

ALLOKATION IM
MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

66

TIMO WASMUTH

**GESUNDHEITS-
AUSGABEN:
DETERMINANTEN
UND AUSWIRKUNGEN
AUF DIE GESUNDHEIT**

Theoretische Modellierung
und empirische Analyse

Gesundheitsausgaben: Determinanten und Auswirkungen auf die Gesundheit

ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

Herausgegeben von
Heinz König (†), Hans-Heinrich Nachtkamp,
Ulrich Schlieper, Eberhard Wille

Band 66



TIMO WASMUTH

**GESUNDHEITS-
AUSGABEN:
DETERMINANTEN
UND AUSWIRKUNGEN
AUF DIE GESUNDHEIT**

Theoretische Modellierung
und empirische Analyse



Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

The Deutsche Nationalbibliothek lists this publication in the Deutsche Nationalbibliografie; detailed bibliographic data is available in the internet at <http://dnb.d-nb.de>.

Open Access: Die Online-Version dieser Publikation ist unter der internationalen Creative Commons Lizenz CC-BY 4.0 auf www.peterlang.com und www.econstor.eu veröffentlicht. Erfahren Sie mehr dazu, wie Sie dieses Werk nutzen können: <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>.



Das Werk enthält möglicherweise Inhalte, die von Drittanbietern lizenziert sind. Bei einer Wiederverwendung dieser Inhalte muss die Genehmigung des jeweiligen Drittanbieters eingeholt werden.

Dieses Buch ist Open Access verfügbar aufgrund der freundlichen Unterstützung des ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft.

Umschlaggestaltung:
© Atelier Platen, Friedberg

D 703
ISSN 0939-7728
ISBN 978-3-631-64414-0 (Print)
E-ISBN 978-3-653-02979-6 (E-Book)
DOI 10.3726/978-3-653-02979-6

© Peter Lang GmbH
Internationaler Verlag der Wissenschaften
Frankfurt am Main 2013

PL Academic Research ist ein Imprint der Peter Lang GmbH.
Peter Lang – Frankfurt am Main · Bern · Bruxelles · New York ·
Oxford · Warszawa · Wien

www.peterlang.de

Danksagung

Eine Vielzahl von Menschen hat zum Entstehen und Gelingen dieser Arbeit beigetragen. Ihnen allen möchte ich auf diesem Weg für ihre Unterstützung danken.

Zunächst gilt der Dank meinem Doktorvater, Prof. Dr. Volker Ulrich, für die Themenstellung und die Freiheit, die er mir im Rahmen der Erstellung der Arbeit gelassen hat. Weiterhin danke ich Prof. Dr. Dr. h.c. Peter Oberender für die Übernahme des Zweitgutachtens und Prof. Dr. Martin Leschke, der den Vorsitz des Prüfungsausschusses dankenswerterweise übernommen hat. Die kritisch-konstruktiven Kommentare von PD Dr. Udo Schneider und Dr. Brit Schneider während und nach meiner Zeit am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre III, insbesondere Finanzwissenschaft, waren für mich sehr wertvoll, haben die Arbeit inhaltlich voran gebracht und maßgeblich zu ihrem Gelingen beigetragen. Dr. Paul Marschall sowie den studentischen Hilfskräften möchte ich für die freundliche Atmosphäre am Lehrstuhl und die gute Zusammenarbeit danken.

Ohne die stete Ermunterung meiner Eltern, Schwiegereltern und Kollegen, die Arbeit trotz beruflicher Belastung voran zu bringen, hätte ich meine Motivation sicherlich nicht über so lange Zeit aufrecht erhalten können. Ganz besonderer Dank gilt hierfür auch Hanns Jörg Schultes, Georg Brandau und Martin Eschbach.

Nicht zuletzt möchte ich meiner Frau Anne Henrike und unserer Tochter Helene Dorothea für ihre Geduld und ihre Unterstützung danken. Beide mussten an vielen Wochenenden auf mich verzichten, damit die Arbeit fertig gestellt werden konnte.

Der Fritz Thyssen Stiftung danke ich für die finanzielle Förderung der Arbeit im Rahmen des Projektes „Gesundheitsnachfrage, Humankapitalakkumulation und endogenes Wachstum“.

Nürnberg, im April 2013

Timo Wasmuth

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	9
Tabellenverzeichnis.....	11
Abkürzungsverzeichnis	15
1 Einführung.....	17
2 Determinanten der Gesundheitsausgaben	25
2.1 Theoretische Grundlagen	25
2.1.1 Nachfrageseitige Determinanten.....	26
2.1.2 Angebotsseitige Determinanten.....	32
2.1.3 Systemimmanente Determinanten	35
2.1.4 Zwischenfazit	38
2.2 Modellierungen	38
2.2.1 Basismodell von Clemente et al.....	39
2.2.2 Modellergebnisse	40
2.2.3 Kritische Würdigung.....	44
2.3 Modellerweiterungen	45
2.3.1 Struktur des Gesundheitsfonds in Deutschland	45
2.3.2 Exkurs: Optionen zur Ausgestaltung von Gesundheitssystemen am Beispiel von Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie.....	51
2.3.3 Bürgerversicherung.....	57
2.3.4 Gesundheitsprämie.....	59
2.3.5 Zwischenfazit	79
2.3.6 Preisunterschiede zwischen staatlichen und privaten Gesundheitsleistungen	80
2.3.7 Demografische Entwicklung.....	83
2.3.8 Zwischenfazit	87
2.4 Empirische Analysen.....	89
2.4.1 Nachfrageseitige Determinanten.....	89
2.4.2 Angebotsseitige Determinanten.....	115

2.4.3 Systemimmanente Determinanten	122
2.4.4 Zwischenfazit	127
2.5 Berechnungen auf Basis der OECD Health Data.....	128
2.5.1 Methodischer Rahmen	128
2.5.2 Datengrundlage	145
2.5.3 Nichtstationarität	150
2.5.4 Strukturelle Brüche	154
2.5.5 Empirische Schätzergebnisse im Detail.....	159
2.5.6 Sensitivitätsanalyse	185
2.5.7 Zwischenfazit	192
3 Determinanten der Gesundheit	195
3.1 Theoretische Grundlagen	195
3.2 Empirische Befunde	199
3.2.1 Literatur	199
3.2.2 Berechnungen auf Basis der OECD Health Data	222
3.2.2.1 Datengrundlage	222
3.2.2.2 Nichtstationarität.....	227
3.2.2.3 Empirische Schätzergebnisse im Detail.....	231
3.2.2.4 Sensitivitätsanalyse	246
3.2.2.5 Zwischenfazit	250
4 Fazit und Ausblick.....	253
Literaturverzeichnis.....	257
Anhang	271

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Gesundheitsausgaben ausgewählter Länder	17
Abbildung 2:	Beschäftigte im Gesundheitswesen	18
Abbildung 3:	Ausgabenentwicklung und Gesundheitsreformen	21
Abbildung 4:	Aufbau der Arbeit	22
Abbildung 5:	Determinanten des Wachstums im Gesundheitsmarkt	26
Abbildung 6:	Determinanten der Ausgaben für Gesundheitsleistungen auf der Mikro- und Makroebene und Zusammenhänge zwischen den Ebenen in Abhängigkeit vom Versicherungsschutz	102
Abbildung 7:	Gegenüberstellung von Gesundheitsausgaben und Lebenserwartung	196

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Übersicht über wichtige Gesundheitsreformgesetze	20
Tabelle 2:	Vergleich Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie anhand der Strukturmerkmale.....	56
Tabelle 3:	Vergleich der Elastizitäten der unterschiedlichen Modelle	77
Tabelle 4:	Generierte Hypothesen.....	88
Tabelle 5:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Abhängige Variablen.....	147
Tabelle 6:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Verwendete unabhängige Variablen und deren Definition.....	148
Tabelle 7:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Korrelationsmatrix aller in die Schätzungen einbezogenen Variablen	150
Tabelle 8:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests.....	151
Tabelle 9:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests	154
Tabelle 10:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse der Analyse struktureller Brüche für die Variable lnHCEDEF	156
Tabelle 11:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse der Analyse struktureller Brüche für die Variable lnGDPDEF	157
Tabelle 12:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Mögliche abhängige Variablen auf Basis des Panelstationaritätstests	159
Tabelle 13:	Determinanten der Gesundheitsausgaben: Mögliche unabhängige Variablen auf Basis des Panel-Stationaritätstests .	160
Tabelle 14:	Im Theorie-Teil generierte Hypothesen.....	162
Tabelle 15:	Einkommenselastizität der Gesamtausgaben – Schätzmodell 1	163
Tabelle 16:	Einkommenselastizität der Gesamtausgaben – Schätzmodell 2.....	165
Tabelle 17:	Einkommenselastizitäten der privaten und der staatlichen Ausgaben.....	166

Tabelle 18:	Interaktion der privaten und der staatlichen Gesundheitsausgaben – Schätzmodell 1	168
Tabelle 19:	Interaktion der privaten und der staatlichen Gesundheitsausgaben – Schätzmodell 2	169
Tabelle 20:	Einfluss der demografischen Entwicklung auf die gesamten Gesundheitsausgaben	171
Tabelle 21:	Einfluss der demografischen Entwicklung auf die staatlichen und privaten Gesundheitsausgaben	172
Tabelle 22:	Systematisierung aller verfügbaren Einflussfaktoren zur Schätzung der Determinanten der Gesundheitsausgaben	173
Tabelle 23:	RE und FE Schätzungen der Determinanten der gesamten Gesundheitsausgaben	176
Tabelle 24:	RE und FE Schätzungen der Determinanten der öffentlichen Gesundheitsausgaben	179
Tabelle 25:	RE und FE Schätzungen der Determinanten der privaten Gesundheitsausgaben	181
Tabelle 26:	Vergleichende Betrachtung der Determinanten der unterschiedlichen Ausgabenkategorien	184
Tabelle 27:	Einschluss unterschiedlicher Länder im Rahmen von Standard- und Sensitivitätsanalysen	186
Tabelle 28:	Sensitivitätsanalyse mit unterschiedlicher Länderanzahl (OECD30 vs. OECD24)	188
Tabelle 29:	Sensitivitätsanalyse ohne lnRELPRICE	190
Tabelle 30:	Determinanten der Gesundheit: Unabhängige Variablen	224
Tabelle 31:	Determinanten der Gesundheit: Korrelationsmatrix aller in die Schätzungen einbezogenen Variablen	227
Tabelle 32:	Determinanten der Gesundheit: Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests	228
Tabelle 33:	Determinanten der Gesundheit: Abhängige Variable auf Basis der Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests	229
Tabelle 34:	Determinanten der Gesundheit: Gesamte Gesundheitsausgaben	232

Tabelle 35:	Determinanten der Gesundheit: Vergleich der Schätzergebnisse – gesamte Gesundheitsausgaben unter Ausschluss von lnPUBTOTAL	234
Tabelle 36:	Determinanten der Gesundheit: Öffentliche Gesundheitsausgaben.....	236
Tabelle 37:	Determinanten der Gesundheit: Private Gesundheitsausgaben.....	238
Tabelle 38:	Determinanten der Gesundheit: Gesamte Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)	240
Tabelle 39:	Determinanten der Gesundheit: Öffentliche Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)	242
Tabelle 40:	Determinanten der Gesundheit: Private Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)	244
Tabelle 41:	Sensitivitätsanalyse – Ausschluss von BIP bzw. Gesundheitsausgaben – RE-Modell unter Einschluss der Ausbildungsvariable	247
Tabelle 42:	Sensitivitätsanalyse – Ausschluss von BIP bzw. Gesundheitsausgaben – FE-Modell unter Ausschluss der Ausbildungsvariable	249
Tabelle 43:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 1	271
Tabelle 44:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 2	273
Tabelle 45:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 3	275
Tabelle 46:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 4	277
Tabelle 47:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 5	279
Tabelle 48:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 6	281
Tabelle 49:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 7	283

Tabelle 50:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 8	285
Tabelle 51:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 9	287
Tabelle 52:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 10	289
Tabelle 53:	Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 11	291

Abkürzungsverzeichnis

ADF-Test.....	Augmented Dicky-Fuller-Test
BIP.....	Bruttoinlandsprodukt
BSP.....	Bruttosozialprodukt
DOLS.....	dynamisches OLS-Verfahren
FE.....	fixed effects
GSP.....	gross state product
ISCED.....	International Standard Classification of Education
LOWESS.....	locally weighted scatterplot smoothing
OECD.....	Organization for Economic Cooperation and Development
OLS.....	ordinary least squares
OTC.....	over the counter
PP-Test.....	Phillips-Perron-Test
RE.....	random effects
SO.....	Stickoxid

1 Einführung

Der Markt für Gesundheitsleistungen wird oftmals als Wachstumsmarkt charakterisiert, mit zunehmender Bedeutung für Beschäftigung und Wohlstand eines Landes. Entsprechend dürfte es nicht verwundern, dass die Gesundheitsausgaben in den letzten Jahren im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt (BIP) mehr oder weniger stetig angestiegen sind. Wenngleich sich in den meisten Ländern in der jüngsten Vergangenheit eher eine Stabilisierung dieser Relation zeigt, so ist in vielen Ländern derweilen zumindest in der Wahrnehmung der Öffentlichkeit ein sehr hohes Niveau erreicht (vgl. Abbildung 1). Vielfach wird dies mit Besorgnis zur Kenntnis genommen und insbesondere von politischer Seite wird vermehrt nach Kostendämpfungsmaßnahmen gerufen. In Bezug auf Deutschland sei hier nur auf den SPD-Gesundheitsexperten Lauterbach verwiesen, der davon spricht, dass „mittelfristig 20 Milliarden Euro an Effizienzreserven“ (zitiert in Schmergal (2006), S. 3) im Gesundheitssystem schlummern und so das hohe Ausgabenniveau reduziert werden könnte, ohne dass es zu Leistungseinschränkungen kommen müsste.

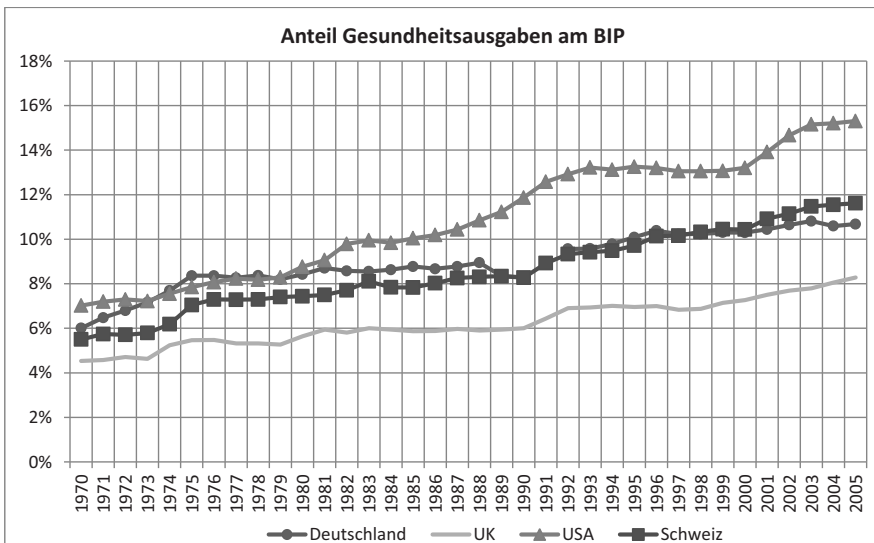


Abbildung 1: Gesundheitsausgaben ausgewählter Länder¹

1 Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von Organization for Economic Cooperation and Development (2007). Da der dargestellte Verlauf jeweils einen Quotienten (Gesund-

Auch in Deutschland ist es in den vergangenen Jahren zu einer Konsolidierung des Ausgabenniveaus gekommen. Dennoch zeigen Zahlen der OECD, dass die deutschen Gesundheitsausgaben deutlich oberhalb des Durchschnitts der OECD-Länder (derzeit bei 8,9% des BIP)² liegen. Auch im Vergleich zu anderen europäischen Ländern, wie z. B. Spanien oder dem Vereinigten Königreich, wird damit in Deutschland ein vergleichsweise hoher Anteil für Gesundheit ausgeben.

In diesem Zusammenhang muss jedoch auch darauf hingewiesen werden, dass es sich beim Gesundheitswesen um eine personalintensive Branche handelt. So waren im Jahr 2007 fast 4,4 Millionen Menschen³ im deutschen Gesundheitswesen beschäftigt. Bei der Betrachtung der Beschäftigungsentwicklung im Zeitablauf (Abbildung 2) zeigt sich ein klarer Anstieg seit dem Jahr 2000, als lediglich ca. 4,1 Millionen Menschen dort beschäftigt waren.

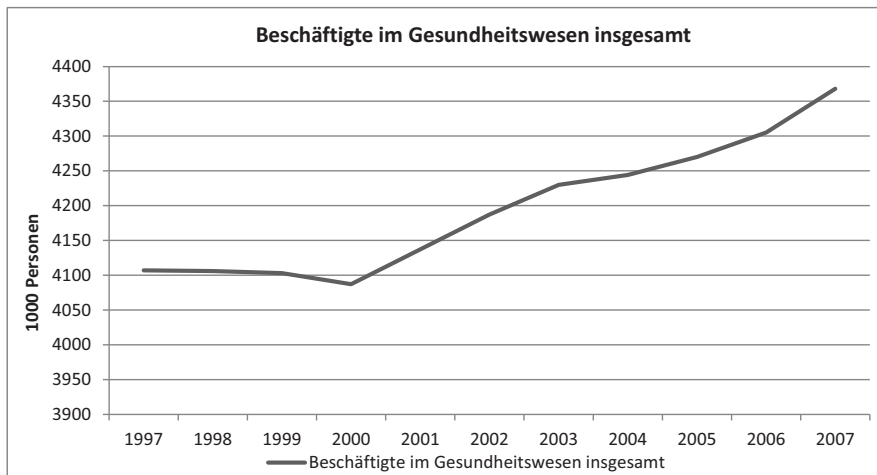


Abbildung 2: Beschäftigte im Gesundheitswesen⁴

heitsausgaben pro Kopf in Landeswährung im Verhältnis zum BIP pro Kopf in Landeswährung) darstellt, würde sich ein Anstieg des Quotienten nicht nur durch den Anstieg der Gesundheitsausgaben, sondern auch durch einen Rückgang des BIP ergeben.

- 2 Datenquelle: Organization for Economic Cooperation and Development (2009).
- 3 Datenquelle: Gesundheitsberichterstattung des Bundes (2009).
- 3 Datenquelle: Gesundheitsberichterstattung des Bundes (2009).
- 4 Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von Gesundheitsberichterstattung des Bundes (2009).

Trotz dieser positiven Beschäftigungsentwicklung darf jedoch nicht unterschlagen werden, dass Gesundheitssysteme weltweit mit einer Vielzahl von Problemen zu kämpfen haben, die oftmals durch die Besonderheiten des Gesundheitsmarktes bedingt sind. Problematisch ist in diesem Zusammenhang v.a. die Zahlung der anfallenden Kosten durch Dritte (vgl. Fuchs (1990), S. 534) sowie die auf vielfältigen Ebenen existierenden Informationsasymmetrien wie sie z. B. zwischen Arzt, Patient und Versicherung anzutreffen sind. In Deutschland erweist sich die weitgehende Bindung der Krankenkassenbeiträge an die Löhne als besonders problematisch, da steigende Beiträge automatisch auch den Produktivfaktor Arbeit verteuern und somit negative Wachstumseffekte zur Folge haben können (vgl. Kopetsch und Rauscher (2003), S. 2).⁵

Ein Vergleich des Gesundheitswesens mit anderen Branchen macht nicht nur dessen Sonderstellung deutlich, sondern zeigt auch auf, dass die rund um Kostendämpfungsmaßnahmen geführten Diskussionen oftmals in die Irre gehen. Wäre z. B. in der deutschen Automobilindustrie ein derartiges Wachstum wie im Gesundheitswesen zu beobachten, so würde das Echo sicher anders ausfallen. Die steigende Umsatzentwicklung würde genauso begrüßt wie die Bedeutung des Sektors im Rahmen der Reduzierung der Arbeitslosigkeit.

