

Auswirkungen der Medikamentenabgabe durch die Ärzteschaft (Selbstdispensation) auf den Arzneimittelkonsum und die Kosten zu Lasten der OKP

Schlussbericht

Studie im Auftrag des Bundesamtes für Gesundheit

Dr. Maria Trottmann (Polynomics)

Mathias Früh (Helsana)

Dr. Oliver Reich (Helsana)

Dr. Harry Telser (Polynomics)

Inhaltsverzeichnis

En Bref	4
In Kürze	9
1 Einleitung	13
2 Literaturübersicht	15
2.1 Studien zum Einfluss der SD auf die Ausgaben	15
2.2 Studien zur Erklärung der regionalen Disparitäten.....	17
2.3 Einfluss der SD auf die Medikamentenwahl	17
2.4 Zusammenfassung Literaturübersicht.....	18
3 Abgrenzung des Analyserahmens	20
3.1 Patientenselektion	20
3.1.1 Auswahl Regionen	20
3.1.2 Alter.....	22
3.1.3 Leistungsbezug.....	22
3.1.4 Beobachteter Zeitraum	22
3.2 Definitionen von SD-Patienten und SD-Ärzten.....	23
3.3 Auswahl der Zielvariablen.....	24
3.3.1 Medikamentenausgaben.....	24
3.3.2 Preise der abgegebenen Medikamente	25
3.3.3 Mengen der abgegebenen Medikamente.....	26
3.3.4 Ausgaben für ärztliche Leistungen.....	26
3.3.5 Gesamtausgaben für OKP-Leistungen	26
3.4 Auswahl der Kontrollvariablen.....	26
3.4.1 Charakteristika des individuellen Leistungsbedarfs.....	27
3.4.2 Versorgungssituation des Patienten	27
3.4.3 Wohnregion.....	27
4 Datenbasis und deskriptive Analysen	28
4.1 Patientencharakteristika	28
4.2 Urbanitätsgrad.....	30
4.3 Versorgungssituation	31
4.4 Repräsentativität der Datenbasis und Robustheitstests.....	33
5 Resultate Medikamente	35
5.1 Medikamentenausgaben inkl. LOA	35
5.2 Medikamentenausgaben exkl. LOA.....	37
5.3 Preise der abgegebenen Medikamente.....	38
5.3.1 Wahl von preisgünstigen Alternativen.....	38
5.3.2 Ausgaben für Medikamente bei vergleichbarer medikamentöser Therapie.....	40

5.4	Mengen der abgegebenen Medikamente	42
5.4.1	Anzahl unterschiedliche Wirkstoffe.....	42
5.4.2	Dosis bei vergleichbarer medikamentöser Therapie	45
6	Resultate Inanspruchnahme und Gesamtausgaben.....	47
6.1	Ausgaben ärztliche Leistungen	47
6.2	Konsultationen bei Grundversorgern.....	50
6.3	Konsultationen bei Spezialärzten.....	52
6.4	Gesamtausgaben für OKP-Leistungen.....	55
7	Abschliessende Bemerkungen.....	58
7.1	Zusammenfassung der Resultate	58
7.2	Limitationen.....	59
7.2.1	Limitationen aufgrund der Patientenselektion	59
7.2.2	Limitationen aufgrund des Analyserahmens.....	60
8	Quellenverzeichnis	61
Anhang 1: Statistische Begriffe.....		63
Anhang 2: Grundlagen der Modellierung.....		64
Anhang 3: Marktanteil der Helsana-Gruppe in den analysierten Kantonen		67
Anhang 4: Anteil SD-Ärzte nach Kanton und Fachrichtung.....		68
Anhang 5: Definition einer «vergleichbaren» Therapie		69

En Bref

Introduction

En Suisse, la remise de médicaments par un médecin (propharmacie) est réglementée sur le plan cantonal. Alors qu'elle n'est autorisée qu'exceptionnellement dans les cantons de Suisse romande, du Tessin, de Bâle-Ville et d'Argovie, elle est largement répandue dans de nombreux cantons suisses alémaniques. La critique dans ce contexte porte sur le rôle double de la prescription et de la remise qu'assume une seule et même personne. Comme le médecin "propharmacien" gagne une part de distribution (en fonction du prix du médicament) pour chaque préparation qu'il remet, on craint qu'il ne fournisse davantage de médicaments et/ou à un prix plus élevé que dans le cas d'une remise sur ordonnance médicale.

Dans le cadre de la Stratégie Santé2020 du Conseil fédéral, l'Office fédéral de la santé publique (OFSP) a mandaté, en été 2013, un projet de recherche visant à analyser les effets de la propharmacie sur le choix du médicament et les dépenses à la charge de l'assurance obligatoire des soins (AOS). Ce projet a été réalisé par Polynomics avec le concours du Département des sciences de la santé du groupe Helsana. Nous avons étudié les effets de la propharmacie à l'aide de différents indicateurs spécifiques, dont les dépenses pour les médicaments, le choix de préparations avantageuses, le nombre de différentes substances actives ainsi que le nombre de consultations chez le médecin et les dépenses totales pour les prestations de l'AOS.

Aperçu des résultats les plus importants :

1. Les patients recourant à la propharmacie présentent *ceteris paribus* des dépenses de médicaments moins élevées. Si l'on inclut la rémunération basée sur les prestations des pharmaciens (RBP) l'impact est de -13 %, si on l'exclut, il est de -6 %.
 2. La probabilité que des préparations avantageuses (p. ex., génériques) soient choisies est plus grande chez les patients de la propharmacie.
 3. Les dépenses pour des prestations fournies par des médecins sont plus élevées de 8 % chez les patients recourant à la propharmacie. Ceux-ci affichent aussi de manière significative davantage de consultations chez les médecins installés.
 4. L'influence de la propharmacie sur les dépenses totales pour les prestations AOS n'est pas significative, statistiquement parlant.
-

Analyse de la littérature existante

Les études suisses existantes sur les effets de la propharmacie trouvent des résultats différents. Par exemple, l'influence de la propharmacie sur les dépenses de médicaments est décrite par deux groupes d'auteurs comme positive et par deux autres comme négative. Plusieurs études aboutissent également à des résultats différents s'agissant de l'influence de la propharmacie sur les dépenses totales. Un inconvénient de beaucoup d'études réside dans l'utilisation de données agrégées pour l'analyse, ce qui rend difficile la séparation entre l'influence de la propharmacie et celle d'autres facteurs. Par ailleurs, il n'existe que peu d'études pour lesquelles les analyses sont effectuées au niveau du patient.

Base de données et définitions

Pour cette étude, nous avons analysé les données au niveau des patients. Pour chacun d'entre eux, nous avons examiné s'il avait retiré au moins 50 % de ses médicaments auprès d'un médecin pratiquant la propharmacie (« patient de la propharmacie ») ou en majorité auprès d'un pharmacien (« patient hors propharmacie »). Pour garantir que l'influence de la propharmacie ne se confond pas avec d'autres facteurs, nous avons contrôlé l'influence de nombreux facteurs tels que notamment l'âge, le sexe, le montant de la franchise, ainsi que les groupes de coûts pharmaceutiques, les coûts de l'année précédente, le type de la commune de résidence ainsi que les soins fournis au patient par les hôpitaux et les médecins spécialistes.

Les analyses se sont fondées sur deux jeux de données différents concernant les assurés du groupe Helsana. Le premier englobe les assurés du canton d'Argovie, dans lequel la propharmacie n'est autorisée que pour les cas d'exception et ceux du canton de Lucerne, où elle est largement répandue. Ce lot de données comporte 68 000 observations. Le deuxième jeu comprend, en outre, des assurés des cantons de Fribourg (propharmacie dans les cas d'exception), Thurgovie (propharmacie répandue) ainsi que Schaffhouse, Zurich et Berne (qui appliquent un système mixte). Il contient les données d'environ 270 000 assurés. Les deux jeux ne concernent que des assurés de plus de 18 ans qui pouvaient être observés en permanence en 2011 et 2012 dans la base de données. De plus, nous avons exclu les assurés pour lesquels moins de 80 % des dépenses de médicaments étaient dues à des médecins installés.

Les patients de la propharmacie ont de plus faibles dépenses de médicaments

L'analyse des dépenses de médicaments constituait le premier objectif. Il est alors apparu que les patients de la propharmacie présentent des dépenses de médicaments plus faibles que les patients hors propharmacie comparables. Si les dépenses pour les médicaments sont calculées en incluant les prestations de conseil et de suivi des pharmaciens (RBP), l'influence de la propharmacie s'élève à -13 %. Dans un calcul excluant la RBP, les dépenses concernant les médicaments des patients de la propharmacie sont moins élevées de 6%.

Les patients de la propharmacie optent plus souvent pour des alternatives avantageuses (p. ex., génériques)

Les patients de la propharmacie ont *ceteris paribus* une plus grande probabilité de recevoir des génériques. De plus, il y a une plus grande probabilité que les préparations choisies se trouvent dans le tiers de prix inférieur des alternatives disponibles. Les dépenses pour des thérapies médicamenteuses « comparables » ont été analysées dans quatre groupes de substances actives, à savoir celles des antihypertenseurs, des médicaments abaissant le cholestérol, des inhibiteurs d'acide et des antidépresseurs (les dépenses pour les médicaments remis par les pharmaciens incluent la RBP). Dans les groupes de substances actives des médicaments antihypertenseurs et antidépresseurs, des coûts plus bas par dose journalière standard (DDD) ont été observés plus fréquemment chez les patients de la propharmacie que chez ceux hors propharmacie.

Davantage de substances actives différentes chez les patients de la propharmacie, pas d'influence notable sur les doses

Une autre caractéristique visée était le nombre de différentes substances actives par patient et par année. Les patients de la propharmacie reçoivent *ceteris paribus* 6 % de plus de différentes substances actives, ce qui représente 0,38 unités supplémentaires par patient et par an. Nous avons analysé l'influence de la propharmacie sur les doses dans les quatre groupes de médicaments précités : antihypertenseurs, médicaments abaissant le cholestérol, inhibiteurs d'acide et antidépresseurs. Dans le groupe des inhibiteurs d'acide, des doses plus faibles ont été observées chez les patients de la propharmacie. Dans les groupes restants, aucune différence notable n'apparaît entre les patients de la propharmacie et les autres. Dans le domaine des quatre groupes de substances actives analysés, nous n'avons trouvé aucun indice d'une surmédication systématique chez les patients de la propharmacie.

Les patients de la propharmacie affichent des dépenses plus élevées pour des prestations fournies par des médecins, et davantage de consultations

On entend par prestation fournie par des médecins toutes les prestations facturées par les médecins installés, à l'exception des médicaments. Il y a une plus grande probabilité d'observer des prestations fournies par des médecins chez les patients de la propharmacie, et lorsqu'il y en a, les dépenses attendues pour ces prestations sont également plus élevées chez ces patients. En moyenne, les dépenses concernant les prestations fournies par des médecins sont de 8 % plus élevées que chez des patients comparables hors propharmacie. Une raison possible réside dans le nombre de consultations. Les patients de la propharmacie ont *ceteris paribus* pratiquement 11 % de plus de consultations chez les médecins de premier recours. En chiffres absolus, on obtient 0,44 consultations supplémentaires par patient et par année. Chez les spécialistes, ces patients ont 6 % de consultations supplémentaires, soit 0,13 par patient et par année.

Pas de différence pour les dépenses totales concernant les prestations AOS

S'agissant des dépenses totales pour les prestations AOS, aucune différence statistiquement significative n'a été constatée entre les patients de la propharmacie et les autres.

Représentativité de la base de données et tests de robustesse

La part de marché du groupe Helsana s'élève de 8 à 21 % dans les cantons analysés. La question se pose de savoir si les résultats obtenus ici peuvent être généralisés à l'ensemble de la population. Tout porte à le croire pour les quatre raisons suivantes :

1. Nombreux facteurs d'influence pris en compte :

Dans les analyses empiriques, nous avons tenu compte de nombreux facteurs d'influence. Il est ainsi garanti que les effets de la propharmacie ne se confondent pas avec d'autres facteurs. Au cas où la base de données s'écarterait de la population générale à cause de ceux-ci, l'impact estimé de la propharmacie n'est pas faussé.

2. Nombre d'observations élevé :

Le premier jeu de données comprend environ 68 000 observations, le second environ 270 000. Des jeux de données de cette ampleur s'écartent rarement de l'ensemble de la population, sans que les facteurs d'influence observables en soient la raison. Le nombre élevé d'observations permet l'utilisation de méthodes statistiques qui garantissent que l'influence de la propharmacie est bien séparée des autres facteurs.

3. Pas de raison pour un traitement systématiquement différent des assurés Helsana :

Il ne serait pas possible de généraliser les résultats si les assurés Helsana étaient systématiquement traités autrement que les autres assurés par les fournisseurs de prestations. Nous ne voyons aucune raison que ce soit le cas.

4. Tests de robustesse réussis avec différents jeux de données :

Nous avons contrôlé la robustesse des résultats au moyen des tests différents. Nous avons d'abord répété les évaluations en considérant uniquement les assurés des cantons de Berne, Schaffhouse et Zurich (cantons appliquant un système mixte). Ensuite, nous avons exclu du contrôle les patients pris en charge par des oncologues ou des rhumatologues. Ces spécialisations recourent à beaucoup de médicaments qui sont appliqués directement au cabinet médical. Ceux-ci sont remis par les médecins indépendamment de la régulation de la propharmacie et ils pourraient éventuellement fausser l'influence estimée de la propharmacie. Enfin, des estimations ont été réalisées en excluant les valeurs extrêmes. Les résultats des tests de robustesse étaient toujours semblables, les conclusions sont donc toujours restées les mêmes.

Limitations de l'étude

Malgré la taille de la base de données et le nombre élevé de facteurs d'influence, l'étude est assortie de plusieurs restrictions. Du point de vue du contenu, le cadre de l'analyse est limité à la comparaison des indicateurs choisis. Nous n'avons pas considéré l'adéquation du traitement, la qualité de celui-ci ou la satisfaction des patients. Pour une évaluation exhaustive du système de la remise de médicaments par les médecins, une analyse de ces caractéristiques serait incontournable. De plus, l'influence de la propharmacie a été analysée dans une situation donnée d'approvisionnement en soins. Nous n'avons pas recherché les effets dynamiques possibles de la propharmacie sur les structures de soins – par exemple, sur la collaboration entre médecins de premier recours et spécialistes.

D'autres limitations proviennent de la sélection des patients. Premièrement, seuls des assurés adultes pouvant être observés sur toute la durée de l'étude (donc non décédés) ont été analysés. L'étude ne permettrait pas de découvrir si la propharmacie a une influence particulièrement nette, d'une part, sur des enfants et, d'autre part, sur des personnes peu avant leur décès. Deuxièmement, notre analyse n'a porté que sur des personnes chez lesquelles au moins 80 % des médicaments avaient pour origine des médecins installés. Les patients pris en charge principalement par des hôpitaux ou les services ambulatoires de ceux-ci devraient être étudiés à part.

In Kürze

Einleitung

Die ärztliche Medikamentenabgabe (Selbstdispensation, SD) ist in der Schweiz kantonal geregelt. Während sie in den Westschweizer Kantonen, dem Tessin, Basel Stadt und Aargau nur in Ausnahmefällen zugelassen ist, ist sie in vielen Deutschschweizer Kantonen weit verbreitet. Kritisch betrachtet wird in diesem Zusammenhang die personelle Verknüpfung der beiden Rollen der Verschreibung und Abgabe. Da selbstdispensierende Ärzte für jedes abgegebene Präparat einen Vertriebsanteil (abhängig vom Medikamentenpreis) verdienen, besteht die Befürchtung, dass sie mehr und/oder teurere Medikamente abgeben, als dies in Rezeptursystemen der Fall wäre.

Im Rahmen der Strategie Gesundheit 2020 des Bundesrates hat das BAG im Sommer 2013 ein Forschungsprojekt in Auftrag gegeben mit dem Ziel, die Auswirkungen der SD auf die Medikamentenwahl und die Ausgaben zu Lasten der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) zu analysieren. Das Forschungsprojekt wurde durch Polynomics zusammen mit der Abteilung Gesundheitswissenschaften der Helsana-Gruppe durchgeführt. Die Auswirkungen der SD untersuchten wir anhand unterschiedlicher Zielgrössen, darunter die Medikamentenausgaben, die Wahl von preisgünstigen Präparaten, die Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe, die Anzahl Konsultationen beim Arzt und die Gesamtausgaben für Leistungen der OKP.

Die wichtigsten Ergebnisse im Überblick

1. SD-Patienten haben ceteris paribus niedrigere Medikamentenausgaben. Inklusive der leistungsorientierten Abgeltung (LOA) beträgt der Einfluss rund –13 Prozent, exklusive LOA rund –6 Prozent.
 2. SD-Patienten haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, dass preisgünstige Präparate (z. B. Generika) gewählt werden.
 3. Die Ausgaben für ärztliche Leistungen sind bei SD-Patienten rund 8 Prozent höher als bei vergleichbaren anderen Patienten. SD-Patienten weisen auch signifikant mehr Konsultationen bei niedergelassenen Ärzten auf.
 4. Der Einfluss der SD auf die Gesamtausgaben für OKP-Leistungen ist statistisch nicht signifikant.
-

Analyse der vorhandenen Literatur

Die bestehenden Schweizer Studien zur Auswirkung der SD finden bemerkenswert unterschiedliche Resultate. Beispielsweise wird der Einfluss der SD auf die Medikamentenausgaben von zwei Autorengruppen als positiv und von zwei anderen Autorengruppen als negativ beschrieben. Auch beim Einfluss der SD auf die Gesamtausgaben kommen verschiedene Studien zu unterschiedlichen Ergebnissen. Ein Nachteil vieler Studien besteht darin, dass aggregierte Daten für die Analyse verwendet wurden und darum der Einfluss der SD nur schwer von anderen Faktoren getrennt werden kann. Es existieren nur wenige Studien, bei welchen die Analysen auf Patientenebene durchgeführt wurden.

Datenbasis und Definitionen

Für diese Studie analysierten wir Daten auf Patientenebene. Für jeden Patienten beobachten wir, ob er mindestens 50 Prozent seiner Medikamentenausgaben bei SD-Ärzten bezogen hat («SD-Patient»), oder ob er vorwiegend den Apothekenkanal nutzte («NSD-Patient»). Um sicherzustellen, dass der Einfluss der SD nicht mit anderen Faktoren vermischt wird, kontrollierten wir für zahlreiche Einflussfaktoren, unter anderem Alter, Geschlecht, Franchisestufe, pharmazeutische Kostengruppen, Vorjahreskosten, Gemeindetyp der Wohngemeinde sowie die Versorgung des Patienten durch Spitäler und Spezialärzte.

Die Analysen basierten auf zwei unterschiedlichen Datensätzen von Versicherten der Helsana-Gruppe. Der erste Datensatz enthält Versicherte aus dem Kanton Aargau, wo SD nur in Ausnahmefällen zugelassen ist, sowie Versicherte aus dem Kanton Luzern, wo SD weit verbreitet ist. Er umfasst rund 68'000 Beobachtungen. Der zweite Datensatz umfasst zusätzlich Versicherte aus den Kantonen Freiburg (SD in Ausnahmefällen), Thurgau (SD verbreitet) sowie Schaffhausen, Zürich und Bern (gemischte Systeme). Dieser Datensatz enthält rund 270'000 Versicherte. Beide Datensätze enthalten nur Versicherte, die über 18 Jahre alt sind und in den Jahren 2011 und 2012 durchgehend in der Datenbasis beobachtbar waren. Zudem haben wir Versicherte ausgeschlossen, bei welchen nicht mindestens 80 Prozent der Medikamentenausgaben von niedergelassenen Ärzten verursacht wurden.

SD-Patienten mit geringeren Medikamentenausgaben

Als erste Zielgrösse wurden die Medikamentenausgaben analysiert. Hier zeigte sich, dass SD-Patienten geringere Medikamentenausgaben haben als vergleichbare NSD-Patienten. Werden die Medikamentenausgaben inklusive der Beratungs- und Betreuungsleistungen der Apotheker berechnet (LOA), beträgt der Einfluss der SD rund –13 Prozent. Bei einer Berechnung exklusive LOA fallen die Medikamentenausgaben der SD-Patienten um rund 6 Prozent niedriger aus.

Preisgünstige Alternativen (z. B. Generika) bei SD-Patienten häufiger gewählt

SD-Patienten haben *ceteris paribus* eine höhere Wahrscheinlichkeit, Generika zu erhalten. Zudem haben sie eine höhere Wahrscheinlichkeit, dass Präparate gewählt werden, die im unteren Preisdrittel der verfügbaren Alternativen liegen. Die Ausgaben bei «vergleichbarer» medika-

mentöser Therapie wurden in vier Wirkstoffgruppen, namentlich blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva analysiert (die Ausgaben für durch Apotheken abgegebene Medikamente sind inkl. LOA). In den Wirkstoffgruppen blutdrucksenkende Medikamente und Antidepressiva wurden bei SD-Patienten häufiger niedrigere Kosten pro standardisierte Tagesdosis (DDD) beobachtet als bei NSD-Patienten.

Mehr unterschiedliche Wirkstoffe bei SD-Patienten, kein deutlicher Einfluss auf die Dosis

Eine weitere Zielgrösse waren die Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe pro Patient und Jahr. SD-Patienten bezogen ceteris paribus rund 6 Prozent mehr unterschiedliche Wirkstoffe, was pro Patient und Jahr durchschnittlich 0.38 zusätzliche Einheiten ausmacht. Den Einfluss der SD auf die Dosen analysierten wir in den vier Wirkstoffgruppen blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva. In der Gruppe der Säureblocker wurden niedrigere Dosen bei SD-Patienten beobachtet. In den anderen Wirkstoffgruppen ist kein deutlicher Unterschied zwischen SD- und NSD-Patienten zu erkennen. Im Bereich der vier analysierten Wirkstoffgruppen fanden wir keine Hinweise auf eine systematische Übermedikation von SD-Patienten.

SD-Patienten mit höheren Ausgaben für ärztliche Leistungen, mehr Konsultationen

Als ärztliche Leistungen gelten alle durch niedergelassene Ärzte verrechneten Leistungen mit Ausnahme der Medikamente. SD-Patienten haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, dass überhaupt Arztleistungen beobachtet werden und auch höhere erwartete Ausgaben, wenn solche auftreten. Im Durchschnitt sind die Ausgaben für ärztliche Leistungen bei SD-Patienten rund 8 Prozent höher als bei vergleichbaren NSD-Patienten. Ein möglicher Grund für die höheren Ausgaben sind die Anzahl Konsultationen. SD-Patienten haben ceteris paribus rund 11 Prozent mehr Konsultationen bei Grundversorgern. Dies macht absolut 0.44 zusätzliche Konsultationen pro Patient und Jahr. Bei Spezialärzten haben SD-Patienten rund 6 Prozent mehr Konsultationen, was 0.13 zusätzlichen Konsultationen pro Patient und Jahr entspricht.

Keine Unterschiede bei den Gesamtausgaben für OKP-Leistungen

Bezüglich der Gesamtausgaben für OKP-Leistungen wurde kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen SD- und NSD-Patienten festgestellt.

Repräsentativität der Datenbasis und Robustheitstests

Der Marktanteil der Helsana-Gruppe beträgt in den analysierten Kantonen rund 8 bis 21 Prozent. Es stellt sich die Frage, ob die hier gewonnen Erkenntnisse auf die Gesamtpopulation verallgemeinerbar sind. Wir halten dies aus folgenden vier Gründen für gegeben:

1. **Zahlreiche Einflussfaktoren berücksichtigt:**

Bei den empirischen Analysen haben wir zahlreiche Einflussfaktoren berücksichtigt. So wurde sichergestellt, dass der Einfluss der SD nicht mit anderen Faktoren vermischt wird. Falls die Datenbasis in Bezug auf diese Einflussfaktoren von der Gesamtbevölkerung abweicht, wird der geschätzte Einfluss der SD dadurch nicht verzerrt.

2. Hohe Anzahl an Beobachtungen:

Der erste Datensatz umfasst rund 68'000 Beobachtungen, der zweite rund 270'000 Beobachtungen. So grosse Datensätze weichen selten stark von der Gesamtbevölkerung ab, ohne dass beobachtbare Einflussfaktoren dafür verantwortlich sind. Die hohe Anzahl an Beobachtungen erlaubt den Einsatz von statistischen Methoden, welche sicherstellen, dass der Einfluss der SD von anderen Faktoren getrennt werden kann.

3. Kein Grund für systematisch andere Behandlung von Helsana-Versicherten:

Die Verallgemeinerbarkeit der Resultate wäre dann nicht gegeben, wenn die Leistungserbringer Helsana-Versicherte systematisch anders behandeln würden als andere Versicherte. Wir sehen keinen Grund, warum dies zutreffen sollte.

