

Working Paper der EFV Nr. 27

Juni 2025

Welche Faktoren beeinflussen die Gesundheitsausgaben? Eine Analyse für die Schweiz von 1960 bis 2022

Benjamin Lerch
Carsten Colombier
Thomas Brändle



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Eidgenössisches Finanzdepartement EFD
Eidgenössische Finanzverwaltung EFV
Wirtschafts- und Geldpolitik W+G

Die Working Papers Serie des Stabsbereich Wirtschafts- und Geldpolitik spiegelt nicht notwendigerweise die offiziellen Positionen der Eidgenössischen Finanzverwaltung, des Eidgenössischen Finanzdepartements oder des Bundesrats wider. Die Autoren übernehmen die volle Verantwortung für die in dieser Arbeit vertretenen Thesen und für etwaige Fehler.

Veröffentlichungsinformationen

Text	Eidgenössische Finanzverwaltung, Stabsbereich Wirtschafts- und Geldpolitik Benjamin Lerch, Carsten Colombier und Thomas Brändle Bundesgasse 3 CH-3003 Bern Schweiz
E-Mail	benjamin.lerch@efv.admin.ch , carsten.colombier@efv.admin.ch , thomas.braendle@efv.admin.ch
Internet	www.efv.admin.ch EFV Grundlagenarbeiten zur Wirtschaftspolitik
Layout	Webteam EFV, SPK
ISSN	1660-8240
Sprachen	Deutsch, Englisch

Kurzfassung

Die Gesundheitsausgaben sind in den letzten Jahrzehnten stark gestiegen. Dies stellt eine zentrale wirtschaftspolitische Herausforderung dar und setzt die öffentlichen Finanzen in fortgeschrittenen Volkswirtschaften zunehmend unter Druck. Was treibt das Wachstum der Gesundheitsausgaben an? In diesem Papier werden die Bestimmungsgründe der Gesundheitsausgaben in der Schweiz für den Zeitraum von 1960 bis 2022 mit Hilfe einer Zeitreihenanalyse untersucht. Mit verschiedenen ökonometrischen Ansätzen wird gezeigt, dass das Einkommenswachstum, die Alterung sowie die Baumolsche Kostenkrankheit massgeblich zum Wachstum der Gesundheitsausgaben beigetragen haben. Die Analyse legt eine Einkommenselastizität zwischen 0,9 und 1,3 nahe, womit diese etwa die Hälfte des langfristigen Ausgabenwachstums im Gesundheitswesen erklärt. In den letzten Jahrzehnten hat sie jedoch abgenommen. Die Alterung ist für etwa 15 % des Anstiegs der Gesundheitsausgaben verantwortlich. Für die kommenden Jahre ist zu erwarten, dass der medizinisch-technische Fortschritt, der demografische Wandel, das geringe Produktivitätswachstum und der zunehmende Fachkräftemangel im Gesundheitswesen den Ausgabendruck für Prämienzahlende und öffentliche Haushalte weiter erhöhen. Die vorliegenden Ergebnisse leisten einen Beitrag zum besseren Verständnis der Faktoren des Ausgabenwachstums. Sie ermöglichen zudem ein auf die Schweiz zugeschnittene evidenzbasierte Fundierung der Ausgabenprojektionen für das Gesundheitswesen der Eidgenössischen Finanzverwaltung. Die Analyse unterstreicht ausserdem die Dringlichkeit umfassender Reformen im Gesundheitswesen, um das Ausgabenwachstum langfristig zu dämpfen.

Résumé

La forte augmentation des dépenses de santé au cours des dernières décennies représente un défi économique majeur et exerce une pression croissante sur les finances publiques. Quels sont les facteurs qui déterminent la croissance des dépenses de santé ? La présente analyse examine les déterminants des dépenses de santé en Suisse pour la période 1960-2022 à l'aide d'une analyse de séries temporelles. Diverses approches économétriques montrent que la croissance des revenus, le vieillissement de la population et l'effet Baumol ont contribué de manière significative à l'augmentation des dépenses de santé. Nos estimations suggèrent une élasticité des revenus entre 0,9 et 1,3, expliquant environ la moitié de l'augmentation à long terme des dépenses. Nous constatons également une diminution de cette élasticité au cours des dernières décennies. Le vieillissement de la population contribue à hauteur d'environ 15 % à l'augmentation des dépenses de santé. À l'avenir, les progrès médico-techniques, l'évolution démographique, la faible croissance de la productivité et la pénurie croissante de personnel qualifié dans le secteur de la santé devraient continuer d'accroître la pression sur les dépenses, tant globales que publiques. Nos résultats apportent des éléments concrets au débat politique sur les déterminants des dépenses de santé et fournissent une base empirique pour le cadre de projection des dépenses de santé en Suisse de l'Administration fédérale des finances. Ils soulignent également l'urgence de réformes globales dans le secteur de la santé afin de contenir durablement l'augmentation des dépenses.

Abstract

Healthcare expenditure growth is a key economic policy issue threatening the sustainability of public finances in advanced economies. This paper examines the determinants of healthcare expenditure in Switzerland using a time-series analysis for the period 1960-2022. Applying a dynamic OLS and an outlier-robust modified generalized maximum likelihood (MM) estimation approach, we find that income growth, population ageing, and Baumol's cost disease have all contributed to increasing total and public healthcare expenditure. The analysis suggests an income elasticity between 0.9 and 1.3, accounting for roughly half of the secular increase in healthcare expenditure. Our estimations also suggest a decrease in income elasticity over time. We find that population ageing has contributed by around 15% to the growth in healthcare expenditure. Income growth, demographic shifts, medical progress, slow productivity growth and labor shortages in healthcare are poised to intensify spending pressures in the years ahead, with implications both for total and public healthcare expenditure. Our results substantiate the policy debate on the determinants of healthcare expenditure, provide a tailored evidence basis for the healthcare expenditure projection framework for Switzerland and underscore the need for comprehensive reforms in the health sector to contain expenditure growth.

Inhaltsverzeichnis

Kurzfassung	3
Inhaltsverzeichnis	5
1. Einleitung	6
2. Institutioneller Hintergrund	10
3. Einflussfaktoren und Daten	12
3.1 Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben	12
3.2 Deskriptive Statistik	15
4. Empirischer Ansatz	17
4.1 Schätzgleichung	17
4.2 Kointegration und Ausreisser-robuste Schätzer	17
4.3 Strukturbrüche	18
4.4 Zeittrend	18
5. Ergebnisse	19
5.1 Gesamte Gesundheitsausgaben	19
5.2 Öffentliche Gesundheitsausgaben	22
5.3 Strukturbruch Mitte der 1970er-Jahre	24
5.4 Sinkende Einkommenselastizität	27
6. Schlussfolgerungen	28
Literaturverzeichnis	30
Anhang	35

1. Einleitung

Das stetige Wachstum der Gesundheitsausgaben ist eine zentrale wirtschaftspolitische Herausforderung, die erhebliche Risiken für die Nachhaltigkeit der öffentlichen Finanzen in entwickelten Volkswirtschaften mit sich bringt. Da die Gesundheitsausgaben kontinuierlich steigen, ist es wichtig, die Kostentreiber zu verstehen. Dies um die Entscheidungsträger sachdienlich zu informieren und Strategien entwickeln zu können, um eine nachhaltige Finanzierung des Gesundheitswesens zu gewährleisten und einen gleichberechtigten Zugang zur Gesundheitsversorgung aufrechtzuerhalten.¹

Diese Arbeit analysiert die Bestimmungsgründe der wachsenden Gesundheitsausgaben in der Schweiz mit Hilfe einer Zeitreihenanalyse für den Zeitraum von 1960 bis 2022. Untersucht wird, welche Rolle das Einkommenswachstum sowie andere wichtige Faktoren wie die Alterung der Bevölkerung und die Baumolsche Kostenkrankheit für den kontinuierlichen Anstieg der Gesundheitsausgaben spielen. Dabei werden die relativen Beiträge dieser Faktoren für die gesamten Gesundheitsausgaben und die öffentlichen Gesundheitsausgaben betrachtet.

Die Schweiz ist aufgrund ihres besonderen Gesundheitssystems ein interessanter Fall. Das Gesundheitswesen ist stark dezentral im föderalen System der Schweiz organisiert. Nicht gewinnorientierte private Versicherungen bieten die obligatorische Krankenversicherung an. Der öffentliche Sektor ist in hohem Masse, unter anderem durch die Regulierung und die Finanzierung von Gesundheitsleistungen, involviert. Darüber hinaus gehört die Schweiz mit Gesundheitsausgaben von etwa 11,5 % des Bruttoinlandsprodukts (BIP) im Jahr 2023 (94 Mrd. CHF) zu den OECD-Ländern mit den höchsten Gesundheitsausgaben gemessen an ihrer Wirtschaftsleistung (vgl. OECD, 2025; BFS, 2025a). Das hohe Einkommensniveau des Landes, die alternde Bevölkerung und die dezentrale Steuerung des Gesundheitssystems bilden wichtige Eckpfeiler zur Analyse des Zusammenspiels zwischen wirtschaftlichen, demografischen und politischen Faktoren. Ebenfalls tragen sie zum besseren Verständnis des Trends wachsender Gesundheitsausgaben bei. Zudem wird die anhaltend hohe Dynamik der Gesundheitsausgaben als Gefährdung für den gleichen Zugang der Bürgerinnen und Bürger zu Gesundheitsleistungen und die nachhaltige Finanzierung des Gesundheitswesens gesehen.

Als Reaktion darauf hat die Politik vor Kurzem Reformen des Schweizer Gesundheitssystems verabschiedet. Diese Reformen umfassen die Einführung einer monistischen Finanzierung, Kostenziele für die obligatorische Krankenversicherung sowie neue Bestimmungen für die Mindestbeiträge der Kantone zur Stärkung der Finanzierung des Systems der individuellen Prämienverbilligung.² Weitere Reformen sind jedoch erforderlich, die ein vertieftes Verständnis der Wachstumstreiber der Gesundheitsausgaben bedingen.

1 Wir danken Martin Baur sowie Boriana Goranova, Philipp Mohl, Santiago Alvaro Calvo Ramos und Adam Levai von der Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen der Europäischen Kommission und den Teilnehmerinnen und Teilnehmern der European Health Economics Association Conference 2024, der PET 2024 International Conference on Public Economic Theory, der 23rd Annual International Conference on Health Economics, Management & Policy, der Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Gesundheitsökonomie (dggö) 2025, des Swiss Network on Public Economics und der Jahreskonferenz der Schweizerischen Gesellschaft für Volkswirtschaft und Statistik 2025 für Feedback und hilfreiche Anmerkungen.

2 Mit der Einheitlichen Finanzierung der Gesundheitsleistungen (EFAS) wird ein monistisches Finanzierungssystem für alle Leistungen eingeführt, die durch die obligatorische Krankenversicherung in der Schweiz abgedeckt sind, unabhängig davon, ob sie ambulant, stationär oder in Pflegeheimen erbracht werden. Die Reform zielt darauf ab, finanzielle Anreize bei der ambulanten gegenüber der stationären Versorgung zu verbessern, indem sichergestellt wird, dass sich die Krankenversicherungen und die Kantone die Kosten teilen.

1. Einleitung

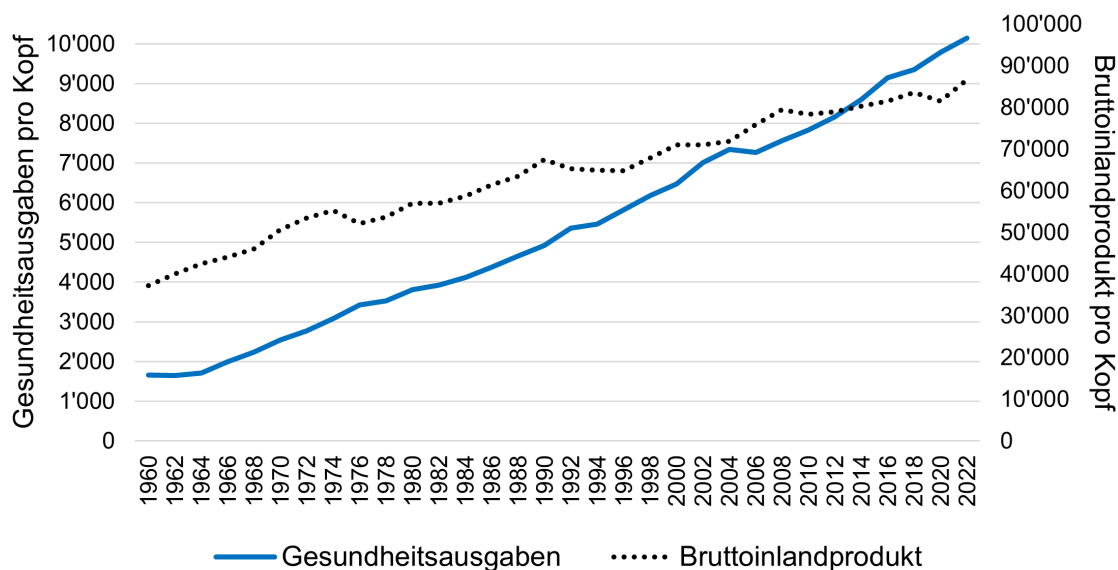
Die vorliegende Analyse liefert eine Aktualisierung der empirischen Schätzungen zu den Bestimmungsgründen für das anhaltende Wachstum der Gesundheitsausgaben. Darüber hinaus bietet die Analyse eine massgeschneiderte und evidenzbasierte Grundlage zu wichtigen Annahmen über die strukturellen Kostentreiber für die Ausgabenprojektionen im Gesundheitswesen der Schweiz und liefert so den Entscheidungsträgerinnen und Entscheidungsträgern wichtige Informationen über die zukünftigen Ausgabentrends (vgl. Brändle und Colombier, 2017; 2022; EFD, 2024). Zudem trägt die Analyse zur breiteren Debatte über die langfristig nachhaltige Finanzierung des Gesundheitswesens in fortgeschrittenen Volkswirtschaften bei (vgl. Europäische Kommission, 2024; Lorenzoni et al., 2024).

Abbildung 1 (Grafik A) zeigt den langfristigen Anstieg des BIP und der Gesundheitsausgaben pro Kopf in der Schweiz. Während sich das BIP seit 1960 in etwa verdoppelt hat, sind die Gesundheitsausgaben um mehr als das Fünffache gestiegen, von weniger als 2000 Franken pro Kopf im Jahr 1960 auf über 10 000 Franken im Jahr 2022. Die Auswirkung des Einkommens auf die Gesundheitsausgaben ist ein zentrales Thema in der Gesundheitsökonomie, insbesondere in entwickelten Volkswirtschaften, in denen die Gesundheitssysteme gut ausgebaut sind, jedoch nach wie vor Ungleichheiten bei Zugang und Nutzung bestehen.

