

Projektbericht  
Research Report

August 2021

# Praxisvariation: Antibiotika-Verschreibungsverhalten im niedergelassenen Bereich

Barbara Stacherl  
Thomas Czypionka

**Unter Mitarbeit von**  
Markus Pock

**Studie im Auftrag**  
des Dachverbands der Sozialversicherungsträger



INSTITUT FÜR HÖHERE STUDIEN  
INSTITUTE FOR ADVANCED STUDIES  
Vienna



INSTITUT FÜR HÖHERE STUDIEN  
INSTITUTE FOR ADVANCED STUDIES  
Vienna

---

**AutorInnen**

Barbara Stacherl, Thomas Czypionka

**Lektorat**

Karin Lederer

**Titel**

Praxisvariation: Antibiotika-Verschreibungsverhalten im niedergelassenen Bereich

**Kontakt**

T +43 1 59991-127

E [thomas.czypionka@ihs.ac.at](mailto:thomas.czypionka@ihs.ac.at)

**Institut für Höhere Studien – Institute for Advanced Studies (IHS)**

Josefstädter Straße 39, A-1080 Wien

T +43 1 59991-0

F +43 1 59991-555

[www.ihs.ac.at](http://www.ihs.ac.at)

ZVR: 066207973

*Die Publikation wurde sorgfältig erstellt und kontrolliert. Dennoch erfolgen alle Inhalte ohne Gewähr. Jegliche Haftung der Mitwirkenden oder des IHS aus dem Inhalt dieses Werks ist ausgeschlossen.*

## Abstract

Medical practice variation describes the phenomenon of variation in the provision or utilization of healthcare services which is not only caused by medical necessity. It is observed across regions, clinics, providers and physicians and for a variety of health services, including antibiotic prescriptions. This study investigates practice variation in antibiotic prescribing among Austrian general practitioners (GPs). It aims to identify determining factors associated with the antibiotic prescribing propensity of GPs, analyzing physician personal characteristics, practice characteristics and patient population characteristics.

In a first step we put forward theoretical considerations of healthcare utilization and practice variation, putting a focus on the notions of practice style and supplier-induced demand. Moreover, a review of the international literature on antibiotic prescribing in outpatient care was conducted. Antibiotic prescribing among GPs is a well-researched topic internationally, however evidence for Austria is still lacking. We conducted a retrospective analysis of 3,360 contracted GPs who issued 2.3 million antibiotic prescriptions in 2019. The basis for this analysis were pharmacy claims data on all antibiotic drugs prescribed by a contracted GP that were further on dispensed in pharmacies. To investigate the prescribing propensity, we used an antibiotic prescribing rate defined as the number of antibiotics prescribed by a GP per 1,000 consultations.

There was substantial variation across GPs with respect to this prescribing rate. A 2,7-fold difference in the prescribing rate was found between the lowest and highest prescribing decile. Adjusting a random intercept mixed model for physician, practice and patient characteristics revealed the following: The physician personal characteristics of belonging to age groups  $\geq 45$  years and female gender were associated with higher antibiotic prescribing rates. Likewise, the practice characteristics of operating a physician dispensary and higher numbers of yearly consultations were positive determinants of antibiotic prescribing. These results control for the demographics of the patient population as well as regional characteristics of the practice location district. Substantial variation between the GPs remained after controlling for various factors. This supports the notion of a physician-specific practice style.

The existence of variation in antibiotic prescribing and the observation that prescribing is correlated with a number of personal and practice characteristics suggest a reconsideration of the physician tariff structure to create incentives for adequate and evidence-based prescribing.

**Key words:** medical practice variation, antibiotic prescribing, general practice, practice style

## Zusammenfassung

Medizinische Praxisvariation beschreibt die Variation in der Bereitstellung und Nutzung von Gesundheitsleistungen, die nicht (nur) durch medizinische Notwendigkeit bedingt ist. Sie wird zwischen Regionen, Krankenanstalten und individuellen ÄrztInnen für zahlreiche Gesundheitsleistungen, darunter Antibiotika-Verschreibungen, beobachtet. Die vorliegende Studie untersucht die Behandlungsvariation im Antibiotika-Verschreibungsverhalten unter österreichischen Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen (VAm). Dabei sollen durch Analyse von persönlichen, Praxis- und PatientInnen-Charakteristika Einflussfaktoren des ärztlichen Verschreibungsverhaltens im niedergelassenen Bereich identifiziert werden.

In einem ersten Schritt wurden die theoretischen Fundierungen von Praxisvariation diskutiert, insbesondere der individuelle Behandlungsstil und die angebotsinduzierte Nachfrage. Darüber hinaus wurde ein Überblick über die internationale Literatur bezüglich Antibiotika-Verschreibungsverhalten im niedergelassenen Bereich gegeben. International häufig untersucht, gibt es für Österreich bis dato allerdings noch wenig Empirie. Im Rahmen dieser Studie wurde eine retrospektive Analyse von 3.360 VAm, die 2,3 Millionen Antibiotika-Verordnungen im Jahr 2019 ausstellten, durchgeführt. Dazu wurden Apotheken-Abrechnungsdaten herangezogen. Zur Untersuchung des Verschreibungsverhaltens wurde eine Verschreibungsrate, definiert als die Anzahl der Antibiotika-Verordnungen einer/eines VAm pro 1.000 Konsultationen, verwendet.

Es wurde eine 2,7-fache Differenz der Verschreibungsrate zwischen dem meist-verschreibenden Dezil und dem geringst-verschreibenden Dezil festgestellt. Die Schätzung eines *Random-Intercept-Mixed-Modells* mit logarithmierter abhängiger Variable zeigte Folgendes: VAm in den Altersgruppen  $\geq 45$  Jahren und VAm weiblichen Geschlechts hatten höhere Antibiotika-Verschreibungsraten. Auch die Praxis-Charakteristika ‚Hausapotheke‘ und ‚höhere Anzahl jährlicher Konsultationen‘ waren mit höheren Verschreibungsraten verbunden. Diese Ergebnisse berücksichtigen die PatientInnen-Demografie und regionale Charakteristika des Praxisstandorts. Auch nach Modellanpassung um diese Faktoren besteht Variation im VAm-Verschreibungsverhalten. Das deutet auf das Konzept des ärztInnen-individuellen Behandlungsstils hin.

Das Bestehen von Behandlungsvariation im Antibiotika-Verschreibungsverhalten und die Beobachtung, dass das Verschreiben mit persönlichen Charakteristika der VAm und Praxis-Charakteristika korreliert, spricht für ein Überdenken der Tarif-Gestaltung, um Anreize für ein adäquates und evidenzbasiertes Verschreiben zu ermöglichen.

**Schlagwörter:** Praxisvariation, Verschreibungsverhalten, Antibiotika, niedergelassener Bereich, AllgemeinärztInnen

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b> .....	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>Hintergrund</b> .....	<b>10</b>
2.1	Theoretische Grundlagen zu Praxisvariation .....	10
2.1.1	Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen.....	11
2.1.2	Behandlungsstil.....	12
2.1.3	Angebotsinduzierte Nachfrage .....	13
2.2	Literaturanalyse Praxisvariation Verschreibungsverhalten .....	17
2.2.1	Vorgehensweise Literaturanalyse.....	17
2.2.2	Ergebnisse .....	18
2.2.3	Überblick aktueller Forschungsstand.....	21
2.3	Institutioneller Hintergrund.....	25
<b>3</b>	<b>Empirische Analyse</b> .....	<b>28</b>
3.1	Daten und Variablen.....	28
3.1.1	Gelieferte Datensätze .....	28
3.1.2	Zusammenführung Datensätze .....	30
3.1.3	Exklusionskriterien .....	31
3.1.4	Einschränkungen für Analyse.....	32
3.2	Deskriptive Analyse .....	35
3.2.1	Deskriptive Analyse Datensatz.....	35
3.2.2	Deskriptive Analyse Verschreibungsverhalten.....	41
3.3	Hypothesen.....	44
3.4	Methoden .....	46
<b>4</b>	<b>Ergebnisse</b> .....	<b>52</b>
4.1	Korrelationsanalyse .....	52
4.2	Regressionsergebnisse.....	58
4.2.1	Hinweise zur Interpretation .....	58
4.2.2	Ergebnisse .....	58
4.2.3	Residuenanalyse & Modellvergleich .....	63
4.2.4	Zusatz: Abgaben (statt Verordnungen) in abhängiger Variable .....	65
4.2.5	Sensitivitätsanalysen.....	66
<b>5</b>	<b>Diskussion</b> .....	<b>74</b>
5.1	Interpretation .....	74
5.2	Limitationen.....	77
<b>6</b>	<b>Fazit</b> .....	<b>81</b>

<b>7</b>	<b>Verzeichnisse</b> .....	<b>86</b>
7.1	Abkürzungsverzeichnis .....	86
7.2	Abbildungsverzeichnis .....	87
7.3	Tabellenverzeichnis .....	88
7.4	Literaturverzeichnis .....	89
<b>8</b>	<b>Anhang</b> .....	<b>98</b>

# 1 Einleitung

„Behandlungsvariabilität“ oder „Medizinische Praxisvariation“ beschreibt das Phänomen variierender medizinischer Leistungserbringung, die nicht (nur) auf unterschiedliche medizinische Bedürfnisse der PatientInnen zurückzuführen ist. Die Variation kann dabei zwischen Individuen (ÄrztInnen), Institutionen (z. B. Krankenhäusern) oder Regionen (z. B. Bezirken) zutage treten. Wenn Unterschiede in der Behandlung nicht (nur) durch medizinische Notwendigkeit bedingt sind, ist dies ein Indikator für Unter-, Über- oder Fehlversorgung. Dies bringt erstens Bedenken auf Seiten der PatientInnen mit sich, die angemessene medizinische Versorgung benötigen. Zweitens bedeutet Praxisvariation für Versicherungsträger eine ineffiziente Ressourcennutzung, was mögliche Einsparpotenziale impliziert.

Im vorliegenden Bericht soll beispielhaft Praxisvariation für das Verschreibungsverhalten bei Antibiotika untersucht werden. Das Modell kann grundsätzlich auch für andere Bereiche angepasst werden. Antibiotika werden für die Behandlung bakterieller Infektionen eingesetzt und gehören im niedergelassenen Bereich zu den meist-verordneten Medikamenten (Schiller-Frühwirth, 2017). Häufig werden Erkältungen und Atemwegserkrankungen mit Antibiotika behandelt, obwohl diese oft viralen Ursprungs sind und damit die Einnahme von Antibiotika nicht indiziert ist (Ciofi degli Atti et al., 2006; Clavenna & Bonati, 2011).

Antibiotika sollten zielgerichtet eingesetzt beziehungsweise nach sorgfältiger Indikationsstellung verordnet werden, da eine mögliche Überversorgung medizinische und ökonomische Probleme mit sich bringt. Erstens zeigen viele Antibiotika unerwünschte Nebenwirkungen und Interaktionen (Gallelli et al., 2002; Shehab et al., 2016). Vor allem bei Kindern sind Antibiotika Hauptverursacher unerwünschter Arzneimittelwirkungen (Shehab et al., 2016). Hinzu kommt, dass in Österreich insbesondere bei Kindern unter 15 Jahren eine starke saisonale Variabilität von Antibiotika-Verordnungen festgestellt wurde (Janzek-Hawlat et al., 2016). Der konkrete Erreger wird im niedergelassenen Bereich allerdings oft nicht ermittelt, sodass für verschiedene Verdachtsdiagnosen konkrete Bakterienspektren vermutet werden müssen und daher auch gegen diese Spektren aktive Substanzen eingesetzt werden, um die Erkrankung nicht zu verschleppen.

Zweitens besteht neben möglichen unerwünschten Wirkungen die Gefahr der Resistenzbildung (Rudholm, 2002). In einem europaweiten Monitoring werden seit Jahren steigende Antibiotika-Resistenzen beobachtet (ECDC, 2020b). Diese immer größer werdende Problematik in Europa wird durch unbedachte Verschreibung und Einnahme gefördert (Goossens et al., 2005). Resistenz stellt nicht nur auf individueller Ebene ein

Problem dar, sondern auch auf Ebene der Allgemeinheit, da resistente Bakterien übertragen werden könnten (Bell et al., 2014; Rudholm, 2002).

Drittens führt ein verbreiteter, aber nicht nutzbringender Einsatz von Antibiotika zu unnötigen Mehrausgaben. Solch eine ineffiziente Ressourcennutzung ist sowohl aus Perspektive der Versicherungsträger als auch der Allgemeinheit nicht wünschenswert. Für die Schweiz wurde in einer Studie geschätzt, dass jährlich 6,8 Millionen Euro „zu viel“ ausgegeben werden aufgrund von Antibiotika-Überversorgung (Filippini et al., 2009).

Somit bestehen im Bereich der Antibiotika-Nutzung Einsparungspotenziale, die es aus medizinischen und ökonomischen Gründen näher zu beleuchten gilt. Es soll also herausgefunden werden, wodurch ärztliches Verschreibeverhalten beeinflusst wird, um anschließend Handlungsbedarf und Ansatzpunkte zu identifizieren.

Im internationalen Vergleich liegt Österreich bei der Antibiotika-Nutzung im niedergelassenen Bereich unter dem EU-Durchschnitt. Ähnliche Nutzungs-Niveaus wie in Österreich wurden 2019 in Deutschland, Estland, Lettland, Schweden, Finnland, den Niederlanden und Slowenien festgestellt. Besonders hoher Antibiotika-Konsum wird hingegen in Spanien, Frankreich, Griechenland und Rumänien festgestellt. Im Zeitraum 2014-2019 war die extramurale Antibiotika-Nutzung in Österreich außerdem leicht rückläufig. (ECDC, 2020a) Dennoch sind die oben angeführten Bedenken hinsichtlich Nebenwirkungen, Resistenzenbildungen und Ressourceneffizienz äußerst relevant und eine Untersuchung der Praxisvariation im Antibiotika-Verschreibeverhalten von hohem Interesse.

International gibt es zahlreiche empirische Untersuchungen im Feld der Praxisvariation hinsichtlich Antibiotika-Nutzung. Dabei werden Unterschiede in der Nutzung über Regionen hinweg beobachtet und unterschiedliches Ordnungsverhalten über ÄrztInnen hinweg festgestellt. In Österreich gibt es bislang noch wenig Forschung dazu. Ein Bericht (Schiller-Frühwirth, 2017) beschäftigt sich mit der Antibiotika-Prävalenz in Österreich mit besonderem Fokus auf Kinder. Auch regionale Unterschiede in der Prävalenz werden aufgezeigt, das Verschreibeverhalten von ÄrztInnen wird allerdings nicht thematisiert. Eine weitere Studie untersucht den ärztlichen Behandlungsstil (practice style) in Österreich (Ahammer & Schober, 2020), allerdings werden medizinische Leistungen allgemein betrachtet, ohne Fokus auf Medikationen. Da die Forschungslage in Österreich zu diesem Thema noch begrenzt ist, wird zunächst der internationale Forschungsstand zum Antibiotika-Verschreibeverhalten dargestellt. Daraus soll abgeleitet werden, wie Antibiotika-Verschreibeverhalten gemessen und analysiert werden kann, welche Forschungsdesigns herangezogen werden und Zusammenhänge bisher beobachtet wurden.

Darauf aufbauend soll der Frage der Behandlungsvariabilität im Antibiotika-Verordnungsverhalten österreichischer AllgemeinmedizinerInnen näher auf den Grund gegangen werden. Insbesondere sollen folgende Forschungsfragen behandelt werden:

*Wie lässt sich das Antibiotika-Verschreibeverhalten österreichischer AllgemeinmedizinerInnen beschreiben und gibt es diesbezügliche relevante Unterschiede über ÄrztInnen hinweg?*

*Welche ärztInnen-, praxis- und patientInnen-spezifischen Einflussfaktoren sind mit dem Verschreibeverhalten verknüpft und welche Ansatzpunkte für Einsparpotenziale können daraus identifiziert werden?*

Diese Forschungsfragen sollen anhand von Abrechnungsdaten aus Österreich untersucht werden. Das Ordnungsverhalten von Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen wird hinsichtlich ärztInnen-spezifischer (Alter, Geschlecht), praxis-spezifischer (Praxisform, Hausapotheke, Anzahl der Konsultationen) und patientInnen-spezifischer (Demografie der PatientInnen-Population) Charakteristika untersucht. Darüber hinaus werden regionale Merkmale des Praxisstandorts (Urbanisierungsgrad, Allgemein- und FachärztInnen-dichte) einbezogen. Häufig werden in der Literatur starke regionale Unterschiede in der Versorgungsdichte und der medizinischen Leistungserbringung beobachtet, daher ist die Berücksichtigung der regionalen Dimension wichtig. Neben deskriptiven Statistiken soll eine Analyse mittels ökonomischer Methoden durchgeführt werden. Für die ökonomische Umsetzung bietet sich aufgrund der Datenstruktur die Anwendung einer hierarchischen Modellierung (= Mehrebenenmodell) an. Im vorliegenden Fall sind ÄrztInnen in politische Bezirke eingeteilt. Ein Mehrebenen-Modell trägt geclusterten Daten Rechnung und ist daher in diesem Projekt von Vorteil.

Der vorliegende Bericht gliedert sich wie folgt: Kapitel 2 legt den Hintergrund dar und geht dabei auf theoretische Grundlagen der Praxisvariation, die empirische Literatur bezüglich Antibiotika-Verschreibungsverhalten und relevante institutionelle Gegebenheiten ein. In Kapitel 3 werden Daten und Variablen beschrieben, die Hypothesen angeführt und die methodische Vorgehensweise erklärt. Die Ergebnisse der Korrelationsanalyse und der ökonomischen Modellierung werden in Kapitel 4 dargestellt. Kapitel 5 interpretiert die Ergebnisse und zeigt Limitationen bezüglich der Daten und Analysen auf. Darauf folgen die Schlussfolgerungen in Kapitel 6.

## 2 Hintergrund

Behandlungsvariation und ihre Determinanten sind seit mehreren Jahrzehnten Bestandteil der gesundheitsökonomischen Forschung. International wurde Praxisvariation erstmals Anfang der 1970er Jahre im US-Kontext untersucht. Dabei wurde beobachtet, dass die Operationsraten in demografisch sehr ähnlichen Regionen stark voneinander abweichen (Wennberg & Gittelsohn, 1973). In der empirischen Literatur zur Praxisvariation im Allgemeinen und zum Verschreibungsverhalten im Speziellen werden als potenzielle Determinanten sowohl nachfrageseitige Faktoren (demografische und sozioökonomische Charakteristika der PatientInnen) als auch angebotsseitige Faktoren (wie z. B. ärztInnen-spezifische Charakteristika, ÄrztInnen-Dichte) untersucht (Di Martino et al., 2017; Filipini et al., 2009; Imanpour et al., 2017; Kopetsch & Schmitz, 2014).

Im Folgenden werden theoretische Grundlagen der Praxisvariation dargelegt. Daran anschließend wird die internationale empirische Literatur zum Antibiotika-Verschreibungsverhalten systematisch aufgearbeitet, um relevante Erkenntnisse für den empirischen Teil dieser Arbeit zu ziehen. Schließlich wird noch auf die relevanten institutionellen Gegebenheiten eingegangen.

### 2.1 Theoretische Grundlagen zu Praxisvariation

Dieses Kapitel beschäftigt sich mit den theoretischen Grundlagen zur Behandlungsvariation und deren bedingenden Faktoren. In der Literatur werden die theoretischen Grundlagen vor allem für *health care utilization*, also die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen im Allgemeinen diskutiert. Die Verschreibung von Antibiotika kann als ein spezifischer Fall der Inanspruchnahme gesehen werden. Daher wird hier die Theorie zur Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen allgemein dargelegt. Zunächst wird auf ein konzeptuelles Modell (Andersen, 1968) eingegangen, das eine Einordnung gibt, wie die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen determiniert wird. Im Rahmen dieser Arbeit ist die Angebotsseite von besonderer Relevanz, daher wird speziell auf den individuellen ärztlichen Behandlungsstil (Wennberg & Gittelsohn, 1973) und die Theorie der angebotsinduzierten Nachfrage nach Evans (1974) eingegangen.

Antibiotika sind verschreibungspflichtige Medikamente. Das bedeutet, dass sowohl die Entscheidung seitens PatientIn, medizinische Hilfe zu suchen, als auch die medizinische Beurteilung des Gesundheitszustands seitens ÄrztIn relevant sind. Beobachtbar (mittels Versorgungsdaten) ist nur zweitens Dimension, da PatientInnen erst in den Daten aufscheinen, wenn medizinische Hilfe aufgesucht wird.

Während in einem traditionellen Marktverständnis die von KäuferInnen nachgefragte Menge vom Preis abhängt, wird im Kontext der Gesundheitsleistungen von ÄrztInnen

weitestgehend festgelegt, ob, welche und wie viele medizinische Leistungen benötigt werden (McGuire, 2000). Der Angebotsseite kommt hier also eine bedeutende Rolle zu. Darüber hinaus ist die Angebotsseite von Interesse, um potenzielle Ineffizienzen und damit verbundenen Steuerungsbedarf zu identifizieren. Die hier dargestellten theoretischen Grundlagen decken im Folgenden daher vor allem die Angebotsseite ab.

Ähnlich wie Folland und Stano (1989) unterscheiden wir dabei zwei Aspekte eines ärztInnen-spezifischen Effekts. Erstens könnten ÄrztInnen unterschiedliche Behandlungsstile („practice styles“) und damit unterschiedliche Einschätzungen der angemessenen Behandlung haben, was sich in unterschiedlicher Inanspruchnahme medizinischer Leistungen manifestiert (Wennberg & Gittelsohn, 1973). Dieser individuelle Effekt kann durch Ausbildung, Erfahrung, persönliche Einstellungen und dergleichen beeinflusst sein. Zweitens könnten ÄrztInnen aktiv versuchen, Nachfrage für medizinische Leistungen zu befördern, um eigenen Einkommensvorstellungen gerecht zu werden. Dieser Effekt wird als angebotsinduzierte Nachfrage bezeichnet (Evans, 1974).

### 2.1.1 Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen

In Andersens (1968) konzeptuellem Modell beeinflussen drei Kategorien die Nachfrage von Gesundheitsleistungen: *prädisponierende Charakteristika* (z. B. Alter), *vorhandene förderliche Ressourcen* (z. B. Krankenversicherung) und *medizinischer Bedarf* (aktueller Gesundheitszustand).

Was Personen dazu bewegt, Gesundheitsleistungen nachzufragen, ist in erster Linie der *medizinische Bedarf*. Dabei gibt es einen Unterschied zwischen wahrgenommenem und medizinisch beurteiltem Bedarf. Während der wahrgenommene Bedarf hauptsächlich von den prädisponierenden Charakteristika und den vorhandenen Ressourcen abhängt, fließen in den beurteilten Bedarf auch Ausbildung und Überzeugungen der behandelnden Person mit ein. Der wahrgenommene Bedarf bedingt die Entscheidung, medizinische Hilfe zu suchen. Der evaluierte Bedarf (und damit die/der MedizinerIn) bestimmt die Intensität der Behandlung (Winkelmann, 2004).

Die *prädisponierenden Charakteristika* bilden das Fundament des medizinischen Bedarfs; über diesen Wirkungspfad sind sie mit der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen verbunden. Sie enthalten einerseits demografische Elemente (Geschlecht und Alter), damit wird die Wahrscheinlichkeit einer Person, medizinische Hilfe zu benötigen, berücksichtigt. Sozioökonomische Faktoren wie etwa Bildung oder Berufsstatus können ebenfalls auf die Inanspruchnahme einwirken. Die Bildung beispielsweise ist mit dem Wissen über den eigenen Gesundheitszustand und über das Gesundheitssystem verknüpft. Der Berufsstatus kann die (zeitliche) Möglichkeit, ärztliche Hilfe aufzusuchen, beeinflussen.

Die *vorhandenen förderlichen Ressourcen* stellen die Zugänglichkeit zum Gesundheitssystem dar. Darin enthalten ist neben der (u. a. geografischen) Verfügbarkeit von medizinischem Personal auch der Versicherungsschutz und das Einkommen der PatientInnen. Diese Ressourcen fördern (oder hindern) Personen in ihrer Absicht, medizinische Leistungen in Anspruch zu nehmen. Sie bilden damit die Verknüpfung zwischen medizinischem Bedarf und tatsächlicher Nachfrage und beeinflussen darüber hinaus das Ausmaß und die Qualität der Versorgung.

Dieses allgemeine konzeptuelle Modell wurde in der Literatur oft angewendet und weiterentwickelt (um systemische Faktoren und Feedback-Effekte) (Andersen, 1995). Es gibt einen umfassenden Überblick über die Determinanten von Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen, dieser lässt die Frage der Richtung der Effekte allerdings offen.

### 2.1.2 Behandlungsstil

Wennberg und Gittelsohn (1973) analysieren in ihrer Studie kleinräumige Unterschiede in der Häufigkeit bestimmter medizinischer Leistungen und weisen darauf hin, dass neben nachfrageseitigen Faktoren wie Demografie und Sozioökonomie auch Behandlungsstile einen Einfluss haben: „variations tend to reflect differences in the way particular individuals and groups practice medicine“ (Wennberg & Gittelsohn, 1973, S. 2). Da ÄrztInnen die nachgefragte Menge an Gesundheitsleistungen weitgehend festlegen, manifestieren sich unterschiedliche Behandlungsstile in der Inanspruchnahme. Keller et al. (1998) meinen gar, dass der Behandlungsstil der entscheidende Faktor für Praxisvariation ist.

Wennberg und Gittelsohn (1973) nehmen an, dass ÄrztInnen unter Unsicherheit bezüglich der adäquaten Behandlung handeln, was darin resultiert, dass sie individuelle Behandlungsstile hinsichtlich der Intensität der Versorgung entwickeln. Sind ÄrztInnen mit Unsicherheit konfrontiert (d. h. es besteht keine Eindeutigkeit, was die ‚korrekte‘ Behandlung ist), so reagieren manche ÄrztInnen mit einem eher umfassenden Behandlungsstil (z. B. ordnen sie mehr Tests an, verordnen mehr Medikationen etc.) und andere ÄrztInnen mit einem eher konservativen Behandlungsstil. Eine alternative Interpretation geben Westert und Groenewegen (1999): oftmals gebe es eine Bandbreite an adäquaten Behandlungen anstelle einer korrekten, woraus sich umfangreiche und konservativere Behandlungsstile ergeben. Die Einschätzungen, die ÄrztInnen hinsichtlich der Anzeichen einer Krankheit und der Effektivität bestimmter Behandlungen haben, produzieren unterschiedliche medizinische Beurteilungen des Gesundheitszustands und der angemessenen Behandlung (Westert & Groenewegen, 1999).

Die angesprochene Unsicherheit beziehungsweise Variation in medizinischer Beurteilung betrifft nicht das gesamte ärztliche Wirken. Vielmehr werden spezifische Behandlungen unterschiedlich beurteilt. Folland und Stano (1989) fanden heraus, dass der

Behandlungsstil im Aggregat keine Relevanz hat, aber für bestimmte Behandlungen stark variiert. Für gewisse Krankheitsbilder gibt es also einen allgemeinen Konsens bezüglich der korrekten Behandlung (repräsentiert durch Guidelines, evidenzbasierte Medizin oder Standards). In Abwesenheit eines derartigen Konsenses kommen unterschiedliche Behandlungsstile ins Spiel. Bei größerer Unsicherheit werden beispielsweise mehr Tests durchgeführt und somit mehr Ressourcen verbraucht. Daher wird weniger Praxisvariation erwartet in Bereichen, wo Standards etabliert sind (Westert & Groenewegen, 1999).

Die Behandlungsstile können also die Variation in der Versorgungsintensität zwischen ÄrztInnen erklären. Empirisch werden neben der Variation zwischen einzelnen ÄrztInnen seit Jahrzehnten auch regionale Muster festgestellt. Wennberg und Gittelsohn (1973) beobachteten starke Unterschiede in Tonsillektomie-Raten zwischen kleinräumigen Versorgungsregionen, die bezüglich Krankheitsrate und Demografie sehr ähnlich waren. Westert und Groenewegen (1999) erklären dies damit, dass ÄrztInnen den Behandlungsstil der unmittelbaren KollegInnen nachahmen, um soziale Anerkennung zu erhalten. Dieses Verhalten würde demnach dazu führen, dass sich geografische Cluster ähnlicher Behandlungsmuster ergeben. Als alternative Erklärung geben Westert und Groenewegen (1999) an, dass ÄrztInnen sich auch dazu entscheiden könnten, in Gegenden/Einrichtungen zu praktizieren, die dem eigenen Behandlungsstil besonders gut entsprechen. Ob durch Spillover-Effekte oder Selbstselektion bedingt, die Empirie legt nahe, dass es geografische Muster bezüglich der Behandlungsstile gibt, die berücksichtigt werden sollten.

Es kann also argumentiert werden, dass der ärztliche Behandlungsstil, und damit verbunden persönliche und Praxis-Charakteristika, (mit-)bestimmend hinsichtlich der bereitgestellten Gesundheitsleistungen sind (Westert & Groenewegen, 1999). Da ärztInnen-spezifische Effekte die Versorgungsintensität beeinflussen können, sind sie auch bedeutend in der Erklärung von Praxisvariation bezüglich des Verschreibungsverhaltens (Grytten & Sørensen, 2003).

### 2.1.3 Angebotsinduzierte Nachfrage

Folgt man Evans (1974), so reichen Ansätze, die sich auf den Gesundheitszustand der PatientInnen und den Behandlungsstil der ÄrztInnen fokussieren, nicht aus, um Unterschiede in der Bereitstellung medizinischer Leistungen zu erklären.

In der ÄrztInnen-PatientInnen-Beziehung ist Informationsasymmetrie ein definierendes Element, das potenziell ausgenutzt werden kann. PatientInnen suchen ÄrztInnen auf, da Letztere über mehr Information bezüglich der Krankheit und der angemessenen Behandlung verfügen. Aufgrund des Vertrauens gegenüber ÄrztInnen werden PatientInnen die Behandlungsempfehlung üblicherweise befolgen. ÄrztInnen legen die nachgefragte Menge nach Gesundheitsleistungen quasi fest. Damit besteht ein Prinzipal-Agenten-

Problem, in dem PatientInnen (Prinzipal) ÄrztInnen (Agenten) beauftragen, Entscheidungen in ihrem Interesse zu treffen (Sundmacher & Busse, 2012, S. 186). Darüber hinaus stehen PatientInnen in einem Abhängigkeitsverhältnis zu ÄrztInnen, da sie Leistungen zu einem großen Teil nicht eigenständig beziehen können, sondern, wie im Fall von Antibiotika, auf eine ärztliche Verordnung angewiesen sind.

Da ÄrztInnen zugleich BeraterInnen und AnbieterInnen sind, kommt ihnen eine doppelte Rolle zu, die einen Interessenskonflikt erzeugen kann. Einerseits müssen sie im besten Interesse der PatientInnen handeln und damit die angemessene Behandlung bereitstellen. Andererseits hängen Einkommen und Arbeitsaufwand von den durchgeführten Leistungen ab. Als perfekte Agenten würden ÄrztInnen genau jene Behandlungsentscheidung treffen, die PatientInnen bei Vorliegen aller relevanten Informationen treffen würden (Zweifel et al., 2009). Um eigenen Einkommens- und Arbeitsaufwands-Zielen gerecht zu werden, kann für ÄrztInnen allerdings ein Anreiz bestehen, mehr Leistungen anzubieten als nötig, d. h. eine Nachfrage zu induzieren (Chandra et al., 2012; Evans, 1974). Ist dies der Fall, handeln ÄrztInnen nicht vollständig im Sinne der PatientInnen, sondern lassen eigene Interessen einfließen. Rice (1983) definiert angebotsinduzierte Nachfrage als Angebot von Leistungen, die eine/ein PatientIn bei gleichem Wissensstand nicht wählen würde. Munkerud (2012) wendet ein, dass ÄrztInnen im Vergleich zu UnternehmerInnen aus einer anderen Motivation heraus handeln. Als primäre Zielsetzung verfolgen ÄrztInnen die Gesundheit der PatientInnen. Eigennutz komme erst ins Spiel, wenn die korrekte medizinische Behandlung nicht eindeutig ist. (Munkerud, 2012)

Die Möglichkeit der Angebots-Induktion ist allerdings nicht immer gleich ausgestaltet. Für manche Krankheitsbilder gibt es für ÄrztInnen mehr „Spielraum“ in der Beratung als für andere. Erstens gilt, je geringer der fachliche Konsens über die Behandlung einer Krankheit, desto größer auch die Bandbreite der möglichen Behandlungen und der Spielraum von ÄrztInnen bei der Beratung von PatientInnen (Scott & Shiell, 1997). Zweitens besteht bei bekannten Krankheiten und deren Behandlungsmethoden weniger Informationsasymmetrie; damit ist die Bandbreite der Behandlungen geringer. Als medizinischen Bereich, in dem ökonomische Anreize zur Nachfrageinduktion besonders stark ausgeprägt sein können, definieren Chandra et al. (2012, S. 402f.) eine „gray area“, die durch folgende Punkte charakterisiert ist:

- Wenig klinische Richtlinien für die Behandlung
- Ausmaß des potenziellen Schadens, der durch die Behandlung entstehen könnte, ist gering (ansonsten würde die Behandlung nicht erfolgen)
- Der Nutzen für die PatientInnen ist idiosynkratisch (spezifisch), sodass eine Anwendung argumentierbar ist, auch wenn sie nicht auf klinische Studienergebnisse gestützt ist.

Als empirischer Beleg für diese Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage galt lange die Beobachtung, dass mit steigender ÄrztInnen-Dichte häufig gleichzeitig die Pro-Kopf-Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen stieg. Im konventionellen ökonomischen Verständnis von Angebot und Nachfrage führt ein Anstieg an AnbieterInnen (d. h. höhere ÄrztInnen-Dichte) zu geringeren Preisen bei höherer Nachfrage. In einem Gesundheitssystem, in dem Preise uniform festgelegt sind, ist dies nicht der Fall (Evans, 1974). Es könnte also angenommen werden, dass mit einem Anstieg der ÄrztInnen-Dichte pro ÄrztIn weniger Leistungen angeboten werden und die Pro-Kopf-Nachfrage gleichbleibt. In der Empirie hingegen wurde mehrfach beobachtet, dass mit einem Anstieg der ÄrztInnen-Dichte auch die Pro-Kopf-Inanspruchnahme anstieg (McGuire, 2000). Dabei wurde die höhere ÄrztInnen-Dichte als Anstieg im Wettbewerb interpretiert, weshalb ÄrztInnen Nachfrage induzieren, um die eigenen Einkommens- und Arbeitszeit-Vorstellungen weiterhin erfüllen zu können (Evans, 1974).

Der Zusammenhang zwischen ÄrztInnen-Dichte und Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen wurde in der Literatur vielfach untersucht; viele Studien finden einen positiven Zusammenhang (Busato & Künzi, 2008; Camenzind, 2012; Göppfarth et al., 2016). Das Ausmaß des Zusammenhangs ist allerdings nicht eindeutig. Kopetsch und Schmitz (2014) finden einen starken positiven Zusammenhang zwischen Allgemein-ÄrztInnen-Dichte und der Pro-Kopf-Anzahl an allgemeinmedizinischen Konsultationen. Busato und Künzi (2008) hingegen sagen, dass im Vergleich zu nachfrageseitigen Effekten die ÄrztInnen-Dichte einer Region von geringer Bedeutung ist. Neben der Anzahl der HausärztInnen-Besuche kann auch die Medikamentennutzung mit der ÄrztInnen-Dichte zusammenhängen. Auch hier scheint es einen positiven Zusammenhang zwischen ÄrztInnen-Dichte und Nutzung von Medikation zu geben (Camenzind, 2012; Filippini et al., 2009).

Allerdings birgt die Verknüpfung von ÄrztInnen-Dichte und Nachfrage nach Gesundheitsleistungen Fallstricke. Obwohl viele Studien einen positiven Zusammenhang dieser beiden Variablen finden (z. B.: Busato & Künzi, 2008; Camenzind, 2012; Göppfarth et al., 2016), muss es sich dabei nicht unbedingt um angebotsinduzierte Nachfrage handeln. In der Interpretation dieses Zusammenhangs könnte es sich um ein Endogenitätsproblem handeln. Es ist möglich, dass nicht die Nachfrage aufgrund des Anstiegs in der ÄrztInnen-Dichte steigt, sondern umgekehrt – ÄrztInnen könnten dort arbeiten, wo der Bedarf besonders hoch ist (Kopetsch & Schmitz, 2014). Eine weitere alternative Erklärung wäre ein Zugangs-Effekt. In einer Region mit unbefriedigtem Bedarf an medizinischen Leistungen würde ein Anstieg der ÄrztInnen-Dichte eine bessere Abdeckung desselben bedeuten. Wenn Personen besseren oder mehr Personen Zugang zu medizinischen Leistungen haben, kann die Pro-Kopf-Inanspruchnahme ohne Angebotsinduktion ansteigen (McGuire, 2000).