4. Erfolgreiche Robustheitstests mit unterschiedlichen Datensätzen:

Die Robustheit der Ergebnisse haben wir durch unterschiedliche Tests überprüft. Erstens wurden die Auswertungen wiederholt, wobei nur die Versicherten aus den Kantonen Bern, Schaffhausen und Zürich (Kantone mit Mischsystemen) berücksichtigt wurden. Zweitens haben wir zur Kontrolle Patienten ausgeschlossen, welche durch Onkologen oder Rheumatologen betreut werden. In diesen Fachrichtungen werden besonders viele Medikamente eingesetzt, welche direkt in der Arztpraxis appliziert werden. Diese werden unabhängig von der SD-Regulierung durch Ärzte abgegeben und könnten möglicherweise den geschätzten Einfluss der SD verzerren. Drittens wurden Schätzungen unter Ausschluss der Extremwerte gemacht.

Die Ergebnisse der Robustheitstests waren jeweils ähnlich, die Schlussfolgerungen wären immer die gleichen geblieben.

Limitationen der Studie

Trotz der umfangreichen Datenbasis und der hohen Anzahl an Einflussfaktoren ist die Studie mit mehreren Limitationen behaftet. Inhaltlich ist der Analyserahmen auf den Vergleich der gewählten Zielgrößen beschränkt. Die Angemessenheit der Behandlung, die Qualität der Behandlung und die Patientenzufriedenheit haben wir nicht betrachtet. Für eine umfassende Beurteilung des Systems der ärztlichen Medikamentenabgabe wäre eine Analyse dieser Größen unumgänglich. Zudem wurde der Einfluss der SD bei gegebener Versorgungssituation der Patienten analysiert. Mögliche dynamische Effekte der SD auf die Versorgungsstrukturen – beispielsweise auf die Zusammenarbeit von Grundversorgern und Spezialärzten – haben wir nicht untersucht.

Andere Einschränkungen ergeben sich aus der Patientenselektion. Erstens wurden nur erwachsene Versicherte und nur über den gesamten Zeitraum beobachtbare, also nicht verstorbene, Patienten analysiert. Sollte der Einfluss der SD bei Kindern oder bei Personen kurz vor dem Tod besonders deutlich sein, würde dies in der Studie nicht entdeckt. Zweitens analysierten wir nur Personen, bei welchen mindestens 80 Prozent der Medikamente von niedergelassenen Ärzten verursacht wurden. Patienten, die vorwiegend durch Spitäler oder Spitalambulatorien betreut werden, müssten separat untersucht werden.

1 Einleitung

Gemäss Heilmittelgesetz (HMG) und Krankenversicherungsgesetz (KVG) ist die ärztliche Medikamentenabgabe (Selbstdispensation, SD) grundsätzlich zulässig. Die Ausgestaltung von entsprechenden Regelungen ist den Kantonen überlassen, wobei diese verschiedene Systeme gewählt haben. Während in den meisten Deutschschweizer Kantonen die SD verbreitet ist, ist sie in der Westschweiz, im Tessin, in Basel Stadt und im Aargau nur in Ausnahmefällen zugelassen. In einigen Deutschschweizer Kantonen kommen Mischsysteme zur Anwendung.

In Kantonen, wo SD traditionell verbreitet ist, wird sie von der Bevölkerung geschätzt, wie Abstimmungsresultate aus den Kantonen Zürich und Schaffhausen bestätigen. Im Kanton Aargau, welcher keine solche Tradition hat, wurde ein entsprechendes Volksbegehren abgelehnt.¹ Kritisiert wird das SD-System wegen der personellen Verbindung der beiden Rollen der Verschreibung und Abgabe. Da selbstdispensierende Ärzte an den verkauften Präparaten verdienen, besteht die Befürchtung, dass mehr und/oder teurere Medikamente abgegeben werden, als dies im Apothekenkanal der Fall ist.

Im Rahmen der Strategie Gesundheit 2020 des Bundesrates hat das BAG im Sommer 2013 ein Forschungsprojekt ausgeschrieben. Darin soll analysiert werden, ob die mit der SD theoretisch verbundenen finanziellen Anreize Auswirkungen auf die Mengen und Preise der abgegebenen Medikamente, die Ausgaben bei vergleichbarer Behandlung sowie die Medikamentenausgaben zu Lasten der OKP haben. Dazu sollen Daten aus Deutschschweizer Kantonen analysiert werden, welche bezüglich der ärztlichen Medikamentenabgabe unterschiedliche Regelungen haben. Das Projekt wurde durch Polynomics gemeinsam mit der Abteilung Gesundheitswissenschaften der Helsana-Gruppe durchgeführt. Die Resultate sind im vorliegenden Studienbericht beschrieben.

Als erster Teil der Analyse wurde eine Literaturübersicht über Schweizer Studien zur ärztlichen Medikamentenabgabe erstellt. Es zeigt sich, dass existierende Forschungsarbeiten zu diesem Thema bemerkenswert unterschiedliche Resultate liefern. Während einige Autoren einen positiven Einfluss der SD auf die Medikamentenausgaben ausweisen, fanden andere Autoren einen negativen Einfluss. Zusätzlich zeigt sich, dass zum heutigen Zeitpunkt wenige Studien existieren, welche das Thema auf der Patientenebene analysieren.

Die vorliegende Arbeit soll diese Lücke schliessen. Für jeden Patienten wird definiert, ob er vorwiegend die ärztliche Medikamentenabgabe (kurz: SD-Patient) oder den Apothekenkanal (kurz: NSD-Patient) nutzt. Um die Auswirkungen der SD möglichst vollständig zu erfassen, wird eine Vielzahl an unterschiedlichen Zielgrössen analysiert. Diese Zielgrössen sind unter

¹ Vgl. die Abstimmungsresultate im Kanton Zürich vom 30. November 2008, im Kanton Schaffhausen vom 25. November 2012 und im Kanton Aargau vom 22. September 2013.

anderem: Medikamentenausgaben, Wahl von günstigen medikamentösen Behandlungsalternativen (z. B. Generika), Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe, Anzahl ärztlicher Konsultationen und die Gesamtausgaben für OKP-Leistungen. Als Datenbasis steht nicht nur eine grosse Anzahl an Beobachtungen zur Verfügung, sondern auch eine grosse Auswahl an Einflussfaktoren. Die Einflussfaktoren stellen sicher, dass die Auswirkungen der SD nicht mit den Auswirkungen anderer Faktoren vermischt werden.

Der Bericht ist wie folgt strukturiert: Die Literaturübersicht befindet sich in Kapitel 2. Das Studienkonzept für die empirischen Analysen sowie die Einschränkungen und Definitionen werden in Kapitel 3 vorgestellt. Kapitel 4 enthält eine Beschreibung der Datenbasis sowie deskriptive Analysen. Die Resultate sind in Kapitel 5 und 6 dargestellt. Während in Kapitel 5 die Resultate in Bezug auf Medikamentenausgaben, -preise und -mengen beschrieben werden, enthält Kapitel 6 die Resultate in Bezug auf ärztliche Leistungen, ärztliche Konsultationen und Gesamtausgaben. Eine Zusammenfassung findet sich in Kapitel 7. Abschliessend werden die Limitationen der Studie besprochen.

2 Literaturübersicht

2.1 Studien zum Einfluss der SD auf die Ausgaben

Eine frühe Analyse führte Zweifel (1985) anhand von Krankenversicherungsdaten aus den Jahren 1976 und 1978 durch. Mittels Regressionsanalyse analysierte er den Einfluss unterschiedlicher Eigenschaften von Arztpraxen auf die Ausgaben pro Patienten. Er fand eine Steigerung der Medikamentenausgaben durch SD, welche jedoch durch eine geringere Einweisungsrate ins Krankenhaus teilweise kompensiert wird.

Dummermuth (1993) verglich die durchschnittlichen Medikamentenausgaben in den Kantonen Aargau und Luzern. Die verwendeten Daten stammten aus der Statistik des Konkordats der schweizerischen Krankenkassen (später: santésuisse). Die damals leicht höheren durchschnittlichen Medikamentenausgaben in Luzern wurden als Folge der SD interpretiert. Da lediglich ein deskriptiver Kennzahlenvergleich erfolgte, ist jedoch unklar, ob die gefundenen Unterschiede tatsächlich der SD zurechenbar sind oder ob sie durch andere Faktoren bedingt sind.

Die Studie von Beck, Kunze und Oggier (2004) analysierte mittels Regressionsanalyse den Einfluss der SD auf die kantonalen Durchschnittsausgaben für Medikamente. Die Datenbasis war die santésuisse Rechnungsstellerstatistik; die Medikamentenausgaben wurden also dem Kanton des abgebenden Leistungserbringers zugerechnet. Im Vergleich der SD- und NSD-Kantone berechneten die Autoren, dass SD die Medikamentenkosten um durchschnittlich CHF 242 pro Einwohner und Jahr erhöht. Im Vergleich zu den ausgewiesenen Durchschnittskosten ist dies ein hoher Betrag. Im Vergleich der SD-Kantone mit den gemischten Kantonen wird der Einfluss der SD auf CHF 35 geschätzt. Kritisch wäre anzumerken, dass die Anzahl Beobachtungen von 18 (Vergleich SD-/NSD-Kantone) beziehungsweise 21 (Vergleich der SD-/Mischkantone) sehr gering ist. In kleinen Datensätzen sind die Resultate einer linearen Regression möglicherweise nicht sehr robust, beispielsweise können sie durch einzelne Extremwerte beeinflusst werden.² Die Autoren erwähnen, dass sich andere Resultate ergeben hätten, wenn die Ausgaben dem Wohnkanton des Versicherten zugerechnet würden (santésuisse Versichertenstatistik).

Trottmann (2011) analysierte den Einfluss der SD auf die Ausgaben für OKP-Leistungen sowie die Ausgaben für Medikamentenleistungen, ärztliche Leistungen von Grundversorgern, ärztliche Leistungen von Spezialisten und Spitalleistungen. Die Datenbasis bildeten Individualdaten von rund 250'000 CSS-Versicherten aus den Kantonen Luzern, Aargau, Zürich und Bern. Als empirische Spezifikation kam ein zweistufiges Modell zur Anwendung. Auf der ersten Stufe wurde die Wahrscheinlichkeit, dass ein Versicherter überhaupt Ausgaben hat, durch ein Logit-Modell

² Ein solcher Extremwert in der Rechnungssteller-Statistik ist beispielsweise der Kanton Thurgau. Gemessen an der Wohnbevölkerung beherbergt der Kanton Thurgau eine grosse Versandapotheke, so dass seine Leistungen in der Rechnungsstellerstatistik wesentlich höher sind als in der Versichertenstatistik.

ökonometrisch geschätzt. Auf der zweiten Stufe wurde die Leistungshöhe durch ein generalisiertes lineares Modell (GLM) ermittelt. Die Resultate können wie folgt zusammengefasst werden: SD hat einen negativen Einfluss auf die Medikamentenausgaben, aber einen positiven Einfluss auf die Ausgaben für Leistungen von Allgemeinärzten. Die Ausgaben für Leistungen von Spezialisten werden durch SD kaum beeinflusst. Bei den Ausgaben von Spitälern und den Gesamtausgaben zeigt sich ein negativer Zusammenhang. Der Effekt auf die Gesamtausgaben ist mit rund CHF 15 pro Person und Monat moderat. Im Gegensatz zur vorliegenden Studie berücksichtigte Trottmann (2011) die Versorgungssituation des Patienten (vgl. Abschnitt 4.3) nicht explizit.

Kaiser und Schmid (2013) analysierten den Einfluss der SD auf die Medikamentenkosten, welche durch Spezialisten in der Deutschschweiz verursacht werden. Die Daten stammten aus dem Tarifpool der santésuisse und sind auf Ebene der Leistungserbringer aggregiert. Die angewendete Methode ist eine zweistufige Schätzung. Auf der ersten Stufe wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, dass ein Arzt ein SD-Arzt ist. In diese Schätzung gehen Charakteristika des lokalen Gesundheitsmarktes ein (beispielsweise der Anteil an älteren und chronisch kranken Personen an der Wohnbevölkerung) sowie Eigenschaften des Arztes. In einem zweiten Schritt werden in einer gewichteten Regression separate Koeffizienten für SD- und NSD-Ärzte geschätzt. Die Gewichtung ist proportional zur errechneten Wahrscheinlichkeit aus der ersten Schätzung. Die erwarteten Kosten pro Arzt werden einmal mit den Koeffizienten für SD-Ärzte und einmal mit den Koeffizienten für NSD-Ärzte errechnet. Die Differenz ist der berechnete SD-Effekt. Das Resultat ist, dass Spezialisten mit SD-Bewilligung rund 31 Prozent höhere Medikamentenkosten pro Patient verursachen als Kollegen ohne SD-Bewilligung. Wenn alle Ärzte in die Schätzung eingehen, also auch jene, die heute keine SD-Bewilligung haben, beträgt der SD-Effekt 64 Prozent. Bemerkenswert ist, dass die Koeffizienten vieler Kontrollvariablen für SD- und NSD-Ärzte sehr unterschiedlich sind, wofür es kaum Erklärungen gibt. Beispielsweise hat bei SD-Ärzten der Anteil an über 80-jährigen in der Region einen stark negativen Einfluss auf die Kosten pro Patient. Bei NSD-Ärzten verhält es sich umgekehrt. Bei Analysen auf Ebene des Arztes besteht zudem das Problem, dass nicht abgeschätzt werden kann, bei wie vielen Ärzten ein Patient in Behandlung ist. Ist beispielsweise die Ärzetreue in einer Region sehr hoch – möglicherweise bedingt durch ein geringes Angebot – nimmt ein Arzt die umfassende Betreuung der Patienten wahr. Seine Kosten pro Patient sind daher wahrscheinlich höher als in einer Region, wo jeder Patient von mehreren Ärzten betreut wird.

Busato et al. (2010) analysierten, wie die Einflussgrößen Praxisgrösse und SD die durch Ärzte verrechneten Leistungen beeinflussen. Die ausgewerteten Daten sind auf Arzzebene aggregiert und stammen aus dem Tarifpool der santésuisse (Jahre 2003 – 2007). Die Stärke des Einflusses wird mittels Regressionsanalyse ermittelt. Bei Grundversorgern, Gynäkologen, Psychiatern und Pädiatern beobachteten die Autoren, dass SD zu weniger abgerechneten Einzelleistungen pro Patient führt. Dies wird mit einem reduzierten Anreiz zur Generierung von zusätzlichem Einkommen erklärt. Bei anderen Spezialisten werden in den NSD-Kantonen weniger Leistungen beobachtet. Wie die Autoren selbst ausführen, konnte die Morbidität des Patientenstamms nur

durch Alter und Geschlecht abgebildet werden. Zudem besteht das oben beschriebene Problem mit Daten, welche auf Arzzebene aggregiert sind.

2.2 Studien zur Erklärung der regionalen Disparitäten

In Studien mit dem Ziel, die regionalen Unterschiede in den Gesundheitsausgaben zu erklären, wird SD oft als möglicher Einflussfaktor analysiert. Vatter und Ruefli (2003) analysierten zahlreiche Einflussfaktoren, welche geeignet erscheinen, die regionalen Disparitäten zu erklären. Die Datenbasis umfasst die Jahre 1994 – 1999 und zwei unterschiedliche Zielvariablen. Die erste Zielvariable sind die öffentlichen Ausgaben von Kanton und Gemeinden, die zweite umfasst die Ausgaben zu Lasten der Krankenversicherung (ab 1996 OKP), gemessen an der durchschnittlichen Prämie im Kanton. Betreffend der SD-Variable wird ein negativer Korrelationskoeffizient zwischen der SD und den Ausgaben zu Lasten der Krankenversicherung gefunden. Da die Korrelation vergleichsweise schwach ist, wurde der Indikator in den weiteren Analysen (Regressionsanalyse) nicht berücksichtigt.

Schleiniger, Slembeck und Blöchinger (2007) entwickelten kantonale Preis- und Mengenindizes bezüglich der Ausgaben für OKP-Leistungen und analysierten die Ursachen, welche zu hohen beziehungsweise niedrigen Indexwerten führen. Als Datengrundlage dienten die kantonalen Durchschnittskosten zu Lasten der OKP in den Jahren 2004 und 2005 gemäss santésuisse Rechnungsstellerstatistik (d. h. die Kantonszuordnung erfolgt über die Leistungserbringer). Mittels linearer Regression wird ein negativer Einfluss des SD-Anteils im Kanton auf die Medikamentenausgaben pro Kopf geschätzt. Die Grössenordnung des Effekts ist schwer abschätzbar. Da wie bei der Studie von Beck, Kunze, Oggier (2004) kantonale Durchschnittskosten analysiert werden, ist auch hier davon auszugehen, dass die Stichprobengrösse für die Anwendung einer linearen Regression sehr gering ist.

Reich et al. (2012) analysierten die Einflussfaktoren der regionalen Disparitäten in den Gesundheitsausgaben in den Jahren 1997 – 2007. Die Zielvariable waren die durchschnittlichen Gesamtausgaben für Leistungen der OKP, inklusive der Ausgaben, welche von Kanton und Gemeinden übernommen werden. Die Methodik bestand aus einer Paneldatenschätzung mit einer «Fixed-Effects»- beziehungsweise «Random-Effects»-Spezifikation. Die Autoren fanden einen positiven Einfluss der Anzahl SD-Ärzte pro 100'000 Einwohner auf die Gesundheitsausgaben. Eine Steigerung der Anzahl SD-Ärzte pro 100'000 Einwohner um 10 Prozent führt zu einer Erhöhung der Ausgaben um 0.16 Prozent.

2.3 Einfluss der SD auf die Medikamentenwahl

Filippini, Masiero und Moschetti (2008) analysierten, ob der Konsum von Antibiotika in Regionen mit hoher SD-Dichte höher ist als in anderen Regionen. Die Datenbasis waren Informationen über den Antibiotikakonsum in 240 kleinen regionalen Einheiten in der Schweiz. Methodisch wurden zwei unterschiedliche Modelle geschätzt. Das erste Modell war eine lineare Regression mit Log-Transformation. Im zweiten Modell wurde ein «2-stage-least-squares»-

Verfahren angewandt, welches für eine mögliche Endogenität von Preisen und Nachfrage kontrolliert. Hiermit ist gemeint, dass nicht nur die Preise die Nachfrage beeinflussen, sondern die Nachfrage auch die Preissetzung der Hersteller beeinflusst. Als Resultat wurde gefunden, dass sich die Menge an Antibiotika um rund 0.3 Prozent erhöht, wenn der Anteil an SD-Ärzten in der Region über 50 Prozent beträgt. Bei einem niedrigeren Anteil SD-Ärzte wurde kein signifikanter Unterschied zu einer Situation ohne SD-Ärzte festgestellt. Es ist nicht klar, inwiefern sich die Resultate dieser Studie auch auf andere Wirkstoffe verallgemeinern lassen.

Rischatsch, Trottmann und Zweifel (2013) analysierten den Einfluss der SD auf die Wahl zwischen Originalpräparaten und Generika. Zusätzlich wurden patientenspezifische Charakteristika wie die Franchisenhöhe analysiert. Die Datenbasis umfasste über 400'000 Einzelabrechnungen für drei unterschiedliche Wirkstoffe (Omeprazol, Amlodipin, Ciproflaxin) aus den Jahren 2005 – 2007. Die ökonometrischen Schätzungen wurden mittels logistischer Regression durchgeführt. Die Autoren fanden eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, dass Patienten Generika erhalten, wenn der Verschreiber auch Medikamente abgibt (SD). Dies traf insbesondere dann zu, wenn der Verschreiber ein Grundversorger war. Deskriptive Analysen von Hunkeler (2008) bestätigen, dass der Generikaanteil im SD-Kanal höher ist als im NSD-Kanal.

Rischatsch (2013) analysierte, ob SD-Ärzte bei gegebenem Präparat eher Packungsgrößen wählen, welche ihnen hohe Vertriebsmargen versprechen. Analysiert wurden dazu 170'000 Einzelabrechnungen für drei unterschiedliche Wirkstoffe (Omeprazol, Amlodipin, Ciproflaxin) aus den Jahren 2005 – 2007. Das Schätzmodell ist ein generalisiertes lineares Modell, welches durch ein hierarchisches Bayes-Modell geschätzt wird. Rischatsch fand Hinweise darauf, dass bei gegebenen Präparaten eine Margenoptimierung durch die Wahl der Packungsgrößen stattfindet. Den Patienten (beziehungsweise ihren Versicherern) entstehen so um rund 2.6 – 4.6 Prozent höhere Kosten.

2.4 Zusammenfassung Literaturübersicht

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass in der Fachliteratur bemerkenswert unterschiedliche Resultate über den Einfluss der SD vorliegen. Von den Studien seit 1996 (Einführung des neuen KVG) fanden zwei Studien einen positiven Zusammenhang von SD und den Medikamentenausgaben (Kaiser und Schmidt 2013; Beck, Kunze, Oggier 2004), während zwei andere Studien einen negativen Zusammenhang fanden (Schleiniger, Slembeck, Blöchinger 2007; Trottmann 2011).

Bezüglich der Gesamtausgaben beobachtete eine Studie einen schwach positiven Einfluss der SD (Reich et al. 2012), während zwei andere Studien einen schwach negativen Einfluss fanden (Vatter und Ruefli 2003; Trottmann 2011). Eine Studie fand einen negativen Einfluss der SD auf die verrechneten Leistungen von Grundversorgern, Gynäkologen, Psychiatern und Pädiatern und einen positiven Einfluss der SD auf die durch andere Spezialisten verrechneten Leistungen (Busato et al. 2010).

Zwei Studien beobachteten einen positiven Einfluss der SD auf die Wahl von Generika (Hunkeler 2008; Rischatsch, Trottmann, Zweifel 2013). Rischatsch (2013) fand, dass bei gegebener Wahl des Präparats die Kosten im SD-Kanal höher sind, weil eine Margenoptimierung über die Wahl der Packungsgrößen stattfindet. Eine Studie beschrieb einen höheren Antibiotikakonsum in Regionen mit hoher Dichte an SD-Ärzten (Filippini, Masiero und Moschetti, 2008).

Viele Studien zur Wirkung der SD auf die Ausgaben wurden auf der Basis von kantonalen Durchschnittskosten durchgeführt. Bei stark aggregierten Daten ist fraglich, ob der Einfluss der SD ausreichend von anderen Einflussfaktoren getrennt werden kann. Zusätzlich kann nicht analysiert werden, welche unterschiedlichen Mechanismen (z. B. Preis- oder Mengeneffekte) zur Wirkung der SD beitragen. Daten, welche auf der Arzzebene aggregiert sind, erlauben solche Analysen. Bei Patienten, welche von mehreren Leistungserbringern betreut werden, beschreiben sie jedoch nicht das gesamte Versorgungsgeschehen. Dies kann nur durch Daten auf Patientenebene analysiert werden. Daten auf Patientenebene scheinen daher am besten geeignet, um die Auswirkungen der SD zu untersuchen.

3 Abgrenzung des Analyserahmens

Wie in der Einleitung erwähnt, ist das Ziel der Studie die Analyse des Einflusses der SD auf folgende Zielgrössen: Medikamentenkosten zu Lasten der OKP, Mengen und Preise der abgegebenen Medikamente sowie Ausgaben bei vergleichbarer Behandlung.

Die Analysen haben wir grundsätzlich auf der Patientenebene durchgeführt. So wird sichergestellt, dass das gesamte Versorgungsgeschehen abgebildet wird. In Abschnitt 3.1 zeigen wir, welche Patienten zur Analyse selektiert wurden. Die gemachten Ausschlüsse werden begründet. In Abschnitt 3.2 diskutieren wir wichtige Definitionen, insbesondere die Abgrenzung zwischen «SD-Patienten», welche vorwiegend die ärztliche Medikamentenabgabe nutzen, und «NSD-Patienten», welche Medikamente vorwiegend durch Apotheken beziehen. Im folgenden Abschnitt 3.3 erläutern wir die Auswahl der Zielvariablen. Die Zielvariablen sollten geeignet sein, die im Pflichtenheft des Auftraggebers formulierten Fragen zu beantworten und mit den verfügbaren Daten analysierbar sein. Abschnitt 3.4 widmet sich schliesslich den verwendeten Kontrollvariablen. Dabei handelt es sich um Faktoren, von denen erwartet wird, dass sie die Zielgrössen beeinflussen. Die Berücksichtigung dieser Variablen in den ökonomischen Schätzungen stellt sicher, dass der Einfluss der SD nicht mit anderen Faktoren vermischt wird.