Die Ausgabenentwicklung im Gesundheitswesen wird hingegen vorwiegend negativ gesehen. Besonders deutlich wird dies, wenn aktuelle politische Aktivitäten in beiden Sektoren miteinander verglichen werden. So führten Sorgen um die deutsche Automobilindustrie im Jahr 2009 zur Einführung einer so genannten „Abwrackprämie“, während Kostensteigerungen im Gesundheitswesen meist mit Kostendämpfungsgesetzen begegnet wurden. Ziel ist es, den Beitragssatz für die Versicherten möglichst konstant zu halten oder den Anstieg zumindest zu begrenzen. Entsprechende Bemühungen sind bereits seit mehreren Jahrzehnten zu beobachten, wie ein Blick auf die Gesundheitsreformen der letzten 30 Jahre deutlich macht:

5 Aufgrund der Ausgestaltung des Gesundheitsfonds sind steigende Gesundheitskosten nicht automatisch mit steigenden Beiträgen und entsprechenden Rückwirkungen auf die Lohnnebenkosten verbunden, vielmehr besteht die Möglichkeit, den steuerfinanzierten Anteil am Gesundheitsfonds zu erhöhen. Die Finanzierung könnte dabei durch Einsparungen in anderen Teilen des Staatshaushaltes, durch Steuererhöhungen oder durch öffentliche Verschuldung erfolgen, wodurch sich ebenfalls (i.d.R. negative) Wachstumseffekte ergeben können.

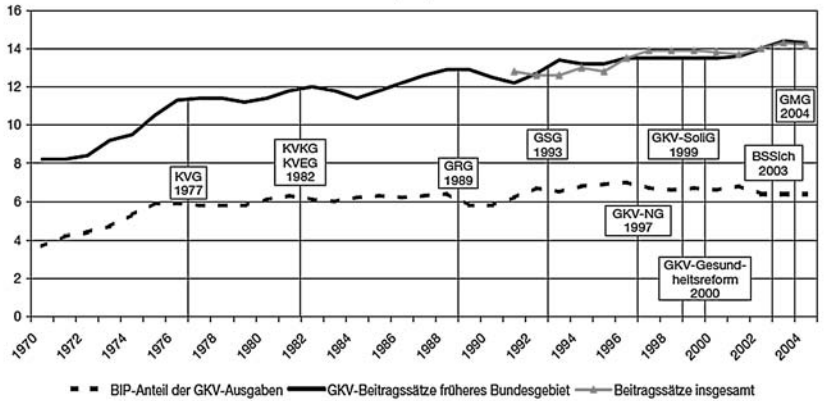
Tabelle 1: Übersicht über wichtige Gesundheitsreformgesetze⁶

Jahr	Gesetz
1977	Krankenversicherungskostendämpfungsgesetz
1982	Kostendämpfungs-Ergänzungsgesetz
1983/84	Haushaltsbegleitgesetze
1989	Gesundheitsreformgesetz
1993	Gesundheitsstrukturgesetz
1996	1. und 2. GKV-Neuordnungsgesetz
1997	Beitragsentlastungsgesetz
1998	GKV-Finanzstärkungsgesetz
1999	GKV-Solidaritätsstärkungsgesetz
2000	GKV-Gesundheitsreformgesetz
2001	Gesetz zur Rechtsangleichung in der gesetzlichen Krankenversicherung
2001	Einmalzahlungs-Neuregelungsgesetz
2001	Arzneimittelbudget-Ablösungsgesetz
2002	Gesetz zur Reform des Risikostrukturausgleiches
2002	Arzneimittelausgaben-Begrenzungsgesetz
2003	Beitragssatzsicherungsgesetz
2004	Gesundheitsmodernisierungsgesetz
2005	Gesetz zur Anpassung der Finanzierung von Zahnersatz
2006	Gesetz für mehr Wirtschaftlichkeit in der Arzneimittelversorgung
2007	GKV-Wettbewerbsstärkungsgesetz
2010	Gesetz zur Neuordnung des Arzneimittelmarktes

Vor dem Hintergrund der mannigfaltigen Gesundheitsreformen stellt sich nicht nur die Frage, inwieweit jeweils das vorrangige Ziel der Beitragssatzstabilität erreicht wurde, sondern auch, ob dieses Ziel besonders erstrebenswert ist. Aus der nachfolgenden Abbildung 3 wird deutlich, dass Gesundheitsreformen jeweils nur einen sehr kurzfristigen Einfluss auf das Ausgabenniveau hatten:

6 Eigene Darstellung auf Basis von Barmenia Versicherungen (2009) und AOK - Service für Unternehmen (2009).

Abbildung 3
GKV-Ausgaben im Verhältnis zum BIP und Beitragssätze
(in %)



1977 KVG: Kostendämpfungsgesetz; 1982 KVKVG: Krankenversicherungs-Kostendämpfungsgesetz, KVEG: Kostendämpfungs-Ergänzungsgesetz; 1989 GRG: Gesundheitsreformgesetz; 1993 GSG: Gesundheitsstrukturgesetz; 1997 GKV-NG: GKV-Neuordnungsgesetz; 1999 GKV-SoliG: GKV-Solidaritätsstärkungsgesetz; 2000 GKV-Gesundheitsreform; 2003 BSSich: Beitragssatzsicherungsgesetz; 2004 GMG: GKV-Modernisierungsgesetz.

Quellen: Sachverständigenrat für die Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: Jahresgutachten 2004/2005; Susanne Erbe: Kostenexplosion im Gesundheitswesen, in: WIRTSCHAFTSDIENST, 80. Jg. (2000), H. 5, S. 308 ff.

Abbildung 3: Ausgabenentwicklung und Gesundheitsreformen⁷

Eine Fortschreibung der dargestellten Entwicklung bis in die jüngste Vergangenheit würde einen weiteren Beitragssatzanstieg bis auf aktuell 14,9% aufzeigen. Diese Entwicklung hat sich ergeben, obwohl auch nach dem Gesundheitsmodernisierungsgesetz 2004 noch weitere Gesundheitsreformen folgten und obwohl im Rahmen des Konjunkturpakets der Bundesregierung 2009 der Beitragssatz, der zuvor bei 15,5% lag, um 0,6% Prozentpunkte abgesenkt wurde, gegenfinanziert durch Mittel aus dem Staatshaushalt. Für die Folgejahre wird – auch aufgrund der Wirtschaftskrise – von erneut steigenden Beiträgen ausgegangen.

Während sich die politische Betrachtung des Gesundheitsmarktes somit v. a. auf die Stabilisierung des Beitragssatzes richtet, ist es Ziel der vorliegenden Arbeit, eine deutlich breitere Perspektive einzunehmen und von einer reinen Kostenbetrachtung abzurücken. Ausgangsthese ist deshalb die Behauptung, dass sich aus einer rein ökonomischen Perspektive zunächst keine Argumente unmittelbar ableiten lassen, die gegen einen Anstieg der Gesundheitsausgaben am BIP sprechen, insofern dies den Präferenzen der Individuen entspricht und die Ge-

7 Nachgedruckt aus: Wirtschaftsdienst, 53, Erbe, S., Entwicklung der Gesetzlichen Krankenversicherung und Reformansätze, S. 664-669, Abbildung 3 (S. 666), Copyright 2005, mit freundlicher Genehmigung der Verfasserin.

sundheitsleistungen effizient erbracht werden.⁸ Wird dieser Betrachtungsweise weiter gefolgt, so ergeben sich interessante Konsequenzen und die Wachstumsperspektiven des Gesundheitsmarktes rücken vermehrt in den Vordergrund. Von einigen Autoren wird deshalb auch im Gesundheitswesen der Auslöser eines neuen Kondratieff-Zyklus gesehen (vgl. z. B. Nefiodow (2001) oder Henke (2002)).

Vor diesem Hintergrund lohnt es sich, den Wachstumsmarkt Gesundheit näher und aus veränderter Perspektive zu betrachten, um Ausgabendeterminanten und Rückwirkungen des Gesundheitswesens auf die Gesundheit der Individuen und auf die Wachstumsperspektiven eines Landes näher zu beleuchten. Aus methodischer Sicht ist es dabei notwendig, sowohl theoretische Überlegungen anzuführen, als auch deren empirische Überprüfung darzustellen und mit eigenen empirischen Analysen zu vergleichen. Einen Überblick über den weiteren Aufbau der Arbeit gibt Abbildung 4:



Abbildung 4: Aufbau der Arbeit⁹

8 Von den negativen Wirkungen steigender Lohnnebenkosten soll an dieser Stelle abstrahiert werden, da – wie im Laufe der Arbeit noch gezeigt werden wird – die Gestaltung der Finanzierung der Gesundheitsausgaben auch auf anderweitige Weise erfolgen kann.

9 Quelle: Eigene Darstellung.

Das Rückgrat der Arbeit bildet die Analyse der Determinanten der Ausgaben für Gesundheitsleistungen. In diesem Zusammenhang erfolgt sowohl eine theoretische Modellierung unter besonderer Berücksichtigung des deutschen Gesundheitsmarktes als auch eine empirische Überprüfung des Modells und Analyse weiterer Determinanten auf Basis der bislang in der Literatur zu findenden Erkenntnisse. Inwieweit sich hieraus auch Rückwirkungen auf die Gesundheit der Bevölkerung ergeben, ist Thema des dritten Kapitels. Neben theoretischen Argumenten werden dort auch empirische Studien angeführt und um eigene empirische Berechnungen ergänzt. Ein Fazit, verbunden mit einem Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf, schließt die Arbeit ab.

2 Determinanten der Gesundheitsausgaben

2.1 Theoretische Grundlagen

Im Gegensatz zur mikroökonomischen Betrachtung des Gesundheitswesens existiert bislang für die makroökonomische Perspektive des Gesundheitsmarktes keine tragfähige und allgemein anerkannte Theorie. Empirische Untersuchungen zum Wachstum des Gesundheitsmarktes greifen deshalb in der Regel auf Variablen zurück, die zunächst theoretisch plausibel erscheinen, die explizite Validierung anhand eines theoretisch entwickelten Modells erfolgte bisher jedoch nicht (vgl. z. B. Gerdtham et al. (1992a), S. 64). Die Heterogenität der in der Literatur vorgeschlagenen Einflussvariablen macht es notwendig, die verschiedenen Determinanten als Basis für die weitere Diskussion nicht nur aufzuzählen, sondern zunächst auch zu systematisieren.

Ähnlich wie auf jedem beliebigen anderen Markt können angebots- und nachfrageseitige Faktoren unterschieden werden. Als Besonderheit kommt hinzu, dass sich im Gesundheitswesen in der Regel eine dritte Instanz zwischen Angebot und Nachfrage befindet. Folgerichtig lassen sich die Partizipanten im Gesundheitssystem in Nachfrager (z. B. Patienten), Anbieter (Leistungserbringer) und Financiers (Kostenträger) unterteilen (vgl. Kopetsch und Rauscher (2003), S. 4).¹⁰ Als Financiers sind private Krankenversicherungen (wie z. B. in den USA), gesetzliche Krankenkassen (wie z. B. in mehreren europäischen Ländern) oder der Staat in Form eines staatlichen Gesundheitssystems (wie z. B. im Vereinigten Königreich) denkbar.¹¹ Die aus dieser Ausgestaltung des Gesundheitssystems resultierenden Wirkungen können als systemimmanent bezeichnet werden. Sie treten ergänzend zu den nachfrage- und angebotsseitigen Determinanten des Wachstums im Gesundheitsmarkt hinzu. Die nachfolgende Abbildung macht nochmals die Systematisierung der unterschiedlichen Determinanten der Gesundheitsausgaben deutlich und zeigt auf, welche Faktoren zur Erklärung der Gesundheitsausgaben eine Rolle spielen können. Eine nähere Erläuterung der detaillierten Zusammenhänge erfolgt im weiteren Verlauf des Kapitels:

10 Wille und Ulrich (1991) weisen darauf hin, dass im Gesundheitsbereich der Konsum von Leistung (durch den Patienten), die dazugehörige Nachfrage (vornehmlich durch den Arzt) und die Finanzierung (durch die Krankenkasse/Versicherung) auseinander fallen, während diese drei Funktionen in anderen Märkten in einer Hand vereint sind (vgl. Wille und Ulrich (1991), S. 29).

11 Die dargestellten Systemalternativen werden selten in Reinform praktiziert, vielmehr existieren in den meisten Ländern Mischformen, die die eine oder andere Seite stärker betonen.

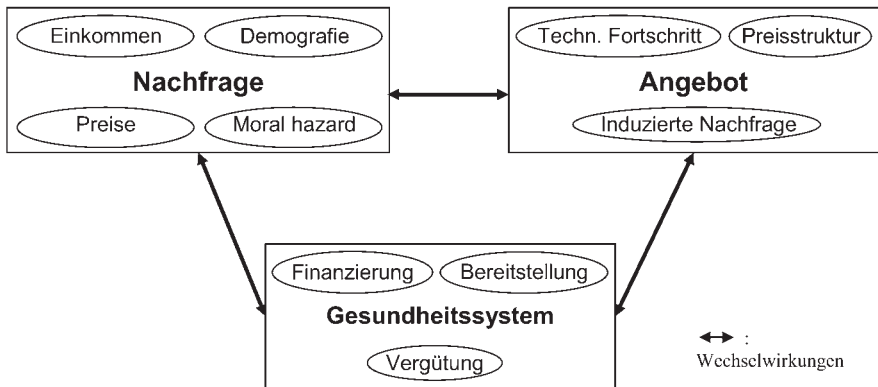


Abbildung 5: Determinanten des Wachstums im Gesundheitsmarkt¹²

2.1.1 Nachfrageseitige Determinanten

Einkommen

Bereits in den grundlegenden Untersuchungen zu den Determinanten des Wachstums der Gesundheitsausgaben wird das Einkommen¹³ als wichtiger Faktor identifiziert. Zu nennen sind hierbei die Aufsätze von Abel-Smith (1967), Kleiman (1974) und Newhouse (1977), die den Ausgangspunkt der Diskussion bilden. Inzwischen wird der Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und Einkommen als allgemein anerkannt betrachtet (vgl. Parkin et al. (1987), S. 109), eine breit akzeptierte Grundlage über die Wirkungsmechanismen zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben ist jedoch noch nicht gefunden (vgl. Leidl (1998), S. 56).

Aus mikroökonomischer Sicht scheint der dargestellte (positive) Zusammenhang zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben zunächst contra intuitiv, da davon ausgegangen werden kann, dass die Nachfrage nach Gesundheit vor allem vom individuellen Bedarf abhängt (vgl. Blomqvist und Carter (1997),

12 Quelle: Eigene Darstellung.

13 Als Messgrößen für das Einkommen auf makroökonomischer Ebene stehen mehrere Möglichkeiten zur Verfügung, so wären z. B. BIP, BSP oder auch das Volkseinkommen denkbar. Im Weiteren findet jeweils das BIP Anwendung, da sich die Mehrzahl der zitierten Studien auf diese Größe stützt.

S. 208). Auf gesamtwirtschaftlicher Ebene wird diese Nachfrage, die sich aus dem Bedarf heraus ergibt, jedoch vielfach durch Angebotsbeschränkungen, wie z. B. die Verfügbarkeit von Krankenhausbetten oder medizintechnischen Einrichtungen, gedämpft. Erst mit steigendem (Volks-)Einkommen können zusätzliche Ressourcen ins Gesundheitswesen fließen, so dass die Nachfrage entsprechend bedient werden kann (vgl. Hitiris (1997), S. 3). Auf der Makro-Ebene, auf der die gesamte Finanzierungslast getragen werden muss, bestimmen somit die verfügbaren Ressourcen die Höhe der Gesundheitsausgaben, während auf der individuellen Ebene das Bedürfnis nach Gesundheitsleistungen die entscheidende Rolle spielt (vgl. Getzen (2000), S. 264). Weiterhin wird davon ausgegangen, dass andere Variablen, wie z. B. die Preisentwicklung, eng mit dem Wohlstandsniveau eines Landes und damit auch mit dem Pro-Kopf-Einkommen korreliert¹⁴ sind, so dass sich im Einfluss der Einkommensvariable auch eine Reihe anderer Faktoren widerspiegeln (vgl. Newhouse (1977), S. 122f.).

Insgesamt gesehen ist also zu erwarten, dass ein höheres Wohlstandsniveau, das sich in einem höheren Pro-Kopf-Einkommen äußert, zu einer erhöhten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen und damit auch zu höheren Gesundheitsausgaben führt. Durch die Bestimmung der Einkommenselastizität lassen sich quantitative Implikationen eines höheren Wirtschaftswachstums auf das Wachstum des Gesundheitsmarktes ableiten. Liegt die Einkommenselastizität über Eins (vgl. bereits die frühe Arbeit von Newhouse (1977), S. 117), so handelt es sich bei Gesundheitsgütern um superiore Güter, die Ausgaben für Gesundheitsgüter nehmen mit steigendem Einkommen überproportional zu. Während die dargestellten Unterschiede zwischen der Mikro- und Makro-Betrachtung weitgehend unstrittig sind, konnte die Frage nach der Superiorität bis heute nicht abschließend geklärt werden.¹⁵

Preise

Auf normalen Güter- und Faktormärkten ergibt sich durch das Zusammenspiel von Angebot und Nachfrage ein Marktpreis und eine entsprechende Gleichgewichtsmenge. Aufgrund der bereits aufgezeigten Besonderheiten des Gesundheitsmarktes kann dieser Zusammenhang nicht einfach übertragen werden. Vielmehr sind die Auswirkungen der Trennung in Anbieter, Nachfrager und Financiers auf die Preisreaktion der Nachfrage zu beachten.

14 Entsprechende Zusammenhänge sind im weiteren Verlauf der Arbeit im empirischen Teil zu berücksichtigen.

15 Vgl. hierzu auch die Darstellung der empirischen Ergebnisse aus der Literatur sowie die eigene empirische Analyse.

Bei intuitiver Betrachtung ist von einer weitgehend unelastischen Nachfrage auszugehen. Vor dem Hintergrund umfangreicher Versicherungsdeckung liegt der marginale Preis für Gesundheitsgüter nahe Null, so dass medizinische Dienstleistungen so lange konsumiert werden, bis deren marginaler Nutzen ebenfalls nahe Null liegt (vgl. Newhouse (1992), S. 4). Da der Preis als Rationierungselement weitgehend ausfällt, kommt es in der Regel zu einer Übernachfrage. Das Angebot kann (teils auch aufgrund staatlicher Regulierung) zumeist nicht entsprechend folgen, so dass Wartezeiten in Arztpraxen oder Wartelisten für Operationen die Folge sind (vgl. II und Ohkusa (2002), S. 157). Anstelle des Preises treten deshalb die Opportunitätskosten, die durch die für den Konsum der Dienstleistung aufgewendete Zeit entstehen (vgl. Ringel et al. (2002), S. 12). Zu diesem impliziten Preis für Gesundheitsleistungen kommen schließlich noch eventuelle Selbstbeteiligungen und die gezahlte Versicherungsprämie bzw. der geleistete Krankenkassenbeitrag hinzu.