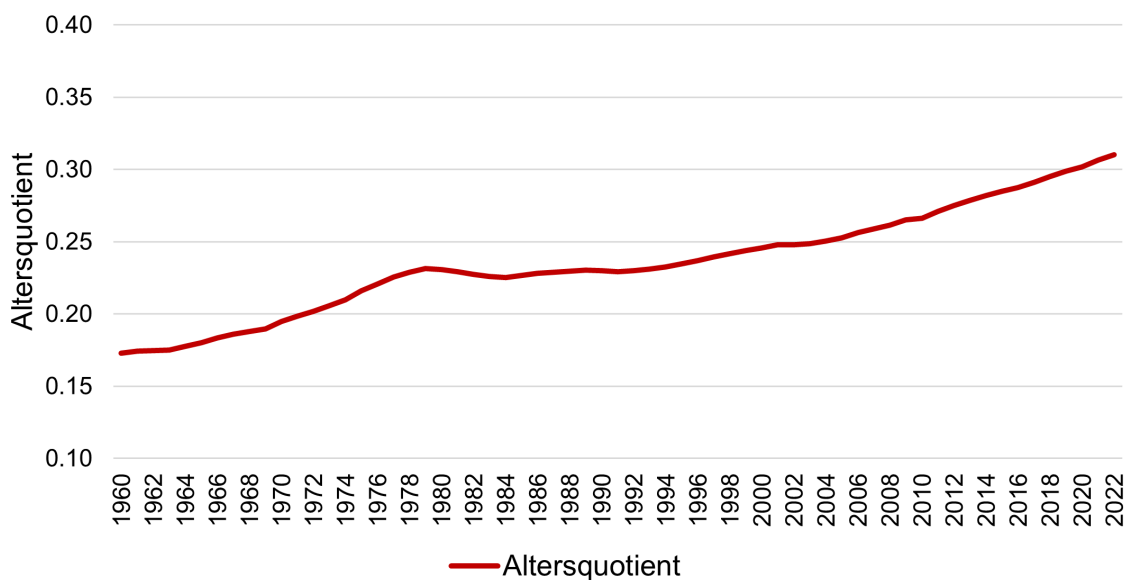
Zahlreiche empirische Studien haben belegt, dass das Einkommen einen entscheidenden Bestimmungsgrund der Gesundheitsausgaben darstellt und sowohl die Gesamtausgaben als auch die Ressourcenallokation beeinflusst (vgl. Nghiem und Connelly, 2017). Mit höheren Einkommen steigen in der Regel auch die Gesundheitsausgaben, oft wegen eines besseren Zugangs zu Gesundheitsleistungen, eines umfangreicheren Versicherungsschutzes und einer zunehmenden Nachfrage nach qualitativ hochstehender Versorgung. Zudem wird davon ausgegangen, dass steigende Einkommen auch mit dem medizinischen Fortschritt in Zusammenhang stehen (vgl. Smith et al., 2009). Dieser trägt wiederum zu steigenden Gesundheitsausgaben bei (vgl. Marino und Lorenzoni, 2019). In diesem Zusammenhang ist die Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben von besonderem Interesse. Einige Studien legen nahe, dass Gesundheit ein Luxusgut ist, d. h., die Einkommenselastizität liegt bei über 1 (vgl. Newhouse, 1977; Gerdtham et al., 1992; Clemente et al., 2004; Colombier, 2018). Andere Studien deuten darauf hin, dass Gesundheit eher ein normales Gut ist und damit die Einkommenselastizität unter 1 liegt (vgl. Giannoni und Hitiris, 2002; Di Matteo, 2005; Costa-Font et al., 2011; Casas et al., 2021; Lorenzoni et al., 2024). Weitere länderübergreifende Studien zur Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben zeigen ein uneinheitliches Bild. Die Schätzungen unterscheiden sich oft in Abhängigkeit von länderspezifischen Faktoren, den untersuchten Zeiträumen und dem empirischen Ansatz (vgl. Baltagi und Moscone, 2010; Martín et al., 2011; Baltagi et al., 2017). Die Bestimmung der Einkommenselastizität wird insbesondere durch die empirisch schwierige Unterscheidung zwischen nachfrage- und angebotsseitigen Effekten erschwert (vgl. Smith et al., 2009). Anders ausgedrückt: Die Schätzungen der Einkommenselastizität können durch Faktoren beeinflusst werden, die selbst einen starken Zusammenhang mit dem Bruttoinlandprodukt aufweisen, z. B. medizinischer Fortschritt, Preise für Gesundheitsversorgung oder der Versicherungsschutz.

Abbildung 1: Gesundheitsausgaben und Bruttoinlandprodukt pro Kopf (in CHF, real zu Preisen von 2015) und Altersquotient

Grafik A: Gesundheitsausgaben und Bruttoinlandprodukt



Grafik B: Altersquotient



Quelle: Berechnungen der Autoren anhand von Daten des Bundesamts für Statistik (BFS).

Bemerkungen: Der Altersquotient drückt das Verhältnis der über 65-Jährigen zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (20 bis 64 Jahre) aus.

1. Einleitung

Für die öffentlichen Gesundheitsausgaben der Schweizer Kantone zwischen 1970 und 2012 schätzen Brändle und Colombier (2016) eine Einkommenselastizität von 0,8. Frühere Analysen auf Ebene der Schweizer Kantone stammen unter anderem von Crivelli et al. (2006) und Reich et al. (2012). Näher an der vorliegenden Studie ist die Zeitreihenanalyse von Colombier (2018) zu den Bestimmungsgründen der gesamten Gesundheitsausgaben in der Schweiz für den Zeitraum von 1960 bis 2012. Colombier (2018) schätzt eine Einkommenselastizität von 0,9 bis 1,1.

Abbildung 1 (Grafik B) zeigt weiterhin, dass die Schweiz stark von der Alterung der Bevölkerung betroffen ist: Der Altersquotient hat sich von etwa 20 % im Jahr 1960 auf fast 33 % im Jahr 2022 erhöht. Anders ausgedrückt: Das Verhältnis der Menschen im erwerbsfähigen Alter zu den über 65-Jährigen ist von fünf zu eins auf etwa drei zu eins gesunken und dürfte bis 2060 weiter auf ungefähr zwei zu eins abnehmen (vgl. BFS, 2025b). Empirische Studien haben die Rolle des demografischen Wandels bei der Erklärung der steigenden Gesundheitsausgaben hervorgehoben (vgl. Smith et al., 2009; Gregersen, 2014; Breyer et al., 2015; Colombier, 2018). Einige Studien legen nahe, dass die steigenden Gesundheitsausgaben weniger mit der Alterung der Bevölkerung selbst zusammenhängen, sondern eher mit der Nähe zum Tod. Dieses Konzept ist auch als die «Red-Herring»-Hypothese bekannt (vgl. Zweifel et al., 1999; Seshamani und Gray, 2004; Werblow et al., 2007; Costa-Font und Vilaplana-Prieto, 2020). Allerdings ist diese These nach wie vor umstritten und wird empirisch zunehmend infrage gestellt (vgl. Colombier und Weber, 2011; Panczak et al., 2017; Breyer und Lorenz, 2021; Milkovska et al., 2024).

In der Literatur wird die Baumolsche Kostenkrankheit als ein weiterer wichtiger angebotsseitiger Faktor zur Erklärung der steigenden Gesundheitsausgaben gesehen (vgl. Baumol, 1967; Bates und Santerre, 2013; Hartwig, 2008; Hartwig und Sturm, 2014; Colombier, 2017). Die Baumolsche Kostenkrankheit lässt sich auf den Umstand zurückführen, dass der Kostendruck in arbeitsintensiven Sektoren wie dem Gesundheitswesen stärker zunimmt als in anderen Sektoren der Volkswirtschaft. Diese Sektoren profitieren weniger stark von einem arbeitsbezogenen technischen Fortschritt. Daher ist das Produktivitätswachstum im Gesundheitswesen geringer als in der Gesamtwirtschaft. Angesichts der relativ preisinelastischen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen müssen die Löhne der Beschäftigten im Gesundheitswesen ebenso stark steigen wie die Löhne im Rest der Wirtschaft, um die Attraktivität für eine Beschäftigung im Gesundheitswesen aufrechtzuerhalten. Dies kann zu Kostendruck im Gesundheitswesen führen. Zu den Faktoren, die diesen Trend noch verschärfen könnten, gehören der Fachkräftemangel und überhöhte Tarife für medizinische Leistungen.

Die vorliegende Arbeit trägt zur einschlägigen Literatur bei, indem die zugrunde liegende Beobachtungsperiode um zehn Jahre im Vergleich zur Analyse von Colombier (2018) verlängert wird. Zudem werden nicht nur die Bestimmungsgründe für die gesamten Gesundheitsausgaben, sondern auch diejenigen für die öffentlichen Gesundheitsausgaben untersucht. Des Weiteren wird die Beziehung zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben in der Schweiz vertieft analysiert. Um Identifikationsprobleme zu adressieren, die die empirischen Schätzungen verzerren könnten, werden für die Zeitreihenanalyse sowohl eine dynamische OLS-Schätzung als auch ein Ausreisser-robuster Schätzer verwendet.

Die Ergebnisse der Analyse verdeutlichen den Einfluss von Einkommenswachstum, Alterung und Baumolscher Kostenkrankheit auf das Wachstum der gesamten Gesundheitsausgaben als auch der öffentlichen Gesundheitsausgaben. Die Einkommenselastizität für die gesamten

1. Einleitung

Gesundheitsausgaben liegt zwischen 0,9 und 1,3, wobei die Elastizität der öffentlichen Gesundheitsausgaben etwas geringer ist. Das Einkommenswachstum ist somit für etwa die Hälfte des langfristigen Anstiegs der Gesundheitsausgaben verantwortlich. Allerdings scheint sich die Beziehung zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben in den letzten Jahrzehnten abgeschwächt zu haben. In der makroökonomischen Zeitreihenanalyse kann jedoch nicht genau abgegrenzt werden, ob dieser Effekt durch angebotsseitige (z. B. medizinischer Fortschritt) oder nachfrageseitige Faktoren (z. B. höhere Nachfrage der Bevölkerung nach Gesundheitsleistungen) bedingt ist.

Die Alterung der Bevölkerung hat rund 15 % zum Wachstum der Gesundheitsausgaben beigetragen. Es ist allerdings davon auszugehen, dass sie sich in Zukunft aufgrund der Alterung der «Baby-Boomer»-Generation stärker auswirken wird. Die Resultate legen darüber hinaus nahe, dass sich auch die Baumolsche Kostenkrankheit seit Mitte der 1970er Jahre auswirkt, insbesondere bei den öffentlichen Gesundheitsausgaben. Dieser Trend dürfte auf die grössere Bedeutung der Langzeitpflege für die öffentlichen Gesundheitsausgaben zurückzuführen sein. Sie ist arbeitsintensiver als andere Gesundheitsleistungen wie beispielsweise ambulante oder stationäre Behandlungen. Kantone und Gemeinden sind oft besonders von dieser Dynamik betroffen, denn sie müssen einen Teil der Kosten für die Langzeitpflege tragen. Dagegen ist der Bund vor allem vom Anstieg der gesamten Gesundheitsausgaben betroffen, der zu höheren Ausgaben für die individuelle Prämienvilligung (IPV) führt. Die Ausgaben für die IPV führen auch zu zusätzlichem finanzpolitischen Druck bei den Kantonen.

In der empirischen Analyse werden zudem weitere Faktoren berücksichtigt, wie z. B. die Mortalitätsrate, die Ärztedichte, die Zuwanderung, die Einkommensungleichheit, das Bildungsniveau und institutionelle Merkmale des Schweizer Gesundheitssystems (vgl. De la Maisonneuve et al., 2017). Letztere beinhalten wichtige Reformen wie die Einführung der obligatorischen Krankenpflegeversicherung im Jahr 1996, die Umsetzung einer einheitlichen Tarifstruktur für ambulante Leistungen (TARMED) im Jahr 2004, die Reform des nationalen Finanzausgleichs mit Auswirkungen auf die IPV im Jahr 2008 sowie die Einführung der neuen Spitalfinanzierung im Jahr 2012.

Diese Arbeit ist wie folgt gegliedert. Abschnitt 2 beschreibt kurz das Schweizer Gesundheitswesen. Abschnitt 3 gibt einen Überblick über die Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben und die zugrunde liegenden Daten. Abschnitt 4 stellt die empirische Methodik vor. In Abschnitt 5 werden die Ergebnisse der Zeitreihenanalyse dargelegt. Abschnitt 6 zieht wesentliche Schlussfolgerungen der Analyse und weist auf die wirtschaftspolitischen Implikationen hin.

2. Institutioneller Hintergrund

Das Schweizer Gesundheitssystem ist stark dezentralisiert. Die Verantwortlichkeiten sind auf Bund, Kantone und Gemeinden verteilt. Eine zentrale Säule des Schweizer Systems ist die obligatorische Krankenpflegeversicherung (OKP), die 1996 mit dem Bundesgesetz über die Krankenversicherung (KVG) eingeführt wurde. Dieses Gesetz sieht eine Versicherungspflicht für jede Person mit Wohnsitz in der Schweiz in der OKP vor. Die Prämien der OKP werden einkommensunabhängig durch die Versicherer festgelegt. Medizinische Leistungen müssen zunächst von den Versicherten selbst bezahlt

2. Institutioneller Hintergrund

werden, bis ihre Franchise erreicht ist. Danach deckt die Krankenversicherung die Kosten. Die Patientinnen und Patienten sind zudem verpflichtet einen Beitrag von 10 % dieser Kosten bis zum Maximalbetrag von 700 Franken pro Jahr zu entrichten. Um die finanzielle Last der Krankenversicherungsprämien für einkommensschwache Haushalte zu verringern, leisten der Bund und die Kantone Subventionen in Form einer individuellen Prämienverbilligung.

Im Jahr 2004 führte die Schweiz ein schweizweites Einzelleistungs-Tarifsystem (TARMED) ein, um die Erstattungssätze für ambulante Leistungen zu standardisieren. Dieses System legt auf der Grundlage eines einheitlichen Kriterienkatalogs feste Preise für verschiedene Leistungen fest (z. B. Konsultationen, medizinische Massnahmen, Diagnostiktests und Behandlungen). TARMED soll Zahlungen transparenter und gerechter machen und gleichzeitig für eine Kontrolle der Gesundheitskosten und mehr Effizienz im System sorgen. Nach mehr als 20 Jahren wird TARMED durch das TARDOC-Tarifsystem ersetzt. Dieses beinhaltet Einzelleistungsvergütungen und Pauschaltarife und soll 2026 in Kraft treten.

Im Jahr 2008 wurde eine umfassende Reform des nationalen Finanzausgleichs und der Aufgabenteilung zwischen Bund und Kantonen umgesetzt. Diese Reform betraf auch das IPV-System. Die Reform setzte den IPV-Beitrag des Bundes bei 7,5 % der OKP Bruttoausgaben fest. Damit ist er nicht länger von der finanziellen Stärke und den Prämien der Kantone abhängig. Die Aufteilung auf die Kantone erfolgt auf der Grundlage der Zahl der dort ansässigen Personen. Die Kantone ergänzen den Beitrag des Bundes mit eigenen Mitteln. Im Jahr 2024 wurde eine weitere Reform des IPV-Systems verabschiedet. Danach müssen die Kantone nun einen Mindestanteil zur IPV-Finanzierung beitragen. Dieser Beitrag reicht von 3,5 % bis 7,5 % der OKP-Bruttokosten.³ Darüber hinaus müssen die Kantone den maximalen Anteil der Krankenversicherungsprämie festlegen, den Einzelpersonen abhängig von ihrem verfügbaren Einkommen zahlen müssen.