Diese beiden Ansätze (angebotsinduzierte Nachfrage und Zugangs-Effekt) kombinieren Breyer et al. (2003) in einem Modell zum ÄrztInnen-Verhalten. In diesem Modell setzt sich der Nutzen der ÄrztInnen aus dem Einkommen, der Arbeitszeit und der induzierten Nachfrage zusammen. Während das Einkommen positiv in die Nutzenfunktion Eingang findet, sind Arbeitszeit und induzierte Nachfrage negativ bewertet (weil Nachfrageinduktion gegen den Berufsethos spricht). Breyer et al. (2003) nehmen hierbei allerdings keine einfache Nutzenmaximierung seitens der ÄrztInnen an, sondern gehen von einem Zieleinkommen aus. Demnach werden die Elemente Arbeitszeit und Nachfrageinduktion erst berücksichtigt, wenn das Zieleinkommen erreicht ist; gleichzeitig hat das Einkommen ab Erreichen des Zieleinkommens keinen nutzenstiftenden Effekt mehr. Unter diesen Prämissen kann nun wieder der Zusammenhang zwischen ÄrztInnen-Dichte und Inanspruchnahme betrachtet werden; dabei wirkt sich ein Anstieg der ÄrztInnen-Dichte je nach Stand der Nachfragedeckung unterschiedlich aus:

- Ungedeckte Nachfrage nach Gesundheitsleistungen: Mit Anstieg der ÄrztInnen-Dichte steigen Pro-Kopf-Leistungen aufgrund der Deckung bislang unbefriedigter Nachfrage; keine angebotsinduzierte Nachfrage
- Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wird gedeckt, Einkommen der ÄrztInnen über Zieleinkommen: Mit Anstieg der ÄrztInnen-Dichte reduzieren ÄrztInnen die Arbeitszeit (Nutzen kann durch Einkommenserhöhung nicht gesteigert werden, durch Arbeitszeitreduktion allerdings schon), die Pro-Kopf-Leistungen steigen nicht; keine angebotsinduzierte Nachfrage
- Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wird gedeckt, Einkommen der ÄrztInnen entspricht Zieleinkommen: Mit Anstieg der ÄrztInnen-Dichte behalten ÄrztInnen Arbeitszeit gleich (da Reduktion zu Einkommen unter Zieleinkommen führen würde), induzieren Nachfrage, um Zieleinkommen beizubehalten; Pro-Kopf-Leistungen steigen an; angebotsinduzierte Nachfrage  
(Breyer et al., 2003)

Bei der angebotsinduzierten Nachfrage trägt das Vergütungssystem maßgeblich zur Anreizsetzung bei. Madden et al. (2005) befassen sich in einem theoretischen Modell mit Vergütungssystemen und angebotsinduzierter Nachfrage. Dabei wird ein Vergütungssystem, das je Leistung erfolgt, verglichen mit einem Pauschalvergütungssystem, in dem pro Kopf (gewichtet mit demografischen Faktoren) abgegolten wird. Von Interesse ist für Madden et al. (2005), wie die Anzahl der Folgebesuche (Erstbesuch wird als PatientInnen-initiiert angenommen) mit dem Vergütungssystem zusammenhängt. Im ersten System maximieren ÄrztInnen den Nutzen aus den Zahlungen pro Leistung (Folgebesuch). Da die ÄrztInnen Preisnehmer sind (Tarife werden festgelegt) können sie nur die Anzahl der Besuche beeinflussen. Im zweiten System besteht ein negativer Anreiz, weitere Besuche zu induzieren, da die Vergütung pro Kopf erfolgt und jeder zusätzliche

Besuch Arbeitsaufwand bedeutet. Dadurch ist auch der Anreiz, weitere Leistungen zu induzieren eliminiert (Madden et al., 2005).

## 2.2 Literaturanalyse Praxisvariation Verschreibungsverhalten

Um einen Überblick über die vorhandene Forschung zum Antibiotika-Verschreibungsverhalten zu geben, wurde ein Literatur-Review durchgeführt. In der österreichischen Forschung gibt es zu diesem Thema nach unserer Kenntnis noch keine Analysen. Daher soll geeignete internationale Literatur identifiziert werden und die verwendeten Ansätze, Zielgrößen und Methoden dargestellt werden, um die folgende empirische Analyse zu stützen. Thematisch wird die Literatursuche auf Antibiotika-Verschreibungen im niedergelassenen Bereich eingegrenzt und es werden nur Studien berücksichtigt, die Variation auf Ebene der individuellen Leistungserbringer (d. h. ÄrztInnen oder Praxen; nicht aber Regionen) untersuchen.

Mit der Literaturanalyse sollen folgende Fragen beantwortet werden:

- Welche **Zielgrößen** werden herangezogen, um das Antibiotika-Verschreibungsverhalten zu untersuchen?
- Welche **beeinflussenden Faktoren** werden mit Unterschieden im Antibiotika-Verschreibungsverhalten in Verbindung gebracht?
- Welche **Methoden** werden herangezogen, um Behandlungsvariation zu untersuchen?

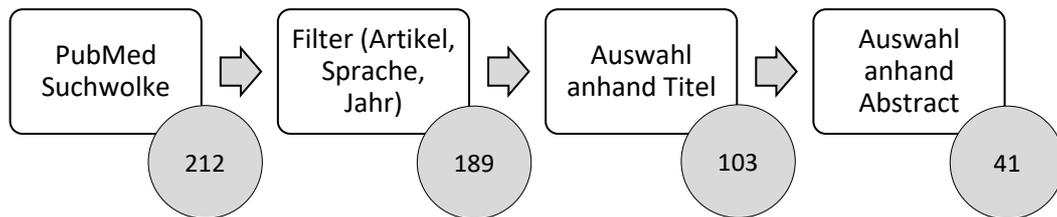
### 2.2.1 Vorgehensweise Literaturanalyse

Zur Ermittlung der wissenschaftlichen Studien wurden als Inklusionskriterien definiert: 1) In wissenschaftlichem Journal publiziert, 2) Sprache Deutsch oder Englisch, 3) Erscheinungsjahr 2000–2020. Die Literatursuche wurde im August 2020 in der Datenbank MEDLINE über die Suchmaske PubMed durchgeführt. Eine Kombination der Konzepte (i) Antibiotika, (ii) Praxisvariation und (iii) niedergelassener Bereich wurde verwendet. Die daraus resultierende Suchwolke war:

```
{{(practice variation* OR practice style* OR prescribing variation* OR prescribing style*) AND antibiotic*} OR [(antibiotic prescr* OR antibiotics prescr*) AND (variation* OR variance)]} AND (outpatient OR primary OR extramural OR general medic* OR general pract*)
```

Die Suchwolke musste entweder in Titel oder Abstract einen Treffer erzielen. Da alle Suchbegriffe in einer Suchwolke enthalten waren und in einer Datenbank gesucht wurde, war keine Entfernung von Duplikaten nötig.

**Abbildung 1: Literatur-Auswahlprozess**



Darstellung: IHS (2021).

Die definierte Suchwolke lieferte in PubMed 212 Ergebnisse. Nach Anwendung der Inklusionskriterien (Artikel, Sprache, Zeitraum) waren noch 189 Studien enthalten. Von diesen wurden 86 Studien anhand der Titel ausgeschlossen, weil sie nicht den inhaltlichen Kriterien entsprachen (z. B. Prävalenzstudien, Studien im intramuralen Bereich). Weitere 62 wurden anhand des Abstracts/Volltexts ausgeschlossen. Um inhaltliche Übereinstimmung mit dem Forschungsziel zu gewährleisten, sollten nur Studien eingeschlossen werden, die Behandlungsvariation auf Ebene der ÄrztInnen thematisieren (d. h. das ärztliche Verschreibeverhalten). Neben der Anwendung der oben angeführten inhaltlichen Kriterien wurden daher Studien ausgeschlossen, die Variation von Antibiotika-Nutzung auf Ebene der PatientInnen, auf Ebene von Regionen/Ländern oder über die Zeit hinweg untersuchten. Im finalen Sample waren 41 Studien enthalten. Eine Tabelle der Übersicht über die inkludierten Studien findet sich im Anhang.

### 2.2.2 Ergebnisse

#### Studien-Charakteristika

Die Mehrheit der Studien wurde nach 2010 publiziert (68 Prozent, n=28). Der Anstieg der Publikationen in den vergangenen Jahren könnte an einem stärkeren Interesse an Antibiotika-Verschreibungen liegen.

Mit der Literatursuche wurden 12 Länder abgedeckt, allerdings findet sich ein starker Fokus auf Studien aus dem Vereinigten Königreich (UK), die 34 Prozent des Samples (n=14) ausmachen. Darauf folgen die USA mit 20 Prozent der Studien (n=8). Jeweils 10 Prozent (n=4) der Studien thematisierten Behandlungsvariation in den Niederlanden und in Frankreich. Die übrigen abgedeckten Länder sind: Australien, China, Deutschland, Island, Italien, Norwegen, Schweden und Trinidad.

Die meisten Studien setzen den Fokus auf Allgemeinmedizin (85 Prozent, n=35), während sechs Studien auch andere Fachbereiche analysierten. Unter den Studien mit Fokus auf Allgemeinmedizin werden Unterschiede im Antibiotika-Verschreibungsverhalten oft

zwischen individuellen HausärztInnen analysiert (n=21), aber auch Variation über hausärztliche Praxen hinweg (n=14)<sup>1</sup>.

### Studien: Methoden

Die überwiegende Mehrheit der Studien zieht quantitative Methoden heran (88 Prozent, n=36), fünf Studien führen qualitative Analysen durch (12 Prozent). Unter den quantitativen Studien beziehen sich vier nur auf deskriptive Analysen; weitere vier führen zusätzlich bivariate Korrelationsanalysen durch und 28 Studien ziehen multivariate Regressionsanalysen heran. Zur Regressionsanalyse werden lineare Regressionsmodelle, logistische Regressionsmodelle, negativ binomiale Regressionsmodelle und weitere Formen von verallgemeinerten linearen Modellen verwendet. Neun der 36 quantitativen Studien nutzen Mehrebenen-Modelle (diese berücksichtigen geclusterte Datenstrukturen). Im Kontext der Antibiotika-Verschreibungen werden sie insbesondere angewendet, um Daten auf Ebene der PatientInnen oder der Konsultationen zu modellieren und gleichzeitig Gruppen-Effekte auf Ebene der ÄrztInnen zu berücksichtigen. Eine Studie zog ein Zeitreihen-Modell heran (Wilson et al., 2003). Weitere fünf Studien gaben an, Längsschnitt-Daten zu verwenden, spezifizierten allerdings nicht, wie die zeitliche Struktur berücksichtigt wurde.

### Studien: Zielgrößen

Da in den qualitativen Studien keine konkreten Zielgrößen verwendet werden, bezieht sich dieses Kapitel auf die Untergruppe der quantitativen Studien (n=36).

Aus den verwendeten Zielgrößen wurden drei übergreifende Kategorien identifiziert:

1. Verschreibe-Raten (Quantität der Antibiotika-Verschreibungen); (72 %; n=27)
2. Verschreibungs-Entscheidung (binäre Zielgröße); (17 %, n=5)
3. Qualitätsindikatoren; (11 %, n=4)

Die erste Kategorie umfasst *Verschreibe-Raten*, also die Menge der verordneten Antibiotika in Relation zu einer bestimmten Population. Ein Beispiel wäre die Anzahl der Antibiotika-Verschreibungen pro 1.000 PatientInnen (Pulcini et al., 2013b). Die spezifische Ausgestaltung dieser Zielgröße unterscheidet sich allerdings. Einige der Verschreibe-Raten sind dabei diagnose-spezifisch, andere beziehen sich auf die allgemeine PatientInnen-Population. Für die Verschreibe-Rate wird meist die Anzahl der Verordnungen als Zähler verwendet, zwei Studien verwenden die Defined Daily Dose und vier Studien ziehen die Anzahl der Packungen heran. Der Zähler wird in vier Studien in Verhältnis gesetzt zu allgemeinen PatientInnen-Populationen, in fünf Studien werden alters- und

---

<sup>1</sup> In UK sind Gruppenpraxen die Norm. In den britischen Studien wird daher meist die Variation über Praxen hinweg und nicht bei Individuen untersucht.

geschlechts-standardisierte Untergruppen verwendet und in weiteren zwei die Anzahl der Konsultationen. Die meisten Studien, die eine Verschreibe-Rate als Zielgröße verwenden, untersuchen die Menge der Verschreibungen in Relation zu diagnose-spezifischen Konsultationen (n=15; z. B. der Anteil der Konsultationen mit Diagnose respiratorische Infektion, der in einer Antibiotika-Verordnung resultiert).

In der zweiten Kategorie sind Verschreibungs-Entscheidungen Zielgrößen. Diese erfassen in Form einer binären Variable, ob eine Konsultation in einer Verschreibung resultiert. Dabei muss die Zielgröße auf Ebene der PatientInnen erfasst werden und ermöglicht es, für individuelle PatientInnen-Charakteristika zu kontrollieren. Um die Unterschiede zwischen ÄrztInnen zu berücksichtigen, verwenden die Studien in dieser Kategorie Mehrebenen-Modelle, bei denen PatientInnen in Praxen geclustert sind.

Studien der dritten Kategorie befassen sich mit der Qualität der Verschreibungen. Die Studien ziehen Qualitätsindikatoren heran, die sich entweder auf administrative Daten beziehen oder die Guideline-Konformität bei bestimmten Diagnosen untersuchen.

### **Studien: Einflussfaktoren**

Die im Sample inkludierten Studien ziehen eine Vielzahl an erklärenden Variablen heran, um Unterschiede im Verschreibungsverhalten zu analysieren. Um für den Gesundheitsstatus der PatientInnen zu kontrollieren, werden häufig *PatientInnen-Charakteristika* herangezogen. Diese beinhalten Alter, Geschlecht, Komorbiditäten, spezifische Diagnosen, Gesundheitsverhalten (Rauchen) (z. B. Gjelstad et al., 2009; Hope et al., 2018; Stedman et al., 2020; Steinman et al., 2003). Auch sozioökonomische Faktoren wie soziale Schicht oder Versicherungsstatus werden mit Antibiotika-Verschreibungen in Verbindung gebracht (Gill & Roalfe, 2001; Steinman et al., 2003). Mousquès et al. (2010) geben in ihrer Analyse an, dass ein großer Teil der Variation durch PatientInnen-Charakteristika erklärt werden kann. Es besteht allerdings Übereinstimmung darüber, dass PatientInnen-Charakteristika allein nicht die beobachteten Behandlungsunterschiede erklären können (z. B. Gerber et al., 2015; Jung et al., 2019).

Neben den PatientInnen-Charakteristika werden *ÄrztInnen-Charakteristika* untersucht. Das Alter, die Arbeitserfahrung und das medizinische Fachgebiet sind mit dem Verschreibungsverhalten korreliert. Jüngere ÄrztInnen scheinen hinsichtlich der Verschreibe-Qualität vorteilhafter zu verordnen (Pulcini et al. 2013a), während ÄrztInnen, die den Beruf schon länger ausüben, dazu tendieren, mehr Antibiotika zu verordnen (Akkerman et al., 2005). Pulcini et al. (2013b) stellen fest, dass AllgemeinmedizinerInnen für gleiche Altersgruppen mehr Antibiotika verschreiben als KinderärztInnen.

Bezüglich der *Praxis-Charakteristika* fanden Gjelstad et al. (2009) heraus, dass kleinere Praxisgrößen (weniger registrierte PatientInnen) mit geringeren Verschreibe-Raten

verknüpft waren. Höhere Verschreibe-Raten wurden festgestellt für Praxen in weniger dicht besiedelten Gebieten (Stedman et al., 2020).

Einige Studien beziehen auch subjektive Wahrnehmungen (aus ÄrztInnen-Befragungen) mit ein, um *weniger greifbare Faktoren* zu berücksichtigen. Die PatientInnen-Präferenzen beeinflussen mitunter das Verschreibungsverhalten (Brabers et al., 2018). Gidengil et al. (2016) sehen geringere Verschreibe-Qualität verbunden mit Situationen, in denen ÄrztInnen sich gestresst fühlen und für ÄrztInnen, die Antibiotika-Überversorgung als ein eher geringes Problem wahrnehmen. Außerdem ist geringes medizinisches Wissen über ein Krankheitsbild verbunden mit höheren Verschreibe-Raten für ebendieses Krankheitsbild (Akkerman et al., 2005).

### 2.2.3 Überblick aktueller Forschungsstand

Aus den in der Literaturanalyse identifizierten Studien werden hier die Studienergebnisse von als besonders relevant für das vorliegende Studienvorhaben erachteten Studien dargestellt. Damit soll der aktuelle Forschungsstand zur Thematik des Antibiotika-Verschreibungsverhaltens im niedergelassenen Bereich wiedergegeben werden.

Akkerman et al. (2005) untersuchen mit einem prospektiven Studiendesign das Antibiotika-Verschreibungsverhalten von niederländischen HausärztInnen in der Behandlung von Atemwegserkrankungen. 84 HausärztInnen wurden in der Studie inkludiert, diese registrierten über mehrere Wochen hinweg alle Konsultationen mit Atemwegserkrankungen. Zusätzlich füllten die ÄrztInnen Fragebögen zu persönlichen und Praxis-Charakteristika aus und es wurden nachträglich PatientInnen-Charakteristika zu den registrierten Konsultationen zugeordnet. Im Durchschnitt verordneten die HausärztInnen für 33 Prozent der Konsultationen mit Atemwegserkrankungen ein Antibiotikum. In einer linearen Regressionsanalyse zeigten Akkerman et al. (2005), dass ÄrztInnen mehr Antibiotika verordneten, je länger sie bereits praktizierten. Das war insbesondere der Fall bei ÄrztInnen mit eher wenig Wissen über Atemwegserkrankungen oder solchen, die das Gefühl hatten, eher wenig Zeit pro PatientIn zur Verfügung zu haben. Als abhängige Variable wurde eine Verschreibungsrate verwendet, konkret der Anteil der Konsultationen mit Diagnose Atemwegserkrankung, für die ein Antibiotikum verordnet wurde. Mit ihrem Regressionsmodell können Akkerman et al. (2005) 29 Prozent der beobachteten Variation erklären, der wichtigste Faktor in der Erklärung der Variation war die Anzahl der Praxisjahre.

Der Einfluss von PatientInnen-Präferenzen auf das Verschreibungsverhalten wird von Brabers et al. (2018) untersucht. Die AutorInnen betrachten dabei drei Indikationen – akuter Husten, akute Rhinosinusitis und akuten Harnwegsinfekt. Durch Befragungsdaten ermittelten die Studien-AutorInnen die Präferenzen der PatientInnen bezüglich Antibiotika und konnten diese auf Ebene der PatientInnen mit den tatsächlichen Antibiotika-

Verschreibungen der ÄrztInnen kombinieren. In einem logistischen Modell wurde als abhängige Variable ein Indikator verwendet, ob im jeweiligen Fall ein Antibiotikum verordnet wurde oder nicht. Als erklärende Variablen wurden im Modell ein Indikator für klinische Notwendigkeit einer Verschreibung und die PatientInnen-Präferenzen inkludiert. Die Ergebnisse zeigten, dass ÄrztInnen die Präferenzen der PatientInnen berücksichtigten, wenn in den Guidelines der jeweiligen Indikation Spielraum für individuelle Entscheidungen besteht. In Situationen, in denen aus den Guidelines keine klare Empfehlung für oder gegen ein Antibiotikum ausgesprochen wird, verschrieben ÄrztInnen mehr Antibiotika, wenn PatientInnen eine Antibiotika-Verschreibung wünschten. (Brabers et al., 2018)

Cordoba et al. (2015) vergleichen das Antibiotika-Verschreibungsverhalten in sechs Ländern (Argentinien, Dänemark, Litauen, Russland, Spanien und Schweden). In der Studie wurden 457 HausärztInnen mit 6.394 PatientInnen mit Halsschmerzen inkludiert. Zwischen 41 Prozent (Spanien) und 75 Prozent (Schweden) der Halsschmerz-PatientInnen erhielten eine Antibiotika-Verordnung. Als Zielvariable wurde auf PatientInnen-Ebene ein binärer Outcome mit Verschreibung ja/nein definiert. Durch die Modellierung als Mehrebenenmodell konnte für die ÄrztInnen ein inhärenter Effekt, der Behandlungsstil, modelliert werden. In allen Ländern gab es einige ÄrztInnen, die für die Halsschmerz-PatientInnen nie Antibiotika verordneten und einige ÄrztInnen, die immer Antibiotika verordneten. Die inkludierten unabhängigen Variablen auf Ebene der ÄrztInnen waren Alter, Geschlecht, Zugang zu Strep-A-Test, Praxisjahre, Praxisform; jene auf Ebene der PatientInnen waren Geschlecht, Alter, Anzahl Tage mit Symptomen, Antibiotika-Wunsch. Auch wenn für diese ÄrztInnen- und PatientInnen-Charakteristika kontrolliert wurde, bestanden große Unterschiede im Verschreibungsverhalten (innerhalb der Länder und über Ländergrenzen hinweg). Die AutorInnen sehen damit bestätigt, dass ein individueller Behandlungsstil der ÄrztInnen existiert, sozusagen eine persönliche Verschreibungs-Tendenz, die sich in Variation im Verschreibungsverhalten manifestiert. (Cordoba et al., 2015)

Gerber et al. (2015) untersuchen in ihrer Studie das Antibiotika-Verschreibungsverhalten von HausärztInnen in den USA (Pennsylvania und New Jersey) mittels des prozentuellen Anteils an akuten Konsultationen, die in Antibiotika-Verschreibungen resultierten. Dafür wurden 222 HausärztInnen (gruppiert in 25 Praxen) mit 399.793 akuten Konsultationen von pädiatrischen PatientInnen herangezogen. Von den gesamten durchgeführten Konsultationen wurden dabei telefonische Kontakte und Kontakte mit chronischen PatientInnen ausgeschlossen. Es wurde für Alter, Geschlecht, Ethnie und Versicherungsstatus der PatientInnen kontrolliert; die AutorInnen nehmen an, dass ÄrztInnen- und Praxisfaktoren die verbliebene Variation in den Verschreibungsraten beeinflusst. (Gerber et al., 2015)

Gjelstad et al. (2009) beleuchten das Verschreibungsverhalten von HausärztInnen in Norwegen für Atemwegserkrankungen. Zur Analyse werden Administrativ-Daten verwendet – Apotheken-Abrechnungsdaten und ÄrztInnen-Abrechnungsdaten. Die abhängige Variable definieren Gjelstad et al. (2009) in ihrem Modell als Antibiotika-Verschreibungen pro 100 Konsultationen mit Atemwegserkrankungen (diese lag im Durchschnitt bei 27 Prozent). Relevante Einflussfaktoren der Verschreibungsrate waren die Art der Infektion, der Indikator für FachärztInnen und die Jahre seit Abschluss des Medizinstudiums. ÄrztInnen, bei denen der Abschluss länger zurücklag, verordneten tendenziell mehr Antibiotika. Die HausärztInnen, die auch FachärztInnen waren, verordneten tendenziell weniger Antibiotika. (Gjelstad et al., 2009)

Lundkvist et al. (2002) beziehen in ihrer Analyse des Antibiotika-Verschreibungsverhaltens Befragungsdaten von PatientInnen mit ein. Zentraler Teil ihrer Analyse ist die Verknüpfung von PatientInnen-Zufriedenheit mit dem Antibiotika-Verschreiben. Die Zielvariable ist dabei eine Verschreibe-Rate in Form von Defined Daily Doses (DDD) pro Konsultation auf Ebene der ÄrztInnen. In ihrer multivariaten Regressionsanalyse finden Lundkvist et al. (2002), dass hohe ärztliche Verschreibungsraten mit einer hohen gesamten Zufriedenheit seitens der PatientInnen einhergehen. Interessant ist dabei aber, dass hohe Verschreibungsraten auch mit einer geringen Zufriedenheit seitens der PatientInnen mit der Zeit, die die/der MedizinerIn mit Zuhören verbringt, einhergeht. Die AutorInnen schließen daraus, dass eine hohe Verschreibe-Rate unter anderem darauf zurückzuführen ist, dass ÄrztInnen ein gutes Verhältnis zu den PatientInnen halten wollen (und daher auf den Wunsch nach Antibiotika eingehen). Gleichzeitig geben sie an, dass PatientInnen-Zufriedenheit auch bei geringen Verschreibe-Raten erreicht werden kann, indem ÄrztInnen mehr Zeit aufwenden, um PatientInnen zuzuhören und sie zu informieren. (Lundkvist et al., 2002)

Pulcini et al. (2013b) analysieren Abrechnungsdaten zu Antibiotika-Verschreibungen von französischen HausärztInnen und Kinder-ÄrztInnen. Dabei inkludieren sie Verschreibungen für Kinder unter 16 Jahren und vergleichen 4.921 AllgemeinärztInnen mit 301 Kinder-ÄrztInnen in ihrem Verschreibungsverhalten. Es wird ein *Random-Intercept-Mixed-Modell* mit logarithmierter abhängiger Variable verwendet und für ÄrztInnen-Charakteristika und Charakteristika der PatientInnen-Populationen kontrolliert. Auch hier wird neben anderen Indikatoren eine Verschreibe-Rate als Zielvariable herangezogen; in diesem Fall ist die Verschreibe-Rate auf Ebene der ÄrztInnen als Anzahl der Verschreibungen pro 1.000 Kindern pro Jahr definiert. Dabei verordneten AllgemeinärztInnen um 54 Prozent mehr Antibiotika als Kinder-ÄrztInnen. (Pulcini et al., 2013b)

Für allgemeinmedizinische Praxen in England untersuchten Stedman et al. (2020) mithilfe der DDD das Antibiotika-Verschreibungsverhalten. Es wurde eine jahresdurchschnittliche DDD berechnet – die Summe der DDD von gesamt im Jahr abgegebenen

Antibiotika pro Praxis geteilt durch die Anzahl der registrierten PatientInnen und 365. Die AutorInnen kontrollieren in einer Regressionsanalyse für zahlreiche Einflussfaktoren; darunter Demografie, Praxisstandort, Komorbiditäten, PatientInnen-Zufriedenheit und Charakteristika der in der Praxis tätigen ÄrztInnen. Mit 25 Variablen können somit 58 Prozent der Variation der durchschnittlichen DDD erklärt werden. Höhere Verschreibe-Raten wurden in Zusammenhang mit höherer Prävalenz von chronischen Erkrankungen (Diabetes, Asthma etc.) in der PatientInnen-Population, höherer PatientInnen-Zufriedenheit und geringerer Bevölkerungsdichte beobachtet. Darüber hinaus geben Stedman et al. (2020) an, dass spezifische (beeinflussbare) Charakteristika des Verschreibungsstils etwa 11 Prozent der Variation erklären. Mit einer höheren Verschreibungsrate sind dabei folgende Faktoren verbunden: eine weitere Bandbreite an unterschiedlichen verordneten Antibiotika, höherer Dosen pro Verschreibung, geringere Guideline-Einhaltung, und weniger zielgerichtete Antibiotika. Für ein Szenario, in dem diese angeführten veränderbaren Charakteristika so ausgeprägt sind wie im „besten“ Dezil, schätzen die AutorInnen, dass die Verschreibungsrate ca. 31 Prozent geringer ausfallen könnte. (Stedman et al., 2020)

Stuart et al. (2020) führen eine Sekundäranalyse zu drei Kohorten-Studien (im Vereinigten Königreich) durch, um den Zusammenhang zwischen Schweregrad von Symptomen und Verschreibungsraten zu untersuchen. Die erste verwendete Kohorten-Studie enthielt Daten zu knapp 15.000 Erwachsenen (über 15 Jahre) mit akuten Halsschmerzen; die zweite Kohortenstudie enthielt über 28.000 PatientInnen mit Atemwegserkrankungen in 522 Praxen; in der dritten Kohorten-Studie waren Kinder unter 16 Jahren mit Husten und akuten Atemwegsinfektionen inkludiert. Für alle Studien waren Krankheits-Informationen (Fieber, Anzahl der Tage mit Beschwerden) vorhanden, aus denen Schweregrads-Indikatoren gebildet wurden. Bei der Untersuchung der PatientInnen-Ebene stellen die AutorInnen fest, dass die Wahrscheinlichkeit, ein Antibiotikum verschrieben zu bekommen, höher ist für PatientInnen mit höheren Krankheits-Indikatoren. Außerdem wurden die Verschreibe-Raten (Antibiotika-Verordnungen pro 100 PatientInnen der Studienpopulation) auf Ebene der Praxen untersucht. In einem Regressionsmodell kontrollieren die AutorInnen für die patientInnen-individuellen Faktoren Krankheits-Indikator, Alter, Geschlecht, Komorbiditäten und Deprivation. Diese individuellen Faktoren konnten aber bei allen drei Studienpopulationen nur einen sehr geringen Anteil der Variation erklären. Das heißt, dass trotz Berücksichtigung des individuellen Schweregrads und der individuellen PatientInnen-Charakteristika Variation zwischen den hausärztlichen Praxen bestand. Damit bekräftigen sie die Vermutung, dass es Variation im Verschreibungsverhalten gibt, die auf ÄrztInnen- und Praxischarakteristika zurückzuführen ist. (Stuart et al., 2020)

Wang et al. (2009) führen eine retrospektive Analyse von Querschnittsdaten von über 8.000 allgemeinmedizinischen Praxen in England durch. Dabei untersuchen sie den Einfluss von ÄrztInnen- und Praxis-Charakteristika auf eine Antibiotika-Verschreibungsrate. Diese ist definiert als Anzahl der Antibiotika-Verordnungen pro STAR-PU (Specific Therapeutic group Age-Sex weightings-Related Prescribing Units)<sup>2</sup>. Dabei ist die standardisierte Verschreibungsrate des meist-verschreibenden Dezils doppelt so hoch wie die des wenigst-verschreibenden Dezils. Mit Praxis-Charakteristika und Charakteristika der PatientInnen-Population können in einem Regressionsmodell 17,2 Prozent der Variation erklärt werden. Prädiktoren von hohen Verschreibe-Raten waren Praxisstandort im Norden Englands, höhere PatientInnen-Morbidität (chronische Krankheiten), kürzere Konsultationsdauer, höherer Anteil männlicher Ärzte in Praxis, höherer Anteil ÄrztInnen über 45, höherer Anteil ÄrztInnen mit Ausbildung außerhalb des Vereinigten Königreichs. (Wang et al., 2009)

## 2.3 Institutioneller Hintergrund

Für die folgende empirische Analyse ist es wichtig, den institutionellen Hintergrund zu beleuchten. Es gibt einige Spezifika des österreichischen Gesundheitssystems, die es zu beachten gilt, weil sie entweder die Verfügbarkeit/Verwendbarkeit der Daten einschränken oder besondere Analysen ermöglichen. Die Rahmenbedingungen, die hier zur Einordnung kurz skizziert werden, sind:

- Rezeptgebühr
- Befreiung von der Rezeptgebühr
- VertragsärztInnen-System
- Hausapotheken
- Vergütungssystem

Antibiotika sind in Österreich verschreibungspflichtig und werden entweder in öffentlichen Apotheken oder ärztlichen Hausapotheken abgegeben. Dabei gibt es ein System der Kostenbeteiligung. PatientInnen entrichten pro abgegebenem Medikament die **Rezeptgebühr** (€ 6,30 im Jahr 2020) und Medikamente, die preislich unter dieser Grenze liegen, werden zur Gänze von PatientInnen bezahlt (ÖGK, 2020a). In Apotheken-Abrechnungsdaten sind damit nur die abgegebenen Medikationen über der Rezeptgebühr (RezGeb) enthalten; jene unter der RezGeb sind nur enthalten, wenn die betroffene Person von der RezGeb befreit ist. Aus den Administrativdaten können für den niedergelassenen Bereich damit nicht alle abgegebenen Medikationen analysiert werden. Das

---

<sup>2</sup> Die STAR-PU ist eine im Vereinigten Königreich weit verbreitete Maßzahl, um die demografische Zusammensetzung von allgemeinmedizinischen Praxen abzubilden. Dabei werden nicht nur die registrierten PatientInnen einer Praxis gezählt, sondern mit Alters- und Geschlechts-Verteilung. Dieser Indikator wird in der Forschung im Vereinigten Königreich häufig verwendet, um allgemeinmedizinische Praxen vergleichbar zu machen. (NHS, 2020)

Verschreibungsverhalten für Medikationen unter der RezGeb kann damit auch im Rahmen dieser Studie nicht analysiert werden. Laut einer IQVIA-Berechnung waren im Jahresmittel 2019 rund 40 Prozent aller auf Kassenrezept abgegebenen Arzneimittel von der Rezeptgebühr befreit (IQVIA, 2020). Wird angenommen, dass dieser Anteil für Abgaben über und unter der Rezeptgebühr gleichermaßen gilt, so bedeutet das, dass 60 Prozent der unter der Rezeptgebühr abgegebenen Medikationen nicht in den Abrechnungsdaten erfasst werden. Konkret für die Arzneimittelgruppe der Antibiotika liegen allerdings keine Daten vor.

Unter bestimmten Voraussetzungen können PatientInnen **von der Rezeptgebühr befreit** sein. In diesem Fall übernimmt die Krankenversicherung die gesamten Kosten der abgegebenen Medikamente. Die befreiten Personen haben keine Kostenbeteiligung in Höhe der RezGeb für Medikamente, die preislich über der Grenze liegen, und müssen auch Medikamente, die preislich unter der Grenze liegen, nicht selbst bezahlen. Automatisch und ohne Antrag von der RezGeb befreit sind: Zivildienstler, AsylwerberInnen, Personen mit anzeigepflichtigen Krankheiten (nur für Medikamente zur Behandlung der anzeigepflichtigen Krankheit) und Personen mit sozialer Schutzbedürftigkeit (z. B. BezieherInnen von Ausgleichszulagen, Ergänzungszulagen, Waisenrente, Witwenzusatzrente). Auf Antrag befreit werden können PatientInnen darüber hinaus bei geringem Nettoeinkommen oder erhöhtem Medikamentenbedarf kombiniert mit Richtwert für das Nettoeinkommen (ÖGK, 2020b). Zusätzlich zur Befreiung ohne Antrag und der Befreiung mit Antrag ist eine Rezeptgebührenobergrenze vorgesehen. PatientInnen sind von der RezGeb befreit, sobald die Ausgaben für diese 2 Prozent des Jahresnettoeinkommens erreichen, frühestens aber nach Entrichtung von 37 Rezeptgebühren (ÖGK, 2020c). Der RezGeb-Befreiungsstatus kann damit sowohl ein Indikator für den sozioökonomischen Status der PatientInnen sein als auch für den Gesundheitszustand. Es ist damit anzunehmen, dass von der RezGeb befreite PatientInnen ein anderes Nachfrageverhalten an den Tag legen als nicht befreite Personen.

In Österreich können ÄrztInnen einen Vertrag mit einem oder mehreren Krankenversicherungsträgern halten. Damit sind diese **VertragsärztInnen** an die darin festgelegten Tarife gebunden, zu denen sie ihre Leistungen bereitstellen. Die PatientInnen können jene ÄrztInnen ohne Kostenbeteiligung aufsuchen, die einen Vertrag mit dem jeweiligen Versicherungsträger haben, bei dem die/der PatientIn versichert ist. WahlärztInnen können die Tarife ihrer angebotenen Leistungen frei festlegen. Ein Besuch von WahlärztInnen muss zunächst von den PatientInnen bezahlt werden, es können aber bei Beantragung 80 Prozent des entsprechenden vertraglichen Tarifs zurückerstattet werden. Selbiges gilt auch bei Medikamenten – von VertragsärztInnen verordnete Medikamente werden (bis auf die RezGeb) von der Krankenversicherung übernommen, von

WahlärztInnen verordnete Medikamente können nur zum Teil rückerstattet werden.<sup>3</sup> Es ist davon auszugehen, dass PatientInnen, die Medikationen von WahlärztInnen verordnet bekommen, in vielen Fällen die Kostenerstattung nicht beantragen. Damit besteht nur für die von VertragsärztInnen verordneten Medikamente vollständige Datenverfügbarkeit. (Bachner et al., 2018)

Unter bestimmten Voraussetzungen sind AllgemeinmedizinerInnen in Österreich berechtigt, eine Hausapotheke zu führen. Das bedeutet, dass sie berechtigt sind, Medikamente direkt am Praxisstandort abzugeben, wodurch die PatientInnen keine öffentliche Apotheke aufsuchen müssen, um ein Rezept einzulösen. Das soll ermöglichen, dass alle PatientInnen Zugang zu Medikamenten haben. Vertrags-AllgemeinärztInnen dürfen eine Hausapotheke führen, wenn keine öffentliche Apotheke in der Gemeinde des Praxisstandorts angesiedelt ist und die nächste öffentliche Apotheke mehr als sechs Kilometer entfernt ist (§ 29 Apothekengesetz). Der Verkauf von Medikamenten stellt einen Teil des Einkommens dieser ÄrztInnen dar; das Führen einer Hausapotheke kann daher finanziell attraktiv sein.