Die dargestellten vielschichtigen Komponenten des effektiven Konsumentenpreises für Gesundheitsleistungen lassen sich als Ansatzpunkte für Untersuchungen zur Preiselastizität der Nachfrage nutzen.¹⁶ So kann z. B. untersucht werden, inwieweit die Nachfrage nach Versicherungen von der Prämienhöhe abhängt. Auch die durch Wartezeiten entstehenden Opportunitätskosten können ein Maß für die Zahlungsbereitschaft der Konsumenten darstellen, woraus sich eine entsprechende Preiselastizität errechnen ließe (vgl. Phelps und Newhouse (1974), S. 334f.). Ein weiteres Verfahren stellt die Untersuchung der Auswirkungen von Selbstbeteiligungen auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen dar.¹⁷ Maßgebend in diesem Bereich ist das so genannte „Health Insurance Experiment“ der RAND Cooperation (für eine Zusammenfassung vgl. Manning et al. (1987)), in dem unter anderem untersucht wurde, ob ein Zusammenhang zwischen der Höhe der prozentualen Selbstbeteiligung und der Nachfrage nach medizinischen Leistungen besteht. Speziell war die konkrete Ausprägung der Preiselastizität in Bezug auf die Höhe der Selbstbeteiligung von Interesse (vgl. Manning et al. (1987), S. 258).¹⁸

-
- 16 Während sich Opportunitätskosten und Selbstbeteiligungen im Rahmen von mikroökonomischen Studien noch vergleichsweise gut messen lassen, gestaltet sich eine empirische Umsetzung im Rahmen von makroökonomischen Studien als schwierig, so dass die nachfolgenden Untersuchungen in der Regel mikroökonomischen Charakter haben.
- 17 Im Rahmen entsprechender Untersuchungen werden die Auswirkungen von Selbstbeteiligungen auf den Gesundheitszustand betrachtet, die als gering bis nicht vorhanden charakterisiert werden können.
- 18 Je nach Höhe der prozentualen Selbstbeteiligung ergeben sich für die Preiselastizität Werte zwischen -0,1 und -0,2 (vgl. Manning et al. (1987), S. 268).

Des Weiteren ist bei der Bedeutung des Preises für die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen eine Unterteilung in verschiedene Versorgungsbereiche sinnvoll. Während bei akuten und schwerwiegenden Erkrankungen der Preis der Behandlung keine Rolle spielen dürfte, ist dies bei geringfügigen Beschwerden durchaus zu erwarten (vgl. II und Ohkusa (2002), S. 154ff.). Von Interesse ist zudem die Kreuzpreiselastizität zwischen verschiedenen Gütern. Steigen z. B. die Selbstbeteiligungen an verschreibungspflichtigen Medikamenten im Rahmen einer Gesundheitsreform, so stellt sich die Frage, inwieweit dieser Preisanstieg zu einer Substitution durch andere Produkte, z. B. OTC-Medikamente, führt (vgl. II und Ohkusa (2002), S. 157f.).

Unter Umständen sind bei der Bestimmung der Preiselastizität der Nachfrage auch Effekte der *adversen Selektion* zu beachten. *Adverse Selektion* tritt immer dann auf, wenn der Agent – also z. B. der Patient – vor Vertragsabschluss über private Informationen – im Gesundheitswesen insbesondere über seinen eigenen Gesundheitszustand – verfügt, die dem Prinzipal – hier der Versicherung – nicht vorliegen (vgl. Macho-Stadler und Pérez-Castrillo (2001), S. 11f.). Hierdurch kann es dazu kommen, dass Versicherungen vermehrt von Personen mit schlechter Gesundheit nachgefragt werden, während Individuen mit besserer Gesundheit versuchen werden, diese Versicherung zu meiden. Die gemessene Preiselastizität spiegelt dann nicht allein die quantitative Reaktion auf Preisveränderungen wider, sondern auch Unterschiede in den Bedürfnissen der betrachteten Personen aufgrund unterschiedlicher gesundheitlicher Ausgangspositionen (vgl. Ringel et al. (2002), S. 41).

Insgesamt zeigt sich, dass sich der Zusammenhang zwischen Preis und Nachfrage nach Gesundheitsleistungen als komplex darstellt. Bei vollständiger Versicherungsdeckung kann zunächst davon ausgegangen werden, dass der Preis keine Rolle für die individuelle Entscheidung spielt. Diese Situation ändert sich, sobald auch die Opportunitätskosten der Nachfrager in die Betrachtung einbezogen werden. Kommt es durch Veränderungen innerhalb des Gesundheitssystems zur Einführung oder Erhöhung von Selbstbeteiligungen¹⁹ oder zum Ausschluss von Leistungen aus dem Katalog gesetzlicher Versicherungssysteme, so gewinnt der Preis für Gesundheitsleistungen zunehmend an Relevanz. Weiterhin ist zu beachten, dass viele Preise im Gesundheitswesen staatlich reguliert sind, so dass selbst bei fehlender Versicherungsdeckung nicht von einer freien Preisbildung ausgegangen werden kann.

19 Für eine Übersicht über die verschiedenen Formen der Selbstbeteiligungen vgl. z. B. Rau (1992), S. 21ff. oder Schulenburg (1987), S. 15ff..

Demografische Entwicklung

Neben dem Einkommen und den Preisen für Gesundheitsleistungen wird die Altersstruktur eines Landes häufig als Einflussfaktor für das Niveau und das Wachstum der Gesundheitsausgaben genannt. Den Hintergrund bildet die Tatsache, dass Gesundheitsausgaben ungleichmäßig über den Lebenszyklus verteilt sind. (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 67). Direkt nach der Geburt kommt es zu sehr hohen Kosten, die im weiteren Verlauf zunächst stark abnehmen, bevor es mit ansteigendem Alter wieder zu einer zunehmenden Nutzung und höheren Ausgaben kommt (vgl. Di Matteo und Di Matteo (1998), S. 220).

Zu beachten ist zudem, dass gerade der Anteil der Älteren an der Bevölkerung auch im Zusammenspiel mit anderen Einflussfaktoren das Wachstum der Gesundheitsausgaben beeinflussen kann. So sind Wechselwirkungen mit dem technischen Fortschritt bekannt,²⁰ die den bislang beschriebenen Zusammenhang zwischen zunehmendem Alter und steigenden Gesundheitsausgaben noch verstärken, so dass es zu einer Versteilerung der Ausgabenprofile kommt. Die Gesundheitsausgaben steigen also bedingt durch den technischen Fortschritt stärker an, als dies bei einer Fortschreibung aus den Ausgabenprofilen früherer Kohorten resultieren würde (vgl. Buchner (2001) und Breyer und Ulrich (2000)).

Obwohl der Zusammenhang zwischen der Alterung der Bevölkerung und dem Anstieg der Gesundheitsausgaben zunächst plausibel erscheint, kann seine tatsächliche Bedeutung nicht in jedem Fall auch empirisch nachgewiesen werden. Dies ist insofern nicht verwunderlich, als auch auf theoretischer Ebene nicht abschließend geklärt ist, ob ein solcher Zusammenhang existiert. Während die so genannte Medikalisierungsthese (vgl. z. B. Gruenberg (1977)) die bisherige Argumentation unterstützt, steht die Kostenkompressionsthese (vgl. z. B. Fries (1980)) im Widerspruch dazu, da bei letzterer davon ausgegangen wird, dass es mit steigendem Alter zu einer Kostenkompression kommt, die Gesundheitsausgaben also weniger vom Alter, als von der Nähe zum Tod abhängen. In der Folge kommt es also nur zu einer Ausgabenverschiebung in spätere Jahre.²¹ Im Kern dreht sich die Diskussion um die Frage, in welchem Gesundheitszustand die zusätzlichen Lebensjahre verbracht werden. Während die Kostenkompressionsthese davon ausgeht, dass die zusätzlichen Lebensjahre gesunde Lebensjahre sind, es also zu einer Veränderung der altersspezifischen Krankheitsprofile kommt, geht die Medikalisierungsthese eher davon aus, dass die altersspezifischen Krankheitsprofile bestehen bleiben, so dass durch die zusätzlichen

20 Zu den Wechselwirkungen zwischen der demografischen Entwicklung und dem technischen Fortschritt vgl. auch Sheiner (2004).

21 Für eine mikroökonomische empirische Analyse zu dieser Thematik vgl. z. B. Shang und Goldman (2008).

Lebensjahre auch zusätzliche Krankheitskosten auf die Gesundheitssysteme zukommen würden.

Des Weiteren ist es denkbar, dass eine Veränderung der Bevölkerungsstruktur auch zu politischen Veränderungen führen könnte, die wiederum eine veränderte staatliche Prioritätensetzung zur Folge hätten.²² In diesem Sinne könnte es zu Wechselwirkungen zwischen der Veränderung der Bevölkerungsstruktur und der Ausgestaltung des Gesundheitssystems kommen. Insofern käme es auch zu einer Veränderung systemimmanenter Variablen, wie z. B. dem Anteil öffentlicher Finanzierung und Bereitstellung, sowie des im öffentlichen System definierte Leistungsangebots. Daraus resultieren schließlich wieder Rückwirkungen auf den Gesundheitsmarkt.²³

Moral Hazard und sonstige Einflussgrößen

Steigende Versicherungsdeckung und die damit verbundenen Probleme des Moral Hazard²⁴ werden oftmals als Grund für zunehmende Gesundheitsausgaben genannt (vgl. Newhouse (1992)). Ein Problem durch Moral Hazard entsteht immer dann, wenn der Prinzipal (die Versicherung) die Aktionen des Agenten nicht beobachten oder nicht perfekt kontrollieren kann (vgl. Macho-Stadler und Pérez-Castrillo (2001), S. 9f.). Existiert ein sehr hoher Umfang an Versicherungsschutz, so ist davon auszugehen, dass Individuen ihre Anstrengungen zur Krankheitsvorbeugung reduzieren und im Krankheitsfall vermehrt Leistungen nachfragen (vgl. Pauly (1968), Arrow (1985) oder Wille (2003)). Es ist also zu erwarten, dass die Existenz von Versicherungen oder die Zunahme des Versicherungsschutzes mit einer höheren Nachfrage nach Gesundheitsleistungen verbunden ist (vgl. Ellis und MacGuire (1993), S. 136f.).²⁵

Neben den bislang dargestellten Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen werden in der Literatur noch eine Reihe weiterer nachfrageseitiger Einflussgrößen genannt. So wird ein positiver Zusammenhang zwischen dem Grad der Urbanisierung und der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen un-

22 Vgl. hierzu z. B. auch Sinn und Übelmesser (2002).

23 Aufgrund der Komplexität der geschilderten Zusammenhänge erscheint eine modelltheoretische oder empirische Umsetzung sehr schwierig, so dass in den späteren Kapiteln v.a. auf die Analyse der Einzeleffekte fokussiert wird.

24 Pauly weist darauf hin, dass es sich dabei weniger um ein moralisches Phänomen handelt, sondern vielmehr um rationales Verhalten der Individuen (vgl. Pauly (1968)).

25 Auch die Messung dieses Effektes dürfte sich auf makroökonomischer Ebene als schwierig erweisen, denkbar wären lediglich Situationen, in denen es z. B. innerhalb eines staatlichen Versicherungssystems zu einer Veränderung der Höhe des Versicherungsschutzes gekommen ist.

terstellt (Gerdtham et al. (1992b), S. 289f.). Als Gründe werden u. a. die schnellere Verbreitung von Krankheiten, eine zunehmende Umweltverschmutzung (vgl. Kleiman (1974), S. 70f.) und die bessere Erreichbarkeit von medizinischen Leistungen (vgl. Leu (1986), S. 52) innerhalb von urbanen Gebieten genannt. Kommt es zu einer stärkeren Substitution von informeller durch formelle Krankenpflege, z. B. aufgrund der zunehmenden Erwerbsbeteiligung der Frauen (vgl. Schmidt (1999), S. 310f.), so wird auch hiervon ein positiver Einfluss auf das Wachstum der Gesundheitsausgaben erwartet (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 290).

2.1.2 Angebotsseitige Determinanten

Negativer Preisstruktureffekt

Wie zuvor bereits gezeigt, ist die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zumindest in einem gewissen Umfang preiselastisch. Aus diesem Grund ist auf der Angebotsseite zu untersuchen, ob es zu Veränderungen der Preisstruktur kommt, ob also die Relativpreise für Gesundheitsgüter als konstant anzunehmen sind. Da der Gesundheitsbereich dem Dienstleistungssektor zuzuordnen ist, ist davon zunächst nicht auszugehen, vielmehr wird ein negativer Preisstruktureffekt unterstellt.

Zwei wesentliche Gründe lassen sich für diese Annahme nennen: Auf der einen Seite bestehen bei vielen Dienstleistungen nur wenig Möglichkeiten zur Standardisierung, auf der anderen Seite ist deren Qualität häufig abhängig von der Menge an menschlicher Arbeit, die zu ihrer Produktion verwendet werden kann, so dass hier kaum Einsparungen möglich sind. Die Produktivitätssteigerung im Dienstleistungsbereich wird deshalb hinter den allgemeinen Produktivitätssteigerungen zurück bleiben, was zu einem Anstieg der Relativpreise für Dienstleistungen (bei Annahme identischer Lohnsteigerungen über die einzelnen Sektoren hinweg) und im speziellen Fall der Relativpreise für Gesundheitsleistungen führt (vgl. Baumol (1993), S. 19ff.). Der vermehrte Einsatz von teurerer Medizintechnik in reicheren Ländern könnte ebenso hierzu beitragen.

Auch im Vergleich zwischen armen und reichen Ländern sind Unterschiede in den Relativpreisen aufgrund der Arbeitsintensität von Dienstleistungen zu erwarten. Da der Faktor Arbeit in ärmeren Ländern relativ zum Faktor Kapital besonders reichlich vorhanden ist, ist mit niedrigeren Kosten für Dienstleistungen zu rechnen (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991a), S. 228). Aus diesem

Grund dürfte in reicheren Ländern der Relativpreis für Gesundheitsgüter höher sein (vgl. Murillo et al. (1993), S. 130).²⁶

Der negative Preisstruktureffekt bewirkt somit bei einer preiselastischen Nachfrage, dass der Anstieg der Nachfrage, der durch ein höheres Einkommen ausgelöst wurde, wieder durch die gestiegenen Relativpreise für Gesundheitsleistungen erodiert wird (vgl. Milne und Molana (1991), S. 1224).²⁷ Zu untersuchen bleibt jedoch, wie sich dies auf die einzelnen Teilbereiche des Gesundheitswesens auswirken wird. Die Annahme, dass im gesamten Gesundheitsbereich nahezu kein Produktivitätsfortschritt zu verzeichnen ist, ist dabei anzuzweifeln (vgl. Newhouse (1992), S. 9).

Technischer Fortschritt

Technischer Fortschritt wird im Rahmen ökonomischer Analysen zumeist als positiv betrachtet, da er in der Regel als wichtige Wachstumsdeterminante gesehen wird. Gerade im medizinischen Bereich kam es in den vergangenen Jahren zur Einführung einer Vielzahl neuer Verfahren zur Diagnose und Behandlung von Krankheiten. Neben den positiven Wirkungen auf die Gesundheit wird medizinisch-technischer Fortschritt häufig als treibender Faktor für den Kostenanstieg im Gesundheitswesen gesehen. Dabei ist der genaue Wirkungsmechanismus noch nicht geklärt (vgl. Weisbrod (1991), S. 530f.), eine Trennung in Produkt- und Prozessinnovationen erscheint in dieser Hinsicht jedoch als sinnvoll.

Prozessinnovationen führen zu einer erhöhten Produktivität, d.h. es kann mit gleichem Faktoreinsatz mehr produziert werden, oder ein gegebener Output mit geringerem Input erreicht werden. Die Polioimpfung, die eine merkliche Reduktion der Ausgaben zur Behandlung dieser Krankheit zur Folge hatte, kann hier als Beispiel dienen (vgl. Weisbrod (1991), S. 532). Produktinnovationen führen hingegen zur Einführung neuer oder verbesserter Güter (vgl. Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen (1998), S. 59).

Während erstere in der Regel als kostendämpfend gelten, da sie dazu führen, dass bisherige Prozesse z. B. in kürzerer Zeit oder mit geringerem Personaleinsatz durchgeführt werden, führen letztere zumeist zu Kostensteigerungen, da die neuen Diagnose- und Behandlungsmethoden häufig in Ergänzung zu bisherigen Verfahren (so genannte Add-on-Technologien) Anwendung finden. Da im Me-

26 Somit ist auch an dieser Stelle eine Interaktion der verschiedenen Determinanten, namentlich zwischen Einkommen und negativem Preisstruktureffekt zu beobachten.

27 Zu beachten ist dabei, dass sich eine Preissteigerung nicht direkt für den Patienten auswirkt, sondern zunächst beim Kostenträger anfällt. In der Folge wird es zu höheren Versicherungsprämien/Beitragssätzen kommen, die jedoch alle Versicherten betreffen, so dass sich daraus nur bedingt eine Verhaltensbeeinflussung des Patienten ergibt.

dizinbereich davon ausgegangen wird, dass die Mehrzahl der Innovationen Produktinnovationen darstellen (vgl. Göppfarth und Milbrandt (1997), S. 13f.), ist anzunehmen, dass es durch den ständigen technischen Fortschritt zu einem fortlaufenden Anstieg der Gesundheitsausgaben kommt (vgl. dazu auch Wille und Ulrich (1991)).

Des Weiteren sind auch Wechselwirkungen des technischen Fortschritts mit anderen Determinanten der Gesundheitsausgaben zu sehen.²⁸ Neben dem bereits erwähnten Zusammenhang zwischen Altersstruktur und medizinisch-technischem Fortschritt ist zu untersuchen, welche Merkmale des Gesundheitssystems welche Form des technischen Fortschritts begünstigen (vgl. dazu z. B. den Artikel von Weisbrod (1991)). Auch sind die Wechselwirkungen mit gesellschaftlichen Normen,²⁹ die eine Behandlung nach dem aktuellen Stand der Wissenschaft fordern, und die zunehmende Tendenz zur Defensivmedizin (insbesondere in den USA) zur Abwendung möglicher Schadensersatzforderungen zu betrachten (vgl. Schmidt (1999), S. 299f.).

Angebotsinduzierte Nachfrage

Der angebotsinduzierten Nachfrage, also der Frage, inwieweit Anbieter ihre Nachfrage selbst generieren können, um z. B. ihr Einkommen zu erhöhen, wird im Rahmen der angebotsseitigen Determinanten ebenso eine wichtige Bedeutung zugemessen.

Unter normalen Marktbedingungen würde es durch einen Anstieg der Ärztezahl zu einer Erhöhung des Angebots an Gesundheitsleistungen und dann – unter Annahme einer konstanten Nachfrage – zu einer Reduzierung des Preises für Gesundheitsleistungen kommen. Liegt jedoch Angebotsinduzierung vor, so ist vom Gegenteil auszugehen (vgl. Feldman und Sloan (1988), S. 22f.) In diesem Fall streben Ärzte ein bestimmtes Zieleinkommen an und passen dann entsprechend ihre Arbeitslast an Veränderungen ihrer Umwelt (wie z. B. einer Erhöhung der Ärztezahl) an, um das gewünschte Einkommen trotzdem zu erreichen (vgl. Evans (1974), S. 164ff.). Der dargestellte Zusammenhang ist allerdings umstritten und es bleibt unklar, ob die Wechselwirkungen zwischen Ärztedichte und Nutzung von Gesundheitsleistungen nicht in einer tatsächlichen höheren

28 Wie zuvor bereits dargestellt, dürfte sich auch in diesem Fall eine Modellierung bzw. eine empirische Analyse der Wechselwirkungen als schwierig gestalten.

29 Entsprechende gesellschaftliche Normen lassen sich jedoch als Präferenzen der Individuen, z. B. für eine besonders fortschrittliche Therapie interpretieren. Wie bereits in der Einführung dargestellt, wären daraus resultierende Kostensteigerungen unproblematisch, da eine entsprechende Versorgung den Wünschen der Bevölkerung entspricht, die auch die Finanzierung der Leistungen trägt.

Nachfrage begründet liegen. So kann eine höhere Ärzteverfügbarkeit zu geringeren Reise- und Wartezeiten führen, so dass aus diesem Grund die Nutzung ansteigt (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 65). Zudem besteht die Möglichkeit, dass in einem Gebiet bislang ein Mangel an Ärzten herrschte, so dass die eigentlich vorhandene Nachfrage erst durch eine Erhöhung der Anzahl der Ärzte bedient werden kann (vgl. Evans (1974), S. 170). Des Weiteren sind gerade Gegenden mit hohem Gebührenniveau für Ärzte attraktiv, so dass die Niederlassung in entsprechenden Regionen als besonders vorteilhaft erscheint (vgl. Feldman und Sloan (1988), S. 22f.).