Die Umsetzung der neuen Spitalfinanzierung im Jahr 2012 stellte eine wesentliche Restrukturierung des Spitalfinanzierungssystems dar. Seit dieser Reform gilt ein neues Erstattungssystem für Spitäler auf der Grundlage von diagnosebezogenen Fallgruppen (Swiss DRG). Damit sollen Zahlungen an Spitäler standardisiert sowie Transparenz und Kosteneffizienz verbessert werden. Vor dem Jahr 2012 basierte die Finanzierung der Spitäler in der Schweiz überwiegend auf Tagespauschalen. Dies setzte Anreize für zu lange Spitalaufenthalte und trug zu erheblichen Unterschieden der Spitalkosten zwischen den Kantonen und Einrichtungen bei.

Obwohl die meisten Reformen darauf abzielen, den Zugang zu Gesundheitsdienstleistungen für alle Bürgerinnen und Bürger sicherzustellen, wobei sie zugleich die Ziele der Effizienz und Kostendämpfung gewährleisten sollen, sind ihre Auswirkungen auf die Gesundheitsausgaben a priori unklar. Dies lässt sich auch auf verschiedene Marktversagen im Gesundheitssektor zurückführen, unter anderem auf asymmetrische Informationen. Ein Beispiel für asymmetrische Informationen ist das Verhältnis zwischen Patientinnen und Patienten und Gesundheitsversorger. Patientinnen und Patienten wissen in der Regel weniger über ihren Gesundheitszustand und die angemessenen Behandlungsmöglichkeiten als die Gesundheitsversorger. Da die Versorger oft gewinnorientiert sind, kann dies zu einer vom Anbieter

³ Der kantonale Beitrag ergibt sich aus dem Einkommensanteil, der von den einkommensschwächsten 40 % der im Kanton ansässigen versicherten Personen für die OKP-Prämien gezahlt wird. Wenn die Prämien weniger als 11 % des Einkommens ausmachen, beträgt der Mindestbeitrag 3,5 % der OKP-Bruttokosten. Wenn sie 18,5 % oder mehr ausmachen, steigt der Mindestbeitrag auf 7,5 %. Zwischen diesen Grenzwerten steigt der Beitrag linear.

ausgelösten Nachfrage für Behandlungen führen, die über das medizinisch notwendige Mass hinausgehen. Darüber hinaus kann ein moralisches Risiko («Moral Hazard») entstehen, da Versicherte nicht die Behandlungskosten tragen. Danach besteht ein Anreiz für Versicherte mehr Gesundheitsdienstleistungen in Anspruch zu nehmen als medizinisch notwendig ist.⁴ Kombiniert mit den Anreizen für eine anbieterinduzierte Nachfrage können diese Anreize den Kostendruck im Gesundheitswesen erhöhen. Die Auswirkung der Reformen auf die Gesundheitsausgaben ist letztlich eine empirische Frage.

3. Einflussfaktoren und Daten

3.1 Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben

Die Analyse basiert auf öffentlich verfügbaren Makrodaten verschiedener Quellen zu den Gesundheitsausgaben und den gemäss der Literatur wichtigsten Einflussfaktoren. Im Wesentlichen werden Daten des Schweizer Bundesamts für Statistik (BFS) herangezogen. So werden für die Gesundheitsausgaben von 1960 bis 2022 Daten aus der Gesundheitskosten Datenbank des BFS verwendet. Darüber hinaus fliessen Daten zu den öffentlichen Gesundheitsausgaben aus der Finanzstatistik der Eidgenössischen Finanzverwaltung (EFV) ein. Diese Daten werden durch Informationen über die Bevölkerungszahlen des BFS und den BIP-Deflator des Staatssekretariats für Wirtschaft (SECO) ergänzt, um die realen Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben zu berechnen. Zur Schätzung der Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben, werden ausserdem historische Daten des BFS zum realen BIP pro Kopf verwendet.

Auf die Einkommenselastizität lassen sich mehrere wichtige Treiber der Gesundheitsausgaben zurückführen, die allerdings in der durchgeführten Zeitreihenanalyse nicht voneinander getrennt werden können. Zunächst ist der medizinische Fortschritt zu nennen, der zu den wichtigsten Faktoren des Wachstums der Gesundheitsausgaben gehört (vgl. Newhouse, 1992). Die isolierte Schätzung der empirischen Auswirkungen des medizinischen Fortschritts auf die Gesundheitsausgaben ist aufgrund seiner Komplexität von Natur aus schwierig (vgl. Chernew und Newhouse, 2011; Marino et al., 2017). Deshalb wird in Regressionsanalysen häufig angenommen, dass die Residuen den medizinischen Fortschritt abbilden. Allerdings dürfte der medizinische Fortschritt auch mit dem Einkommenswachstum zunehmen (vgl. Smith et al., 2009). Dies legt den Schluss nahe, dass das Residuum nur die Auswirkungen der medizinischen Fortschritte erfasst, die einkommensunabhängig sind. In Anlehnung an Lorenzoni et al. (2024) wird in der vorliegenden Analyse hingegen mit einem Zeittrend auch der medizinische Fortschritt berücksichtigt, der nicht durch das BIP-Wachstum erfasst wird. Neben dem medizinischen Fortschritt erfasst das Einkommenswachstum jedoch auch die steigende Nachfrage der Bevölkerung nach Gesundheitsleistungen. Mit zunehmendem Wohlstand der Bevölkerung steigen die Ansprüche an das Gesundheitssystem, weil der Bevölkerung ein höheres Einkommen für ihre Gesundheit zur Verfügung steht (vgl. Smith et al., 2009).

⁴ Allerdings ist zu bedenken, dass gemäss verhaltensökonomischer Erkenntnisse die Entscheidungen von Patientinnen und Patienten nicht im Einklang mit dem moralischen Risiko stehen. So kann es zu Fehlentscheidungen kommen, die zur Unternutzung von kosteneffektiven Behandlungen, jedoch ebenfalls zu einer Übernutzung von medizinisch, relativ wertlosen Behandlungen führen («behavioral hazard») (vgl. Baicker et al., 2015).

3. Einflussfaktoren und Daten

Um den demografischen Wandel abzubilden, insbesondere die Alterung der Bevölkerung, wird der Altersquotient herangezogen, d. h. das Verhältnis der über 65-Jährigen zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. Es wird davon ausgegangen, dass ein höherer Altersquotient zu höheren Gesundheitsausgaben führt, da ältere Menschen in der Regel mehr Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen. Darüber hinaus werden Daten des BFS zur Mortalität als Massstab für den Gesundheitszustand der Bevölkerung verwendet, der zugleich den medizinisch-technischen Fortschritt teilweise widerspiegeln dürfte. Die Auswirkungen niedrigerer Mortalitätsraten auf die Gesundheitsausgaben sind a priori unklar. Einerseits können bessere Behandlungsmethoden und Prävention die Kosten senken, indem sie die Effizienz erhöhen und die Notwendigkeit teurer Eingriffe reduzieren. Andererseits kann die zunehmende Lebenserwartung zu höheren Gesundheitsausgaben führen, wenn z. B. die Menschen im Alter länger behandelt werden müssen oder mehr Langzeitpflege benötigen. Ausserdem kann die Mortalitätsrate auch als Indikator für die «Red-Herring»-Hypothese dienen (vgl. van Baal und Wong, 2012; Breyer et al., 2015). Diese möglichen Ausgabeneffekte der Mortalitätsrate können in einer Zeitreihenanalyse nicht getrennt analysiert werden. Dennoch würde ein positiver Zusammenhang mit den Ausgaben für die «Red-Herring»-Hypothese sprechen, während ein negativer Zusammenhang eher auf den ausgabensteigernden Effekt des medizinischen Fortschritts hindeuten würde.

Um einen weiteren Aspekt des demografischen Wandels, die Zuwanderung, zu berücksichtigen, werden Daten des BFS zum Anteil der in der Schweiz lebenden ausländischen Bevölkerung herangezogen. So wird in der Literatur die Hypothese vertreten, dass zugewanderte Personen ein anderes Verhaltensmuster für die Inanspruchnahme von Gesundheitsdienstleistungen aufweisen als die einheimische Bevölkerung (vgl. Sarría-Santamera et al., 2016). Die Auswirkung dieses Trends auf die Gesundheitsausgaben ist ebenfalls a priori unklar. Sie hängt davon ab, ob ausländische Personen mehr oder weniger Gesundheitsdienstleistungen in Anspruch nehmen als vergleichbare Schweizerinnen und Schweizer. Das Muster der Inanspruchnahme hängt wiederum von verschiedenen Faktoren ab, darunter Präferenzen, Einkommen, Beschäftigung und Bildungsgrad.

In weiteren Analysen wird der Anteil der Bevölkerung mit einer Hochschulbildung berücksichtigt. Ein höherer Bildungsgrad geht oft mit einem gesünderen Lebensstil und einem verstärkten Engagement für gesundheitliche Prävention einher. Dies führt zu einer besseren Gesundheit und damit auch zu niedrigeren Gesundheitsausgaben (vgl. Fletcher und Frisvold, 2009; Raghupathi und Raghupathi, 2020). Die Daten stammen aus der BFS-Volkszählung und der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung.⁵

Eine wichtiger angebotsseitiger Einflussfaktor für das Wachstum der Gesundheitsausgaben sind relative Preiseffekte, die auf unwirtschaftlich hohe Tarife im Gesundheitssektor, den Fachkräftemangel (z. B. an Krankenpflegerinnen und Krankenpflegern und technischem Personal) und die Baumolsche Kostenkrankheit zurückgeführt werden können (vgl. Baumol, 1967). Als Indikator der Baumolschen Kostenkrankheit wird das Verhältnis von Reallöhnen zur Produktivität verwendet. Dafür werden Daten des SECO und von Mergele et al. (2024) herangezogen. Die Messung von Produktivität und Preisen im Gesundheitssektor ist schwierig und die dafür erforderlichen Daten sind oft nicht verfügbar. Als Indikator für die Baumolsche Kostenkrankheit wird daher das Verhältnis von Stundenlöhnen zu Produktivität in der Gesamtwirtschaft zu Preisen von 2005 berechnet. Dabei wird die Produktivität in Anlehnung an Mergele et al. (2024) als BIP pro Arbeitsstunde berechnet. Unter der Annahme, dass sich die Löhne in den Sektoren, die nicht von der Baumolschen Kostenkrankheit

⁵ Die Daten zum Bevölkerungsanteil der Menschen mit einer Hochschulbildung berechnen sich aus der alle zehn Jahre stattfindenden BFS-Volkszählung aus dem Zeitraum von 1960 bis 2010 und werden zwischen den Dekaden linear interpoliert. Ab 2011 stehen die Bildungsdaten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung auf jährlicher Basis zur Verfügung.

3. Einflussfaktoren und Daten

betroffen sind, im Einklang mit der Produktivität entwickeln, sollte der Preiseffekt vor allem durch die arbeitsintensiven Sektoren wie dem Gesundheitssektor bestimmt sein.

Das Angebot an Gesundheitsleistungen wird zudem anhand der Ärztedichte gemessen, die auf Daten der Verbindung der Schweizer Ärztinnen und Ärzte (FMH) basieren. Die Auswirkungen einer höheren Ärztedichte auf die Gesundheitsausgaben sind a priori unklar. Eine höhere Ärztedichte kann eine vorhandene Angebotsknappheit verringern und damit die Effizienz im Markt verbessern und die Kosten senken (vgl. Léonard et al., 2009; Reich et al., 2012). Zugleich kann sie aufgrund von Marktversagen zur Zunahme der Gesundheitsausgaben führen.

Ausserdem werden die potenziellen Auswirkungen der Einkommensungleichheit auf die Gesundheitsausgaben untersucht. Hintergrund dafür ist, dass im Rahmen des KVG die Krankenversicherungsprämien für Personen mit niedrigem Einkommen durch Subventionen des Bundes und der Kantone (IPV) gesenkt werden, um den regressiven Effekt der einkommensunabhängigen Prämien aufzufangen. Als Indikator für die Veränderung der Einkommensungleichheit seit 1960 wird der Anteil derjenigen 10 % der Bevölkerung mit dem höchsten Einkommen herangezogen (oberstes Einkommensdezil). Diese Daten stammen aus der *Swiss Inequality Database* des Instituts für Schweizer Wirtschaftspolitik an der Universität Luzern.⁶ Eine Zunahme der Ungleichheit kann zu einer höheren Abhängigkeit von der IPV führen und somit die öffentlichen Gesundheitsausgaben steigen lassen. Daneben können finanzielle Beschränkungen bei einkommensschwachen Personen eine verspätete medizinische Behandlung zur Folge haben, die letztlich zu höheren Kosten für die Notfallversorgung und für die Gesundheitsversorgung insgesamt führt.

Schliesslich werden in der Analyse auch die wichtigsten institutionellen Reformen berücksichtigt (siehe Abschnitt 2). Diese fliessen in die Analyse in Form von Dummyvariablen ein, die nur zwei Werte, 0 und 1, umfassen. Der Wert von 1 bildet diejenigen Jahre ab, seitdem die Reform in Kraft ist. Zu diesen Reformen gehören die Einführung der OKP im Jahr 1996, die Einführung von TARMED im Jahr 2004, die Reform des IPV-Systems im Jahr 2008 sowie die Reform der Spitalfinanzierung im Jahr 2012. Reformen im Gesundheitswesen sollen in der Regel nicht zu Ausgabensteigerungen führen, sondern im Gegenteil Kostendämpfungen bewirken und die Effizienz im Gesundheitswesen verbessern. Dennoch kann es durch die Reformen unerwartet zu Kostensteigerungen kommen. Diese Kosteneffekte können durch andere politische Ziele wie verteilungspolitischer Ziele oder durch Marktversagen im Gesundheitswesen, zum Beispiel asymmetrische Informationen, resultieren.

⁶ Daten zu den höchsten Einkommen stehen bis 2020 zur Verfügung. Um den gesamten Analysezeithorizont berücksichtigen zu können, werden die Werte für 2021 und 2022 anhand der durchschnittlichen Wachstumsraten der vorherigen fünf Jahre geschätzt. Zusätzlich sind in Tabelle A4 des Anhangs die Ergebnisse ohne Einbezug der ergänzten Daten abgebildet. Ein alternativer Indikator für die Einkommensungleichheit ist der Gini-Koeffizient. Allerdings stehen die Daten nicht für den gesamten Zeithorizont von 60 Jahren zur Verfügung, sondern beginnen erst ab Ende der 1990er- oder ab den 2000er-Jahren.

3.2 Deskriptive Statistik

Tabelle 1 zeigt die deskriptive Statistik für die Variablen im Zeitraum von 1960 bis 2022. Die durchschnittlichen Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben belaufen sich auf 5370 Franken. Sie sind von etwas über 1600 Franken im Jahr 1960 auf über 10 000 Franken im Jahr 2022 gestiegen. Fast ein Drittel der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen wird vom öffentlichen Sektor finanziert. Darin enthalten sind die Beiträge zu den Kosten für Spitalleistungen und Langzeitpflegeleistungen (z. B. häusliche Pflege und Pflegeheime) sowie die Finanzierung der IPV. Dabei sind die Kantone hauptverantwortlich für die öffentlichen Gesundheitsausgaben. Ein weiteres Drittel der Gesundheitsausgaben wird durch die obligatorische Krankenpflegeversicherung finanziert, der verbleibende Anteil wird in erster Linie von Privatpersonen über Kostenbeteiligungen getragen (d. h. Zuzahlungen und Selbstzahlungen).