Im derzeitigen **Vergütungssystem** werden ärztliche Leistungen im niedergelassenen Bereich Großteils pauschal pro durchgeführter Konsultation abgegolten. Nur durch einzelne spezielle Leistungen können zusätzliche Positionen abgerechnet werden.<sup>4</sup> Bezogen auf die Thematik der Antibiotika-Verschreibungen und angebotsinduzierte Nachfrage ist hier relevant: Für VertragsärztInnen besteht mit dem aktuellen Vergütungssystem kein finanzieller Anreiz, mehr Leistungen in Form von Antibiotika-Verschreibungen anzubieten als medizinisch indiziert. Anders sieht es dagegen bei ÄrztInnen aus, die eine Hausapotheke führen. Auch diese können für das Verordnen an sich keine zusätzlichen Leistungen mit den Krankenkassen abrechnen. Beim Führen einer Hausapotheke allerdings stellt die Abgabe von Medikationen einen Teil des Einkommens dar. Damit besteht ein finanzieller Anreiz, Nachfrage nach Medikamenten zu induzieren, um das Einkommen zu maximieren beziehungsweise ein Zieleinkommen zu erreichen (wenn das Einkommen durch Konsultationen unter dem Zieleinkommen liegt). Es gibt also in Österreich eine Gruppe von ÄrztInnen, für die nie ein finanzieller Anreiz besteht, die Nachfrage nach Antibiotika zu induzieren und eine Gruppe, für die unter bestimmten Umständen ein solcher finanzieller Anreiz besteht. Dies ist also ein Spezifikum des österreichischen Systems anhand dessen die Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage untersucht werden kann.

---

<sup>3</sup> Es ist anzumerken, dass WahlärztInnen häufig eine Rezepturbefugnis haben, was bedeutet, dass sie Kassenrezepte ausstellen können. Außerdem können Privatrezepte unter gewissen Bedingungen auf Kassenrezepte umgewandelt werden. Der tatsächliche Anteil der Privatrezepte ist damit vermutlich eher gering.

<sup>4</sup> Anlage A. Tarif für Vertragsärztinnen/Vertragsärzte für Allgemeinmedizin. Gültig ab 1. Juli 2019.

## 3 Empirische Analyse

### 3.1 Daten und Variablen

Für diese Studie wurden Abrechnungsdaten zu sämtlichen von Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen verordneten und auf Kosten der Sozialversicherung abgegebenen Antibiotika der Jahre 2016–2019 vom Dachverband der Sozialversicherungsträger (DVSV) bereitgestellt. Neben den Abrechnungsdaten wurden Praxischarakteristika der verordnenden ÄrztInnen und persönliche Charakteristika der betroffenen PatientInnen und ÄrztInnen anonymisiert bereitgestellt. Über anonymisierte Identifier wurden diese Informationen mit den Abrechnungsdaten verbunden. Der Datensatz wurde mit geografischen und demografischen Daten (Fläche, Bevölkerung der politischen Bezirke) der Statistik Austria und ÄrztInnen-Kopfzahlen (für ÄrztInnen-Dichte der Bezirke) des DVSV ergänzt.

#### 3.1.1 Gelieferte Datensätze

In den bereitgestellten Daten werden ÄrztInnen beziehungsweise Praxen aus Sicht der Sozialversicherung als Vertragspartner bezeichnet. In der Beschreibung der Datensätze wird diese Bezeichnung zunächst beibehalten. In der Analyse wird der Begriff Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen verwendet.

Da Apotheken-Abrechnungsdaten von öffentlichen Apotheken und Hausapotheken herangezogen werden, sind in den Daten nur Vertragspartner enthalten, die im betrachteten Zeitraum zumindest eine Heilmittel-Verordnung als AllgemeinmedizinerIn tätigten (die infolge auch in einer [Haus-]Apotheke eingelöst wurde). Es sind nur Antibiotika-Abgaben in den Daten enthalten, die auf Kosten der Sozialversicherung abgerechnet wurden. Abgaben, die preislich unter der RezGeb lagen, scheinen somit nicht in den Daten auf. Ausgenommen hiervon sind Abgaben an Personen mit einer RezGeb-Befreiung, da für diese PatientInnen auch Medikationen unter der RezGeb von der Sozialversicherung getragen werden und somit mit Apotheken abgerechnet werden.

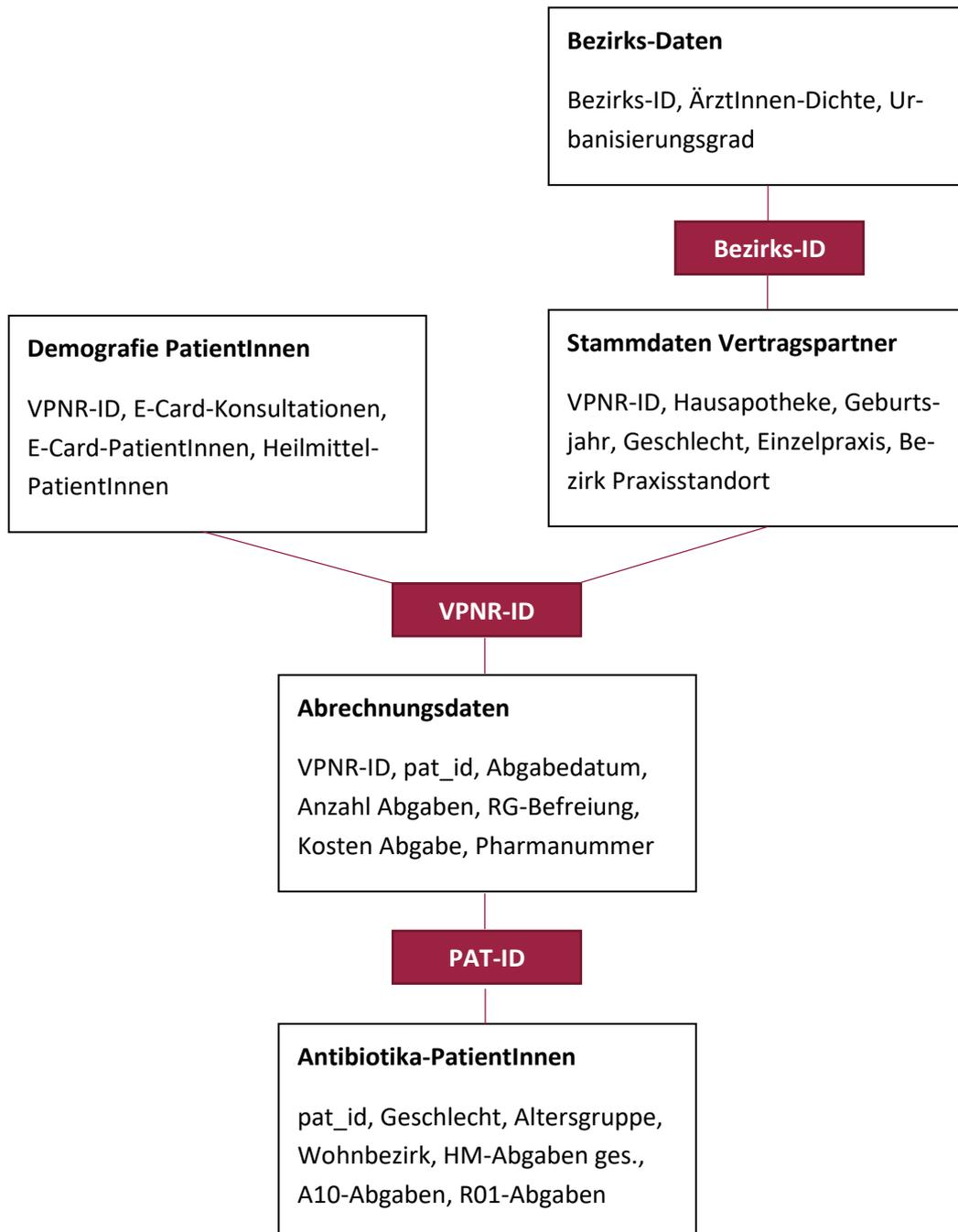
In Abbildung 2 sind die Verknüpfungen der einzelnen Datensätze dargestellt. Schnittstellen der Datensätze sind pseudonymisierte Vertragspartnernummern (VPNR), pseudonymisierte Versicherten-IDs (pat\_id) und Bezirks-IDs. Im Zentrum stehen dabei die Allgemeinmedizin-Vertragspartner und die Abrechnungsdaten. Für die Vertragspartner waren folgende Informationen vorhanden: Alter, Geschlecht,<sup>5</sup> Indikator Hausapotheke, Indikator Einzelpraxis, Bezirk des Praxisstandorts, Anzahl der jährlichen E-Card-PatientInnen, Anzahl der jährlichen E-Card-Konsultationen, Anzahl der jährlichen Heilmittel-

---

<sup>5</sup> Alter und Geschlecht waren nur für ÄrztInnen in Einzelpraxen vorhanden, da für diese Vertragspartner die Person der Praxis gleichgestellt ist. Für Gruppenpraxen sind nur Informationen auf Ebene der Praxis, nicht aber der individuellen ÄrztInnen vorhanden.

PatientInnen (jeweils unterteilt in sechs demografische Gruppen: <15, 15–64, 65+; männlich, weiblich). Für die Antibiotika-PatientInnen waren zudem Stammdaten und weitere Heilmitteldaten verfügbar.

**Abbildung 2: Beziehungen der Datensätze**



Darstellung: IHS (2021).

### 3.1.2 Zusammenführung Datensätze

Die Stammdaten der Vertragspartner und die Information zu deren PatientInnen-Demografie wurden für alle Vertragspartner geliefert, die in den Jahren 2016–2019 zumindest eine Heilmittel-Abgabe auf Kosten der Sozialversicherung als AllgemeinmedizinerIn verordneten. Die Datensätze der versicherten PatientInnen wurden für alle PatientInnen, die im Zeitraum 2016–2019 zumindest eine Heilmittel-Abgabe auf Kosten der Sozialversicherung erhielten, geliefert. Die gelieferten Abrechnungsdaten beinhalteten sämtliche von 2016–2019 auf Kosten der Sozialversicherung abgegebenen Antibiotika-Abrechnungen (ATC-Code<sup>6</sup> J01). Da der Abrechnungsdatensatz Antibiotika-Abgaben von allen Fachrichtungen und sowohl von ÄrztInnen mit kurativem als auch ÄrztInnen mit Rezepturvertrag beinhaltete, wurde die Schnittmenge mit dem Datensatz der Vertragspartner gebildet, um einen sinnvoll auswertbaren Datensatz zu erhalten. Darin sollten nur Antibiotika-Verordnungen von Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen enthalten sein. Es wurde also für jedes Jahr ein Datensatz erstellt, der nur die Antibiotika-Abrechnungen von ganzjährig aktiven Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen enthielt. Als ganzjährig aktive Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen wurden jene definiert, die zu Beginn und Ende des jeweiligen Jahres einen aufrechten kurativen Vertrag mit der Sozialversicherung hielten. Damit sollten jene Vertragspartner ausgeschlossen werden, die lediglich einen Rezepturvertrag hatten (also als Wahl-ÄrztInnen praktizieren) oder unterjährig eine Praxis eröffneten.<sup>7</sup>

Pro Jahr ist damit ein Datensatz verfügbar, der sämtliche von ganzjährig aktiven Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen verordneten Antibiotika-Abgaben enthält. In diesem Datensatz ist jede Zeile als Verordnung zu verstehen, zu der jeweils die Anzahl der Abgaben, der Kassenverkaufspreis, der RezGeb-Befreiungsstatus, die PatientInnen-Charakteristika, die persönlichen und Praxis-Charakteristika des verordnenden Vertragspartners und Informationen zum Bezirk des Praxisstandorts<sup>8</sup> bekannt sind. Für das Jahr 2019 bezieht sich dieser Datensatz (vor Anwendung der Exklusionskriterien) auf 2.507.707 Verordnungen, was 2.629.502 Abgaben entspricht. Verordnungen beziehen sich dabei auf die ausgestellten Rezepte, während Abgaben die Anzahl der Packungen bezeichnen. Diese wurden verordnet von insgesamt 3.611 Vertragspartnern an 1.610.700 individuelle PatientInnen. Alle folgenden Angaben zu den Daten beziehen sich ebenfalls auf das Analysejahr 2019.

---

<sup>6</sup> Anatomisch-Therapeutisch-Chemisches Klassifizierungssystem.

<sup>7</sup> Die Zusammenführung der Datensätze wurde vor Anwendung der Exklusionskriterien durchgeführt, da die umfassenden Kriterien erst mithilfe des verknüpften Datensatzes angewendet werden können.

<sup>8</sup> Um die Bezirks-Informationen zum Datensatz hinzuzufügen, wurde der Bezirk des Praxisstandorts verwendet. In Fällen, wo für eine VPCR mehrere Praxisstandorte hinterlegt waren, wurde jener Bezirk gewählt, in dem die meisten PatientInnen den Wohnbezirk haben.

Um die Daten vertragspartner-bezogen auswertbar zu machen, wurden die Verordnungen/Abgaben auf Ebene der Vertragspartner aggregiert, sodass die jährlichen Verordnungen/Abgaben pro Vertragspartner entstehen. Dabei ist der Vertragspartner als Zeile zu verstehen, für den jeweils die Verordnungen pro Jahr, Abgaben pro Jahr, Kosten pro Jahr (jeweils geteilt in unter und über der RezGeb) sowie die persönlichen und Praxis-Charakteristika und Informationen zum Bezirk des Praxisstandorts verfügbar sind. Um für die Analyse unschlüssige Datenpunkte auszuschließen und ein homogenes Sample zu erhalten, wurden vor der angeführten Aggregation Exklusionskriterien angewendet.

### 3.1.3 Exklusionskriterien

Zur Bereinigung des Datensatzes um unschlüssige Datenpunkte wurden folgende Exklusionskriterien festgelegt:

- Nicht ganzjährig aktive Vertragspartner
- Vertragspartner mit fehlenden Datenpunkten bei E-Card-PatientInnen
- Vertragspartner mit Anzahl Heilmittel-PatientInnen > E-Card-PatientInnen
- Abrechnungen von PatientInnen mit fehlenden Daten zu Alter und Geschlecht
- Abrechnungen doppelt vorhanden mit unterschiedlichem Befreiungsstatus

Wie bereits oben angeführt, wurden nur Vertragspartner im Datensatz mitaufgenommen, die zu Beginn und Ende des betroffenen Jahres einen aufrechten kurativen Vertrag als AllgemeinmedizinerIn hatten. Unter diesen Vertragspartnern waren allerdings auch solche enthalten, die nur sehr wenige E-Card-PatientInnen im gesamten Jahr hatten. Ähnlich wie Pulcini et al. (2013b), legen wir daher einen unteren Schwellenwert von 50 jährlichen PatientInnen fest, um der Kondition der ganzjährigen Aktivität auch de facto gerecht zu werden. Das traf im Jahr 2019 auf 7 der 3.611 Vertragspartner (0,2 Prozent) zu.

Vertragspartner, für die keine Informationen zur Anzahl der E-Card-PatientInnen und E-Card-Konsultationen verfügbar waren, wurden ausgeschlossen. Das betraf 8 der 3.611 Vertragspartner (0,2 Prozent). Der Umstand wurde in Rücksprache mit dem DVSV besprochen und mögliche Gründe aufgeschlüsselt: Es könnte sich um Vertragspartnernummern handeln, über die Wahlarztrezepte gesammelt verrechnet werden. Außerdem ist es möglich, dass in Einzelfällen unterschiedliche Vertragspartnernummern für die Abrechnung der Heilmittel und die Abrechnung der Konsultationen verwendet werden. Eine weitere mögliche Erklärung wären unterschiedliche Vertragsarten mit den Krankenversicherungsträgern. Es ist möglich, dass die betroffenen Vertragspartner einen kurativen Vertrag mit einem Krankenversicherungsträger mit geringer PatientInnen-Population und zusätzlich einen Rezepturvertrag mit einem Krankenversicherungsträger mit großer PatientInnen-Population haben. Wenn im betroffenen Jahr keine

Konsultationen über den kurativen Vertrag abgerechnet werden, Medikamenten-Abgaben über den Rezepturvertrag allerdings schon, kann es zum beschriebenen Phänomen kommen.

In einigen Fällen waren den Vertragspartnern mehr Heilmittel-PatientInnen als gesamte PatientInnen (E-Card-PatientInnen) zugeordnet (79 von 3.611 Vertragspartnern; 2,2 Prozent). Auch dieses Phänomen könnte mit dem angeführten Vertragskonstrukt (kurativer Vertrag mit Versicherungsträger mit geringer PatientInnen-Population, Rezepturvertrag mit Versicherungsträger mit großer PatientInnen-Population) erklärt werden. Dadurch beziehen sich in diesen Fällen die Heilmittel-PatientInnen und die E-Card-PatientInnen auf unterschiedliche Populationen und die Anzahl der Heilmittel-PatientInnen ist keine Teilmenge der E-Card-PatientInnen. Um eine sinnvolle Interpretation der Antibiotika-Abgaben in Relation zu den gesamten PatientInnen zu ermöglichen, wurden diese beschriebenen Beobachtungen ausgeschlossen.

Um unschlüssige Datenpunkte zu exkludieren, wurden Antibiotika-Abrechnungen von PatientInnen, für die Geschlecht und Altersgruppe nicht verfügbar waren, ausgeschlossen. Das PatientInnen-Geschlecht war bei 27 von 1.610.700 PatientInnen nicht verfügbar (<0,1 Prozent), bei 225 Antibiotika-PatientInnen war keine Altersgruppe zugewiesen (<0,1 Prozent).

Bezüglich der Abrechnungszeilen gab es Unschlüssigkeiten in den Abrechnungsdaten. In sehr geringem Umfang gab es Abrechnungszeilen, die sich nur im Befreiungsstatus unterschieden und ansonsten ident (PatientIn, Vertragspartner, Abrechnungsdatum, Pharmaziffer, Anzahl Abgaben) waren. Auch nach Rücksprache mit dem DVS konnte eine derartige Datenstruktur nicht erklärt werden. Es sollte praktisch nicht möglich sein, am gleichen Tag für das gleiche Medikament eine von der RezGeb befreite Abgabe und eine nicht von der RezGeb befreite Abgabe zu erhalten, denkbar ist daher ein Erfassungsfehler. Daher wurden derartige Abrechnungszeilen ausgeschlossen, das war bei 100 von 2.507.707 Verordnungen der Fall (<0,1 Prozent der Abrechnungen).

Nach Anwendung der dargestellten Exklusionskriterien enthielt der bereinigte Datensatz 2.473.982 Verordnungen, was 2.594.487 Abgaben entsprach, verordnet von insgesamt 3.523 Vertragspartnern, abgegeben an 1.591.085 individuelle PatientInnen.

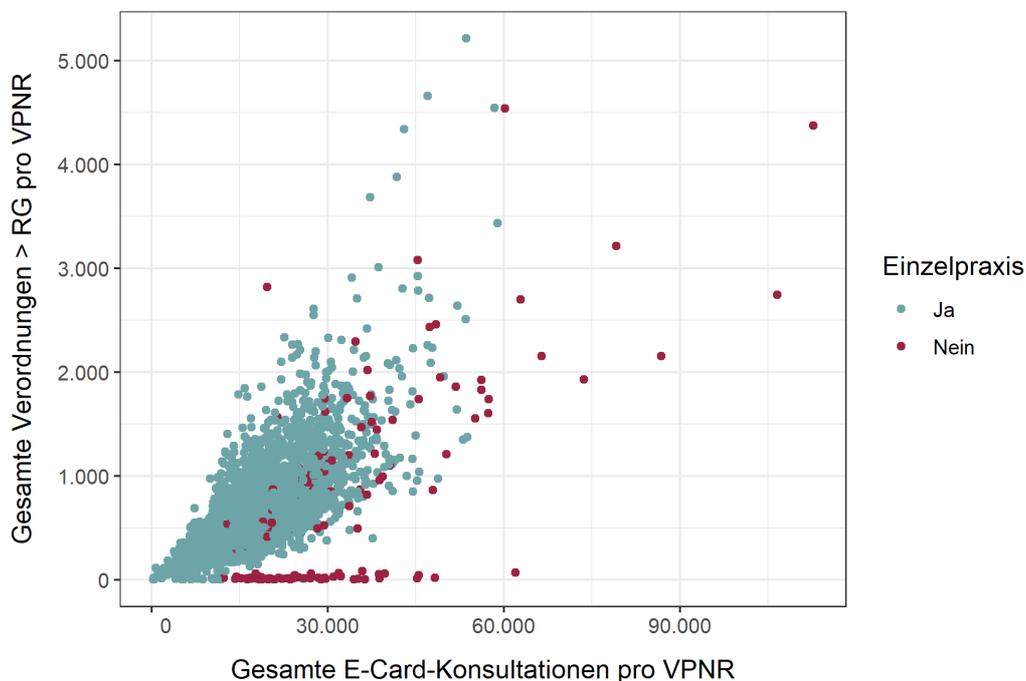
### 3.1.4 Einschränkungen für Analyse

Zur vertragspartner-bezogenen Auswertung wurden die Verordnungen und Abgaben auf Ebene der Vertragspartner aggregiert. In der Analyse der Antibiotika-Verordnungen auf Ebene der Vertragspartner wurden nur Abgaben, die über der RezGeb bepreist waren, miteinbezogen. Da das Ziel der Studie ein Vergleich des Ordnungsverhaltens der Vertragspartner ist, müssen die Abgabe-Mengen vergleichbar sein. Für Vertragspartner mit

höherem Anteil an RezGeb-befreiten PatientInnen sind in den Abrechnungsdaten automatisch mehr Antibiotika-Abgaben erfasst, weil für die befreiten PatientInnen auch Abgaben unter der RezGeb abgerechnet werden. Um eine Verzerrung aufgrund unterschiedlicher Anteile befreiter PatientInnen zu vermeiden, werden nur jene Abrechnungen analysiert, die sowohl für PatientInnen mit als auch für PatientInnen ohne RezGeb-Befreiung erfasst werden – das entspricht den Abgaben über der RezGeb.

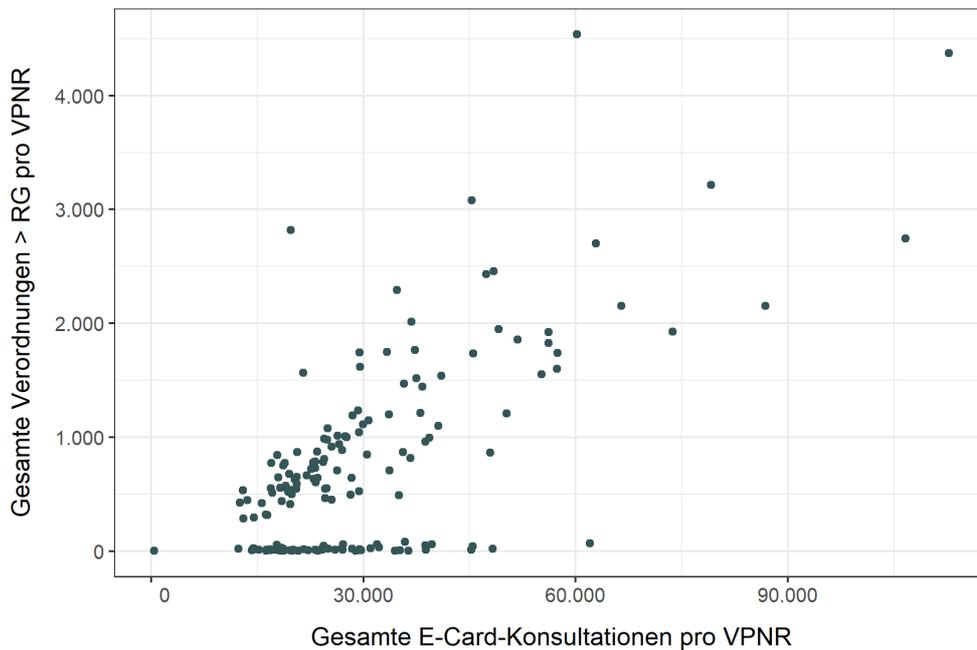
Außerdem wurden in der Analyse Vertragspartner ausgeschlossen, die keine Einzelpraxis führten. Erstens soll das Verschreibungsverhalten von ÄrztInnen untersucht werden; für Gruppenpraxen sind allerdings nur Informationen auf Praxisebene, nicht aber auf Personen-Ebene verfügbar. Zweitens besteht aufgrund der Datenbeschaffenheit Grund zu der Annahme, dass in den Abrechnungsdaten die Antibiotika-Abgaben von Gruppenpraxen systematisch anders erfasst werden. In Abbildung 3 sind die gesamten jährlichen Antibiotika-Verordnungen über der RezGeb pro Vertragspartner ins Verhältnis gesetzt zu den jährlichen E-Card-Konsultationen (um Exklusionskriterien bereinigter Datensatz, bezogen auf Antibiotika-Abgaben über der Rezeptgebühr). Dabei wird für die Gruppenpraxen ein deutlich abweichendes Muster ersichtlich. Zur besseren Darstellung zeigt Abbildung 4 das Verhältnis der Verordnungen und Konsultationen nur für die Gruppenpraxen.

**Abbildung 3: Antibiotika-Verordnungen & Konsultationen je Vertragspartner nach Praxisform, 2019**



Datenquelle: DVSV.

**Abbildung 4: Antibiotika-Verordnungen & Konsultationen je Vertragspartner (Gruppenpraxen), 2019**



Datenquelle: DSVS.

Logisch würde erscheinen, dass, je höher die Anzahl der gesamten Konsultationen ist, desto höher auch die Anzahl der abgegebenen Antibiotika. Bei etwa einem Drittel der Gruppenpraxen ist allerdings trotz beträchtlicher Anzahl an jährlichen Konsultationen die Anzahl der Antibiotika-Verordnungen sehr gering (zwischen 1 und 50). Es ist fraglich, ob das vorliegende Muster das tatsächliche Verordnungsverhalten widerspiegelt. Dass ein Drittel der Gruppenpraxen bei über 1.500 jährlichen Konsultationen weniger als 50 Antibiotika-Verschreibungen aufweist, scheint uns nicht schlüssig. Insbesondere in Anbetracht der Tatsache, dass das Muster beinahe linear verläuft und mit steigenden Konsultations-Zahlen die Antibiotika-Zahlen nicht ansteigen. Das legt nahe, dass es in der Erfassung der Abrechnungen bei (zumindest einigen) Gruppenpraxen einen systematischen Unterschied gibt. Außerdem ist anzumerken, dass das Muster nicht nur für die Antibiotika-Abgaben, sondern auch für die Heilmittel-PatientInnen generell zu beobachten ist. Auch das legt nahe, dass bei Gruppenpraxen ein systematischer Erfassungsunterschied hinsichtlich E-Card-PatientInnen und Heilmittel-PatientInnen besteht. Diese Datenstruktur ist wahrscheinlich durch verschiedene Vertrags-Konstruktionen bedingt, da die Gruppe der Nicht-Einzelpraxen sehr heterogen ist. Netzwerke oder Primärversorgungszentren können mehrere Vertragspartnernummern haben, wodurch es möglich ist, dass Heilmittel-Verordnungen auf einer, Konsultationen auf einer anderen Vertragspartnernummer registriert werden.

Daher ist es bei den Gruppenpraxen nicht sinngemäß möglich, Verschreibungen ins Verhältnis zu Konsultationen zu setzen, um das Verschreibungsverhalten zu charakterisieren. Aufgrund dieser Datenstruktur und weil bei den Gruppenpraxen keine Rückschlüsse auf die individuellen ÄrztInnen möglich sind, wurden die Gruppenpraxen von der Analyse ausgeschlossen. Der zur Analyse verwendete Datensatz enthält damit 3.361 Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen, die 2.262.588 Verordnungen über der RezGeb ausstellten, was Antibiotika-Abgaben über der RezGeb in Höhe von 2.371.429 bedeutete.

## 3.2 Deskriptive Analyse

### 3.2.1 Deskriptive Analyse Datensatz

Für die deskriptive Analyse und die folgende Korrelations- und Regressionsanalyse wurden Antibiotika-Abrechnungen auf Ebene der Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen (VAm) aggregiert und somit Maße für das Ordnungsverhalten der VAm erstellt. Dabei wurden die Anzahl der Verordnungen (Rezepte, die in der [Haus-]Apotheke eingelöst wurden) und die Anzahl der Abgaben (eingelöste Rezepte mal Anzahl abgegebene Packungen) pro Jahr berechnet. Durch die Zusammenführung der Datensätze und die Aggregation der Abrechnungs-Daten auf VAm-Ebene ergab sich ein umfangreicher Datensatz zum Antibiotika-Verordnungsverhalten von österreichischen AllgemeinärztInnen und deren persönliche und Praxis-Charakteristika. Dieser Datensatz umfasst 3.361 VAm (in Einzelpraxen), für die jeweils Informationen zu Alter, Geschlecht, Hausapotheke, jährlichen E-Card-Konsultation, Demografie der PatientInnen-Population, Morbiditäts-Indikator der PatientInnen-Population, Bezirk des Praxisstandorts, ÄrztInnen-Dichte im Standort-Bezirk und Urbanisierungsgrad im Standort-Bezirk verfügbar waren.

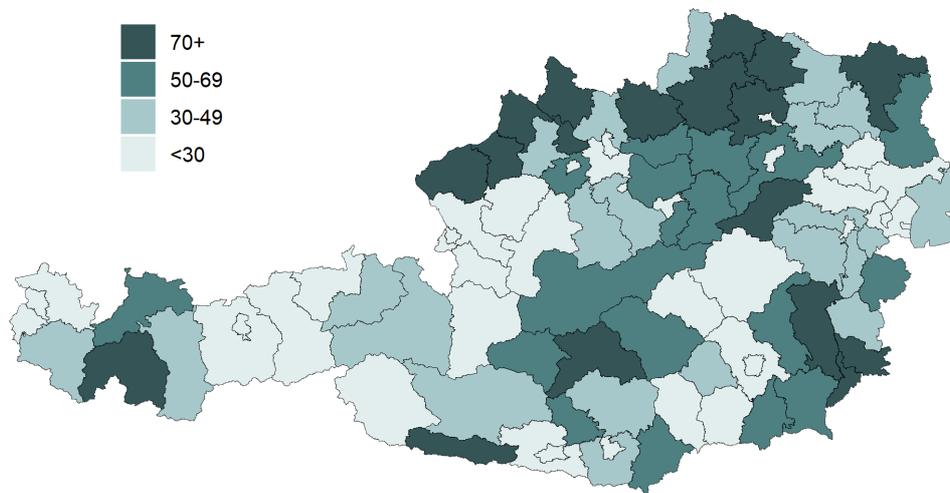
In Tabelle 1 ist eine Charakterisierung des ÄrztInnen-Samples nach Altersgruppe, Geschlecht, Hausapotheke, Bundesland und Urbanisierungsgrad des Praxisstandort-Bezirks dargestellt. 654 ÄrztInnen des VAm-Samples führten 2019 eine **Hausapotheke**. Das entspricht knapp 20 Prozent der VAm. 71,3 Prozent der hausapotheken-führenden ÄrztInnen waren männlich, dieser Anteil ist höher als in der gesamten ÄrztInnen-Population. Abbildung 5 zeigt die Verteilung der hausapotheken-führenden VAm des Samples nach politischen Bezirken.

**Tabelle 1: persönliche und Praxis-Charakteristika der VAm, 2019**

	Anzahl VAm	In % aller VAm
<b>Hausapotheke</b>		
Hausapotheke	654	19,5
Keine Hausapotheke	2.707	80,5
<b>Altersgruppe</b>		
30–44	564	16,8
45–64	2.491	74,1
65+	306	9,1
<b>Geschlecht</b>		
Männlich	2.061	61,3
Weiblich	1.300	38,7
<b>Bundesland Praxisstandort</b>		
Burgenland	133	3,96
Kärnten	243	7,23
Niederösterreich	627	18,66
Oberösterreich	483	14,37
Salzburg	209	6,22
Steiermark	539	16,04
Tirol	308	9,16
Vorarlberg	158	4,7
Wien	661	19,67
<b>Urbanisierungsgrad des Praxisstandort-Bezirks</b>		
Überwiegend rural	1.480	44,03
Intermediär	627	18,66
Überwiegend städtisch	1.254	37,31

Datenquellen: DVSV, Statistik Austria (2020).

**Abbildung 5: Anzahl der ÄrztInnen mit Hausapotheke nach politischen Bezirken, 2019**



Datenquellen: DSVS, data.gv.at (2020).

Die ÄrztInnen im Sample waren 2019 zwischen 30 und 81 Jahre alt; 50 Prozent der ÄrztInnen waren jünger als 56. Um Alters-Effekte zu untersuchen, wurden die ÄrztInnen in drei **Altersgruppen** eingeteilt: unter 45 Jahre, 45 bis 64 Jahre und 65 Jahre und darüber. Über zwei Drittel der ÄrztInnen fielen in die mittlere Altersgruppe.

Bezüglich des **Geschlechts** waren mit 61,3 Prozent mehr als die Hälfte des Samples männlich. In Verbindung mit dem Alter lässt sich beobachten, dass für die jüngste Altersgruppe der Anteil der Frauen fast die Hälfte beträgt, während in der ältesten Altersgruppe ein besonders hoher Anteil der ÄrztInnen männlich ist.

Der Praxisstandort der VAm wurde auf Ebene der politischen Bezirke zur Verfügung gestellt. Zur Übersicht ist in Tabelle 1 die Anzahl der VAm pro Bundesland zusammengefasst.

Um Praxisgröße und PatientInnen-Demografie abzubilden, werden die jährlichen E-Card-Konsultationen herangezogen. Die E-Card-Konsultationen sind diesbezüglich besser geeignet als die Kopffzahlen der individuellen E-Card-PatientInnen oder der Heilmittel-PatientInnen, da die Kopffzahlen keine Gewichtung der PatientInnen, die mehrmals im Jahr kommen, berücksichtigen.

Die **jährlichen Konsultationen** pro VAm variieren stark. Das Minimum der jährlichen Konsultationen pro VAm lag bei 229, das Maximum bei 58.915. Die Hälfte der VAm führte im Jahr 2019 mehr als 17.308 Konsultationen durch.

**Tabelle 2: Jährliche Konsultationen und Demografie d. PatientInnen-Population, 2019**

	Durchschnitt	Standardabweichung	Median	1. Perzentil	99. Perzentil
Jährliche Konsultationen	18.167,3	7.431,9	17.306	3.816,8	41.478,4
% Konsultationen unter 15	4,3	2,7	3,8	0,5	12,6
% Konsultationen 65 und darüber	41,7	10,5	42,4	14,3	65,2
% Konsultationen weiblich	56,2	4,4	56,1	45,1	66,7
% Konsultationen DiabetikerInnen	11,9	3,2	11,9	5,1	19,7

Datenquelle: DVSV.

Zur Darstellung der demografischen Zusammensetzung der PatientInnen-Population werden der Anteil der Konsultationen mit PatientInnen unter 15 Jahren, der Anteil der Konsultationen mit PatientInnen im Alter 65+ und der Anteil der Konsultationen mit weiblichen PatientInnen genutzt. Einige der VAm hatten keine Konsultationen mit PatientInnen unter 15, der Maximalanteil lag bei 43,6 Prozent, der Median bei 3,8 Prozent. Für die Gruppe der Personen im Alter 65+ waren die Konsultationsanteile bedeutend höher. Der mediane Anteil der Konsultationen mit PatientInnen über 64 pro VAm lag bei 42,4 Prozent. Die Geschlechterverteilung war homogener mit einem medianen Anteil weiblicher PatientInnen von 56,2 Prozent und einer Standardabweichung von 4,4 Prozent.

Als Indikator für die Krankheitslast der PatientInnen-Population wird der **Anteil der Konsultationen mit Diabetes-PatientInnen** verwendet. Als Diabetes-PatientInnen sind hier jene Personen definiert, die im betreffenden Jahr zumindest eine Heilmittel-Abgabe der ATC-Gruppe A10 (Antidiabetika) hatten. Bei 98 Prozent der VAm machte der Anteil der Konsultationen mit DiabetikerInnen zwischen 5,1 Prozent und 19,7 Prozent aus.

Um der Versorgungsstruktur auf Ebene der Bezirke Rechnung zu tragen, wurden ein **Urbanisierungsgrad** erstellt und die **ÄrztInnen-Dichte** berechnet.