Zudem existieren Wechselwirkungen mit anderen Determinanten des Wachstums, da die Möglichkeiten des Arztes, auf die Nachfrage Einfluss zu nehmen, in der Regel sehr stark durch das existierende Vergütungssystem³⁰ bestimmt sind.

2.1.3 Systemimmanente Determinanten

Finanzierung und Bereitstellung

Die Betrachtung der Finanzierung und Bereitstellung von Gesundheitsleistungen stellt darauf ab, inwieweit der Staat in die Finanzierung der Gesundheitsausgaben (z. B. in Form gesetzlicher Krankenkassen oder durch ein staatliches Gesundheitssystem) involviert ist, und wie sehr die Bereitstellung von Leistungen im gesamten Gesundheitssystem oder zumindest in Teilbereichen³¹ durch ihn dominiert wird. Hinsichtlich der theoretischen Schlussfolgerungen derartiger staatlicher Eingriffe existiert bislang keine klar anerkannte Meinung.

Einen wichtigen Ausgangspunkt der Diskussion über die Finanzierung von Gesundheitsleistungen stellt der Beitrag von Buchanan (1965) dar, der die Ursachen für die zur damaligen Zeit bestehenden Probleme des Britischen Nationalen Gesundheitsdienstes analysiert. Untersucht wurde dabei, welche Entscheidungen Individuen in ihrer Rolle als Nachfrager am Markt und als Beteiligte am politischen Prozess treffen. Auf dem Gesundheitsmarkt fragen die Individuen die angebotenen (kostenlosen) Leistungen so lange nach, bis deren Grenznutzen Null ist, es kommt zu einer Übernachfrage. Gleichzeitig nimmt die Person aber auch am politischen Entscheidungsprozess teil. Hier muss eine Entscheidung getroffen werden, welche Menge an Gesundheitsleistungen (staatlich) angeboten wird. Auf dieser Ebene sind Gesundheitsleistungen nicht mehr kostenlos. Viel-

30 Siehe hierzu die Ausführungen in späteren Kapiteln.

31 Hier sei z. B. auf Krankenhäuser in öffentlicher Hand sowie allgemein auf die öffentliche Investitionsfinanzierung im Krankenhausbereich hingewiesen.

mehr müssen die notwendigen Ausgaben durch Steuergelder aufgebracht werden, das Gesundheitssystem steht in Konkurrenz zu anderen Verwendungsmöglichkeiten der aufgewendeten Ressourcen (vgl. Buchanan (1965), S. 12). Allerdings kommt es hierdurch nicht zu einer Einschränkung der individuellen Nachfrage, da eine Änderung der Nachfrage des Einzelnen keine Rückwirkungen auf die Nachfrage anderer hätte. Die Individuen verhalten sich aus ihrer Sicht rational, die Übernachfrage bleibt bestehen, so dass eine staatliche Finanzierung der Gesundheitsleistungen mit zunehmenden Gesundheitsausgaben verbunden wäre (vgl. Buchanan (1965), S. 13f.).

Eine Verallgemeinerung des Arguments von Buchanan erfolgte einige Zeit später durch Leu (1986). Danach kann die öffentliche Finanzierung von Gesundheitsleistungen Einfluss auf die Menge und die Qualität der Leistungen haben. Eine Beeinflussung kann sich durch eine Verhaltensänderung der Nachfrager oder der Anbieter medizinischer Leistungen ergeben. Bedingt durch Moral Hazard würde eine staatliche Finanzierung von Gesundheitsleistungen dann zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben führen, wenn dadurch die Anzahl der versicherten Personen oder der Umfang der Versicherungsdeckung ansteigen würde (vgl. Leu (1986), S. 44). Auf der Angebotsseite steigt zudem die Gefahr angebotsinduzierter Nachfrage wenn es zu einem Anstieg der Versicherungsdeckung der Patienten kommt. Durch die öffentliche Finanzierung wird außerdem der technische Fortschritt beeinflusst, da eine automatische Finanzierung durch den Staat oder durch Versicherungen den Anreiz zur Entwicklung kostensparender Technologien verhindert (vgl. Leu (1986), S. 45). Ausgehend von den geschilderten Auswirkungen der öffentlichen Finanzierung auf Angebot und Nachfrage ist deshalb davon auszugehen, dass ein hoher Anteil öffentlicher Finanzierung von Gesundheitsleistungen auch mit hohen Gesundheitsausgaben verbunden ist.

Ein mögliches Gegenargument stellt die Tatsache dar, dass bei einem hohen Anteil staatlicher Finanzierung verstärkt Kontrolle über die Gesundheitsausgaben ausgeübt werden kann (vgl. Pfaff (1990), S. 22), so dass der Einfluss öffentlicher Finanzierung auf die Gesundheitsausgaben insgesamt als ambivalent angesehen werden kann (vgl. Schieber (1987), S. 80).

Getrennt von der öffentlichen Finanzierung von Gesundheitsleistungen muss deren öffentliche Bereitstellung betrachtet werden. Die Wirkungsrichtung dieses Effektes ist auch in der theoretischen Diskussion immer noch unklar.³² In der volkswirtschaftlichen Theorie wird häufig davon ausgegangen, dass Unternehmen, die mit Gewinnerzielungsabsicht arbeiten, aufgrund entsprechender Anrei-

32 Eine Übersicht über verschiedene Arbeiten zu diesem Thema findet sich z. B. in Kessler und McClellan (2001).

ze in der Regel bei gleichem Output kostengünstiger produzieren, was geringere Ausgaben für Gesundheitsleistungen zur Folge hätte (vgl. Kessler und McClellan (2001), S. 1f.). Speziell im Krankenhausbereich ist deshalb mit einem positiven Zusammenhang zwischen Kosten und Umfang des öffentlichen Angebots von Krankenhausleistungen zu rechnen (vgl. Leu (1986), S. 48ff.).³³ Andere Ansätze nehmen an, dass gerade Unternehmen, die nicht mit Gewinnerzielungsabsicht arbeiten, eine möglicherweise optimale Antwort auf unvollständige Märkte, wie sie auch im Gesundheitssystem anzutreffen sind, sein können (vgl. z. B. Arrow (1963), S. 950f.).³⁴ So wäre es denkbar, dass aufgrund der Unvollkommenheit der Gesundheitsmärkte verzerrte Anreize bestehen, so dass eine Nutzenoptimierung durch gewinnorientierte Unternehmen nicht notwendigerweise zu einer Optimierung des Gesamtnutzens führen muss.

Vergütung

Die bisherigen Argumente von Buchanan und Leu stellen sehr stark auf die Bedeutung von öffentlicher Finanzierung und Bereitstellung von Gesundheitsleistungen und die sich daraus ergebenden Problembereiche ab. Culyer (1988 und 1989) stellt dem entgegen, dass zunächst nicht klar sei, welche Eigentumsform für Krankenhäuser aus Kostengesichtspunkten von Vorteil ist (vgl. Culyer (1989), S. 28). Des Weiteren genüge es nicht, dass es durch eine staatliche Finanzierung von Gesundheitsleistungen zu einer Reduzierung des Preises für die Patienten kommt. Vielmehr muss auch ein Finanzierungssystem existieren, dass ein entsprechendes Verhalten von Anbietern und Nachfragern fördert, so dass daraus tatsächlich eine erhöhte Nachfrage resultiert. Nach dieser Argumentation stellt der Grad der Offenheit eines Finanzierungssystems und damit die Form der Vergütung im Gesundheitswesen den entscheidenden Faktor dar (vgl. Culyer (1988), S. 41ff.). So lassen sich mit Hilfe des Vergütungssystems klare Anreize für alle Akteure im Gesundheitssystem setzen. Beispielhaft sei hier nur auf die Unterschiede zwischen Einzelleistungsvergütung und eine Vergütung nach Pauschaltarifen, wie z. B. im deutschen DRG-System, hingewiesen. Während erstere Vergütungsform klare Anreize setzt, möglichst viele einzelne Leistungen abzurechnen, besteht bei der pauschalen Vergütungsform der Anreiz, möglichst wenige Leistungen zu erbringen, da der vergütete Geldbetrag unabhängig von den erbrachten Leistungen immer gleich ist. Die daraus resultierenden Wirkungen auf die Qualität der erbrachten Leistungen und etwaige daraus resultierende langfristige Kostenfolgen dürfen allerdings ebenfalls nicht außer Acht ge-

33 Als Beispiel sei hier auf den Erfolg privater Klinikketten in Deutschland verwiesen.

34 Hinsichtlich eines Vergleichs von Kosten und Qualität von Krankenhäusern in unterschiedlichen Gesundheitssystemen vgl. z. B. Schreyögg et al. (2010).

lassen werden, wenn über die angemessene Vergütungsform für Gesundheitsleistungen diskutiert wird.

2.1.4 Zwischenfazit

Die Zusammenfassung der Ergebnisse aus den angebotsseitigen, nachfrageseitigen und systemimmanenten Faktoren ergibt ein vielschichtiges Bild der Determinanten des Wachstums im Gesundheitsmarkt. Neben mehreren nachfrageseitigen Faktoren rücken zunehmend auch angebotsseitige und systemimmanente Faktoren in den Mittelpunkt der Analyse. Dabei ist besonders zu beachten, dass zwischen den einzelnen Komponenten vielschichtige Wechselwirkungen existieren, so dass eine Erfassung der Bedeutung einzelner Determinanten nur durch eine Gesamtbetrachtung möglich ist.

Insgesamt gesehen fällt auf, dass eine Vielzahl an Arbeiten zu den möglichen Determinanten des Wachstums im Gesundheitsbereich existiert. Der Großteil der Literatur fokussiert jedoch auf die empirische Analyse³⁵ der geschilderten Zusammenhänge. Im Gegensatz dazu existiert bislang nur eine sehr geringe Anzahl von Arbeiten, die sich auf theoretischer Ebene mit den Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beschäftigt und so in der Lage ist, die entsprechende Entwicklung des Gesundheitsmarktes in Vergangenheit, Gegenwart und Zukunft darzustellen.

2.2 Modellierungen

Basis für die Modellierung der Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen und damit auch des Wachstums der Gesundheitsausgaben bilden die zuvor dargestellten nachfrage- und angebotsseitigen sowie systemimmanenten Determinanten. Ausgangspunkt ist zunächst das Modell von Clemente et al. (2004), welches dargestellt, kritisch gewürdigt und anschließend um eigene Modellierungsansätze ergänzt wird.

Clemente et al. bauen auf der Tatsache auf, dass zwar bislang eine ganze Reihe von Determinanten identifiziert und auch empirisch quantifiziert wurden, eine explizite Integration in ein theoretisches Modell jedoch bislang noch nicht stattgefunden hat. Bezug nehmend auf die bis zum gegenwärtigen Zeitpunkt veröffentlichten Arbeiten bildet die nähere Untersuchung des Einkommens als maßgeblicher Determinante sowie darauf aufbauend die Quantifizierung der

35 Eine genauere Darstellung der Ergebnisse dieser empirischen Arbeiten erfolgt in Kapitel 2.4.

Einkommenselastizität den Schwerpunkt des Modells. Hinzu kommt eine explizite Modellierung der Determinanten der staatlichen und privaten Gesundheitsausgaben, wie sie derzeit in der empirischen Literatur nur selten vorgenommen wird, obwohl deutliche Unterschiede zwischen den Ausgabenkategorien zu erwarten sind, da die zugrunde liegenden Entscheidungskalküle sich deutlich unterscheiden dürften.

Ziel des Modells ist somit die Darstellung der unterschiedlichen Determinanten der staatlichen und privaten Gesundheitsausgaben, um daraus die jeweiligen Einkommenselastizitäten abzuleiten. Ausgehend von diesen Erkenntnissen lassen sich dann die Folgen steigender Einkommen auf das Wachstum des Gesundheitsmarktes ableiten. Des Weiteren bietet sich die Möglichkeit, das Modell um weitere nachfrageseitige, angebotsseitige und systemimmanente Faktoren zu erweitern, um so ein umfassendes Modell zur Entwicklung des Gesundheitsmarktes zu erhalten.

2.2.1 Basismodell von Clemente et al.

Zur Darstellung der unterschiedlichen Determinanten der privaten und staatlichen Gesundheitsausgaben sind zunächst der private und der staatliche Sektor zu modellieren. Hinsichtlich des privaten Sektors wird von einem repräsentativen Individuum ausgegangen, das stellvertretend für die Bevölkerung des Landes steht. Das Individuum strebt an, seinen Nutzen, der durch eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion zum Ausdruck kommt, zu maximieren:

$$U(c, s) = (c - a)^\alpha s^{1-\alpha} \text{ mit } 0 < \alpha < 1 . \quad (2.1)$$

Nutzen entsteht somit durch in Anspruch genommene Gesundheitsdienstleistungen s und Konsum c . Annahmegemäß leistet der lebensnotwendige Konsum a keinen eigenen Nutzenbeitrag. Entsprechend der Trennung in staatlich finanzierte Gesundheitsleistungen g und privat finanzierte Gesundheitsleistungen x setzen sich die konsumierten Gesundheitsleistungen wie folgt zusammen³⁶:

$$s = g + x . \quad (2.2)$$

Der Konsument unterliegt dabei der folgenden Budgetbeschränkung:

$$y - T = P_c c + P_x x , \quad (2.3)$$

bzw. für P_c (Preis des Konsumgutes) = 1:

36 Unterstellt wird die einfachste Form des Zusammenhangs zwischen staatlichen und privaten Gesundheitsleistungen im Sinne der vollständigen Substituierbarkeit. Denkbar wäre hingegen auch eine komplementäre oder eine voneinander unabhängige Nachfrage.

$$y - T = c + P_x x = c + X, \quad (2.4)$$

wobei y das individuelle Einkommen, T die Steuerzahlung, P_x den Preis für private Gesundheitsleistungen und X die privaten Gesundheitsausgaben ($P_x x$) darstellen. Die (Einkommen-) Steuerzahlung T setzt sich aus dem Steuersatz t und der entsprechenden Bemessungsgrundlage zusammen. Vom Einkommen y kann ein Freibetrag y_0 abgezogen werden, wodurch es zu einer indirekten Progression kommt:

$$T = t (y - y_0). \quad (2.5)$$

Entsprechend den privaten Gesundheitsausgaben erfolgt auch eine Modellierung der staatlichen Aufwendungen. Dabei wird angenommen, dass die staatlichen Gesundheitsausgaben durch Steuern finanziert werden und den Individuen kostenfrei zur Verfügung gestellt werden. Der Staat entscheidet dabei, welcher Teil σ des Budgets für Gesundheitsleistungen aufgewendet werden soll.³⁷ Entsprechend ergibt sich:

$$G = P_x g = \sigma T = \sigma t (y - y_0) \quad \text{mit } 0 < \sigma < 1. \quad (2.6)$$

Die staatlichen Gesundheitsausgaben G nehmen also zu, wenn der Budgetanteil σ bzw. die Steuereinnahmen ansteigen, was immer dann der Fall ist, wenn der Steuersatz t oder das Einkommen y ansteigen, bzw. wenn der Freibetrag y_0 fällt. Im Rahmen eines Ansatzes der Nutzenoptimierung kann aus der Nutzenfunktion des Individuums und dessen Budgetbeschränkung schließlich die (optimale) Nachfrage des Individuums nach privaten Gesundheitsleistungen abgeleitet werden:

$$X = P_x x = (1 - \alpha) (y - a) - (1 - \alpha (1 - \sigma)) t (y - y_0). \quad (2.7)$$

Die privaten Gesundheitsausgaben nehmen also *ceteris paribus* zu, wenn der Freibetrag y_0 steigt bzw. der Steuersatz t , der lebensnotwendige Konsum a oder der Steueranteil σ , der für Gesundheit verwendet wird, sinken.

2.2.2 Modellergebnisse

Ausgehend von der dargestellten Modellstruktur lassen sich auch Ergebnisse in Bezug auf die Einkommenselastizität der privaten und staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ableiten. Die Einkommenselastizität der staatlichen

37 Hinsichtlich des Preises für staatliche Gesundheitsleistungen wird der gleiche Preis wie für die privaten Leistungen angenommen, da sonst die Interpretierbarkeit der Ergebnisse stark beeinträchtigt werden würde. Die Auswirkungen, die sich durch eine Aufhebung dieser Annahme ergeben, werden in einem späteren Abschnitt dargestellt.

Nachfrage nach Gesundheitsleistungen stellt sich vergleichsweise einfach dar. Sie ergibt sich wie folgt:

$$E_{G,y} = \frac{1}{1 - \frac{y_0}{y}} \quad (2.8)$$

Numerisch lässt sich eine Elastizität berechnen, die größer als Eins ist, da jeweils nur ein Teil des Einkommens von der Besteuerung freigestellt wird und der Nenner somit stets kleiner als Eins sein wird. Zudem wird deutlich, dass die Elastizität allein von der Höhe des Freibetrags y_0 bzw. vom freigestellten Anteil des Einkommens (y_0/y) abhängt. Steigt dieser, so kommt es zu einem Rückgang des Steueraufkommens, wobei gleichzeitig die Progression ansteigt. In diesem Fall ist mit einem Anstieg der Einkommenselastizität zu rechnen. Als deutlich komplexer erweist sich die Darstellung der Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen:

$$E_{x,y} = \frac{1 - \alpha - (1 - \alpha(1 - \sigma))t}{(1 - \alpha)\left(1 - \frac{a}{y}\right) - (1 - \alpha(1 - \sigma))t\left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} \quad (2.9)$$

Die Interpretation dieses Ausdrucks ist nicht sofort ersichtlich. Aus diesem Grund werden die partiellen Ableitungen nach dem Steuersatz t , dem Anteil des Steueraufkommens σ , das für Gesundheit verwendet wird (im Folgenden als Gesundheitsbudget bezeichnet), dem Mindestkonsumniveau a und dem Freibetrag y_0 gebildet. Um zu eindeutigen Ergebnissen zu kommen, wird die Annahme getroffen, dass der Freibetrag wenigstens den Mindestkonsum abdeckt, dass a also kleiner als y_0 ist, was durchaus plausibel erscheint, da mit dem Freibetrag in der Regel das Existenzminimum von der Besteuerung freigestellt werden soll. Wird zunächst die Ableitung nach dem Steuersatz t gebildet, so ergibt sich ein negativer Ausdruck.³⁸

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial t} = \frac{\frac{a - y_0}{y} (1 - \alpha)(1 - \alpha(1 - \sigma))}{D^2} < 0, \text{ für } a < y_0 \quad (2.10)$$

Ein steigender Steuersatz führt somit zu einem Rückgang der Einkommenselastizität³⁹, da durch das erhöhte Steueraufkommen vermehrt staatliche Gesundheitsleistungen, die per Annahme vollständige Substitute der privaten Leis-

38 Mit D^2 wird im Folgenden stets das Quadrat des Nenners der Einkommenselastizität bezeichnet.

39 Im Originalartikel wird fälschlicherweise ein Anstieg der Einkommenselastizität bei steigendem Steuersatz abgeleitet (vgl. Clemente et al. (2004), S. 608).

tungen sind, angeboten werden können, wohingegen das individuell verfügbare Einkommen sinkt. Aus ähnlichen Gründen ergibt sich auch hinsichtlich der Ableitung nach σ ein negativer Ausdruck:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial \sigma} = \frac{\frac{a - y_0}{y} \alpha (1 - \alpha) t}{D^2} < 0, \text{ für } a < y_0. \quad (2.11)$$

Hinsichtlich der Variablen a und y_0 lassen sich jedoch keine eindeutigen Ergebnisse ableiten:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial a} = \frac{\frac{1}{y} (1 - \alpha) (1 - \alpha - (1 - \alpha(1 - \sigma)) t)}{D^2} > 0, \text{ falls } t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)}, \quad (2.12)$$

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial y_0} = \frac{-\frac{1}{y} (1 - \alpha - (1 - \alpha(1 - \sigma)) t) (1 - \alpha(1 - \sigma)) t}{D^2} < 0, \text{ falls } t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)}. \quad (2.13)$$

Als entscheidend erweist es sich dabei, wie hoch der Steuersatz im Vergleich zu den anderen Variablen ausfällt. Für

$$t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)} \quad (2.14)$$

ergibt sich hinsichtlich a ein positiver und hinsichtlich y_0 ein negativer Zusammenhang. Die Einkommenselastizität nimmt also zu, wenn a steigt oder y_0 sinkt. Deutlich wird aber auch, dass das Verhalten der Einkommenselastizität von genanntem Quotienten und damit auch vom Verhältnis des Steuersatzes t , der Präferenz für Konsum α und der Höhe des Gesundheitsbudgets σ abhängt. Abschließend lassen sich noch die gesamte Nachfrage nach Gesundheitsleistungen und die dazugehörige Elastizität berechnen. Die Nachfrage ergibt sich als:

$$S = (1 - \alpha) (y - a) - (1 - \sigma) t (y - y_0) \quad (2.15)$$

Die dazugehörige Elastizität berechnet sich wie folgt:

$$E_{S,y} = \frac{1 - (1 - \sigma) t}{\left(1 - \frac{\alpha}{y}\right) - (1 - \sigma) t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} \quad (2.16)$$

Von Interesse sind erneut die partiellen Ableitungen der dargestellten Elastizität. Hier zeigt sich, dass die Elastizität zunimmt, wenn a oder σ steigen:

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial a} = \frac{\frac{1}{y}(1-(1-\sigma)t)}{D^2} > 0 \quad (2.17)$$

bzw.