Aus Tabelle 1 ist zu entnehmen, dass sich das reale BIP pro Kopf der Schweiz von 1960 bis 2022 mehr als verdoppelt hat. Es stieg von rund 37 000 Franken auf fast 87 000 Franken (zu Preisen von 2015). Im gleichen Zeitraum erhöhte sich der Altersquotient deutlich von etwa 20 % im Jahr 1960 auf 33 % im Jahr 2022. Diese Trends dürften zum langfristigen Wachstum der Gesundheitsausgaben beigetragen haben.

Die Mortalitätsrate gibt die Anzahl der Todesfälle pro 1000 Menschen pro Jahr an. Dieser Indikator sank für die gesamte Bevölkerung der Schweiz von 10 in den 1960er-Jahren auf unter 8 Ende der 2000er-Jahre und ist seitdem konstant geblieben, mit einem kurzfristigen Anstieg auf 8,8 im Jahr 2020 aufgrund der Coronapandemie. Die Ärztedichte für Allgemeinmedizinerinnen und -mediziner hat deutlich von 0,3 pro 1000 Einwohnerinnen und Einwohner im Jahr 1960 auf mehr als 1 im Jahr 2022 zugenommen. Der Bevölkerungsanteil der ausländischen Personen ist im selben Zeitraum ebenfalls stark gestiegen, und zwar von 9 % auf 25 %. Die Ungleichheit ist bis zu den 1990er-Jahren relativ stabil geblieben. Seitdem hat sie jedoch leicht zugenommen, der Einkommensanteil der obersten 10 % der Bevölkerung hat sich von 30 % auf über 33 % erhöht. Der Anteil der Personen mit einer Hochschulbildung zeigt in den vergangenen Jahrzehnten ebenfalls einen Aufwärtstrend. Dieser ist von weniger als 5 % der Personen in den 1960er Jahren auf mehr als 40 % der Personen im Jahr 2022 angewachsen.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik

Variable	Einheit	Beobachtungen	Mittelwert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum	Erwartetes Vorzeichen
Grafik A: Abhängige Variablen							
In Gesundheitsausgaben	ln, pro Kopf	63	8,46	0,55	7,41	9,23	
Gesundheitsausgaben	CHF (2015), pro Kopf	63	5370	2560	1646	10 227	
In öffentliche Gesundheitsausgaben	ln, pro Kopf	63	7,28	0,49	6,08	7,94	
Öffentliche Gesundheitsausgaben	CHF (2015), pro Kopf	63	1615	655	436	2809	
Grafik B: Unabhängige Variablen							
In BIP	ln, pro Kopf	63	11,04	0,22	10,52	11,37	+
BIP	CHF (2015), pro Kopf	63	63 802	13 501	37 193	86 656	+
Altersquotient	>=65-Jährige / 20-64 (in %)	63	26,73	3,44	19,61	32,85	+
Baumolsche Kostenkrankheit	Verhältnis von Löhnen zu Produktivität	63	-0,64	0,06	-0,79	-0,51	+
Mortalitätsrate	Todesfälle / 1000 Personen	63	8,83	0,59	7,80	10,00	+/-
Ärztedichte	Ärztinnen und Ärzte / 1000 Personen	63	0,71	0,25	0,32	1,08	+/-
Ausländischer Bevölkerungsanteil	% der Bevölkerung	63	17,98	4,06	9,16	25,46	+/-
Top10	Einkommensanteil der obersten 10 %	63	31,78	1,73	29,62	35,08	+
Hochschulbildung	ln % der Bevölkerung	63	17,78	10,44	3,60	41,53	-
OKP	1 falls Jahr>=1996, sonst 0	63	0,41	0,50	0	1	+/-
TARMED	1 falls Jahr>=2004, sonst 0	63	0,29	0,45	0	1	-
IPV-Reform	1 falls Jahr>=2008, sonst 0	63	0,24	0,43	0	1	+/-
Spitalreform	1 falls Jahr>=2012, sonst 0	63	0,16	0,37	0	1	+/-

Bemerkungen: In dieser Tabelle werden die deskriptiven Statistikwerte (Mittelwert, Standardabweichung, Minimum und Maximum) für alle in der Zeitreihenanalyse verwendeten Variablen dargestellt. Die Stichprobe umfasst den Zeitraum von 1960 bis 2022 mit jährlichen Beobachtungen. Wenn keine Daten zur Verfügung stehen, werden interpolierte Werte einbezogen.

4. Empirischer Ansatz

In diesem Abschnitt wird der empirische Ansatz der Zeitreihenanalyse vorgestellt, sowie Schätzungen zur Adressierung von Identifikationsproblemen und eine Strukturbruchanalyse.

4.1 Schätzgleichung

Die Beziehung zwischen den potenziellen Einflussfaktoren und den Gesundheitsausgaben in der Schweiz im Zeitraum von 1960 bis 2022 wird anhand der folgenden Gleichung geschätzt:

$$\ln \text{Gesundheitsausgaben}_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{BIP}_t + \beta_2 \text{Altersquotient}_t + \beta_3 \text{Baumol}_t + X'_t \gamma + \varepsilon_t$$

dabei steht *Gesundheitsausgaben* für die realen Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben (in CHF zu Preisen von 2015), *BIP* ist das reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf (zu Preisen von 2015), *Altersquotient* ist der Altersquotient und *Baumol* erfasst den relativen Preiseffekt durch die Baumolsche Kostenkrankheit. Die Analyse der Gesundheitsausgaben und des BIP erfolgt in natürlichen Logarithmen (ln). Der Vektor X' enthält weitere Kovariablen. Dieser beinhaltet auch einen Zeittrend und die Dummyvariablen für die Reformen im Gesundheitswesen. Der Fehlerterm wird durch ε dargestellt.

4.2 Kointegration und Ausreisser-robuste Schätzer

Zur Korrektur eines möglichen Endogenitätsbias der erklärenden Variablen wird ein dynamischer OLS-Ansatz (DOLS) verwendet (vgl. Saikkonen, 1991). Entsprechend werden verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren einbezogen. Für die Bestimmung der Ordnung der verzögerten und vorlaufenden Variablen wird das Akaike Informationskriterium (AIC) verwendet.

Entsprechend dem Standard der Zeitreihenliteratur werden Einheitswurzeltests durchgeführt. Demnach enthalten Gesundheitsausgaben und fast alle Regressoren einen stochastischen Trend und sind Differenzen-stationär (vgl. Anhang, Tabelle A1, sowie Dreger und Reimers, 2005; Gerdtham und Löthgren, 2000; Okunade und Murthy, 2002; Colombier, 2018). Daher wird mit Hilfe des Bounds-Tests nach Pesaran et al. (2001) untersucht, ob zwischen den Gesundheitsausgaben und den Regressoren eine langfristige Beziehung, d. h. eine Kointegrationsbeziehung, besteht. Im Gegensatz zu anderen Kointegrationstests für eine Einzelgleichungsschätzung berücksichtigt der Bounds-Test sowohl stationäre als auch Differenzen-stationäre Regressoren und lässt mehrere Kointegrationsbeziehungen zwischen den Regressoren zu. Die Ergebnisse bestätigen, dass eine Kointegration zwischen den Gesundheitsausgaben und den erklärenden Variablen für die getesteten Modelle besteht (vgl. Anhang, Tabelle A2).

Darüber hinaus weichen Gesundheitsdaten häufig von einer Gaußschen Verteilung ab (vgl. Cantoni und Ronchetti, 2006). Daher könnten die Zeitreihendaten von Ausreißern beeinflusst sein, die zum Beispiel auf Messfehlern oder Ereignissen wie einer Ölpreiskrise, einer Veränderung des Verbraucherverhaltens aufgrund von Steuerreformen (vgl. Franses und Haldrup, 1994) sowie Pandemien beruhen. Dabei könnte der DOLS-Schätzer sensitiv auf Ausreißer reagieren. Selbst ein einziger Ausreißer kann zu einem Bias und zur Ineffizienz des Kleinst-Quadrat-Schätzers (OLS) führen. Um mit der Sensitivität gegenüber Ausreißern zu begegnen, wird zusätzlich ein Ausreißer-robuster modifizierter

4. Empirischer Ansatz

generalisierter Maximum-Likelihood-Schätzer (MM-Schätzer) verwendet (vgl. Yohai et al., 1991; Temple, 2000; Zaman et al., 2001; Hartwig und Sturm, 2014; Colombier, 2018). Aufgrund seiner Ausreisser-robusten Eigenschaft ist der MM-Schätzer gut geeignet, um den kohärentesten Teil des geschätzten Modells zu ermitteln. Der MM-Schätzer identifiziert Ausreisser verlässlich und reduziert durch sein robustes Gewichtungssystem die unerwünschten Auswirkungen auf die Schätzung. Für die Ermittlung der Ausreisser werden dabei zwei Methoden verwendet. Erstens werden mit der Methode von Hubert et al. (2008) sogenannte schädliche Ausreisser identifiziert, die den DOLS-Schätzer negativ beeinflussen können. Zudem wird der Shapiro-Wilk-Test durchgeführt, um die Hypothese normal verteilter Daten zu prüfen.

4.3 Strukturbrüche

In einer Zeitreihenanalyse muss zudem die Möglichkeit von Strukturbrüchen untersucht werden. Strukturbrüche können die Stabilität der Modellparameter beeinträchtigen und daher zu einer Verzerrung der Schätzungen führen. Für die Ermittlung von Strukturbrüchen werden der RECUSUM-Test, der Chow-Bruchpunkt-Test und der OLS-MOSUM-Test verwendet. In Übereinstimmung mit Colombier (2018) zeigen die Tests Strukturbrüche in der Zeitreihe der Schweizer Gesundheitsausgaben in den 1970er-Jahren, und zwar in den Jahren 1971, 1975 und 1976 (vgl. Anhang, Abbildung A1). Diese Strukturbrüche können auf die makroökonomischen Bedingungen der 1970er-Jahre zurückgeführt werden, darunter der Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems und die Ölkrise. Diese Ereignisse führten dazu, dass das reale BIP der Schweiz zwischen 1975 und 1976 um 8 % schrumpfte. Dies dürfte zu stärkeren finanziellen Verwerfungen geführt haben, die auch die Gesundheitsausgaben belasteten. Ein Strukturbruch in diesen Jahren ist auch in Abbildung 1 zu erkennen. Um den potenziellen Effekt des zuletzt beobachteten Strukturbruchs im Jahr 1976 auf die Schätzungen zu untersuchen, werden zusätzlich Regressionen mit einer entsprechend verkleinerten Stichprobe durchgeführt. Zugleich ist kein Strukturbruch in der Zeitreihe der Gesundheitsausgaben festzustellen, der mit den Gesundheitsreformen in der Schweiz zusammenfällt.

4.4 Zeittrend

Die Einbeziehung eines Zeittrends als Indikator für den vom BIP-Wachstum unabhängigen Teil des medizinischen Fortschritts ist in der Literatur gängige Praxis. (z. B. Lorenzoni et al., 2024). Allerdings wird der medizinische Fortschritt durch diesen Ansatz nur unvollständig erfasst. Die vorliegende Analyse zeigt, dass der Zeittrend durch verschiedene Störfaktoren beeinflusst wird und neben dem BIP starke Korrelationen zu weiteren wichtigen Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben aufweist, z. B. zum Altersquotienten eine Korrelation von 91 % und eine negative Korrelation von 87 % mit der Mortalitätsrate. Tatsächlich zeigt der Zeittrend unter allen Erklärungsvariablen die höchste Kollinearität. Diese Erkenntnisse legen den Schluss nahe, dass die Ergebnisse für den Zeittrend sehr zurückhaltend interpretiert werden sollten.

5. Ergebnisse

Zunächst werden die Einflussfaktoren des Wachstums der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen untersucht, worauf eine entsprechende Analyse der öffentlichen Gesundheitsausgaben folgt. Danach wird geprüft, inwieweit sich der Strukturbrüche auf die Ergebnisse auswirken. Anschliessend wird die Veränderung der Einkommenselastizität in Abhängigkeit des analysierten Zeitraums überprüft.

5.1 Gesamte Gesundheitsausgaben

In Tabelle 2 sind die zentralen Ergebnisse zusammengefasst. Die ersten beiden Spalten zeigen die Ergebnisse des DOLS-Schätzers. Die Ergebnisse der übrigen beiden Spalten beruhen auf dem MM-Schätzer. Die Spalten 1 und 3 zeigen die Schätzungen des Basismodells. Dieses umfasst diejenigen Variablen, auf die das Hauptaugenmerk der Zeitreihenanalyse gerichtet ist – Einkommen, Alterung und Baumolsche Kostenkrankheit, sowie der Zeittrend und die institutionellen Reformen (Einführung der OKP und TARMED sowie die Reformen der IPV und der Spitalfinanzierung). Die Spalten 2 und 4 zeigen die Ergebnisse der Spezifikation eines umfassenden Modells, das zusätzlich zu den Variablen der Spalten 1 und 3 auch weitere potenzielle Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben beinhaltet, wie die Mortalitätsrate, die Ärztedichte, die Zuwanderung und die Einkommensungleichheit.

Die Ergebnisse legen nahe, dass das reale BIP pro Kopf eine positive und statistisch signifikante Beziehung zu den Gesundheitsausgaben aufweist. Die Einkommenselastizität variiert je nach Modellspezifikation zwischen 1,2 und 1,3. Demnach steigen die Gesundheitsausgaben im Stichprobenzeitraum im Schnitt überproportional zum Einkommenswachstum. Gemäss einer einfachen Überschlagsrechnung erklärt das Einkommenswachstum etwa die Hälfte des Anstiegs der Gesundheitsausgaben im untersuchten Zeitraum. Die Schätzungen für die Einkommenselastizität des Basismodells in den Spalten 1 und 3 sind etwas höher als bei Berücksichtigung aller Kontrollvariablen. Dies kann darauf zurückzuführen sein, dass das BIP pro Kopf eine Korrelation zu den weiteren Kontrollvariablen aufweist. Die Schätzungen könnten deswegen nach oben verzerrt sein, wenn diese einen Teil der Varianz der im Basismodell nicht berücksichtigten Regressoren erfassen. Zwei treibende Kräfte, die sich über das Einkommen auf die Gesundheitsausgaben auswirken, sind der medizinisch-technische Fortschritt und die steigende Nachfrage der Bevölkerung nach Gesundheitsleistungen. Folglich erfasst die Schätzung der Einkommenselastizität sowohl angebots- als auch nachfragegeseitige Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben.