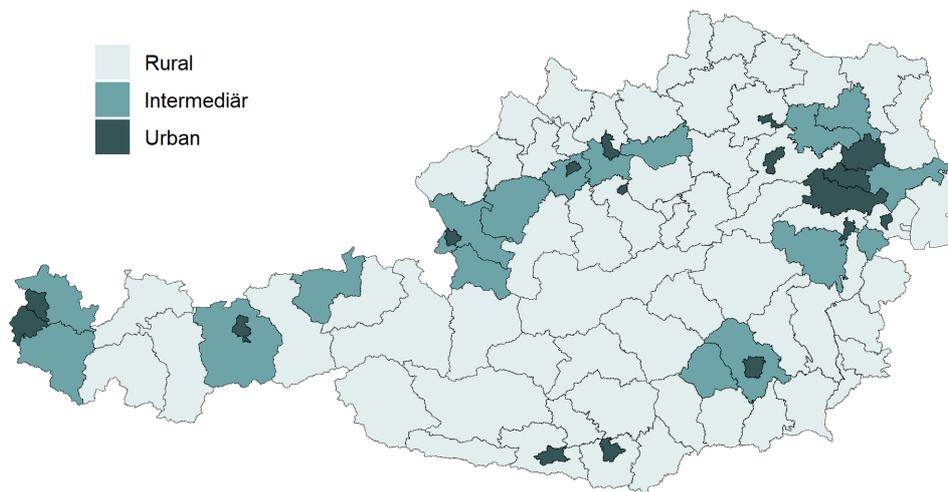
Gemäß der regionalen Klassifikation der OECD (2012) wurden die politischen Bezirke in überwiegend rural, intermediär und überwiegend städtisch kategorisiert. Eine derartige Kategorisierung existiert aktuell auf Ebene der NUTS-3 Regionen, nicht aber auf Ebene der politischen Bezirke.

Die OECD-Typologie kategorisiert Regionen folgendermaßen:

- Eine Region wird als *überwiegend urban* definiert, wenn weniger als 15 Prozent der EinwohnerInnen dieser Region in Gemeinden mit weniger als 150 EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> wohnhaft sind.
- Eine Region wird als *intermediär* definiert, wenn zwischen 15 Prozent und 50 Prozent der EinwohnerInnen dieser Region in Gemeinden mit weniger als 150 EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> wohnhaft sind.
- Eine Region wird als *überwiegend rural* definiert, wenn mehr als 50 Prozent der EinwohnerInnen dieser Region in Gemeinden mit weniger als 150 EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> wohnhaft sind.

Diese Klassifikation wurde mit Bevölkerungsdaten des Jahres 2017 vorgenommen, da dies das aktuellste verfügbare Jahr war (Statistik Austria, 2020). Mit Flächendaten (data.gv.at, 2020) wurden die EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> für alle österreichischen Gemeinden berechnet. Dann wurde die Summe der EinwohnerInnen pro Bezirk berechnet, die in Gemeinden mit weniger als 150 EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> wohnhaft sind. Damit wurde der Anteil der Bezirks-Bevölkerung gebildet, der in Gemeinden mit weniger als 150 EinwohnerInnen pro km<sup>2</sup> wohnhaft ist. Entsprechend den Anteilswerten wurde den Bezirken wie oben beschrieben der Urbanisierungsgrad zugewiesen. Abbildung 6 zeigt den konstruierten Urbanisierungsgrad für die politischen Bezirke.

**Abbildung 6: Urbanisierungsgrad der politischen Bezirke (Bevölkerungszahlen 2017)**



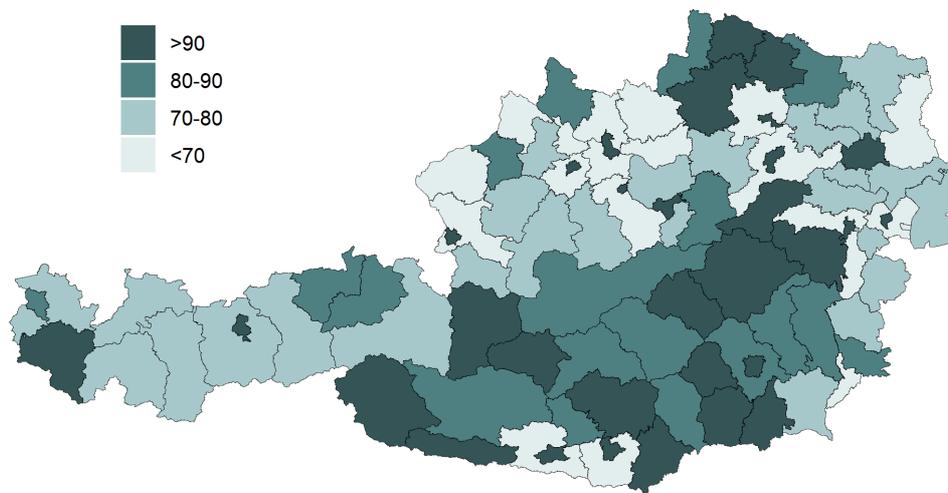
Datenquellen: data.gv.at (2020), Statistik Austria (2020).

Von den 94 politischen Bezirken wurden 17 als überwiegend urban, 17 als intermediär und 60 als überwiegend rural definiert. Die Einteilung der Bezirke stellt sich wie folgt dar:

- *Überwiegend urban*: Eisenstadt (Stadt), Klagenfurt (Stadt), Villach (Stadt), Krems an der Donau (Stadt), Sankt Pölten (Stadt), Wiener Neustadt (Stadt), Baden, Mödling, Linz (Stadt), Steyr (Stadt), Wels (Stadt), Salzburg (Stadt), Graz (Stadt), Innsbruck (Stadt), Dornbirn, Feldkirch, Wien
- *Intermediär*: Mattersburg, Bruck an der Leitha, Korneuburg, Neunkirchen, Tulln, Linz-Land, Perg, Vöcklabruck, Wels-Land, Hallein, Salzburg-Umgebung, Graz-Umgebung, Voitsberg, Innsbruck-Land, Kufstein, Bludenz, Bregenz
- *Überwiegend rural*: alle übrigen Bezirke

44,0 Prozent der VAm hatten ihren Praxisstandort in einem überwiegend ruralen Bezirk, 18,7 Prozent praktizierten in einem als intermediär kategorisierten Bezirk und 37,3 Prozent in einem vorwiegend urbanen Bezirk.

**Abbildung 7: VertragsärztInnen-Dichte nach politischen Bezirken (ÄrztInnen-Zahlen 2018, Bevölkerungszahlen 2017)**



Datenquellen: data.gv.at (2020), DSV, Statistik Austria (2020).

Als ÄrztInnen-Dichte wurde die Anzahl (Kopfzahlen) der VertragsärztInnen (Allgemein- und FachärztInnen) pro 100.000 EinwohnerInnen definiert. Dabei wurden wieder Bevölkerungsdaten aus der abgestimmten Erwerbsstatistik der Statistik Austria verwendet (Statistik Austria, 2020). Die Anzahl der Vertrags-ÄrztInnen nach Bezirken wurde vom DSV bereitgestellt. Die ÄrztInnen-Dichte bezieht sich in dabei auf das Jahr 2018 (aktuellste verfügbare Daten zur Anzahl der VertragsärztInnen). Die ÄrztInnen-Dichte wird in der Analyse getrennt in Vertrags-AllgemeinärztInnen-Dichte und Vertrags-

FachärztInnen-Dichte aufgenommen. In Abbildung 7 ist die ÄrztInnen-Dichte (zur einfacheren Darstellung Vertrags-AllgemeinärztInnen und Vertrags-FachärztInnen zusammengefasst) nach politischen Bezirken dargestellt.

### 3.2.2 Deskriptive Analyse Verschreibungsverhalten

Bei der Untersuchung des Antibiotika-Verschreibungsverhaltens greift es zu kurz, lediglich die Anzahl der Verschreibungen pro ÄrztIn zu betrachten, da die ÄrztInnen unterschiedlich viele jährliche Konsultationen durchführen. ÄrztInnen mit größerer PatientInnen-Population verordnen mehr Antibiotika, aus dem einfachen Grund, dass sie mehr PatientInnen, die Antibiotika benötigen, behandeln. Für die Beurteilung des Verschreibungsverhaltens ist von Interesse, wie viele Konsultationen in einer Verschreibung resultieren. Dafür wird auf eine Verschreibe-Rate zurückgegriffen, um das Verschreibungsverhalten abzubilden. In Kapitel 2 wurde gezeigt, dass auch in der internationalen empirischen Literatur häufig Verschreibe-Raten herangezogen werden.

Als abhängige Variable wird eine **Verschreibe-Rate** in Form von **Antibiotika-Verschreibungen (über der RezGeb) pro 1.000 Konsultationen pro VAm** verwendet. Dabei muss angemerkt werden, dass diese Verschreibe-Rate keine akkurate Quantifizierung der tatsächlich ausgestellten Rezepte ist. Erstens ist es möglich, dass PatientInnen sich entscheiden, ein ausgestelltes Rezept nicht einzulösen. Dann wurde zwar eine Verschreibung getätigt, scheint aber nicht in den Daten auf. Zweitens sind in der Analyse nur preislich über der RezGeb liegende Antibiotika enthalten, um eine Verzerrung zu vermeiden.<sup>9</sup> Damit sind in der Verschreibe-Rate die Abgaben unter der RezGeb nicht erfasst. Die Verschreibe-Rate stellt aber eine Vergleichbarkeit zwischen den ÄrztInnen her und kann eine Verschreibe-Tendenz abbilden.

Um das Verschreibungsverhalten zu charakterisieren, kann darüber hinaus untersucht werden, in welchen Mengen ÄrztInnen Antibiotika verschreiben, also wie viele Packungen pro Rezept verordnet werden. Aus Tabelle 3 wird ersichtlich, dass zwischen den gesamten Verordnungen und den gesamten Abgaben pro VAm kaum ein Unterschied besteht. Gleiches gilt für die Verschreibungsrate bezogen auf Verordnungen und bezogen auf Abgaben. Tatsächlich sind im Datensatz weniger als fünf Prozent der Verordnungen mit mehr als einer Packung verbunden und die durchschnittliche Anzahl an Packungen pro Rezept liegt bei 1,05. Ein Mengeneffekt scheint daher von geringer

---

<sup>9</sup> Preislich unter der RezGeb liegende Antibiotika werden nur für PatientInnen erfasst, die von der RezGeb befreit sind. Durch diese Modalität der Datenerfassung werden bei ÄrztInnen mit höherem Anteil an befreiten PatientInnen automatisch mehr Verordnungen erfasst, was aber nicht den Verschreibungsstil abbildet. Um diese Art der Verzerrung zu vermeiden, wurde die Antibiotika-Verschreibe-Rate nur mit Verordnungen über der RezGeb gebildet.

Bedeutung zu sein. Deshalb wird in der folgenden Analyse nur auf die Verschreibe-Rate, die sich auf die Verordnungen pro 1.000 Konsultationen bezieht, zurückgegriffen.<sup>10</sup>

Die mediane Verschreibe-Rate liegt bei 33,7 mit einem Minimum von 0,05 und einem Maximum von 150,2 Verordnungen pro 1.000 Konsultationen. Es besteht eine 2,7-fache Differenz zwischen den am meisten und den am wenigsten verschreibenden Dezilen. Mit einer Standardabweichung von 15 scheint es eine bedeutende Variation im Verschreibungsverhalten zu geben, selbst wenn dabei die Anzahl der Konsultationen berücksichtigt wird.

---

<sup>10</sup> In der Regressionsanalyse wird als Sensitivitätsanalyse auch ein Schätzmodell mit der Verschreibe-Rate, die sich auf die Anzahl der Abgaben bezieht, angegeben.

**Tabelle 3: Antibiotika-Verschreibungen pro VAm, 2019**

	<b>Durchschnitt</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>Median</b>	<b>1. Perzentil</b>	<b>99. Perzentil</b>	<b>10. Perzentil</b>	<b>90. Perzentil</b>
Verschreibungen gesamt pro VAm	673,2	433,3	580,0	56,0	2.136,8	260,0	1.194,0
Abgaben gesamt pro VAm	705,6	447,4	612,0	60,6	2.199,8	277,0	1.236,0
Kosten (Erstattungsbetrag in €) pro VAm	8.00,4	5.975,1	6.594,9	622,4	33.724,4	2.828,6	14.540,4
Verschreibungen pro 1.000 Konsultationen pro VAm	36,4	15,0	33,7	11,6	86,7	20,6	55,3
Abgaben pro 1.000 Konsultationen pro VAm	38,2	15,6	35,5	12,2	92,0	22,0	58,0
Abgaben pro Verordnung pro VAm	1,1	0,1	1	1	1,3	1	1,1
Kosten (Erstattungsbetrag in €) pro Abgabe pro VAm	11,5	6,3	10,3	8,1	38,5	9,0	13,2

Datenquelle: DVSV.

### 3.3 Hypothesen

Das Ziel der Studie ist es, ärztliches Verschreibungsverhalten zu ergründen und mittels persönlicher und Praxis-Charakteristika zu erklären und für PatientInnen- und regionale Charakteristika zu kontrollieren. Das Verschreibungsverhalten soll anhand einer Antibiotika-Verschreibe-Rate (Antibiotika-Verordnungen pro 1.000 Konsultationen pro VAm) als abhängige Variable untersucht werden.

Wie in Kapitel 2 angeführt, dürfen Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen in Österreich unter bestimmten Voraussetzungen eine Hausapotheke führen (wenn sich keine öffentliche Apotheke in der Gemeinde der Praxis befindet und die nächste öffentliche Apotheke zumindest sechs Kilometer entfernt ist, § 29 Apothekergesetz). Da der Verkauf von Medikamenten für hausapotheken-führende ÄrztInnen einen Teil der Einkommens-Generierung darstellt, besteht ein finanzieller Anreiz, Medikamente zu verschreiben. Entsprechend der Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage könnte das dazu führen, dass mehr Medikamente verordnet werden als nötig oder sinnvoll.

Der Behandlungsstil könnte auch mit persönlichen Charakteristika zusammenhängen. Das Alter oder die Anzahl der Praxisjahre werden in der Literatur häufig untersucht (z. B. Pulcini et al., 2013b; Wang et al., 2009). Das Alter könnte als Proxy für die Erfahrung von ÄrztInnen gesehen werden, dabei würde man für länger praktizierende ÄrztInnen höhere Gewissheit im Hinblick auf die adäquate Behandlung vermuten. Gleichzeitig ist das Alter ein Indikator für den Ausbildungszeitpunkt. Die vermittelten Inhalte in der medizinischen Ausbildung ändern sich über die Zeit, es wäre also ein Kohorten-Effekt denkbar. In der vorliegenden Studie wird angenommen, dass ein Kohorten-Effekt in Zusammenhang mit Antibiotika-Verschreibungen besonders relevant ist.<sup>11</sup> Es wird angenommen, dass Altersgruppen sich im Verschreibeverhalten unterscheiden, der Zusammenhang allerdings nicht unbedingt linear ist. Um einen Kohorten-Effekt (im Gegensatz zu einem linearen, modellierten Zusammenhang über das Alter) modellieren zu können, wurden daher hier die ÄrztInnen in Altersgruppen eingeteilt. Auch für das Geschlecht der ÄrztInnen wird in der Literatur kontrolliert (z. B. Wang et al., 2009). Durch unterschiedliche Sozialisation können unterschiedliche Zugänge zur PatientInnen-Interaktion und Behandlung vermutet werden.

Zudem könnten Praxis-Charakteristika das Verschreibungsverhalten beeinflussen. Dabei ist die Anzahl der jährlichen Konsultationen von besonderem Interesse. Die absolute Anzahl der Verschreibungen steigt mit der Anzahl der Konsultationen (weil mehr

---

<sup>11</sup> Das Bewusstsein um die Bedeutung von durch Antibiotika verursachte Resistenzen hat über die Jahrzehnte zugenommen, es ist also anzunehmen, dass diese Thematik in den Ausbildungsplänen über die Jahre stärker vertreten ist und das Verschreibeverhalten beeinflusst.

PatientInnen mit Medikations-Bedarf behandelt werden). Aber auch eine standardisierte abhängige Variable wie die Antibiotika-Verschreibe-Rate könnte mit den jährlichen Konsultationen zusammenhängen. ÄrztInnen, die mehr jährliche Konsultationen durchführen, wenden möglicherweise weniger Zeit pro PatientIn auf und weisen damit verbunden einen anderen Behandlungsstil auf. In der Literatur wurde ein derartiger Effekt bereits beobachtet (z. B. Gjelstad et al., 2009).

Basierend auf den angeführten theoretischen und empirischen Überlegungen werden folgende Hypothesen aufgestellt, um das Verschreibungsverhalten von österreichischen AllgemeinmedizinerInnen zu untersuchen:

- H1) Die Antibiotika-Verschreibe-Rate ist höher für ÄrztInnen, die eine Hausapotheke führen.
- H2) Die Antibiotika-Verschreibe-Rate ist nicht gleich für unterschiedliche persönliche Charakteristika.
  - H2a) Die Antibiotika-Verschreibe-Rate ist nicht gleich für ÄrztInnen in unterschiedlichen Altersgruppen.
  - H2b) Die Antibiotika-Verschreibe-Rate ist nicht gleich für männliche und weibliche ÄrztInnen.
- H3) Die Antibiotika-Verschreibe-Rate ist nicht gleich für unterschiedliche Anzahlen an jährlichen Konsultationen je ÄrztIn.

Um diese Zusammenhänge angemessen untersuchen zu können, muss für die demografische Zusammensetzung der PatientInnen-Populationen der einzelnen ÄrztInnen und für die Morbidität der PatientInnen-Populationen kontrolliert werden. Ebenso müssen Kontrollvariablen für mögliche regionale Effekte eingeführt werden. Nur so können die Partialeffekte quantifiziert werden, also der Einfluss der angeführten Variablen in Teilleffekte aufgespalten werden.

Die Demografie der PatientInnen-Population wird als Annäherung an die Krankheitslast der PatientInnen verwendet. Mit unterschiedlichen Zusammensetzungen an jungen und alten Personen gehen unterschiedliche medizinische Bedürfnisse einher. Kinder beispielsweise haben häufig Infektions-Krankheiten, für die Antibiotika eine gängige Behandlung sind (z. B. Di Martino et al., 2017). Ältere Personen haben prinzipiell einen schlechteren Gesundheitsstatus, daher wird angenommen, dass diese auch mehr Medikamente erhalten. Viele empirische Studien berücksichtigen Alter und Geschlecht der PatientInnen – entweder durch Anteilswerte oder indem Verschreibungen für spezifische Alters- und Geschlechts-Gruppen untersucht werden (z. B. Gerber et al., 2015; Gjelstad et al., 2009; Steinman et al., 2003). In dieser Studie wird mit dem Anteil der jährlichen Konsultationen mit Personen unter 15 Jahren, dem Anteil der Konsultationen mit Personen ab 65 Jahren und dem Anteil der Konsultationen mit weiblichen Personen

für die Demografie kontrolliert. Um zusätzlich und präziser für die Krankheitslast der PatientInnen zu kontrollieren, wird darüber hinaus ein Morbiditäts-Indikator verwendet – der Anteil der jährlichen Konsultationen mit Diabetes-PatientInnen pro VAm. Da in Österreich im niedergelassenen Bereich keine Diagnosen erfasst werden, kann die tatsächliche Morbidität schlecht erfasst werden. Mittels des Diabetes-Indikators, der aus Abrechnungsdaten berechnet werden kann, soll die Krankheitslast der PatientInnen-Population aber angenähert werden.<sup>12</sup> Ähnlich dazu verwenden auch Wang et al. (2009) den Anteil der PatientInnen mit chronischer Erkrankung als Morbiditäts-Indikator.

In Österreich wurden bereits regional unterschiedliche Prävalenzen in der Antibiotika-Nutzung festgestellt (Schiller-Frühwirth, 2017). Das kann erstens angebotsseitig mit unterschiedlicher medizinischer Versorgung zusammenhängen. Zweitens könnten auch mit der Bevölkerungsdichte und sozio-ökonomischen Zusammensetzung der Bevölkerung nachfrageseitig unterschiedliche Krankheitsbilder oder unterschiedliches Gesundheitsverhalten verbunden sein. Um den möglichen regionalen Effekten Rechnung zu tragen, wird für die VertragsärztInnen-Dichte (getrennt nach AllgemeinmedizinerInnen und FachärztInnen) und den Urbanisierungsgrad auf Ebene der Praxisstandort-Bezirke kontrolliert. In der Literatur wurden höhere Antibiotika-Verschreibungsraten in Gebieten mit geringerer Bevölkerungsdichte festgestellt (Stedman et al., 2020). Auch zwischen der ÄrztInnen-Dichte und der allgemeinen medizinischen Inanspruchnahme wurde vielfach eine Verbindung gezeigt (Busato & Künzi, 2008; Göppfarth et al., 2016).

### 3.4 Methoden

Es werden zunächst bivariate Korrelationen geprüft und anschließend eine Regressionsanalyse durchgeführt.

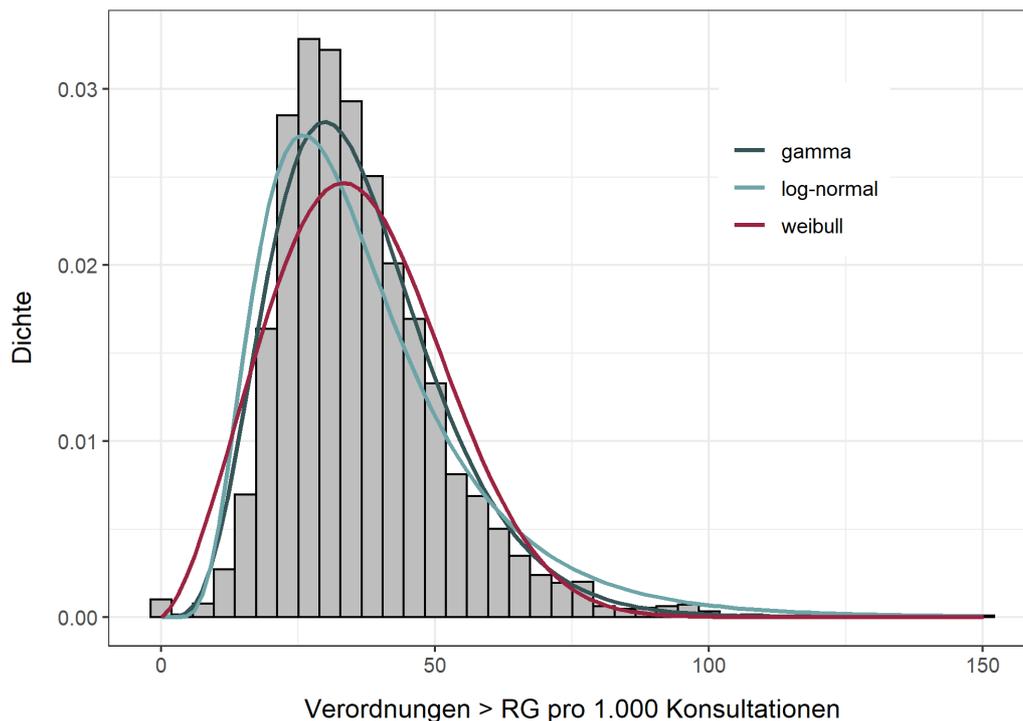
Da die Normalverteilungsannahme nicht zutrifft, wurden parameterfreie statistische Tests für die Korrelationsanalyse angewendet. Bei parameterfreien statistischen Tests werden keine Annahmen über die Verteilung der untersuchten Variablen gemacht. Für die Korrelationsanalyse von zwei zumindest ordinal skalierten Variablen wurde der Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient verwendet. Beim Vergleich zweier Gruppen (d. h. eine der beiden Variablen ist binär) wurde der Mann-Whitney-U-Test, beim Vergleich von mehr als zwei Gruppen (d. h. eine der beiden Variablen ist kategorial mit mehr als zwei Ausprägungen) wurde der Kruskal-Wallis-Test verwendet.

---

<sup>12</sup> Diabetes Mellitus PatientInnen haben ein höheres Risiko, an Infektionen zu erkranken. Es werden häufiger und / oder schwerwiegendere Infektionen bei DiabetikerInnen beobachtet (Casqueiro et al., 2012). Studien stellen höhere Inanspruchnahme von Antibiotika bei DiabetikerInnen fest, was am höheren Infektionsrisiko liegen könnte (Mikkelsen et al., 2015; Schneeberger et al., 2008).

Bei der Wahl des Regressionsmodells ist die Verteilung der abhängigen Variablen zu berücksichtigen, da Modelle unterschiedliche Annahmen über die zugrundeliegende Wahrscheinlichkeitsverteilung der abhängigen Variablen treffen. Im vorliegenden Fall ist die abhängige Variable eine Antibiotika-Verschreibungsrate, diese kann nur strikt positiv sein und ist stetig. In Abbildung 8 sind drei theoretische Verteilungen (Gamma-, Weibull-, Log-normal-Verteilung) auf die empirische Verteilung der Verschreibungsrate gelegt. Dabei scheinen vor allem die Gamma- und die Log-normal-Verteilung mit der empirischen Verteilung übereinzustimmen. Mit einem Kolmogorov-Smirnoff-Test werden alle drei theoretischen Verteilungen abgelehnt ( $P < 0,001$ ). Unter Ausschluss der extremen Ausreißer (oberste und unterste 0,5 Prozent) wird die Gamma-Verteilung auf dem 1-Prozent-Signifikanzniveau abgelehnt ( $P = 0,021$ ), die Weibull-Verteilung ebenso ( $P < 0,001$ ). Die Log-normal-Verteilung kann nicht abgelehnt werden ( $P = 0,869$ ) und wird daher für die Analyse herangezogen.

**Abbildung 8: Empirische und theoretische Verteilungen Antibiotika-Verschreibungsrate, 2019**



Datenquelle: DVSU.

Wie in Kapitel 2 angeführt, haben die Daten eine regionale Struktur – ÄrztInnen sind in Bezirken gegliedert. Da für Österreich bereits regionale Unterschiede in der Antibiotika-Prävalenz festgestellt wurden (Schiller-Frühwirth), sollten mögliche regionale Effekte berücksichtigt werden. Ein Weg, das zu tun, wären Dummy-Variablen in einem *Fixed-*

*Effects*-Modell. Dabei würde für jeden Bezirk (bis auf einen) eine Dummy-Variable im Modell inkludiert, sodass alle bezirks-spezifischen Partialeffekte herausgerechnet werden. Bei einer solchen Vorgehensweise ist es aber nicht möglich, Variablen auf Ebene der Bezirke zu inkludieren, da diese nicht von den Dummy-Variablen zu trennen wären (McNeish & Kelley, 2019).

Da in dieser Studie allerdings auch Variablen auf Gruppen-Ebene (Urbanisierungsgrad, ÄrztInnen-Dichte) von Interesse sind, ist das problematisch. Ein Modell, bei dem zwar die Variablen auf Gruppen-Ebene inkludiert werden, die hierarchische Struktur der Daten aber nicht berücksichtigt wird, führt jedoch zu verzerrten Standardfehlern. Hierarchische Modelle erlauben die Schätzung von Koeffizienten auf Ebene der Gruppen (Bezirke) und berücksichtigen gleichzeitig Gruppen-Effekte (McNeish & Kelley, 2019). Daher wird ein hierarchisches Modell in diesem Kontext als geeignet erachtet.

Hierarchische Modelle werden auch als Mehr-Ebenen-Modelle oder *Mixed Models* (MM) bezeichnet (Woltman et al., 2012). In einem MM sind die Konstante und/oder die Steigung eines Koeffizienten nicht fixiert, sondern werden als gruppen-spezifisch angenommen. Dabei können ein *Random-Intercept*-Modell, ein *Random-Slope*-Modell oder eine Kombination der beiden modelliert werden. In ersterem wird angenommen, dass es für die Gruppen unterschiedliche Ausgangsniveaus gibt (d. h. bezirks-spezifisch unterschiedliche Verschreibungsraten, unabhängig von individuellen ÄrztInnen). In zweiterem wird angenommen, dass der Koeffizient über die Gruppen hinweg variiert (d. h. die Anzahl der jährlichen Konsultationen beeinflusst die Verschreibungsrate in jedem Bezirk anders). (Austin et al., 2001) Im vorliegenden Kontext wird ein *Random-Intercept*-Modell gewählt. Zur Veranschaulichung wird ein simples *Random-Intercept*-Modell mit nur einem Prädiktor auf Ebene 1 und einem Prädiktor auf Ebene 2 dargestellt:

$$Y_{ij} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} \times P_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

$$\alpha_{0j} = \beta_{00} + \beta_{01} \times W_j + r_{0j} \quad (2a)$$

$$\alpha_{1j} = \beta_{10} \quad (2b)$$

$Y_{ij}$  ist der Outcome des Individuums  $i$  (Ebene 1) geclustert in Gruppe  $j$  (Ebene 2). In einem *Random-Intercept*-Modell ist die Ebene 1 Konstante  $\alpha_{0j}$  gruppen-spezifisch und wird durch einen Interzept der Ebene 2, einen Prädiktor der Ebene 2 und einen Fehlerterm auf Ebene 2 geschätzt. Weil der Interzept auf Ebene 1 geschätzt wird, wird er als *random* bezeichnet, während der Koeffizient  $\alpha_{1j}$  auf Ebene 1 als fix (nicht über die Gruppen variierend) angenommen wird. Die obige Schreibweise auf eine Gleichung zusammengeführt ergibt:

$$Y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{10} \times P_{ij} + \beta_{01} \times W_j + r_{0j} + e_{ij} \quad (3)$$

Bei Zentrierung der Prädiktoren stellt  $\beta_{00}$  den gruppenübergreifenden Gesamtmittelwert dar. Der Term  $r_{0j}$  repräsentiert den gruppen-spezifischen Fehler und erfasst damit die (nicht durch unabhängige Variablen auf Ebene 2 erklärte) Variation zwischen den Gruppen.

Um zu untersuchen, ob ein Mehr-Ebenen-Modell überhaupt benötigt wird (also ob es eine bedeutende Variation zwischen den Gruppen gibt), kann der Intraklassen-Korrelationskoeffizient (IKK) herangezogen werden. Dieser beschreibt den Anteil der Gruppen-Variation an der gesamten beobachteten Variation. Liegt der IKK bei null, dann heißt das, dass die Beobachtungen innerhalb der Gruppen nicht ähnlicher sind als Beobachtungen über die Gruppen hinweg; ein Mehr-Ebenen-Modell wäre dann nicht nötig (Woltman et al., 2012).

$$IKK = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_b^2 + \sigma_w^2} \quad (4)$$

Hier bezeichnet  $\sigma_b^2$  die Variation zwischen den Gruppen und  $\sigma_w^2$  die Variation innerhalb der Gruppen. Bei Schätzung eines Nullmodells ergibt sich ein IKK von 0,04. Das bedeutet, dass, wenn für keine Einflussfaktoren kontrolliert wird, die Variation zwischen den Bezirken 4 Prozent der gesamten Variation ausmacht. Die Varianz zwischen den Bezirken macht also keinen sehr großen Teil der gesamten Varianz über die ÄrztInnen hinweg aus, ist aber auch nicht vernachlässigbar. Zur weiteren Bestimmung, ob ein Mehr-Ebenen-Modell angebracht ist, kann ein Likelihood-Ratio-Test angewendet werden (Raudenbush & Bryk, 2002). Dabei wird ein Nullmodell mit hierarchischer Struktur mit einem Nullmodell ohne hierarchische Struktur verglichen. Die Einführung der hierarchischen Struktur (also das Mehr-Ebenen-Modell) bedeutete eine signifikante Modell-Verbesserung (Likelihood-Ratio-Test,  $P < 0,001$ ).

Basierend auf den angeführten Überlegungen zum Modell wird ein *Random-Intercept-Mixed*-Modell mit logarithmierter abhängiger Variable geschätzt. Die Verschreibungsrate (Verordnungen > RezGeb pro 1.000 Konsultationen) wird dabei als abhängige Variable verwendet und als erklärende Variablen werden ÄrztInnen-Altersgruppe, ÄrztInnen-Geschlecht, Hausapotheke, jährliche Konsultationen, Anteil Konsultationen mit jungen PatientInnen, Anteil Konsultationen mit alten PatientInnen, Urbanisierungsgrad und ÄrztInnen-Dichte herangezogen. Alle erklärenden Variablen (außer den kategorialen) wurden standardisiert (Mittelwert = 0, Standardabweichung = 1), um eine sinnvolle Interpretation zu ermöglichen.

$$\begin{aligned} \log(\text{Verschreibungsrate})_{ij} = & \alpha_{0j} + \alpha_{1j} \times \text{Hausapotheke}_{ij} + \alpha_{2j} \times \text{Alter}_{ij} + \\ & \alpha_{3j} \times \text{Geschlecht}_{ij} + \alpha_{4j} \times \text{Jährliche Konsultationen}_{ij} + \\ & \alpha_{5j} \times \text{Konsultationen} < 15_{ij} + \alpha_{6j} \times \text{Konsultationen} \geq 65_{ij} \\ & \alpha_{7j} \times \text{Konsultationen weiblich}_{ij} + e_{ij} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\alpha_{0j} = \beta_{00} + \beta_{01} \times \text{Urbanisierung}_j + \beta_{02} \times \text{AllgemeinärztlInnendichte}_j + \beta_{03} \times \text{FachärztlInnendichte}_j + r_{0j} \quad (6a)$$

$$\alpha_{1j} = \beta_{10}, \quad \alpha_{2j} = \beta_{20}, \quad \alpha_{3j} = \beta_{30}, \quad (6b, 6c, 6d)$$

$$\alpha_{4j} = \beta_{40}, \quad \alpha_{5j} = \beta_{50}, \quad \alpha_{6j} = \beta_{60} \quad (6e, 6f, 6g)$$

Das wird kondensiert zu:

$$\begin{aligned} \log(\text{Verschreibungsrate})_{ij} = & \beta_{00} + \beta_{10} \times \text{Hapo}_{ij} + \beta_{20} \times \text{Altersgruppe}_{ij} + \\ & \beta_{30} \times \text{Geschlecht}_{ij} + \beta_{40} \times \text{Jährliche Konsultationen}_{ij} + \\ & \beta_{50} \times \text{Konsultationen} < 15_{ij} + \beta_{60} \times \text{Konsultationen} \geq 65_{ij} + \\ & \beta_{70} \times \text{Konsultationen weiblich}_{ij} + \beta_{01} \times \text{Urbanisierung}_j + \\ & \beta_{02} \times \text{AllgemeinärztlInnendichte}_j + \beta_{03} \times \text{FachärztlInnendichte}_j + \\ & r_{0j} + e_{ij} \end{aligned} \quad (7)$$

Neben der Schätzung dieses Modells wurden ein Zusatzmodell und mehrere Sensitivitätsanalysen durchgeführt. Das Zusatzmodell verwendet als abhängige Variable die Anzahl der Antibiotika-Abgaben (anstatt Anzahl der Verordnungen) über der RezGeb pro 1.000 Konsultationen. Die Sensitivitätsanalysen beinhalten:

- S1: Zusätzliche sozioökonomische Kontroll-Variablen auf Bezirks-Ebene (Nettoeinkommen, Staatsangehörigkeit, Bildung)
- S2: Modell ohne hierarchische Struktur (kein Mehr-Ebenen-Modell)
- S3: ÄrztInnen-Dichte gesamt (Allgemein- und FachärztlInnen zusammen, anstatt getrennt)
- S4: ÄAVE<sup>13</sup>-Dichte statt ÄrztInnen-Dichte (getrennt in Allgemein- und FachärztlInnen)
- S5: Interaktionsterm Urbanisierungsgrad \* FachärztlInnen-Dichte
- S6: Interaktionsterm Hausapotheke \* Altersgruppe
- S7: Abhängige Variable mit allen Antibiotika-Verordnungen (nicht eingeschränkt auf Verordnungen über der Rezeptgebühr)

Wenn die unabhängigen Variablen in einem Modell zu stark untereinander korreliert sind (Multikollinearität), kann das zu starken Verzerrungen der Regressionsergebnisse führen. Der *Variance Inflation Factor* (VIF) ist ein Indikator für Multikollinearität. Meist werden Werte bis zu einem Schwellenwert von 10 als nicht problematisch angesehen (Wooldridge, 2013, S. 98). Für alle im Regressionsmodell inkludierten Variablen lag der VIF unter dem Schwellenwert von 10 (siehe Tabelle 4).

<sup>13</sup> Ärztliche ambulante Versorgungseinheiten.

**Tabelle 4: Variance Inflation Factor der unabhängigen Variablen**

Variable	Variance Inflation Factor
Hausapotheke	1,14
Altersgruppe ÄrztIn	1,07
Geschlecht ÄrztIn	1,30
Jährliche Konsultationen	1,10
Anteil Konsultationen mit Diabetes-PatientInnen	1,36
Anteil Konsultationen mit PatientInnen <15	1,53
Anteil Konsultationen mit PatientInnen 65+	1,64
Anteil Konsultationen weiblich	1,38
Urbanisierungsgrad	1,78
FachärztInnen-Dichte	1,54
AllgemeinärztInnen-Dichte	1,29

Quelle: IHS (2021).

Die Datenverarbeitung und sämtliche statistische Analysen wurden mit der Statistik-Software R, Version 4.0.2 (R Core Team, 2020) durchgeführt. Für die Datenmanipulation wurde das Paket *dplyr* verwendet (Wickham et al., 2020), für Visualisierungen das Paket *ggplot2* (Wickham, 2016) und für die ökonometrische Modellierung das Paket *lme4* (Bates et al., 2015).