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial \sigma} = \frac{\frac{y_0 - a}{y}t}{D^2} > 0 . \quad (2.18)$$

Hingegen geht die Elastizität zurück, wenn y_0 oder t sinken (unter der Voraussetzung, dass $a < y_0$):

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial y_0} = \frac{-\frac{1}{y}(1-\sigma)t(1-(1-\sigma)t)}{D^2} < 0 \quad (2.19)$$

bzw.

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial t} = \frac{\frac{a - y_0}{y}(1-\sigma)}{D^2} < 0 . \quad (2.20)$$

Für positive Werte von a und y_0 ergibt sich somit eine Elastizität, die Eins übersteigt.

Zusammenfassend wird deutlich, dass aufgrund der international vorherrschenden Heterogenität der Gesundheitssysteme eine Trennung in staatliche und private Ausgaben in Erwägung gezogen werden sollte, da beide Nachfragekomponenten unterschiedlichen Entscheidungskalkülen unterliegen. Eine Modellierung der Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen muss dies berücksichtigen. Konkret konnte so gezeigt werden, dass sich Niveau und Veränderungsraten der staatlichen und privaten Gesundheitsausgaben durchaus unterscheiden können. Weiterhin sind auch diesbezügliche Unterschiede zwischen verschiedenen Ländern denkbar, wenn sich die zugrunde liegenden Parameter, wie z. B. Präferenzen der Individuen und Ausgestaltung des Gesundheitssystems zwischen den Ländern unterscheiden.

In Bezug auf die abgeleiteten Einkommenselastizitäten konnten im Rahmen der bisherigen Modellierungen Werte von größer als Eins gezeigt werden.⁴⁰ Ent-

40 Diese Werte gilt es in der Folge empirisch zu überprüfen und mit den Ergebnissen anderer empirischer Arbeiten zu vergleichen, vgl. hierzu auch die nachfolgenden Kapitel.

sprechend wären Gesundheitsleistungen als superiore Güter zu bezeichnen. Kommt es durch steigendes Pro-Kopf-Einkommen dazu, dass der Quotient aus Konsumgütern des täglichen Bedarfs und Einkommen (a/y) abnimmt, so ergäbe sich aus dem Modell eine im Zeitablauf abnehmende Elastizität.

Die Trennung in staatliche und private Gesundheitsausgaben macht zudem deutlich, dass der Einfluss des Staates auf den Anteil des BIP, der für Gesundheitsleistungen ausgegeben wird, begrenzt ist. Sinkende staatliche Gesundheitsausgaben führen im Rahmen des geschilderten Modells nicht unbedingt zu sinkenden Gesamtausgaben. Vielmehr kann es dazu kommen, dass die privaten Gesundheitsausgaben überproportional ansteigen. In der Konsequenz werden Gesundheitsleistungen verstärkt von Personen nachgefragt, die auch über ein entsprechendes Einkommen verfügen, ein Ergebnis, dass aus verteilungspolitischen Gründen u. U. nicht erwünscht ist.

2.2.3 Kritische Würdigung

Trotz der hohen Aussagekraft des Modells in den geschilderten Teilbereichen sind dennoch einige kritische Anmerkungen zu treffen. So ist bei der verwendeten Cobb-Douglas-Nutzenfunktion zu beachten, dass eine multiplikative Verknüpfung von Konsum abzüglich lebensnotwendigen Konsums auf der einen Seite und konsumierten Gesundheitsleistungen auf der anderen Seite erfolgt. Als problematisch können sich dabei Situationen erweisen, in denen keine Gesundheitsleistungen konsumiert werden oder nur lebensnotwendiger Konsum erfolgt. In beiden Situationen wäre ein Nutzenniveau von Null die Folge, was nicht realistisch erscheint, da davon auszugehen ist, dass das alleinige Erreichen des Existenzminimums durchaus schon einen positiven Nutzen zur Folge hat. Zur Lösung dieses Problems könnte zunächst das Existenzminimum aus der Nutzenfunktion entfernt und ein Mindestkonsum von Gesundheitsgütern angenommen oder die Nutzenfunktion nur implizit formuliert werden. Entsprechend sind dann die daraus resultierenden Nachfragegleichungen neu abzuleiten und die unterschiedlichen Elastizitäten zu berechnen.

Insbesondere aus deutscher Sicht ist zu beachten, dass das Modell die spezielle Struktur des Gesundheitssystems nicht wiedergibt, vielmehr wird ein staatliches Gesundheitssystem, wie es z. B. in Großbritannien in Form des Nationalen Gesundheitsdienstes (NHS) vorzufinden ist, implementiert. Neben den privaten und staatlichen Gesundheitsleistungen könnten zusätzlich Gesundheitsleistungen eingeführt werden, die von einer Sozialversicherung, wie z. B. der Gesetzlichen Krankenversicherung in Deutschland, getragen werden, oder die Finanzierung der staatlichen Gesundheitsausgaben so geändert werden, dass sie sowohl Bei-

tragszahlungen, als auch Zahlungen aus dem allgemeinen Steueraufkommen abbildet, wie es derzeit der Gesundheitsfonds in Deutschland vorsieht. Zudem erscheint die Beschränkung auf ein einziges Individuum zu einseitig. Gerade im Sinne einer Makro-Betrachtung ist von mehreren Individuen auszugehen, die sich bezüglich ihrer individuellen Charakteristika, wie z. B. Einkommen oder Alter, unterscheiden. Entsprechend können sich daraus Rückwirkungen auf die zu zahlenden Steuern und auf die nachgefragten staatlichen und privaten Gesundheitsgüter ergeben.

Des Weiteren ist festzuhalten, dass die zuvor theoretisch abgeleiteten Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen bislang nur zu einem geringen Teil in das Modell integriert wurden. Auf der Nachfrageseite sind insbesondere demografische Veränderungen zu berücksichtigen, um die Auswirkungen der Veränderungen der Altersstruktur der Bevölkerung aufzeigen zu können. Auf der Angebotsseite ist der technische Fortschritt zu integrieren. Auch die Auswirkungen, die sich durch angebotsinduzierte Nachfrage ergeben, sind entsprechend zu berücksichtigen. Auf der Seite der systemimmanenten Determinanten ist zu untersuchen, welchen Einfluss die Art und Weise der Finanzierung, Bereitstellung und Vergütung auf das Wachstum des Gesundheitsmarktes ausüben.

2.3 Modellerweiterungen

Dem bislang vorgestellten Modell von Clemente et al. liegt ein staatliches Gesundheitswesen ähnlich dem Nationalen Gesundheitsdienst im Vereinigten Königreich zugrunde. Im Rahmen der nachfolgenden Modellerweiterungen – die sich aus der zuvor dargestellten kritischen Würdigung des Basismodells ergeben – muss daher als erster Schritt das Basismodell an die Struktur des deutschen Gesundheitssystems angepasst werden.

2.3.1 Struktur des Gesundheitsfonds in Deutschland

Die Gesundheitsausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung in der Bundesrepublik Deutschland werden aktuell aus dem so genannten Gesundheitsfonds bestritten, der die Zahlungen an die einzelnen Krankenkassen organisiert.⁴¹ Die

41 Konkret erfolgt die Aufteilung der Einnahmen auf die verschiedenen Krankenkassen nach dem System des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs, der zumindest einen Teil der unterschiedlichen Morbiditätsstrukturen zwischen den verschiedenen

Beitragseinnahmen des Gesundheitsfonds speisen sich aus Beiträgen von Arbeitgebern und Arbeitnehmern auf der einen Seite und einem Steuerzuschuss auf der anderen Seite. Für das Modell bedeutete dies, dass das repräsentative Individuum zusätzlich zur Steuerzahlung auch eine einkommensorientierte Beitragszahlung leisten muss.

Aufgrund der dargestellten Probleme, die sich in der Nutzenfunktion ergeben, wird auf den Parameter a , das Mindestkonsumniveau, verzichtet. Nutzen wird aus dem Konsum c und aus Gesundheitsgütern s gezogen. Hinsichtlich c und s wird ein positiver Mindestkonsum angenommen, so dass der Nutzen stets größer Null ist:

$$U = c^{\alpha} s^{1-\alpha} \quad \text{mit } c > \bar{c} > 0 \text{ und } s > \bar{s} > 0 . \quad (2.21)$$

Wie zuvor setzen sich Gesundheitsleistungen aus privaten und staatlichen zusammen:

$$s = g + x . \quad (2.22)$$

In die Budgetbeschränkung des Individuums wird der zusätzliche Parameter B eingefügt, der für die proportionalen Beitragszahlungen⁴² an den Gesundheitsfonds steht:

$$y - T - B = c + P_x x . \quad (2.23)$$

Während also die privaten Gesundheitsleistungen weiterhin vollständig selbst bezahlt werden müssen ($P_x x$), werden die (kostenlos angebotenen)⁴³ staatlichen Gesundheitsleistungen⁴⁴ nunmehr durch Steuern und durch Einnahmen der gesetzlichen Krankenkassen finanziert. Die Beiträge werden proportional zum Lohn erhoben. Da von einer Beitragsbemessungsgrenze abgesehen wird, ergibt sich der Krankenkassenbeitrag des Individuums wie folgt:

$$B = \beta y . \quad (2.24)$$

Steuerzahlungen lassen sich durch den bekannten indirekt progressiven Tarif darstellen:

$$T = t (y - y_0) . \quad (2.25)$$

Krankenkassen auszugleichen versucht. Aufgrund der Komplexität des Ausgleichsverfahrens wird der zugrunde liegende Mechanismus an dieser Stelle nicht weiter vertieft.

- 42 Zur Vereinfachung der Analyse wird auf die in der Realität anzutreffende Beitragsbemessungsgrenze, die de facto einen Höchstbeitrag definiert, verzichtet.
- 43 Von Selbstbeteiligungen in jedweder Form (z. B. Praxisgebühr, Arzneimittelzuzahlungen, etc.) wird an dieser Stelle aus Vereinfachungsgründen abgesehen.
- 44 Dabei wird angenommen, dass weiterhin die gleiche Gesamtmenge an staatlichen Gesundheitsleistungen angeboten wird.

Die Gesundheitsleistungen werden – vermittelt durch den Gesundheitsfonds – durch die Beiträge zur Krankenkasse und einen staatlichen Zuschuss finanziert. Wie in jüngster Vergangenheit beobachtet, kann der staatliche Zuschuss z. B. als Ausgleich eines möglichen Defizits der gesetzlichen Krankenkassen gesehen werden und findet sich konkret auch in der aktuellen Ausgestaltung des Gesundheitsfonds wider, der einen im Zeitablauf steigenden Anteil des Staates an der Finanzierung der Gesundheitsausgaben vorsieht. Die Ausgestaltung des staatlichen Zuschusses erfolgt analog dem Basismodell als Anteil σ am Steuer- aufkommen:

$$G = \beta y + \sigma t (y - y_0) = P_g g . \quad (2.26)$$

Hinsichtlich der Preise für Gesundheitsleistungen wird – wie auch im Modell von Clemente et al. – zunächst von identischen Preise für staatliche (P_g) und private Gesundheitsleistungen (P_x) ausgegangen. Die Berechnung der Elastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen erweist sich im erweiterten Modell als komplexer und ergibt sich wie folgt:

$$E_{G,y} = \frac{\sigma + \beta}{\sigma \left(1 - \frac{y_0}{y} \right) + \beta} . \quad (2.27)$$

Eine Bildung der partiellen Ableitungen macht die Wirkung der verschiedenen Einflussfaktoren deutlich. So ist mit steigendem Steuersatz t , mit zunehmendem Gesundheitsbudget σ und bei steigendem Steuerfreibetrag y_0 mit einem Anstieg der Elastizität zu rechnen:

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial t} = \frac{\beta \sigma \frac{y_0}{y}}{D^2} > 0 , \text{ für } y_0 > 0 \quad (2.28)$$

bzw.

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial \sigma} = \frac{\beta t \frac{y_0}{y}}{D^2} > 0 , \text{ für } y_0 > 0 \quad (2.29)$$

bzw.

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial y_0} = \frac{1}{y} \frac{\sigma(\sigma + \beta)}{D^2} > 0 . \quad (2.30)$$

Ein Anstieg des Beitragssatzes β führt hingegen zu einem Rückgang der Elastizität:

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial \beta} = \frac{-\sigma \frac{y_0}{y}}{D^2} < 0 \quad , \text{ für } y_0 > 0 . \quad (2.31)$$

Bei der Betrachtung des numerischen Wertes der Elastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ergibt sich immer dann eine Größenordnung von größer als Eins wenn ein positiver Steuerfreibetrag existiert. Ausgehend von den dargestellten Modellbausteinen lassen sich nun die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen und die entsprechende Elastizität ableiten. Die private Nachfrage ergibt sich wie folgt:

$$X = (1 - \alpha)y - (1 - \alpha)t(y - y_0) - \beta y - \alpha \sigma (y - y_0) .^{45} \quad (2.32)$$

Die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen nimmt also mit steigendem Einkommen y , erhöhtem Freibetrag y_0 , geringeren Steuer- und Beitragszahlungen (T und B) und einem sinkenden Teil des Steueraufkommens σ , das für Gesundheit verwendet wird, zu. Analog zu den obigen Ausführungen lässt sich die Einkommenselastizität berechnen:

$$E_{x,y} = \frac{(1 - \alpha) - (1 - \alpha)t - \beta - \alpha \sigma}{(1 - \alpha) - (1 - \alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) - \beta - \alpha \sigma \left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} . \quad (2.33)$$

Zum besseren Verständnis dieses Ausdrucks werden die partiellen Ableitungen der Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen gebildet. Dabei zeigen sich keine grundlegenden Änderungen gegenüber dem Ausgangsmodell. Entsprechend der Konstruktion des erweiterten Modells kommt jedoch die Ableitung nach dem Beitragssatz β hinzu:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial \beta} = \frac{-\frac{y_0}{y} (1 - \alpha(1 - \sigma))t}{D^2} < 0 \text{ für } y_0 > 0 . \quad (2.34)$$

45 Es lässt sich zeigen, dass die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen immer dann positiv ist, wenn

$$\beta < (1 - \alpha) - t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) (1 - \alpha(1 - \sigma))$$

ist, was immer dann gegeben ist, wenn die Beitragszahlungen größer als das mit den Präferenzen für Gesundheitsgüter gewichtete Einkommen zuzüglich der mit der Konsumpräferenz gewichteten steuerfinanzierten Gesundheitsleistungen sind.

Der Ausdruck ist negativ, falls ein positiver Steuerfreibetrag y_0 existiert, d.h. ansteigende Sozialversicherungsbeiträge reduzieren die Einkommenselastizität der privaten Nachfrage und umgekehrt. Werden vermehrt beitragsfinanzierte Gesundheitsleistungen angeboten, so steht dem Individuum auf der einen Seite weniger verfügbares Einkommen zur Verfügung. Auf der anderen Seite erhöhen sich die staatlicherseits angebotenen Gesundheitsleistungen, so dass weniger Bedarf für private Gesundheitsleistungen besteht. Numerisch ist die Elastizität immer dann kleiner als Eins, wenn ein positiver Steuerfreibetrag y_0 existiert, das Steuersystem also eine Progression aufweist.⁴⁶ Ausgehend von diesen Ergebnissen lassen sich nun die in den beiden Modellen errechneten Elastizitäten miteinander vergleichen.⁴⁷ Hinsichtlich der Elastizität der staatlichen Nachfrage ist ersichtlich, dass diese im Ausgangsmodell von Clemente et al. größer ist, da

$$\frac{1}{1 - \frac{y_0}{y}} > \frac{\sigma_2 t_2 + \beta}{\sigma_2 t_2 \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) + \beta}, \quad (2.35)$$

bzw. nach wenigen Umformungen:

$$\beta > \beta \left(1 - \frac{y_0}{y}\right). \quad (2.36)$$

Wenn das Steuersystem somit über eine indirekte Progression verfügt, ergibt sich für die staatliche Elastizität im Ausgangsmodell ein höherer Wert als im erweiterten Modell mit lohnproportionaler Beitragszahlung. Begründet liegt dies darin, dass bei steigenden Einkommen mit Hilfe eines progressiven Steuersystems mehr Zusatzeinnahmen erzielt werden, als mit proportionalen Beitragszahlungen. Ein Vergleich der privaten Elastizitäten erweist sich als schwieriger. Berechnungen zeigen, dass die Elastizitäten dann gleich sind, wenn

$$\frac{t_1}{t_2} = \frac{(1 - \alpha)}{(1 - \alpha - \beta)} \frac{(1 - \alpha + \alpha \sigma_2)}{(1 - \alpha + \alpha \sigma_1)}. \quad (2.37)$$

46 Als Nebenbedingung ist zusätzlich die Existenz einer positiven privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen notwendig, die Bedingung hierfür wurde zuvor bereits abgeleitet.

47 Da sich durch die Konstruktion der beiden Modelle die Höhe des Steuersatzes t und die Höhe des prozentualen Gesundheitsbudgets σ unterscheiden, finden im Rahmen der Modellvergleiche entsprechende Indices Anwendung, wobei der Index 1 für das Ausgangsmodell steht, während der Index 2 das erweiterte Modell kennzeichnet.

Unter der Annahme, dass in beiden Modellen die gleiche Menge an staatlichen Gesundheitsleistungen G angeboten wird und auch der Staatshaushalt ausgeglichen bleibt⁴⁸, lässt sich ableiten, dass die Elastizität der privaten Nachfrage im erweiterten Modell dann größer ist als im Standardmodell, wenn

$$t_2 < \frac{(1-\alpha)(1-\sigma_1)}{\left(1 - \frac{y_0}{y}\right)(1-\sigma_2)(1-\alpha(1-\sigma_1))} \quad .^{49} \quad (2.38)$$

Es lässt sich zeigen, dass der Ausdruck immer dann erfüllt ist, wenn in beiden Modellen eine positive Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen X existiert. Die Elastizität der privaten Nachfrage wird dann im erweiterten Modell größer sein als im Ausgangsmodell, während sich der Fall für die staatliche Elastizität genau umgekehrt darstellt. Wie schon angedeutet ist als Grund für den Unterschied in den Elastizitäten die Wirkung der Steuerprogression zu nennen, die im Modell von Clemente et al. dazu führt, dass mit steigendem Einkommen die Steuereinnahmen und damit auch die staatlichen Gesundheitsausgaben – die davon einen fixen Bruchteil ausmachen – überproportional ansteigen. Da im erweiterten Modell ein Teil der staatlichen Gesundheitsleistungen durch proportionale Beiträge finanziert wird, ist auch die entsprechende Elastizität geringer.