Tabelle 2: Einflussfaktoren der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,296*** (0,154)	1,217*** (0,129)	1,273*** (0,196)	1,192*** (0,120)
Altersquotient	1,730*** (0,318)	1,822*** (0,429)	1,754*** (0,408)	1,902*** (0,486)
Baumolsche Kostenkrankheit	-0,534 (0,428)	0,625 (0,443)	-0,572 (0,621)	0,270 (0,360)
Mortalitätsrate		-0,033 (0,020)		-0,048** (0,024)
Ärztedichte		0,116 (0,076)		0,083 (0,091)
Ausländischer Bevölkerungsanteil		0,815* (0,482)		0,621 (0,485)
Anteil oberstes Einkommensdezil		-0,001 (0,006)		0,001 (0,007)
Zeittrend	0,014*** (0,003)	0,007** (0,003)	0,015*** (0,004)	0,009*** (0,002)
OKP	0,024 (0,022)	0,043* (0,023)	0,021 (0,029)	0,028** (0,016)
TARMED	-0,066** (0,027)	-0,096*** (0,030)	-0,073** (0,032)	-0,134*** (0,025)
IPV	-0,099*** (0,031)	-0,060** (0,026)	-0,095*** (0,036)	-0,050** (0,023)
Spitalreform	-0,001 (0,020)	-0,002 (0,019)	0,002 (0,021)	0,005 (0,023)
Beobachtungen	61	61	61	61
Anteil schädliche Ausreisser (%)	0,0	0,0	0,0	1,6
Shapiro-Wilk-Test	0,99	0,99	0,99	0,85***

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen geschätzt. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen des Basismodells dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse des umfassenden Modells. Geringfügige Abweichungen bei den MM Schätzungen können durch die Sensitivität des Schätzers gegenüber kleinen Stichprobengrößen entstehen. Die Standardfehler nach Lumley-Heagerty (1999) sind korrigiert im Hinblick auf Autokorrelation, Heteroskedastizität und Verzerrung durch kleine Stichproben. Schädliche Ausreisser: vertikale Ausreisser und schlechte Hebelpunkte; Shapiro-Wilk-Test für die Gaussche Verteilung, H0: Gaussche Verteilung, W-Statistik. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Die Ergebnisse zeigen zudem, dass auch die Alterung der Bevölkerung zu steigenden Gesundheitsausgaben beiträgt. Die Bandbreite der Schätzungen liegt zwischen 1,7 und 1,9. Damit ist ein Anstieg des Altersquotienten um einen Prozentpunkt mit einem Anstieg der Gesundheitsausgaben um 1,7 % bis 1,9 % verbunden. Da der Altersquotient von 20 % auf etwa 33 % zunimmt, kann demnach die Alterung für den Zeitraum von 1960 bis 2022 einen Anstieg der Gesundheitsausgaben von etwa 15 % erklären. Dieses Ergebnis bleibt auch bei Berücksichtigung der Veränderung der Mortalitätsrate robust und legt den Schluss nahe, dass der wachsende Anteil der über

5. Ergebnisse

65-Jährigen zum langfristigen Anstieg der Gesundheitsausgaben beiträgt. Ohne Reformen dürfte das Schweizer Gesundheitssystem in Zukunft weiter mit altersbedingten finanziellen Zusatzlasten konfrontiert werden.

Tabelle 2 liefert keinen Nachweis dafür, dass das schwache Produktivitätswachstum im Gesundheitswesen zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben beiträgt. Dies könnte daher rühren, dass die Berücksichtigung des Verhältnisses der Löhne zur Produktivität ein unvollkommener Indikator der Baumolschen Kostenkrankheit ist. Dieser Indikator bezieht sich aufgrund der Datenverfügbarkeit nicht allein auf den Gesundheitssektor, sondern auf die Gesamtwirtschaft. Dadurch könnten die Schätzungen aufgrund eines Messfehlers eine Verzerrung Richtung Null aufweisen. Wird jedoch das Bildungsniveau in der umfassenden Modellspezifikation einbezogen (siehe Anhang, Tabelle A3), resultiert bei Verwendung des MM-Schätzers ein statistischer signifikanter Koeffizient der Baumolschen Kostenkrankheit von etwa 0,6. Die Schätzwerte haben zwar bei Anwendung des DOLS-Ansatzes eine grössere Varianz, die Grössenordnung bleibt jedoch in etwa gleich. Diese Diskrepanz könnte durch die mit dem MM-Schätzer identifizierten Ausreisser, die nicht-normalverteilten Daten oder die festgestellten Strukturbrüche im Stichprobenzeitraum erklärt werden. Gemäss diesen Erkenntnissen kann der Preisdruck im arbeitsintensiven Gesundheitssektor zu steigenden Gesundheitsausgaben beitragen. Zugleich zeigt sich, dass die Schätzungen für die Modellspezifikation und die berücksichtigten Kontrollvariablen anfällig sind.

Der Zeittrend ist ebenfalls statistisch signifikant. Demnach würde der Trend, der den nicht auf das Einkommenswachstum zurückgehenden medizinischen Fortschritt erklären soll, unter sonst gleichen Bedingungen, im jährlichen Durchschnitt eine Zunahme der Gesundheitsausgaben zwischen 0,7 % und 1,5 % erklären. Die Schätzung des Trends sollte aufgrund der vorstehend angesprochenen Identifikationsprobleme allerdings mit Vorsicht interpretiert werden.

Bei Anwendung des DOLS-Ansatzes gibt es keine signifikante Beziehung zwischen der Mortalität und den Gesundheitsausgaben. Der MM-Ansatz deutet dagegen auf eine statistisch signifikant negative Beziehung hin. Auch in diesem Fall können die unterschiedlichen Ergebnisse auf schädliche Ausreisser zurückzuführen sein. Das Ergebnis des MM-Schätzers kann mit einem besseren Zugang zu Gesundheitsleistungen und höherwertigen medizinischen Leistungen begründet werden, z. B. einem besseren Umgang mit chronischen Krankheiten und Notfällen. Diese Faktoren reduzieren die Sterblichkeitsrate und erhöhen gleichzeitig die Gesundheitsausgaben. Darüber hinaus kann der technische Fortschritt dazu führen, dass die Bevölkerung im Durchschnitt immer länger lebt. Allerdings wird die länger lebende Bevölkerung auch medizinische Behandlungen benötigen und ihre letzten Jahre häufig in Langzeitpflegeeinrichtungen verbringen, sodass die Gesundheitsausgaben weiter steigen.

Obwohl die Ärztedichte eine positive Korrelation zu den Gesundheitsausgaben aufweist – die Gesundheitsausgaben steigen also, wenn die Zahl der Ärztinnen und Ärzte zunimmt –, ist die Schätzung nicht auf dem 10 %-Niveau statistisch signifikant. Für den Teilstichprobenzeitraum von 1976 bis 2022 wird sie jedoch signifikant (vgl. Tabelle 4). Zudem ist der Anstieg des Bevölkerungsanteils ausländischer Personen mit leicht höheren Gesundheitsausgaben verbunden. Es gibt jedoch keinen Nachweis einer systematischen Beziehung zwischen der Einkommensungleichheit (der Anteil des obersten Einkommensdezils) und den Gesundheitsausgaben.

Zudem zeigen die Ergebnisse, dass die Reformen im Gesundheitssektor die Gesundheitsausgaben beeinflusst haben könnten. Gemäss den Schätzungen im umfassenden Modell besteht ein positiver Zusammenhang zwischen der Einführung der OKP im Jahr 1996 und den Gesundheitsausgaben. Dieses Ergebnis könnte sich dadurch erklären lassen, dass die Einführung der OKP den Zugang der Menschen zu Gesundheitsleistungen verbesserte, sodass die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wuchs. Allerdings deutet der geringe Wert des Koeffizienten darauf hin, dass die Reform nur eine geringe Relevanz für das Wachstum der Gesundheitsausgaben nach 1996 hat. Dagegen besteht ein negativer Zusammenhang zwischen den Gesundheitsausgaben und der Einführung von TARMED sowie der Reform der IPV. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass diese Reformen die Preisregulierung und -transparenz sowie die Effizienz im Gesundheitswesen verbesserten und damit zur Eindämmung des Kostenwachstums beitrugen. Allerdings ist dabei zu berücksichtigen, dass 2008 auch eine umfassende Revision der öffentlichen Finanzstatistiken stattfand. In deren Rahmen wurden die öffentlichen Gesundheitsausgaben nach unten korrigiert. Da diese Revision mit der IPV-Reform zusammenfällt, dürften sich deren Effekte teilweise überlagern.

Im Anhang werden weitere Sensitivitätsanalysen durchgeführt. Erstens wird der Anteil der Bevölkerung mit einer Hochschulbildung einbezogen, da dieser Faktor die Gesundheitsausgaben beeinflussen kann. In der Hauptspezifikation in Tabelle 2 wird diese Variable aufgrund der Datenverfügbarkeit nicht einbezogen. Für die meisten Jahre vor 2010 liegen keine bildungsbezogenen Daten vor, sodass für die Schätzungen in Tabelle A3 eine lineare Interpolation erforderlich ist. Für den Anteil der Bevölkerung mit Hochschulbildung kann eine negative Korrelation zu den Gesundheitsausgaben statistisch nachgewiesen werden. Der zunehmende Anteil der Bevölkerung mit Hochschulbildung geht also mit tieferen Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben einher. Dies steht im Einklang mit der Literatur (vgl. z. B. Raghupathi und Raghupathi, 2020). Zudem kann ein Einfluss der Coronapandemie auf die Ergebnisse nicht ausgeschlossen werden, da sie zu einem deutlichen Anstieg der Gesundheitsausgaben in der Schweiz, insbesondere im Jahr 2021, führte.⁷ Daher werden in Tabelle A4 im Anhang die Pandemiejahre (2020, 2021 und 2022) aus der Stichprobe ausgeschlossen. Die Ergebnisse stimmen weitgehend mit denjenigen der Hauptspezifikationen in Tabelle 2 überein.

5.2 Öffentliche Gesundheitsausgaben

In Tabelle 3 werden die Auswirkungen der Einflussfaktoren auf die öffentlichen Gesundheitsausgaben untersucht. Die öffentlichen Gesundheitsausgaben machen im Schnitt etwa 30 % der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen in der Schweiz aus. Darin enthalten sind unter anderem Beiträge zu den Kosten für Spitalleistungen und Langzeitpflegeleistungen (z. B. häusliche Pflege und Pflegeheime) sowie die Finanzierung der IPV. Die Kantone sind hauptverantwortlich für die öffentlichen Gesundheitsausgaben. Die Ergebnisse zu den Bestimmungsgründen des Anstiegs der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und der öffentlichen Gesundheitsausgaben sind zwar ähnlich, weisen aber auch einige bedeutende Unterschiede auf.

⁷ Die Gesundheitsausgaben stiegen im Jahr 2021 um fast 7 %. Im Jahr 2022 erhöhten sie sich um weitere 2,5 %. Diese Wachstumsrate liegt etwas unter dem Durchschnitt der Vorpandemiejahre von 3 %, zeigt aber, dass die Gesundheitsausgaben weiterhin einen Aufwärtstrend aufwiesen.

5. Ergebnisse

Die Ergebnisse zeigen, dass das Einkommenswachstum auch bei den öffentlichen Gesundheitsausgaben eine wichtige Rolle spielt. Die geschätzte Einkommenselastizität bewegt sich in der Bandbreite von 0,9 bis 1,3 und entspricht damit in etwa der Elastizität, die für die Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen (Tabelle 2) festgestellt wurde. Dabei sind die geschätzten Elastizitäten für das umfassende Modell der öffentlichen Gesundheitsausgaben etwas tiefer. Der Altersquotient weist einen positiven Zusammenhang zu den öffentlichen Gesundheitsausgaben auf. Im Basismodell zeigt der Koeffizient einen etwas stärkeren Alterungseffekt als die Koeffizienten in den vorhergehenden Schätzungen an. Die Ergebnisse in der umfassenden Modellspezifikation sind ähnlich, aber die Varianz ist etwas grösser.

Darüber hinaus legen die Ergebnisse den Schluss nahe, dass die Baumolsche Kostenkrankheit einen stärkeren Zusammenhang zu den öffentlichen Gesundheitsausgaben aufweist als zu den Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen. Dieses Ergebnis lässt sich auf den höheren Anteil der Langzeitpflege an den öffentlichen Gesundheitsausgaben zurückführen. Langzeitpflegeleistungen sind arbeitsintensiver als andere Bereiche des Gesundheitswesens und profitieren daher weniger von technologiebedingten Produktivitätszuwächsen. Folglich ist die Baumolsche Kostenkrankheit in diesem Sektor besonders relevant, sodass sie grössere Auswirkungen auf die öffentlichen Gesundheitsausgaben hat. Die grössere Rolle der Langzeitpflege bei den öffentlichen Gesundheitsausgaben im Vergleich zu den Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen zeigt sich auch darin, dass im umfassenden Modell der Tabelle 3 eine merklich tiefere Einkommenselastizität geschätzt wird als für die gesamten Gesundheitsausgaben in Tabelle 2. Dieser Unterschied beruht wahrscheinlich darauf, dass die Nachfrage nach Langzeitpflege im Vergleich zu anderen Arten der medizinischen Behandlung weniger einkommenssensitiv ist.

Die Ergebnisse für den Zeittrend weisen entsprechend den gesamten Gesundheitsausgaben auf einen positiven Zusammenhang zu den öffentlichen Gesundheitsausgaben hin. Der Zusammenhang zwischen der Mortalitätsrate und den öffentlichen Gesundheitsausgaben ist negativ. Dies legt nahe, dass sich die sinkende Mortalitätsrate stärker in einem Anstieg der öffentlichen als der gesamten Gesundheitsausgaben niederschlägt. Eine plausible Erklärung dafür ist, dass mehr Menschen Pflege benötigen, wenn die Mortalitätsraten der älteren Bevölkerung sinken (z. B. aufgrund eines besseren Zugangs zu Gesundheitsversorgung und höherwertigen medizinischen Dienstleistungen). Da die Kantone und Gemeinden zur Finanzierung der Langzeitpflege beitragen, werde diese Staatsebenen durch die sinkende Mortalität besonders belastet.

Weiterhin deuten die Ergebnisse für die DOLS-Schätzung des umfassenden Modells darauf hin, dass kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den öffentlichen Gesundheitsausgaben und der Ärztedichte, der Zuwanderung und der Einführung der OKP besteht. Die MM-Schätzung zeigt jedoch eine statistisch negative Beziehung zwischen der Einführung der OKP und den Gesundheitsausgaben. Die Differenz zwischen dem DOLS- und dem MM-Ansatz könnte auf dem relativ hohen Anteil potenziell schädlicher Ausreisser und nicht normalverteilter Daten beruhen. Die Schätzung der umfassenden Modellspezifikation zeigt ausserdem, dass die Einführung von TARMED mit einem Rückgang der öffentlichen Gesundheitsausgaben verbunden ist. Dies deutet darauf hin, dass die Einführung des Tarifsystems im Jahr 2004 dämpfend auf die Zunahme öffentlichen Gesundheitsausgaben wirkt. Entsprechend den Ergebnissen in Tabelle 2 kann für die Einkommensgleichheit kein statistisch signifikanter Zusammenhang nachgewiesen werden.

