Allgemeinmedizinerinnen (negativer (standardisierter) Regressionskoeffizient: Signifikanz $< 0,05$). Eine höhere Inanspruchnahme des niedergelassenen allgemeinmedizinischen Bereichs ist also mit einer geringeren spitalsambulanten Inanspruchnahme assoziiert. Dieser Zusammenhang lässt sich auch auf Ebene der Versorgungsregionen erkennen und bestätigt sich auch in der Analyse ohne Wien (Resultate nicht dargestellt).

Tabelle 1: Erklärungsgrößen für die spitalsambulante Inanspruchnahme nach niedergelassenen Fachrichtungen (Modellgruppe EK) – Detailergebnisse

	Nicht standardisierte Regressionskoeffizienten	Standardisierte Koeffizienten ¹	T-Wert ²	Kollinearitätsstatistik (VIF) ³
(Konstante)	2,70		3,67 ***	
EK Vertragsallgemeinmediziner	-0,50	-0,22	-3,04 ***	2,49
EK Vertragsfachärzte	-0,09	-0,04	-0,62	1,65
Stationäre Aufenthalte	6,06	0,86	14,82 ***	1,61
Gebietsgröße	-0,00	-0,08	-1,30	1,78
Akademikeranteil	-5,63	-0,24	-3,42 ***	2,34

*** Signifikanzniveau: 5 %; ** Signifikanzniveau: 10 %; * Signifikanzniveau: 15 %

1 Die Angabe des standardisierten Koeffizienten Beta ermöglicht den Vergleich der Einflussstärken verschiedener unabhängiger Variablen mit unterschiedlichen Maßeinheiten. Der standardisierte Koeffizient kann Werte zwischen -1 und 1 annehmen.

2 Prüfgröße, mit der getestet wird, ob sich der Regressionskoeffizient signifikant von 0 unterscheidet.

3 Ist der Variance Inflation Factor (VIF) kleiner als der Wert 10, so ist davon auszugehen, dass keine Multikollinearität (Abhängigkeitsbeziehungen zwischen den erklärenden Variablen) vorliegt.

Korrigiertes R-Quadrat: 0,817

Quelle: IHS HealthEcon 2013.

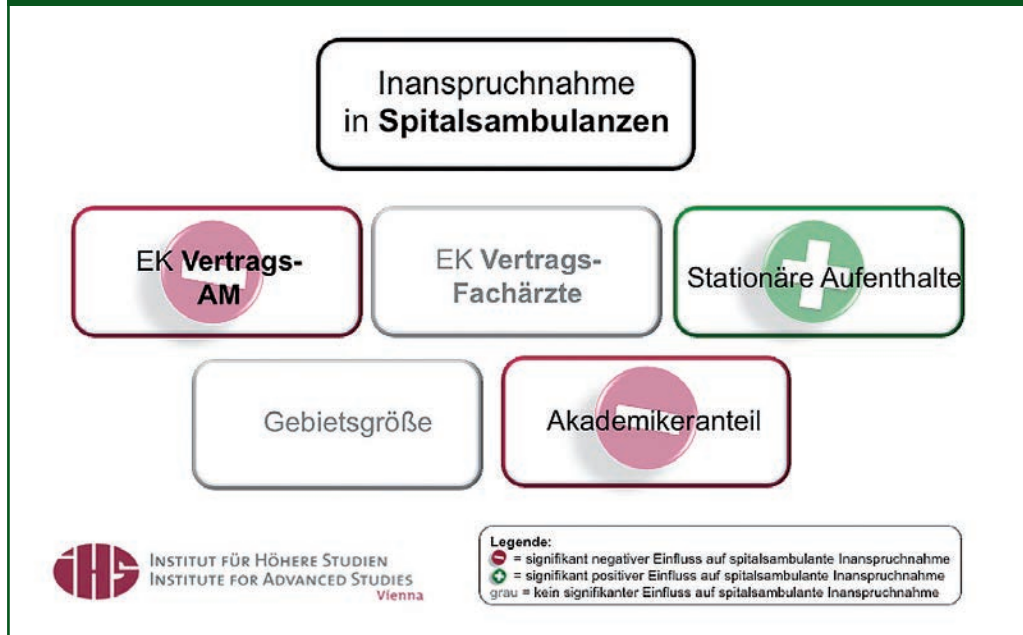
9 Für den Wahlarztbereich stehen keine Erstkonsultationsdaten zur Verfügung.

10 Es stehen ausschließlich Erst- und keine Folgekonsultationsdaten zur Verfügung; da dies aber für alle österreichischen Bezirke Gültigkeit besitzt, sollte es auf die Zusammenhänge im Regressionsmodell keinen Einfluss haben.