Wichtig ist zu bemerken, dass es sich bei der vorliegenden Arbeit um eine rein vergleichende Analyse anhand der definierten Zielgrössen handelt. Durch eine solche Analyse kann nicht beantwortet werden, was die «richtige» Höhe der Zielgrössen ist. Insbesondere werden folgende Fragestellungen in dem vorliegenden Bericht *nicht* thematisiert:

- Keine Analyse der Angemessenheit der Behandlung
- Keine Analyse der Behandlungsqualität und/oder der Patientenzufriedenheit
- Keine Analyse der Höhe oder Angemessenheit des Vertriebsanteils
- Die Zielgrössen werden bei *gegebener* Versorgungssituation analysiert. Es erfolgt keine Analyse der möglichen Effekte der SD auf die Versorgungsstrukturen beziehungsweise der Aufteilung der Versorgung unter verschiedenen Leistungserbringern wie Grundversorger, Spezialärzte und Spitäler.

3.1 Patientenselektion

3.1.1 Auswahl Regionen

Die Hauptanalysen haben wir auf den Daten der Kantone Aargau und Luzern durchgeführt. Diese beiden benachbarten Kantone weisen in Bezug auf die Medikamentenabgabe sehr unterschiedliche Regelungen auf. Im Kanton Aargau erhalten Ärzte nur dann eine Bewilligung zum Führen einer Praxisapothek, wenn es in der entsprechenden Ortschaft keine öffentliche Apotheke gibt und die rasche und für jedermann erreichbare Versorgung mit Arzneimitteln nicht

durch die Apotheken in benachbarten Ortschaften sichergestellt werden kann. Im Kanton Luzern erhalten alle Ärztinnen eine Bewilligung zur Führung einer Praxisapotheke, solange die fachgerechte Lagerung, Überwachung und Abgabe der Arzneimittel gewährleistet ist.³

Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse führten wir die Analysen auf einem weiteren Datensatz durch, welcher zusätzlich Patienten aus den Kantonen Freiburg (kein SD) und Thurgau (SD) sowie drei Kantonen mit Mischsystemen (Zürich, Bern und Schaffhausen) enthält.

In Tabelle 1 ist die Aufteilung der NSD- und SD-Patienten in beiden Datensätzen dargestellt. In Datensatz 1 kommen 96 Prozent der NSD-Patienten und 22 Prozent der SD-Patienten aus dem Kanton Aargau. Die jeweils restlichen Patienten stammen aus dem Kanton Luzern. In Datensatz 2 stammen die meisten Patienten aus dem Kanton Zürich. Konkret sind es rund 37 Prozent der NSD- und rund 49 Prozent der SD-Patienten. Der Kanton Bern macht rund 23 Prozent der NSD und 20 Prozent der SD-Patienten aus.

Tabelle 1 Geografische Verteilung

Kanton	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Aargau	43'809 95.6%	4'872 21.6%	43'809 29.1%	4'872 4.1%
Bern			35'102 23.3%	24'078 20.1%
Freiburg			8'512 5.7%	539 0.5%
Luzern	1'875 4.1%	17'720 78.4%	1'875 1.2%	17'720 14.8%
Schaffhausen			4'791 3.2%	2'009 1.7%
Thurgau			1'527 1.0%	11'996 10.0%
Zürich			54'979 36.5%	58'438 48.8%
Total	45'684 100%	22'592 100%	150'595 100%	119'652 100%

In Datensatz 1 kommen die NSD-Patienten zu über 95% aus dem Kanton Aargau, während die SD-Patienten zu über 78% aus dem Kanton Luzern stammen. In Datensatz 2 kommen rund 37% der NSD-Patienten und rund 49% der SD-Patienten aus dem Kanton Zürich.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

³ Kanton Aargau: Gesundheitsgesetz (301.100), Artikel 44; Kanton Luzern: Gesundheitsgesetz (800), Artikel 31.

3.1.2 Alter

Für die Analyse wurden nur erwachsene Patienten, das heisst Patienten, welche im Jahr 2012 das 19. Altersjahr vollendet hatten, betrachtet. In vorangegangenen Analysen wurde festgestellt, dass bei Kindern der Anteil der durch Ärzte abgegebenen Medikamente leicht höher ist als bei Erwachsenen, insbesondere in den Kantonen ohne SD. Um hieraus keine Verzerrung des Einflusses der SD-Variable zu erhalten, haben wir die Kinder aus der Analyse ausgeschlossen. Umsatzmässig machen die Medikamente der unter 19-Jährigen weniger als drei Prozent der Medikamentenausgaben zu Lasten der OKP aus, so dass der Einfluss dieser Einschränkung gering sein dürfte.

3.1.3 Leistungsbezug

In der Analyse haben wir nur Patienten berücksichtigt, welche im Jahr 2012 Medikamentenleistungen bezogen hatten. Diese Einschränkung ist notwendig, da auf Patientenebene beurteilt wird, welchen Bezugskanal der Patient hauptsächlich nutzte. Patienten, die keine Medikamentenleistungen bezogen haben, nutzten auch keinen Absatzkanal.

Eine weitere wichtige Einschränkung ist, dass nur Patienten betrachtet werden, bei denen mindestens 80 Prozent der Medikamentenausgaben durch niedergelassene Ärzte verursacht wurden. Wir vergleichen also Patienten, welche ihre Medikamente entweder direkt von niedergelassenen Ärzten bezogen («SD-Kanal») oder durch niedergelassene Ärzte Rezepte erhielten und diese in der Apotheke einlösten («NSD-Kanal»). Bei den ausgeschlossenen Patienten wurden die Medikamentenleistungen vorwiegend durch andere Leistungserbringer – mehrheitlich Spitäler oder Spitalambulatorien – verursacht. Obwohl Spitalambulatorien meist die Rollen Verschreibung und Abgabe wahrnehmen, sind sie keine «SD-Ärzte» im üblichen Sprachgebrauch und auch von den kantonalen Regulierungen der Praxisapotheken nicht betroffen. In einer zukünftigen Analyse wäre es sehr interessant, die Versorgung dieser Patientenpopulation, welche 19 Prozent der Bevölkerung ausmacht und einen hohen Anteil am Medikamentenumsatz hat, gesondert zu analysieren.

3.1.4 Beobachteter Zeitraum

Die Zielvariablen wurden für das Jahr 2012 analysiert. Als Kontrollvariablen haben wir auch die Kosten 2011 (Vorjahreskosten) und die Anzahl stationäre Spitaltage 2011 berücksichtigt. Aus diesem Grund wurden Patienten ausgeschlossen, welche 2011 und 2012 nicht durchgehend (je zwölf Monate) beobachtbar waren. Bei diesen Patienten war es nicht möglich zu beurteilen, welche Leistungen sie bezogen hätten, wären sie durchgehend beobachtbar gewesen. Eine Hochrechnung der im beobachtbaren Zeitraum bezogenen Leistungen auf den Gesamtzeitraum ist zwar technisch machbar, könnte jedoch zu Verzerrungen führen.

Durch den Ausschluss der nicht durchgehend beobachtbaren Patienten wurden auch die Verstorbenen ausgeschlossen. Diese sind in Bezug auf die Gesundheitsausgaben eine wichtige Gruppe, denn viele Versicherte haben kurz vor dem Tod sehr hohe Leistungsausgaben. Sollte

sich die SD ganz besonders auf die Leistungen kurz vor dem Tod auswirken, würde dieser Effekt in der vorliegenden Studie nicht erkannt. Wir erwarten jedoch keinen solchen Effekt der SD. Es gilt in diesem Zusammenhang auch zu beachten, dass rund drei Viertel der Verstobenen vor dem Tod durch Spitaler oder Pflegeheime betreut werden (Reich et al. 2013).

3.2 Definitionen von SD-Patienten und SD-rzten

Als SD-Patient gilt ein Versicherter, wenn er ber 50 Prozent seines Medikamentenumsatzes von einem SD-Arzt bezog. Analog zu den beiden Studien von Helsana (2006, 2010) und der Studie von Hunkeler (2008) gilt ein Arzt als SD-Arzt, wenn er folgende zwei Bedingungen erfllt:

- Der verursachte Medikamentenumsatz muss mindestens CHF 25'000 betragen.
- Mindestens 50 Prozent des gesamten Medikamentenumsatzes muss durch den Arzt selbst abgegeben werden.

Die Definition des SD-Arztes wurde anhand Daten des Datenpools santsuisse ermittelt, um den Gesamtumsatz erfassen zu knnen. Fr diese Zuordnung verwendeten wir also nicht die Datenbasis der Helsana.

Die Definition der SD ber den gesamten Medikamentenumsatz schliesst auch Medikamente mit ein, welche direkt in der Praxis appliziert oder an Notfallpatienten abgegeben wurden. Diese Medikamente werden zwar durch rzte abgegeben, es braucht dazu aber keine Bewilligung zum «Fhren einer Praxisapotheke». Aktuell steht die Information, welche rzte eine Praxisapotheke fhren, nicht in qualittsgesicherter Form zur Verfgung.⁴ Wir halten daher die Definition ber den abgegebenen Medikamentenumsatz fr die beste verfgbare Lsung. Wre eine Liste verfgbar, welche Wirkstoffe direkt in der Praxis appliziert werden, knnten diese vom Gesamtumsatz pro Arzt abgezogen werden. In der zur Verfgung stehenden Zeit war es jedoch nicht mglich, eine entsprechende Liste zu erstellen. Dies msste im Rahmen eines zuknftigen Forschungsprojektes gemacht werden.

In Anhang 4 ist ausgewiesen, wie viele rzte der einzelnen Fachrichtungen in den unterschiedlichen Kantonen diese Definition erfllen. Es zeigt sich, dass auch in den NSD-Kantonen Aargau und Freiburg mehrere rztinnen der Fachrichtung Onkologie als SD-rzte ausgewiesen werden (AG 36%, FR 17%). Dies knnte ein Effekt der applizierten Medikamente sein. Nach Aussagen von Vertretern der FMH machen applizierte Medikamente insbesondere in den Fachrichtungen Onkologie und Rheumatologie einen bedeutsamen Anteil des Medikamentenumsatzes aus. Um sicherzustellen, dass daraus keine Verzerrung in unseren Berechnungen resultiert, wurde die Schtzung zustzlich unter Ausschluss aller Patienten durchgefhrt, bei welchen Me-

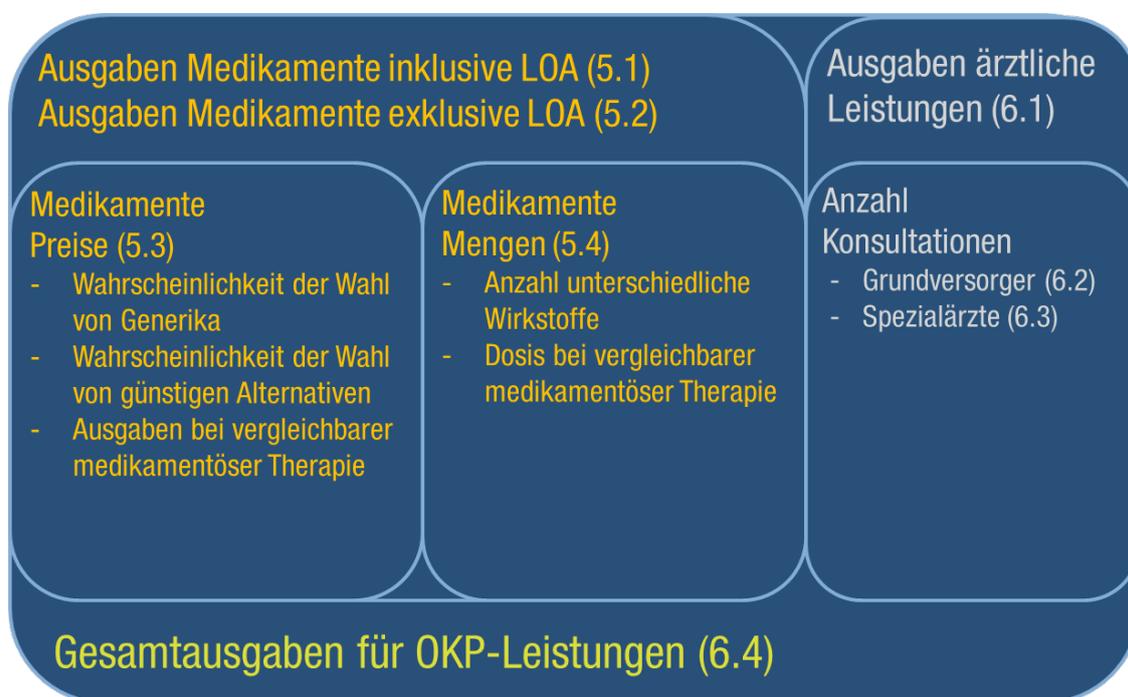
⁴ Das Medizinalberufsregister Medreg des Bundesamtes fr Gesundheit (<http://www.medregom.admin.ch/>) soll diese Information zuknftig enthalten, befindet sich aber noch im Aufbau.

dikamentenleistungen durch Rheumatologen oder Onkologen verursacht wurden (siehe Abschnitt 4.4).

3.3 Auswahl der Zielvariablen

In einem ersten Schritt mussten Zielvariablen ausgewählt werden, welche als geeignet erscheinen, die Auswirkungen der SD auf die Ausgaben für Medikamente, die Preise und Mengen der abgegebenen Medikamente sowie die Wahl der Behandlung abzubilden. In Abbildung 1 sind die Zielgrößen zusammengefasst. In Klammern ist jeweils der Abschnitt in diesem Bericht angegeben, in dem die Resultate zum jeweiligen Thema besprochen werden.

Abbildung 1 Analyisierte Zielgrößen



Die Zielgrößen, welche in dieser Arbeit analysiert wurden, lassen sich in die Bereiche Ausgaben für Medikamente, Ausgaben für Arztleistungen und Gesamtausgaben unterteilen. In Klammern sind jeweils die Kapitel angegeben, in welchen die Resultate beschrieben sind.

Quelle: Eigene Darstellung, Polynomics und Helsana.

3.3.1 Medikamentenausgaben

Die Medikamentenausgaben haben wir sowohl inklusive als auch exklusive der «leistungsorientierten Abgabe (LOA)», also der Abgeltung für die Beratungs- und Betreuungsleistungen der

Apotheker, analysiert.⁵ Die jeweiligen Medikamentenausgaben wurden brutto betrachtet, also vor Abzug der Kostenbeteiligung des Patienten. So sollen die gesamten Ausgaben für Medikamente auf der OKP-Spezialitätenliste analysiert werden, unabhängig davon, ob der Versicherer oder der Patient die Leistung bezahlt hat.

3.3.2 Preise der abgegebenen Medikamente

Um die Preise der abgegebenen Medikamente zu analysieren, wurde die Spezialitätenliste auf Präparate eingeschränkt, für welche Generika vorhanden sind und welche nur in einer Masseinheit (Milligramm) abgerechnet werden. Diese Präparate machen gemeinsam 13.5 Prozent des gesamten Medikamentenumsatzes und 43 Prozent des patentabgelaufenen Marktes aus. Für die Patienten, welche mindestens eines der Präparate auf der eingeschränkten Spezialitätenliste bezogen hatten, haben wir zwei unterschiedliche Indikatoren gebildet:

- Indikator «Generika»: Dieser Indikator ist gleich 1, wenn der Patient bei über 50 Prozent seiner Präparate der eingeschränkten Spezialitätenliste ein Generikum erhielt.
- Indikator «Preisgünstige Alternative»: Als preisgünstig gelten Präparate, welche im untersten Preisdrittel der verfügbaren Alternativen liegen. Der dreistufige Indikator zeigt an, ob dies bei weniger als 33 Prozent der unterschiedlichen Präparate («selten»), bei 33 bis unter 66 Prozent («manchmal»), oder bei 66 und mehr Prozent («häufig») zutraf. Als «verfügbare Alternativen» gelten alle Präparate, welche den gleichen Wirkstoff, die gleiche Wirkstoffmenge pro Pille und die gleiche Anzahl Pillen enthalten.

Als dritte Analyse im Themenbereich Preise haben wir die Ausgaben für eine «vergleichbare» medikamentöse Therapie untersucht. Um eine «vergleichbare» medikamentöse Therapie abzugrenzen, braucht es einerseits medizinisches Fachwissen, andererseits ist dies mit einem beachtlichen Aufwand verbunden. Im Rahmen dieser Studie war es nicht möglich, eine eigene Definition vorzunehmen. Wir haben daher vier Wirkstoffgruppen analysiert, die durch die Netzwerkärzte der Medix Zürich im Rahmen von Qualitätszirkeln entwickelt wurden. Sie betreffen die Indikationsgebiete blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva (siehe Anhang 5).

Um die unterschiedlichen Wirkstoffe vergleichbar zu machen, wurden die abgerechneten Wirkstoffmengen durch die «Defined Daily Dosis» (DDD) dividiert. Die DDD wird durch die Weltgesundheitsorganisation (WHO) als «durchschnittliche Dosis für Patienten mit der Hauptindikation, für welche das Medikament eingesetzt wird» definiert. Die DDD-Menge ist nicht als Behandlungsempfehlung zu sehen, kann aber in statistischen Analysen dazu verwendet werden, um unterschiedliche Wirkstoffe zu vergleichen.

⁵ Für Informationen zur LOA siehe www.pharmsuisse.org.

Bei Medikamenten, welche durch Apotheken abgegeben wurden, haben wir die Kosten pro DDD inklusive der leistungsorientierten Abgeltung (LOA) und des Effizienzbeitrages analysiert. Durch die Hinzunahme der LOA analysieren wir die gesamten durch den Patienten beziehungsweise Versicherer bezahlten Ausgaben, welche den entsprechenden Medikamenten direkt zurechenbar sind. Eine andere Fragestellung wäre, ob SD die Medikamentenwahl beeinflusst und alleine dadurch zu geringeren beziehungsweise höheren Ausgaben führt. Für diese Fragestellung hätten die Listenpreise⁶ der Medikamente analysiert werden müssen, denn diese sind unabhängig vom Abgabekanal. Eine solche Analyse wäre im Rahmen einer zukünftigen Forschungsarbeit interessant.

3.3.3 Mengen der abgegebenen Medikamente

Um einen Eindruck des Einflusses der SD auf die Medikamentenmengen zu erhalten, wurde die Anzahl an unterschiedlichen Wirkstoffen (identifiziert am ATC-Code) pro Patient und Jahr analysiert. Zudem haben wir in den vier «vergleichbaren» Wirkstoffgruppen untersucht, ob SD zu einer Veränderung der abgegebenen Dosis pro Patient und Jahr führt. Um die Vergleichbarkeit herzustellen, wurde die Dosis pro Wirkstoff durch die DDD-Menge des Wirkstoffes dividiert.

3.3.4 Ausgaben für ärztliche Leistungen

Es ist auch denkbar, dass die Regulierung der Selbstdispensation die Mengen an ärztlichen Leistungen beeinflusst. Als erste Kennzahl haben wir hier die Ausgaben für ärztliche Leistungen analysiert. Diese beinhalten alle durch niedergelassene Ärztinnen verrechneten Leistungen mit Ausnahme der Medikamente. Die Ausgaben wurden brutto analysiert, also inklusive der Kostenbeteiligung der Patienten. Neben den Ausgaben wurden zudem die Anzahl Konsultationen bei Grundversorgern und die Anzahl Konsultationen bei Spezialärzten untersucht.

3.3.5 Gesamtausgaben für OKP-Leistungen

Die Gesamtausgaben für Leistungen der OKP wurden brutto, d. h. inklusive der Kostenbeteiligung der Patienten, analysiert.

3.4 Auswahl der Kontrollvariablen

Eine Herausforderung bei empirischen Analysen ist, den Einfluss eines Faktors (hier der SD) von anderen Faktoren zu trennen, welche die Zielgrößen beeinflussen. Hätten beispielsweise SD-Patienten im Durchschnitt einen schlechteren Gesundheitszustand als NSD-Patienten, würde dies den geschätzten Einfluss der SD-Variable möglicherweise verzerren. Dies kann verhindert

⁶ Gemeint ist der Publikumspreis gemäss Spezialitätenliste.

werden, indem Indikatoren in die ökonometrischen Schätzungen einbezogen werden, welche den Gesundheitszustand der Patienten abbilden. Solche Indikatoren erlauben es, den Einfluss der «kränkeren Patienten» vom Einfluss der SD zu trennen. Diese Variablen werden als Kontrollvariablen bezeichnet.

3.4.1 Charakteristika des individuellen Leistungsbedarfs

Den Leistungsbedarf des Patienten bilden wir durch drei Typen von Variablen ab. Erstens sind dies demographische Variablen wie Alter und Geschlecht; zweitens Indikatoren aus der Leistungsanspruchnahme wie die abgerechneten OKP-Leistungen im Vorjahr oder die sogenannten «pharmazeutischen Kostengruppen». Diese Gruppen werden aus den abgerechneten Medikamentenleistungen gebildet. Es werden dazu Patienten gruppiert, welche Wirkstoffe für ähnliche Indikationen eingenommen haben. Beispielsweise werden alle Patienten, die Medikamente gegen Asthma/COPD einnehmen, einer entsprechenden Gruppe zugeteilt. Ein dritter Indikator bildet die Versicherungsdeckung der Patienten wie hohe Franchisen und Angebote mit eingeschränkter Wahl der Leistungserbringer.

3.4.2 Versorgungssituation des Patienten

Damit wir die Versorgungssituation des Patienten mitberücksichtigen können, wurden weitere Kontrollvariablen in die Schätzung miteinbezogen. Diese Variablen zeigen, durch welche Leistungserbringer eine Patientin vorwiegend betreut wurde. Sie werden sowohl durch den Gesundheitszustand des Patienten als auch durch die Versorgungsstrukturen beeinflusst. Beispielsweise weist ein stationärer Aufenthalt eher auf eine schwere Erkrankung hin. Andererseits kann aber auch das medizinische Angebot am Wohn- bzw. Arbeitsort des Patienten eine Rolle spielen, beispielsweise bei der Aufteilung der Versorgung zwischen Fachärzten und Allgemeinärzten.

3.4.3 Wohnregion

Wie in Abschnitt 3.1.1 beschrieben, wurden Kantone ausgewählt, welche in Bezug auf die Medikamentenabgabe unterschiedliche Systeme kennen. Um den Einfluss der Wohnregion vom Einfluss der SD zu trennen, haben wir zusätzlich den Wohnbezirk und die Gemeindetypen gemäss Definition des Bundesamts für Statistik in die Berechnungen einbezogen.⁷

⁷ Quelle: Bundesamt für Statistik, Die Raumgliederung der Schweiz 2012, Tabelle: be-b-00.04-rgs-12

4 Datenbasis und deskriptive Analysen

4.1 Patientencharakteristika

In Tabelle 2 sind Eigenschaften der selektierten Patienten in Datensatz 1 (AG und LU) und Datensatz 2 (AG, BE, FR, LU, SH, TG und ZH) dargestellt. In Datensatz 1 sind die NSD-Patienten im Durchschnitt etwas älter als die SD-Patienten, in Datensatz 2 verhält es sich umgekehrt. Der Anteil Frauen liegt bei den NSD-Patienten leicht über demjenigen bei den SD-Patienten. Der Anteil an hohen Franchisen ist mit 21 Prozent in beiden Patientengruppen etwa gleich hoch. In Datensatz 1 sind proportional mehr NSD-Patienten in Netzwerken versichert als SD-Patienten. Der Anteil an Versicherten in der Standard-OKP ist jeweils ähnlich. Die Gesamtausgaben im Vorjahr der NSD-Patienten sind jeweils leicht höher als diejenigen der SD-Patienten.

Tabelle 2 Demografie, Vertragswahl und Vorjahresleistungen

	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Alter	55.3 (18.1)	53.8 (18.5)	56.2 (18.4)	57.4 (18.7)
Anteil Frauen	56.2%	54.8%	59.0%	56.4%
Anteil Hohe Franchisen	21.1%	21.6%	21.6%	21.2%
Anteil Standard OKP	51.5%	53.5%	55.8%	55.7%
Anteil Listenmodell	6.7%	19.4%	9.4%	12.8%
Anteil Telmed	8.9%	10.9%	11.3%	11.5%
Anteil Netzwerk	32.9%	16.2%	23.5%	20.1%
Ausgaben Vorjahr	4056.3 (7176.1)	3875.2 (7551.9)	4737.2 (8296.2)	4568.7 (8777.5)
Stichprobengrösse (N)	45'684	22'592	150'595	119'652

Standardabweichungen in Klammern.