Tabelle 3: Einflussfaktoren der öffentlichen Gesundheitsausgaben

	Öffentliche Gesundheitsausgaben			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,263*** (0,218)	0,941*** (0,215)	1,290*** (0,225)	0,927*** (0,177)
Altersquotient	2,460*** (0,721)	1,673 (1,215)	2,500*** (0,835)	1,532 (1,049)
Baumolsche Kostenkrankheit	1,196** (0,563)	2,113** (0,784)	1,155** (0,581)	1,843*** (0,686)
Mortalitätsrate		-0,138*** (0,051)		-0,147*** (0,037)
Ärztedichte		0,060 (0,203)		0,251 (0,212)
Ausländischer Bevölkerungsanteil		0,243 (1,494)		-1,012 (1,008)
Anteil oberstes Einkommensdezil		-0,015 (0,015)		-0,009 (0,009)
Zeittrend	0,012*** (0,004)	0,012** (0,005)	0,012*** (0,004)	0,013*** (0,004)
OKP	-0,009 (0,041)	-0,038 (0,058)	-0,016 (0,048)	-0,086*** (0,024)
TARMED	-0,032 (0,025)	-0,115*** (0,037)	-0,035 (0,027)	-0,135*** (0,037)
Revision FS	-0,817*** (0,025)	-0,778*** (0,035)	-0,819*** (0,032)	-0,781*** (0,031)
Spitalhausreform	-0,035 (0,029)	-0,035 (0,043)	-0,033 (0,032)	0,041 (0,058)
Beobachtungen	61	61	61	61
Anteil schädliche Ausreisser (%)	0,0	0,0	1,6	6,6
Shapiro-Wilk-Test	0,98	0,97	0,99	0,82***

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die öffentlichen Gesundheitsausgaben und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. Die Regressionen enthalten eine Dummyvariable zur Berücksichtigung der umfassenden Revision der öffentlichen Finanzstatistiken (FS) durch die Eidgenössische Finanzverwaltung im Jahr 2008, einschliesslich der öffentlichen Gesundheitsausgaben. Diese Dummyvariable fällt mit der Dummyvariable für die IPV-Reform (festgelegt auf 1 ab dem Jahr 2008) aus Tabelle 2 zusammen. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen des Basismodells dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse des umfassenden Modells. Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

5.3 Strukturbruch Mitte der 1970er-Jahre

Anhand der in Abschnitt 4.3 beschriebenen Strukturbruchanalyse werden weitere Regressionen auf Basis eines verkleinerten Strichprobenumfangs durchgeführt. Dabei wird die Stichprobe entsprechend der identifizierten Strukturbrüche auf den Zeitraum von 1976 bis 2022 beschränkt. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse dieser Schätzungen für die Gesamtausgaben des Gesundheitswesens. Aufgrund der hohen Kollinearität mit den anderen Kontrollvariablen und der in Abschnitt 4 behandelten Identifikationsprobleme wird der Zeittrend in den Regressionen für den Zeitraum von 1976 bis 2022 nicht berücksichtigt.⁸

⁸ Tabelle A5 im Anhang reproduziert Tabelle 4 einschliesslich des Zeittrends für den Stichprobenzeitraum von 1976 bis 2022. Aufgrund der vorstehend dargelegten Identifikationsprobleme sind die Schätzungen – darunter eine nicht signifikante und negative Einkommenselastizität – eher unplausibel.

Tabelle 4: Einflussfaktoren der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen, 1976-2022

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,842*** (0,210)	0,929*** (0,202)	1,684*** (0,142)	0,970*** (0,179)
Altersquotient	0,805 (0,595)	0,963 (0,685)	0,555 (0,514)	1,024 (0,599)
Baumolsche Kostenkrankheit	1,055** (0,478)	1,645*** (0,498)	1,259*** (0,387)	1,555*** (0,533)
Mortalitätsrate		-0,000 (0,017)		-0,002 (0,018)
Ärztedichte		0,173** (0,078)		0,163** (0,063)
Ausländischer Bevölkerungsanteil		2,643*** (0,442)		2,599*** (0,505)
Anteil oberstes Einkommensdezil		0,013 (0,010)		0,012 (0,011)
OKP	0,101*** (0,027)	0,046* (0,026)	0,126*** (0,018)	0,048** (0,022)
TARMED	-0,030 (0,023)	-0,041 (0,028)	-0,019 (0,020)	-0,046 (0,020)
IPV	-0,054** (0,023)	-0,029 (0,029)	-0,042** (0,021)	-0,029 (0,025)
Spitalreform	0,021 (0,013)	-0,026 (0,016)	0,025* (0,015)	-0,023 (0,015)
Beobachtungen	45	45	45	45
Anteil schädliche Ausreisser (%)	2,2	0,0	4,3	0,0
Shapiro-Wilk-Test	0,91***	0,96	0,82***	0,94**

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen des Basismodells dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse der umfassenden Modellspezifikation. Die Dummyvariablen sowie der geringere Freiheitsgrad als bei der gesamten Stichprobe haben die Verwendung eines anfänglichen M-S-Schätzers für die MM-Schätzungen des umfassenden Modells (Spalte 4) erforderlich gemacht (vgl. Maronna und Yohai, 2000). Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Die Ergebnisse in Tabelle 4 heben sich dadurch hervor, dass die Einkommenselastizität für beide Schätzer im Basismodell deutlich höher ist als im umfassenden Modell geschätzt wird. Die Schätzungen des Basismodells unterliegen vermutlich einer Verzerrung, da relevante Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben nicht berücksichtigt werden. Dies wird in der umfassenden Modellspezifikation durch die Einbeziehung weiterer Kontrollvariablen adressiert. Die folgenden Ausführungen beschränken sich daher auf die Ergebnisse des umfassenden Modells.

Für den Zeitraum von 1976 bis 2022 legen die Regressionen eine Einkommenselastizität der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen zwischen 0,9 und 1,0 nahe. Sie ist damit spürbar tiefer als die Schätzungen von 1,2 bis 1,3 in Tabelle 2 für den gesamten Stichprobenzeitraum (1960 bis 2022). Dies deutet darauf hin, dass die höheren Schätzwerte für die Einkommenselastizität in

5. Ergebnisse

Tabelle 2 auf die Jahre von 1960 bis 1975 zurückgeführt werden können. Die Schätzwerte für die Alterung der Bevölkerung fallen tiefer aus und haben eine grössere Varianz. Sie sind jedoch nach wie vor positiv und liegen bei etwa 1,0 (auf einem statistischen Signifikanzniveau von fast 10 %). Somit haben auch diese Ergebnisse eine gewisse Aussagekraft über die Bedeutung der alternden Bevölkerung für das langfristige Wachstum der Gesundheitsausgaben.

Weiterhin deuten die Ergebnisse für den Zeitraum 1976 bis 2022 auf einen positiven und statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Baumolschen Kostenkrankheit und den Gesundheitsausgaben hin. Dies kann mit dem relativ stabilen teuerungsbereinigten Verhältnis zwischen Löhnen und Produktivität im Zeitraum von 1960 bis 1975 erklärt werden. Dies dürfte damit zu erklären sein, dass die Baumolsche Kostenkrankheit in diesem Zeitraum keine hohe Bedeutung für die Schweizer Wirtschaft gehabt haben dürfte. So war bis Anfang der 1970er-Jahre das verarbeitende Gewerbe der wichtigste wirtschaftliche Sektor (vgl. Colombier, 2025). Danach hat der Dienstleistungssektor – einschliesslich der persönlichen Dienstleistungen wie der Gesundheitsleistungen – stetig an Bedeutung gewonnen, sodass die Differenz zwischen Löhnen und Produktivität kontinuierlich gestiegen ist. Diese Entwicklung lässt darauf schliessen, dass die Baumolsche Kostenkrankheit erst seit Mitte der 1970-Jahre spürbar zum Anstieg der Gesundheitsausgaben gemessen am BIP beigetragen hat.

In Bezug auf die weiteren Kontrollvariablen deuten die Schätzungen des umfassenden Modells darauf hin, dass seit 1976 eine Zunahme der Ärztedichte zu einem deutlichen Anstieg der Gesundheitsausgaben führt. Dieses Ergebnis kann durch das Marktversagen der anbieterinduzierten Nachfrage im Gesundheitssektor begründet werden. Dahingegen kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der Mortalitätsrate und den Gesundheitsausgaben ermittelt werden. Daher scheinen die Schätzungen aus Tabelle 2 hauptsächlich vom Zeitraum von 1960 bis 1975 beeinflusst zu sein. Allerdings können die sich mit der Mortalitätsrate überlagernden Effekte der Alterung und des medizinischen Fortschritts auf der Makroebene zu einer Verzerrung der Schätzwerte führen. So begünstigt die abnehmende Mortalitätsrate den Alterungsprozess.

Ausserdem deuten die Ergebnisse aus Tabelle 4 auf eine positive und statistisch signifikante Beziehung zwischen dem Bevölkerungsanteil ausländischer Personen und den Gesundheitsausgaben hin. Der Koeffizient ist wesentlich höher als in Tabelle 2. Dieses Ergebnis ist etwas überraschend, da die Literatur unterstreicht, dass zugewanderte Personen in der Regel gesünder und jünger sind als die einheimische Bevölkerung (vgl. Giuntella und Mazzonna, 2015; Kennedy et al., 2015). Allerdings können dafür verschiedene Faktoren verantwortlich sein. Erstens wird durch den Ausschluss der 1960er- und frühen 1970er-Jahre ein Zeitraum ausser Acht gelassen, der in einer Phase starken Wirtschaftswachstums von einer deutlichen Zunahme der Zuwanderung gekennzeichnet war.⁹ Daher könnten die höheren Schätzwerte für den Zeitraum von 1976 bis 2022 zumindest teilweise auf die geringere Variation der erklärenden Variable zurückzuführen sein, was zum mechanischen Anstieg des geschätzten Koeffizienten führt. Zweitens können die nachfrageseitigen nicht von den angebotsseitigen Faktoren getrennt werden. Der positive Koeffizient bedeutet nicht notwendigerweise, dass ausländische Staatsangehörige aufgrund unterschiedlicher Präferenzen oder aus ähnlichen (nachfrageseitigen) Gründen mehr Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen. Vielmehr könnte er gleichzeitig auftretende Trends widerspiegeln, zum Beispiel die Ausweitung des Gesundheitssektors und die

⁹ Von Mitte der 1970er- bis Mitte der 1990er-Jahre blieb der Bevölkerungsanteil der ausländischen Personen relativ stabil bei etwa 14 % bis 16 %. Anschliessend stiegen die Zuwanderungsraten wieder. Dieser Trend setzte sich auch nach dem Personenfreizügigkeitsabkommen zwischen der Schweiz und der EU im Jahr 2002 fort.

Zunahme der Zahl der Berufe, in denen ausländische Personen stark vertreten sind. Tatsächlich sind im Gesundheitswesen der Schweiz aufgrund des Fachkräftemangels zunehmend ausländische Personen beschäftigt (angebotsseitiger Faktor).¹⁰ Dabei ist das Ausmass dieser Effekte auf die Gesundheitsausgaben offen, sodass weiterer Forschungsbedarf für diese Fragestellung besteht.

5.4 Sinkende Einkommenselastizität

Wie in Tabelle 2 gezeigt, wird die Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben zwischen 1960 und 2022 auf 1,2 bis 1,3 geschätzt. Das Ergebnis ist im Vergleich zu jüngsten empirischen Studien relativ hoch (vgl. Casas et al., 2021; Lorenzoni et al., 2024). Allerdings legt der Literaturüberblick zu diesem Thema den Schluss nahe, dass Studien, die sich auf aktuellere Zeiträume konzentrieren, tiefere Schätzwerte für die Einkommenselastizität ausweisen (vgl. Baltagi und Moscone, 2010; Martín et al., 2011). Die Ergebnisse aus Tabelle 4 für die Stichprobe von 1976 bis 2022 bestätigen diesen Trend. Um zu untersuchen, ob die Einkommenselastizität in der Schweiz über die Zeit abgenommen hat, wird zusätzlich die Einkommenselastizität für zwei Subperioden geschätzt: 1960 bis 1989 und 1990 bis 2022. Die Subperioden für die Einkommenselastizität werden in den Regressionen durch eine Dummyvariable erfasst. Für die Jahre von 1990 bis 2022 entspricht der Wert der Dummyvariable 1 und von 1960 bis 1989 0. Die Dummyvariable wird dann mit dem realen BIP pro Kopf interagiert. In Tabelle 5 sind die Ergebnisse zusammengefasst.

Tabelle 5: Einkommenselastizität vor und nach 1990

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,242*** (0,108)	1,175*** (0,104)	1,230*** (0,140)	1,113*** (0,073)
In BIP pro Kopf x1(1990–2022)	-0,664*** (0,151)	-0,462** (0,179)	-0,646*** (0,171)	-0,303** (0,122)
1(1990–2022)	7,402*** (1,673)	5,144** (1,981)	7,201*** (1,900)	3,371** (2,503)
Kontrollvariablen	Basis	Umfassend	Basis	Umfassend
Beobachtungen	61	61	61	61
Anteil schädliche Ausreisser (%)	0,0	0,0	1,6	5,0
Shapiro-Wilk-Test	0,99	0,98	0,98	0,75***

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. Es wird zudem eine Dummyvariable mit dem Wert von 1 für die Stichprobenjahre ab 1990 und von 0 für die früheren Jahre einbezogen. Diese Dummyvariable wird mit dem natürlichen Logarithmus des BIP pro Kopf interagiert. Der Interaktionsterm spiegelt die Einkommenselastizität im Zeitraum von 1990 bis 2022 gegenüber dem Zeitraum von 1960 bis 1989 wider. Ein negativer Wert zeigt an, dass die Einkommenselastizität nach 1990 im Vergleich zum früheren Zeitraum der Stichprobe geringer ist. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen des Basismodells dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse der umfassenden Modellspezifikation. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. Geringfügige Abweichungen bei den MM-Schätzungen können durch die Sensitivität des Schätzers gegenüber kleinen Stichprobengrößen entstehen. Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

¹⁰ Beispielsweise haben 41,3 % der Ärztinnen und Ärzte, die derzeit in der Schweiz praktizieren, ihren medizinischen Abschluss im Ausland gemacht, während es 2014 nur 31 % waren (vgl. FMH, 2025). Auch bei anderen medizinischen Fachkräften, beispielsweise bei Pflege- und Betreuungsfachkräften, ist ein Anstieg des Anteils von im Ausland ausgebildeten Personen festzustellen.

5. Ergebnisse

Im Einklang mit der empirischen Literatur zeigt der Interaktionsterm in Tabelle 5, dass die Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben für den Zeitraum von 1990 bis 2022 geringer ist als in den drei vorangegangenen Jahrzehnten (1960–1989). Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die Gesundheitsausgaben in der jüngeren Vergangenheit weniger stark auf das Einkommenswachstum reagiert haben.

Die Veränderung der Beziehung zwischen dem Einkommen und den Gesundheitsausgaben hängt damit zusammen, dass sich das Niveau der Gesundheitsausgaben im Zeitraum von 1990 bis 2022 nach oben verschiebt, wie der Schätzwert der Dummyvariablen 1(1990–2022) nahelegt. Gründe für diese strukturelle Verschiebung können zum Beispiel der medizinische Fortschritt, politische Reformen, der demografische Wandel und der Anstieg der Gesundheitskosten vor 1990 sein. Die bestehende Literatur weist ausserdem auf einen nicht linearen Zusammenhang zwischen den Gesundheitsausgaben und dem BIP hin. Demnach nimmt die Wachstumsrate der Gesundheitsausgaben mit voranschreitender wirtschaftlicher Entwicklung tendenziell ab (vgl. z. B. Celik et al., 2023; Ginn, 2024). In der vorliegenden, makroökonomischen Analyse kann jedoch nicht unterschieden werden, ob die strukturelle Verschiebung durch angebotsseitige oder nachfrageseitige Faktoren oder eine Kombination aus beiden vorangetrieben wird. Allerdings kann die Analyse für die Schweiz zumindest im Zeitraum ab Mitte der 1970er-Jahre aufzeigen, dass sich der Zusammenhang zwischen dem Einkommenswachstum und den Gesundheitsausgaben abschwächt. Um die zugrunde liegenden Ursachen dieses Trends zu analysieren, bedarf es jedoch weiterer Studien.