## 4 Ergebnisse

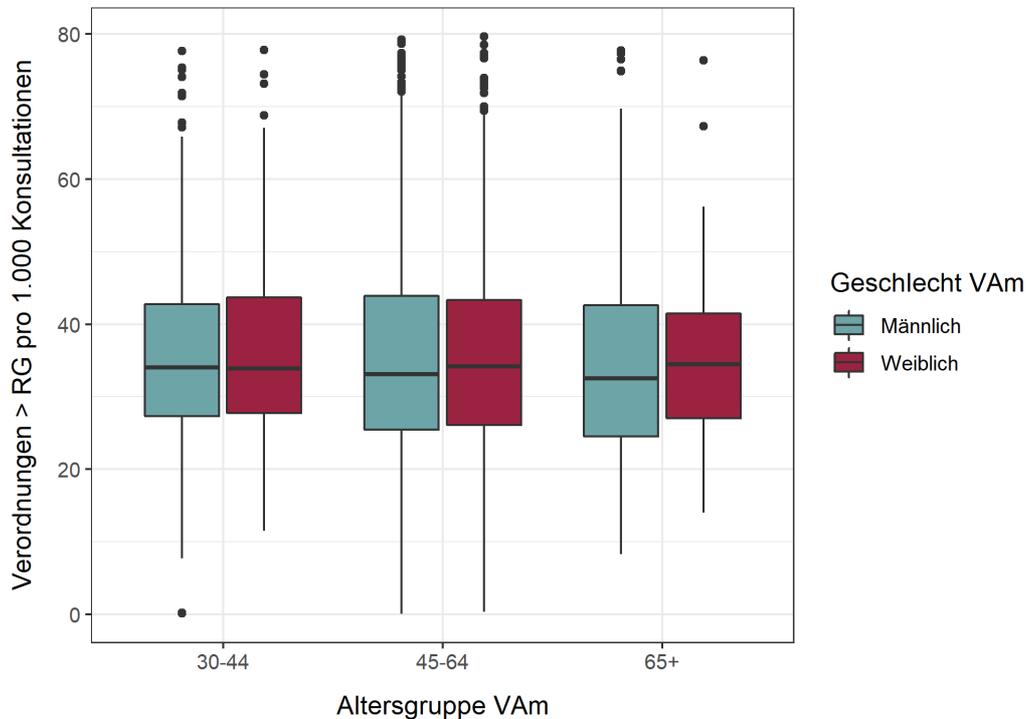
### 4.1 Korrelationsanalyse

In der Korrelationsanalyse wird die Beziehung der Zielvariable (Verordnungen > RezGeb pro 1.000 Konsultationen) zu den angeführten unabhängigen Variablen bivariat untersucht. Für die Beziehung mit den stetigen unabhängigen Variablen (jährliche Konsultationen, demografische Charakteristika der PatientInnen-Population, ÄrztInnen-Dichte) wurde der Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient verwendet. Der Koeffizient kann Werte von -1 bis +1 annehmen, dabei bezeichnet ein Wert von -1 einen perfekt negativen Zusammenhang und +1 einen perfekt positiven Zusammenhang (Akoglu, 2018). Für unabhängige Variablen, die zwei Ausprägungen annehmen können (Geschlecht, Hausapotheke) wurde der Mann-Whitney-U-Test verwendet. Da hier auf den Unterschied zwischen zwei Gruppen getestet wird, gibt es keinen Korrelationskoeffizienten, der für die Stärke des Zusammenhangs interpretierbar wäre. Für die kategorialen unabhängigen Variablen, die mehr als zwei Ausprägungen annehmen können (Altersgruppe, Urbanisierungsgrad), wird der Kruskal-Wallis-Test verwendet. Für die bivariaten Korrelationen wird ein Signifikanz-Niveau von 5 Prozent angenommen.

Von den drei definierten Altersgruppen haben ÄrztInnen unter 45 die höchste mediane Verschreibungsrate mit 34,0 Verordnungen pro 1.000 Konsultationen, während die Altersgruppe 65+ eine mediane Verschreibungsrate von 33,1 und die Altersgruppe 45–64 eine mediane Verschreibungsrate von 33,6 aufweisen. Diese Unterschiede sind allerdings nicht statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau (Kruskal-Wallis-Test,  $P=0,55$ ).

Die mediane Verschreibungsrate weiblicher ÄrztInnen ist mit 34,3 leicht höher als jene der männlichen ÄrztInnen mit 33,3 Verordnungen pro 1.000 Konsultationen. Auch dieser Unterschied ist nicht statistisch signifikant (Mann-Whitney-U-Test,  $P=0,16$ ).

**Abbildung 9: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Altersgruppen und Geschlecht d. VAm**



Datenquelle: DVSV.

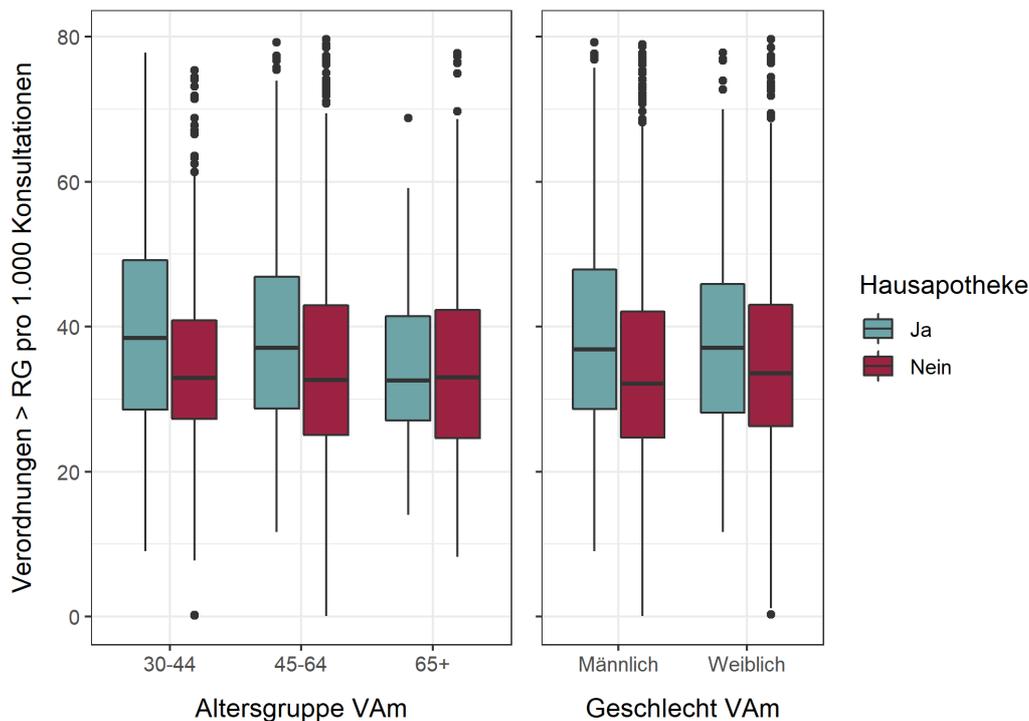
Anmerkung: Darstellung ohne Ausreißer über 80.

In Abbildung 9 ist in einem Boxplot die Verschreibungsrate nach Altersgruppe und Geschlecht dargestellt. Die Boxplots sind zur besseren Übersichtlichkeit bei einer Verschreibungsrate von 80 abgeschnitten (die Ausreißer nach oben lassen Unterschiede schwerer erkennen). Im Anhang sind alle Boxplots inklusive der Ausreißer angeführt. Im Boxplot stellt die farblich markierte Box die mittleren 50 Prozent dar, die Trennlinie in der Box ist der Median. Die Linien sind die 25 Prozent der am wenigsten und der am meisten verschreibenden Beobachtungen. Für die Altersgruppen 45–64 und 65+ ist bei Frauen eine minimal höhere Verschreibungsrate ersichtlich, bei der jüngsten Altersgruppe ist die Verschreibungsrate für Männer und Frauen sehr ähnlich.

Hausapotheken-führende ÄrztInnen wiesen eine mediane Verschreibungsrate von 37,1 pro 1.000 Konsultationen auf, während ÄrztInnen ohne Hausapotheke im Median 32,9 Antibiotika-Verschreibungen pro 1.000 Konsultationen tätigten. Dieser Unterschied ist signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau (Mann-Whitney-U-Test,  $P < 0,001$ ). In Abbildung 10 ist in einem Boxplot die Verschreibungsrate für ÄrztInnen mit und ohne Hausapotheke nach Altersgruppen und nach Geschlecht dargestellt. Sowohl für die unterschiedlichen

Altersgruppen als auch die Geschlechter ist eine höhere mediane Verschreibungsrate der hausapotheken-führenden ÄrztInnen ersichtlich.

**Abbildung 10: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Altersgruppe d. VAm; Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Geschlecht d. VAm**



Datenquelle: DVSV.

Anmerkung: Darstellung ohne Ausreißer über 80.

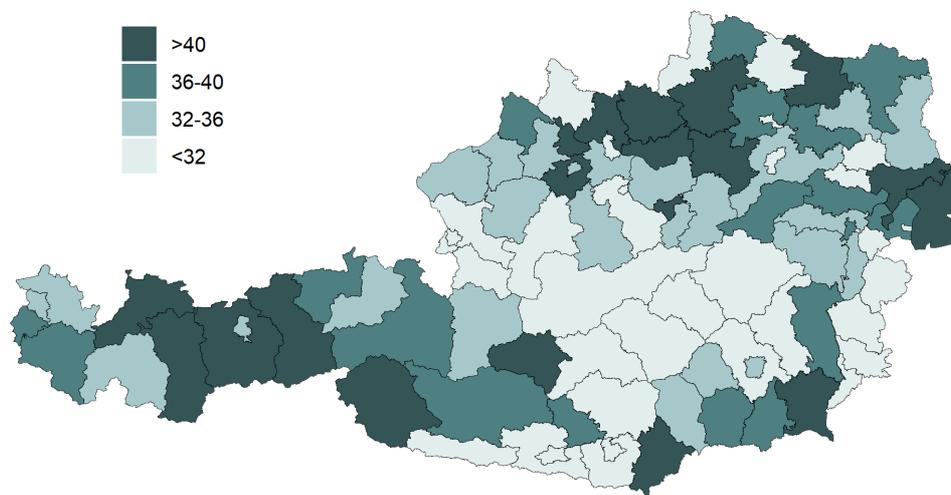
Zwischen der Verschreibungsrate und der Anzahl der jährlich durchgeführten Konsultationen besteht ein signifikanter schwach positiver Zusammenhang (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient = 0,11;  $P < 0,001$ ). Je mehr Konsultationen jährlich durchgeführt werden, desto höher die Verschreibungsrate.

Bezüglich der demografischen Zusammensetzung der PatientInnen-Population wird ein signifikanter positiver Zusammenhang zwischen der Verschreibungsrate und dem Anteil der Konsultationen mit unter 15-Jährigen festgestellt (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient = 0,31;  $P < 0,001$ ). Ein Effekt der entgegengesetzten Richtung wird für den Anteil der Konsultationen mit PatientInnen ab 65 Jahren beobachtet. Je höher der Anteil der älteren PatientInnen, desto niedriger die Anzahl der Verschreibungen pro 1.000 Konsultationen (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient = -0,21;  $P < 0,001$ ). Für den Anteil der Konsultationen mit weiblichen PatientInnen ist nur eine sehr schwache negative, aber auf dem 5-Prozent-Niveau signifikante, Korrelation beobachtbar (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient = -0,05;  $P = 0,005$ ). Der Anteil der Konsultationen mit

Diabetes-PatientInnen ist signifikant negativ mit der Verschreibe-Rate korreliert (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient = -0,10;  $P < 0,001$ ).

Betrachtet man die Antibiotika-Verschreibungsrate der ÄrztInnen nach Bezirken, so zeigt sich eine regionale Variation. Die Verschreibungsraten sind über Bezirke hinweg signifikant unterschiedlich (Kruskal-Wallis-Test,  $P < 0,001$ ). Abbildung 11 zeigt die medianen ärztlichen Antibiotika-Verschreibungsraten pro Bezirk. Auch aus der Abbildung wird ersichtlich, dass die Verschreibungsraten regional variieren.

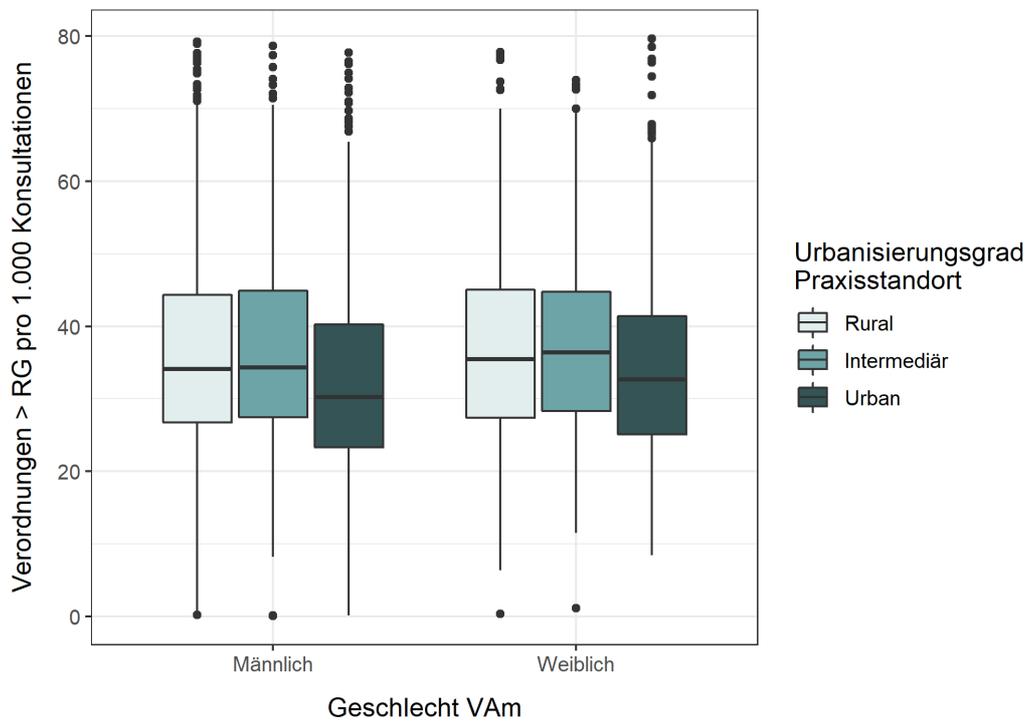
**Abbildung 11: Mediane Antibiotika-Verschreibe-Rate (Verordnungen > RezGeb pro 1.000 Konsultationen pro VAm) nach Bezirken**



Datenquellen: data.gv.at (2020), DSVS.

ÄrztInnen mit Praxisstandort in einem überwiegend urbanen Bezirk zeigen mit 31,4 eine geringere mediane Verschreibungsrate als ihre KollegInnen in überwiegend ruralen Bezirken (34,7 Verordnungen pro 1.000 Konsultationen) und in intermediären Bezirken (35,2). Dieser Unterschied ist statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau (Kruskal-Wallis-Test,  $P < 0,001$ ). In Abbildung 12 ist in einem Boxplot die Verschreibungsrate nach Urbanisierungsgrad und Geschlecht dargestellt.

Abbildung 12: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Urbanisierungsgrad und Geschlecht



Datenquelle: DVSU.

Anmerkung: Darstellung ohne Ausreißer über 80.

Auch für die ÄrztInnen-Dichte im Praxisstandort-Bezirk wird eine signifikante Korrelation mit den Verordnungen pro 1.000 Konsultationen festgestellt. ÄrztInnen, die in Bezirken mit höherer Vertrags-AllgemeinärztInnen-Dichte tätig sind, weisen eine leicht höhere Verschreibe-Rate auf (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient =0,05; P=0,003). ÄrztInnen, die in Bezirken mit höherer Vertrags-FachärztInnen-Dichte tätig sind, haben eine leicht niedrigere Verschreibe-Rate (Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient =-0,11; P<0,001).

**Tabelle 5: bivariate Korrelationen zwischen Verschreibe-Rate und erklärenden Variablen**

Variable	Test	Korrelationskoeffizient	P-Wert
Hausapotheke	Mann-Whitney-U-Test	-	<0,0001
Altersgruppe	Kruskal-Wallis-Test	-	0,53
Geschlecht	Mann-Whitney-U-Test	-	0,17
Jährliche Konsultationen	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	0,11	<0,0001
Anteil Konsultationen mit PatientInnen <15	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	0,31	<0,0001
Anteil Konsultationen mit PatientInnen 65+	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	-0,21	<0,0001
Anteil Konsultationen weiblich	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	-0,05	0,005
Anteil Konsultationen mit DiabetikerInnen	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	-0,10	<0,0001
Urbanisierungsgrad	Kruskal-Wallis-Test	-	<0,0001
AllgemeinärztInnen-Dichte	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	0,05	0,003
FachärztInnen-Dichte	Spearman'scher Rangkorrelationskoeffizient	-0,11	<0,0001

Quelle: IHS (2021).

Die Ergebnisse der bivariaten Korrelationsanalyse sind isoliert betrachtet allerdings nicht ausreichend aussagekräftig in der Quantifizierung der Einflussfaktoren auf das Verschreibungsverhalten. In der Regel werden Variablen von mehreren Einflussfaktoren gleichzeitig bestimmt. Um den Einfluss bestimmter Größen auf die abhängige Variable unter der Ceteris-paribus-Annahme zu beurteilen, ist ein Regressionsmodell nötig.

Außerdem ist in der Interpretation von Korrelationskoeffizienten zu beachten, dass eine festgestellte Korrelation nichts über die Kausalität aussagen kann. Es ist nicht möglich zu bestimmen, welche Variable die andere beeinflusst (Richtung des Zusammenhangs); noch kann beurteilt werden, ob ein direkter Zusammenhang besteht oder ein Zusammenhang über eine Mediator-Variable. Zudem kann ein Scheinzusammenhang bestehen, der von (unbeobachteten) Drittvariablen verursacht ist.

## 4.2 Regressionsergebnisse

### 4.2.1 Hinweise zur Interpretation

Die Konstante in einem Regressionsmodell besagt, welchen Wert die abhängige Variable annimmt, wenn alle unabhängigen Variablen einen Wert von 0 annehmen (beziehungsweise bei kategorialen Variablen das Ausgangsniveau). Da die erklärenden Variablen standardisiert sind, steht ein Wert von 0 für den Mittelwert der Variable. In diesem Fall ist die Konstante also der Wert der unabhängigen Variable, wenn alle unabhängigen kategorialen Variablen den Ausgangswert annehmen und die stetigen unabhängigen Variablen den Mittelwert.

Bei einem Log-normalen-Modell ist die abhängige Variable logarithmiert. Für die Interpretation der Regressionsergebnisse ist daher wichtig, dass der Erwartungswert durch den Exponenten der Konstante dargestellt ist. Die in der Regressions-Ergebnistabelle angeführten Koeffizienten sind zu interpretieren als Beinah-Prozent-Änderungen der abhängigen Variablen bei Erhöhung um eine Einheit. Im Fall der stetigen Variablen stellt eine Einheit eine Standardabweichung dar, im Fall der kategorialen Variablen stellt eine Einheit die Änderung der Faktorausprägung dar. Die exakte prozentuelle Änderung (auf den exakten Prozentwert wird im Text Bezug genommen) ist gegeben durch:

$$\% \Delta \text{Verschreibungsrate} = \exp(\beta) - 1 \quad (8)$$

Um festzustellen, ob ein Regressionskoeffizient signifikant von 0 verschieden ist, also tatsächlich ein Zusammenhang mit der abhängigen Variable gegeben ist, kann der P-Wert herangezogen werden. Er ist zu verstehen als Wahrscheinlichkeit, einen beobachteten Wert unter Bedingung der Nullhypothese zu erhalten. Ein P-Wert von 0,05 würde bedeuten, dass eine 5-prozentige Wahrscheinlichkeit besteht, dass, wenn die Nullhypothese in Wirklichkeit gilt, der vorliegende Wert oder ein extremerer Wert beobachtet wird. Je kleiner der P-Wert ist, desto unwahrscheinlicher ist es demnach, dass die Nullhypothese tatsächlich gilt. In den Tabellen zu den Regressionsergebnissen (Tabelle 6–9) sind Variablen mit einem P-Wert von <0,001 mit (\*\*\*) gekennzeichnet, (\*\*) steht für einen P-Wert von <0,01 und (\*) für einen P-Wert von <0,05.

Das korrigierte  $R^2$  gibt an, welcher Anteil der gesamten beobachteten Varianz durch die inkludierten Variablen erklärt werden kann (kann dabei Werte zwischen 0 und 1 annehmen). Je höher dieser Wert, desto höher der Erklärungsgehalt des Modells.

### 4.2.2 Ergebnisse

Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 6 dargestellt. Modell 1 beinhaltet alle im bisherigen Teil beschriebenen VAm, bis auf einen. Um ein Mehrebenen-Modell schätzen zu

können, muss für jede Gruppe (Bezirk) mehr als ein Individuum (VAm) enthalten sein, da ansonsten die Gruppe und das Individuum ident wären und es keine Variation innerhalb der Gruppe gibt. Im vorliegenden Datensatz war das einmalig der Fall. Dieser VAm (und damit auch ein Bezirk) wurde von der Regressionsanalyse ausgeschlossen. Modell 2 ist um weitere 15 VAm reduziert. In der Residuenanalyse von Modell 1 wurden 15 extreme Ausreißer festgestellt, die die Modellergebnisse potenziell verzerren. Nach Prüfung der Eigenschaften dieser Ausreißer wurden sie aus Plausibilitätsgründen entfernt. Die Residuenanalyse und Untersuchung der Ausreißer sind in Kapitel 4.2.3 ausgeführt. Modell 2 ist damit das finale Modell, auf das sich auch die Schlussfolgerungen beziehen werden. Im hier folgenden Textteil wird nun ebenfalls auf Modell 2 eingegangen und es werden die exakten Prozentwerte der Koeffizienten für Modell 2 angeführt.

Die Konstante des Schätzmodells beträgt 3,53. Diese bezeichnet die geschätzte Verschreibungsrate von 34,1 Verordnungen pro 1.000 Konsultationen für einen männlichen Arzt der Altersgruppe 30–44, ohne Hausapotheke, mit Praxisstandort in einem überwiegend ruralen Bezirk, mit durchschnittlichen Werten von jährlichen Konsultationen, Anteilen junger, alter und weiblicher PatientInnen, in einem Bezirk mit durchschnittlicher ÄrztInnen-Dichte.

Die Regressionsergebnisse zeigen signifikante Zusammenhänge für die meisten der inkludierten Variablen. Verglichen mit der jüngsten ÄrztInnen-Altersgruppe verordnet die Altersgruppe 45–64 bei ansonsten gleichbleibenden Faktoren 4,6 Prozent mehr Antibiotika (die 4,6 Prozent entsprechen dem Koeffizienten von 0,045 in Modell 2). Dieser Unterschied ist statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau ( $P=0,010$ ). Ebenfalls verglichen mit der jüngsten ÄrztInnen-Gruppe, verordnen ÄrztInnen im Alter von 65 aufwärts 7,6 Prozent mehr Antibiotika ( $P=0,007$ ). Dabei muss aber beachtet werden, dass in der Gruppe ab 65 Jahren vergleichsweise wenige ÄrztInnen sind und Ausreißer sich daher stärker auswirken können.

Unter Berücksichtigung anderer Einflussfaktoren ist das Geschlecht der ÄrztInnen mit der Verschreibungsvariable korreliert. Weibliche AllgemeinmedizinerInnen verschreiben signifikant mehr Antibiotika als ihre männlichen Kollegen ( $P=0,035$ ). Dieser Effekt wird auf 3,2 Prozent geschätzt. In der bivariaten Korrelationsanalyse war das Geschlecht der ÄrztInnen nicht mit der Verschreibungsrate korreliert.

Wie in der bivariaten Korrelationsanalyse bereits angedeutet, zeigt sich ein hoch signifikanter Zusammenhang zwischen der Verschreibungsrate und dem Führen einer Hausapotheke. Hausapotheken-führende ÄrztInnen verschreiben um 6,8 Prozent mehr Antibiotika pro 1.000 Konsultationen ( $P<0,001$ ), wenn für andere Faktoren kontrolliert wird.

Für die Anzahl der jährlich durchgeführten Konsultationen wird ein signifikanter positiver Zusammenhang mit der Verschreibe-Rate festgestellt. Je mehr Konsultationen ÄrztInnen durchführen, desto höher ist die Anzahl der Antibiotika-Verordnungen pro 1.000 Konsultationen. Eine um eine Standardabweichung höhere Anzahl an Konsultationen impliziert dabei eine 3,3 Prozent höhere Verschreibe-Rate ( $P < 0,001$ ).

Auch die Demografie der PatientInnen-Population zeigt einen Einfluss. Eine Erhöhung des Anteils der Konsultationen mit unter 15-Jährigen um eine Standardabweichung impliziert eine um 6,9 Prozent höhere Verschreibungsrate. Dieser Effekt ist statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau ( $P < 0,001$ ). Die Verschreibungsrate und der Anteil der Konsultationen mit älteren PatientInnen ist negativ korreliert ( $P < 0,001$ ). Dabei geht ein um eine Standardabweichung höherer Anteil mit einer 8,4 Prozent niedrigeren Verschreibungsrate einher. Der Anteil der Konsultationen mit weiblichen Patientinnen hat einen minimal positiven Effekt, ist allerdings nicht statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau ( $P = 0,330$ ). Der Anteil der jährlichen Konsultationen mit DiabetikerInnen zeigt einen leicht positiven Effekt auf die Verschreibe-Rate. Mit einem um eine Standardabweichung höheren Anteil geht eine 1,6 Prozent höhere Verschreibe-Rate einher ( $P = 0,043$ ).

In der Betrachtung der demografischen und Morbiditäts-Aspekte ist zu beachten, dass die Variablen Anteilswerte sind, die um den Mittelwert standardisiert wurden. Eine Erhöhung um eine Standardabweichung impliziert also bei den vier Variablen unterschiedliche Erhöhungen der Anteilswerte. Eine Erhöhung des Anteils der Konsultationen mit unter 15-Jährigen um eine Standardabweichung entspricht einer Erhöhung um 2,7 Prozentpunkte; eine Erhöhung des Anteils der Konsultationen mit weiblichen Patientinnen um eine Standardabweichung entspricht einer Erhöhung um 4,4 Prozentpunkte. Da diese Variablen vornehmlich als Kontrollvariablen als Annäherung an den Gesundheitszustand der PatientInnen verwendet werden, ist die Größe des Effekts nicht von besonderer Relevanz.

ÄrztInnen mit Praxisstandort in einem als überwiegend urban klassifizierten Bezirk weisen eine 13,7 Prozent niedrigere Verschreibungsrate auf als ÄrztInnen in überwiegend ruralen Bezirken. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant ( $P < 0,001$ ). Der Unterschied zwischen den ÄrztInnen in intermediären Bezirken und jenen in ruralen Bezirken ist wesentlich geringer (2,1 Prozent niedrigere Verschreibungsrate bei ÄrztInnen in intermediären Bezirken) und nicht statistisch signifikant ( $P = 0,475$ ).

Eine auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau signifikante Korrelation wird zwischen der FachärztInnen-Dichte des Praxisstandort-Bezirks und der Verschreibungsrate beobachtet. Entgegen dem in der bivariaten Korrelationsanalyse angedeuteten negativen Effekt wird ein positiver Effekt in Höhe von 4,4 Prozent bei einer um eine Standardabweichung

höheren ÄrztInnen-Dichte festgestellt ( $P < 0,001$ ). Für die AllgemeinärztInnen-Dichte ist dieser Effekt nicht feststellbar; hier impliziert eine um eine Standardabweichung höhere ÄrztInnen-Dichte eine um 1,8 Prozent niedrigere Verschreibe-Rate; dieser Zusammenhang ist allerdings nicht statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau ( $P = 0,126$ ).

Der IKK gibt an, dass der Anteil der Varianz zwischen den Bezirken (Varianz, die nicht durch die Variablen auf Bezirks-Ebene erklärt wird) an der gesamten unerklärten Varianz 4 Prozent beträgt. Das korrigierte  $R^2$  zeigt, dass mit den inkludierten unabhängigen Variablen 15,8 Prozent der gesamten Variation erklärt werden können. Das impliziert, dass es einen relativ großen individuellen Effekt gibt; d. h. einen Anteil an der Variation der Verschreibungsraten zwischen den ÄrztInnen, der durch unbeobachtete Effekte beeinflusst wird.

**Tabelle 6: Regressionsergebnisse Haupt-Modell**

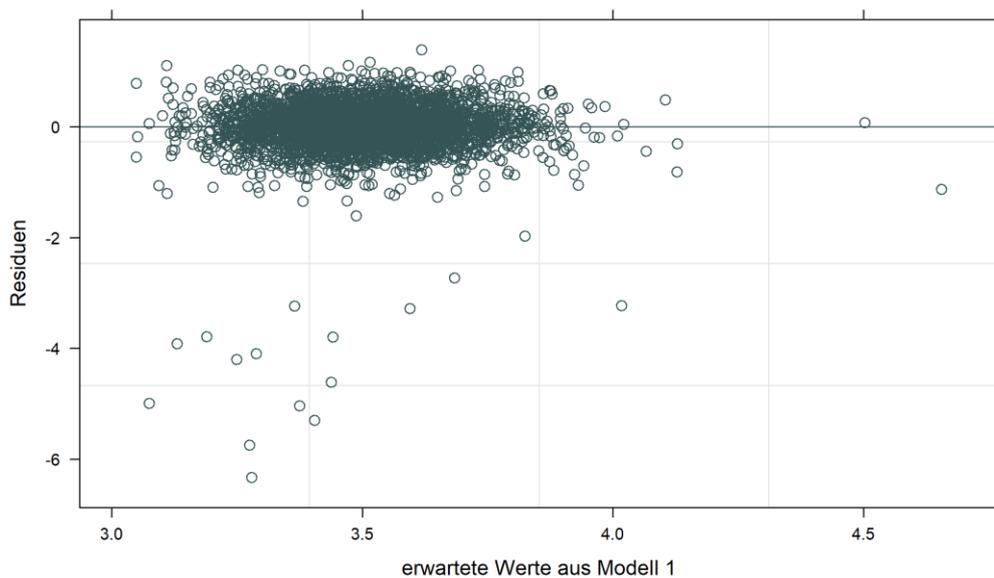
		Modell 1 (alle Beobachtungen)			Modell 2 (ohne Ausreißer)		
		Koeffizient	Standardfehler	P-Wert	Koeffizient	Standardfehler	P-Wert
(Konstante)		3,472	0,029	0 ***	3,530	0,024	0 ***
Ärztinnen- Ebene	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,094	0,023	<0,001***	0,066	0,018	<0,001***
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,044	0,023	0,053	0,045	0,017	0,010**
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,096	0,035	0,006**	0,073	0,027	0,007**
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,077	0,019	<0,001***	0,032	0,015	0,035*
	Jährliche Konsultationen	0,055	0,009	<0,001***	0,032	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,044	0,010	<0,001***	0,016	0,008	0,043*
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,074	0,011	<0,001***	0,066	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,076	0,011	<0,001***	-0,087	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	-0,011	0,010	0,278	0,007	0,008	0,330
Bezirks- Ebene	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,002	0,033	0,939	-0,021	0,030	0,475
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,122	0,040	0,003**	-0,147	0,035	<0,001***
	FachärztInnen-Dichte	0,053	0,013	<0,001***	0,043	0,010	<0,001***
	AllgemeinärztInnen-Dichte	-0,016	0,013	0,236	-0,018	0,011	0,126
<i>Korrigiertes R<sup>2</sup></i>		0,105			0,158		
<i>Anzahl Beobachtungen</i>		3.360			3.345		
<i>Anzahl Gruppen</i>		93			93		
<i>IKK</i>		0,02			0,04		
<i>AIC</i>		4540			2784		

Quelle: IHS (2021).

### 4.2.3 Residuenanalyse & Modellvergleich

Auf Basis von Modell 1 (das alle 3.360 Beobachtungen beinhaltet) wurde eine Residuenanalyse durchgeführt. Dabei sollte untersucht werden, ob es, wenn für die angeführten Variablen kontrolliert wird, Muster in den Fehlertermen gibt, die eine weitere Analyse indizieren oder Hinweise auf eine mögliche Modellverbesserung geben.

**Abbildung 13: Residuenanalyse Modell 1**



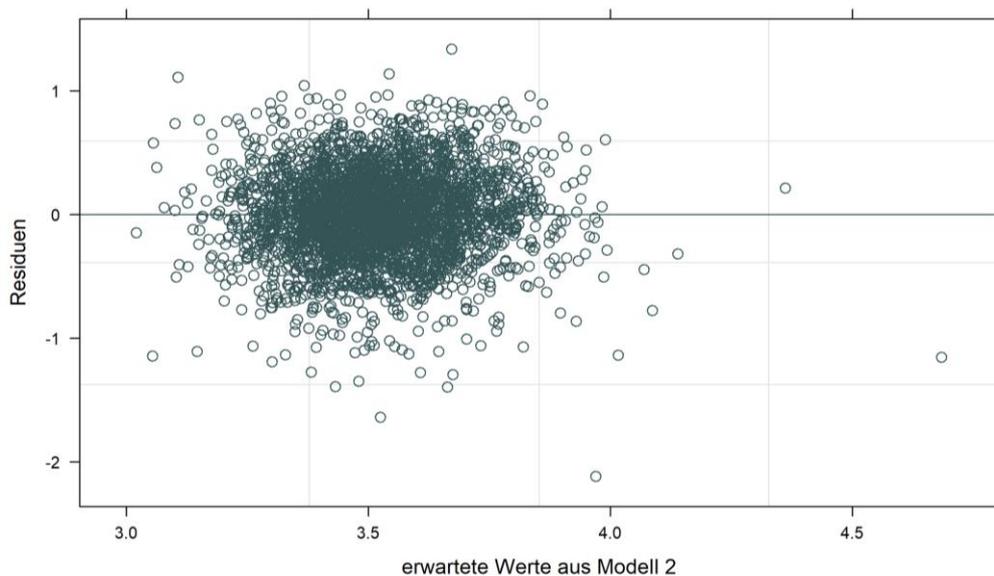
Datenquelle: DVSV.

In einem Plot der Residuen wird ersichtlich, dass nach Kontrolle der Variablen in Modell 1 (mit allen Beobachtungen) einige extreme Ausreißer nach unten erscheinen. Die empirischen Werte sind also sehr weit von den geschätzten Werten entfernt. Derartige Ausreißer können die Modell-Ergebnisse, also die Schätzkoeffizienten verzerren. Prinzipiell sollten in einem sehr großen Sample (wie hier der Fall) einzelne Ausreißer nicht sehr stark ins Gewicht fallen. Da die Ausreißer aber alle in eine Richtung gehen und sehr stark abweichen, sollten sie näher untersucht werden. Generell sollten Ausreißer nicht einfach ausgeschlossen werden, um die Modellgüte zu verbessern. Denn gültige Datenpunkte zu entfernen, bildet nicht die Realität ab. Besteht aber Grund zur Annahme, dass die Anomalien keine korrekten Datenpunkte darstellen, dann sollten diese ausgeschlossen werden. Datenpunkte (auch Extremwerte) sind dann gültig, wenn sie tatsächlich so entstanden sind; und nicht gültig solche, die durch Mess- oder Erfassungsfehler entstehen.

In der Betrachtung der 15 Ausreißer fällt auf, dass diese extrem niedrige Werte der Verschreibungsrate aufweisen, genauer gesagt sind es unter 3 (bei 11 VAm lag die Verschreibungsrate sogar unter 1) Antibiotika-Verordnungen pro 1.000 Konsultationen. Damit liegt die Verschreibungsrate weit abgeschlagen unter jenen der restlichen VAm. Die VAm haben aber „normal“ viele jährliche Konsultationen, nämlich zwischen 4.000 und 25.000 jährlichen Konsultationen. Es scheint nicht plausibel, dass VAm mit Konsultationen in dieser Höhe kaum Antibiotika verordnen. In der Betrachtung der Heilmittel-PatientInnen allgemein (nicht auf Antibiotika bezogen, sondern alle Heilmittel) fällt auf, dass diesen VAm relativ wenige Heilmittel-PatientInnen zugeordnet sind. Selbst wenn also diese VAm Antibiotika negativ gegenüberstehen und daher kaum welche verordnen, scheint es nicht plausibel, dass sie auch allgemein wenige Heilmittel verordnen.

Ein ähnliches Phänomen wurde, wie in Kapitel 3.1.4 ausgeführt, für einen großen Teil der Gruppenpraxen beobachtet. Bei den Gruppenpraxen waren zahlreiche VAm enthalten, die trotz hoher Anzahl an Konsultationen kaum Antibiotika verordneten. Da nicht geklärt werden konnte, wie eine derartige Datenstruktur zustande kommt, wurden die Gruppenpraxen ausgeschlossen. Wie beschrieben stammen die Daten zu Konsultationen und die Daten zu Heilmitteln aus unterschiedlichen Datenbanken; es ist daher möglich, dass es in einzelnen Fällen zu einem Mismatch kommt und die Datenstruktur nicht die Praxis-Realität widerspiegelt. Da die Datenstruktur nicht plausibel erscheint, wurden daher die unerschließbaren 15 Extremfälle von der Analyse (in Modell 2) ausgeschlossen. Auch in der ergänzenden Analyse und in den Sensitivitätsanalysen wird mit dem Sample ohne die 15 Ausreißer gerechnet.