Zwischen den SD- und NSD-Patienten gibt es nur kleine Unterschiede in Bezug auf Alter, Anteil hohe Franchisen und Marktanteil der Standard-OKP. Der Frauenanteil ist unter den SD-Patienten jeweils leicht höher. Die Ausgaben im Vorjahr sind in beiden Datensätzen etwas höher unter den SD-Patienten als unter den NSD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Zugehörigkeit zu pharmazeutischen Kostengruppen ist in Tabelle 3 dargestellt (für eine Beschreibung dieser Gruppen siehe Lamers (2004) und Beck (2011)). Rund 45 Prozent der selektierten Patienten gehören mindestens einer solchen Gruppe an. Die häufigste pharmazeutische Kostengruppe sind die Magenkrankheiten, an welchen rund ein Viertel der ausgewählten

Patientenpopulation leidet. Weitere häufige Gruppen sind Asthma/COPD mit rund 10 Prozent und Diabetes Typ II mit rund 7 Prozent.

Es sind nur wenige deutliche Unterschiede zwischen den SD- und den NSD-Patienten zu erkennen. Beim Rheumatismus und bei Krebserkrankungen ist der Anteil unter den SD-Patienten etwas höher. Dies ist möglicherweise ein Effekt davon, dass bei diesen Erkrankungen viele Medikamente appliziert werden und diese Patienten durch unsere Definition daher eher dem SD-Bereich zugerechnet werden (vgl. 3.2). Die Gruppe Epilepsie ist unter den NSD-Patienten etwas häufiger als unter den SD-Patienten vertreten. Möglicherweise führen Praxisapotheken diese Medikamente häufig nicht, so dass die Patienten sie eher in Apotheken beziehen.

Tabelle 3 Pharmazeutische Kostengruppen

PCG	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
PCG01, Asthma/COPD	10.1%	10.0%	10.5%	10.4%
PCG02, Epilepsie	3.8%	2.9%	4.1%	3.1%
PCG03, Rheumatismus	2.9%	4.0%	3.0%	3.7%
PCG04, Herzkrankheiten	10.4%	11.1%	11.5%	13.0%
PCG05, Morbus Crohn/Magengeschwür	0.5%	0.5%	0.6%	0.5%
PCG06, Magenkrankheiten	25.0%	25.4%	26.0%	27.3%
PCG07, Diabetes Typ 1	2.3%	2.1%	2.4%	2.1%
PCG08, Parkinson	1.3%	1.3%	1.4%	1.4%
PCG09, Organtransplantation	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%
PCG10, Krebs	0.8%	1.2%	1.0%	1.3%
PCG11, Diabetes Typ II	7.1%	6.3%	6.9%	7.4%
PCG12, HIV/Aids	0.0%	0.1%	0.1%	0.0%
PCG13, Nierenprobleme	0.1%	0.2%	0.1%	0.2%
In mind. 1 PCG	44.1%	43.6%	45.4%	46.4%
Stichprobengrösse (N)	45'684	22'592	150'595	119'652

In beiden Datensätzen befinden sich jeweils rund 45% der Patientenpopulation in mindestens einer pharmazeutischen Kostengruppe. Diese eher hohe Zahl ist durch den Umstand begünstigt, dass nur Patienten mit Medikamentenleistungen in die Analyse aufgenommen wurden. Bei der Häufigkeit der PCGs gibt es kaum auffällige Unterschiede zwischen den NSD- und SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

4.2 Urbanitätsgrad

Der Urbanitätsgrad wurde über die Gemeindetypologie des Bundesamtes für Statistik abgebildet. Die beiden Gruppen der «agraren» und «agrargemischten» Gemeinden haben wir zusammengenommen, weil sich sonst im Datensatz 1 nur eine kleine Patientenzahl in den jeweiligen Kategorien ergeben hätte. In Tabelle 4 sind die Anteile der NSD- beziehungsweise SD-Patienten angegeben, die in einer Gemeinde des jeweiligen Typs wohnen. Die Werte in jeder Spalte summieren sich auf 100 Prozent.

Die beiden Datensätze unterscheiden sich hinsichtlich der Verteilung der NSD- und SD-Patienten. In Datensatz 1 wohnen die NSD-Patienten häufiger in suburbanen Gemeinden und ländlichen Pendlergemeinden, während die SD-Patienten eher in Zentren oder in agrargemischten Gemeinden wohnen. Dies widerspiegelt die Unterschiede in der Urbanität in den Kantonen Aargau und Luzern. In Datensatz 2 wohnen proportional wesentlich mehr NSD-Patienten in Zentren als SD-Patienten. Die SD-Patienten wohnen vermehrt in den suburbanen, industriellen/tertiären und agrargemischten Gemeinden.

Tabelle 4 Verteilung nach Gemeindetyp

Gemeindetyp	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Agrar-gemischte Gemeinden	1.6%	10.5%	2.7%	8.2%
Einkommensstarke Gemeinden	0.2%	2.2%	3.7%	5.7%
Industrielle/tertiäre Gemeinden	9.1%	11.6%	5.7%	10.0%
Ländliche Pendlergemeinden	16.8%	10.3%	7.3%	6.6%
Periurbane Gemeinden	16.5%	6.7%	9.4%	11.6%
Suburbane Gemeinden	37.3%	32.9%	29.9%	40.5%
Touristische Gemeinden	0.6%	1.6%	1.3%	1.6%
Zentren	17.9%	24.1%	40.0%	15.8%
Total	100%	100%	100%	100%
Stichprobengrösse (N)	45'684	22'592	150'595	119'652

Die Gemeindetypologie wird durch das Bundesamt für Statistik (BFS) zur Verfügung gestellt (Gemeindetypologie 9). Die Gruppen «agraren» und «agrargemischte» Gemeinden wurden zusammengenommen.

Die Werte in der Tabelle geben an, welcher Anteil der NSD- beziehungsweise SD-Population in einer Gemeinde des entsprechenden Typs wohnt. Die beiden Datensätze unterscheiden sich hierbei erheblich. In Datensatz 1 leben die NSD-Patienten häufiger in suburbanen Gemeinden und ländlichen Pendlergemeinden, während die SD-Patienten eher in Zentren oder agraren Gemeinden zu finden sind. In Datensatz 2 sind die NSD-Patienten wesentlich häufiger in Zentren wohnhaft als die SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

4.3 Versorgungssituation

Wie in Abschnitt 3.4.2 erwähnt, ist die Versorgungssituation der Patienten eine Grösse, welche sowohl durch die Patientenmorbidity, als auch durch die lokale Angebotsstruktur beeinflusst wird. In Tabelle 5 ist pro Fachrichtung dargestellt, welcher Anteil der Patienten durch Ärzte dieser Fachrichtung Medikamente verursacht⁸ bekam. Um die Konsistenz mit den anderen Analysen sicherzustellen, beschreiben wir die Analyse aus der Perspektive der Patienten. Die Aufteilung NSD- und SD-Patienten ist jedoch auch durch die Ärzte beeinflusst: Weil beispielsweise mehr Grundversorger als Spezialärzte eine Praxisapotheke führen, sind Patienten, die vorwiegend durch Grundversorger betreut werden, häufiger SD-Patienten. In Datensatz 2 waren Grundversorger bei 84 Prozent aller NSD-Patienten die Verursacher von Medikamentenleistungen, während dies auf 91 Prozent aller SD-Patienten zutrifft.⁹

Tabelle 5 Versorgung durch Ärzte unterschiedlicher Fachrichtungen

	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Grundversorger, Anteil Patienten ^{a)}	86.1%	90.5%	84.0%	90.5%
Psychiatrie, Anteil Patienten ^{a)}	4.3%	3.0%	6.3%	2.4%
Kardio-/Angiologie, Anteil Patienten ^{a)}	0.9%	0.7%	1.3%	0.6%
Gynäkologie, Anteil Patienten ^{a)}	14.5%	10.6%	16.1%	11.0%
Rheumatologie, Anteil Patienten ^{a)}	3.8%	2.0%	5.1%	4.0%
Onkologie, Anteil Patienten ^{a)}	0.6%	0.5%	0.8%	0.8%
Andere Spezialärzte, Anteil Patienten ^{a)}	41.3%	33.1%	44.9%	35.2%
Stichprobengrösse (N)	45'684	22'592	150'595	119'652

a) Der Anteil an Patienten, bei denen Ärzte der jeweiligen Fachrichtung Medikamentenleistungen verursachten.

Der Anteil an Patienten, bei welchen Grundversorger Medikamentenleistungen verursachten, ist unter den SD-Patienten höher als unter den NSD-Patienten. Umgekehrt sind die Anteile an Patienten, die von Fachärzten Medikamentenverschreibungen erhielten, unter den NSD-Patienten höher als unter den SD-Patienten. Eine Ausnahme bilden die Onkologen, wo kein deutlicher Unterschied zwischen dem SD- und dem NSD-Bereich besteht.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Bei NSD-Patienten sind häufiger Spezialärzte die Verursacher von Medikamentenleistungen als bei SD-Patienten. Beispielsweise liegt in Datensatz 2 der Anteil an Patienten, welche von Psy-

⁸ Unter «verursacht» wird verstanden, dass ein Arzt dieser Fachrichtung das Medikament verschrieben hat, unabhängig davon, ob ein Rezept ausgestellt wurde oder ob die Abgabe direkt in der Arztpraxis erfolgte.

⁹ Es werden alle Medikamente betrachtet, welche 2012 abgegeben wurden, unabhängig vom Zeitpunkt der Verschreibung.

chiatern Medikamente verursacht bekamen, unter den NSD-Patienten bei 6.3 Prozent und unter den SD-Patienten bei 2.4 Prozent. Betrachtet man die Gruppe der nicht näher bezeichneten («anderen») Spezialärzten, dann haben diese in Datensatz 2 für knapp 45 Prozent der NSD-Patienten Medikamente verursacht. Unter den SD-Patienten waren es nur 35 Prozent. Eine Ausnahme unter den Spezialärzten bilden die Onkologen. Bei ihnen ist der Anteil an betreuten NSD-Patienten gleich wie der Anteil an betreuten SD-Patienten.

Es mag überraschen, dass weniger als 20 Prozent der Patienten von Gynäkologen versorgt wurden. Hier ist jedoch zu beachten, dass zur Bestimmung der Fachrichtung nur Verschreibungen von Medikamenten betrachtet wurden, welche durch die obligatorische Krankenversicherung vergütet wurden. Dies sagt nichts über den Anteil an Patientinnen aus, die andere Leistungen von Gynäkologen in Anspruch genommen haben.

In den ökonomischen Schätzungen berücksichtigen wir den verursachten Anteil am Medikamentenumsatz pro Fachrichtung und Patient. Wenn beispielsweise ein Patient 70 Prozent seines Medikamentenumsatzes durch Grundversorger verursacht bekam und 30 Prozent seines Medikamentenumsatzes durch Rheumatologen, dann geht er mit 0.7 bei den Grundversorgern und 0.3 bei den Rheumatologen in die Schätzung ein.

In Tabelle 6 ist pro Facharztgruppe der mittlere Anteil dieser Gruppe an den Medikamentenausgaben pro Patient dargestellt. Der Mittelwert wurde nur für diejenigen Patienten berechnet, die von der jeweiligen Facharztgruppe Medikamente verursacht erhielt. Bei den NSD-Patienten, welche von Grundversorgern Medikamente erhielten, machen diese durchschnittlich 81 Prozent des Medikamentenumsatzes aus (Datensatz 1). Patienten, welche von Psychiatern Medikamente verursacht bekamen, erhielten durchschnittlich rund 54 Prozent ihrer Medikamente von dieser Facharztgruppe (ebenfalls Datensatz 1).

Tendenziell sind die Anteile des durch Spezialisten verursachten durchschnittlichen Medikamentenumsatzes bei den NSD-Patienten etwas höher als bei den SD-Patienten. Dies gilt in Datensatz 2 für die Fachrichtungen Psychiater, Kardiologen/Angiologen, Gynäkologen und andere Spezialärzte. Bei den Onkologen ist der Anteil unter SD-Patienten höher, was erneut ein Effekt der Definitionen sein könnte (siehe 3.2).

Tabelle 6 **Anteile der Fachärzte am Umsatz pro Patient (Verursacher)**

	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Anteil Grundversorger am Umsatz pro Patient wenn > 0	80.8% (28.1)	86.6% (23.9)	77.4% (30.3)	85.9% (24.0)
Anteil Psychiatrie am Umsatz pro Patient wenn > 0	53.7% (34.0)	54.1% (34.1)	56.0% (33.6)	43.9% (33.8)
Anteil Kardio-/Angiologie am Umsatz pro Patient wenn > 0	38.7% (35.5)	27.2% (34.2)	40.7% (37.4)	26.4% (32.5)
Anteil Gynäkologie am Umsatz pro Patient wenn > 0	43.3% (36.2)	44.7% (0.365)	43.0% (36.0)	38.2% (34.9)
Anteil Rheumatologie am Umsatz pro Patient wenn > 0	52.8% (38.1)	35.1% (34.4)	42.1% (36.2)	43.1% (37.6)
Anteil Onkologie am Umsatz pro Patient wenn > 0	63.8% (37.2)	69.0% (32.5)	54.7% (36.0)	70.4% (31.8)
Anteil andere Spezialärzte am Umsatz pro Patient wenn > 0	42.1% (35.7)	37.6% (36.6)	43.5% (36.5)	36.2% (35.4)
Stichprobengrösse (N)	45'684	22'592	150'595	119'652

Standardabweichungen in Klammern.

Hier ist der Anteil am Medikamentenumsatz pro Patient und Facharzttrichtung dargestellt, falls die entsprechende Fachrichtung Medikamente bei diesem Patienten verursachte. Beispielsweise bekamen Patienten, welche durch Psychiater verursachte Medikamente erhielten, durchschnittlich 45 – 56 Prozent ihrer Medikamente von Ärzten dieser Fachrichtung. Tendenziell wurden bei SD-Patienten ein kleinerer Teil der Medikamentenausgaben von Fachärzten verursacht als bei NSD-Patienten. Die Grundversorger verursachten demgegenüber bei SD-Patienten einen grösseren Anteil der Medikamente. Dies ist auch dadurch begründet, dass Grundversorger häufiger eine Praxisapotheke führen als Spezialärzte.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

4.4 Repräsentativität der Datenbasis und Robustheitstests

Die Marktanteile der Helsana-Gruppe in den selektierten Kantonen sind in Anhang 3 dargestellt. Sie reichen von 8 Prozent im Kanton Freiburg bis 21 Prozent im Kanton Schaffhausen. Es stellt sich die Frage, ob die hier gewonnen Erkenntnisse auf die Gesamtpopulation verallgemeinerbar sind. Wir halten dies aus folgenden vier Gründen für gegeben:

1. Umfassende Liste an Kontrollvariablen

Wie in den vorangegangenen Abschnitten beschrieben, wurde eine grosse Anzahl an Kontrollvariablen in die ökonomischen Schätzungen miteinbezogen. Sie sollen den Effekt der SD von anderen Faktoren trennen, welche die Zielvariablen beeinflussen. Sind beispielsweise – wie dies in Datensatz 2 der Fall ist – die NSD-Patienten eher in Zentren zu Hause, kann dies einen Effekt auf die Zielgrössen haben. Durch den Einbezug des Gemeindetyps wird sichergestellt, dass sich der Effekt der Zentren nicht mit dem Effekt der SD vermischt. Falls die Patientenpopulation der Helsana in Bezug auf beobachtete Vari-

ablen von der Gesamtpopulation abweicht, verzerrt dies den geschätzten Einfluss der SD Variable nicht, da die Variablen in den Schätzungen explizit berücksichtigt sind.

2. Grosse Anzahl an Beobachtungen

In Datensatz 1 stehen über 68'000 Beobachtungen zur Verfügung, in Datensatz 2 sind es über 270'000. Diese grosse Anzahl an Beobachtungen hat zwei Vorteile: Erstens ist es in so grossen Datensätzen äusserst selten, dass eine Population sehr stark von der Gesamtpopulation abweicht, ohne dass beobachtbare Einflussfaktoren dafür verantwortlich sind. Zweitens erlaubt diese grosse Anzahl an Beobachtungen den Einsatz von ökonometrischen Schätzmethoden, welche die in Punkt 1 beschriebene Trennung von unterschiedlichen Einflussfaktoren sicherstellen.

3. Kein Grund für systematisch andere Behandlung von Helsana-Versicherten durch Leistungserbringer

Durch die in 1 und 2 beschriebenen Punkte ist es unproblematisch, wenn die Patientenspopulation der Helsana-Gruppe *in Bezug auf die Kontrollvariablen* von der Gesamtpopulation abweicht. Ein Problem würde erst bestehen, wenn Unterschiede in Bezug auf nicht-beobachtete Faktoren bestehen, welche dazu führen, dass der Einfluss der SD auf die Zielvariablen bei Helsana-Versicherten ein anderer ist als bei anderen Versicherten. Dies halten wir für sehr unwahrscheinlich, denn es ist nicht anzunehmen, dass Ärztinnen und Apotheker Versicherte der Helsana systematisch anders behandeln als andere Patienten.

4. Erfolgreiche Robustheitstests

Um die Robustheit der Ergebnisse zu testen, wurden die Schätzungen jeweils mit unterschiedlichen Datensätzen wiederholt. Erstens wurden zusätzlich Schätzungen durchgeführt, welche ausschliesslich Kantone mit Mischsystemen (Zürich, Bern, Schaffhausen) einschlossen. Zweitens wurden ökonometrische Schätzungen ohne die Patienten gemacht, bei welchen Fachärzte der Onkologie oder Rheumatologie Medikamentenleistungen verursacht hatten. Wie in 3.2 erwähnt, werden in diesen Fachrichtungen häufig applizierte Medikamente verwendet. Obwohl applizierte Medikamente direkt in der Praxis abgegeben und durch Ärzte verrechnet werden, ist hier die Diskussion «Abgabe durch Ärzte oder Apotheke» nicht sinnvoll. Drittens wurden Schätzungen jeweils ohne die teuersten fünf Prozent der Patienten gemacht, um zu beurteilen, ob Extremwerte einen grossen Einfluss auf die Resultate haben.

Die Schätzergebnisse in den unterschiedlichen Datensätzen waren jeweils sehr ähnlich, die Schlussfolgerungen wären die gleichen geblieben.

5 Resultate Medikamente

5.1 Medikamentenausgaben inkl. LOA

Wie viele Kenngrößen im Gesundheitsbereich sind die Medikamentenausgaben rechtsschief verteilt. Während die Hälfte der Population Medikamentenausgaben von einigen Hundert Franken im Jahr verursacht, gibt es eine kleine Minderheit an Patienten, welche Leistungen für mehrere zehntausend Franken benötigen.

Wie in Abbildung 2 gezeigt, liegen die Mittelwerte der Medikamentenausgaben bei den NSD-Patienten etwas höher als bei den SD-Patienten. Im Boxplot auf der linken Seite ist dargestellt, wo sich die mittleren 50 Prozent der Versicherten, also die Personen zwischen dem 25%- und 75%-Quantil, befinden. Es zeigt sich, dass der Median und das 75%-Quantil bei den SD-Patienten etwas höher liegen als bei den NSD-Patienten.

Abbildung 2 Medikamentenausgaben inkl. LOA

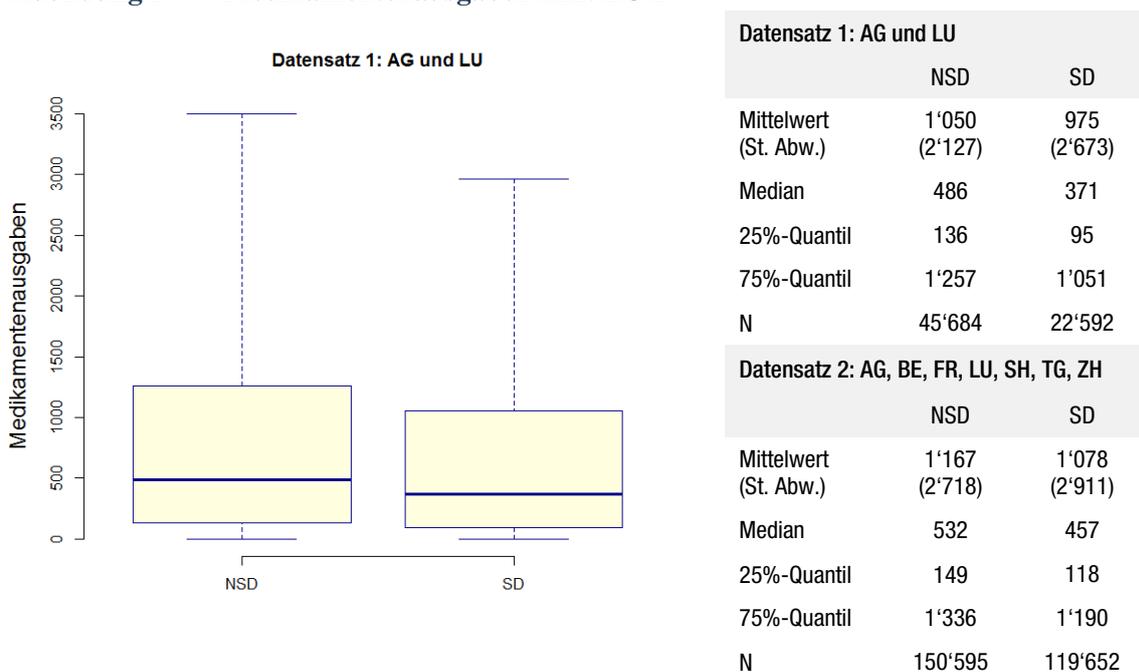


Abbildung: Datensatz 1 ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Die gelben Vierecke markieren die Spannweite zwischen dem 25%- und dem 75%-Quantil. Sie geben an, zwischen welchen Werten sich die Medikamentenausgaben der mittleren 50% der Patienten befinden. Es wird deutlich, dass sowohl der Median (blaue waagrechte Linie) als auch das 75%-Quantil bei den NSD-Patienten etwas höher liegt als bei den SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Wegen der stark schiefen Verteilung wird ein logarithmiertes lineares Modell geschätzt. Für die Varianz des Fehlerterms nehmen wir eine Gammaverteilung an (siehe Anhang 2 für Details zur

Modellierung). Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 7 dargestellt. Es sind jeweils die delogarithmierten Koeffizienten angegeben. Der prozentuale Einfluss eines Faktors auf die Zielvariable kann somit durch die Subtraktion von 1 und Multiplikation mit 100 errechnet werden. Es zeigt sich, dass SD-Patienten ceteris paribus rund 13 Prozent niedrigere Medikamentenausgaben haben als NSD-Patienten (Berechnung: $(0.868 - 1) * 100$).

Tabelle 7 Medikamentenausgaben inkl. LOA

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	0.868***	(0.018)	0.834/0.903	0.884***	(0.007)	0.87/0.898
Alter	1.015***	(0.000)	1.014/1.016	1.014***	(0.000)	1.013/1.014
Männlich	1.065***	(0.013)	1.039/1.091	1.080***	(0.007)	1.066/1.094
Franchise Hoch	0.687***	(0.011)	0.666/0.709	0.682***	(0.006)	0.672/0.694
Vm. Netzwerk	0.939***	(0.014)	0.913/0.966	0.924***	(0.007)	0.909/0.938
Mind. 1 DRG-Fall	1.191***	(0.025)	1.142/1.241	1.176***	(0.012)	1.152/1.201
Kons. Spital Amb.1-5	1.347***	(0.019)	1.31/1.384	1.298***	(0.009)	1.28/1.317
Kons. Spital Amb. >5	1.663***	(0.044)	1.579/1.753	1.613***	(0.022)	1.571/1.657
Sqrt(Spittage_Vj)	0.974***	(0.005)	0.964/0.984	0.976***	(0.003)	0.971/0.981
Log(A_Vj)	1.228***	(0.004)	1.221/1.235	1.231***	(0.002)	1.227/1.235
Psychiater	2.816***	(0.139)	2.556/3.102	2.693***	(0.064)	2.57/2.822
Kardio-/Angiologie	1.142	(0.153)	0.878/1.484	1.091	(0.064)	0.972/1.225
Gynäkologie	0.779***	(0.025)	0.731/0.829	0.813***	(0.014)	0.787/0.84
Rheumatologie	2.296***	(0.127)	2.061/2.558	2.300***	(0.060)	2.184/2.421
Onkologie	4.112***	(0.436)	3.341/5.062	5.766***	(0.301)	5.206/6.388
Andere Spezialärzte	1.408***	(0.029)	1.353/1.466	1.374***	(0.014)	1.346/1.402
Konstante	44.941***	(2.202)	40.826/49.47	54.209***	(2.252)	49.9/58.807
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		1'010'165			4'042'262	

Schätzmethode: GLM mit Loglink und Gammavarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (Einfluss positiv), Vm Liste/Telmed (Einfluss negativ), Bezirke und Gemeindetypen (Einfluss gering)

*Der Koeffizient der SD-Variable ist hochsignifikant und kleiner eins, was auf einen negativen Zusammenhang hindeutet. Der prozentuale Einfluss kann durch die Subtraktion von eins und Multiplikation mit 100 errechnet werden $((0.868 - 1) * 100)$. SD-Patienten haben ceteris paribus rund 13% niedrigere Medikamentenausgaben als vergleichbare nicht SD-Patienten (bzw. 12% in Datensatz 2). Die Kontrollvariablen haben die erwarteten Vorzeichen. Männer haben jedoch ceteris paribus rund 7% höhere Ausgaben als Frauen (bzw. 8% in Datensatz 2).*

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Kontrollvariablen haben mehrheitlich den erwarteten Einfluss. Ältere Patienten, Patienten mit hohen Vorjahresleistungen und mit dem Bezug von Spitalleistungen haben höhere Medikamentenausgaben. Stark positiv sind auch die Koeffizienten der pharmazeutischen Kostengruppen (nicht gezeigt). Dies ist zu erwarten, da die entsprechenden Gruppen aus den Medikamentenabrechnungen gebildet werden. Patienten von Onkologinnen haben deutlich höhere Medikamentenausgaben. Bei den Patienten der Psychiater und Rheumatologen ist der Einfluss ebenfalls stark positiv. Etwas überraschend ist, dass Männer ceteris paribus leicht höhere Ausgaben aufweisen als Frauen. Möglicherweise leiden Männer häufiger als Frauen an Krankheiten, welche durch eine chronische Arzneimitteltherapie behandelt werden.