6. Schlussfolgerungen

In dieser Arbeit werden die Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben in der Schweiz mit Hilfe einer Zeitreihenanalyse für den Zeitraum von 1960 bis 2022 untersucht. Die Resultate unterstreichen den Einfluss des Einkommens, der Alterung und der Baumolschen Kostenkrankheit auf die Gesundheitsausgaben. Die Schätzwerte für die Einkommenselastizität der Gesundheitsausgaben liegen in einer Bandbreite zwischen 0,9 und 1,3, wobei die Ergebnisse für die öffentlichen Gesundheitsausgaben etwas geringer sind. Der Zusammenhang zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben dürfte sowohl durch die höhere Nachfrage der Bevölkerung nach Gesundheitsleistungen als auch durch eine durch den medizinischen Fortschritt bedingte Angebotsausweitung getrieben sein. Allerdings legen die Ergebnisse der vorliegenden Analyse auch nahe, dass sich dieser Zusammenhang in den letzten Jahrzehnten abgeschwächt hat.

Die Alterung der Bevölkerung hat gemäss der vorliegenden Analyse etwa 15 % zum Wachstum der Gesundheitsausgaben beigetragen. Es ist jedoch davon auszugehen, dass die relative Bedeutung der Alterung aufgrund der ins Rentenalter eintretenden «Baby-Boomer»-Generation in Zukunft zunimmt. Darüber hinaus legen die Ergebnisse nahe, dass sich seit Mitte der 1970er-Jahre auch die Baumolsche Kostenkrankheit kostensteigernd auswirkt. Aufgrund der grösseren Bedeutung der Langzeitpflege wirkt sich die Kostenkrankheit insbesondere auf die öffentlichen Gesundheitsausgaben aus, da die Pflege arbeitsintensiver als andere Gesundheitsleistungen ist, wie beispielsweise ambulante oder stationäre Behandlungen. Kantone und Gemeinden sind besonders von dieser

6. Schlussfolgerungen

Dynamik betroffen, da sie die Ausgaben für die Langzeitpflege kofinanzieren. Dahingegen ist der Bund stärker durch den Anstieg der gesamten Gesundheitsausgaben betroffen, der zu höheren Ausgaben für die individuelle Prämienverbilligung führt. Steigende IPV-Ausgaben führen auch zu zusätzlichem finanzpolitischem Druck bei den Kantonen.

Die Ergebnisse der vorliegenden Zeitreihenanalyse liefern eine solide Grundlage für die Debatte über die Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben. Sie unterstreichen die Notwendigkeit auf die verschiedenen Staatsebenen zugeschnittene Massnahmen zu ergreifen, um die kontinuierlich wachsenden Gesundheitsausgaben besser steuern zu können. Dies ist insbesondere vor dem Hintergrund wichtig, dass aufgrund des anhaltenden Einkommenswachstums, des demografischen Wandels sowie des Fachkräftemangels von weiter steigenden Gesundheitsausgaben in den kommenden Jahrzehnten auszugehen ist, und diese den Kostendruck verstärken werden. Die genannten Entwicklungen werden sich nicht nur auf die gesamten Gesundheitsausgaben, sondern auch auf die öffentlichen Gesundheitsausgaben auswirken, sodass die finanzielle Nachhaltigkeit des Gesundheitssystems und der öffentlichen Finanzen insgesamt gefährdet wird.

Die Resultate dieser Analyse liefern zudem eine auf die Schweiz zugeschnittene evidenzbasierte Fundierung für die Ausgabenprojektionen für das Gesundheitswesen der Eidgenössischen Finanzverwaltung. Dies gilt insbesondere in Bezug auf die Hypothesen zu den relevanten Kostentreibern. Für die Zukunft ist die Notwendigkeit umfassender Reformen im Gesundheitswesen zu unterstreichen. Wichtige wirtschaftspolitische Empfehlungen umfassen zum Beispiel die Förderung der Prävention zur Verbesserung der öffentlichen Gesundheit, die Identifizierung und Unterstützung von Hochrisikogruppen, die Verbesserung der Arbeitsbedingungen gegen den Fachkräftemangel im Gesundheitswesen, die Einführung effektiver Kostenziele sowie die Evaluation medizinischer Innovationen im Hinblick auf ihre Qualität und Kosteneffektivität.

Literaturverzeichnis

Baicker, K., S. Mullainathan, und J. Schwartzstein (2015). "Behavioral hazard in health insurance." *The Quarterly Journal of Economics*, 130(4), 1623-1667.

Baltagi, B. H., R. Lagravinese, F. Moscone, und E. Tosetti (2017). "Health Care Expenditure and Income: A Global Perspective." *Health Economics*, 26(7), 863–874.

Baltagi, B. H. und F. Moscone (2010). "Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data." *Economic Modelling*, 27(4), 804–811.

Bates, L. J. und R. E. Santerre (2013). "Does the US Health Care Sector Suffer from Baumol's Cost Disease? Evidence from the 50 States." *Journal of Health Economics*, 32(2), 386–391.

Baumol, W. J. (1967). "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *The American Economic Review*, 57(3), 415–426.

Brändle T. und C. Colombier (2016). "What Drives Public Health Care Expenditure Growth? Evidence from Swiss Cantons, 1970–2012." *Health Policy*, 120(9), 1051–1060.

Brändle, T. und C. Colombier (2017). "Ausgabenprojektionen für das Gesundheitswesen bis 2045." Working Paper der Eidgenössischen Finanzverwaltung Nr. 21, Bern.

Brändle, T. und C. Colombier (2022). "Ausgabenprojektionen für das Gesundheitswesen bis 2050: Alterung und Coronakrise." Working Paper der Eidgenössischen Finanzverwaltung Nr. 25, Bern.

Breyer, F., N. Lorenz, und T. Niebel (2015). "Health Care Expenditures and Longevity: Is There a Eubie Blake Effect?" *The European Journal of Health Economics*, 16, 95–112.

Breyer, F. und N. Lorenz (2021). "The «Red Herring» after 20 Years: Ageing and Health Care Expenditures." *The European Journal of Health Economics*, 22, 661–667.

Bundesamt für Statistik (2025a). Die Gesundheitskosten steigen 2023 um 2,4%. Neuchâtel, April 2025.

Bundesamt für Statistik (2025b). Zukünftige Entwicklung. Neuchâtel, April 2025.

Cantoni, E. und E. Ronchetti (2006). "A Robust Approach for Skewed and Heavy-Tailed Outcomes in the Analysis of Health Care Expenditures." *Journal of Health Economics*, 25(2), 198–213.

Casas, I., J. Gao, B. Peng, und S. Xie (2021). "Time-Varying Income Elasticities of Healthcare Expenditure for the OECD and Eurozone." *Journal of Applied Econometrics*, 36(3), 328–345.

Celik, E. U., T. Omay und D. Tengilimoglu (2023). "Convergence of Economic Growth and Health Expenditures in OECD Countries: Evidence from Non-Linear Unit Root Tests." *Frontiers in Public Health*, 11, 1125968.

- Chernew, M. E. und J. P. Newhouse (2011). "Health Care Spending Growth." *In Handbook of Health Economics* (Vol. 2, pp. 1–43). Elsevier.
- Clemente, J., C. Marcuelli, A. Montanes, und F. Pueyo (2004). "On the International Stability of Health Care Expenditure Functions: Are Government and Private Functions Similar?" *Journal of Health Economics*, 23, 589–613.
- Colombier, C. (2017). "Drivers of Healthcare Expenditure: What Role Does Baumol's Cost Disease Play?" *Social Science Quarterly* 98(5), 1603–1621.
- Colombier, C. (2018). "Population Ageing in Healthcare – A Minor Issue? Evidence from Switzerland." *Applied Economics*, 50(15), 1746–1760.
- Colombier, C. (2023). "Reflections on the Development of Relative Prices in the Healthcare Sector." Notiz EFV, Eidgenössische Finanzverwaltung, Bern.
- Colombier, C. (2025). "Die Entwicklung der Arbeitsproduktivität in der Schweiz: Stabilisierung seit den 1970er-Jahren." Notiz der EFV, Eidgenössische Finanzverwaltung, Bern.
- Colombier, C. und W. Weber (2011). "Projecting Health-Care Expenditure for Switzerland: Further Evidence Against the «Red-Herring» Hypothesis." *The International Journal of Health Planning and Management*, 26(3), 246–263.
- Costa-Font, J., M. Gemmill, und G. Rubert (2011). "Biases in the Healthcare Luxury Good Hypothesis? A Meta-Regression Analysis." *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 174(1), 95–107.
- Costa-Font, J. und C. Vilaplana-Prieto (2020). "More Than One Red Herring? Heterogeneous Effects of Ageing on Health Care Utilisation." *Health Economics*, 29, 8–29.
- Crivelli, L., M. Filippini, und I. Mosca (2006). "Federalism and Regional Health Care Expenditures: An Empirical Analysis for the Swiss Cantons." *Health economics*, 15(5), 535–541.
- De la Maisonnette, C., R. Morino-Serra, F. Murtin, J. Oliveira Martins (2017). "The Role of Policy and Institutions on Health Spending." *Health Economics*, 26(7), 834–843.
- Di Matteo, L. (2005). "The Macro Determinants of Health Expenditure in the United States and Canada: Assessing the Impact of Income, Age Distribution and Time." *Health Policy*, 71, 23–42.
- Dreger, C. und H.-E. Reimers (2005). "Health Care Expenditures in OECD Countries: A Panel Unit Root and Cointegration Analysis." *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2(2), 5–19.
- Eidgenössisches Finanzdepartement (2024). "Langfristperspektiven der öffentlichen Finanzen der Schweiz 2024: Alterung und Netto-Null-Ziel." Bern, 23. April 2024.

Elliot, G., T. J. Rothenberg, und J. H. Stock (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica*, 64(4), 813–836.

Europäische Kommission (2024). "2024 Ageing Report. Economic and Budgetary Projections for the EU Member States (2022–2070)." Institutional Paper 279, April 2024. Brüssel.

Fletcher, J. M. und D. E. Frisvold (2009). "Higher Education and Health Investments: Does More Schooling Affect Preventive Health Care Use?" *Journal of Human Capital*, 3(2), 144–176.

Franses, P. H. und N. Haldrup (1994). "The Effects of Additive Outliers on Tests for Unit Roots and Cointegration." *Journal of Business and Economics Statistics*, 12(4), 471–478.

Gerdtham, U. G., J. Sogaard, F. Andersson, und B. Jonsson (1992). "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries." *Journal of Health Economics*, 11, 63–84.

Gerdtham, U.-G. und M. Löthgren (2000). "On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP." *Journal of Health Economics* 19(4), 461–475.

Giannoni, M. und T. Hitiris (2002). "The Regional Impact of Health Care Expenditure: The Case of Italy." *Applied Economics*, 34, 1829–36.

Ginn, W. (2024). "Healthcare Expenditures and Economic Growth: Evidence via Panel Local Projections." *The European Journal of Health Economics*, 1–16.

Giuntella, O. und F. Mazzonna (2015). "Do Immigrants Improve the Health of Natives?" *Journal of Health Economics*, 43, 140–153.

Gregersen, F. A. (2014). "The Impact of Ageing on Health Care Expenditures: A Study of Steepening." *The European Journal of Health Economics*, 15(9), 979–989.

Hartwig, J. (2008). "What Drives Health Care Expenditure? Baumol's Model of Unbalanced Growth Revisited." *Journal of Health Economics*, 27(3), 603–623.

Hartwig, J. und J.-E. Sturm (2014). "Robust Determinants of Health Care Expenditure Growth." *Applied Economics*, 46(36): 4455–4474.

Hubert, M., P. J. Rousseeuw, und S. Van Aelst (2008). "High Breakdown Robust Multivariate Methods." *Statistical Science*, 23(1), 92–119.

Kennedy, S., M. P. Kidd, J. T. McDonald und N. Biddle (2015). "The Healthy Immigrant Effect: Patterns and Evidence from Four Countries." *Journal of International Migration and Integration*, 16, 317–332.

Léonard, C., S. Stordeur und D. Roberfroid (2009). "Association Between Physician Density and

Health Care Consumption: A Systematic Review of the Evidence." *Health Policy*, 91(2), 121–134.

Lorenzoni, L., P. de Biase, und D. Dougherty (2024). "Long-Term Projections: Different paths to Fiscal Sustainability of Health Systems, in OECD, Fiscal Sustainability of Health Systems: How to Finance More Resilient Health Systems When Money Is Tight?" OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/880f3195-en>.

Lumley, T. und P. Heagerty (1999). "Weighted Empirical Adaptive Variance Estimators for Correlated Data Regression." *Journal of the Royal Statistical Society B*, 61, 459–477.

Maronna, R. A. und V. J. Yohai (2000). "Robust Regression with Both Continuous and Categorical Predictors." *Journal of Statistical Planning and Inference* 89: 197–214.

Marino, A. und L. Lorenzoni (2019). "The Impact of Technological Advancements on Health Spending: A Literature Review." OECD Publishing, Paris.

Marino, A., D. Morgan, L. Lorenzoni, und C. James (2017). "Future Trends in Health Care Expenditure: A Modelling Framework for Cross-Country Forecasts." OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/247995bb-en>.

Martín, J. J. M., M. Puerto Lopez del Amo Gonzalez, und M. Dolores Cano Garcia (2011). "Review of the Literature on the Determinants of Healthcare Expenditure." *Applied Economics*, 43(1), 19–46.

Mergele L., B. Kaiser, D. Wehrli, T. Schönleitner, R. Föllmi, und M. Siegenthaler (2024). "Die langfristige Entwicklung von Arbeit, Freizeit und Produktivität in der Schweiz." Grundlagen für die Wirtschaftspolitik Nr. 45. Staatssekretariat für Wirtschaft SECO, Bern.

Milkovska, E., P. van Baal, und B. Wouterse (2024). "Slicing the Red Herring Two Ways: Changes in Costs in the Last Years of Life by Disease and Over Time." Mimeo.

Narayan, P. K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence form Cointegration Tests." *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.

Newhouse, J. P. (1977). "Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey." *Journal of Human Resources*, 12(1), 115–125.

Newhouse, J. P. (1992). "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?" *Journal of Economic Perspectives*, 6(3), 3–21.

Nghiem, S. H. und L. B. Connelly (2017). "Convergence and Determinants of Health Expenditures in OECD Countries." *Health Economics Review*, 7, 1–11.

OECD (2025), OECD Data Explorer. Accessed 01.04.2025.

Okunade, A. A. und V. N. R. Murthy (2002). "Technology As a 'Major Driver' of Health Care Costs: A Cointegration Analysis of the Newhouse Conjecture." *Journal of Health Economics*, 21, 147–159.

Panczak, R., X. Luta, M. Maessen, A. E. Stuck, C. Berlin, K. Schmidlin, und K. M. Clough-Gorr (2017). "Regional Variation of Cost of Care in the Last 12 Months of Life in Switzerland: Small-Area Analysis Using Insurance Claims Data." *Medical Care*, 55(2), 155–163.

Pesaran, M. H., Y. Shin, und R. J. Smith (2001). "Boundstesting Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Raghupathi, V. und W. Raghupathi (2020). "The Influence of Education on Health: An Empirical Assessment of OECD Countries for the Period 1995–2015." *Archives of Public Health*, 78, 1–18.

Reich, O., C. Weins, C. Schusterschitz, und M. Thöni (2012). "Exploring the Disparities of Regional Health Care Expenditures in Switzerland: Some Empirical Evidence." *The European Journal of Health Economics*, 13, 193–202.