11 Aufgrund der möglichen Korrelation zwischen den erklärenden Variablen ist hier auch die Kollinearitätsstatistik zu beachten. Sie zeigt durchwegs akzeptable Werte; der Variance Inflation Factor (VIF) liegt in allen Modellen unter der geforderten Grenze von 10.



Abbildung 1: Erklärungsgrößen für die spitalsambulante Inanspruchnahme nach niedergelassenen Fachrichtungen (Modellgruppe EK) – Visualisierung von Tabelle 1



Quelle: IHS HealthEcon 2013.

Modellgruppe 3 – spitalsambulante Inanspruchnahme als abhängige Größe (Datengrundlage „EK“ und „AVE“)

Im gemischten Modell (korrigiertes R^2 : 0,819), das den niedergelassenen Vertragsarztbereich mittels EK-Daten und den niedergelassenen Wahlarztbereich mittels AVE-Daten abbildet (Bezirksebene), bestätigen sich die in den Modellgruppen 1 und 2 identifizierten Erklärungsfaktoren und Einflussrichtungen bezüglich der Frequenzen ambu-

Tabelle 2: Erklärungsgrößen für die spitalsambulante Inanspruchnahme nach niedergelassenen Fachrichtungen (Modellgruppe EK-AVE) – Detailergebnisse

	Nicht standardisierte Regressionskoeffizienten	Standardisierte Koeffizienten ¹	T-Wert ²	Kollinearitätsstatistik (VIF) ³
(Konstante)	2,68		3,51 ***	
EK Vertragsallgemeinmediziner	-0,48	-0,21	-2,88 ***	2,65
EK Vertragsfachärzte	-0,14	-0,06	-0,99	1,73
AVE Wahlallgemeinmediziner	-7,91	-0,04	-0,81	1,24
AVE Wahlfacharzt	5,65	0,09	1,76 **	1,33
Stationäre Aufenthalte	6,05	0,86	14,81 ***	1,63
Gebietsgröße	-0,00	-0,10	-1,62 *	1,95
Akademikeranteil	-6,21	-0,26	-3,71 ***	2,45

*** Signifikanzniveau: 5 %; ** Signifikanzniveau: 10 %; * Signifikanzniveau: 15 %

1 Die Angabe des standardisierten Koeffizienten Beta ermöglicht den Vergleich der Einflussstärken verschiedener unabhängiger Variablen mit unterschiedlichen Maßeinheiten. Der standardisierte Koeffizient kann Werte zwischen -1 und 1 annehmen.

2 Prüfgröße, mit der getestet wird, ob sich der Regressionskoeffizient signifikant von 0 unterscheidet.

3 Ist der Variance Inflation Factor (VIF) kleiner als der Wert 10, so ist davon auszugehen, dass keine Multikollinearität (Abhängigkeitsbeziehungen zwischen den erklärenden Variablen) vorliegt.

Korrigiertes R-Quadrat: 0,819

Quelle: IHS HealthEcon 2013.





Abbildung 2: Erklärungsgrößen für die spitalsambulante Inanspruchnahme nach niedergelassenen Fachrichtungen (Modellgruppe EK-AVE) – Visualisierung von Tabelle 2



Quelle: IHS HealthEcon 2013.

lanter Patienten ausgehend vom extramural-ambulanten Versorgungsbereich (Tabelle 2 bzw. Abbildung 2). Eine höhere Inanspruchnahme von Vertragsallgemeinmedizinern reduziert die spitalsambulante Inanspruchnahme (auf einem Niveau von 5 % signifikant negativer (standardisierter) Regressionskoeffizient), während eine höhere Versorgungswirksamkeit von Wahlfachärzten auch mit einer erhöhten Inanspruchnahme von Spitalsambulanzen einhergeht (auf einem Niveau von 10 % signifikant positiver (standardisierter) Regressionskoeffizient).

Der signifikant negative Einfluss der Vertragsallgemeinmediziner kristallisiert sich auch in der Analyse auf Ebene der Versorgungsregionen sowie in der Analyse exklusive Wien heraus (Resultate nicht dargestellt).