5.2 Medikamentenausgaben exkl. LOA

In Tabelle 8 ist die gleiche Schätzung dargestellt wie in Tabelle 7. Als Zielvariable werden nun jedoch die Medikamentenausgaben ohne die durch Apotheker erbrachten Beratungsleistungen betrachtet, welche über die leistungsorientierte Abgabe (LOA) als Pauschalen abgerechnet werden. Den «Effizienzbeitrag» wird ebenfalls nicht berücksichtigt. So entspricht die Berechnung der Medikamentenausgaben im Apothekerkanal derjenigen im SD-Kanal.

Tabelle 8 Medikamentenausgaben exkl. LOA

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	0.941**	(0.02)	0.903/0.98	0.936***	(0.008)	0.921/0.951
Alter	1.016***	(0)	1.015/1.017	1.015***	(0)	1.014/1.015
Männlich	1.067***	(0.014)	1.041/1.095	1.084***	(0.007)	1.071/1.098
Franchise Hoch	0.686***	(0.011)	0.665/0.708	0.686***	(0.006)	0.675/0.697
Vm. Netzwerk	0.95***	(0.014)	0.923/0.977	0.934***	(0.008)	0.919/0.949
Sqrt(Spittage_Vj)	0.972***	(0.005)	0.962/0.983	0.976***	(0.003)	0.971/0.981
Log(A_Vj)	1.226***	(0.004)	1.218/1.233	1.231***	(0.002)	1.227/1.235
Konstante	38.705***	(1.934)	35.095/42.687	46.61***	(1.96)	42.922/50.614
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		998'225			4'005'642	

Schätzmethode: GLM mit Loglink und Gammavarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (Einfluss positiv), Vm Liste/ Telmed (Einfluss negativ), Bezirke und Gemeindetypen (Einfluss gering), Spitalleistungen ambulant und stationär, Anteile der durch Spezialärzte verursachten Medikamente (Einfluss siehe Tabelle 7)

Falls die LOA und der Effizienzbeitrag nicht berücksichtigt werden, haben SD-Patienten ceteris paribus rund 6% niedrigere Medikamentenausgaben als vergleichbare NSD-Patienten. Die Kontrollvariablen sind erwartungsgemäss ähnlich wie bei der Schätzung der Medikamentenausgaben inkl. LOA.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Erwartungsgemäss ist der Einfluss der SD auf die Medikamentenausgaben in der Schätzung ohne LOA schwächer. Mit 6 Prozent ist er noch etwa halb so gross wie der Einfluss, der inklusive LOA berechnet wurde. Der Einfluss der Kontrollvariablen hat sich kaum verändert, daher wird in Tabelle 8 nur noch eine eingeschränkte Auswahl an Kontrollvariablen gezeigt.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 1:

Die Medikamentenausgaben sind bei SD-Patienten ceteris paribus niedriger als bei NSD-Patienten. In der Berechnung inklusive LOA beträgt der Einfluss rund 13 Prozent, in der Berechnung exklusive LOA rund 6 Prozent.

5.3 Preise der abgegebenen Medikamente

5.3.1 Wahl von preisgünstigen Alternativen

Wie in Abschnitt 3.3.2 beschrieben, haben wir zwei unterschiedliche Indikatoren für die preisgünstige Medikamentenwahl analysiert. Der zweistufige Indikator «Generika» gibt an, ob der Patient bei mehr als 50 Prozent der Präparate auf der eingeschränkten SL-Liste Generika erhielt. Der dreistufige Indikator «Preisgünstige Alternative» gibt an, wie oft der Patient ein Präparat aus dem untersten Preisdrittel der zur Verfügung stehenden Alternativen erhielt. Der Indikator nimmt den Wert «häufig» an, falls der Patient bei mindestens zwei Dritteln der gekauften Medikamente ein Präparat aus dem untersten Preisdrittel bezog. Er nimmt den Wert «manchmal» an, falls dies bei ein bis zwei Dritteln der Medikamente der Fall war.

Tabelle 9 Wahl von Generika, deskriptive Statistik

	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Generika = 1	70.2 %	77.4 %	69.4%	75.9%
Stichprobengrösse (N) ^{a)}	19'654	9'348	67'580	55'917

a) Hier sind nur Patienten eingeschlossen, welche Medikamente auf der eingeschränkten Spezialitätenliste bezogen. Zudem muss das entsprechende Präparat auf der Spezialitätenliste als «Original» oder «Generikum» gekennzeichnet sein.

Der Indikator «Generika» gibt an, ob ein Patient mehrheitlich Generika erhielt. In der deskriptiven Statistik ist der Anteil an Patienten, welche häufig Generika erhielten, unter den SD-Patienten höher als unter den NSD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

In Tabelle 9 ist zu sehen, dass der Generikaanteil bei den SD-Patienten jeweils höher ist als bei den NSD-Patienten. SD-Patienten wurden auch leicht häufiger mit Medikamenten aus dem untersten Preisdrittel bedient (Tabelle 10).

Tabelle 10 Wahl von preisgünstigen Alternativen, deskriptive Statistik

	Datensatz 1: LU und AG		Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH	
	NSD	SD	NSD	SD
Preisgünstige Alternative = manchmal	18.3 %	20.8 %	19.3%	21.9%
Preisgünstige Alternative = häufig	17.2 %	20.3 %	17.5%	20.0%
Stichprobengrösse (N) ^{a)}	20'600	9'967	70'860	58'920

a) Hier sind nur Patienten eingeschlossen, welche Medikamente auf der eingeschränkten Spezialitätenliste bezogen.

Der Indikator «Preisgünstige Alternative» gibt an, ob der Patient häufig ein Präparat aus dem untersten Preisdrittel der verfügbaren Alternativen bekam. Solche «preisgünstige» Alternativen werden bei SD-Patienten häufiger gewählt als bei NSD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Wahrscheinlichkeit, dass der Indikator «Generika» gleich eins ist, wurde durch eine logistische Regression geschätzt. Die entsprechenden Modelle werden in Anhang 2 beschrieben. Betreffend der Kontrollvariablen zeigt sich, dass kränkere Patienten (z. B. Patienten mit hohen Vorjahresleistungen) eine kleinere Wahrscheinlichkeit aufweisen, Generika zu erhalten. Der Koeffizient der SD-Variable ist signifikant positiv (siehe Tabelle 11). SD-Patienten haben also ceteris paribus eine höhere Wahrscheinlichkeit, Generika zu erhalten als NSD-Patienten. Im Median macht der Einfluss der SD-Variable auf die Wahrscheinlichkeit, Generika zu erhalten, 4.3 Prozentpunkte (Datensatz 1) bis 6.5 Prozentpunkte (Datensatz 2) aus (Berechnung siehe Anhang 2).

Tabelle 11 Wahrscheinlichkeit der preisgünstigen Medikamentenwahl

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient SD-Variable	St. Abw.	95%- KI	Koeffizient SD-Variable	St. Abw.	95%- KI
Generikum	0.224***	(0.048)	0.128-0.320	0.334***	(0.018)	0.300-0.369
Günstige Alternativen	0.218***	(0.042)	0.135-0.300	0.220***	(0.015)	0.191-0.250

Schätzmethode: Logistische Regression/Geordnete Logistische Regression; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05.

Der Koeffizient der SD-Variable ist signifikant positiv. SD-Patienten haben ceteris paribus eine höhere Wahrscheinlichkeit, Generika zu erhalten. Der Effekt ist in den Kantonen Aargau und Luzern (Datensatz 1) etwas schwächer als in Datensatz 2. SD-Patienten haben auch eine höhere Wahrscheinlichkeit, Präparate aus dem untersten Preisdrittel abzurechnen.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Wahrscheinlichkeit von unterschiedlichen Stufen des Indikators «Preisgünstige Alternative» wird mit Hilfe einer geordneten logistischen Regression geschätzt (siehe Anhang 2). Auch hier zeigt sich ein signifikant positiver Einfluss der SD-Variable. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Patient «manchmal» ein günstiges Präparat erhält, wird durch die SD-Variable um 2.1 Prozentpunkte erhöht (bzw. 2.2 Prozentpunkte in Datensatz 2). Der Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Patient «häufig» ein preisgünstiges Präparat erhält, beträgt 2.7 Prozentpunkte (bzw. 2.8 Prozentpunkte in Datensatz 2).

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 2:

Die Wahrscheinlichkeit, dass preisgünstige medikamentöse Behandlungsoptionen gewählt werden, ist bei SD-Patienten höher als bei NSD-Patienten.

5.3.2 Ausgaben für Medikamente bei vergleichbarer medikamentöser Therapie

Eines der Ziele des Projektes war die Analyse der Kosten bei vergleichbarer Arzneimitteltherapie. Wie in Abschnitt 3.3.2 erwähnt, untersuchen wir Präparate aus den vier Wirkstoffgruppen blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva. Um die Preise vergleichbar zu machen, wurde der abgerechnete Betrag pro Patient und Wirkstoff durch die «Defined Daily Dosis» (DDD) des Wirkstoffs dividiert. Bei Medikamenten, die in der Apotheke bezogen wurden, haben wir die Ausgaben inklusive LOA ausgewertet. Da der Bezugscheck nur einmal pro Einkauf abgerechnet wird, wurde sein Betrag durch die Anzahl gekaufter Präparate dividiert. Der Medikamentencheck wurde zu jedem Präparat addiert. Ebenfalls haben wir den Effizienzbeitrag von den Medikamentenkosten subtrahiert, sofern diese Position auf der Rechnung aufgeführt wurde. Dieses Vorgehen wurde gewählt, um die direkt dem Medikament zurechenbaren Kosten vollständig abzubilden. Um den reinen Effekt der Medikamentenwahl zu analysieren, hätte man im SD-Kanal und im Apothekenkanal die gleichen Preisen annehmen müssen. Eine solche Frage sollte im Rahmen eines zukünftigen Forschungsprojektes analysiert werden.

In Abbildung 3 sind die Ausgaben pro DDD und Patient dargestellt. Die «mittleren 50 Prozent», also diejenigen Patienten, welche zwischen dem 25%- und dem 75%-Quantil liegen, haben im SD-Kanal jeweils leicht geringere Ausgaben pro DDD. In der Wirkstoffgruppe Cholesterin ist in der deskriptiven Statistik kaum ein Unterschied zu sehen.

Abbildung 3 Ausgaben pro DDD in vier Wirkstoffgruppen

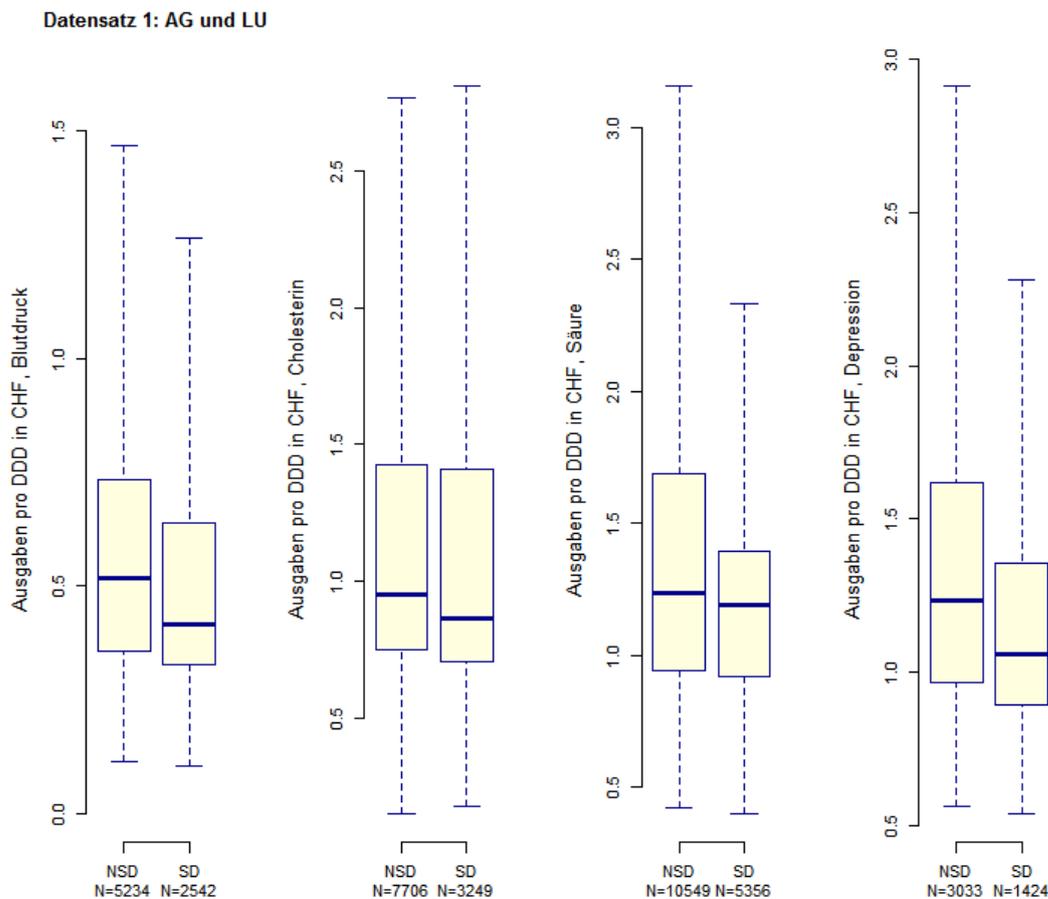


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Die Ausgaben pro DDD-Einheit geben Hinweise darauf, ob die Patienten in den vier ausgewählten Wirkstoffgruppen mit preisgünstigen Medikamenten versorgt wurden. Die deskriptive Statistik zeigt eine Tendenz, dass SD-Patienten eher niedrigere Ausgaben pro DDD hatten als NSD-Patienten. Am schwächsten ist dies in der Wirkstoffgruppe der cholesterinsenkenden Medikamente zu beobachten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Eine Modellierung der Ausgaben mit einem linearen Modell hätte vorausgesetzt, dass die Werte der unterschiedlichen Patienten unabhängig voneinander sind. Es ist jedoch wahrscheinlich, dass Gruppen von Patienten jeweils das gleiche Präparat einnehmen und daher sehr ähnliche Ausgaben pro DDD aufweisen. Daher haben wir – ähnlich wie im vorangegangenen Abschnitt 5.3.1 – beurteilt, ob die Ausgaben eines Patienten im untersten Drittel der beobachtete Ausgaben¹⁰ lagen.

¹⁰ Für die Berechnung der Schwelle wurden die höchsten 5 Prozent der beobachteten Ausgaben pro DDD nicht miteinbezogen.

Die Resultate sind in Tabelle 12 dargestellt. In den Wirkstoffgruppen blutdrucksenkende Medikamente und Antidepressiva wird ein positiver Einfluss der SD-Variablen auf die Wahrscheinlichkeit von niedrigen Ausgaben beobachtet. In den anderen zwei Wirkstoffgruppen ist der Einfluss nur in Datensatz 2 statistisch signifikant. Der Effekt ist auch nicht besonders gross, beispielsweise wurde bei den cholesterinsenkenden Medikamenten die Wahrscheinlichkeit, dass Ausgaben im untersten Drittel beobachtet werden, um nur 3 Prozentpunkte erhöht (Datensatz 2, Berechnung siehe Anhang 2).

Es ist unklar, ob sich die hier gemachten Analysen auf weitere Indikationsgebiete verallgemeinern lassen. Ebenfalls ist unklar, ob sich die gleichen Effekte ergeben hätten, wenn die Medikamentenpreise ohne LOA analysiert worden wären.

Tabelle 12 **Wahrscheinlichkeit von niedrigen Ausgaben für Arzneimittel**

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient SD-Variable	St. Abw.	95%- KI	Koeffizient SD-Variable	St. Abw.	95%- KI
Blutdrucksenkende Medikamente	0.669***	(0.084)	0.504/0.834	0.535***	(0.028)	0.479/0.591
Cholesterinsenkende Medikamente	-0.115	(0.073)	-0.259/0.028	0.123***	(0.026)	0.071/0.175
Säureblocker	0.069	(0.060)	-0.048/0.187	0.187***	(0.022)	0.144/0.230
Antidepressiva	0.460***	(0.104)	0.257/0.663	0.417***	(0.038)	0.342/0.492

Schätzmethode: Logistische Regression, p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05.

Ein deutlicher Effekt der SD-Variable wurde nur in den Wirkstoffgruppen «blutdrucksenkende Medikamente» und «Antidepressiva» gefunden. Die Tendenz wird hier bestätigt, dass SD die Wahrscheinlichkeit erhöht, niedrige Ausgaben pro DDD zu beobachten. Es kann allerdings nicht beurteilt werden, ob diese Tendenz auf weitere Wirkstoffe verallgemeinerbar wäre. Dies würde eine vertiefte Analyse bedingen.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

5.4 Mengen der abgegebenen Medikamente

5.4.1 Anzahl unterschiedliche Wirkstoffe

Die Anzahl an unterschiedlichen Wirkstoffen (gezählt am ATC-Code), welche pro Patient und Jahr abgerechnet wurden, sind in Abbildung 4 dargestellt. Im Mittelwert wiesen NSD-Patienten 7.3 und SD-Patienten 7.9 unterschiedliche Wirkstoffe auf (Datensatz 1). Der Median liegt im NSD-Bereich bei fünf, im SD- Bereich bei sechs unterschiedlichen Wirkstoffen (Datensatz 1). In Datensatz 2 ist der Median bei den NSD- und SD-Patienten gleich. Der Mittelwert und das 75%-Quantil liegen bei den SD-Patienten aber höher.

Abbildung 4 Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe

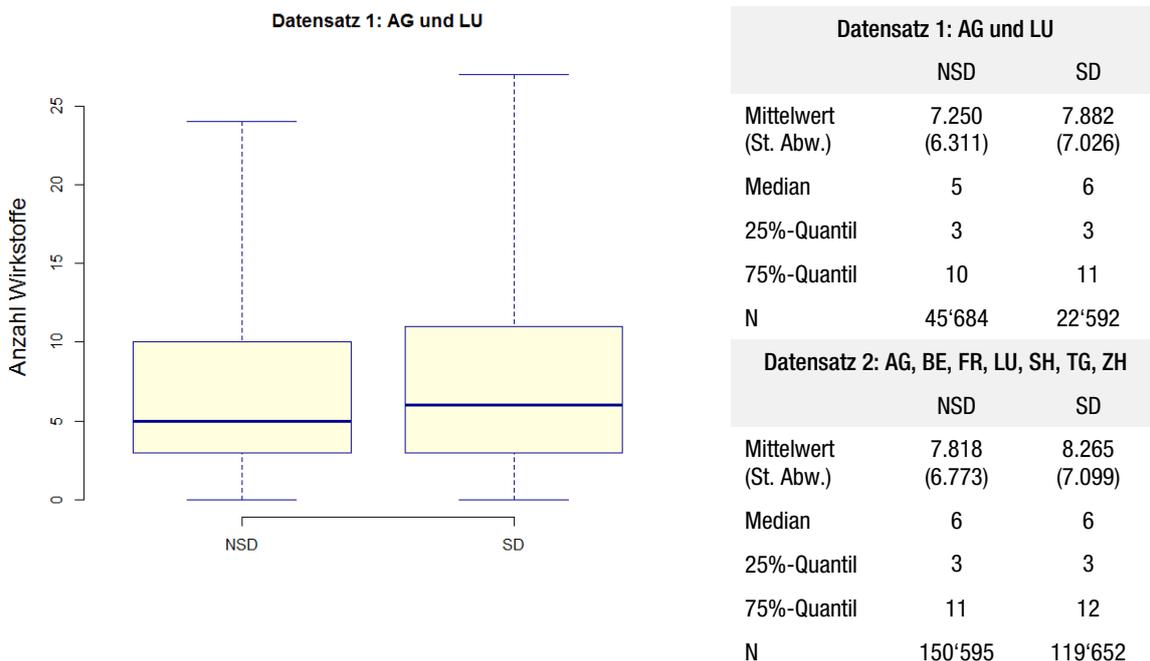


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Hier dargestellt ist die Anzahl abgerechneter Wirkstoffe pro Patient und Jahr. Sowohl der Mittelwert als auch der Median liegt bei SD-Patienten etwas höher als bei NSD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Da die Anzahl Wirkstoffe nur diskrete Werte annehmen kann, wird die Variable durch eine entsprechende «Count Data»-Spezifikation modelliert (Details siehe Anhang 2). Wie in Tabelle 13 dargestellt, weisen SD-Patienten ceteris paribus rund 7 Prozent $((1.069 - 1) \cdot 100)$ mehr unterschiedliche Wirkstoffe auf als NSD-Patienten (bzw. 6 Prozent gemäss Berechnung in Datensatz 2). Pro Jahr und Patient macht dies im Median 0.38 Einheiten aus (Berechnung siehe Anhang 2).

Die Kontrollvariablen haben mehrheitlich den erwarteten Einfluss. Die Variablen männlich, hohe Franchise und Netzwerk haben einen negativen Zusammenhang mit der Anzahl abgerechneter Wirkstoffe. Ältere Patienten, Patienten mit Spitalleistungen, PCGs und hohen Leistungskosten im Vorjahr weisen eine höhere Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe auf. Bei der Versorgung durch Spezialärzte sind es insbesondere die Patienten der Psychiater und der Rheumatologinnen, welche eine hohe Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe aufweisen. Patientinnen, die einen Grossteil ihrer Medikamente von Gynäkologen verursacht bekamen, haben eine geringere Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe.

Tabelle 13 Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	1.069***	(0.008)	1.053/1.085	1.058***	(0.004)	1.05/1.066
Alter	1.006***	(0)	1.005/1.006	1.006***	(0)	1.005/1.006
Männlich	0.891***	(0.004)	0.883/0.899	0.892***	(0.003)	0.887/0.897
Franchise Hoch	0.779***	(0.005)	0.77/0.789	0.786***	(0.003)	0.78/0.793
Vm Netzwerk	0.987*	(0.005)	0.977/0.997	0.993	(0.004)	0.986/1
Mind. 1 DRG-Fall	1.2***	(0.008)	1.184/1.217	1.202***	(0.005)	1.192/1.213
Kons. Spital Amb.1-5	1.374***	(0.007)	1.36/1.387	1.345***	(0.004)	1.337/1.354
Kons. Spital Amb.> 5	1.546***	(0.013)	1.52/1.572	1.506***	(0.008)	1.49/1.523
Log(A_Vj)	1.08***	(0.001)	1.077/1.083	1.082***	(0.001)	1.081/1.084
Psychiater	1.056**	(0.019)	1.02/1.093	1.082***	(0.012)	1.059/1.106
Kardio-/Angiologie	1.001	(0.047)	0.913/1.096	1.026	(0.028)	0.971/1.083
Gynäkologie	0.831***	(0.011)	0.811/0.853	0.856***	(0.007)	0.841/0.87
Rheumatologie	1.068***	(0.02)	1.029/1.109	1.062***	(0.012)	1.039/1.087
Onkologie	1.055	(0.037)	0.984/1.131	1.02	(0.022)	0.977/1.065
Andere Spezialärzte	1.073***	(0.008)	1.058/1.09	1.044***	(0.005)	1.034/1.054
Konstante	1.937***	(0.028)	1.883/1.993	2.118***	(0.039)	2.043/2.196
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		355'649			799'544	

Schätzmethode: GLM mit Loglink und negativer Binominalvarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (Einfluss pos.), Vm Liste (Einfluss pos.)/Telmed (Einfluss neg.), Bezirke und Gemeindetypen (Einfluss sign.)