**Abbildung 14: Residuenanalyse Modell 2**



Datenquelle: DVSV.

Modell 2 weist ein höheres  $R^2$  auf als Modell 1 (in dem die Ausreißer enthalten sind). Das ist nicht überraschend, da durch die Exklusion der Extremfälle ein besserer Fit der empirischen Verteilung mit der theoretischen lognormalen Verteilung erreicht werden kann. Mit Modell 2 kann ein höherer Anteil der Variation erklärt werden, weil durch Ausschluss der Extremfälle weniger Variation in den Daten vorhanden ist.

Ein Blick auf die Koeffizienten der beiden Modelle ermöglicht weitere wichtige Einsichten. In Modell 1 sind die Schätzkoeffizienten für die Variablen Hausapotheke und (weibliches) Geschlecht etwas höher als in Modell 2. Das lässt sich durch die Charakteristika der Ausreißer-VAm erklären. Die Ausreißer waren fast ausschließlich männlich (13 von 15) und hatten alle keine Hausapotheke. Dadurch wurden im Modell 1 die Verschreibungsraten der männlichen Ärzte und der ÄrztInnen ohne Hausapotheke unterschätzt, was durch die Überschätzung der Koeffizienten für weibliche Ärztinnen und ÄrztInnen mit Hausapotheke abgebildet ist. Andere Differenzen zwischen den Koeffizienten der beiden Modelle können ebenso durch derartige Effekte erklärt werden.

#### 4.2.4 Zusatz: Abgaben (statt Verordnungen) in abhängiger Variable

Primär von Interesse bezüglich des ärztlichen Verschreibungsverhaltens ist die Frage, in wie vielen Fällen eine Konsultation in einer Antibiotika-Verordnung resultiert. Nachdem ÄrztInnen pro Verordnung aber auch mehrere Packungen verschreiben können, kann auch die Betrachtung der Abgaben spannend sein. In einer ergänzenden Analyse wird hier daher eine Verschreibe-Rate mit der Anzahl der Abgaben pro 1.000 Konsultationen pro VAm herangezogen. Als unabhängige Variablen wurden die gleichen wie im Hauptmodell spezifizierten Variablen verwendet. (Es besteht kein Grund zu der Annahme, dass das Verschreibe-Verhalten bezüglich der Abgaben durch andere Faktoren beeinflusst wird als das Verschreibe-Verhalten bezüglich der Verordnungen). Tabelle 7 zeigt die Regressionsergebnisse des Zusatzmodells mit der abhängigen Variable Abgaben (über der RezGeb) pro 1.000 Konsultationen.

Die Regressionsergebnisse für die abhängige Variable der Abgaben pro 1.000 Konsultationen zeigen ähnliche Zusammenhänge mit den erklärenden Variablen wie bei der ursprünglichen Verschreibungsrate. Auch hier werden höhere Verschreibungsraten für die älteren Altersgruppen, für ÄrztInnen mit Hausapotheke, für weibliche ÄrztInnen und für ÄrztInnen mit mehr jährlichen Konsultationen festgestellt. Allerdings spielen die Charakteristika Hausapotheke und Altersgruppe in diesem Modell eine geringere Rolle. Ähnlich wie in Modell 2 wird auch hier ein positiver Effekt für den Anteil der jungen PatientInnen und ein negativer Effekt für den Anteil der älteren PatientInnen verzeichnet. Auch die Koeffizienten auf Bezirks-Ebene sind in Richtung und Höhe ähnlich jenen in Modell 2.

**Tabelle 7: Regressionsergebnisse Zusatz-Modell**

		Zusatz-Modell		
		Koeffizient	Std.fehler	P-Wert
(Konstante)		3,587	0,024	0 ***
ÄrztInnen- Ebene	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,043	0,018	0,018*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,038	0,017	0,030*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,060	0,027	0,025*
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,034	0,015	0,025*
	Jährliche Konsultationen	0,027	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,015	0,008	0,061
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,066	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,083	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	0,009	0,007	0,232
Bezirks- Ebene	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,019	0,030	0,535
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,137	0,035	<0,001***
	FachärztInnen-Dichte	0,042	0,010	<0,001***
	AllgemeinärztInnen-Dichte	-0,018	0,011	0,113
<i>Korrigiertes R<sup>2</sup></i>		0,149		
<i>Anzahl Beobachtungen</i>		3.345		
<i>Anzahl Gruppen</i>		93		
<i>IKK</i>		0,04		
<i>AIC</i>		2.751		

Quelle: IHS (2021).

#### 4.2.5 Sensitivitätsanalysen

Ergänzend zu den präsentierten Regressionsanalysen wurden mehrere Sensitivitätsanalysen durchgeführt. Bei Sensitivitätsanalysen wird untersucht, wie empfindlich Ergebnisse auf kleine Änderungen reagieren. Ausgehend von Modell 2 werden folgende Sensitivitätsanalysen durchgeführt:

- S1: Zusätzliche sozioökonomische Kontroll-Variablen auf Bezirks-Ebene (Nettoeinkommen, Staatsangehörigkeit, Bildung)
- S2: Modell ohne hierarchische Struktur (kein Mehr-Ebenen-Modell)
- S3: ÄrztInnen-Dichte gesamt (Allgemein- und FachärztInnen zusammen, anstatt getrennt)
- S4: ÄAVE-Dichte statt ÄrztInnen-Dichte (getrennt in Allgemein- und FachärztInnen)
- S5: Interaktionsterm Urbanisierungsgrad \* FachärztInnen-Dichte

- S6: Interaktionsterm Hausapotheke \* Altersgruppe
- S7: Abhängige Variable mit allen Antibiotika-Verordnungen  
(nicht eingeschränkt auf Verordnungen über der Rezeptgebühr)

Die Sensitivitätsanalysen 1 und 2 sind in Tabelle 8 dargestellt, die Sensitivitätsanalysen 3 und 4 in Tabelle 9, die Ergebnisse der Modelle S5 und S6 finden sich in Tabelle 10, jene von Modell S7 in Tabelle 11.

Aus S1 wird ersichtlich, dass das Hinzufügen weiterer erklärender Variablen auf Ebene der Bezirke die Erklärkraft des Modells nicht verbessert. Die Koeffizienten der Variablen sind nicht signifikant und das  $R^2$  ist nicht höher als in Modell 2 ( $R^2$  kann bei Hinzufügen von Variablen nicht geringer werden). Die zusätzlichen Variablen bilden sozioökonomische Charakteristika der Wohnbevölkerung des jeweiligen Bezirks ab. Verglichen mit den Versorgungscharakteristika auf Bezirks-Ebene (ÄrztInnen-Dichte und Urbanisierungs-Grad) sind die sozioökonomischen Charakteristika damit weniger bedeutend hinsichtlich des ärztlichen Verschreibungsverhaltens. Dies ist möglicherweise der Tatsache geschuldet, dass die sozioökonomischen Charakteristika auf Bezirks-Ebene zu grob erfasst sind, um die tatsächliche Zusammensetzung der PatientInnen-Populationen zu erfassen. Die hier inkludierten sozioökonomischen Variablen können damit nur helfen, die Variation zwischen den Bezirken zu erklären, aber nicht jene innerhalb der Bezirke. Die Koeffizienten und Standardabweichungen auf Ebene der ÄrztInnen sind weitgehend ähnlich zu den Ergebnissen aus Modell 2, was für die Robustheit der Ergebnisse spricht.

Die Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse 2, die keine hierarchische Struktur einbezieht, sind sehr ähnlich zu den Ergebnissen von Modell 2, sowohl was die Koeffizienten als auch die Standardfehler betrifft. In den beiden Modellen werden die gleichen Variablen verwendet, in Modell 2 wird aber die regionale Struktur berücksichtigt. Es wird ersichtlich, dass Modell 2 mit Berücksichtigung der Bezirks-Struktur einen größeren Teil der Variation erklären kann (das  $R^2$  ist höher).

In Sensitivitätsanalyse 3 werden die Maße für die ÄrztInnen-Dichte, die in Modell 2 nach AllgemeinärztInnen und FachärztInnen getrennt war, zu einer Größe zusammengefasst. Die ÄrztInnen-Dichte gesamt beschreibt hier also die gesamte Anzahl an VertragsärztInnen pro 100.000 EinwohnerInnen je Praxisbezirk. Auch gegenüber dieser Änderung zeigen sich die Modellschätzer robust. Interessant ist hierbei, dass der Effekt der gesamten ÄrztInnen-Dichte positiv ist (in Modell 2 war der FachärztInnen-Effekt positiv und der AllgemeinmedizinerInnen-Effekt negativ). Der Effekt der FachärztInnen scheint sich also auch in der Betrachtung der gesamten Vertrags-ÄrztInnenschaft durchzuschlagen.

Die Versorgungs-Dichte kann nicht nur über die Kopffzahlen der ÄrztInnen abgebildet werden. Der DVSV berechnet zur Abbildung der Versorgung „Ärztliche Ambulante Versorgungseinheiten“ (ÄAVE). In Sensitivitätsanalyse 4 werden diese herangezogen, um

eine alternative Abbildung der ÄrztInnen-Dichte zu ermöglichen. Wieder sind dabei nur VertragsärztInnen einbezogen, getrennt in AllgemeinmedizinerInnen und FachärztInnen und in Bezug zur Wohnbevölkerung des Bezirks gesetzt (pro 100.000 EinwohnerInnen). Die so ermittelten Versorgungsdichten erweisen sich als geeignete Alternativen für die ÄrztInnen-Dichte nach Kopffzahlen. Die Koeffizienten der Versorgungs-Dichten sind bezüglich Richtung und Größe der Effekte recht ähnlich zu den Koeffizienten in Modell 2, allerdings ist nun auch die AllgemeinmedizinerInnen-Dichte (nach ÄAVE) signifikant mit der Verschreibungsrate korreliert. Je mehr versorgungswirksame Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen in einem Bezirk tätig sind, desto geringer ist die Verschreibe-Rate von individuellen AllgemeinmedizinerInnen mit Praxisstandort in diesem Bezirk.

Um potenzielles Zusammenwirken von abhängigen Variablen abzubilden, wurden in den Sensitivitätsanalysen 5 und 6 Interaktionsterme eingefügt. Die Interaktionsterme bilden ab, dass sich der Effekt (in Größe und Richtung) einer unabhängigen Variable je nach Ausprägung einer anderen unabhängigen Variable unterscheiden kann. Es ist beispielsweise denkbar, dass sich eine Erhöhung der FachärztInnen-Dichte in einem ländlichen Bezirk anders auf das ärztliche Verschreibungsverhalten auswirkt als in einem urbanen Bezirk. Dieser Zusammenhang wurde in S5 modelliert. Hier wird ersichtlich, dass die Interaktionsterme „Urbanisierungsgrad intermediär \* FachärztInnen-Dichte“ sowie „Urbanisierungsgrad urban \* FachärztInnen-Dichte“ nicht signifikant sind. Ein Kombinationseffekt von Urbanisierungsgrad und FachärztInnen-Dichte scheint also nicht vorzuliegen. Außerdem sind die Modellschätzer sehr ähnlich zum Hauptmodell, was für die Robustheit spricht. Ähnlich verhält es sich bei der Sensitivitätsanalyse 6. Hierbei wurde ein Interaktionseffekt von Hausapotheke und Altersgruppe modelliert. Mit dieser Sensitivitätsanalyse soll untersucht werden, ob der Hausapotheken-Effekt für die Altersgruppen verschieden ist. Auch hier sind die Interaktionsterme nicht signifikant und die Koeffizienten sind ähnlich jenen im Hauptmodell.

In der Erstellung der Antibiotika-Verschreibungsrate für das Hauptmodell wurden all jene Verordnungen ausgeschlossen, die preislich unter der RezGeb lagen. Dieses Vorgehen wurde gewählt, um Verzerrungen zu vermeiden. In den Daten sind Verordnungen unter der RezGeb nur enthalten, wenn die PatientInnen von der RezGeb befreit waren. Unterscheiden sich die ÄrztInnen hinsichtlich des Anteils an RezGeb-befreiten PatientInnen, so würde sich das aufgrund der Erfassungsmodalität in der Verschreibungsrate widerspiegeln und könnte die Ergebnisse verzerren. Gleichzeitig gehen mit dieser Vorgehensweise Datenpunkte verloren und eine potenzielle unterschiedliche Neigung von ÄrztInnen, unter oder über der RezGeb zu verschreiben, wird nicht berücksichtigt. Daher wurde in Sensitivitätsanalyse 7 als abhängige Variable eine Antibiotika-Verschreibungsrate herangezogen, die alle erfassten Antibiotika-Verordnungen heranzieht (und nicht nur jene, die preislich über der RezGeb lagen). Die Modellergebnisse mit dieser

alternativen abhängigen Variable decken sich stark mit den Hauptergebnissen. Dies spricht für die Robustheit des gewählten Ansatzes und entkräftet Bedenken bezüglich der ausgeführten Problematik hinsichtlich der Datenverfügbarkeit von Verordnungen unter der Rezeptgebühr.

**Tabelle 8: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 1–2**

		S1: zusätzliche Bezirks-Variablen			S2: ohne hierarchische Struktur		
		Koeffizient	Standardfehler	P-Wert	Koeffizient	Standardfehler	P-Wert
(Konstante)		3,518	0,030	0 ***	3,521	0,021	0 ***
ÄrztInnen-Ebene	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,066	0,018	<0,001***	0,066	0,018	<0,001***
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,044	0,017	0,011*	0,039	0,018	0,028*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,073	0,027	0,007**	0,066	0,027	0,015*
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,031	0,015	0,039*	0,028	0,015	0,069*
	Jährliche Konsultationen	0,033	0,007	<0,001***	0,036	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,018	0,008	0,029*	0,010	0,007	0,192
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,066	0,009	<0,001***	0,068	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,091	0,009	<0,001***	-0,082	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	0,007	0,008	0,346	0,006	0,008	0,439
Bezirks-Ebene	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,022	0,033	0,502	-0,015	0,019	0,432
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,122	0,048	0,012*	-0,149	0,024	<0,001***
	FachärztInnen-Dichte	0,034	0,014	0,013*	0,034	0,009	<0,001***
	AllgemeinärztInnen-Dichte	-0,017	0,012	0,154	-0,006	0,008	0,462
	Durchschnittliches Netto-Einkommen	0,008	0,014	0,554	-	-	-
	Anteil Staatsangehörigkeit nicht-EU	-0,020	0,022	0,368	-	-	-
	Anteil Personen mit hohem Bildungsabschluss	0,002	0,016	0,897	-	-	-
<i>Korrigiertes R<sup>2</sup></i>		0,158			0,123		
<i>Anzahl Beobachtungen</i>		3.345			3.345		
<i>Anzahl Gruppen</i>		93			-		
<i>IKK</i>		0,04			-		
<i>AIC</i>		2.786			2.846		

Quelle: IHS (2021).

**Tabelle 9: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 3–4**

		S3: ÄrztInnen-Dichte gesamt			S4: Versorgungs-Dichte mittels ÄAVE		
		Koeffizient	Standardfehler	P-Wert	Koeffizient	Standardfehler	P-Wert
(Konstante)		3,512	0,023	0 ***	3,549	0,025	0 ***
ÄrztInnen-Ebene	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,063	0,018	<0,001***	0,066	0,018	<0,001***
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,045	0,017	0,010**	0,045	0,017	0,009**
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,072	0,027	0,008**	0,073	0,027	0,007**
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,030	0,015	0,045*	0,030	0,015	0,046*
	Jährliche Konsultationen	0,032	0,007	<0,001***	0,033	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,015	0,008	0,070*	0,015	0,008	0,062
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,066	0,008	<0,001***	0,065	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,088	0,009	<0,001***	-0,089	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	0,008	0,008	0,316	0,008	0,008	0,300
Bezirks-Ebene	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,002	0,029	0,937	-0,025	0,030	0,402
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,113	0,033	<0,001***	-0,195	0,041	<0,001***
	ÄrztInnen-Dichte gesamt	0,032	0,009	<0,001***	-	-	-
	ÄAVE-Dichte Vertrag-Allgemeinmedizin	-	-	-	0,038	0,011	<0,001***
	ÄAVE-Dichte Vertrag-Fach	-	-	-	-0,047	0,013	<0,001***
<i>Korrigiertes R<sup>2</sup></i>		0,159			0,161		
<i>Anzahl Beobachtungen</i>		3.345			3.345		
<i>Anzahl Gruppen</i>		93			93		
<i>IKK</i>		0,04			0,04		
<i>AIC</i>		2.787			2.782		

Quelle: IHS (2021).

**Tabelle 10: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 5–6**

		S5: Interaktion Urban * FachärztInnen			S6: Interaktion Hausapotheke * Alter		
		Koeffizient	Standardfehler	P-Wert	Koeffizient	Standardfehler	P-Wert
(Konstante)		3,533	0,029	0***	3,527	0,025	0***
ÄrztInnen-Ebene	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,066	0,018	<0,001***	0,084	0,040	0,036*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,045	0,017	0,009**	0,049	0,019	0,011*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,073	0,027	0,007**	0,077	0,030	0,010**
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,032	0,015	0,035*	0,031	0,015	0,036*
	Jährliche Konsultationen	0,032	0,007	<0,001***	0,032	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,016	0,008	0,043*	0,016	0,008	0,044*
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,066	0,008	<0,001***	0,066	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,087	0,009	<0,001***	-0,087	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	0,007	0,008	0,334	0,007	0,008	0,330
Bezirks-Ebene	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,019	0,052	0,722	-0,021	0,030	0,476
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,150	0,038	<0,001***	-0,148	0,035	<0,001***
	FachärztInnen-Dichte	0,048	0,032	0,132	0,043	0,010	<0,001***
	AllgemeinärztInnen-Dichte	-0,018	0,012	0,123	-0,018	0,011	0,125
	Urbanisierung intermediär * FachärztInnen-Dichte	0,007	0,093	0,936	-	-	-
	Urbanisierung urban * FachärztInnen-Dichte	-0,006	0,033	0,860	-	-	-
	Hausapotheke * Altersgruppe ÄrztIn 45-64	-	-	-	-0,022	0,043	0,615
	Hausapotheke * Altersgruppe ÄrztIn 65+	-	-	-	-0,020	0,067	0,760
Korrigiertes R <sup>2</sup>		0,158			0,158		
Anzahl Beobachtungen		3.345			3.345		
Anzahl Gruppen		93			93		
IKK		0,05			0,05		
AIC		2.787			2.787		

Quelle: IHS (2021).

**Tabelle 11: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analyse 7**

		<b>S7: Verschreibungsrate mit allen Verordnungen</b>		
		<b>Koeffizient</b>	<b>Standardfehler</b>	<b>P-Wert</b>
(Konstante)		3,564	0,024	0***
<b>ÄrztInnen-Ebene</b>	Hausapotheke (vs. nein): ja	0,045	0,018	0,012*
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 45–64	0,051	0,017	0,003**
	Altersgruppe ÄrztIn (vs. <45): 65+	0,083	0,027	0,002**
	Geschlecht ÄrztIn (vs. männlich): weiblich	0,032	0,015	0,029*
	Jährliche Konsultationen	0,034	0,007	<0,001***
	Anteil Konsultationen DiabetikerInnen	0,021	0,008	0,008**
	Anteil Konsultationen <15-Jährige	0,075	0,008	<0,001***
	Anteil Konsultationen ≥ 65-Jährige	-0,089	0,009	<0,001***
	Anteil Konsultationen weiblich	0,005	0,007	0,474
<b>Bezirks-Ebene</b>	Urbanisierung (vs. rural): intermediär	-0,023	0,030	0,444
	Urbanisierung (vs. rural): urban	-0,146	0,035	<0,001***
	FachärztInnen-Dichte	0,040	0,010	<0,001***
	AllgemeinärztInnen-Dichte	-0,016	0,011	0,163
<i>Korrigiertes R<sup>2</sup></i>		0,169		
<i>Anzahl Beobachtungen</i>		3345		
<i>Anzahl Gruppen</i>		93		
<i>IKK</i>		0,05		
<i>AIC</i>		2.703		

Quelle: IHS (2021).

## 5 Diskussion

Zur Einbettung der Ergebnisse wird hier eine Interpretation gegeben und, wo möglich, mit den Erkenntnissen der internationalen Literatur in Verbindung gebracht. Darauf folgend werden die Limitationen diskutiert.

### 5.1 Interpretation

In der grafischen Analyse waren für die unterschiedlichen **Altersgruppen** kaum Differenzen sichtbar und gemäß der bivariaten Korrelationsanalyse lagen keine signifikanten Unterschiede vor. Wenn allerdings für andere Charakteristika (jährliche Konsultationen, Charakteristika der PatientInnen-Populationen, Versorgungsdichte) kontrolliert wird, zeigen die Altersgruppen einen signifikanten Effekt. Der beobachtete Alters-Effekt wird auch in der internationalen Literatur zum Antibiotika-Verschreibungsverhalten angeführt. Akkerman et al. (2005) zeigen in ihrer Analyse, dass ÄrztInnen, die bereits länger praktizieren, mehr Antibiotika verschreiben. Ebenso zeigen Wang et al. (2009), dass ÄrztInnen unter 45 Jahren weniger Antibiotika verordnen. Es scheint plausibel, dass jüngere ÄrztInnen weniger Antibiotika verschreiben als die älteren KollegInnen. Die medizinische Ausbildung ist für diese Personengruppe rezenter. Das Bewusstsein um die Problematik der Antibiotika-Resistenzen hat vor allem in den vergangenen Jahren zugenommen (Ackerman et al., 2013). Es ist also wahrscheinlich, dass diese Thematik in den aktuelleren Ausbildungskohorten eine größere Rolle spielt und daher jüngere ÄrztInnen ein stärkeres Bewusstsein dafür haben. Diese Ausbildungs-These wird gestützt von Forschung, die zeigte, dass Bildungsmaßnahmen bezüglich klinischer Guidelines mit geringerem Antibiotika-Verschreiben einhergeht (Wilson et al., 2003).

Von Interesse ist hier, welche Bedeutung es für das Gesundheitssystem hätte, wenn auch ÄrztInnen zwischen 45 und 64 so verschreiben würden wie die jüngste Altersgruppe. Mit der Regressionsanalyse wurde geschätzt, dass, wenn für andere Einflussfaktoren kontrolliert wird, die Altersgruppe 45–64 um ca. 4,6 Prozent mehr Antibiotika verschreibt als die Altersgruppe <45. Überträgt man das auf die summierten Kassenerkaufpreise der von 45–64 Jahre alten ÄrztInnen verordneten Antibiotika im Jahr 2019, ergäbe sich ein jährliches Einsparungspotenzial von etwa 870.455 Euro aus Sicht der Sozialversicherung. Maßnahmen zur Förderung des Bewusstseins für Antibiotika-Resistenzen könnten daher für diese Gruppe in Betracht gezogen werden.

Für das **Geschlecht** der ÄrztInnen wurde in der bivariaten Korrelationsanalyse kein signifikanter Zusammenhang mit der Verschreibungsrate beobachtet, in der grafischen Analyse in den Boxplots wurde nur eine minimal höhere Verschreibungs-Rate von Frauen sichtbar. Unter Einbezug der Kontrollvariablen zeigte sich aber, dass weibliche ÄrztInnen

signifikant mehr Antibiotika pro 1.000 Konsultationen verordneten. In der internationalen Literatur zum Antibiotika-Verschreibungsverhalten wird häufig für das Geschlecht kontrolliert, es scheint aber keine eindeutigen Ergebnisse zu geben. Pulcini et al. (2013b) geben keinen signifikanten Effekt an, Wang et al. (2009) beobachten, dass weibliche Ärztinnen weniger verschreiben, während Akkerman et al. (2005) angeben, dass weibliche Ärztinnen mit mehr registrierten PatientInnen häufiger Antibiotika verordnen.

Nach grafischer Analyse und bivariater Korrelationsanalyse überraschte es nicht, dass in den Regressionsergebnissen ein positiver Effekt für hausapotheken-führende ÄrztInnen beobachtet wurde. ÄrztInnen, die eine **Hausapotheke** haben, verschreiben signifikant mehr (ca. 6,8 Prozent) Antibiotika pro 1.000 Konsultationen als ÄrztInnen ohne Hausapotheke. Diese Beobachtung spricht für die Hypothese der angebotsinduzierten Nachfrage. Es erscheint plausibel, dass der finanzielle Anreiz, der mit der Hausapotheke einhergeht, höhere Verschreibe-Raten begünstigt. Allerdings müssen derartige Vermutungen mit großer Vorsicht formuliert werden. Die vorliegende Regressionsanalyse erlaubt keine Aussagen über kausale Zusammenhänge und kann daher nur als Hinweis auf eine mögliche Kausalität interpretiert werden. Außerdem muss angemerkt werden, dass es Limitationen in der Interpretation des Hausapotheken-Effekts gibt. Das Führen einer Hausapotheke ist reguliert – ÄrztInnen dürfen diese nur führen, wenn keine öffentliche Apotheke in der Nähe ist. Die Variable der Hausapotheke könnte damit auch ein Indikator für geografische Abgeschiedenheit und erschwerten Zugang zu medizinischer Versorgung sein. Damit könnten AllgemeinmedizinerInnen mit Hausapotheke eine heterogenere PatientInnen-Population haben und häufiger mit Krankheitsbildern konfrontiert werden, die Antibiotika-Verordnungen erfordern. Beispielsweise ist es denkbar, dass in ländlicheren Gegenden ein höherer Anteil der Bevölkerung handwerklichen Berufen nachgeht und damit zusammenhängende Berufs-Verletzungen, die anschließend mit Antibiotika behandelt werden, ein häufiger auftretendes Krankheitsbild bei ÄrztInnen mit Hausapotheken sind. Es wurde versucht, der Problematik mittels des konstruierten Urbanisierungsgrads gerecht zu werden. Damit kann aber nicht für eine etwaige Variation innerhalb eines Bezirks kontrolliert werden. Daher muss der Hausapotheken-Effekt mit Vorsicht interpretiert werden. Da der Effekt aber, selbst wenn für den Urbanisierungsgrad kontrolliert wird, hochsignifikant ist, ist das nichtsdestotrotz ein Hinweis (im Einklang mit umfangreicher internationaler Literatur), dass ÄrztInnen dazu tendieren, Nachfrage zu induzieren, wenn dafür finanzielle Anreize bestehen.

Für die Anzahl der **jährlichen Konsultationen** zeigte sich eine signifikante positive Korrelation mit der Verschreibungsrate. Hier sei nochmals angemerkt, dass durch die Konstruktion der Verschreibungsrate die Anzahl der Antibiotika-Abgaben bereits auf die jährlichen Konsultationen normiert ist. Der positive Effekt der jährlichen Konsultationen bedeutet daher, dass mit höheren Anzahlen an jährlichen Konsultationen mehr

Antibiotika-Verordnungen pro 1.000 Konsultationen einhergehen. Eine mögliche Erklärung dafür wäre, dass ÄrztInnen mit höherem PatientInnen-Aufkommen weniger Zeit pro Konsultation aufwenden und dies mit rascherem Antibiotika-Verschreiben kompensieren. ÄrztInnen, die mehr Zeit mit den PatientInnen verbringen, involvieren die PatientInnen möglicherweise mehr in die Entscheidungsfindung und finden im Gespräch Alternativen zu Antibiotika-Verschreibungen. Diese Annahme wird von der Literatur gestützt. Lundkvist et al. (2002) beispielsweise beschreiben, dass bei Konsultationen, in denen die PatientInnen unzufrieden sind mit der Zeit, die die/der MedizinerIn mit Zuhören verbracht hat, eher Antibiotika verschrieben werden. Ähnlich zu den dargestellten Ergebnissen finden auch Wang et al. (2009) höhere Verschreibungsraten für Praxen mit kürzeren Konsultations-Zeiten.

**Demografische Charakteristika** und **Morbiditäts**-Charakteristika einzubeziehen war ein Ansatz, um die Krankheitslast und die Versorgungsbedürfnisse der PatientInnen zu berücksichtigen. Der Anteil der Konsultationen mit Diabetes-PatientInnen zeigte einen positiven Zusammenhang, je höher also der Anteil der schwer kranken PatientInnen (ChronikerInnen) ist, desto häufiger verschreiben ÄrztInnen Antibiotika. Ähnlich dazu zeigen Wang et al. (2009) in ihrer Analyse einen positiven Effekt des Anteils der chronisch Kranken auf das Verschreiben. Auch für den Anteil der Konsultationen mit PatientInnen unter 15 Jahren ergab sich ein positiver Effekt. Das ist nachvollziehbar, da Kinder besonders häufig unter Infektionskrankheiten leiden und diese wiederum sehr häufig mit Antibiotika behandelt werden (z. B. Di Martino et al., 2017). Dass der Anteil der älteren PatientInnen negativ mit der Verschreibungsrate korreliert, wirkt zunächst überraschend. Ältere Personen haben generell einen schlechteren Gesundheitsstatus und benötigen häufiger medizinische Versorgung, darunter Medikation. Der festgestellte Zusammenhang ist aber erklärbar: es ist wahrscheinlich, dass ältere Personen ÄrztInnen häufiger für nicht antibiotika-relevante Anliegen aufsuchen (beispielsweise Bluthochdruck). Dass damit der Anteil der älteren PatientInnen negativ auf die Anzahl der Verordnungen pro 1.000 Konsultationen einwirkt, scheint nachvollziehbar.

In Betrachtung des **Urbanisierungsgrads** wurden niedrigere Verschreibungsraten in überwiegend urbanen Bezirken beobachtet. Stedman et al. (2020) finden auch höhere Verschreibungsraten in abgeschiedeneren Lagen. ÄrztInnen in urbanen Gegenden haben leichteren Zugang zu Weiterbildungsangeboten und bessere Vernetzungsmöglichkeiten zum Austausch mit KollegInnen. Das könnte mit einem stärkeren Bewusstsein für evidenzbasierte Medizin und guidelinekonformes Verschreiben verbunden sein.

Bezüglich der **Versorgungsdichte** wurde ein positiver Zusammenhang zwischen der Verschreibungsrate und der Vertrags-FachärztInnen-Dichte im Bezirk des Praxisstandorts beobachtet. Sind mehr FachärztInnen in der Nähe der PatientInnen, ist es für diese leichter, für fachspezifische Anliegen eine/n SpezialistIn aufzusuchen. Damit kommt ein

höherer Anteil der PatientInnen mit allgemeinmedizinischen Anliegen, wie etwa Infektionen, zu den AllgemeinärztInnen, wodurch eine höhere Antibiotika-Verschreibungsrate erklärt werden könnte.

Wenn das Modell mit den angeführten Variablen spezifiziert wird, können 15,8 Prozent der gesamten Variation im Verschreibungsverhalten zwischen den ÄrztInnen erklärt werden. Das spricht für einen ärztInnen-spezifischen Effekt, also einen individuellen Behandlungsstil, der nicht durch die beobachteten Variablen erklärt werden kann. Das würde implizieren, dass ÄrztInnen einen eigenen, individuellen Behandlungsstil hinsichtlich des Antibiotika-Verschreibungsverhaltens entwickeln, wobei manche ÄrztInnen einen eher sparsamen Stil und andere einen eher extensiven Stil haben. Dieser Behandlungsstil könnte von zahlreichen unbeobachteten, beziehungsweise nicht beobachtbaren Faktoren beeinflusst sein, wie etwa von (beruflicher) Sozialisation, Stressfaktoren im Praxisalltag, Einstellungen, Wahrnehmung der Bedeutsamkeit von evidenzbasierter Medizin oder Bewusstsein für die Problematik von Antibiotika-Resistenzen. Dabei muss allerdings beachtet werden, dass im angeführten Modell der tatsächliche Gesundheitszustand der PatientInnen nicht vollständig abgebildet werden konnte und nur mit demografischen Merkmalen und einem Morbiditäts-Indikator approximiert werden konnte. Wang et al. (2009) analysieren Antibiotika-Verschreibungen von AllgemeinmedizinerInnen im Vereinigten Königreich und gehen mit einem ähnlichen Ansatz vor wie in der vorliegenden Studie. Sie können dabei mit ärztInnen-spezifischen Charakteristika und Charakteristika der PatientInnen-Populationen 17,2 Prozent der Variation von standardisierten Antibiotika-Verschreibungsvolumina erklären. Das bekräftigt die Validität unserer Analysen.

## 5.2 Limitationen

Als erste Limitation ist anzuführen, dass die konstruierte Verschreibungsrate nicht alle ausgestellten Antibiotika-Verordnungen der ÄrztInnen abbilden kann. Erstens können PatientInnen ein Rezept erhalten, sich dann aber entscheiden, das Rezept nicht einzulösen. Diese ausgestellten Verordnungen werden damit nicht in den Daten erfasst. Die dargestellte Antibiotika-Verschreibungsrate kann also mitunter durch die Bereitschaft der PatientInnen, das verordnete Rezept einzulösen, beeinflusst sein, was aber mit Abrechnungsdaten nicht erfasst werden kann. Um ein potenzielles Selektionsproblem (PatientInnen-Populationen unterscheiden sich in der Bereitschaft, ein Rezept einzulösen) zu vermeiden, könnte beispielsweise eine zweistufige Heckman-Korrektur herangezogen werden. Wird angenommen, dass das Einlöse-Verhalten der PatientInnen nicht stark über die ÄrztInnen hinweg variiert, dann stellt das aber kein Problem für die Analyse dar. Zweitens wurden die Antibiotika-Abgaben unter der RezGeb von der Analyse ausgeschlossen, um Verzerrungen zu vermeiden. Da keine Abgaben unter der RezGeb

berücksichtigt sind, kann die Verschreibungsrate nicht mit ihrem absoluten Wert sinnvoll interpretiert werden, sondern muss als Verschreibe-Neigung verstanden werden, die in Relation zu anderen ÄrztInnen interpretiert wird.

Eine weitere Limitation betrifft die Daten zum Gesundheitszustand der PatientInnen-Population. Mit den verfügbaren Daten war es nicht möglich, den tatsächlichen Gesundheitszustand der PatientInnen abzubilden. Um dem entgegenzuwirken, wurde ein Morbiditätsindikator (Anteil der DiabetikerInnen) und die demografische Zusammensetzung der PatientInnen-Population berücksichtigt. Im österreichischen Gesundheitssystem werden im niedergelassenen Bereich keine Diagnosen dokumentiert, es wäre also aktuell nicht möglich, zusätzliche gesundheitspezifische Informationen der PatientInnen zu inkludieren. Sollte der Gesundheitszustand der PatientInnen mit anderen erklärenden Variablen korrelieren, könnten die angegebenen Effekte verzerrt sein. Pouwels et al. (2018) entschärfen diese Bedenken allerdings. Sie inkludieren in ihrer Analyse verschiedene Komorbiditäts-Indikatoren und zeigen, dass diese keinen großen Anteil der Antibiotika-Verschreibe-Variation über ÄrztInnen hinweg erklären können.

Mit der vorliegenden Analyse ist es darüber hinaus nicht möglich, Aussagen über die Qualität der Verschreibungen zu machen. Einige Studien zum Antibiotika-Verschreibungsverhalten untersuchen den Behandlungsstil für bestimmte Indikationen (beispielsweise Infektionskrankheiten) und können damit Aussagen über die Angemessenheit von Verschreibungen machen (z. B. Nowakowska et al., 2019; Pouwels et al., 2018). Andere Studien setzen das Verschreiben mit Guideline-Konformität in Relation und können so die Qualität des Verschreibens beurteilen (z. B. Björkman et al., 2013; Frost et al., 2018). Mit administrativen Daten allein sind derartige Analysen nicht möglich, da im niedergelassenen Bereich keine Diagnosen dokumentiert werden. Außerdem handelt es sich bei den Studien zu indikationsspezifischen Untersuchungen teilweise um prospektive Studien; auch das kann mit Routinedaten nicht erreicht werden. Wie in Österreich werden auch in Frankreich im niedergelassenen Bereich keine Diagnosen dokumentiert. Um trotzdem Aussagen über die Qualität des Antibiotika-Verschreibens zu machen, entwickeln Thilly et al. (2020) Qualitätsindikatoren, die mit Routine-Daten konstruiert werden können. Für die weitere Untersuchung des Antibiotika-Verschreibe-Verhaltens im niedergelassenen Bereich in Österreich wäre eine derartige Untersuchung von Qualitätsindikatoren von Interesse.

Seitens des DVSV wurden auch Daten auf Ebene der Antibiotika-PatientInnen bereitgestellt. Ursprünglich wurde angestrebt, auch diese Daten zu analysieren und mittels eines Mehr-Ebenen-Modells auf drei Ebenen (PatientInnen geclustert bei ÄrztInnen geclustert in Bezirken) zu untersuchen. Das kann allerdings nur bewerkstelligt werden, wenn über die PatientInnen hinweg eine Variation in der Outcome-Variable besteht. Angedacht war deshalb die Untersuchung der pro Jahr abgegebenen Antibiotika-Packungen auf Ebene

der PatientInnen. Dabei gab es allerdings nicht ausreichend Variation, um Unterschiede analysieren zu können. Der Großteil der PatientInnen hatte lediglich eine Antibiotika-Abgabe pro Jahr, wodurch Unterschiede nicht analysierbar waren. Alternativ könnte man Antibiotika- mit Nicht-Antibiotika-PatientInnen vergleichen; dafür wären aber Daten zu allen PatientInnen bei Vertrags-AllgemeinärztInnen nötig. In Anbetracht der Datenmengen und des verbundenen Aufwands scheint das aber nicht angemessen.