Abschließend bleibt noch die Einkommenselastizität der gesamten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zu berechnen. Aufgrund der Ähnlichkeit der Modelle und der zugrunde gelegten Zusammenhänge ergibt sich in beiden Fällen eine ähnliche Elastizität der Gesamtnachfrage, so dass auf eine weitere Darstellung verzichtet wird. Numerisch ist die Elastizität aufgrund des Fehlens des Mindestkonsums nun kleiner als Eins.

Bereits an dieser einfachen Modellerweiterung wird deutlich, dass es sinnvoll ist, sich auch im Rahmen der theoretischen Modellierung der Determinanten der Gesundheitsausgaben mit der konkreten Ausgestaltung der Finanzierung staatlicher Gesundheitssysteme auseinanderzusetzen. Bereits geringfügige Unterschiede, wie z. B. in diesem Fall die Trennung in Beitrags- und Steuerzahlung, können zu Differenzen in den Ergebnissen, in diesem Fall dargestellt anhand der unterschiedlichen Einkommenselastizitäten, führen. Auch im Rahmen von empirischen Arbeiten ist es deshalb notwendig, auf Variablen zur Finanzia-

48 Dabei wird angenommen, dass die Staatsausgaben, die nicht für Gesundheit verwendet werden, trotz einer Variation von t und σ konstant bleiben.

49 Die Variablen σ_1 und σ_2 geben an, welcher Anteil des staatlichen Haushalts in den beiden Versicherungssystemen jeweils für Gesundheitsausgaben Verwendung findet.

rungsart des Gesundheitssystems zurückzugreifen, da es sonst hinsichtlich der Ergebnisse zu Verzerrungen kommen kann.

2.3.2 Exkurs: Optionen zur Ausgestaltung von Gesundheitssystemen am Beispiel von Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie

Hintergrund

Zur Bundestagswahl 2005 standen u. a. verschiedene Konzepte zur Finanzierung des deutschen Gesundheitssystems zur Wahl, die unter den Stichworten Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie bekannt wurden. Auch der Koalitionsvertrag der schwarz-gelben Regierung aus dem Jahr 2009 sieht vor, das Finanzierungssystem der gesetzlichen Krankenversicherung zu überprüfen und ggf. zu reformieren. In diesem Zusammenhang spielt erneut der Begriff der Gesundheitsprämie und damit die Abkopplung der Zahlungen von der Einkommenshöhe eine wichtige Rolle. Aus diesem Grund liegt es nahe, auch modelltheoretisch am Beispiel von Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie die unterschiedlichen Finanzierungskonzepte zu betrachten. Hinsichtlich der Relevanz für die aktuelle Gesundheitspolitik darf auch nicht vergessen werden, dass gerade der Gesundheitsfonds so ausgestaltet ist, dass grundsätzlich eine Weiterentwicklung in beide Richtungen möglich ist.⁵⁰

Ein detaillierter Blick in die Grundkonzepte Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie zeigt zudem, dass sich die beiden Konzepte keineswegs in allen Aspekten diametral gegenüberstehen. Vielmehr besteht der Hauptunterschied in der grundsätzlichen Frage, ob die Zahlungen in das Krankenversicherungssystem in Abhängigkeit vom Einkommen oder pauschal (ggf. verbunden mit einem sozialen Ausgleich über das Steuersystem) erfolgen sollen.

Die sich hieraus ergebenden Konsequenzen lassen sich aus unterschiedlichen Perspektiven betrachten, wenngleich zumeist v. a. Verteilungsaspekte im Vordergrund stehen. Basierend auf den Erkenntnissen der vorangegangenen Kapitel, wonach unterschiedliche Finanzierungsarten unterschiedliche Auswirkungen auf die Entwicklung des Gesundheitsmarktes haben können, ist es Ziel der

50 So basiert der Gesundheitsfonds zwar prinzipiell auf einkommensabhängigen Beiträgen, kommen die gesetzlichen Krankenkassen jedoch mit den daraus resultierenden Einnahmen nicht aus, so sind sie gezwungen (pauschale) Zusatzbeiträge von ihren Versicherten zu erheben. Da die Festlegung des allgemeinen Beitragssatzes von staatlicher Seite erfolgt, können auf diesem Weg die Krankenkassen zur Erhebung eines Zusatzbeitrags („kleine Kopfpauschale“) gezwungen werden, wenn der Beitragssatz nur niedrig genug angesetzt wird.

nachfolgenden Analyse, auch diese Finanzierungsoptionen in den vorgestellten Modellrahmen einzubinden und die daraus resultierenden Folgen zu analysieren. Dabei werden Struktur und Höhe der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen im Mittelpunkt stehen. Zudem wird anhand von Elastizitätsbetrachtungen dargestellt, welche Konsequenzen sich aus einem steigenden Einkommen der Individuen ergeben können.⁵¹ Beispielhaft werden deshalb im nächsten Abschnitt zunächst die wichtigsten bislang diskutierten Modelle anhand von charakteristischen Elementen dargestellt, um diese dann modelltheoretisch abbilden zu können.

Strukturmerkmale zur Charakterisierung von Finanzierungssystemen

Den Ausgangspunkt der öffentlichen Diskussion über die Finanzierung des deutschen Gesundheitswesens bildeten die Ergebnisse der von der Bundesregierung eingesetzten Kommission zur Nachhaltigkeit der Finanzierung der sozialen Sicherungssysteme (so genannte Rürup-Kommission) (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (2003)). Da es aufgrund unterschiedlicher Ansichten der Beteiligten nicht möglich war, ein gemeinsames Reformkonzept vorzustellen, wurden zwei alternative Wege für das weitere Vorgehen aufgezeigt, die bis heute – wenngleich in deutlich abgeschwächter Form im Vergleich zum Wahlkampf 2005 – die Diskussion unter dem Stichwort „Bürgerversicherung versus Kopfpauschale“ bestimmen.

Während im Rahmen des öffentlichen Diskurses die Modelle stets als Gegensätze dargestellt werden, ist dies bei einer genaueren Betrachtung nur bedingt der Fall. So deutet z. B. bereits der Begriff der Bürgerversicherung an, dass die derzeitige Trennung zwischen PKV und GKV aufgegeben werden soll, was häufig als Vorteil der Bürgerversicherung genannt wird. Im System der Kopfpauschale ist diese Ausgestaltung jedoch genauso möglich, indem der Versichertenkreis entsprechend definiert wird. Aus diesem Grund ist es zunächst notwendig, allgemeine Strukturmerkmale eines Finanzierungssystems aufzuzeigen, bevor dann mit der eigentlichen Detaildarstellung der Konzepte fortgefahren werden kann.

Mögliche Reformmodelle können sich auf unterschiedlichen Ebenen unterscheiden. So ist zunächst der Versichertenkreis zu definieren, der z. B. die Gesamtbevölkerung enthalten kann oder nur einen Teil der Bevölkerung, die bestimmte Charakteristika erfüllt (z. B. einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung unterhalb einer gewissen Einkommensgrenze nachgeht). Des Weiteren können sich unterschiedliche Modelle auch in der Wahl der Bemessungs-

51 Vor diesem Hintergrund können natürlich nicht nur positive Wachstumsraten, sondern auch die Auswirkungen eines sinkenden Bruttoinlandsprodukts abgeleitet werden.

grundlage unterscheiden. So können sich die Zahlungen an das Krankenversicherungssystem am individuellen Einkommen orientieren, als (für alle Versicherten identische) Pauschale erfolgen oder sich am individuellen Risiko der Versicherten bemessen. In engem Zusammenhang mit der Wahl der Bemessungsgrundlage steht zudem die Frage nach der Notwendigkeit und Ausgestaltung des sozialen Ausgleichs, der insbesondere dann notwendig sein wird, wenn die Zahlungen nicht in Zusammenhang mit dem Einkommen der Individuen stehen, so dass es vielfach zu einer finanziellen Überforderung der Versicherten kommen würde. Abschließend ist zu diskutieren, wie sich unterschiedliche Modelle in Bezug auf die Sicherstellung von Nachhaltigkeit verhalten, inwieweit es also zu einer intergenerativen Umverteilung kommt.

Bürgerversicherung

Mit der Bürgerversicherung, wie sie im Rahmen der Rürup-Kommission vorgestellt wurde⁵², verfolgen deren Verfechter eine Reihe von Zielen, die über die Sicherstellung der Finanzierungsbasis des deutschen Gesundheitssystems weit hinausgehen. So soll es insbesondere zu einer Senkung der Lohnnebenkosten kommen, die Beitragsgerechtigkeit erhöht werden, die Konjunktur gefördert werden und eine Antwort auf die demografischen Herausforderungen geliefert werden.

Die vorgenannten Ziele sollen deshalb durch eine entsprechende Ausgestaltung der zuvor erläuterten Strukturmerkmale erreicht werden. Der Versichertenkreis wird auf alle Versicherten erweitert, als Bemessungsgrundlage dient das Einkommen der Individuen, wobei nunmehr nicht nur Lohn Einkommen, sondern grundsätzlich alle Einkunftsarten zur Berechnung herangezogen werden. Aufgrund der Orientierung am individuellen Einkommen ist ein sozialer Ausgleich nicht notwendig.⁵³ Inwieweit ein solches System einer höheren Nachhaltigkeit Rechnung tragen kann, ist umstritten. So ist zunächst auffällig, dass keinerlei Altersrückstellungen (weder auf individueller, noch auf kollektiver Ebene) ge-

52 Die nachfolgende Darstellung des Konzepts der Bürgerversicherung bezieht sich ausschließlich auf die Beschreibung des Modells im Rahmen des Abschlussberichts der Rürup-Kommission (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (2003)).

53 Getrennt vom sozialen Ausgleich zwischen den einzelnen Versicherten muss der Ausgleich unterschiedlicher Morbiditätsstrukturen zwischen den gesetzlichen Krankenkassen betrachtet werden. Aufgrund der Fokussierung auf unterschiedliche Finanzierungsmechanismen werden Aspekte der Einnahmenverteilung auf unterschiedliche Krankenkassen im Folgenden nicht näher betrachtet, zumal die beiden Aspekte auch unabhängig voneinander geregelt werden können.

bildet werden. Da jedoch vorgesehen ist, alle Einkunftsarten einzubeziehen, wäre der Nachhaltigkeit ggf. dadurch Rechnung getragen, dass es aufgrund des demografischen Wandels zu einer weiteren Verschiebung von Lohneinkommen hin zu Einkommen aus anderen Quellen, wie z. B. Zinsen oder Mieteinnahmen könnte, so dass sich im Verhältnis zum Status Quo ein höherer Beitrag der älteren Generation ergeben könnte.

Insgesamt wäre durch die Bürgerversicherung eine Sicherstellung der Finanzierung des deutschen Gesundheitssystems möglich. Zudem wird argumentiert, dass durch die Mehreinnahmen aufgrund der Verbreiterung der Bemessungsgrundlage Beitragssatzsenkungen erfolgen könnten, die zu einer Entlastung der Lohnnebenkosten führen würden. Da insbesondere Haushalte mit mittlerem oder niedrigem Einkommen von dieser Reform profitieren würden⁵⁴, käme es zudem zu einer Belebung von Konjunktur und Wachstum (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (2003), S. 149f.).

Gesundheitsprämie

Im Rahmen der Rürup-Kommission wurde dem Konzept der Bürgerversicherung das Modell der Gesundheitsprämie („Kopfpauschale“) gegenübergestellt.⁵⁵ Hauptziel stellt wiederum die nachhaltige Finanzierung des deutschen Gesundheitssystems dar. Die Befürworter dieses Modells nehmen zudem für sich in Anspruch, eine Senkung der Lohnnebenkosten zu erreichen und gleichzeitig eine Erhöhung der Verteilungsgerechtigkeit zu gewährleisten.

Von entscheidender Bedeutung für die Erreichung der genannten Ziele ist erneut die Ausgestaltung der zuvor allgemein dargestellten Strukturmerkmale des Krankenversicherungssystems. Dies betrifft zunächst den Umfang des Versichertenkreises. Hier erfolgt keine eindeutige Festlegung, prinzipiell wäre eine Einbeziehung aller Versicherten wie bei der Bürgerversicherung, aber auch eine Beibehaltung der gegenwärtigen Trennung zwischen PKV und GKV möglich. Letztere Lösung wird, nicht zuletzt auch aus verfassungsrechtlichen Gründen, klar präferiert, wenngleich auch eine stärker wettbewerbliche Organisation des PKV-Marktes gefordert wird.⁵⁶ Im Kern des Konzeptes steht die Abkopplung

54 Eine nähere Begründung dieser Aussage erfolgt an der zitierten Stelle des Gutachtens nicht.

55 Auch in diesem Abschnitt beschränkt sich die Darstellung auf die Ergebnisse der Rürup-Kommission (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (2003)).

56 Diese betrifft insbesondere die Portabilität der Alterungsrückstellungen, deren Fehlen den Wettbewerb zwischen den Unternehmen rein auf den Wettbewerb in Bezug auf Neukunden beschränkt.

der Zahlungen an die Gesetzliche Krankenversicherung von den Einkommen der Versicherten, vielmehr ist eine pauschale Prämie zu entrichten, so dass das Äquivalenzprinzip deutlich gestärkt wird. Die Umverteilungsebenen des Krankenversicherungssystems reduzieren sich, indem Haushalte mit niedrigem Einkommen steuerfinanzierte Prämienzuschüsse erhalten und auf diesem Weg die Umverteilung zwischen niedrigen und hohen Einkommen ins Steuersystem verlagert wird. Analog zum Konzept der Bürgerversicherung erfolgt auch im Rahmen dieses Modells kein Ansammeln eines Kapitalstocks, hinsichtlich der Nachhaltigkeit kann – ähnlich wie schon zuvor im Rahmen der Darstellung der Bürgerversicherung – nur darauf verwiesen werden, dass es zu einer Verstärkung der Einnahmenbasis kommt. Des Weiteren wird durch die Abkopplung der Zahlungen von den Einkommen auch eine Entlastung der Lohnnebenkosten mit entsprechenden Wachstums- und Beschäftigungseffekten erreicht. Die Finanzierung der Prämienzuschüsse über das (progressive) Einkommensteuersystem ermöglicht einen zielgenaueren Mitteltransfer.

Die Darstellung der beiden Konzepte hat deutlich gemacht, dass die öffentliche Wahrnehmung, die von zwei prinzipiell möglichen, aber gegensätzlich ausgestalteten Modellen ausgeht, nicht korrekt ist. Vielmehr lassen sich anhand der dargestellten Strukturmerkmale, wie z. B. Umfang des Versichertenkreises, Wahl der Bemessungsgrundlage und Ausgestaltung des Solidarausgleichs verschiedene theoretische Konzeptionen ableiten. Die nachfolgende Übersicht vergleicht nochmals die beiden vorgestellten Konzepte „Bürgerversicherung“ und „Gesundheitsprämie“ anhand der genannten Merkmale:

Tabelle 2: *Vergleich Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie anhand der Strukturmerkmale*⁵⁷

	Bürgerversicherung	Gesundheitsprämie (Kopfpauschale)
Versichertenkreis	Alle Bürger, Selbstständige und Beamte	Versicherungspflicht entsprechend den bisherigen Regelungen in der GKV, Ausweitung auf alle Bürger denkbar
Bemessungsgrundlage	Gesamteinkommen	Pauschaler Beitrag unabhängig von Einkommen und Gesundheitsrisiko
Solidarausgleich	Innerhalb der Krankenversicherung	Steuer-Transfer-System, Zuschuss zur Gesundheitsprämie für Bedürftige

Modellierung

Nach der Darstellung und Systematisierung der verschiedenen Finanzierungsmodelle gilt es nun, die beiden Alternativen „Bürgerversicherung“ und „Gesundheitsprämie“ in den zuvor dargestellten Modellrahmen einzupassen. Grundsätzlich stehen im Modell die Parameter T (Steuern) und B (Beitrag zur Krankenversicherung) zur Finanzierung der Gesundheitsausgaben zur Verfügung. Entsprechend den Vorgaben der beiden Reformoptionen müssen deshalb diese beiden Parameter so modelliert werden, dass sie den zugrunde liegenden Konzepten Rechnung tragen. Dabei stehen erneut die Berechnung der staatlichen und privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sowie die Ableitung von Einkommenselastizitäten im Mittelpunkt der Analyse.

57 Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Stiftung Marktwirtschaft (2004), S. 6f.

2.3.3 Bürgerversicherung

Die Integration der Bürgerversicherung in das zuvor dargestellte Basismodell fällt leicht, da sie – zumindest innerhalb des Modellrahmens – mit der zuvor dargestellten Modellierung des Gesundheitsfonds identisch ist.⁵⁸ Aus diesem Grund wird auf eine detaillierte Darstellung verzichtet und nur ein kurzer Überblick über die Ergebnisse gegeben.

So ergeben sich die staatlichen Gesundheitsausgaben im Modell der Bürgerversicherung wie folgt:

$$G = \beta y + \sigma t (y - y_0) = P_x g . \quad (2.39)$$

Die Finanzierung der Gesundheitsausgaben erfolgt somit sowohl aus Beiträgen, die proportional zum Einkommen sind, als auch durch Steuereinnahmen⁵⁹ im Rahmen eines progressiven Steuersystems. Demgegenüber stehen die privaten Gesundheitsausgaben, die sich aus einem Nutzenkalkül des repräsentativen Individuums ergeben:

$$X = (1 - \alpha)y - (1 - \alpha)(y - y_0) - \beta y - \alpha \sigma (y - y_0) . \quad (2.40)$$

Dabei nimmt die Nachfrage mit steigendem Einkommen y , erhöhtem Freibetrag y_0 , geringeren Steuer- und Beitragszahlungen (T und B) und einem sinkenden Gesundheitsbudget σ zu. Das Individuum gibt also zum Einen mehr für privaten Gesundheitsleistungen aus, wenn ihm mehr verfügbares Einkommen zur Verfügung steht, auf der anderen Seite erhöht sich sein Konsum auch, wenn die Leistungen des staatlichen Gesundheitssystems reduziert werden, weil z. B. der Anteil des Steueraufkommens für Gesundheitsleistungen zurück geht. Aus den dargestellten Nachfragegleichungen lassen sich schließlich auch die jeweiligen Elastizitäten ableiten, für die Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage ergibt sich der folgende Ausdruck:

58 In der Realität ist die Situation komplexer, von einer vollständigen Identität der beiden Konzepte kann nicht gesprochen werden. Ein Hauptunterschied bezieht sich in diesem Zusammenhang auf die Art der Einkünfte, die für die Berechnung der Beiträge herangezogen werden. Das Modell unterscheidet hier nicht zwischen verschiedenen Einkunftsarten, während im Rahmen des Gesundheitsfonds nur Erwerbseinkünfte herangezogen werden, wohingegen im Sinne der Bürgerversicherung grundsätzlich alle Einkunftsarten Berücksichtigung finden würden.

59 Im Konzept der Bürgerversicherung war es zunächst nicht vorgesehen, dass auch Steuereinnahmen zur Finanzierung von Gesundheitsleistungen herangezogen werden. Die Realität am Beispiel des Gesundheitsfonds zeigt jedoch, dass insbesondere bei drohenden Beitragssatzsteigerungen auf eine Teilfinanzierung des Gesundheitssystems durch Steuereinnahmen zurückgegriffen wird.

$$E_{G,y} = \frac{\sigma + \beta}{\sigma \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) + \beta} . \quad (2.41)$$

Die Elastizität nimmt mit steigendem Steuersatz t , mit sinkendem Beitragssatz β , mit steigendem Anteil σ der Gesundheitsausgaben an den Staatseinnahmen und mit steigendem Freibetrag y_0 zu und liegt insgesamt bei einem Wert größer als Eins.⁶⁰ Analog ergibt sich die Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen:

$$E_{x,y} = \frac{(1-\alpha) - (1-\alpha)t - \beta - \alpha\sigma}{(1-\alpha) - (1-\alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) - \beta - \alpha\sigma \left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} . \quad (2.42)$$

Die Bildung der partiellen Ableitungen⁶¹ zeigt, dass die Einkommenselastizität mit sinkendem Steuersatz bzw. sinkendem Beitragssatz zur Sozialversicherung ebenso ansteigt wie mit einem sinkenden Gesundheitsbudget σ . Ebenso steigt die Einkommenselastizität mit sinkendem Freibetrag y_0 .⁶² Numerisch ergibt sich ein Wert, der im Falle der Existenz eines positiven Freibetrags y_0 kleiner als Eins ist.⁶³ Schließlich lässt sich die Einkommenselastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen berechnen:

$$E_{S,y} = \frac{1 - (1-\sigma)t}{1 - (1-\sigma)t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} . \quad (2.43)$$

Da der Einfluss der einzelnen Faktoren aus obigem Ausdruck nicht sofort ersichtlich wird, werden erneut die partiellen Ableitungen gebildet:

$$\frac{\partial E_{S,y}}{\partial t} = -\frac{\frac{y_0}{y}(1-\sigma)}{D^2} < 0 , \text{ für } y_0 > 0 . \quad (2.44)$$

Die Elastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen nimmt somit zu, wenn t sinkt. Anders sieht es bei einem Anstieg von σ aus:

60 Für den Fall $y_0 = 1$ würde sich eine Elastizität von Eins ergeben, allerdings würde dies der Annahme eines indirekt progressiven Steuersystems widersprechen.