Saikkonen, P. (1991). "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions." *Econometric Theory*, 7(1): 1–21.

Sarría-Santamera, A., A. I. Hijas-Gómez, R. Carmona, und L. A. Gimeno-Feliú (2016). "A Systematic Review of the Use of Health Services by Immigrants and Native Populations." *Public Health Reviews*, 37, 1–29.

Seshamani, M. und Gray, A. M. (2004). "A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs." *Journal of Health Economics*, 23(2), 217–235.

Smith, S., Newhouse, J. P. und Freeland, M. S. (2009). "Income, Insurance, and Technology: Why Does Health Spending Outpace Economic Growth?" *Health Affairs*, 28(5), 1276–1284.

Verbindung der Schweizer Ärztinnen und Ärzte, FMH (2025). FMH-Ärzttestatistik 2024: Engpass in der Grundversorgung akzentuiert sich. Medienmitteilung, Bern, 26. März 2025.

Temple, J. (2000). "Growth Regressions and What the Textbooks Don't Tell You." *Bulletin of Economic Research*, 52(3), 181–205.

van Baal, P. H. und Wong, A. (2012). "Time to Death and the Forecasting of Macro-Level Health Care Expenditures: Some Further Considerations." *Journal of Health Economics*, 31(6), 876–887.

Werblow, A., Felder, S. und Zweifel, P. (2007). "Population Ageing and Health Care Expenditure: A School of «Red Herrings»?" *Health Economics*, 16(10), 1109–1126.

Zaman, A., Rousseeuw, P. J. und Orhan, M. (2001). "Econometric Applications of High-Breakdown Robust Regression Techniques." *Economics Letters*, 71(1), 1–8.

Zweifel, P., Felder, S. und Meiers, M. (1999). "Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?" *Health Economics*, 8(6), 485–496.

Anhang

Tabelle A1: Einheitswurzeltests

Getestete Variable	Ebenen I(0)	Erste Differenzen I(1)
In Gesundheitsausgaben	-1,075	-3,284**
In öffentlichen Gesundheitsausgaben	-0,894	-4,443***
In BIP	-1,549	-4,829***
Altersquotient	-2,426	-3,687***
Baumolsche Kostenkrankheit	-4,205***	–
Mortalitätsrate	-2,060	-5,629***
Ärztedichte	-2,125	-4,504***
Ausländischer Bevölkerungsanteil	-2,518	-4,236***
Anteil oberstes Einkommensdezil	-2,571	-4,863***
Hochschulbildung	-0,238	-4,472***

Bemerkungen: Der von Elliott, Rothenberg und Stock (1996) entwickelte Test dient dazu, festzustellen, ob die Variablen eine Einheitswurzel aufweisen. Bei den Gesundheitsausgaben und dem BIP handelt es sich um logarithmierte pro Kopf Variablen. H0: Einheitswurzel; DF-GLS-Statistik ist angegeben. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Tabelle A2: Kointegrationstests

Modell	In gesamten Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben	In öffentlichen Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben
OLS basis	7,74***	25,37***
OLS umfassend	5,94***	14,27***
MM basis	8,14***	15,23***
MM umfassend	5,70***	6,39***

Bemerkungen: Bounds-Testing-Ansatz von Pesaran et al. (2001) unter Verwendung der Korrektur für kleine Stichproben von Narayan et al. (2005); H0: keine Kointegration, F-Statistik. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Tabelle A3: Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben einschliesslich Bildungsgrad

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und öffentliche Gesundheitsausgaben			
	DOLS		MM	
	Gesamt	Öffentlich	Gesamt	Öffentlich
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,041*** (0,121)	0,535** (0,233)	0,940*** (0,077)	0,810*** (0,209)
Altersquotient	2,223*** (0,428)	2,554** (1,182)	2,204*** (0,286)	3,291*** (1,117)
Baumolsche Kostenkrankheit	0,603 (0,433)	2,174** (0,820)	0,559** (0,283)	1,838** (0,768)
Mortalitätsrate	0,011 (0,027)	-0,021 (0,060)	-0,077** (0,033)	0,051 (0,050)
Ärztedichte	0,107* (0,054)	0,044 (0,162)	-0,002 (0,050)	0,238 (0,151)
Ausländischer Bevölkerungsanteil	1,808*** (0,598)	2,617 (1,630)	2,698*** (0,584)	3,878** (1,672)
Anteil oberstes Einkommensdezil	-0,001 (0,006)	-0,016 (0,014)	-0,007* (0,004)	-0,025** (0,011)
Hochschulbildung	-1,221*** (0,389)	-2,848*** (0,843)	-2,354*** (0,465)	-3,725*** (0,651)
Zeittrend	0,013*** (0,003)	0,027*** (0,006)	0,018*** (0,002)	0,024*** (0,006)
OKP	0,042** (0,018)	-0,037 (0,041)	0,030* (0,017)	-0,026 (0,035)
TARMED	-0,054* (0,030)	-0,005 (0,043)	-0,094*** (0,023)	0,014 (0,035)
IPV/Revision FS	-0,039* (0,022)	-0,724*** (0,048)	-0,018 (0,013)	-0,686*** (0,045)
Spitalreform	0,002 (0,016)	-0,031 (0,048)	0,017 (0,010)	0,017 (0,005)
Beobachtungen	61	61	61	61
Anteil schädliche Ausreisser (%)	0,0	0,0	4,9	3,3
Shapiro-Wilk-Test	0,99	0,99	0,49***	0,67***

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen und die öffentlichen Gesundheitsausgaben (abhängige Variablen) und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen des umfassenden Modells der Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse des umfassenden Modells der öffentlichen Gesundheitsausgaben. Geringfügige Abweichungen bei den MM-Schätzungen können durch die Sensitivität des Schätzers gegenüber kleinen Stichprobengrössen entstehen. Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Tabelle A4: Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben ohne Jahre der Coronapandemie

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	1,189*** (0,115)	1,230*** (0,129)	1,278*** (0,190)	1,191*** (0,117)
Altersquotient	1,954*** (0,261)	2,006*** (0,418)	1,747*** (0,401)	1,931*** (0,462)
Baumolsche Kostenkrankheit	-0,577 (0,466)	0,574 (0,449)	-0,560 (0,621)	0,163 (0,330)
Mortalitätsrate		0,057 (0,047)		-0,047* (0,025)
Ärztedichte		0,133* (0,068)		0,075 (0,009)
Ausländischer Bevölkerungsanteil		1,035** (0,491)		0,534 (0,451)
Anteil oberstes Einkommensdezil		0,003 (0,006)		0,002 (0,007)
Zeittrend	0,016*** (0,002)	0,008** (0,003)	0,015*** (0,004)	0,010*** (0,003)
OKP	0,007 (0,019)	0,042** (0,020)	0,022 (0,029)	0,024 (0,017)
TARMED	-0,075*** (0,025)	-0,057 (0,033)	-0,071* (0,039)	-0,060*** (0,022)
IPV	-0,097*** (0,026)	-0,054** (0,023)	-0,097** (0,040)	-0,129*** (0,030)
Spitalreform	-0,000 (0,014)	-0,011 (0,018)	0,001 (0,021)	0,006 (0,013)
Beobachtungen	58	58	58	58

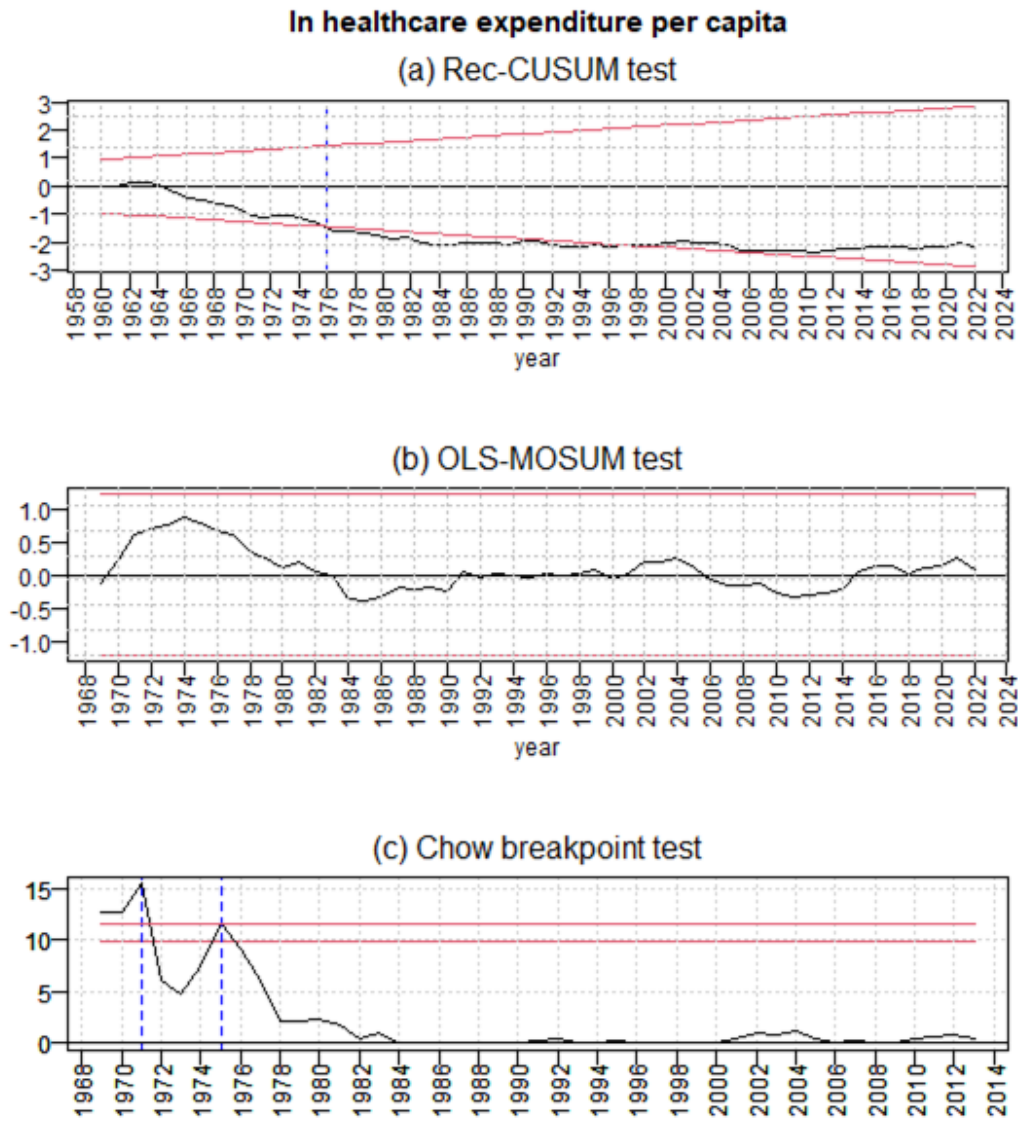
Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesundheitsausgaben und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. Regressionen werden ohne die Jahre der Coronapandemie (2020–2022) berechnet. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen aus dem Basismodell dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse des umfassenden Modells. Geringfügige Abweichungen bei den MM-Schätzungen können durch die Sensitivität des Schätzers gegenüber kleinen Stichprobengrößen entstehen. Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Tabelle A5: Einflussfaktoren der Gesundheitsausgaben, 1976 bis 2022 (inkl. Zeittrend)

	Gesamtausgaben für das Gesundheitswesen			
	DOLS		MM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
In BIP pro Kopf	0,111 (0,270)	-0,372 (0,311)	0,208 (0,223)	-0,354 (0,289)
Altersquotient	-0,847* (0,452)	-1,551** (0,613)	-0,666 (0,432)	-1,543** (0,633)
Baumolsche Kostenkrankheit	0,270 (0,369)	0,906*** (0,300)	0,515 (0,300)	0,903** (0,359)
Mortalitätsrate		-0,021* (0,011)		-0,021* (0,011)
Ärztedichte		0,131** (0,051)		0,130*** (0,043)
Ausländischer Bevölkerungsanteil		0,632 (0,449)		0,647 (0,460)
Anteil oberstes Einkommensdezil		-0,006 (0,007)		-0,007 (0,008)
Zeittrend	0,023*** (0,003)	0,025*** (0,005)	0,021*** (0,002)	0,024*** (0,004)
OKP	0,053*** (0,017)	0,032 (0,019)	0,065*** (0,014)	0,034** (0,017)
TARMED	-0,018 (0,017)	-0,019 (0,018)	-0,015 (0,020)	-0,019 (0,019)
IPV	-0,040** (0,019)	0,001 (0,015)	-0,053*** (0,015)	0,001 (0,016)
Spitalreform	-0,003 (0,010)	-0,028*** (0,009)	0,004 (0,008)	-0,027*** (0,008)
Beobachtungen	45	45	45	45
Anteil schädliche Ausreisser (%)	0,0	0,0	6,5	0,0
Shapiro-Wilk-Test	0,96	0,97	0,88***	0,96

Bemerkungen: In dieser Tabelle sind die Regressionen jeweils mit dem DOLS- und MM-Schätzer dargestellt. Die Gesundheitsausgaben und das BIP pro Kopf werden in natürlichen Logarithmen dargestellt. Die Regressionen enthalten auch verzögerte und vorlaufende Werte der ersten Differenzen der kontinuierlichen Regressoren. In den Spalten 1 und 3 sind die Schätzungen aus dem Basismodell dargestellt, die Spalten 2 und 4 enthalten dagegen die Ergebnisse des umfassenden Modells. Die Dummyvariablen und die geringeren Freiheitsgrade als bei der gesamten Stichprobe haben die Verwendung eines anfänglichen MS Schätzers für die MM-Schätzung des umfassenden Modells (Spalte 4) erforderlich gemacht (vgl. Maronna und Yohai, 2000). Weitere Informationen finden sich in Tabelle 2. ***, **, und * geben die Signifikanz auf dem Niveau von 1 %, 5 % und 10 % an.

Abbildung A1: Tests auf Strukturbrüche



Bemerkungen: Die roten Linien zeigen das 95%-Konfidenzintervall in den Grafiken (a) und (b). Der Chow-Bruchpunkt-Test dient als F-Test für unbekannte Strukturbrüche. Die kritischen Werte der Chow -(F-)Statistik beim 5%- (obere rote Linie) und 10%-Signifikanzniveau (untere rote Linie) sind in Grafik (c) abgebildet. Da die Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben (HCE) einen AR(1)-Prozess darstellen, wird folgende Gleichung geschätzt: $\ln(\text{HCE}_t) = \alpha + \beta \ln(\text{HCE}_{t-1}) + \epsilon_t$, wobei ϵ_t der Fehlerterm ist. Sowohl der Rec-CUSUM-Test (S-Statistik: 1,171**), Grafik (a), als auch der Chow-Bruchpunkt-Test (Chow supF-Statistik: 15,512**), Grafik (b), lehnen die H_0 , wonach kein Strukturbruch existiert, auf dem Signifikanzniveau von 5 % ab. Der Rec-CUSUM-Test stellt einen Strukturbruch im Jahr 1976 fest, der Chow-Bruchpunkt-Test in den Jahren 1971 und 1975. Für den zweiten Bruchpunkt im Jahr wird die H_0 auf einem Signifikanzniveau knapp oberhalb des 5%-Niveaus abgelehnt. Dagegen nimmt der OLS-MOSUM-Test (Grafik (a)) t die H_0 , dass kein Strukturbruch existiert, an (MO-Statistik: 0,882).