Des Weiteren war eine Analyse der Subgruppe ganzjährig von der RezGeb befreiter PatientInnen angedacht. Damit sollte für diese Untergruppe ein Sample untersucht werden, für das alle abgegebenen Antibiotika in den Daten erfasst sind. Dabei stellte sich allerdings die Konstruktion der abhängigen Variablen als problematisch heraus. Als abhängige Variable wurden die Abgaben pro 1.000 Konsultationen definiert. Würde man das gleiche für die Subgruppe machen, so wären die Abgaben der befreiten PatientInnen den Konsultationen aller PatientInnen gegenübergestellt. Mit unterschiedlichen Anteilen an befreiten PatientInnen an der gesamten PatientInnen-Population gehen damit automatisch unterschiedliche Verschreibungsraten einher. Um die Verschreibungsrate für die Subgruppe sinnvoll zu konstruieren, wären also auch die Konsultationen mit ganzjährig befreiten PatientInnen pro VAm von Nöten; diese waren allerdings nicht verfügbar.

Als finale Limitation sei hier nochmals eindringlich auf die Datenproblematiken, die im Analyse-Teil ausgeführt wurden, hingewiesen. Es wurden in der Analyse der Daten mehrere Unschlüssigkeiten entdeckt, die teilweise auch in Rücksprache mit dem DSVS nicht geklärt werden konnten. Gerade wenn gesundheitspolitisch relevante Schlussfolgerungen aus Routine-Daten abgeleitet werden sollen, müssen die Daten aber belastbar sein beziehungsweise müssen Unstimmigkeiten erklärbar sein. Zusammenfassend werden hier daher die identifizierten Problematiken bei den Daten aufgelistet:

- Anzahl der Heilmittel-PatientInnen für VAm verfügbar, aber Anzahl der E-Card-PatientInnen für VAm nicht verfügbar; bzw. Anzahl der Heilmittel-PatientInnen für VAm größer als Anzahl der E-Card-PatientInnen für VAm  
*Wahrscheinliche Erklärung:* Ein Vertragskonstrukt bei dem ein VAm einen kurativen Vertrag mit einem Versicherungsträger mit geringer PatientInnen-Population und zusätzlich einen Rezeptur-Vertrag mit einem Versicherungsträger mit großer PatientInnen-Population hat. Damit sind die Heilmittel-PatientInnen nicht unbedingt eine Teilmenge der E-Card-PatientInnen, wodurch die Anzahl der Heilmittel-PatientInnen größer sein kann als jene der E-Card-PatientInnen.  
*Folge:* Bei ÄrztInnen mit diesem Vertragskonstrukt können Heilmittel-PatientInnen und E-Card-PatientInnen nicht in Relation gesetzt werden.
- Unstimmigkeit bei Verschreibungsdaten insbesondere bei Gruppenpraxen. In einigen Fällen sind VAm jährliche Konsultationszahlen von mehreren Tausend

jedoch weniger als 50 Antibiotika-Verschreibungen zugeordnet. Das betrifft einen großen Teil der Gruppenpraxen und sehr wenige Einzelpraxen.

*Mögliche Erklärung:* Abrechnung von Konsultations- und Heilmittel-Abrechnungen könnte über unterschiedliche VPNR erfolgen.

*Folge:* Gruppenpraxen können bezüglich der Antibiotika-Verschreibungen nicht sinngemäß analysiert werden.

- Datenpunkte preislich unter der RezGeb, aber ohne Befreiung. Da Personen ohne RezGeb-Befreiung Medikamente preislich unter der RezGeb selbst bezahlen müssen, sollten diese nicht in den Abrechnungsdaten aufscheinen (Das ist aber teilweise der Fall.).

*Erklärung:* Dies geschieht für Abgaben, die aufgrund zusätzlicher Leistungen die RezGeb überschritten. Das kann beispielsweise passieren, wenn die Nachttaxe verrechnet wird oder ein antibiotischer Saft in der Apotheke abgemischt wird. Dafür fallen zusätzliche Posten an, die somit den Preis der Abgabe über die RezGeb bringen. In den vorliegenden Abrechnungsdaten sind allerdings nur die Positionen mit der ATC-Zuordnung J01 enthalten.

*Folge:* In dieser Analyse wurden zur Vereinheitlichung alle Abgaben preislich unter der RezGeb ausgeschlossen.

- Identische Abrechnungszeilen, unterschiedlicher Befreiungsstatus. In den Abrechnungsdaten sind in minimalem Umfang identische Abrechnungszeilen (PatientIn, VAm, Abgabedatum und Pharmanummer) enthalten, die sich nur durch den Befreiungsstatus unterscheiden (betrifft nur 100 von rund 2,5 Millionen Zeilen).

*Folge:* Betreffende Zeilen wurden im Rahmen dieser Analyse ausgeschlossen.

## 6 Fazit

Im Rahmen der vorliegenden Studie wurde das Antibiotika-Verschreibungsverhalten von österreichischen Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen untersucht. Dabei wurden starke Unterschiede zwischen ÄrztInnen im Verschreibungsverhalten, quantifiziert durch eine standardisierte Antibiotika-Verschreibungsrate, beobachtet. Gemessen mit der Anzahl der Antibiotika-Verordnungen (die in der [Haus-]Apotheke eingelöst wurden) über der RezGeb pro 1.000 Konsultationen wurde eine 2,7-fache Differenz zwischen den meist-verordnenden 10 Prozent und den geringst-verordnenden 10 Prozent festgestellt.

Auch international wurde Praxisvariation in Form von Variation im Antibiotika-Verschreibungsverhalten bereits vielfach festgestellt (z. B. Akkerman et al., 2005; Pouwels et al., 2018; Pulcini et al., 2013b; Steinman et al., 2003). Die vorliegende Studie ist unserer Kenntnis nach die erste, die Behandlungsvariation im Antibiotika-Verschreibungsverhalten in Österreich auf Ebene der ÄrztInnen untersucht und Einflussfaktoren derselben analysiert. Um Faktoren zu identifizieren, die mit dieser Behandlungsvariation in Verbindung stehen, und deren individuelle Einflüsse zu separieren, wurde die ökonometrische Methode der Regressionsanalyse herangezogen. Dabei wurden signifikante Zusammenhänge mit der Antibiotika-Verschreibungsrate für mehrere Variablen festgestellt. Mit hohen Verschreibungsraten war verbunden: das Führen einer Hausapotheke, ÄrztInnen-Altersgruppen über 45, ÄrztInnen-Geschlecht weiblich, höhere Anzahlen an jährlich durchgeführten Konsultationen, höhere Anteile an Konsultationen mit Diabetes-PatientInnen, höhere Anteile an Konsultationen mit jungen PatientInnen, niedrigere Anteile an Konsultationen mit älteren PatientInnen, ländlicher Praxisstandort und höhere Vertrags-FachärztInnen-Dichte im Bezirk des Praxisstandorts. Während ein Einfluss mancher dieser Variablen gerechtfertigt scheint (Demografie und Morbidität der PatientInnen) deuten andere Variablen auf eine möglicherweise nicht erwünschte Variation im Verschreibungsverhalten hin (Hausapotheke, jährliche Konsultationen).

Die Ergebnisse zu den Hausapotheken legen nahe, dass finanzielle Anreize für das Verschreiben eine Überversorgung mit Antibiotika begünstigen können. Mit dem aktuellen Vergütungssystem besteht für VertragsärztInnen kein finanzieller Anreiz, mehr Antibiotika zu verordnen als medizinisch indiziert; im Gegensatz dazu besteht für hausapotheken-führende ÄrztInnen sehr wohl ein finanzieller Anreiz, da der Verkauf von Medikamenten zum Einkommen beiträgt. Allerdings müssen diese Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden. Mit der dargelegten Analyse können keine Kausalzusammenhänge untersucht werden. Außerdem muss berücksichtigt werden, dass der Indikator Hausapotheke nicht nur den finanziellen Anreiz abbildet, sondern auch zu einem gewissen Grad die geografische Lage (innerhalb eines Bezirks) und damit verbunden auch die Versorgungsdichte und die Zusammensetzung der PatientInnen-Population. Daher ist es

denkbar, dass sich die PatientInnen-Populationen der hausapotheken-führende ÄrztInnen über die in dieser Studie abgebildeten Merkmale hinaus unterscheiden. Beispielsweise könnten in besonders ländlichen Regionen Berufsgruppen überwiegen, mit denen Berufsverletzungen, die einer Behandlung mit Antibiotika bedürfen, einhergehen (z. B. Bauern). Auch die Versorgungsdichte könnte sich innerhalb eines Bezirks unterscheiden und in Gegenden, wo hausapotheken-führende ÄrztInnen niedergelassen sind, geringer sein. Diese beschriebenen Faktoren sind unter Umständen in der Variable Hausapotheken abgebildet, was eine Überschätzung des Einflusses des finanziellen Anreizes bedeuten würde.

Nichtsdestotrotz erachten wir es auch vor dem Hintergrund der internationalen Literatur als möglich und wahrscheinlich, dass der finanzielle Anreiz zum Verschreiben durch eine Hausapotheke gegeben ist und eine fallweise angebotsinduzierte Nachfrage denkbar ist. Dies entspricht nicht dem Anspruch, gleiche Versorgungsqualität für alle PatientInnen zu gewährleisten. Wird aber angenommen, dass ÄrztInnen in ihrem Verschreibungsverhalten tatsächlich responsiv auf finanzielle Anreize reagieren, kann das auch genutzt werden, um die Verschreibe-Qualität zu steigern. Mit einem performance-basierten Vergütungsmodell könnte das ärztliche Einkommen an die Verschreibe-Qualität gekoppelt werden. Ein performance-basiertes Vergütungsmodell wurde beispielsweise 2015 im Vereinigten Königreich für Antibiotika-Verordnungen eingeführt: das *Quality Premium Scheme*. Es bietet finanzielle Anreize für „gutes“ Verschreibungsverhalten<sup>14</sup> und führte zu einer Reduktion der gesamten Antibiotika-Verordnungen (Anyanwu et al., 2020). Finanzielle Anreize wurden dabei für eine Reduktion der gesamten Antibiotika-Verschreibungen sowie des Anteils der Breitband-Antibiotika gesetzt (NHS England, 2015). Neben diesen Maßgaben könnten weitere, rein auf Administrativ-Daten beruhende Qualitätsindikatoren konstruiert und herangezogen werden, wie Thilly et al. (2020) das für Frankreich entwickeln und vorschlagen.

ÄrztInnen mit höheren Anzahlen an jährlichen Konsultationen tendieren dazu, mehr Antibiotika pro 1.000 Konsultationen zu verordnen. In der internationalen Literatur werden vergleichbare Effekte beobachtet: Gjelstad et al. (2009) zeigen höhere Verschreibungsraten für ÄrztInnen mit hohen PatientInnen-Zahlen auf. Eine schwedische Studie bietet einen möglichen Erklärungsansatz: PatientInnen-Unzufriedenheit mit der Zeit, die ÄrztInnen mit Zuhören verbringen, ist verbunden mit höheren Verschreibungsraten. Die Autoren schließen daraus, dass Antibiotikaverschreibungen durch mehr Zeit im PatientInnenkontakt möglicherweise reduziert werden könnten (Lundkvist et al., 2002).

---

<sup>14</sup> Im Quality Premium Scheme erhalten *Clinical Commissioning Groups* für die Erfüllung bestimmter definierter Indikatoren eine Prämie. Antibiotika-Verordnungen bilden einen Teil des Schemas. Die Höhe der Prämie ist abhängig davon, wie viele der definierten Indikatoren erfüllt werden. Die im Jahr 2015 eingeführten antibiotika-betreffenden Zielvorgaben lauteten wie folgt: Reduktion der gesamten Antibiotika-Verordnungen um 1 Prozent; Reduktion des Anteils der Breitband-Antibiotika um 10 Prozent. Die Zielvorgaben des Quality Premiums ändern sich jährlich. (NHS England, 2015)

Mit dem österreichischen Vergütungssystem, durch das VertragsärztInnen pauschal pro Konsultation abgegolten werden, kann Druck entstehen, möglichst viele PatientInnen-Kontakte durchzuführen und diese schnell „abzufertigen“. Sollten Antibiotika-Verordnungen als Substitut zum ärztlichen Gespräch herangezogen werden, würde das eine unbeabsichtigte Auswirkung (die Bedenken zur PatientInnen-Gesundheit weckt) des Vergütungsmodells darstellen. Die vorliegende Studie lässt diesbezügliche Rückschlüsse zum ärztlichen Verschreibungsverhalten jedoch nicht zu; es kann hier lediglich ein Zusammenhang zwischen den jährlichen Konsultationszahlen und der Verschreibungsrate aufgezeigt werden.

Die Beobachtung, dass ÄrztInnen ab 45 Jahren mehr Antibiotika verordnen als ihre KollegInnen unter 45 Jahren könnte mit den im Medizinstudium vermittelten Inhalten und der vergangenen Zeit seit der Ausbildung zusammenhängen. Gleich zu den Ergebnissen dieser Studie werden auch in der internationalen Literatur höhere Verschreibungsraten für ältere ÄrztInnen (Wang et al., 2009) und jene, bei denen die Ausbildung weiter zurückliegt (Akkerman et al., 2005), festgestellt. Würde die Gruppe der 45- bis 64-Jährigen Antibiotika ebenso verordnen wie die Gruppe der 30- bis 45-Jährigen, könnten jährlich etwa 870.000 Euro für die Sozialversicherung anfallende Kosten eingespart werden. Wir vermuten, dass die Problematik der Antibiotika-Resistenzen heute einen höheren Stellenwert in der medizinischen Ausbildung einnimmt als vor 20 oder 30 Jahren. Eine Bewusstseins-schaffung für diese Thematik und die Relevanz für die Bevölkerungsgesundheit scheint uns daher von großer Bedeutung.

Mit dem gewählten ökonometrischen Modell konnten 15,8 Prozent der Variation im Verschreibungsverhalten zwischen den ÄrztInnen im Sample erklärt werden. Das legt nahe, dass es einen ärztInnen-individuellen Behandlungsstil gibt, der nicht durch die demografische Zusammensetzung und Morbidität der PatientInnen-Population oder durch persönliche und Praxis-Charakteristika erklärt werden kann. Dieser Behandlungsstil meint eine individuelle Tendenz zu verschreiben und weist darauf hin, dass es ÄrztInnen gibt, die, unabhängig von der medizinischen Indikation, tendenziell mehr Antibiotika verschreiben als andere. Das könnte durch unbeobachtete Einflussfaktoren, wie etwa die Einstellung zu evidenzbasierter Medizin oder das Bewusstsein für die Problematik der Antibiotika-Resistenzen, determiniert sein. Diese Ergebnisse werden von der internationalen Literatur gestützt. Auch in anderen Gesundheitssystemen kann oft nur ein geringer Anteil der Variation im Verschreibungsverhalten durch PatientInnen- und ÄrztInnen-Charakteristika erklärt werden (z. B. Gerber et al., 2015; Gill & Roalfe, 2001; Wang et al., 2009). Selbst unter Einbezug des individuellen Krankheits-Schweregrads können patientInnen-spezifische Faktoren nur bedingt zur Erklärung beitragen (Stuart et al., 2020).

In Theorie und Empirie wird darauf hingewiesen, dass insbesondere bei Vorherrschen von Unsicherheit hinsichtlich der angemessenen Behandlung Unterschiede zwischen

den von ÄrztInnen gewählten Behandlungsansätzen bestehen (Folland & Stano, 1989; Westert & Groenewegen, 1999). Außerdem besteht bei fehlender Klarheit zu Behandlungsrichtlinien ein höherer Spielraum für ÄrztInnen, die Nachfrage der PatientInnen zu induzieren (Chandra et al., 2012, S. 402f.) oder PatientInnen-Wünschen, eine Antibiotika-Verordnung als Behandlung zu erhalten, nachzukommen (Lundkvist et al., 2002). Es scheint uns daher von Dringlichkeit, bei klinischen Richtlinien, insbesondere zu sehr häufig mit Antibiotika behandelten Indikationen wie Atemwegserkrankungen, nachzuschärfen und eine klare Kommunikation der Richtlinien zu gewährleisten. Vor allem in Anbetracht der Tatsache, dass Antibiotika zu den meist-verordneten Medikamenten gehören (2019 war J01 die achthäufigste Wirkstoffgruppe), ist es wichtig, auf die Relevanz von klinischen Guidelines aufmerksam zu machen und das Bewusstsein dafür zu stärken.

Zusammenfassend identifizieren wir folgende Handlungsempfehlungen:

- Bewusstseinsbildung rationale Verschreibung: Es gibt im österreichischen niedergelassenen Bereich deutliche Variation hinsichtlich des Antibiotika-Verschreibeverhaltens. Neben PatientInnen- und ÄrztInnen- bzw. Praxis-Charakteristika scheint es individuelle Behandlungsstile zu geben. Die Literatur führt das unter anderem auf fehlende Klarheit bezüglich der angemessenen Behandlung zurück. Daher sollte die Relevanz von evidenzbasierter Medizin hervorgehoben werden und insbesondere Bewusstsein für die Problematik unerwünschter Wirkungen von Antibiotika und Resistenzenbildung geschaffen werden. Diese sollen durch rationale Verschreibung minimiert bzw. in ihrer Kosten-Nutzenrelation optimiert werden. Eine diesbezügliche Bewusstseinsbildung ist sowohl bei PatientInnen wichtig (diese können das ärztliche Verschreibeverhalten durch eigene Wünsche beeinflussen), als auch bei ÄrztInnen. Die Analyse der Alterskategorien zeigt, dass ÄrztInnen ab 45 Jahren mehr Antibiotika verschreiben als ÄrztInnen unter 45 Jahren, was ein Aus- und Fortbildungsthema sein könnte. Daher ist die Bewusstseinsbildung für Antibiotikaresistenzen vor allem bei ÄrztInnen ab 45 Jahren von Bedeutung.
- Diagnosekodierung im niedergelassenen Bereich: Aufgrund der aktuellen Datenverfügbarkeit sind Aussagen über die Behandlungsqualität kaum möglich. Das Verschreibeverhalten kann in Abhängigkeit der Charakteristika der PatientInnen-Population untersucht werden; nicht aber mit der Diagnose in Verbindung gebracht werden. Eine Diagnosekodierung im niedergelassenen Bereich könnte Analysen wie die vorliegende Studie bereichern, da neben demografischen Charakteristika für die tatsächliche Indikation kontrolliert werden könnte. Zur Analyse, ob eine Verschreibung den klinischen Guidelines entspricht, sind Informationen zur gestellten Diagnose nötig. Damit könnte besser abgeschätzt

werden, ob eine Verschreibung medizinisch notwendig war. Eine Diagnosecodierung wäre damit vorteilhaft, um die Qualität der Versorgung zu analysieren.

- Daten zu Medikamenten unter der Rezeptgebühr: Für die Versorgungsforschung in Österreich wäre die Erfassung von Daten zu Heilmittelabgaben unter der Rezeptgebühr von Relevanz. Derzeit sind Daten zu Verordnungen unter der Rezeptgebühr nur für jene PatientInnen vorhanden, die von der Rezeptgebühr befreit sind. Da sich die befreiten und nicht befreiten PatientInnen hinsichtlich ihres medizinischen Bedarfs und Gesundheitsverhaltens unterscheiden können, kann die fehlende Datenlage zu Verzerrungen (in nicht abschätzbarer Höhe) führen. Valide Aussagen können damit derzeit nur zu den Verordnungen über der Rezeptgebühr gemacht werden. Um allgemeingültige Aussagen zu Heilmittelabgaben in der Versorgungsforschung machen zu können, wären daher Daten unter der Rezeptgebühr wichtig.
- Weitere Studien zu Hausapotheken und Anzahl Konsultationen: In der vorliegenden Studie waren das Führen einer Hausapotheke und höhere jährliche Konsultationszahlen mit einer höheren Verschreibungsrate verbunden. Diese beobachteten Zusammenhänge könnten Indizien für induzierte Nachfrage bzw. Kompensationsverordnungen durch Zeitmangel sein; die vorliegende Analyse lässt allerdings keine Aussagen über tatsächliche Ursachen und Kausalitäten zu. Um hier Handlungsnotwendigkeiten empirisch fundiert zu identifizieren bedarf es weiterer Überprüfungen dieser Zusammenhänge. Konkret sollte in weiteren österreichischen Analysen zum Antibiotika-Verschreibeverhalten erstens die Rolle von Hausapotheken und deren finanziellem Verschreibe-Anreiz untersucht werden; zweitens sollte der Zusammenhang zwischen der Anzahl der Konsultationen und dem Verschreibeverhalten untersucht werden.
- Versorgungsforschung entlang dargestellter Methodik: Die vorliegende Studie untersuchte Praxisvariation am Beispiel der Antibiotika-Verschreibungen. Der hier ausgearbeitete Ansatz könnte analog für weitere Versorgungsforschung im österreichischen Kontext angewendet werden. Die hier aufgezeigte Methodik könnte beispielsweise für weitere Medikamentengruppen durchgeführt werden; ebenso könnten Prozeduren im niedergelassenen Bereich analysiert werden. Die gegenständliche Studie stellt damit ein Modell für Österreich vor, mit dem die Versorgungslandschaft im niedergelassenen Bereich analysiert werden kann.

## 7 Verzeichnisse

### 7.1 Abkürzungsverzeichnis

ÄAVE	Ärztliche Ambulante Versorgungseinheiten
ATC	Anatomisch-Therapeutisch-Chemisches Klassifikationssystem
DDD	Defined Daily Dose
DVSV	Dachverband der Sozialversicherungsträger
IKK	Intraklassen-Korrelationskoeffizient
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
RezGeb	Rezeptgebühr (im Fließtext)
RG	Rezeptgebühr (in Grafiken)
STAR-PU	Specific Therapeutic group Age-Sex weightings-Related Prescribing Units
VAm	Vertrags-AllgemeinmedizinerInnen
VIF	Variation inflation factor
VPNR	Vertragspartnernummer

## 7.2 Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Literatur-Auswahlprozess.....	18
Abbildung 2: Beziehungen der Datensätze.....	29
Abbildung 3: Antibiotika-Verordnungen & Konsultationen je Vertragspartner nach Praxisform, 2019 .....	33
Abbildung 4: Antibiotika-Verordnungen & Konsultationen je Vertragspartner (Gruppenpraxen), 2019 .....	34
Abbildung 5: Anzahl der ÄrztInnen mit Hausapotheke nach politischen Bezirken, 2019.....	37
Abbildung 6: Urbanisierungsgrad der politischen Bezirke (Bevölkerungszahlen 2017) .....	39
Abbildung 7: VertragsärztInnen-Dichte nach politischen Bezirken (ÄrztInnen-Zahlen 2018, Bevölkerungszahlen 2017).....	40
Abbildung 8: Empirische und theoretische Verteilungen Antibiotika-Verschreibungsrate, 2019	47
Abbildung 9: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Altersgruppen und Geschlecht d. VAm .....	53
Abbildung 10: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Altersgruppe d. VAm; Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Geschlecht d. VAm .....	54
Abbildung 11: Mediane Antibiotika-Verschreibe-Rate (Verordnungen > RezGeb pro 1.000 Konsultationen pro VAm) nach Bezirken .....	55
Abbildung 12: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Urbanisierungsgrad und Geschlecht .....	56
Abbildung 13: Residuenanalyse Modell 1.....	63
Abbildung 14: Residuenanalyse Modell 2.....	64

## 7.3 Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: persönliche und Praxis-Charakteristika der VAm, 2019 .....	36
Tabelle 2: Jährliche Konsultationen und Demografie d. PatientInnen-Population, 2019.....	38
Tabelle 3: Antibiotika-Verschreibungen pro VAm, 2019 .....	43
Tabelle 4: Variance Inflation Factor der unabhängigen Variablen .....	51
Tabelle 5: bivariate Korrelationen zwischen Verschreibe-Rate und erklärenden Variablen .....	57
Tabelle 6: Regressionsergebnisse Haupt-Modell.....	62
Tabelle 7: Regressionsergebnisse Zusatz-Modell .....	66
Tabelle 8: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 1–2 .....	70
Tabelle 9: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 3–4 .....	71
Tabelle 10: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analysen 5–6 .....	72
Tabelle 11: Regressionsergebnisse Sensitivitäts-Analyse 7 .....	73

## 7.4 Literaturverzeichnis

- Ackerman, S. L., Gonzales, R., Stahl, M. S., & Metlay, J. P. (2013). One size does not fit all: Evaluating an intervention to reduce antibiotic prescribing for acute bronchitis. *BMC Health Services Research*, *13*, 462. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-13-462>
- Ahammer, A., & Schober, T. (2020). Exploring variations in health-care expenditures—What is the role of practice styles? *Health Economics*, *29*(6), 683–699. <https://doi.org/10.1002/hec.4011>
- Akkerman, A. E., Kuyvenhoven, M. M., van der Wouden, J. C., & Verheij, T. J. M. (2005). Prescribing antibiotics for respiratory tract infections by GPs: Management and prescriber characteristics. *The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners*, *55*(511), 114–118.
- Akoglu, H. (2018). User's guide to correlation coefficients. *Turkish Journal of Emergency Medicine*, *18*(3), 91–93. <https://doi.org/10.1016/j.tjem.2018.08.001>
- Andersen, R. M. (1968). *Behavioral Model of Families' Use of Health Services* [Research Series No. 25. Chicago]. Center for Health Administration Studies, University of Chicago.
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, *36*(1), 1–10.
- Anyanwu, P. E., Pouwels, K., Walker, A., Moore, M., Majeed, A., Hayhoe, B. W. J., Tonkin-Crine, S., Borek, A., Hopkins, S., Mcleod, M., & Costelloe, C. (2020). Investigating the mechanism of impact and differential effect of the Quality Premium scheme on antibiotic prescribing in England: A longitudinal study. *BJGP Open*. <https://doi.org/10.3399/bjgpopen20X101052>
- Austin, P. C., Goel, V., & van Walraven, C. (2001). An Introduction to Multilevel Regression Models. *Canadian Journal of Public Health*, *92*(2), 150–154. <https://doi.org/10.1007/BF03404950>
- Bachner, F., Bobek, J., Habimana, K., Ladurner, J., Lepuschütz, L., Ostermann, H., Lukas, R., Schmidt, A., Zuba, M., Quentin, W., & Winkelmann, J. (2018). *Austria: Health system review* (Vol. 20 No. 3; Health Systems in Transition). European Observatory on Health Systems and Policies.
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, *67*(1), 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>

- Bell, B. G., Schellevis, F., Stobberingh, E., Goossens, H., & Pringle, M. (2014). A systematic review and meta-analysis of the effects of antibiotic consumption on antibiotic resistance. *Infectious Diseases, 14*, 13. <https://doi.org/10.1186/1471-2334-14-13>
- Björkman, I., Berg, J., Viberg, N., & Stålsby Lundborg, C. (2013). Awareness of antibiotic resistance and antibiotic prescribing in UTI treatment: A qualitative study among primary care physicians in Sweden. *Scandinavian Journal of Primary Health Care, 31*(1), 50–55. <https://doi.org/10.3109/02813432.2012.751695>
- Brabers, A. E., Van Esch, T. E., Groenewegen, P. P., Hek, K., Mullenders, P., Van Dijk, L., & De Jong, J. D. (2018). Is there a conflict between general practitioners applying guidelines for antibiotic prescribing and including their patients' preferences? *Patient Preference and Adherence, 12*, 9–19. <https://doi.org/10.2147/PPA.S147616>
- Breyer, F., Zweifel, P. S., & Kifmann, M. (2003). Der Arzt als Anbieter medizinischer Leistungen. In F. Breyer, P. S. Zweifel, & M. Kifmann, *Gesundheitsökonomie* (S. 307–325). Springer Berlin Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-662-07481-7\\_8](https://doi.org/10.1007/978-3-662-07481-7_8)
- Busato, A., & Künzi, B. (2008). Primary care physician supply and other key determinants of health care utilisation: The case of Switzerland. *BMC Health Services Research, 8*(8), 288. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-8-8>
- Camenzind, P. A. (2012). Explaining regional variations in health care utilization between Swiss cantons using panel econometric models. *BMC Health Services Research, 12*, 62. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-12-62>
- Casqueiro, J., Casqueiro, J., & Alves, C. (2012). Infections in patients with diabetes mellitus: A review of pathogenesis. *Indian Journal of Endocrinology and Metabolism, 16*(7), 27. <https://doi.org/10.4103/2230-8210.94253>
- Chandra, A., Cutler, D., & Song, Z. (2012). Who Ordered That? The Economics of Treatment Choices in Medical Care. In *Handbook of Health Economics* (Bd. 2, S. 397–432). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00006-2>
- Ciofi degli Atti, M. L., Massari, M., Bella, A., Boccia, D., Filia, A., Salmaso, S., & SPES study group. (2006). Clinical, social and relational determinants of paediatric ambulatory drug prescriptions due to respiratory tract infections in Italy. *European Journal of Clinical Pharmacology, 62*(12), 1055. <https://doi.org/10.1007/s00228-006-0198-8>
- Clavenna, A., & Bonati, M. (2011). Differences in antibiotic prescribing in paediatric outpatients. *Archives of Disease in Childhood, 96*(6), 590–595. <https://doi.org/10.1136/adc.2010.183541>

- Cordoba, G., Siersma, V., Lopez-Valcarcel, B., Bjerrum, L., Llor, C., Aabenhus, R., & Makela, M. (2015). Prescribing style and variation in antibiotic prescriptions for sore throat: Cross-sectional study across six countries. *BMC Family Practice*, *16*, 7. <https://doi.org/10.1186/s12875-015-0224-y>
- data.gv.at. (2020). *Katalog Gliederung Österreichs in Gemeinden*. data.gv.at. - Open Data Österreich. [https://www.data.gv.at/katalog/dataset/stat\\_gliederung-osterreichs-in-gemeinden14f53](https://www.data.gv.at/katalog/dataset/stat_gliederung-osterreichs-in-gemeinden14f53)
- Di Martino, M., Lallo, A., Kirchmayer, U., Davoli, M., & Fusco, D. (2017). Prevalence of antibiotic prescription in pediatric outpatients in Italy: The role of local health districts and primary care physicians in determining variation. A multilevel design for healthcare decision support. *BMC Public Health*, *17*, 886. <https://doi.org/10.1186/s12889-017-4905-4>
- ECDC. (2020a). *Antimicrobial consumption in the EU/EEA – Annual Epidemiological Report 2019*. (S. 1–25) [Surveillance Report]. European Centre for Disease Prevention and Control.
- ECDC. (2020b). *Antimicrobial resistance in the EU/EEA (EARS-Net). Annual Epidemiological Report for 2019* (Annual Epidemiological Report). European Centre for Disease Prevention and Control. <https://www.ecdc.europa.eu/sites/default/files/documents/surveillance-antimicrobial-resistance-Europe-2019.pdf>
- Evans, R. G. (1974). *Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications* (M. Perlman, Hrsg.; S. 162–173). Palgrave Macmillan. [https://doi.org/10.1007/978-1-349-63660-0\\_10](https://doi.org/10.1007/978-1-349-63660-0_10)
- Filippini, M., Masiero, G., & Moschetti, K. (2009). Small area variations and welfare loss in the use of outpatient antibiotics. *Health Economics, Policy and Law*, *4*(1), 55–77. <https://doi.org/10.1017/S174413310800460X>
- Folland, S., & Stano, M. (1989). Sources of Small Area Variations in the Use of Medical Care. *Journal of health economics*, *8*, 85–107. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(89\)90010-6](https://doi.org/10.1016/0167-6296(89)90010-6)
- Frost, H. M., McLean, H. Q., & Chow, B. D. W. (2018). Variability in Antibiotic Prescribing for Upper Respiratory Illnesses by Provider Specialty. *The Journal of Pediatrics*, *203*, 76-85.e8. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2018.07.044>
- Gallelli, L., Ferreri, G., Colosimo, M., Pirritano, D., Guadagnino, L., Pelaia, G., Maselli, R., & De Sarro, G. B. (2002). Adverse drug reactions to antibiotics observed in two pulmonology divisions of Catanzaro, Italy: A six-year retrospective study. *Pharmacological Research*, *46*(5), 395–400. <https://doi.org/10.1016/S1043661802002104>

- Gerber, J. S., Prasad, P. A., Russell Localio, A., Fiks, A. G., Grundmeier, R. W., Bell, L. M., Wasserman, R. C., Keren, R., & Zaoutis, T. E. (2015). Variation in Antibiotic Prescribing Across a Pediatric Primary Care Network. *Journal of the Pediatric Infectious Diseases Society*, 4(4), 297–304. <https://doi.org/10.1093/jpids/piu086>
- Gidengil, C. A., Mehrotra, A., Beach, S., Setodji, C., Hunter, G., & Linder, J. A. (2016). What Drives Variation in Antibiotic Prescribing for Acute Respiratory Infections? *Journal of General Internal Medicine*, 31(8), 918–924. <https://doi.org/10.1007/s11606-016-3643-0>
- Gill, P. S., & Roalfe, A. (2001). Antibiotic prescribing by single handed general practitioners: Secondary analysis of data. *Journal of Clinical Pharmacy and Therapeutics*, 26(3), 195–199. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2710.2001.00345.x>
- Gjelstad, S., Dalen, I., & Lindbaek, M. (2009). GPs' antibiotic prescription patterns for respiratory tract infections—Still room for improvement. *Scandinavian Journal of Primary Health Care*, 27(4), 208–215. <https://doi.org/10.3109/02813430903438718>
- Goossens, H., Ferech, M., Stichele, R. V., Elseviers, M., & Group, for the E. P. (2005). Outpatient antibiotic use in Europe and association with resistance: A cross-national database study. *The Lancet*, 365, 579–587. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(05\)17907-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(05)17907-0)
- Göpffarth, D., Kopetsch, T., & Schmitz, H. (2016). Determinants of Regional Variation in Health Expenditures in Germany. *Health Economics*, 25(7), 801–815. <https://doi.org/10.1002/hec.3183>
- Grytten, J., & Sørensen, R. (2003). Practice variation and physician-specific effects. *Journal of Health Economics*, 22(3), 403–418. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(02\)00105-4](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(02)00105-4)
- Hope, E. C., Crump, R. E., Hollingsworth, T. D., Smieszek, T., Robotham, J. V., & Pouwels, K. B. (2018). Identifying English Practices that Are High Antibiotic Prescribers Accounting for Comorbidities and Other Legitimate Medical Reasons for Variation. *EClinicalMedicine*, 6, 36–41. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2018.12.003>
- Imanpour, S., Nwaiwu, O., McMaughan, D. K., DeSalvo, B., & Bashir, A. (2017). Factors associated with antibiotic prescriptions for the viral origin diseases in office-based practices, 2006–2012. *Journal of the Royal Society of Medicine Open*, 8(8), 1–8. <https://doi.org/10.1177/2054270417717668>
- IQVIA. (2020). IQVIA-Studie: Privatanteil & Rezeptgebührenbefreiung im Jahr 2019. *Informationen und Einblicke für neue Impulse im Gesundheitswesen*. [https://www.thehealthcare-prof.com/studierezept\\_0220/](https://www.thehealthcare-prof.com/studierezept_0220/)