61 Zu den Details vgl. die vorangegangenen Abschnitte des vorliegenden Kapitels.

62 Zu den genauen Bedingungen hierfür vgl. ebenfalls den vorangegangenen Abschnitt.

63 Wie bereits zuvor beschrieben, ist zusätzlich die Existenz einer positiven Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen notwendig.

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial \sigma} = \frac{y_0}{D^2} t > 0, \text{ für } y_0 > 0. \quad (2.45)$$

Hier ist ein Anstieg der Elastizität die Folge. Abschließend bleibt noch, den Einfluss des Freibetrags y_0 zu untersuchen:

$$\frac{\partial E_{s,y}}{\partial y_0} = \frac{-\frac{1}{y}(1-\sigma)t(1-(1-\sigma)t)}{D^2} < 0. \quad (2.46)$$

Ähnlich wie bei der Betrachtung des Steuersatzes steigt die Gesamtelastizität an, wenn y_0 sinkt, die indirekte Progression des betrachteten Steuersystems also abnimmt.

Eine numerische Betrachtung der Einkommenselastizität zeigt schließlich, dass diese für den Fall der Existenz eines positiven Freibetrags y_0 kleiner als Eins ist – wie dies auch bereits im Rahmen der privaten Elastizität der Nachfrage Gesundheitsleistungen zu beobachten war.

2.3.4 Gesundheitsprämie

Verzicht auf sozialen Ausgleich

Im Gegensatz zur Bürgerversicherung werden im Modell der Gesundheitsprämie alle Individuen mit einer gleich hohen Prämie belastet. Die Zahlungen zur Finanzierung der Gesundheitsausgaben sind somit nicht vom Einkommen, aber auch nicht vom individuellem Gesundheitszustand, Alter oder Geschlecht – wie im Falle risikoäquivalenter Prämien – abhängig. Insbesondere für Individuen mit niedrigem Einkommen kann sich dieses System deshalb als problematisch erweisen, da diese u. U. nicht in der Lage sind, die Gesundheitsprämie in der geforderten Höhe aufzubringen.⁶⁴ Entsprechend ist ein sozialer Ausgleich zu organisieren, um Härten zu vermeiden.

Im Rahmen der theoretischen Modellbildung soll jedoch zunächst ein Modell ohne sozialen Ausgleich als Basisszenario betrachtet werden, mit dem dann später verschiedene Varianten der Durchführung des sozialen Ausgleichs verglichen werden können. Die Gleichungen zur Nutzenfunktion der Individuen und

64 Gerade in der öffentlichen Diskussion wird immer wieder auf diesen Punkt hingewiesen und das Modell deshalb oftmals abgelehnt, wobei übersehen wird, dass auch die Gesundheitsprämie verteilungspolitischen Politikzielen gerecht werden kann, wenn der soziale Ausgleich adäquat durchgeführt wird.

zur Zusammensetzung der Gesundheitsleistungen aus privaten und öffentlichen Leistungen bleiben gegenüber dem Basismodell unverändert. Unterschiede ergeben sich bei der Frage, wie die finanziellen Ressourcen für das Gesundheitssystem aufgebracht werden, was sich insbesondere in einer veränderten Budgetbeschränkung des repräsentativen Individuums äußert. So sind die Zahlungen für das öffentliche Gesundheitssystem in Form der Gesundheitsprämie (K) nunmehr unabhängig vom Einkommen des Individuums:

$$y - T - K = c + P_x x, \quad (2.47)$$

wobei gilt:

$$K = \bar{K}. \quad (2.48)$$

Die Kopfpauschale wird somit als fixer Geldbetrag, unabhängig vom Einkommen des Individuums festgelegt. Hinsichtlich der Steuerzahlungen wird am bekannten indirekt progressiven Tarif festgehalten, so dass sich die folgende Budgetbeschränkung ergibt:

$$y - t(y - y_0) - K = c + P_x x. \quad (2.49)$$

Die Einnahmen aus der Gesundheitsprämie stehen dem Staat anstelle der einkommensabhängigen Beiträge der Bürgerversicherung zur Deckung der Ausgaben für staatliche Gesundheitsleistungen zur Verfügung. Die Modellierung eines steuerfinanzierten Anteils an diesen Ausgaben wird beibehalten, so dass sich die staatlichen Ausgaben wie folgt ergeben:

$$G = K + \sigma t(y - y_0) = P_g g. \quad (2.50)$$

Die staatlichen Gesundheitsausgaben steigen somit mit einem Anstieg der Gesundheitsprämie K , einer Erhöhung des Steuersatzes t und des Gesundheitsbudgets σ an. Ein Anstieg würde sich ebenfalls auf Basis steigender Einkommen oder eines sinkenden Steuerfreibetrags ergeben. Mit Hilfe des üblichen Nutzenmaximierungskalküls lässt sich nun die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen (X) ableiten:

$$X = (1 - \alpha)y - (1 - \alpha)t(y - y_0) - \alpha\sigma(y - y_0) - K. \quad (2.51)$$

Die private Nachfrage wird dabei umso höher ausfallen, je größer das verfügbare Einkommen nach Abzug von Steuern und Kopfprämie ist und je geringer die staatlichen Gesundheitsleistungen, die über das Steuersystem finanziert werden, sind, so dass keine grundsätzliche Änderung des Entscheidungskalküls des Individuums zu beobachten ist. Wie auch in den vorherigen Analysen zum Grundmodell bzw. zur Bürgerversicherung, gilt es nun, die entsprechenden Elastizitä-

ten abzuleiten und zu interpretieren. So lässt sich die Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zunächst wie folgt berechnen:

$$E_{G,y} = \frac{\sigma}{\frac{K}{y} + \sigma \left(1 - \frac{y_0}{y}\right)} . \quad (2.52)$$

Zur näheren Analyse des Ausdrucks bietet sich wiederum die Bildung der partiellen Ableitungen an:

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial t} = \frac{\sigma K}{D^2} > 0 , \text{ für } K > 0 . \quad (2.53)$$

Die Ableitung nach dem Steuersatz t zeigt, dass die staatliche Elastizität mit steigendem Steuersatz ansteigt. Der Grund dürfte darin zu suchen sein, dass ein steigender Steuersatz die staatlichen Einnahmen erhöht, aus denen vermehrt Gesundheitsleistungen finanziert werden können. Gleichzeitig sinkt das verfügbare Einkommen, die Individuen haben weniger Spielraum zur Finanzierung privater Gesundheitsleistungen.

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial \sigma} = \frac{tK}{D^2} > 0 , \text{ für } K > 0 . \quad (2.54)$$

Hinsichtlich der Variable σ kann von einem ähnlichen Zusammenhang ausgegangen werden, da z. B. eine Erhöhung von σ ebenfalls zu zusätzlichen finanziellen Mitteln für Gesundheitsleistungen führt.

$$\frac{\partial E_{G,y}}{\partial K} = \frac{-\sigma}{D^2} < 0 . \quad (2.55)$$

Interessanterweise führt ein Anstieg der Gesundheitsprämie K zu einem Rückgang der staatlichen Einkommenselastizität. Im Gegensatz zu den oben analysierten Variablen t und σ besteht innerhalb der Modellgleichungen kein direkter Zusammenhang zwischen der Gesundheitsprämie K und dem Einkommen y . Ein Anstieg von K führt deshalb dazu, dass die staatliche Nachfrage nach Gesundheitsleistungen unabhängiger von der Entwicklung der Einkommen der Individuen wird,⁶⁵ so dass auch die Reduzierung der Einkommenselastizität plausibel erscheint.

65 Natürlich muss auch die Gesundheitsprämie K letztlich aus dem Einkommen finanziert werden. Es wird dabei davon ausgegangen, dass das Individuum über ausreichend Ein-

$$\frac{\partial E_{\sigma,y}}{\partial y_0} = \frac{\sigma^2 t^2}{D^2} > 0. \quad (2.56)$$

Eine Erhöhung des Parameters y_0 , der die Progressivität des Steuersystems abbildet, führt ebenso zu einem Anstieg der Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen. Eine Zunahme der Progression des Steuersystems ist damit vergleichbar einer Erhöhung des Steuersatzes t , wie auch schon in anderen Modellvarianten beobachtet. Insgesamt gesehen kann hinsichtlich der Höhe der Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen keine eindeutige Aussage getroffen werden, vielmehr ist die konkrete Situation zu betrachten. Es zeigt sich dabei, dass die Elastizität immer dann kleiner als Eins ist, wenn $K > y_0 \sigma t$. Die Gesundheitsprämie muss somit mindestens denjenigen Betrag abdecken, der dem Gesundheitssystem (σ als Anteil der Steuereinnahmen, die ins Gesundheitssystem fließen) durch die Nicht-Besteuerung (t) des Existenzminimums (y_0) entgeht.⁶⁶ Die Einkommenselastizität der Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen ist deutlich komplexer als die zuvor dargestellte Elastizität der Nachfrage nach staatlichen Gesundheitsleistungen:

$$E_{x,y} = \frac{(1-\alpha) - (1-\alpha)t - \alpha\sigma}{(1-\alpha) - (1-\alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) - \alpha\sigma \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) - \frac{K}{y}} \quad (2.57)$$

Während im Falle der Bürgerversicherung der Beitragssatz β sowohl im Zähler, als auch im Nenner erscheint, zeigt sich die Gesundheitsprämie nur noch im Nenner, da sie bei der Ableitung der privaten Nachfrage nach dem Einkommen wegfällt. Einen tieferen Einblick in die Bestimmungsfaktoren der Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ergeben die jeweiligen partiellen Ableitungen:

kommen verfügt, um die Prämie auch tragen zu können. Die Modellierung eines sozialen Ausgleichs erfolgt dann in einem späteren Kapitel.

66 Aufgrund eines Grundfreibetrags von 8004 €, eines durchschnittlichen Steuersatzes von 20,3% und eines Anteils von 4,9% des Bundeshaushalts, der derzeit in den Gesundheitsfonds fließt, lässt sich berechnen, dass die Kopfpauschale größer als 79,62 € pro Jahr sein müsste, damit sich eine Elastizität von kleiner als Eins ergibt (eigene Berechnungen auf Basis von Bundesministerium für Gesundheit (2010), Bundesministerium der Finanzen (2009), Bundesministerium der Finanzen (2010) und Statistisches Bundesamt Deutschland (2008)).

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial t} = \frac{-\frac{y_0}{y}(1-\alpha)(1-\alpha(1-\sigma)) + \frac{K}{y}(1-\alpha(1-\sigma))}{D^2} < 0, \text{ falls } K < y_0(1-\alpha). \quad (2.58)$$

Die Ableitung nach dem Steuersatz t fällt deutlich komplexer aus als im Rahmen der Elastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen. Im Vergleich zur Bürgerversicherung kommt noch der Term

$$+ \frac{K}{y}(1-\alpha(1-\sigma)) \quad (2.59)$$

dazu. Die Aussage der partiellen Ableitung ist nicht mehr eindeutig, vielmehr kommt es darauf an, wie sich die Parameter K (Gesundheitsprämie), α (Präferenz für Gesundheitsgüter vs. Konsumgüter) und y_0 (Steuerfreibetrag, als Gradmesser für die indirekte Progression) zueinander verhalten. Nur im Fall $K < y_0(1-\alpha)$ bleibt die partielle Ableitung wie im Modell der Bürgerversicherung negativ, die Gesundheitsprämie muss somit kleiner sein als der mit der Präferenz für Gesundheitsgüter gewichtete Steuerfreibetrag. Ist dies nicht gegeben, würde es durch einen Anstieg des Steuersatzes zu einem Anstieg der Elastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen kommen. Weiterhin ist die partielle Ableitung nach σ von Interesse:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial \sigma} = \frac{-\frac{y_0}{y}\alpha(1-\alpha)t + \alpha\frac{K}{y}}{D^2} < 0, \text{ falls } K < y_0(1-\alpha). \quad (2.60)$$

Ähnlich wie schon zuvor erhält die Ableitung eine Ergänzung, in diesem Fall um den Term

$$+ \alpha t \frac{K}{y}, \quad (2.61)$$

wodurch deren Aussage erneut uneindeutig wird. Nur im Fall $K < y_0(1-\alpha)$ bleibt die partielle Ableitung wie im Modell der Bürgerversicherung negativ. Auch hinsichtlich der Ableitung nach der Gesundheitsprämie K ergibt sich ein komplexerer Term:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial K} = \frac{\frac{1}{y}((1-\alpha) - (1-\alpha(1-\sigma)))t}{D^2} > 0, \text{ falls } t < \frac{1-\alpha}{1-\alpha(1-\sigma)}. \quad (2.62)$$

Erneut ist die Aussage nicht mehr eindeutig, vielmehr ist die partielle Ableitung nur dann positiv, wenn

$$t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)}. \quad (2.63)$$

Somit sind die Auswirkungen einer Veränderung der Gesundheitsprämie vom Steuersatz t , der Präferenz für Gesundheitsgüter $(1 - \alpha)$ und von der relativen Höhe des Gesundheitsbudgets im Verhältnis zu den gesamten Staatsausgaben abhängig. Die partielle Ableitung in Bezug auf den Steuerfreibetrag y_0 erweist sich ebenfalls als komplex:

$$\frac{\partial E_{x,y}}{\partial y_0} = \frac{-\frac{1}{y}((1 - \alpha) - (1 - \alpha(1 - \sigma))t)((1 - \alpha(1 - \sigma))t)}{D^2} < 0,$$

$$\text{falls } t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)}. \quad (2.64)$$

Es fällt auf, dass die dargestellte partielle Ableitung mit der partiellen Ableitung der Bürgerversicherung identisch ist, hier ergeben sich somit keinerlei Unterschiede zwischen den beiden Finanzierungssystemen. Wie schon zuvor beschrieben ist der Term nicht eindeutig, allerdings kann gezeigt werden, dass für den Fall

$$t < \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \sigma)} \quad (2.65)$$

ein negativer Zusammenhang besteht. Damit wird deutlich, dass das Verhalten der Einkommenselastizität von genanntem Quotienten und damit auch vom Verhältnis des Steuersatzes t , der Präferenz für Konsum α und der Höhe des Gesundheitsbudgets σ abhängt. Aufbauend auf den partiellen Ableitungen lohnt auch eine Aussage über den voraussichtlichen numerischen Wert der Einkommenselastizität. In diesem Zusammenhang zeigt sich, dass eine eindeutige Aussage für die Gesundheitsprämie zunächst nicht möglich ist, vielmehr ergibt sich eine Einkommenselastizität größer als Eins nur dann, wenn die nachfolgende Bedingung erfüllt ist:⁶⁷

67 Die aufgezeigte Bedingung ergibt sich, wenn vorausgesetzt wird, dass der Zähler des Ausdrucks in Formel 2.64 größer als der Nenner ist. Zusätzlich ist zu beachten, dass keine Randlösungen vorliegen, was immer dann der Fall ist, wenn eine positive Nach-

$$K > y_0(1 - \alpha)t + \alpha\sigma y_0 \quad (2.66)$$

bzw.

$$K > y_0 t (1 - \alpha(1 - \sigma)) \quad (2.67)$$

Letztendlich kommt es somit auf das Verhältnis zwischen Gesundheitsprämie K , dem Steuersatz t , dem Steuerfreibetrag y_0 sowie der Präferenz für Konsum α und das Gesundheitsbudget σ an. Eine Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen von größer als Eins kann sich somit nur dann ergeben, wenn die Prämie im Verhältnis zum Steuerfreibetrag (gewichtet mit dem Steuersatz, den individuellen Präferenzen und dem staatlichen Gesundheitsbudget) einen gewissen Mindestwert überschreitet.

Wenngleich eine Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen größer Eins somit nicht unbedingt garantiert ist, so ist ein solcher Wert – im Gegensatz zu entsprechender Elastizität im Modell der Bürgerversicherung – zumindest denkbar. Der Grund hierfür ist in der fehlenden Verbindung zwischen steigenden Einkommen und steigenden Zahlungen an die Krankenversicherungen zu suchen. Dies führt dazu, dass bei steigenden Einkommen das für das Individuum verfügbare Einkommen deutlich ansteigt und mehr Geld für allgemeinen Konsum, aber auch für den Konsum von privaten Gesundheitsleistungen zur Verfügung steht. Gleichzeitig führt ein steigendes Einkommen nicht zwingend dazu, dass mehr staatliche Gesundheitsleistungen angeboten werden, es ist somit von einer Substitution staatlicher Gesundheitsleistungen durch private Gesundheitsleistungen auszugehen.

Im Ergebnis wird deutlich, dass es durch die Einführung der Gesundheitsprämie zu einer Veränderung der Struktur der nachgefragten Gesundheitsleistungen kommen kann. Während der Staat in diesem System v. a. die Basisversorgung der Bevölkerung sichern wird, ist mit einem wachsenden Markt von privaten Gesundheitsleistungen zu rechnen, die diesen Grundschutz entsprechend ergänzen und sich an den Präferenzen der Versicherten orientieren.

Aufbauend auf den beiden beschriebenen Nachfragekomponenten lassen sich zum Schluss dieses Abschnittes die Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen und die zugehörige Elastizität berechnen. Aufgrund der Konstruktion des Modells überrascht es nicht, dass es hier keinerlei Unterschiede zur Bürgerversicherung gibt, so dass auf eine weitere Darstellung verzichtet wird.

frage nach privaten Gesundheitsleistungen vorliegt. Hierfür muss folgende Bedingung erfüllt sein:

$$K < (1 - \alpha)y - (1 - \alpha)t(y - y_0) - \alpha\sigma(y - y_0)$$

Sozialer Ausgleich ohne Steuererhöhungen

Im Rahmen der bisherigen Darstellung des Modells der Gesundheitsprämie wurde zunächst auf die explizite Modellierung eines sozialen Ausgleichs verzichtet. Da einzelne Individuen jedoch durch die Zahlung einer entsprechend hohen Gesundheitsprämie überfordert werden könnten, ist parallel zur Erhebung der Gesundheitsprämie ein sozialer Ausgleich vorzunehmen. Dazu existieren mehrere Möglichkeiten. So kann eine Umverteilung durch Einsparungen an anderer Stelle des Staatshaushaltes erfolgen oder z. B. durch die zusätzliche Erhebung einer Steuer für Bezieher höherer Einkommen.

Aufgrund der zu erwartenden geringeren Verzerrungswirkungen wird zunächst auf eine Finanzierung durch eine zusätzliche Konsolidierung des Staatshaushaltes eingegangen.⁶⁸ Der soziale Ausgleich wird also aus dem normalen Steueraufkommen finanziert. In der Folge stehen weniger Mittel für die Bereitstellung staatlicher Gesundheitsleistungen, aber auch für andere öffentliche Güter zur Verfügung. Das Modell muss deshalb um einige neue Elemente ergänzt werden. Insbesondere die Modellierung der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen auf Basis eines einzigen repräsentativen Individuums reicht nicht mehr aus, vielmehr sind mindestens zwei Individuen notwendig, die sich in der Höhe ihres Einkommens und damit auch in der Zuschussberechtigung im Rahmen des sozialen Ausgleichs unterscheiden.