Kontrollvariablen

Aus den Regressionsergebnissen der Kontrollvariablen in den Modellgruppen 1 bis 3 geht eine große Gemeinsamkeit hervor: Einen besonders starken und positiven Beitrag zur Erklärung der spitalsambulanten Inanspruchnahme liefert die Zahl der stationären Aufenthalte (vgl. die auf einem Niveau von 5 % signifikant positiven (standardisierten) Regressionskoeffizienten in Tabelle 1 und Tabelle 2). Je größer die Zahl der stationären Aufenthalte, desto höher die Frequenzen ambulanter Patienten. Dieser Zusammenhang ist auch insofern plausibel, als die Ambulanztätigkeit wesentlich von der Größe des Spitals und den veranlassten Vor- und Nachuntersuchungen bestimmt wird. Gleichzeitig macht dieses Resultat deutlich, dass die Berücksichtigung der stationären Aufenthalte zentral ist, um diesen Effekt von den interessierenden Zusammenhängen zu isolieren.



Die weiteren geografische und soziodemografischen Kontrollvariablen offenbaren ebenfalls interessante Zusammenhänge mit den verschiedenen Sektoren bzw. Akteuren: Die Flächenvariable weist in den meisten Modellen auf einen signifikant negativen Einfluss auf die Versorgungsinstitutionen hin (vgl. die auf einem Niveau von 15 % signifikant positiven (standardisierten) Regressionskoeffizienten in Tabelle 1 und Tabelle 2): Je größer die Bezirksfläche und damit der potenzielle „Reiseaufwand“, desto niedriger also die regionale Inanspruchnahme der Leistungserbringer. Der (standardisierte) Koeffizient der Bildungsvariable bzw. damit hochkorreliert das Einkommen weist auf einem Niveau von 5 % ein signifikant negatives Vorzeichen auf (vgl. Tabelle 1 und Tabelle 2). In Regionen mit einem hohen Anteil an einkommensstarken Personen werden somit weniger spitalsambulante Einrichtungen in Anspruch genommen.

Fazit

Fazit

Die Untersuchung des IHS im Auftrag des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträger bringt im Zusammenhang mit der in der laufenden Gesundheitsreform intendierten Reorganisation der ambulanten Versorgung zentrale Erkenntnisse zum Verständnis der Interdependenzen ambulanter Versorgungssektoren zutage. Es konnte statistisch gezeigt werden, dass der Primärversorgungsbereich tatsächlich das Potenzial haben dürfte, die Inanspruchnahme von Spitalsambulanzen zu substituieren. Dies ist insgesamt eine Bestätigung der politischen Intention der Stärkung dieses Bereichs. Interessanterweise wird ein solcher Effekt zumindest in den vorliegenden Daten bei den Vertragsfachärzten nicht festgestellt, der sich diesbezüglich neutral verhält. Der wahlfachärztliche Bereich hingegen dürfte eher als Komplement wirken: Werden Leistungen dort nachgefragt, gilt dies auch für den spitalsambulanten Bereich. Dies ist wohl unter anderem darauf zurückzuführen, dass eine wahlfachärztliche Konsultation weitere Untersuchungen erfordert, die in der wahlfachärztlichen Praxis nicht erbracht werden können. Die Kontrollvariablen liefern ihrerseits wichtige empirische Bestätigungen von Zusammenhängen. Soziale Faktoren spielen eine bedeutende Rolle für die Inanspruchnahme des Gesundheitswesens. Aber auch die Möglichkeiten zur Inanspruchnahme im Sinne der räumlichen Verfügbarkeit erhöhen unabhängig davon die Inanspruchnahme, was ein Beitrag zur Erklärung des „Großstadtfaktors“ ist. Letztlich kann diese Untersuchung aber auch zeigen, welche große Bedeutung die Verfügbarkeit von Daten für die Möglichkeit, Versorgungsforschung zu betreiben, hat. Mit der Verfügbarkeit z. B. von KAL (Katalog ambulanter Leistungen)-Daten können mit dieser Methodik weitere interessierende Fragestellungen beantwortet werden. Mit einer längeren Zeitreihe könnten auch Kausalitätsbeziehungen untersucht werden, welche in der hier vorliegenden Querschnittsuntersuchung nur unterstellt werden können.