- Janzek-Hawlat, S., Hinteregger, M., & Reichardt, B. (2016). *Seasonal variations of outpatient antibiotic use in Austria* (ISPOR 19th Annual European Congress). Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
- Jung, S., Sexton, M. E., Owens, S., Spell, N., & Fridkin, S. (2019). Variability of Antibiotic Prescribing in a Large Healthcare Network Despite Adjusting for Patient-Mix: Reconsidering Targets for Improved Prescribing. *Open Forum Infectious Diseases*, 6(2), ofz018. <https://doi.org/10.1093/ofid/ofz018>
- Keller, R. B., Largay, A. M., Soule, D. N., & Katz, J. N. (1998). Maine carpal tunnel study: Small area variations. *The Journal of Hand Surgery*, 23(4), 692–696. [https://doi.org/10.1016/S0363-5023\(98\)80057-9](https://doi.org/10.1016/S0363-5023(98)80057-9)
- Kopetsch, T., & Schmitz, H. (2014). Regional Variation in the Use of Ambulatory Services in Germany. *Health Economics*, 23(12), 1481–1492. <https://doi.org/10.1002/hec.3001>
- Lundkvist, J., Akerlind, I., Borgquist, L., & Mölsted, S. (2002). The more time spent on listening, the less time spent on prescribing antibiotics in general practice. *Family Practice*, 19(6), 638–640. <https://doi.org/10.1093/fampra/19.6.638>
- Madden, D., Nolan, A., & Nolan, B. (2005). GP reimbursement and visiting behaviour in Ireland. *Health Economics*, 14(10), 1047–1060. <https://doi.org/10.1002/hec.995>
- McGuire, T. G. (2000). Physician agency. In A. J. Culyer & J. P. Newhouse (Hrsg.), *Handbook of Health Economics* (1. Aufl., Bd. 1, S. 461–536). Elsevier.
- McNeish, D., & Kelley, K. (2019). Fixed effects models versus mixed effects models for clustered data: Reviewing the approaches, disentangling the differences, and making recommendations. *Psychological Methods*, 24(1), 20–35. <https://doi.org/10.1037/met0000182>
- Mikkelsen, K. H., Knop, F. K., Frost, M., Hallas, J., & Pottegård, A. (2015). Use of Antibiotics and Risk of Type 2 Diabetes: A Population-Based Case-Control Study. *The Journal of Clinical Endocrinology & Metabolism*, 100(10), 3633–3640. <https://doi.org/10.1210/jc.2015-2696>
- Mousquès, J., Renaud, T., & Scemama, O. (2010). Is the „practice style“ hypothesis relevant for general practitioners? An analysis of antibiotics prescription for acute rhinopharyngitis. *Social Science & Medicine* (1982), 70(8), 1176–1184. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.12.016>
- Munkerud, S. F. (2012). Decision-making in general practice: The effect of financial incentives on the use of laboratory analyses. *The European Journal of Health Economics*, 13(2), 169–180. <https://doi.org/10.1007/s10198-010-0295-6>

- NHS. (2020). *Average daily quantity of Hypnotics prescribed per Specific Therapeutic group Age-sex Related Prescribing Unit (STAR PU)*. NHS England. <https://www.nhs.uk/Scorecard/Pages/IndicatorFacts.aspx?MetricId=12030>
- NHS England. (2015). *Quality Premium: 2015/16 guidance for CCGs*. NHS England Contracts and Incentives Team. <https://www.england.nhs.uk/wp-content/uploads/2013/12/qual-prem-guid.pdf>
- Nowakowska, M., van Staa, T., Mölter, A., Ashcroft, D. M., Tsang, J. Y., White, A., Welfare, W., & Palin, V. (2019). Antibiotic choice in UK general practice: Rates and drivers of potentially inappropriate antibiotic prescribing. *The Journal of Antimicrobial Chemotherapy*, 74(11), 3371–3378. <https://doi.org/10.1093/jac/dkz345>
- OECD. (2012). *Regional Typology*. Organisation for Economic Co-operation and Development. [https://www.oecd.org/cfe/regional-policy/OECD\\_regional\\_typology\\_Nov2012.pdf](https://www.oecd.org/cfe/regional-policy/OECD_regional_typology_Nov2012.pdf)
- ÖGK. (2020a). *Rezeptgebühr & Rezeptgebührenbefreiung*. Österreichische Gesundheitskasse. <https://www.gesundheitskasse.at/cdscontent/?contentid=10007.825553>
- ÖGK. (2020b). *Rezeptgebühr & Rezeptgebührenbefreiung -Voraussetzungen & Zuständigkeit*. Österreichische Gesundheitskasse. <https://www.gesundheitskasse.at/cdscontent/?contentid=10007.825544&portal=oegknportal>
- ÖGK. (2020c). *Rezeptgebührenobergrenze*. Österreichische Gesundheitskasse. <https://www.gesundheitskasse.at/cdscontent/?contentid=10007.825550&portal=oegknportal>
- Pouwels, K. B., Dolk, F. C. K., Smith, D. R. M., Robotham, J. V., & Smieszek, T. (2018). Actual versus „ideal“ antibiotic prescribing for common conditions in English primary care. *The Journal of Antimicrobial Chemotherapy*, 73(suppl\_2), 19–26. <https://doi.org/10.1093/jac/dkx502>
- Pulcini, C., Lions, C., Ventelou, B., & Verger, P. (2013a). Approaching the quality of antibiotic prescriptions in primary care using reimbursement data. *European Journal of Clinical Microbiology & Infectious Diseases: Official Publication of the European Society of Clinical Microbiology*, 32(3), 325–332. <https://doi.org/10.1007/s10096-012-1743-2>
- Pulcini, C., Lions, C., Ventelou, B., & Verger, P. (2013b). Indicators show differences in antibiotic use between general practitioners and paediatricians. *European Journal of Clinical Microbiology & Infectious Diseases: Official Publication of the European Society of Clinical Microbiology*, 32(7), 929–935. <https://doi.org/10.1007/s10096-013-1828-6>
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>

- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed). Sage Publications.
- Rice, T. (1983). The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-Induced Demand. *Medical Care*, 21(8), 803–815. <https://doi.org/10.1097/00005650-198308000-00004>
- Rudholm, N. (2002). Economic implications of antibiotic resistance in a global economy. *Journal of Health Economics*, 21(6), 1071–1083. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(02\)00053-X](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(02)00053-X)
- Schiller-Frühwirth, I. (2017). *Antibiotikaverbrauch im niedergelassenen Bereich mit besonderem Fokus auf Kinder*. Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger, Evidenzbasierte Wirtschaftliche Gesundheitsversorgung.
- Schneeberger, C., Stolk, R. P., DeVries, J. H., Schneeberger, P. M., Herings, R. M., & Geerlings, S. E. (2008). Differences in the Pattern of Antibiotic Prescription Profile and Recurrence Rate for Possible Urinary Tract Infections in Women With and Without Diabetes. *Diabetes Care*, 31(7), 1380–1385. <https://doi.org/10.2337/dc07-2188>
- Scott, A., & Shiell, A. (1997). Analysing the effect of competition on general practitioners' behaviour using a multilevel modelling framework. *Health Economics*, 6(6), 577–588. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199711\)6:6<577::aid-hec291>3.0.co;2-y](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199711)6:6<577::aid-hec291>3.0.co;2-y)
- Shehab, N., Lovegrove, M. C., Geller, A. I., Rose, K. O., Weidle, N. J., & Budnitz, D. S. (2016). US Emergency Department Visits for Outpatient Adverse Drug Events, 2013-2014. *JAMA*, 316(20), 2115–2125. <https://doi.org/10.1001/jama.2016.16201>
- Statistik Austria. (2020). *Bevölkerung*. Statistik Austria. Die Informationsmanager. [https://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/menschen\\_und\\_gesellschaft/bevoelkerung/index.html](https://www.statistik.at/web_de/statistiken/menschen_und_gesellschaft/bevoelkerung/index.html)
- Stedman, M., Lunt, M., Davies, M., Fulton-McAlister, E., Hussain, A., van Staa, T., Anderson, S. G., & Heald, A. H. (2020). Controlling antibiotic usage-A national analysis of General Practitioner/Family Doctor practices links overall antibiotic levels to demography, geography, comorbidity factors with local discretionary prescribing choices. *International Journal of Clinical Practice*, e13515. <https://doi.org/10.1111/ijcp.13515>
- Steinman, M. A., Landefeld, C. S., & Gonzales, R. (2003). Predictors of broad-spectrum antibiotic prescribing for acute respiratory tract infections in adult primary care. *JAMA*, 289(6), 719–725. <https://doi.org/10.1001/jama.289.6.719>
- Stuart, B., Brotherwood, H., Van't Hoff, C., Brown, A., van den Bruel, A., Hay, A. D., Moore, M., & Little, P. (2020). Exploring the appropriateness of antibiotic prescribing for common

- respiratory tract infections in UK primary care. *The Journal of Antimicrobial Chemotherapy*, 75(1), 236–242. <https://doi.org/10.1093/jac/dkz410>
- Sundmacher, L., & Busse, R. (2012). *Der Einfluss der Ärztedichte auf ambulant-sensitive Krankenhausfälle* (Krankenhaus-Report: Schwerpunkt Regionalität, S. 183–202).
- Thilly, N., Pereira, O., Schouten, J., Hulscher, M. E., & Pulcini, C. (2020). Proxy indicators to estimate appropriateness of antibiotic prescriptions by general practitioners: A proof-of-concept cross-sectional study based on reimbursement data, north-eastern France 2017. *Euro Surveillance: Bulletin Europeen Sur Les Maladies Transmissibles = European Communicable Disease Bulletin*, 25(27). <https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.27.1900468>
- Wang, K. Y., Seed, P., Schofield, P., Ibrahim, S., & Ashworth, M. (2009). Which practices are high antibiotic prescribers? A cross-sectional analysis. *The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners*, 59(567), e315–320. <https://doi.org/10.3399/bjgp09X472593>
- Wennberg, J., & Gittelsohn, A. (1973). Small Area Variations in Health Care Delivery. *Science*, 182, 1102–1108. <https://doi.org/10.1126/science.182.4117.1102>
- Westert, G. P., & Groenewegen, P. P. (1999). Medical practice variations: Changing the theoretical approach. *Scandinavian Journal of Public Health*, 27(3), 173–180. <https://doi.org/10.1177/14034948990270030801>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York. <https://ggplot2.tidyverse.org>
- Wickham, H., Fancois, R., Henry, L., & Müller, K. (2020). *Dplyr: A Grammar of Data Manipulation. R package version 1.0.1*. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Wilson, E. J., Nasrin, D., Dear, K. B. G., & Douglas, R. M. (2003). Changing GPs' antibiotic prescribing: A randomised controlled trial. *Communicable Diseases Intelligence Quarterly Report*, 27 Suppl, S32–38.
- Winkelmann, R. (2004). Health care reform and the number of doctor visits—An econometric analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 19(4), 455–472. <https://doi.org/10.1002/jae.764>
- Woltman, H., Feldstain, A., MacKay, J. C., & Rocchi, M. (2012). An introduction to hierarchical linear modeling. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 8(1), 52–69. <https://doi.org/10.20982/tqmp.08.1.p052>
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed). South-Western Cengage Learning.

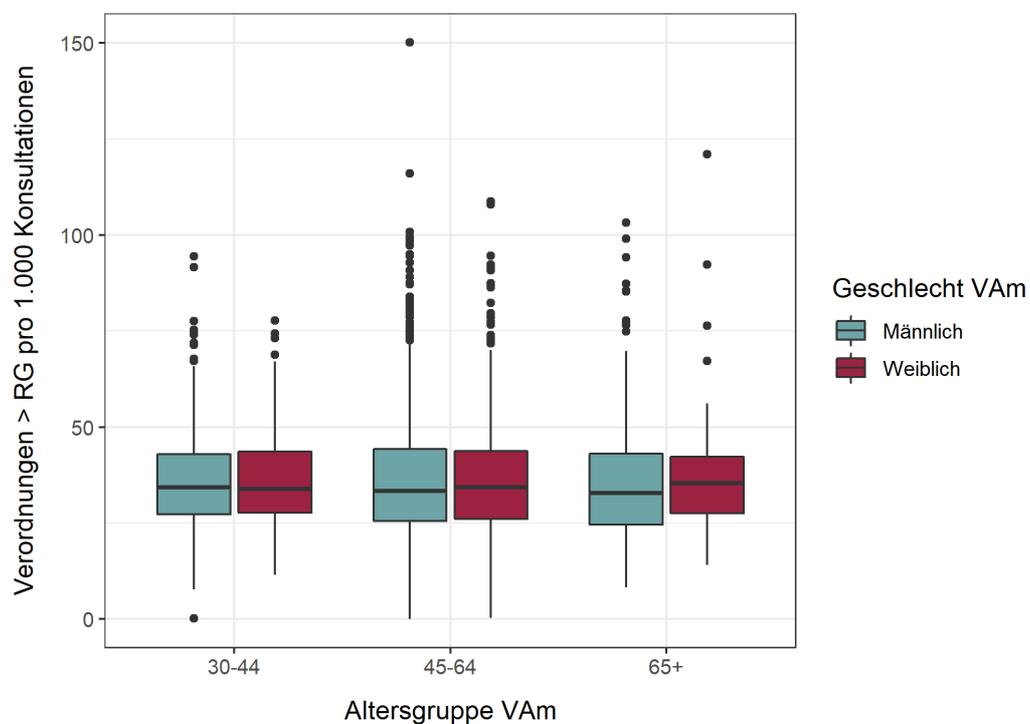
Zweifel, P., Breyer, F., & Kifmann, M. (2009). Physicians as Suppliers of Medical Services. In P. Zweifel, F. Breyer, & M. Kifmann, *Health Economics* (S. 293–309). Springer Berlin Heidelberg. [https://doi.org/10.1007/978-3-540-68540-1\\_8](https://doi.org/10.1007/978-3-540-68540-1_8)

## 8 Anhang

8.1	Anhang Abbildungen .....	98
8.2	Anhang Tabellen .....	101

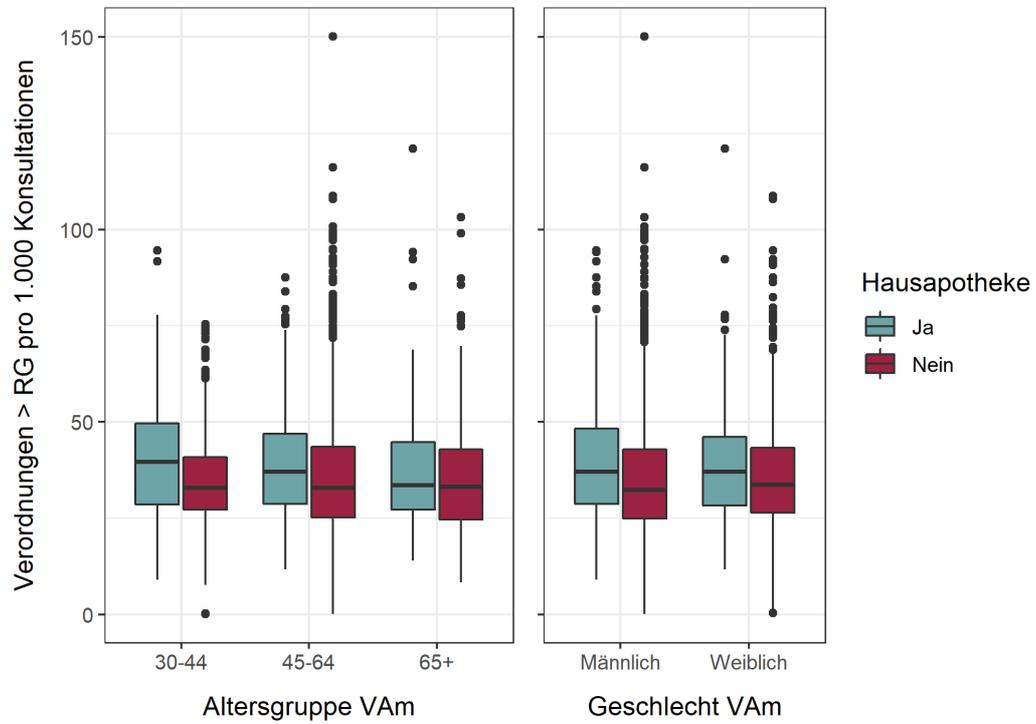
### 8.1 Anhang Abbildungen

**Abbildung A1: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Altersgruppe und Geschlecht (inkl. Ausreißer)**



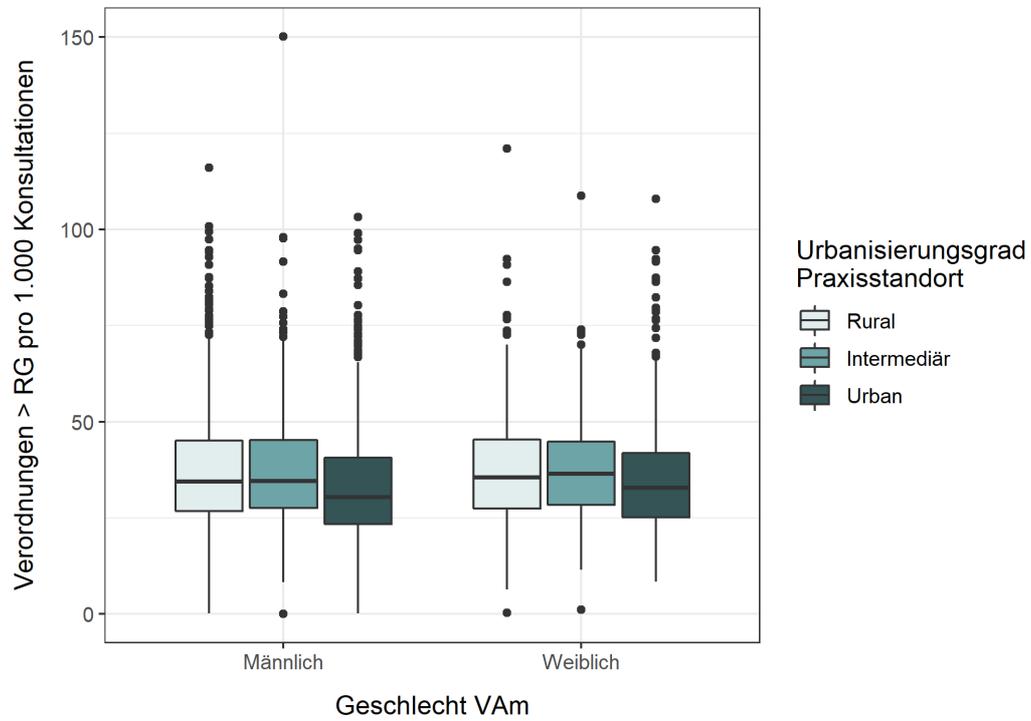
Datenquelle: DVSU.

**Abbildung A2: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Altersgruppe (inkl. Ausreißer), Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Hausapotheke und Geschlecht (inkl. Ausreißer)**



Datenquelle: DVSV.

**Abbildung A3: Antibiotika-Verschreibe-Rate nach Urbanisierungsgrad und Geschlecht (inkl. Ausreißer)**



Datenquelle: DVSV.

## 8.2 Anhang Tabellen

**Tabelle A1: Übersicht Studien aus Literatur-Review**

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Akkerman, A. E., Kuyvenhoven, M. M., van der Wouden, J. C., & Verheij, T. J. M. (2005). Prescribing antibiotics for respiratory tract infections by GPs: Management and prescriber characteristics. <i>The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners</i> , 55(511), 114–118.	NL	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Lineare Regression	Ja
Anyanwu, P. E., Pouwels, K., Walker, A., Moore, M., Majeed, A., Hayhoe, B. W. J., Tonkin-Crine, S., Borek, A., Hopkins, S., Mcleod, M., & Costelloe, C. (2020). Investigating the mechanism of impact and differential effect of the Quality Premium scheme on antibiotic prescribing in England: A longitudinal study. <i>BJGP Open</i> . <a href="https://doi.org/10.3399/bjgpopen20X101052">https://doi.org/10.3399/bjgpopen20X101052</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro STAR-PU	GEE-Modell (generalized estimating equation)	
Ashdown, H. F., Räisänen, U., Wang, K., Ziebland, S., Harnden, A., & ARCHIE investigators*. (2016). Prescribing antibiotics to „at-risk“ children with influenza-like illness in primary care: Qualitative study. <i>BMJ Open</i> , 6(6), e011497. <a href="https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011497">https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-011497</a>	UK	HausärztInnen		Qualitativ	Ja
Ashworth, M., Charlton, J., Ballard, K., Latinovic, R., & Gulliford, M. (2005). Variations in antibiotic prescribing and consultation rates for acute respiratory infection in UK general practices 1995–2000. <i>The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners</i> , 55(517), 603–608.	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Bivariate Korrelations-Analyse	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Björkman, I., Berg, J., Viberg, N., & Stålsby Lundborg, C. (2013). Awareness of antibiotic resistance and antibiotic prescribing in UTI treatment: A qualitative study among primary care physicians in Sweden. <i>Scandinavian Journal of Primary Health Care</i> , 31(1), 50–55. <a href="https://doi.org/10.3109/02813432.2012.751695">https://doi.org/10.3109/02813432.2012.751695</a>	SE	HausärztInnen		Qualitativ	Ja
Björnsdóttir, I., Kristinsson, K. G., & Hansen, E. H. (2010). Diagnosing infections: A qualitative view on prescription decisions in general practice over time. <i>Pharmacy World &amp; Science: PWS</i> , 32(6), 805–814. <a href="https://doi.org/10.1007/s11096-010-9441-6">https://doi.org/10.1007/s11096-010-9441-6</a>	IC	HausärztInnen		Qualitativ	
Boggon, R., Hubbard, R., Smeeth, L., Gulliford, M., Cassell, J., Eaton, S., Pirmohamed, M., & van Staa, T.-P. (2013). Variability of antibiotic prescribing in patients with chronic obstructive pulmonary disease exacerbations: A cohort study. <i>BMC Pulmonary Medicine</i> , 13, 32. <a href="https://doi.org/10.1186/1471-2466-13-32">https://doi.org/10.1186/1471-2466-13-32</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja
Brabers, A. E., Van Esch, T. E., Groenewegen, P. P., Hek, K., Mulenders, P., Van Dijk, L., & De Jong, J. D. (2018). Is there a conflict between general practitioners applying guidelines for antibiotic prescribing and including their patients' preferences? <i>Patient Preference and Adherence</i> , 12, 9–19. <a href="https://doi.org/10.2147/PPA.S147616">https://doi.org/10.2147/PPA.S147616</a>	NL	HausärztInnen	<b>Binäre Zielgröße:</b> Verschreibungs-Entscheidung	Logistisches Mehrebenen-Modell	

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheitsspezifisch
Brookes-Howell, L., Hood, K., Cooper, L., Little, P., Verheij, T., Coenen, S., Godycki-Cwirko, M., Melbye, H., Borrás-Santos, A., Worby, P., Jakobsen, K., Goossens, H., & Butler, C. C. (2012). Understanding variation in primary medical care: A nine-country qualitative study of clinicians' accounts of the non-clinical factors that shape antibiotic prescribing decisions for lower respiratory tract infection. <i>BMJ Open</i> , 2(4). <a href="https://doi.org/10.1136/bmjopen-2011-000796">https://doi.org/10.1136/bmjopen-2011-000796</a>	International	HausärztInnen		Qualitativ	Ja
Cordoba, G., Siersma, V., Lopez-Valcarcel, B., Bjerrum, L., Llor, C., Aabenhus, R., & Makela, M. (2015). Prescribing style and variation in antibiotic prescriptions for sore throat: Cross-sectional study across six countries. <i>BMC Family Practice</i> , 16, 7. <a href="https://doi.org/10.1186/s12875-015-0224-y">https://doi.org/10.1186/s12875-015-0224-y</a>	International	HausärztInnen	<b>Binäre Zielgröße:</b> Verschreibungs-Entscheidung	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja
Di Martino, M., Lallo, A., Kirchmayer, U., Davoli, M., & Fusco, D. (2017). Prevalence of antibiotic prescription in pediatric outpatients in Italy: The role of local health districts and primary care physicians in determining variation. A multilevel design for healthcare decision support. <i>BMC Public Health</i> , 17, 886. <a href="https://doi.org/10.1186/s12889-017-4905-4">https://doi.org/10.1186/s12889-017-4905-4</a>	IT	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro altersstandardisierter Einheit	Logistisches Mehrebenen-Modell	
Dyar, O. J., Yang, D., Yin, J., Sun, Q., & Stålsby Lundborg, C. (2020). Variations in antibiotic prescribing among village doctors in a rural region of Shandong province, China: A cross-sectional analysis of prescriptions. <i>BMJ Open</i> , 10(6), e036703. <a href="https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-036703">https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-036703</a>	CN	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Deskriptiv	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Frost, H. M., McLean, H. Q., & Chow, B. D. W. (2018). Variability in Antibiotic Prescribing for Upper Respiratory Illnesses by Provider Specialty. <i>The Journal of Pediatrics</i> , 203, 76-85.e8. <a href="https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2018.07.044">https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2018.07.044</a>	US	ÄrztInnen	<b>Qualitätsindikator:</b> Raten von guideline-konformem Verschreiben	GEE-Modell (generalized estimating equation)	Ja
Gerber, J. S., Prasad, P. A., Russell Localio, A., Fiks, A. G., Grundmeier, R. W., Bell, L. M., Wasserman, R. C., Keren, R., & Zaoutis, T. E. (2015). Variation in Antibiotic Prescribing Across a Pediatric Primary Care Network. <i>Journal of the Pediatric Infectious Diseases Society</i> , 4(4), 297–304. <a href="https://doi.org/10.1093/jpids/piu086">https://doi.org/10.1093/jpids/piu086</a>	US	Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Fixed Effects logistische Regression	Ja
Gidengil, C. A., Mehrotra, A., Beach, S., Setodji, C., Hunter, G., & Linder, J. A. (2016). What Drives Variation in Antibiotic Prescribing for Acute Respiratory Infections? <i>Journal of General Internal Medicine</i> , 31(8), 918–924. <a href="https://doi.org/10.1007/s11606-016-3643-0">https://doi.org/10.1007/s11606-016-3643-0</a>	US	ÄrztInnen	<b>Binäre Zielgröße:</b> Verschreibungs-Entscheidung	Logistische Regression	Ja
Gill, P. S., & Roalfe, A. (2001). Antibiotic prescribing by single handed general practitioners: Secondary analysis of data. <i>Journal of Clinical Pharmacy and Therapeutics</i> , 26(3), 195–199. <a href="https://doi.org/10.1046/j.1365-2710.2001.00345.x">https://doi.org/10.1046/j.1365-2710.2001.00345.x</a>	UK	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Anzahl Packungen pro PatientIn	Log-transformierte stufenweise Regression	
Gjelstad, S., Dalen, I., & Lindbaek, M. (2009). GPs' antibiotic prescription patterns for respiratory tract infections—Still room for improvement. <i>Scandinavian Journal of Primary Health Care</i> , 27(4), 208–215. <a href="https://doi.org/10.3109/02813430903438718">https://doi.org/10.3109/02813430903438718</a>	NO	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Hope, E. C., Crump, R. E., Hollingsworth, T. D., Smieszek, T., Robotham, J. V., & Pouwels, K. B. (2018). Identifying English Practices that Are High Antibiotic Prescribers Accounting for Comorbidities and Other Legitimate Medical Reasons for Variation. <i>EClinicalMedicine</i> , 6, 36–41. <a href="https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2018.12.003">https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2018.12.003</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro STAR-PU	Negativ-binomiale Regression	
Ivanovska, V., Hek, K., Mantel Teeuwisse, A. K., Leufkens, H. G. M., Nielen, M. M. J., & van Dijk, L. (2016). Antibiotic prescribing for children in primary care and adherence to treatment guidelines. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 71(6), 1707–1714. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkw030">https://doi.org/10.1093/jac/dkw030</a>	NL	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja
Jung, S., Sexton, M. E., Owens, S., Spell, N., & Fridkin, S. (2019). Variability of Antibiotic Prescribing in a Large Healthcare Network Despite Adjusting for Patient-Mix: Reconsidering Targets for Improved Prescribing. <i>Open Forum Infectious Diseases</i> , 6(2), ofz018. <a href="https://doi.org/10.1093/ofid/ofz018">https://doi.org/10.1093/ofid/ofz018</a>	US	ÄrztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistische Regression; Lineare Regression	Ja
Lundkvist, J., Akerlind, I., Borgquist, L., & Mölsted, S. (2002). The more time spent on listening, the less time spent on prescribing antibiotics in general practice. <i>Family Practice</i> , 19(6), 638–640. <a href="https://doi.org/10.1093/fampra/19.6.638">https://doi.org/10.1093/fampra/19.6.638</a>	SE	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> DDD pro Konsultation	Multivariate Regression	
Mohan, S., Dharamraj, K., Dindial, R., Mathur, D., Parmasad, V., Ramdhanie, J., Matthew, J., & Pinto Pereira, L. M. (2004). Physician behaviour for antimicrobial prescribing for paediatric upper respiratory tract infections: A survey in general practice in Trinidad, West Indies. <i>Annals of Clinical Microbiology and Antimicrobials</i> , 3, 11. <a href="https://doi.org/10.1186/1476-0711-3-11">https://doi.org/10.1186/1476-0711-3-11</a>	TT	HausärztInnen	<b>Binäre Zielgröße:</b> Verschreibungs-Entscheidung	Bivariate Korrelations-Analyse	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Mousquès, J., Renaud, T., & Scemama, O. (2010). Is the „practice style“ hypothesis relevant for general practitioners? An analysis of antibiotics prescription for acute rhinopharyngitis. <i>Social Science &amp; Medicine (1982)</i> , 70(8), 1176–1184. <a href="https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.12.016">https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.12.016</a>	FR	HausärztInnen	<b>Binäre Zielgröße:</b> Verschreibungs-Entscheidung	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja
Nowakowska, M., van Staa, T., Mölter, A., Ashcroft, D. M., Tsang, J. Y., White, A., Welfare, W., & Palin, V. (2019). Antibiotic choice in UK general practice: Rates and drivers of potentially inappropriate antibiotic prescribing. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 74(11), 3371–3378. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkz345">https://doi.org/10.1093/jac/dkz345</a>	UK	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistisches Mehrebenen-Modell	Ja
Palin, V., Mölter, A., Belmonte, M., Ashcroft, D. M., White, A., Welfare, W., & van Staa, T. (2019). Antibiotic prescribing for common infections in UK general practice: Variability and drivers. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 74(8), 2440–2450. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkz163">https://doi.org/10.1093/jac/dkz163</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistische Regression	Ja
Patel, A., Pfoh, E. R., Misra Hebert, A. D., Chaitoff, A., Shapiro, A., Gupta, N., & Rothberg, M. B. (2020). Attitudes of High Versus Low Antibiotic Prescribers in the Management of Upper Respiratory Tract Infections: A Mixed Methods Study. <i>Journal of General Internal Medicine</i> , 35(4), 1182–1188. <a href="https://doi.org/10.1007/s11606-019-05433-5">https://doi.org/10.1007/s11606-019-05433-5</a>	US	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> nicht spezifiziert	Bivariate Korrelations-Analyse	
Pineros, D. B., Doctor, J. N., Friedberg, M. W., Meeker, D., & Linder, J. A. (2016). Cognitive reflection and antibiotic prescribing for acute respiratory infections. <i>Family Practice</i> , 33(3), 309–311. <a href="https://doi.org/10.1093/fampra/cmz015">https://doi.org/10.1093/fampra/cmz015</a>	US	ÄrztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Bivariate Korrelations-Analyse	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheits-spezifisch
Pouwels, K. B., Dolk, F. C. K., Smith, D. R. M., Robotham, J. V., & Smieszek, T. (2018). Actual versus „ideal“ antibiotic prescribing for common conditions in English primary care. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 73(suppl_2), 19–26. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkx502">https://doi.org/10.1093/jac/dkx502</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro Diagnose-spezifischen Konsultationen	Deskriptiv	Ja
Pouwels, K. B., Dolk, F. C. K., Smith, D. R. M., Smieszek, T., & Robotham, J. V. (2018). Explaining variation in antibiotic prescribing between general practices in the UK. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 73(suppl_2), ii27–ii35. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkx501">https://doi.org/10.1093/jac/dkx501</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro STAR-PU	Negativ-Binomiale Regression	
Pulcini, C., Lions, C., Ventelou, B., & Verger, P. (2013a). Approaching the quality of antibiotic prescriptions in primary care using reimbursement data. <i>European Journal of Clinical Microbiology &amp; Infectious Diseases: Official Publication of the European Society of Clinical Microbiology</i> , 32(3), 325–332. <a href="https://doi.org/10.1007/s10096-012-1743-2">https://doi.org/10.1007/s10096-012-1743-2</a>	FR	HausärztInnen	<b>Qualitätsindikator:</b> Hoch- oder Niedrig-Qualitäts-Verschreiber-Gruppen	Logistische Regression	
Pulcini, C., Lions, C., Ventelou, B., & Verger, P. (2013b). Indicators show differences in antibiotic use between general practitioners and paediatricians. <i>European Journal of Clinical Microbiology &amp; Infectious Diseases: Official Publication of the European Society of Clinical Microbiology</i> , 32(7), 929–935. <a href="https://doi.org/10.1007/s10096-013-1828-6">https://doi.org/10.1007/s10096-013-1828-6</a>	FR	ÄrztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro 1.000 PatientInnen	Verallgemeinertes lineares Modell	

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheitsspezifisch
Stedman, M., Lunt, M., Davies, M., Fulton-McAlister, E., Hussain, A., van Staa, T., Anderson, S. G., & Heald, A. H. (2020). Controlling antibiotic usage-A national analysis of General Practitioner/Family Doctor practices links overall antibiotic levels to demography, geography, comorbidity factors with local discretionary prescribing choices. <i>International Journal of Clinical Practice</i> , e13515. <a href="https://doi.org/10.1111/ijcp.13515">https://doi.org/10.1111/ijcp.13515</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> DDD pro PatientIn	Multivariate Regression	
Steinman, M. A., Landefeld, C. S., & Gonzales, R. (2003). Predictors of broad-spectrum antibiotic prescribing for acute respiratory tract infections in adult primary care. <i>JAMA</i> , 289(6), 719–725. <a href="https://doi.org/10.1001/jama.289.6.719">https://doi.org/10.1001/jama.289.6.719</a>	US	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	GEE-Modell (generalized estimating equation)	Ja
Stuart, B., Brotherwood, H., Van't Hoff, C., Brown, A., van den Bruel, A., Hay, A. D., Moore, M., & Little, P. (2020). Exploring the appropriateness of antibiotic prescribing for common respiratory tract infections in UK primary care. <i>The Journal of Antimicrobial Chemotherapy</i> , 75(1), 236–242. <a href="https://doi.org/10.1093/jac/dkz410">https://doi.org/10.1093/jac/dkz410</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Logistisches Mehrebenen-Modell	
Sun, B. Z., Chaitoff, A., Hu, B., Neuendorf, K., Manne, M., & Rothberg, M. B. (2017). Empathy, burnout, and antibiotic prescribing for acute respiratory infections: A cross-sectional primary care study in the US. <i>The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners</i> , 67(661), e565–e571. <a href="https://doi.org/10.3399/bjgp17X691901">https://doi.org/10.3399/bjgp17X691901</a>	US	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro diagnose-spezifischen Konsultationen	Lineare Regression	Ja

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheitsspezifisch
Thilly, N., Pereira, O., Schouten, J., Hulscher, M. E., & Pulcini, C. (2020). Proxy indicators to estimate appropriateness of antibiotic prescriptions by general practitioners: A proof-of-concept cross-sectional study based on reimbursement data, north-eastern France 2017. <i>Euro Surveillance: Bulletin Europeen Sur Les Maladies Transmissibles = European Communicable Disease Bulletin</i> , 25(27). <a href="https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.27.1900468">https://doi.org/10.2807/1560-7917.ES.2020.25.27.1900468</a>	FR	HausärztInnen	<b>Qualitätsindikator</b>	Deskriptiv	
van Roosmalen, M. S., Braspenning, J. C. C., De Smet, P. a. G. M., & Grol, R. P. T. M. (2007). Antibiotic prescribing in primary care: First choice and restrictive prescribing are two different traits. <i>Quality &amp; Safety in Health Care</i> , 16(2), 105–109. <a href="https://doi.org/10.1136/qshc.2006.018580">https://doi.org/10.1136/qshc.2006.018580</a>	NL	hausärztlichen Praxen	<b>Qualitätsindikator</b>	Lineare Regression	
Wang, K. Y., Seed, P., Schofield, P., Ibrahim, S., & Ashworth, M. (2009). Which practices are high antibiotic prescribers? A cross-sectional analysis. <i>The British Journal of General Practice: The Journal of the Royal College of General Practitioners</i> , 59(567), e315-320. <a href="https://doi.org/10.3399/bjgp09X472593">https://doi.org/10.3399/bjgp09X472593</a>	UK	hausärztlichen Praxen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro STAR-PU	Lineare Regression	
Wilson, E. J., Nasrin, D., Dear, K. B. G., & Douglas, R. M. (2003). Changing GPs' antibiotic prescribing: A randomised controlled trial. <i>Communicable Diseases Intelligence Quarterly Report</i> , 27 Suppl, S32-38.	AU	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro 100 Konsultationen	Mixed Effects Zeitreihenmodell	

Referenz	Land	Variation zwischen	Abhängige Variable	Methoden	krankheitsspezifisch
Wood, F., Simpson, S., & Butler, C. C. (2007). Socially responsible antibiotic choices in primary care: A qualitative study of GPs' decisions to prescribe broad-spectrum and fluroquinolone antibiotics. <i>Family Practice</i> , 24(5), 427–434. <a href="https://doi.org/10.1093/fampra/cmm040">https://doi.org/10.1093/fampra/cmm040</a>	UK	HausärztInnen		Qualitativ	
Zweigner, J., Meyer, E., Gastmeier, P., & Schwab, F. (2018). Rate of antibiotic prescriptions in German outpatient care—Are the guidelines followed or are they still exceeded? <i>GMS Hygiene and Infection Control</i> , 13, Doc04. <a href="https://doi.org/10.3205/dgkh000310">https://doi.org/10.3205/dgkh000310</a>	DE	HausärztInnen	<b>Verschreibe-Rate:</b> Verordnungen pro 100 PatientInnen	Deskriptiv	

Quelle: IHS (2021).