SD-Patienten erhalten ceteris paribus rund 7% mehr unterschiedliche Wirkstoffe pro Jahr. Im Median macht dies rund 0.38 Einheiten pro Patient und Jahr aus. Ältere, Patienten mit hohen Vorjahresleistungen und Patienten, welche vorwiegend durch Psychiater oder Rheumatologen betreut werden, haben eine höhere Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 3:

Die beobachtete Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe ist bei SD-Patienten rund 7% höher als bei NSD-Patienten.

5.4.2 Dosis bei vergleichbarer medikamentöser Therapie

Um die Dosis bei vergleichbarer medikamentöser Therapie zu analysieren, greifen wir wieder auf die vier unterschiedlichen Wirkstoffgruppen zurück. Pro Wirkstoff, Patient und Jahr wurde die abgerechnete Menge in Milligramm mit der DDD standardisiert. Falls der Patient mehrere Wirkstoffe innerhalb der gleichen Wirkstoffgruppe bezogen hatte, wurden anschliessend die «standardisierten Dosen» innerhalb der Wirkstoffgruppe pro Jahr und Patient aufsummiert. In Abbildung 5 ist die Verteilung der standardisierten Dosen dargestellt. Ein Unterschied in der deskriptiven Statistik ist einzig in der Wirkstoffgruppe «Säureblocker» zu erkennen. Dort liegen sowohl der Median (waagrechter blauer Strich) als auch das 75%-Quantil bei den SD-Patienten unter den Werten der NSD-Patienten.

Abbildung 5 Standardisierte Jahresdosen pro Patient und Jahr

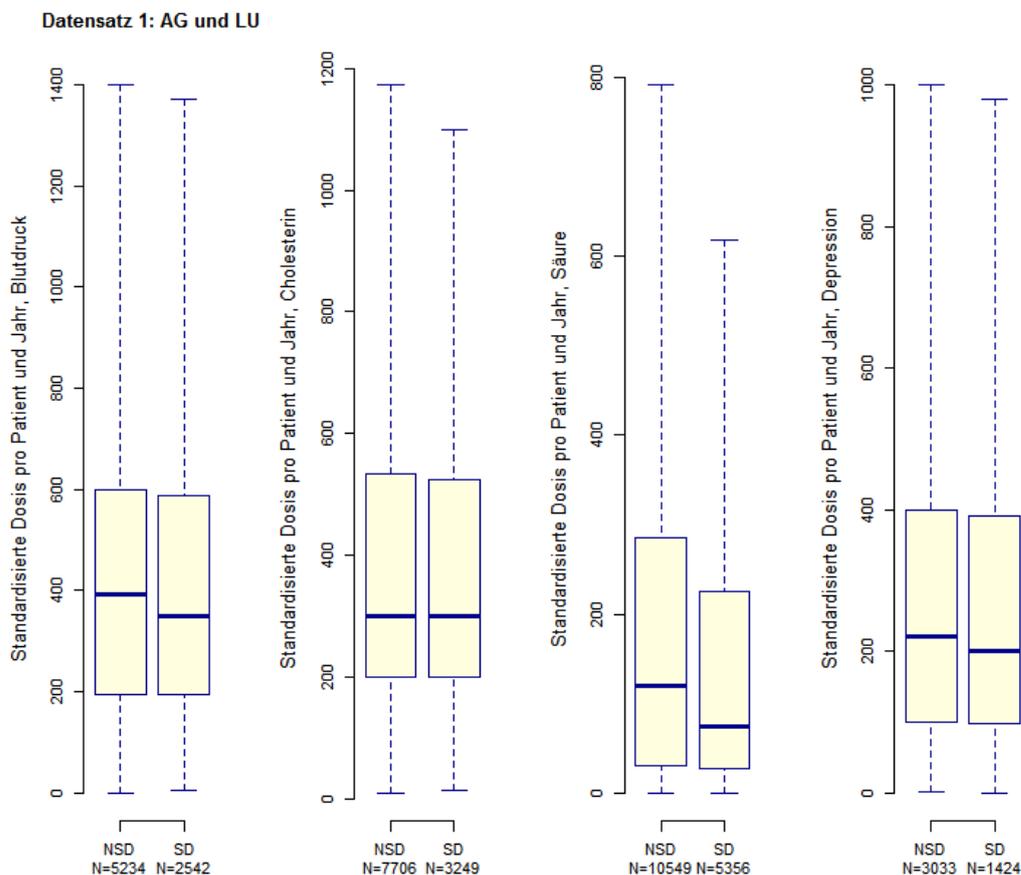


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Um die Dosen verschiedener Wirkstoffe innerhalb der Wirkstoffgruppen vergleichbar zu machen, wurden sie jeweils mit der DDD des Wirkstoffes dividiert. Pro Patient und Jahr wurde dann die «standardisierte Dosis» innerhalb der Wirkstoffgruppe aufsummiert. Der deutlichste Unterschied zwischen NSD- und SD-Patienten ist bei den Säureblockern zu erkennen. Der Median (blauer waagrechter Strich) und das 75%-Quantil liegen bei den NSD-Patienten höher als bei den SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Auch die standardisierte Dosis pro Jahr und Patient weist die für Gesundheitsdaten typische rechtschiefe Verteilung auf. Wie bei den Medikamentenausgaben wird daher ein log-lineares Modell mit einer Gammavarianz geschätzt. Die Resultate für die SD-Variable sind in Tabelle 14 dargestellt.

Bei der Wirkstoffgruppe «Säureblocker» zeigt sich ein negativer Einfluss der SD-Variable auf die standardisierte Dosis pro Patient und Jahr. In den anderen Wirkstoffgruppen ergibt sich kein klarer Effekt. In der Schätzung mit Datensatz 2 ist der Einfluss in der Gruppe blutdrucksenkende Medikamente statistisch signifikant. Eine statistische Signifikanz ist jedoch leichter zu erreichen, je grösser die Stichprobe ist. Die Analyse lässt keine klaren, verallgemeinerbare Aussagen über den Einfluss der SD auf die Dosen zu.

Tabelle 14 Standardisierte Dosis pro Patient und Jahr

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	SD-Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	SD-Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
Blutdrucksenkende Medikamente	0.956	(0.028)	0.902/1.013	0.953***	(0.010)	0.934/0.972
Cholesterinsenkende Medikamente	0.978	(0.024)	0.932/1.025	0.998	(0.009)	0.982/1.015
Säureblocker	0.906***	(0.030)	0.893/0.934	0.914***	(0.011)	0.893/0.935
Antidepressiva	0.944	(0.042)	0.865/1.031	0.959*	(0.016)	0.928/ 0.991

Schätzmethode: GLM mit Loglink und Gammavarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

In der Wirkstoffgruppe der Säureblocker zeigt sich ein negativer Zusammenhang zwischen der SD-Variable und der standardisierten Dosis pro Patient und Jahr. In den anderen Wirkstoffgruppen ist der Effekt weniger klar. Es geht aus dieser Analyse kein deutlicher, verallgemeinerbarer Zusammenhang zwischen der Selbstdispensation und den abgegeben Dosen hervor. Für eine solche Aussage wäre eine vertiefte Analyse notwendig.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 4:

In den vier Indikationsgebieten blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva wurden keine Hinweise darauf gefunden, dass SD-Patienten mit höheren Dosen behandelt werden als NSD-Patienten. Es ist unklar, ob diese Beobachtung auf weitere Indikationsgebiete verallgemeinert werden kann.

6 Resultate Inanspruchnahme und Gesamtausgaben

6.1 Ausgaben ärztliche Leistungen

Als ärztliche Leistungen betrachten wir alle durch Ärzte verrechneten Leistungen mit Ausnahme von Medikamenten. Wie in Abbildung 6 gezeigt, gibt es in der deskriptiven Analyse keine deutlichen Unterschiede zwischen NSD- und SD-Patienten. Auffällig ist jedoch, dass rund 9 Prozent der NSD-Patienten und 3 Prozent der SD-Patienten keine Arztleistungen im Jahr 2012 bezogen (Datensatz 1, in Datensatz 2 waren es 9 und 2 Prozent). Diese Patienten hatten 2012 aber Medikamentenleistungen zu Lasten der OKP bezogen. Wahrscheinlich stammten die betreffenden Rezepte aus dem vergangenen Jahr. Ferner scheinen solche Dauerrezepte bei NSD-Patienten häufiger vorzukommen als bei SD-Patienten.

Abbildung 6 Ausgaben ärztliche Leistungen

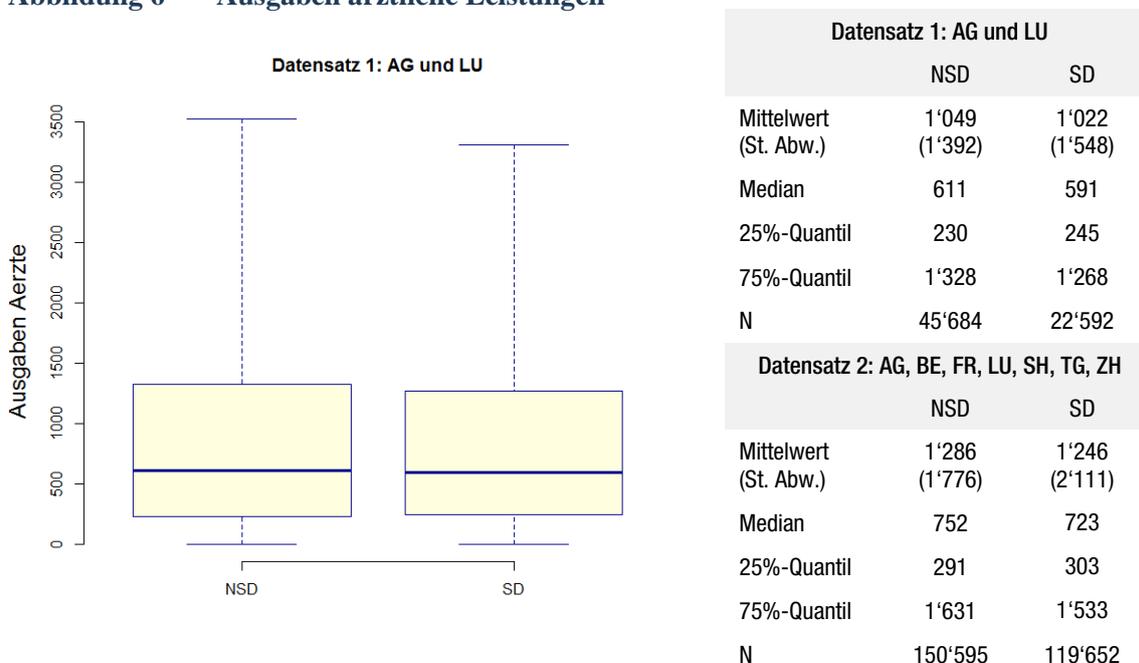


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Als Ausgaben für ärztliche Leistungen werden hier alle durch Ärzte erbrachten Leistungen mit Ausnahme von Medikamenten bezeichnet. Der Mittelwert liegt bei jährlich rund CHF 1'000 in Datensatz 1 und rund CHF 1'200 in Datensatz 2. In der deskriptiven Statistik gibt es keine deutlichen Unterschiede zwischen den SD- und den NSD-Patienten. Beachtenswert ist jedoch, dass rund 9% der NSD- und 3% der SD-Patienten keine Arztleistungen bezogen (Datensatz 1).

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Wegen der hohen Anzahl an Patienten mit Werten von null konnte kein lineares Modell für die ökonomische Schätzung der Ausgaben verwendet werden. Wir sind deswegen auf ein zweistufiges Modell ausgewichen, welches in der gesundheitsökonomischen Literatur häufig bei

ähnlichen Problemen angewandt wird (siehe z. B. Jones, 2000). Auf der ersten Stufe wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, mit welcher ein Patient überhaupt Ausgaben verursacht. Auf der zweiten Stufe wird dann die Höhe der Ausgaben geschätzt, falls die Ausgaben des jeweiligen Patienten grösser als null sind. Die SD-Variable hat auf beiden Stufen einen positiven Einfluss. SD-Patienten haben demnach eine höhere Wahrscheinlichkeit, überhaupt Arztleistungen zu beanspruchen und auch höhere erwartete Ausgaben, wenn solche anfallen.

Tabelle 15 **Arztleistungen**

	Datensatz 1: LU und AG Erste Stufe Pr(y>0,x)			Datensatz 1: LU und AG Zweite Stufe E(y y>0,x)		
	Koeffizient	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	0.643***	(0.032)	0.58/0.706	1.042**	(0.015)	1.014/1.071
Alter	0.000	(0.001)	-0.001/0.001	1.004***	(0.000)	1.004/1.005
Männlich	-0.215***	(0.017)	-0.249/-0.181	0.885***	(0.008)	0.87/0.9
Franchise Hoch	-0.387***	(0.018)	-0.423/-0.351	0.845***	(0.01)	0.826/0.864
Vm. Liste	0.104***	(0.031)	0.043/0.165	0.952***	(0.013)	0.926/0.978
Vm. Telmed	0.07*	(0.027)	0.016/0.123	0.981	(0.015)	0.952/1.01
Vm. Netzwerk	0.134***	(0.019)	0.096/0.172	0.978*	(0.01)	0.959/0.998
Mind. 1 DRG-Fall	0.544***	(0.055)	0.436/0.653	1.438***	(0.021)	1.398/1.479
Kons. Spital Amb. 1-5	0.473***	(0.023)	0.427/0.519	1.443***	(0.014)	1.416/1.47
Kons. Spital Amb. 5+	0.562***	(0.063)	0.439/0.686	1.599***	(0.029)	1.544/1.656
Log(A_Vj)	0.082***	(0.003)	0.076/0.088	1.077***	(0.002)	1.073/1.081
Psychiater	0.343***	(0.079)	0.188/0.497	5.701***	(0.192)	5.337/6.091
Kardio-/Angiologie	0.371	(0.229)	-0.078/0.82	1.368***	(0.125)	1.143/1.637
Gynäkologie	0.053	(0.041)	-0.028/-0.133	1.281***	(0.029)	1.225/1.338
Rheumatologie	0.052	(0.077)	-0.099/0.204	1.5***	(0.057)	1.392/1.617
Onkologie	-0.185	(0.143)	-0.465/0.094	1.751***	(0.13)	1.513/2.026
Andere Spezialärzte	0.279***	(0.027)	0.226/0.333	2.122***	(0.03)	2.064/2.182
Konstante	0.548***	(0.067)	0.416/0.679	246.727 ***	(8.391)	230.81/263.73
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		28'727			990'083	

Schätzmethode: Probit (Stufe 1)/GLM mit Loglink und Gammavarianz (Stufe 2); p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (positiver Einfluss), Bezirke und Gemeindetypen (sign. Einfluss)

Im Gegensatz zu den anderen Analysen sind in dieser Tabelle nur die Resultate aus Datensatz 1 dargestellt. In der linken Hälfte sind die Resultate der ökonometrischen Schätzung der Wahrscheinlichkeit, positive Arztleistungen zu haben. Auf der rechten Seite wurde die Höhe der Ausgaben geschätzt, falls diese grösser als null sind. Die SD-Variable hat auf beide Stufen einen positiven Einfluss.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Um den Einfluss der SD-Variable auf die gesamten Ausgaben für ärztliche Leistungen zu berechnen, müssen die beiden Stufen kombiniert werden (siehe Anhang 2 für Details zur Berechnung). Wie Tabelle 16 zeigt, haben SD-Patienten 6 bis 8 Prozent höhere Ausgaben für ärztliche Leistungen als vergleichbare NSD-Patienten.

In der letzten Zeile von Tabelle 16 sind die Schätzergebnisse ersichtlich, die man erhält, wenn nur die Kantone mit Mischsystemen in der Schätzung berücksichtigt werden. Dies ist deswegen ein interessanter Robustheitstest, weil Unterschiede in den ärztlichen Ausgaben auch durch unterschiedliche Taxpunktswerte begründet werden können. Der Effekt des Taxpunktwertes sollte im Modell durch den Einbezug von regionalen Variablen (Bezirke) bereits vom SD-Effekt getrennt werden. Es besteht jedoch die Befürchtung, dass wegen der starken Kollinearität¹¹ der SD-Variable mit den Bezirken die Trennung methodisch nicht sauber funktioniert. In den Kantonen mit Mischsystemen gelten dieselben Taxpunktswerte im ganzen Kanton. Es ist daher einfacher, den Einfluss der SD vom Einfluss des Taxpunktwertes in diesen Kantonen zu trennen. Die Resultate in den Kantonen mit Mischsystemen liegen in den Vertrauensintervallen der Werte, die in den Datensätzen 1 und 2 berechnet wurden. Diese dürfen daher als robust angesehen werden.

Tabelle 16 Einfluss der SD Variable nach Kombination beider Stufen

Datensatz	Einfluss der SD als Anteil der durchschn. Arztleistungen	St. Abw.	95%-KI
LU und AG (Datensatz 1)	0.082***	(0.018)	0.047/0.119
AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH (Datensatz 2)	0.063***	(0.007)	0.049/0.078
BE, SH, ZH (Mischkantone)	0.058***	(0.010)	0.039/0.077

Schätzmethode: siehe Tabelle 15; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Um den Einfluss der SD auf die Ausgaben für ärztliche Leistungen zu bestimmen, müssen die beiden Stufen der ökonomischen Schätzung kombiniert werden. Je nach verwendetem Datensatz beträgt der berechnete Einfluss zwischen 6 und 8% der durchschnittlichen Arztleistungen.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

¹¹ Unter einer starken Kollinearität wird verstanden, dass sich die beiden Grössen beinahe identisch bewegen. Im vorliegenden Fall sind bestimmte Bezirke klare SD-Bezirke, andere Bezirke sind klare Nicht-SD-Bezirke. In statistischen Modellen ist es dann schwierig, den Effekt des Bezirkes klar vom SD-Effekt zu trennen.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 5:

SD-Patienten haben im Vergleich zu den NSD-Patienten eine höhere Wahrscheinlichkeit, überhaupt ärztliche Leistungen in Anspruch zu nehmen. Sie haben auch höhere erwartete Ausgaben, wenn solche entstehen. Im Mittelwert liegen die Ausgaben für ärztliche Leistungen bei SD-Patienten rund 8 Prozent höher als bei vergleichbaren NSD-Patienten.

6.2 Konsultationen bei Grundversorgern

Ein möglicher Grund für höhere Ausgaben durch ärztliche Leistungen ist eine erhöhte Anzahl an Konsultationen. Um «Konsultationen» zu erfassen, haben wir alle von Ärzten verrechneten Leistungspositionen selektiert, mit Ausnahme von Medikamenten, Labor, Material (MiGel) und Leistungen in Abwesenheit des Patienten. Aus diesen Leistungen wurde die Anzahl Behandlungstage pro Patient und Arzt bestimmt. Sollte ein Patient zwei unterschiedliche Konsultationen am selben Tag beim selben Arzt gehabt haben, haben wir diese nur als eine gezählt.

Abbildung 7 Konsultationen bei Grundversorgern

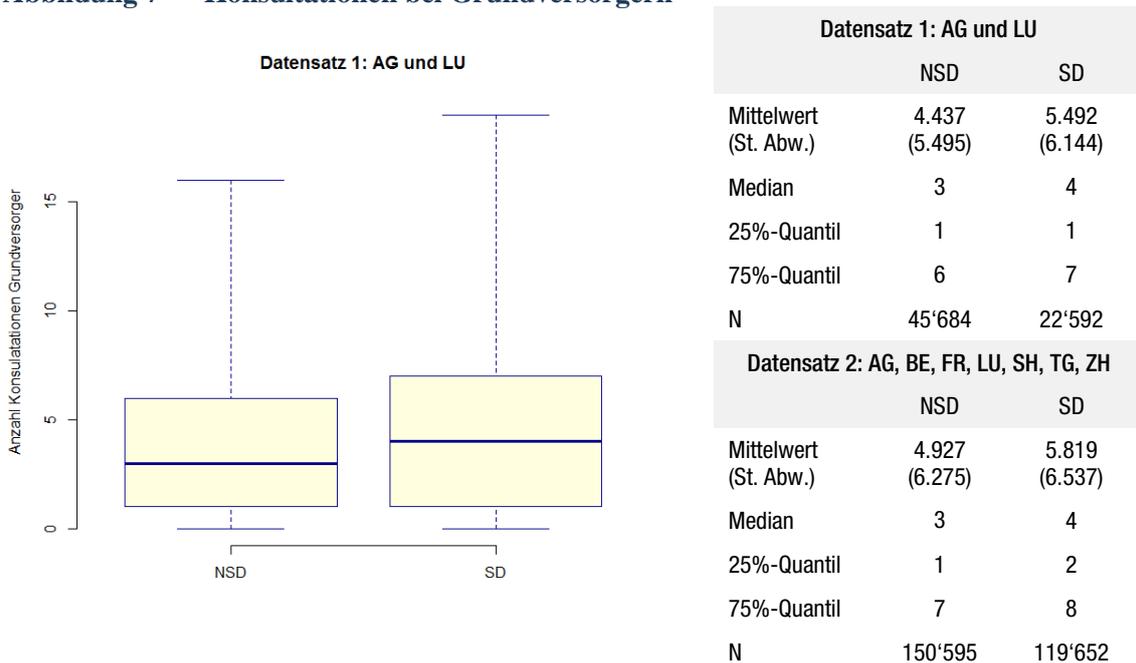


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Unter den SD-Patienten beträgt die mittlere Anzahl Konsultationen beim Grundversorger 5.5, bei den NSD-Patienten 4.4 (Datensatz 1). Auch der Median und das 75%-Quantil liegen bei den SD-Patienten höher.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Als Grundversorger zählen alle Ärzte der Fachrichtungen Allgemeinmedizin, allgemeine innere Medizin, praktische Ärzte sowie Gruppenpraxen, deren Schwerpunkt auf den genannten Disziplinen liegt. Wie in Abbildung 7 deutlich wird, konsultierte ein SD-Patient seine(n) Grundversorger durchschnittlich etwa einmal mehr pro Jahr als ein NSD-Patient. Der Mittelwert (5.5 Konsultationen bei Grundversorgern für SD-Patienten im Datensatz 1) liegt über dem Median, was für rechtsschiefe Verteilungen typisch ist. Auch bei den Konsultationen gibt es eine Minderheit an Patienten, welche einen deutlich höheren Bedarf aufweist als der Rest der Bevölkerung.

Da es sich bei den Konsultationen um eine zählbare Variable handelt, welche nur ganzzahlige Werte annimmt, wählten wir eine entsprechende Modellierung (siehe Anhang 2). Patienten ohne Konsultationen müssen hier nicht separat behandelt werden, da die Modellierung bereits davon ausgeht, dass Nullwerte vorkommen können.

Wie in Tabelle 17 gezeigt, ist der Einfluss der SD-Variable ist signifikant positiv. In Datensatz 1 zeigt sich, dass SD-Patienten rund 11 Prozent mehr Konsultationen beim Grundversorger haben als NSD-Patienten. In Datensatz 2 wird mit 7 Prozent ein etwas geringerer Einfluss berechnet. Pro Patient und Jahr macht dies im Median 0.44 zusätzliche Konsultationen (Datensatz 1) beziehungsweise 0.30 zusätzliche Konsultationen aus (Datensatz 2).

Die Kontrollvariablen haben den erwarteten Einfluss. Ältere Patienten, Patienten mit hohen Vorjahresleistungen oder Spitalaufenthalten haben eine höhere erwartete Anzahl an Konsultationen. Patienten, bei welchen ein hoher Anteil der Versorgung durch Spezialärzte sichergestellt wird, haben ceteris paribus eine geringere Anzahl an Konsultationen beim Grundversorger.