LITERATUR

- Atella V., Deb P. (2008): Are primary care physicians, public and private sector specialists substitutes or complements? Evidence from a simultaneous equations model for count data. *Journal of Health Economics*. 27: 770–785.
- Breyer F., Zweifel P., Kifmann M. (2003): *Gesundheitsökonomie*. 4. Auflage. Berlin. Springer.
- Chandra A., Cutler D., Song Z. (2012): Who Ordered That? The Economics of Treatment Choices in Medical Care. In: Pauly M. V., McGuire T. G., Barros P. P.: *Handbook of Health Economics*. Volume 2. North Holland. Oxford.
- Fabrizi D., Monfardini C. (2002): Public vs. private health care services demand in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*. 62 (1): 93–123.
- Gächter M., Schwazer P., Theurl E., Winner H. (2012): Physician density in a two-tiered health care system. *Health Policy*. 106 (3): 257–268.
- Iversen T. (2004): The effects of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients. *Journal of Health Economics*. 23: 673–694.
- Jacobson M., Earle C. C., Price M., Newhouse J. P. (2010): How Medicare's Payment Cuts For Cancer Chemotherapy Drugs Changed Patterns Of Treatment. *Health Affairs*. 29 (7): 1391–1399.
- Kristiansen I. S., Førde O. H. (1992): Medical specialists' choice of location: The role of geographical attachment in Norway. *Social Science and Medicine*. 34: 57–62.
- Madden D., Nolan A., Nolan B. (2005): GP reimbursement and visiting behaviour in Ireland. *Health Economics*. 14: 1047–1060.
- Nocera S., Wanzenried G. (2002): On the dynamics of physician density: Theory and empirical evidence for Switzerland. *Diskussionsschriften der University of Bern* 02–08. Bern.
- OÖGKK – Oberösterreichische Gebietskrankenkasse (2008): Angebot und Inanspruchnahme von extramuralen und intramuralen Einrichtungen. Präsentation OÖGKK Forum Gesundheit.
- Propper C. (2000): The demand for private health care in the UK. *Journal of Health Economics*. 19: 855–876.
- Rechnungshof (2011): Finanzierung und Kosten von Leistungen in Spitalsambulanzen und Ordinationen. Bericht des Rechnungshofes, Bund 2011/3, 211–323.
- Scott A., Shiell A. (1997): Analysing the effect of competition of general practitioners' behaviour using a multilevel modeling framework. *Health Economics*. 6: 577–588.



Health System Watch III/2013

Anhangstabelle:

	Ärzte für Allgemeinmedizin, pro 100.000 Einwohner			Fachärzte**, pro 100.000 Einwohner			Arztkontakte, pro Person und Jahr			Spitalsentlassungen (Akutspitäler), pro 100 Einwohner			Prozentsatz der Ärzte, die in Spitälern arbeiten		
	2011	2000 =100	EU-28 =100	2011	2000 =100	EU-28 =100	2011	2000 =100	EU-28 =100	2011	2000 =100	EU-28 =100	2011	2000 =100	EU-28 =100
Österreich	77,6	109	98	103,2	133	112	6,9	103	99	25,8	106	164	56,4	100	98
Belgien	114,4	96	145	82,5	119	89	7,4	98	107	16,7 ^{a)}	100	106	25,8	101 ¹⁾	45
Bulgarien	63,9	95 ¹⁾	81	127,9	113 ¹⁾	138	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.	53,7	115 ⁵⁾	93
Dänemark	n. v.	n. v.	n. v.	57,8 ^{b)}	123	63	4,6 ^{a)}	110	66	12,8 ^{a)}	84	81	71,5 ^{b)}	106	124
Deutschland	65,8	99	83	89,8	130	97	9,7	126	139	22,3	112	141	52,5	107	91
Estland	74,3	186	94	86,2	94	93	6,3	100	90	15,8	85	100	66,9	100 ⁷⁾	116
Finnland	n. v.	n. v.	n. v.	62,5	107 ³⁾	68	4,2	98	60	17,1	82	108	58,5 ^{c)}	106	102
Frankreich	156,5	94	198	81,1	104	88	6,8	99	97	16,5 ^{b)}	99 ¹⁰⁾	104	81,8	n. v.	142
Griechenland	29,8	114 ³⁾	38	182,8	113 ³⁾	198	4,0 ^{e)}	92	57	19,6 ^{c)}	123	124	39,7 ^{b)}	80	69
Irland	72,3	150	91	75,4	241 ³⁾	82	3,8 ^{a)}	116 ⁸⁾	54	12,8	90	81	55,4	n. v.	96
Italien	75,9	92	96	134,5	106 ²⁾	146	7,0 ^{f)}	115	100	11,6	73	73	58,3 ^{b)}	n. v.	101
Kroatien	51,0	93 ²⁾	64	97,1	136	105	6,0	86	86	15,5	112	98	59,1	104 ⁴⁾	103
Lettland	n. v.	n. v.	n. v.	94,1	103 ³⁾	102	6,3	131	90	15,4	77	98	54,0	99	94
Litauen	66,5	312	84	138,1	113	150	7,2	112	103	21,1	95	134	64,5	125	112
Luxemburg	81,8	105 ³⁾	103	82,0	105 ³⁾	89	6,6	103	94	14,9	85 ¹⁾	94	n. v.	n. v.	n. v.
Malta	75,8	105 ⁴⁾	96	62,1	118 ⁴⁾	67	n. v.	n. v.	n. v.	14,2	181 ³⁾	90	58,2	115 ²⁾	101
Niederlande	73,0 ^{a)}	119	92	77,9 ^{a)}	135	84	6,6	112	94	11,5 ^{a)}	128	73	44,6 ^{b)}	100	77
Polen	20,2	263	26	94,0	108 ⁴⁾	102	6,8	126	97	15,9	114 ³⁾	100	50,8	97 ⁴⁾	88
Portugal	51,3	116	65	91,3	131	99	4,2	120	60	10,6	99	67	55,7 ^{a)}	89	97
Rumänien	68,2	104 ⁴⁾	86	69,7	171 ¹⁾	75	4,5	88	64	n. v.	n. v.	n. v.	50,5	111	88
Schweden	62,9 ^{a)}	119	79	87,6 ^{a)}	125	95	3,1	109	44	15,5	101	98	n. v.	n. v.	n. v.
Slowakei	n. v.	n. v.	n. v.	133,1 ^{d)}	n. v.	144	11,0	74	158	16,7	96	106	n. v.	n. v.	n. v.
Slowenien	45,2	118 ³⁾	57	83,4	106 ³⁾	90	6,5	98 ⁷⁾	93	16,1	100	102	57,4	107	100
Spanien	75,3	105 ³⁾	95	75,5	204	82	7,4	85 ⁹⁾	105	11,1	94	70	55,3	103	96
Tschechien	70,2	97	89	149,2	103 ³⁾	162	11,1	88	159	19,0	96	120	57,6	104 ³⁾	100
Ungarn	n. v.	n. v.	n. v.	78,4 ^{a)}	n. v.	85	11,8	107	169	17,5	80	111	63,8	132 ⁷⁾	111
Vereinigtes Königreich	81,6	126	103	64,3	160	70	5,0 ^{b)}	94	72	13,3	102	84	n. v.	n. v.	n. v.
Zypern	n. v.	n. v.	n. v.	98,2 ^{g)}	100	106	2,3	118	33	8,9	106	56	27,3	107 ⁹⁾	47
EU28*	79,1	105	100	92,4	123	100	7,0	105	100	15,8	99	100	57,6	115	100
Island	57,7	95	73	110,3	94 ³⁾	119	6,1	105	87	12,5 ^{b)}	73	79	80,9	102 ¹²⁾	140
Mazedonien	n. v.	n. v.	n. v.	76,8	100	83	6,1	191	87	11,0	124	69	35,0 ^{a)}	92	61
Montenegro	30,3	99	38	73,0	130	79	4,4 ^{a)}	142	63	12,3 ^{a)}	116 ¹¹⁾	78	54,8	106 ³⁾	95
Serbien	72,8	116 ⁵⁾	92	72,3	112 ⁵⁾	78	8,1 ^{a)}	91	116	10,3 ^{a)}	110 ⁹⁾	65	50,1	104 ⁵⁾	87
Türkei	56,0	130	71	47,4	118 ¹⁾	51	8,2	293	117	14,9	191	94	79,0	106	137
Schweiz	n. v.	n. v.	n. v.	66,6	69 ⁴⁾	72	4,0 ^{d)}	119 ⁶⁾	57	15,5	120 ¹⁾	98	70,8	112 ⁴⁾	123
Vereinigte Staaten	30,0	100	38	n. v.	n. v.	n. v.	4,1 ^{b)}	111	59	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.	n. v.

* bevölkerungsgewichtet

**exklusive Chirurgie, Frauenheilkunde und Geburtshilfe, Kinderheilkunde, Psychiatrie und Allgemeinmedizin

AUT: Ärzte für Allgemeinmedizin und Fachärzte: exklusive Turnusärzte • Fachärzte: keine Daten für Kardiologie, Endokrinologie, Gastroenterologie und Onkologie • AUT: Ärzte mit abgeschlossener Ausbildung zum Allgemeinmediziner und einer abgeschlossenen Ausbildung zum Facharzt werden doppelt gezählt

^{a)}2010, ^{b)}2009, ^{c)}2008, ^{d)}2007, ^{e)}2006, ^{f)}2005, ^{g)}2000

¹⁾2002–2011, ²⁾2009–2011, ³⁾2005–2011, ⁴⁾2008–2011, ⁵⁾2003–2011, ⁶⁾2002–2007, ⁷⁾2006–2011, ⁸⁾2007–2010, ⁹⁾2001–2011,

¹⁰⁾2006–2009, ¹¹⁾2002–2010, ¹²⁾2007–2011

Quelle: WHO Health for all database, Juli 2013; OECD Health Data für die Vereinigten Staaten; IHS HealthEcon 2013.