Tabelle 17 Anzahl Konsultationen Grundversorger

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, LU, SH, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95% KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95% KI
SD-Patient	1.114***	(0.014)	1.087/1.141	1.070***	(0.005)	1.06/1.08
Alter	1.003***	(0.000)	1.002/1.003	1.003***	(0.000)	1.003/1.003
Männlich	0.89***	(0.007)	0.877/0.903	0.895***	(0.003)	0.888/0.901
Franchise Hoch	0.769***	(0.008)	0.754/0.785	0.801***	(0.004)	0.793/0.809
Vm. Liste	1.015	(0.012)	0.992/1.04	1.027***	(0.006)	1.015/1.039
Vm. Telmed	0.963**	(0.013)	0.938/0.988	0.96***	(0.006)	0.949/0.972
Vm. Netzwerk	1.022*	(0.009)	1.005/0.039	1.025***	(0.005)	1.016/1.034
Mind. 1 DRG-Fall	1.327***	(0.016)	1.297/1.359	1.317***	(0.007)	1.302/1.332
Kons. Spital Amb.1-5	1.449***	(0.012)	1.426/1.472	1.393***	(0.006)	1.382/1.404
Kons. Spital Amb. 5+	1.591***	(0.024)	1.546/1.638	1.557***	(0.011)	1.535/1.579
Log(A_Vj)	1.088***	(0.002)	1.084/1.092	1.089***	(0.001)	1.087/1.091
Psychiater	0.612***	(0.018)	0.577/0.649	0.584***	(0.008)	0.569/0.601
Kardio-/Angiologie	0.163***	(0.016)	0.250/0.274	0.197***	(0.008)	0.181/0.214
Gynäkologie	0.261***	(0.006)	0.185/0.248	0.264***	(0.003)	0.259/0.271
Rheumatologi	0.159***	(0.007)	0.147/0.173	0.191***	(0.003)	0.185/0.198
Onkologie	0.214***	(0.016)	0.185/0.248	0.28***	(0.009)	0.263/0.297
Andere Spezialärzte	0.342***	(0.005)	0.333/0.352	0.326***	(0.002)	0.321/0.33
Konstante	1.772***	(0.041)	1.693/1.854	1.972***	(0.045)	1.886/2.062
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		334'595			1'371'743	

GLM mit Loglink und negativer Binominalvarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (positiver Einfluss), Bezirke und Gemeindetypen (sign. Einfluss)

Wird nur mit den Kantonen Aargau und Luzern gerechnet, haben SD-Patienten geschätzte 11% mehr Konsultationen beim Grundversorger als NSD-Patienten. In Datensatz 2 beträgt die Differenz rund 7%.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

6.3 Konsultationen bei Spezialärzten

Als Spezialärzte gelten alle Ärzte, welche nicht in die oben genannte Definition von Grundversorgern fallen. Die Konsultationen wurden gleich gezählt wie in Abschnitt 6.2. Rund 39 Prozent der SD-Patienten und 34 Prozent der NSD-Patienten hatten keine Konsultationen bei Spezialärzten (Datensatz 1). Der Mittelwert der Anzahl Konsultationen liegt bei den NSD-Patienten etwas höher als bei den SD-Patienten.

Abbildung 8 Konsultationen bei Spezialärzten

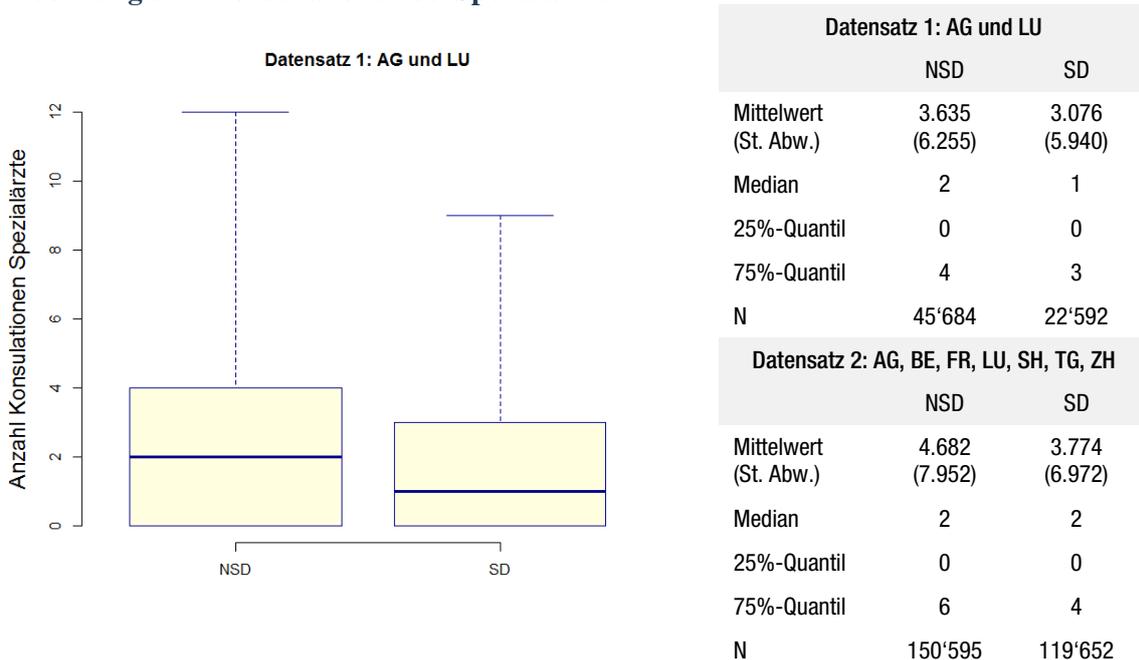


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Rund 30 Prozent der SD-Patienten und 34 Prozent der NSD-Patienten hatten keine Konsultationen bei Spezialärzten (Datensatz 1). Der Mittelwert der Anzahl Konsultationen liegt bei den NSD-Patienten etwas höher als bei den SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Modellierung erfolgt wie bei den Allgemeinärzten mittels eines Modells für zählbare Variablen (siehe Anhang 2). Der Einfluss der SD-Variable beträgt 6.6 Prozent (Datensatz 1) beziehungsweise 5.5 Prozent (Datensatz 2). Dies macht im Median 0.13 zusätzliche Konsultationen pro Patient und Jahr (Datensatz 1) beziehungsweise 0.14 in Datensatz 2 aus¹² (Berechnung siehe Anhang 2).

Es mag erstaunen, dass in der deskriptiven Statistik die SD-Patienten weniger Konsultationen aufweisen, der Einfluss in der ökonometrischen Schätzung aber positiv ist. In der deskriptiven Statistik wird aber keine Aussage darüber gemacht, ob die Patientenpopulationen vergleichbar sind. Das ökonometrische Modell erlaubt demgegenüber eine Berechnung des Einflusses der SD-Variable ceteris paribus, also bei Patienten, welche in Bezug auf die Kontrollvariablen vergleichbar sind.

¹² Wie Tabelle 17 zeigt, ist der Einfluss in Prozent in Datensatz 2 kleiner als in Datensatz 1. Da die erwartete Anzahl Konsultationen aber höher ist, ist der Effekt absolut betrachtet höher.

Tabelle 18 Anzahl Konsultationen, Spezialärzte

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, SH, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	1.066***	(0.017)	1.033/1.1	1.055***	(0.006)	1.042/1.067
Alter	1.000	(0)	1/1.001	0.999***	(0)	0.999/1
Männlich	0.746***	(0.008)	0.731/0.76	0.779***	(0.004)	0.771/0.786
Franchise Hoch	0.798***	(0.011)	0.777/0.819	0.829***	(0.005)	0.819/0.84
Vm. Netzwerk	0.99	(0.011)	0.968/1.012	0.987*	(0.006)	0.975/0.999
Mind. 1 DRG-Fall	1.551***	(0.024)	1.505/1.598	1.482***	(0.011)	1.461/1.503
Kons. Spital Amb.1-5	1.513***	(0.016)	1.481/1.545	1.482***	(0.008)	1.467/1.497
Kons. Spital Amb. 5+	1.662***	(0.032)	1.601/1.726	1.608***	(0.015)	1.579/1.638
Log(A_Vj)	1.147***	(0.003)	1.141/1.153	1.151***	(0.001)	1.148/1.154
Psychiater	18.025***	(0.598)	16.89/19.237	15.545***	(0.243)	15.076/16.029
Kardio-/Angiologie	1.303***	(0.441)	1.274/1.331	4.975***	(0.198)	4.602/5.379
Gynäkologie	3.757***	(0.089)	3.587/3.936	3.502***	(0.042)	3.421/3.585
Rheumatologie	5.175***	(0.198)	4.802/5.577	5.377***	(0.094)	5.196/5.565
Onkologie	4.192***	(0.308)	3.63/4.842	4.209***	(0.145)	3.934/4.503
Andere Spezialärzte	5.91***	(0.089)	5.738/6.088	5.4***	(0.04)	5.323/5.478
Konstante	0.456***	(0.014)	0.429/0.485	0.498***	(0.015)	0.469/0.53
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		280'066			1'208'424	

GLM mit Loglink und Negativer Binominalvarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (pos.Einfluss), Bezirke und Gemeindetypen (sign. Einfluss), Vm. List (neg. Einfluss) Vm. Telmed (insign.)

Der Einfluss der SD-Variable auf die Anzahl Konsultationen bei Spezialärzten ist signifikant positiv und beträgt rund 5 bis 7%. Durch Psychiater betreute Patienten haben eine hohe Anzahl an Konsultationen.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Erwartungsgemäss haben Patienten, welche einen Grossteil ihrer Medikamente durch Spezialärzte verschrieben bekamen, auch eine hohe Anzahl an Konsultationen bei Spezialärzten. Besonders hoch sticht die Variable Psychiater heraus. Patienten, die von Psychiatern betreut werden, haben eine sehr hohe Anzahl an Konsultationen, was wohl durch die sehr persönliche Therapieform zu begründen ist.

Ein äusserst geringer Einfluss geht vom Alter der Patienten aus. Werden andere morbiditätsorientierte Variablen wie der Bezug von Spitalleistungen und PCG einbezogen, haben ältere Menschen nicht mehr Konsultationen bei Spezialärzten als jüngere Personen.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 6:

SD-Patienten haben mehr Konsultationen bei niedergelassenen Ärzten als vergleichbare NSD-Patienten.

6.4 Gesamtausgaben für OKP-Leistungen

Die Gesamtausgaben für OKP-Leistungen sind insbesondere in der politischen Diskussion eine viel beachtete Grösse. Beispielsweise wird oft die Frage diskutiert, warum die Schweizer Kantone so unterschiedliche Ausgaben pro Kopf aufweisen (Schleiniger, Slembeck, Blöchliger, 2007). Die Grösse wurde hier auf der Bruttoebene analysiert, also inklusive der durch die Patienten direkt bezahlten Leistungen.

Abbildung 9 Gesamtausgaben

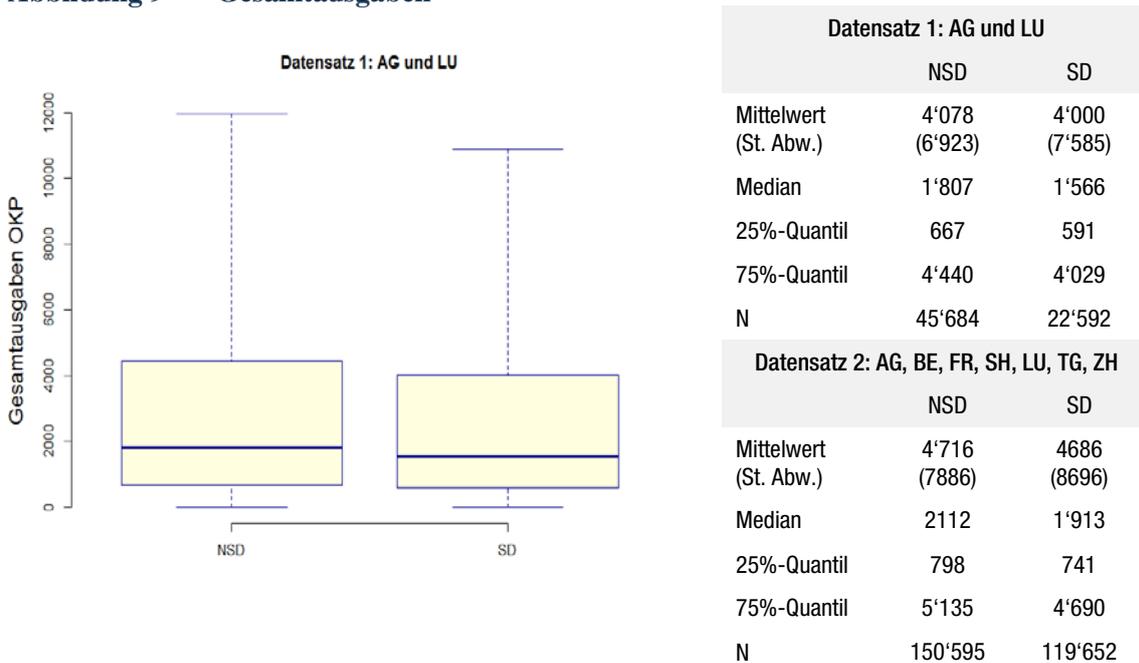


Abbildung: Datensatz 1, ohne Werte, welche mehr als 2 Interquartilsabstände vom 75%-Quantil entfernt sind (Ausreisser).

Der Mittelwert der Gesamtausgaben für OKP-Leistungen liegt in Datensatz 1 bei rund CHF 4'000 und in Datensatz 2 bei rund CHF 4'700. Deutliche Unterschiede zwischen den SD- und NSD-Patienten sind nicht sichtbar. Der Median und das 75%-Quantil liegen bei den NSD-Patienten jeweils etwas höher als bei den SD-Patienten.

Quelle: Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Die Gesamtausgaben weisen die typische Rechtsschiefe auf, das heisst, es existiert eine kleine Gruppe an Personen mit sehr hohen Ausgaben. Von den Patienten in Datensatz 1 bezogen über 75 Prozent Ausgaben von unter CHF 4'500 jährlich. Die restlichen 25 Prozent waren auf einer riesigen Spannweite verteilt und verursachten gemeinsam rund 74 Prozent der Gesamtsumme der Ausgaben. In Bezug auf den Mittelwert der Gesamtausgaben sind keine deutlichen Unterschiede zwischen den SD- und NSD-Patienten sichtbar. Der Median und das 75-Prozent-Quantil liegen bei den NSD-Patienten leicht höher als bei den SD-Patienten.

Wegen der starken Schiefe der Verteilung verwenden wir erneut ein log-lineares Modell für die ökonomische Schätzung. Für die Varianz des Fehlers wird eine Gamma-Verteilung angenommen (siehe Anhang 2). Der Einfluss der SD-Variable auf die Gesamtkosten ist nicht signifikant von null verschieden (delogarithmiert von 1). Der sogenannte p-Wert – vereinfacht ausgedrückt die Wahrscheinlichkeit, dass kein Einfluss besteht – beträgt 36% in Datensatz 1 und in Datensatz 2 sogar 99%.

Die Kontrollvariablen haben den erwarteten Einfluss. Männer, Patienten mit hohen Franchisen und Versicherte mit alternativen Versicherungsmodellen weisen ceteris paribus geringere Leistungsausgaben auf. Der Bezug von Spitalleistungen (ambulant oder stationär) hat einen stark positiven Effekt, unter anderem weil die Spitalleistungen selbst Teil der Gesamtausgaben sind. Das gleiche gilt für die pharmazeutischen Kostengruppen (Koeffizienten nicht gezeigt). Patienten, die vorwiegend von Spezialärzten behandelt wurden, haben einen erhöhten Leistungsbedarf.

Es lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen:

Beobachtung 7:

Es wird kein statistisch signifikanter Einfluss der SD auf die Gesamtausgaben für OKP-Leistungen gemessen.

Tabelle 19 Gesamtausgaben für OKP-Leistungen

	Datensatz 1: LU und AG			Datensatz 2: AG, BE, FR, SH, LU, TG, ZH		
	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI	Koeffizient delogarithmiert	St. Abw.	95%-KI
SD-Patient	0.986	(0.015)	0.956/1.017	1.000	(0.006)	0.988/1.012
Alter	1.012***	(0.000)	1.011/1.012	1.011***	(0.000)	1.011/1.012
Männlich	0.901***	(0.009)	0.884/0.918	0.918***	(0.004)	0.91/0.927
Franchise Hoch	0.764***	(0.009)	0.746/0.782	0.792***	(0.005)	0.783/0.802
Vm. Liste	0.881***	(0.014)	0.855/0.908	0.889***	(0.007)	0.876/0.902
Vm. Telmed	0.919***	(0.015)	0.89/0.949	0.915***	(0.007)	0.902/0.929
Vm. Netzwerk	0.93***	(0.01)	0.91/0.951	0.922***	(0.005)	0.911/0.933
Mind. 1 DRG-Fall	3.283***	(0.053)	3.18/3.39	3.019***	(0.023)	2.974/3.066
Kons. Spital Amb. 1-5	1.778***	(0.019)	1.742/1.816	1.68***	(0.009)	1.663/1.697
Kons. Spital Amb. > 5	2.594***	(0.053)	2.493/2.7	2.415***	(0.024)	2.368/2.463
Wurzel(Spittalage_Vj)	1.031***	(0.004)	1.023/1.039	1.152***	(0.001)	1.15/1.155
Log(A_Vj)	1.151***	(0.003)	1.1467/1.157	1.027***	(0.002)	1.023/1.03
Psychiater	3.543***	(0.133)	3.291/3.814	3.353***	(0.059)	3.239/3.472
Kardiologie/Angiologie	1.073	(0.11)	0.878/1.31	1.207***	(0.053)	1.108/1.315
Gynäkologie	1.069**	(0.026)	1.019/1.122	1.073***	(0.013)	1.047/1.099
Rheumatologie	1.682***	(0.071)	1.549/1.827	1.553***	(0.03)	1.495/1.613
Onkologie	1.754***	(0.142)	1.497/2.055	2.294***	(0.089)	2.127/2.475
Andere Spezialärzte	1.516***	(0.024)	1.47/1.563	1.49***	(0.011)	1.468/1.513
Konstante	273.867***	(10.236)	254.521/ 294.684	281.463***	(8.661)	264.99/ 298.96
Stichprobengrösse		68'276			270'247	
AIC		1'191'365			4794675	

GLM mit Loglink und Gammavarianz; p-Wert: *** <0.001, ** <0.01, * <0.05

Vm: Versicherungsmodell, Vj: Vorjahr, A: Ausgaben

Nicht gezeigt: PCG (positiver Einfluss), Bezirke und Gemeindetypen (sign. Einfluss)

Die SD-Variable hat keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Gesamtausgaben für die durch die OKP übernommenen Leistungen (brutto, d. h. unter Einschluss der Kostenbeteiligung des Patienten).

Quelle: Polynomics und Helsana.

7 Abschliessende Bemerkungen

7.1 Zusammenfassung der Resultate

Das Ziel der vorliegenden Analyse war es, die Auswirkungen der SD auf den Arzneimittelkonsum und die Ausgaben für OKP-Leistungen zu analysieren. Zu diesem Zweck wurden Patienten, die Medikamente vorwiegend in der Apotheke beziehen (NSD-Patienten) mit Patienten verglichen, die vorwiegend die ärztliche Medikamentenabgabe nutzen (SD-Patienten). Der Vergleich erfolgte in Bezug auf mehrere Zielgrössen wie beispielsweise die Medikamentenausgaben, die Wahl von günstigen medikamentösen Behandlungsalternativen, die Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe, die Anzahl ärztlicher Konsultationen und die Gesamtausgaben für OKP-Leistungen.

Die empirischen Analysen haben wir anhand von zwei unterschiedlichen Datensätzen durchgeführt. Der erste Datensatz enthält die Versicherten der Helsana-Gruppe aus den Kantonen Aargau und Luzern. Nach der Patientenselektion enthält er rund 68'000 Versicherte. Der zweite Datensatz umfasst zusätzlich Versicherte aus den Kantonen Freiburg (kein SD), Thurgau (SD), und drei Kantone mit gemischten Systemen (Bern, Schaffhausen und Zürich). Aus diesen Kantonen wurden rund 270'000 Versicherte analysiert.

Um eine Vermischung des Einflusses der SD mit anderen Faktoren zu verhindern, wurden in die Schätzungen jeweils eine Vielzahl an Einflussgrössen – sogenannte Kontrollvariablen – einbezogen. Zu diesen gehören Alter, Geschlecht, Ausgaben im Vorjahr, pharmazeutische Kostengruppen, Gemeindetyp der Wohngemeinde und Indikatoren dafür, durch welche Leistungserbringer eine Patientin betreut wurde.

Als erste Zielgrösse haben wir die *Medikamentenausgaben* analysiert. Diese Analyse wurde zweimal durchgeführt, einmal mit Berücksichtigung der Beratungs- und Betreuungspauschale für Apotheker (LOA) und einmal ohne. In beiden Schätzungen ist der Einfluss der SD statistisch signifikant und negativ. Inklusive LOA wird berechnet, dass SD-Patienten ceteris paribus rund 13 Prozent niedrigere Medikamentenausgaben verursachten. In der Schätzung ohne LOA haben SD-Patienten ceteris paribus rund 6 Prozent niedrigere Ausgaben als NSD-Patienten.

Im Themenbereich der *Medikamentenpreise* haben wir festgestellt, dass SD-Patienten eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, ein Generikum zu erhalten, als NSD-Patienten. Auch die Wahrscheinlichkeit, dass eine besonders preisgünstige Alternative gewählt wird, ist bei SD-Patienten höher. Um die Ausgaben bei vergleichbarer Therapie abzuschätzen, wurden zusätzlich die Ausgaben pro «Defined Daily Dosis» (DDD) in vier unterschiedlichen Wirkstoffgruppen, namentlich blutdrucksenkende Medikamente, cholesterinsenkende Medikamente, Säureblocker und Antidepressiva untersucht. Auch hier zeigte sich, dass SD-Patienten ceteris paribus eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, dass niedrigere Ausgaben pro DDD beobachtet werden (Berechnung inkl. LOA). Dies gilt insbesondere für die blutdrucksenkenden Medikamente und Antidepressiva.

Um den Effekt der SD auf die *Medikamentenmengen* abzuschätzen, haben wir die Anzahl unterschiedlicher Wirkstoffe pro Patient und Jahr analysiert. Es wurde berechnet, dass SD-Patienten rund 6 Prozent mehr unterschiedliche Wirkstoffe beziehen als vergleichbare NSD-Patienten. Zusätzlich wurden die Dosen pro Patient und Jahr in den gleichen vier Wirkstoffgruppen wie oben analysiert. Einen signifikanten Einfluss der SD fanden wir nur in der Wirkstoffgruppe der Säureblocker. Dort wurden bei SD-Patienten niedrigere Dosen beobachtet als bei vergleichbaren NSD-Patienten. Es lässt sich aufgrund dieser Analyse nicht beurteilen, ob diese Aussage auf andere Wirkstoffe verallgemeinerbar ist.

Als *Ausgaben für ärztliche Leistungen* analysierten wir alle durch Ärzte verrechneten Leistungen mit Ausnahme der Medikamente. Ceteris paribus haben SD-Patienten rund 8 Prozent höhere Arztausgaben als NSD-Patienten. Die höheren Ausgaben werden mindestens zum Teil durch die Anzahl an Konsultationen erklärt, denn bei SD-Patienten werden sowohl bei Grundversorgern als auch bei Spezialisten mehr Konsultationen beobachtet als bei vergleichbaren NSD-Patienten.

Bezüglich der *Gesamtausgaben für OKP-Leistungen* konnten wir keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den SD- und den NSD-Patienten feststellen.

7.2 Limitationen

In dieser Studie wurde eine hohe Anzahl an unterschiedlichen Zielgrößen analysiert und jeweils für eine Vielzahl an unterschiedlichen Einflussfaktoren kontrolliert. Die Resultate haben wir an unterschiedlichen Datensätzen validiert. Trotzdem ist die Studie mit mehreren Limitationen behaftet, welche im Folgenden kurz diskutiert werden.

7.2.1 Limitationen aufgrund der Patientenselektion

Wie in Abschnitt 3.1.2 erwähnt, wurden nur erwachsene Patienten analysiert. Sollte der Einfluss der SD insbesondere bei Kindern deutlich sein, würde dieser Effekt hier nicht erkannt. Des Weiteren wurden nur Patienten selektiert, welche in den Jahren 2011 und 2012 durchgehend je zwölf Monate beobachtbar waren. Durch diese Einschränkung schliessen wir unter anderem die Verstorbenen aus. Sollte gerade bei Personen kurz vor dem Tod ein starker SD-Effekt existieren, würde dieser nicht erkannt.

Eine weitere wichtige Einschränkung ist, dass nur Patienten selektiert wurden, bei welchen mindestens 80 Prozent des Medikamentenumsatzes durch niedergelassene Ärzte verursacht wurden. Diese Definition schliesst rund 19 Prozent der verfügbaren Patientenpopulation aus. Bei diesen wurden Medikamentenleistungen durch andere Leistungserbringer verursacht, mehrheitliche Spitäler beziehungsweise Spitalambulatorien. Da Spitäler die Rollen Verschreibung und Abgabe wahrnehmen, wäre es interessant zu sehen, ob sich hieraus Auswirkungen auf den Medikamentenkonsum ergeben. Dies müsste im Rahmen einer eigenen Analyse untersucht werden.

7.2.2 Limitationen aufgrund des Analyserahmens

In der vorliegenden Studie wurde ein Vergleich von SD-Patienten und NSD-Patienten in Bezug auf unterschiedliche Zielgrössen vorgenommen. Durch eine solche Analyse kann keine Aussage darüber gemacht werden, was die «richtige» Höhe der Zielgrössen ist. Insbesondere wurden die Angemessenheit der Behandlung, die Behandlungsqualität und die Patientenzufriedenheit nicht analysiert. Für eine umfassende Beurteilung des Systems der ärztlichen Medikamentengabe wäre eine Analyse dieser Kenngrössen unerlässlich.

Eine zusätzliche Limitation dieser Studie liegt darin, dass der Einfluss der SD *bei gegebener Versorgungssituation* des Patienten analysiert wurde. Aus diesem Grund haben wir in den statistischen Schätzungen Variablen einbezogen, welche die Versorgungssituation des Patienten – beispielsweise seine Betreuung durch Fachärzte – detailliert abbilden. Allfällige dynamische Effekte der SD auf die Versorgungsstrukturen wurden nicht analysiert. Würde beispielsweise die SD über eine längere Zeitperiode zu einer Hausarzt-zentrierten Versorgung führen, würde dieser dynamische Effekt in der vorliegenden Studie nicht analysiert.

Die gezeigten Resultate beschreiben zudem nur den *durchschnittlichen* Einfluss der SD auf unterschiedliche Zielgrössen. Nicht analysiert wurde die Frage, ob es bestimmte Patientengruppen gibt, bei welchen ein besonders hoher oder ein besonders geringer Einfluss beobachtbar ist. Diese sogenannten Interaktionseffekte müssten im Rahmen einer zukünftigen Forschungsarbeit analysiert werden.

Wie erwähnt wurden unter anderem die Preise und Dosen bei einer «vergleichbaren» medikamentösen Therapie analysiert. Die Definition einer vergleichbaren Therapie bedingt medizinisches Fachwissen und ist mit erheblichem Aufwand verbunden. Im Rahmen dieses Projektes war es nicht möglich, eigens eine solche Definition zu entwickeln. Wir haben darum vier Indikationsgebiete analysiert, für welche Definitionen von Wirkstoffgruppen durch die Medix Zürich entwickelt wurden. Es kann im Rahmen des Projektes nicht beurteilt werden, ob die Ergebnisse auf weitere Wirkstoffe verallgemeinerbar sind.

8 Quellenverzeichnis

- Beck, K., U. Kunze und W. Oggier (2004), Selbstdispensation: Kosten treibender oder Kosten dämpfender Faktor ? *Managed Care*, 33–36.
- Beck K (2011), Eine empirische Analyse des Krankheitsrisikos, in: *Risiko Krankenversicherung – Risikomanagement in einem regulierten Krankenversicherungsmarkt*, 2. Auflage, Bern: Haupt Verlag, 78–79.
- Busato, A., P. Matter, B. Kunzi und D. Goodman (2010), Supply Sensitive Services in Swiss Ambulatory Care: An Analysis of Basic Health Insurance Records for 2003-2007, *BMC Health Services Research* 10.
- Cameron A. und P. Trivedi (2005), *Microeconometrics – Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Dummermuth, A. (1993), Selbstdispensation: Der Medikamentenverkauf durch Ärzte. Vergleiche und Auswirkungen unter besonderer Berücksichtigung der Kantone Aargau und Luzern, *Propharmacie, Cahiers de l'IDHEAP*, No.114.
- Filippini, M., G. Masiero und K. Moschetti (2008), Dispensing Practices and Antibiotic Use, Arbeitspapier, Universität Lugano, <https://doc.rero.ch/record/10674/files/wp0808.pdf>
- Helsana (2006), Senkung der Medikamentenpreise in der Arztpraxis und bei spitalambulanten Behandlungen?, Zürich.
- Helsana (2010), Selbstdispensation: Handlungsbedarf bei der Ausgestaltung des Vertriebsanteils beim Arzneimittelverkauf, Stettbach.
- Hunkeler, J. (2008), SL-Logistikmarge Probleme und Reformansätze im SD-Markt, Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement, Preisüberwachung, Bern.
- Jones, A. (2000), Health Econometrics, in: A. Culyer und P. Newhouse (Hrsg.), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam: Elsevier, 265–344.
- Kaiser, B. und C. Schmid (2013), Does Physician Dispensing Increase Drug Expenditures? Arbeitspapier, Departement für Volkswirtschaftslehre, Universität Bern.
- Lamers L. M. und R. C. J. A. van Vliet(2003), The Pharmacy-based Cost Group model: Validating and Adjusting the Classification of Medications for Chronic Conditions to the Dutch Situation, *Health Policy* 68(1),113–121.
- Manning, W. G. (1998), The Logged Dependent Variable, Heteroscedasticity, and the Retransformation Problem. *Journal of Health Economics* 17, 283–295.
- Manning, W. G. und Mullahy, J. (2001), Estimating Log Models: To Transform or Not to Transform?, *Journal of Health Economics*, 20(4), 461–94.
- Schleiniger, R., T. Slembeck und J. Blöchliger (2007), Bestimmung und Erklärung der Kantonalen Mengenindizes der OKP-Leistungen, ZHAW School of Management, Winterthur.
- Reich, O., C. Weins, C. Schusterschitz und M. Thöni (2012), Exploring the Disparities of Regional Health Care Expenditures in Switzerland: Some Empirical Evidence, *European Journal of Health Economics* 13(2), 193–202.

- Reich, O., A. Signorell und A. Busato (2013), Place of Death and Health Care Utilization for People in the Last 6 Months of Life in Switzerland: A Retrospective Analysis Using Administrative Data, *BMC Health Services Research* 13, 116. doi:10.1186/1472-6963-13-116
- Rischatsch, M. (2013). Lead Me not into Temptation: Drug Price Regulation and Dispensing Physicians in Switzerland, *European Journal of Health Economics*, doi:10.1007/s10198-013-0515-y.
- Rischatsch, M., M. Trottmann und P. Zweifel (2013), Generic Substitution, Financial Interests, and Imperfect Agency, *International Journal of Health Care Finance and Economics* 13(2),115–38.
- Trottmann, M. (2011), Prescribers' Responses to Financial Incentives – Theory and Evidence, in: Trottmann, M. (2011), *Information Asymmetries and Incentives in Health Care Markets*, Doktorarbeit Universität Zürich, 105–135.
- Vatter, A. und C. Ruedi (2003), Do Political Factors Matter for Health Care Expenditure? A Comparative Study of Swiss Cantons, *Journal of Public Policy* 23, 301–323.
- Zweifel, P. (1985), Technology in Ambulatory Medical Care: Cost Increasing or Cost Saving? *Social Science and Medicine* 21, 1139–1151.

Anhang 1: Statistische Begriffe

Tabelle 20 Kurzbeschreibung der verwendeten statistischen Begriffe

Mass	Kurzbeschreibung
Median	Die einzelnen Beobachtungen werden nach Grösse geordnet. Der Median ist der Wert, der die Population in zwei Hälften teilt. Es gibt also 50 Prozent Individuen, welche Werte haben, die kleiner sind als der Median, und 50 Prozent Individuen, welche Werte haben, die grösser sind als der Median.
25%/75%-Quantil	Die Definition des 25%-Quantils ist gleich wie die des Medians, ausser dass die Population bei einem Viertel geteilt wird. Für das 75%-Quantil wird die Bevölkerung analog bei drei Vierteln geteilt.
Standardabweichung	Die Standardabweichung gibt die Wurzel der durchschnittlichen quadratischen Abweichung einer Grösse von ihrem Mittelwert an. Eine hohe Standardabweichung zeigt eine starke Streuung der Werte an.
p-Wert	Der p-Wert ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein entsprechendes oder extremeres Resultat beobachtet wird, wenn die Nullhypothese («die Variable hat keinen Einfluss») korrekt ist. Mit anderen Worten gibt der p-Wert die Wahrscheinlichkeit an, dass wir fälschlicherweise sagen, die Variable hätte einen Einfluss, wenn dies gar nicht wahr ist. Falls der p-Wert sehr klein ist, kann die Nullhypothese verworfen werden.
95%-Konfidenzintervall (KI)	Statistische Schätzungen sind immer mit Unsicherheit behaftet. Das 95%-Konfidenzintervall gibt an, in welcher Spannweite sich der wahre Einfluss mit 95% Wahrscheinlichkeit befindet, gegeben die Modellannahmen sind korrekt.
AIC	Das «Akaike Information Criterion» adjustiert den Wert der Log-Likelihood mit der Anzahl Freiheitsgrade. Es ist ein Mass der Modellgüte und wird oft für Vergleiche von Modellen genutzt.

Quelle: Eigene Darstellung, Polynomics und Helsana.

Anhang 2: Grundlagen der Modellierung

Nachfolgend finden sich Details zu den verwendeten statistischen Modellen und Methoden. Der Text richtet sich an Personen mit Vorkenntnissen in der ökonomischen Modellierung und Analyse, weshalb nicht alle Fachbegriffe erläutert werden. Dies würde den Rahmen der vorliegenden Studie sprengen.

Modellierung von kontinuierlichen Variablen: GLM mit Loglink und Gammavarianz

Daten wie Medikamentenausgaben oder Gesamtausgaben sind oft stark rechtsschief verteilt. Das bedeutet, dass eine Minderheit an Versicherten existiert, welche einen sehr hohen Leistungsbedarf haben. Ihre Leistungen sind auf einer wesentlich grösseren Spannweite verteilt als die Leistungen anderer Individuen. Beispielweise haben in Datensatz 2 drei Viertel der NSD-Patienten Gesamtausgaben unter CHF 5'136 (vgl. 75%-Quantil in Abbildung 9). Im Gegensatz dazu waren die höchsten 25 Prozent der Ausgaben auf einer Spannweite von CHF 5'136 bis CHF 213'538 verteilt.

Aufgrund der schiefen Verteilung werden solche Zielvariablen oft durch ein Log-lineares Modell geschätzt. Bei einer Verwendung von OLS als Schätzmethode ist es nicht trivial, den Effekt einer Einflussgrösse auf den delogarithmierten (rücktransformierten) Erwartungswert der Zielvariable zu berechnen (Manning 1998). Die Rücktransformation ist dann mit Problemen behaftet, wenn die Varianz der Zielvariable gegeben den erklärenden Variablen (=Varianz der Fehlerterme) nicht unabhängig vom Erwartungswert der Zielvariable ist. Diese Situation tritt bei Gesundheitsdaten häufig ein. Manning und Mullahy (2001) schlagen einen Park-Test vor, um zu beurteilen, ob das Problem besteht und falls es besteht, um eine geeignete Spezifikation zu finden.

Für die Medikamentenausgaben, die Arztausgaben (wenn grösser null), die Gesamtausgaben und für die Dosen bei den vier analysierten Wirkstoffgruppen gab der Test jeweils an, dass die Varianz der Fehlerterme überproportional mit dem Erwartungswert der Zielvariable wächst. Die Varianz der Fehlerterme wird daher mit der Gammaverteilung modelliert. Mathematisch ausgedrückt wird das Modell folgendermassen spezifiziert:

$$E(y|x) = \exp(x\beta) \quad \text{und} \quad \text{Var}(y|x) = \kappa (E(y|x))^2,$$

wobei y ein Vektor von Zielvariablen ist, x eine Matrix von erklärenden Variablen und β ein Vektor von zu schätzenden Parametern. Geschätzt wird das Modell mittels dem GLM-Verfahren. Die Schätzgleichung ist u. a. in Manning und Mullahy (2001, S. 466) angegeben.

Die geschätzten Koeffizienten ($\hat{\beta}$) können als Semi-Elastizität interpretiert werden. Es gilt:

$$\text{Effekt von } x_1 \text{ auf } E(y|x) \text{ in } \% = 100 \cdot (\exp(\hat{\beta}_1) - 1)$$

Zweistufiges Modell für die Arztleistungen

Die Arztleistungen sind eine kontinuierliche Variable. Die Verteilung hat jedoch die Besonderheit, dass rund 7 Prozent der Patienten keine Arztleistungen hatten. Bei Gesundheitsdaten wird häufig beobachtet, dass ein Teil der Patienten eine bestimmte Leistung nicht bezog. Ein üblicherweise für solche Variablen verwendetes Modell ist das sogenannte «Two-Part»-Modell (siehe u. a. Jones, 2000). Auf der ersten Stufe wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, dass ein Patient Arztleistungen bezieht. Dazu wird ein Probit- oder Logit-Modell verwendet. Auf der zweiten Stufe wird die Höhe der Ausgaben geschätzt. Dazu wird ein GLM-Modell mit Loglink und Gammavarianz (siehe oben) verwendet. Der erwartete Wert der Zielvariable (y) gegeben die erklärenden Variablen (x) ergibt sich durch die Kombination der beiden Stufen:

$$E(y|x) = \Pr(y > 0 | x) * E(y|y > 0, x),$$

wobei $\Pr(y > 0 | x)$ die Wahrscheinlichkeit angibt, dass y grösser null ist und $E(y|y > 0, x)$ der erwartete Wert von y , falls dieser grösser null ist.

Um den marginalen¹³ Einfluss der SD-Variable auf die Zielvariable zu ermitteln, müssen beide Stufen kombiniert werden. Für alle Individuen werden zwei unterschiedliche Vorhersagen gemacht, eine unter der Annahme von $SD = 1$ und eine unter der Annahme von $SD = 0$. Der Unterschied dieser beiden Schätzungen ergibt den Einfluss der SD für dieses Individuum. Der Mittelwert der individuellen Einflüsse ergibt den durchschnittlichen Einfluss der SD-Variable.

$$\begin{aligned} \text{Marginaler Einfluss der SD-Variable} = \\ \text{Mittelwert}[\Pr(y > 0 | SD = 1, x_i) * E(y | SD = 1, y > 0, x_i) - \\ \Pr(y > 0 | SD = 0, x_i) * E(y | SD = 0, y > 0, x_i)] \end{aligned}$$

Wobei x_i den Wert der erklärenden Variablen (ausser der SD-Variable) für ein bestimmtes Individuum i bezeichnet. Der Standardfehler des marginalen Einflusses wurde mit dem Bootstrap-Verfahren berechnet. Dazu wurden jeweils 1'000 Stichproben mit Zurücklegen gezogen. In Datensatz 1 ist die Grösse der simulierten Stichproben 50'000, in Datensatz 2 ist sie 150'000.

Eine Alternative zur gewählten Berechnung des marginalen Einflusses ist die Definition eines «repräsentativen Individuums». Als repräsentative Werte werden dabei oft die Mittelwerte oder Mediane der erklärenden Variablen verwendet. Diese Alternative wurde hier nicht gewählt, weil viele der erklärenden Variablen nur Werte von 0 oder 1 annehmen können. Beispielsweise hatten rund 21 Prozent der Patienten in Datensatz 1 eine hohe Franchise, die anderen Patienten eine niedrige. Der Mittelwert der Variable hohe Franchise (rund 0.21) ist kein sinnvoller Wert. Um trotzdem ein «repräsentatives Individuum» zu definieren, hätten viele Annahmen getroffen werden müssen.

¹³ Als «marginalen Einfluss» bezeichnen wir den gesonderten Einfluss einer erklärenden Variable auf die Zielgrösse. Alle anderen erklärenden Variablen werden konstant gehalten (ceteris paribus).

Modellierung von diskreten Variablen: GLM mit Loglink und negativer Binominalvarianz

Die Variablen Anzahl unterschiedliche Wirkstoffe und Anzahl an Konsultationen bei Grundversorgern/Spezialisten können nur ganzzahlige Werte annehmen. Solche «zählbaren Variablen» (engl. «count data») werden meist mit der Poissonverteilung oder negativen Binominalverteilung modelliert. Die Poissonverteilung geht davon aus, dass die Varianz gleich ist wie der Mittelwert. Die negative Binominalverteilung nimmt dagegen an, dass die Varianz den Erwartungswert übersteigt («over-dispersion»). Der durch Cameron und Trivedi (2005, S.671) vorgeschlagene Test auf over-dispersion ergab, dass bei den Zielvariablen Anzahl Wirkstoffe und Konsultationen eine over-dispersion besteht und daher die negative Binominalverteilung die geeignetere Spezifikation ist. Dies ist nicht überraschend, weil auch diese Variablen die für Gesundheitsdaten typische rechtsschiefe Verteilung aufweisen.

Geschätzt wird ein GLM-Modell mit einem Loglink und einer negativen Binominalvarianz. Die Koeffizienten können als Semi-Elastizität interpretiert werden (siehe oben). Um zusätzlich die Größenordnung des absoluten Einflusses anzugeben, wurde der marginale Einfluss der SD für jedes Individuum berechnet. Dieser ist die Differenz der Prognose, wenn $SD = 1$ angenommen wird, minus der Prognose, wenn $SD = 0$ angenommen wird. Aus den individuellen Werten wurde anschliessend der Median berechnet.

$$\text{Marginaler Einfluss der SD-Variable} = \text{Median}[E(y|SD = 1, x_i) - E(y|SD = 0, x_i)]$$

Modellierung von dichotomen/dreistufigen Variablen: Logistische Regression/geordnete logistische Regression

Dichotome Variablen wie der Generika-Indikator werden durch eine logistische Regression modelliert. Diese sehr häufig verwendeten Modelle sind zwar linear in den Parametern, die Wahrscheinlichkeit, dass der Indikator gleich eins ist, wird jedoch durch eine nichtlineare (logistische) Funktion berechnet (siehe u. a. Cameron und Trivedi, 2005). Ein Nachteil der logistischen Regression ist, dass die Stärke des gemessenen Effektes nicht direkt aus den geschätzten Koeffizienten ablesbar ist.

Der marginale Einfluss der SD-Variable auf die Wahrscheinlichkeit, dass die Zielvariable eins beträgt, wird analog zum Verfahren bei den zählbaren Variablen berechnet. Es wird also für jedes Individuum die Wahrscheinlichkeit, dass die Zielvariable gleich eins ist, unter der Annahme von $SD = 1$ und unter der Annahme von $SD = 0$ geschätzt. Der Unterschied ergibt den geschätzten Einfluss der SD für dieses Individuum. Von diesen individuellen Werten wird anschliessend der Median bestimmt.

$$\begin{aligned} \text{Marginaler Einfluss der SD-Variable} \\ = \text{Median}[Pr(y = 1|SD = 1, x_i) - Pr(y = 0|SD = 0, x_i)] \end{aligned}$$

Der dreistufige Indikator «preisgünstige Alternative» wird durch eine geordnete logistische Regression modelliert. Der marginale Einfluss der SD-Variable wird analog zu den dichotomen Variablen berechnet.

Anhang 3: Marktanteil der Helsana-Gruppe in den analysierten Kantonen

Tabelle 21 Marktanteil der Helsana-Gruppe in den analysierten Kantonen

Kanton	Marktanteil der Helsana Gruppe
Aargau	19%
Bern	13%
Freiburg	20%
Luzern	15%
Schaffhausen	21%
Thurgau	8%
Zürich	13%

Die Marktanteile der Helsana-Gruppe reichen von 8 Prozent im Kanton Thurgau zu 21 Prozent im Kanton Schaffhausen.

Quelle: Eigene Berechnungen, Helsana.

Anhang 4: Anteil SD-Ärzte nach Kanton und Fachrichtung

Tabelle 22 **Anteile der SD-Ärzte an allen Ärzten pro Kanton und Fachrichtung**

	AG	BE	FR	LU	SH	TG	ZH
Allergologie/klinische Immunologie*	0%	56%	0%	0%			50%
Allgemeine Innere Medizin	6%	37%	4%	81%	27%	84%	44%
Allgemeinmedizin	0%	12%	0%	67%	0%	0%	28%
Anästhesiologie	2%	2%	0%	4%	0%	0%	8%
Angiologie*	0%	25%	0%	25%			9%
Chirurgie	10%	5%	0%	21%	13%	33%	8%
Dermatologie und Venerologie	8%	45%	0%	86%	0%	71%	32%
Endokrinologie / Diabetologie*	0%	13%	0%	67%		100%	23%
Gastroenterologie*	0%	50%		100%			45%
Gruppenpraxen*	38%	26%	0%	67%		100%	39%
Gynäkologie und Geburtshilfe	5%	25%	0%	62%	22%	70%	30%
Innere Medizin*	0%	0%		17%	0%	0%	13%
Innere Medizin (Hämatologie) mit Röntgen	0%	0%	50%	0%	100%		29%
Innere Medizin (Herzkrankheiten) mit Röntgen	0%	2%	0%	57%		14%	11%
Innere Medizin (Magen-Darm-Krankheiten) mit Röntgen	0%	32%	0%	44%	33%	100%	21%
Kardiologie*	0%	0%	0%	50%			8%
Kinder- und Jugendmedizin	17%	57%	18%	69%	43%	66%	46%
Kinder- und Jugendpsychiatrie/-psychotherapie	0%	0%	0%	18%	0%	0%	2%
Medizinische Onkologie*	36%	45%	17%	40%	100%		60%
Nephrologie*	0%	0%	0%	50%	0%		39%
Neurologie*	5%	3%	0%	25%	0%		8%
Ophthalmologie	6%	13%	13%	60%	0%	82%	28%
Oto-Rhino-Laryngologie	0%	31%	0%	38%	0%	71%	27%
Psychiatrie und Psychotherapie	0%	3%	0%	58%	0%	50%	8%
Rheumatologie*	3%	46%	17%	60%	25%		44%
Urologie	0%	56%	0%	100%	66%	84%	39%

* Leere Werte bedeuten, dass in diesem Kanton kein entsprechender Arzt niedergelassen ist. Seltenerer Fachrichtungen nicht gezeigt.

Die höchsten Anteile an SD-Ärzten werden in der Fachrichtung «Allgemeine Innere Medizin» beobachtet.

Quelle: santésuisse Tarifpool, Eigene Berechnungen, Polynomics und Helsana.

Anhang 5: Definition einer «vergleichbaren» Therapie

Ein Ziel des Projekts war die Analyse der Auswirkungen der SD auf die Ausgaben bei «vergleichbarer» Therapie. Zur Abgrenzung von «vergleichbaren» Therapien ist medizinisches Fachwissen notwendig. Es war im Rahmen dieser Studie nicht möglich, eine eigene Definition zu entwickeln. Es wird deshalb auf eine Definition zurückgegriffen, welche die Netzwerkärzte der Medix Zürich für die vier Indikationsgebiete «blutdrucksenkende Medikamente», «cholesterinsenkende Medikamente», «Säureblocker» und «Antidepressiva» entwickelt haben.

Tabelle 23 Wirkstoffgruppen, die als vergleichbare Therapie betrachtet werden

Indikationsgebiet	ATC-Code	Originalpräparate	DDD in mg ^{a)}
Cholesterinsenkende Medikamente	C10AA07	Crestor®	10
Cholesterinsenkende Medikamente	C10AA05	Sortis®	20
Cholesterinsenkende Medikamente	C10AA01	Zocor®	30
Cholesterinsenkende Medikamente	C10AA03	Selipran®	30
Blutdrucksenkende Medikamente	C09AA05	Triatec®	2.5
Blutdrucksenkende Medikamente	C09AA04	Coversum N®	4
Blutdrucksenkende Medikamente	C09CA06	Actand/Blopress®	8
Blutdrucksenkende Medikamente	C09AA02	Reniten®	10
Blutdrucksenkende Medikamente	C09AA03	Zestril®	10
Blutdrucksenkende Medikamente	C09CA01	Cosaar®	50
Blutdrucksenkende Medikamente	C09CA03	Diovan®	80
Blutdrucksenkende Medikamente	C09CA04	Aprovel®	150
Säureblocker	A02BC01	Antramups®	20
Säureblocker	A02BC03	Agopton®	30
Säureblocker	A02BC05	Nexium®	30
Säureblocker	A02BC02	Pantozol/Zurcal®	40
Antidepressiva	N06AB03	Fluctine®	20
Antidepressiva	N06AB04	Seropram®	20
Antidepressiva	N06AB05	Deroxat®	20
Antidepressiva	N06AX11	Remeron®	30
Antidepressiva	N06AB06	Zoloft®	50
Antidepressiva	N06AX16	Efexor®	100

a) Die DDD (Defined Daily Dosis) wird definiert durch die WHO als standardisierte, durchschnittliche Tagesdosis in der hauptsächlichlichen Indikation des Medikaments.

Diese Präparate und ihre jeweiligen Generika werden als «vergleichbare Therapie» im jeweiligen Indikationsgebiet betrachtet.

Quelle: Gruppierung der Wirkstoffe: Medix Zürich, DDD: WHO, Collaborating Centre for Drug Statistics Methodology; Eigene Darstellung, Polynomics und Helsana.



Polynomics AG
Baslerstrasse 44
CH-4600 Olten
www.polynomics.ch
polynomics@polynomics.ch
Telefon +41 62 205 15 70
Fax +41 62 205 15 80