Konkret erfolgt deshalb die Trennung in zwei Gruppen von Individuen mit hohem bzw. niedrigem Einkommen. Individuen mit hohem Einkommen (y_H) zahlen, wie in den bisherigen Darstellungen auch, eine einkommensunabhängige Gesundheitsprämie und erhalten keinen Zuschuss, da sie die Zahlungen ohne Probleme aus ihrem laufenden Einkommen entrichten können. Personen mit niedrigem Einkommen (y_L), erhalten einen staatlichen Zuschuss zur Prämie.⁶⁹ Wird die Belastungsgrenze für das Individuum als Prozentsatz seines Einkommens β festgelegt,⁷⁰ so ergibt sich letztendlich eine einkommensabhängige Zah-

68 Vor dem Hintergrund des aktuellen Verschuldungsgrads der Bundesrepublik Deutschland ist allerdings von einer zusätzlichen Konsolidierungsanstrengung – allein zur Finanzierung des sozialen Ausgleichs im Gesundheitssystem – nicht auszugehen. Weiter Alternativen werden in einem späteren Abschnitt erläutert.

69 Auch bei den anderen Modellgrößen wird – soweit notwendig – zwischen den beiden Individuen unterschieden (beispielsweise X_L und X_H für die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen der beiden Individuen).

70 Da sich später zeigen wird, dass die Zahlungen für das Individuum mit niedrigem Einkommen mit denjenigen der Bürgerversicherung identisch sein werden, wird hier bewusst die gleiche Variable wie für den Beitragssatz gewählt.

lung in Höhe von βy_L .⁷¹ Formal zeigen sich diese Zusammenhänge in den jeweiligen Budgetbeschränkungen:

$$y_H - t(y_H - y_0) - K = c + P_x x \quad (2.68)$$

und

$$y_L - t(y_L - y_0) - K + (K - \beta y_L) = c + P_x x \quad (2.69)$$

bzw.

$$y_L - t(y_L - y_0) - \beta y_L = c + P_x x. \quad (2.70)$$

Änderungen ergeben sich auch hinsichtlich der Bereitstellung staatlicher Gesundheitsleistungen. Aufgrund der zumindest anteiligen Finanzierung dieser Leistungen aus dem allgemeinen Staatshaushalt, stehen auch für staatlich finanzierte Gesundheitsleistungen weniger Mittel zur Verfügung, so dass sich die staatliche Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wie folgt ergibt:⁷²

$$G = \sigma(t(y - 2y_0) - (K - \beta y_L)) + 2K \quad (2.71)$$

bzw. pro Individuum

$$G = 0,5 \sigma(t(y - 2y_0) - (K - \beta y_L)) + K. \quad (2.72)$$

Ein Vergleich mit den Ausgaben für staatliche Gesundheitsleistungen in einem Modell der Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich macht den Unterschied deutlich. So steht in der zuvor dargestellten Gleichung der Betrag $K - \beta y_L$ nicht mehr für den allgemeinen Staatshaushalt und damit auch nicht für staatliche Gesundheitsleistungen zur Verfügung, da er für den sozialen Ausgleich benötigt wird. Es wird angenommen, dass für beide Individuen die staatlichen Gesundheitsleistungen jeweils gleich hoch sind, weswegen sowohl die durch Steuern finanzierten Gesundheitsausgaben als auch die durch die Gesundheitsprämie finanzierten Ausgaben jeweils hälftig auf die beiden Individuen aufgeteilt werden. Bei der Berechnung der Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen muss unterschieden werden, welches der beiden Einkommen sich ändert, so ergibt sich:

$$E_{G, y_H} = \frac{\sigma}{\frac{1}{y_H} \sigma(t(y - 2y_0) - (K - \beta y_L)) + 2 \frac{K}{y_H}} \quad (2.73)$$

71 Dabei wird davon ausgegangen, dass das Individuum die Einkommensgrenze für den sozialen Ausgleich (auch bei wachsendem Einkommen) nicht überschreitet und somit stets in der Gruppe der niedrigen Einkommensbezieher verbleibt. Wäre dies dennoch der Fall, so würde daraus das Modell der Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich resultieren.

72 y ist dabei als $y_L + y_H$ definiert.

bzw.

$$E_{G,y_L} = \frac{\sigma(t + \beta)}{\frac{1}{y_L} \sigma(t(y - 2y_0) - (K - \beta y_L)) + 2 \frac{K}{y_L}} \quad (2.74)$$

Aufgrund der Komplexität der beiden Ausdrücke wird auf die Bildung der partiellen Ableitungen verzichtet, da anzunehmen ist, dass diese nur noch schwer eindeutig zu interpretieren sein werden. Von besonderem Interesse ist auch in diesem Fall, für welche Konstellationen die Elastizität kleiner, gleich oder größer Eins ist. Die Berechnungen zeigen, dass die staatliche Elastizität in Bezug auf die Veränderung des Einkommens des „reicheren“ Individuums dann kleiner als Eins ist, wenn

$$K - 0,5\sigma(K - \beta y_L - t y_L) > \sigma y_0 \quad (2.75)$$

bzw. in Bezug auf die Veränderung des Einkommens des „ärmeren“ Individuums, wenn

$$K - 0,5\sigma(K - t y_H) > \sigma y_0 \quad (2.76)$$

Im Vergleich zum Kopfprämienystem ohne sozialen Ausgleich kommen zu den dort genannten Bedingungen nun also die beiden Terme

$$\left(-\frac{1}{2} \sigma(K - t y_H) \right) \quad (2.77)$$

bzw.

$$\left(-\frac{1}{2} \sigma(K - \beta y_L - t y_L) \right) \quad (2.78)$$

hinzu, die sich aufgrund des sozialen Ausgleichs über das Steuersystem ergeben. Im Rahmen des üblichen Nutzenmaximierungskalküls lassen sich dann die Auswirkungen auf die optimale private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen berechnen. Getrennt nach den beiden Individuen ergibt sich:

73 Berechnungen mit verschiedenen Parameterkonstellationen zeigen, dass diese Bedingung in den meisten Fällen erfüllt sein dürfte, vgl. hierzu auch die nachfolgende Fußnote.

74 In den meisten Parameterkonstellationen dürfte diese Bedingung erfüllt sein, so ist diese beispielsweise immer dann erfüllt, wenn $0,5y_H > y_0$, was durchaus plausibel erscheint.

$$X_H = (1-\alpha)y_H - (1-\alpha)t(y_H - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - K + 0,5\alpha\sigma(K - \beta y_L) \quad (2.79)$$

und

$$X_L = (1-\alpha)y_L - (1-\alpha)t(y_L - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - \beta y_L - \alpha(K - \beta y_L) + 0,5\alpha\sigma(K - \beta y_L) \quad (2.80)$$

Wie zuvor geben die Individuen umso mehr für private Gesundheitsleistungen aus, umso höher ihr verfügbares Einkommen ist, andererseits fällt die Nachfrage auch umso höher aus, je weniger staatliche Gesundheitsleistungen angeboten werden. Im Vergleich zum Modell der Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich erhöht sich die Nachfrage X_H um $(0,5\alpha\sigma(K - \beta y_L))$. X_L verändert sich dahingehend, dass die Gesundheitsprämie nicht in vollem Umfang gezahlt werden muss, vielmehr fällt statt der Prämie K nur der Maximalbeitrag βy_L an, die Subventionierung erfolgt über das Steuersystem. Abgeleitet von den obigen Gleichungen der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ergeben sich die folgenden Einkommenselastizitäten:

$$E_{X_H, y_H} = \frac{(1-\alpha) - (1-\alpha)t - 0,5\alpha\sigma}{(1-\alpha) - (1-\alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y_H}\right) - 0,5\alpha\sigma \left(1 + \frac{y_L}{y_H} - \frac{2y_0}{y_H}\right) - \frac{K}{y_H} + 0,5\alpha\sigma \left(\frac{K}{y_H} - \beta \frac{y_L}{y_H}\right)} \quad (2.81)$$

bzw.

$$E_{X_L, y_L} = \frac{(1-\alpha) - (1-\alpha)t - 0,5\alpha\sigma - \beta + \alpha\beta - 0,5\alpha\sigma\beta}{(1-\alpha) - (1-\alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y_L}\right) - 0,5\alpha\sigma \left(1 + \frac{y_H}{y_L} - \frac{2y_0}{y_L}\right) - \beta - \alpha \left(\frac{K}{y_L} - \beta\right) + 0,5\alpha\sigma \left(\frac{K}{y_L} - \beta\right)} \quad (2.82)$$

Erneut wird aufgrund der Komplexität der Gleichungen auf die Darstellung der partiellen Ableitungen verzichtet. Ähnlich wie bei den bisherigen Elastizitätsbetrachtungen ist auch in diesem Fall der numerische Wert von Interesse. Eine Detailanalyse zeigt, dass sich für y_H eine Einkommenselastizität von größer als Eins ergibt, wenn

$$K > \frac{1}{1 - 0,5\alpha\sigma} \left((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_L - 2y_0) - 0,5\alpha\sigma\beta y_L \right) \quad (2.83)$$

und entsprechend für y_L :

$$K > \frac{1}{\alpha(1 - 0,5\sigma)} \left((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_H - 2y_0) \right).^{75} \quad (2.84)$$

Diese Ergebnisse zeigen, dass eine Einkommenselastizität der Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen von größer als Eins für beide Einkommensgruppen möglich ist, was in Einklang mit den Ergebnissen der Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich und im Widerspruch zu den Ergebnissen der Bürgerversicherung steht. Ebenso von Interesse ist die Entwicklung der gesamten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, die sich wie folgt ergibt:

$$S = (1 - \alpha)(y - (1 - \sigma)(y - 2y_0)) + (1 - \sigma)(K - \beta y_L). \quad (2.85)$$

Es fällt auf, dass der erste Term vergleichbar zur bisherigen Gesamtnachfrage (im Rahmen der Bürgerversicherung bzw. im Falle der Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich) ist.⁷⁶ Neu ist hingegen der Term $+(1 - \sigma)(K - \beta y_L)$, der auf die Ausgestaltung des sozialen Ausgleichs (dessen Höhe genau $(K - \beta y_L)$ beträgt) hinweist. Dieser Geldbetrag muss aus dem restlichen staatlichen Haushaltsvolumen aufgebracht werden, dessen Anteil am Gesamthaushalt durch den Term $(1 - \sigma)$ beschrieben wird. Die Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen fällt damit insgesamt größer aus (da annahmegemäß $K > \beta y_L$ ist). Ausgehend von dieser Gesamtnachfrage lassen sich schließlich die zugehörigen Ein-

75 Wie im Modell ohne sozialen Ausgleich gezeigt, ist zusätzlich zu gewährleisten, dass X_H bzw. X_L jeweils größer Null sind, was dann gegeben ist, wenn

$$K < \frac{1}{1 - 0,5\alpha\sigma} \left((1 - \alpha)y_H - (1 - \alpha)(y_H - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - 0,5\alpha\sigma\beta y_L \right)$$

bzw.

$$K < \frac{1}{\alpha(1 - 0,5\sigma)} \left((1 - \alpha)y_L - (1 - \alpha)(y_L - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - \beta y_L(1 - \alpha(1 - 0,5\sigma)) \right)$$

ist.

76 Im Vergleich zur Bürgerversicherung ist lediglich neu, dass in dieser Gleichung der doppelte Freibetrag erscheint, was auf die Modellierung von zwei Individuen zurückzuführen ist, entsprechend besteht das Einkommen y auch aus zwei Einkommen, konkret y_H und y_L . Bei zwei identischen Einkommen würde sich im Vergleich zur Bürgerversicherung somit genau das doppelte Einkommen ergeben, von dem der doppelte Freibetrag abgezogen werden würde, um die Gesamtnachfrage pro Individuum zu erhalten, müsste der Term dann halbiert werden, so dass das Ergebnis exakt mit dem der Bürgerversicherung übereinstimmt.

kommenselastizitäten – erneut getrennt für das Individuum mit hohem Einkommen und das Individuum mit niedrigem Einkommen – berechnen. Sie ergeben sich wie folgt:

$$E_{S,y_H} = \frac{1 - (1 - \sigma)t}{1 + \frac{y_L}{y_H} - (1 - \sigma)t \left(1 + \frac{y_L}{y_H} - 2 \frac{y_0}{y} \right) + (1 - \sigma) \left(\frac{K}{y_H} - \beta \frac{y_L}{y_H} \right)}, \quad (2.86)$$

sowie

$$E_{S,y_L} = \frac{1 - (1 - \sigma)t - (1 - \sigma)\beta}{1 + \frac{y_H}{y_L} - (1 - \sigma)t \left(1 + \frac{y_H}{y_L} - 2 \frac{y_0}{y} \right) + (1 - \sigma) \left(\frac{K}{y_L} - \beta \right)}. \quad (2.87)$$

Von weiterem Interesse ist wiederum deren numerischer Wert. Es kann gezeigt werden, dass der numerische Wert der Elastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen in beiden Fällen stets kleiner als Eins ist.

Sozialer Ausgleich durch Zusatzabgabe

Eine weitere Alternative zur Ausgestaltung des sozialen Ausgleichs stellt die Finanzierung über das allgemeine Steuersystem (z. B. in Form eines Solidaritätszuschlags für das Gesundheitswesen) dar. Grundsätzlich kann dies sowohl über indirekte Steuern, wie z. B. die Umsatzsteuer, als auch über direkte Steuern, wie z. B. die Einkommensteuer erfolgen. Aufgrund der progressiven Ausgestaltung erscheint die Einkommensteuer speziell vor dem Hintergrund der Verwirklichung von Verteilungszielen⁷⁷ von Vorteil, weshalb sich das nachfolgende Modell auch auf diese Steuer stützt.

Wie schon im vorherigen Abschnitt wird von einer Ökonomie ausgegangen, die aus zwei repräsentativen Individuen besteht, von denen eines über ein hohes Einkommen (y_H) verfügt und bei der Zahlung der Gesundheitsprämie keine Unterstützung bedarf während das andere Individuum nur ein sehr niedriges Einkommen (y_L) besitzt, so dass es durch die Zahlung der Gesundheitsprämie überfordert wäre. Aus diesem Grund ist nur eine Prämie zu tragen, die einen bestimmten Anteil des Einkommens β nicht übersteigt. Die Differenz wird durch den Staat aus Steuermitteln bezahlt. Im vorliegenden Fall bedeutet dies, dass das

77 Inwieweit Personen mit höherer finanzieller Leistungsfähigkeit überproportional mit Steuern belastet werden sollten, muss von der Gesellschaft entschieden werden und lässt sich nicht allein mit ökonomischen Argumenten rechtfertigen. Im konkreten Modell erfolgt die Umsetzung zwar über die Einkommensteuer, jedoch nicht durch eine Veränderung des Steuersatzes oder des Progressionsgrades, sondern durch eine Zusatzabgabe, die den Unterstützungsbedarf des anderen Individuums abdeckt.

gut verdienende Individuum nicht nur die übliche Steuerlast tragen muss, sondern auch für den sozialen Ausgleich in Höhe von $(K - \beta y_L)$ aufkommen muss, so dass sich die folgende Steuerzahlung ergibt:⁷⁸

$$T_H = t(y_H - y_0) + (K - \beta y_L) . \quad (2.88)$$

Für das zweite Individuum ergibt sich keine Änderung in der Steuerlast. Da dieses Empfänger des Sozialausgleichs ist, wird die Zusatzabgabe zur Finanzierung des Sozialausgleichs dort nicht erhoben, die Steuerlast beträgt deswegen weiterhin

$$T_L = t(y_L - y_0) . \quad (2.89)$$

Daraus und aus den bislang schon bekannten Modellbausteinen können schließlich die üblichen Budgetbeschränkungen abgeleitet werden:

$$y_H - t(y_H - y_0) - (K - \beta y_L) - K = c + P_x x \quad (2.90)$$

und

$$y_L - t(y_L - y_0) - \beta y_L = c + P_x x . \quad (2.91)$$

Während das Individuum, das über das höhere Einkommen verfügt, somit sowohl seine eigene Gesundheitsprämie K aufbringt, als auch den sozialen Ausgleich finanzieren muss, muss das zweite Individuum – wie auch im Falle der Bürgerversicherung – lediglich einen Beitrag zum Gesundheitssystem in Höhen von βy_L leisten, der Rest wird über das Steuersystem ausgeglichen. Die staatliche Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ergibt sich deshalb wie folgt:

$$G = 2K + \sigma t (y - 2y_0) = P_g g \quad (2.92)$$

bzw. pro Individuum

$$G = K + 0,5\sigma t (y - 2y_0) = P_g g . \quad (2.93)$$

Die staatliche Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ist damit identisch der entsprechenden Nachfrage in einem System ohne sozialen Ausgleich, was darauf zurückzuführen ist, dass der soziale Ausgleich indirekt über das Steuersystem bzw. zwischen den Individuen und nicht direkt im Gesundheitssystem erfolgt.⁷⁹

78 Erneut werden die beiden Indices H und L zur Unterscheidung der beiden Individuen verwendet.

79 Der einzige Unterschied, der beim Vergleich der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in den beiden Modellen auftritt, bezieht sich auf die Tatsache, dass das Modell ohne sozialen Ausgleich für ein repräsentatives Individuum berechnet wurde, während sich das aktuelle Modell auf zwei Individuen mit unterschiedlich hohem Einkommen stützt.

Entsprechend ergibt sich kein grundsätzlicher Unterschied bei der Ableitung der dazugehörigen Elastizität,⁸⁰ die sich wie folgt berechnen lässt:

$$E_{G,y} = \frac{\sigma}{2 \frac{K}{y} + \sigma \left(1 - 2 \frac{y_0}{y}\right)}. \quad (2.94)$$

Aufgrund der Vergleichbarkeit zum Modell ohne sozialen Ausgleich ist an dieser Stelle auch keine Trennung in die beiden Individuen notwendig. Numerisch ergibt sich für die Einkommenselastizität der staatlichen Nachfrage ein Wert kleiner als Eins, wenn $K > \sigma y_0$, wie dies auch schon im Modell ohne sozialen Ausgleich gezeigt werden konnte. Unter Zuhilfenahme der anderen Modellbestandteile kann nun die optimale Nachfrage der beiden Individuen nach privaten Gesundheitsleistungen berechnet werden, sie ergibt sich wie folgt:

$$X_H = (1 - \alpha)y_H - (1 - \alpha)t(y_H - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - K - (K - \beta y_L) + \alpha(K - \beta y_L) \quad (2.95)$$

bzw.

$$X_L = (1 - \alpha)y_L - (1 - \alpha)t(y_L - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - \beta y_L - \alpha(K - \beta y_L). \quad (2.96)$$

Wiederum hängt die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen damit sowohl vom verfügbaren Einkommen, als auch vom Angebot an staatlichen Gesundheitsleistungen ab. Im Vergleich zum Modell ohne sozialen Ausgleich werden hier die Umverteilungswirkungen deutlich: So muss das „reichere“ Individuum nicht nur seine eigene Gesundheitsprämie K tragen, sondern auch den sozialen Ausgleich für das „ärmere“ Individuum finanzieren. Aus den beiden Nachfragegleichungen lassen sich erneut die jeweiligen Einkommenselastizitäten ableiten, die sich wie folgt ergeben:

$$E_{X_H, y_H} = \frac{(1 - \alpha) - (1 - \alpha)t - 0,5\alpha\sigma}{(1 - \alpha) - (1 - \alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y_H}\right) - 0,5\alpha\sigma \left(1 + \frac{y_L}{y_H} - \frac{2y_0}{y_H}\right) - \frac{K}{y_H} - \frac{K - \beta y_L}{y_H} + \alpha \frac{K - \beta y_L}{y_H}} \quad (2.97)$$

80 Hinsichtlich der partiellen Elastizitäten sei deshalb auch auf das Kapitel zur Gesundheitsprämie ohne sozialen Ausgleich verwiesen.

bzw.

$$E_{x_L, y_L} = \frac{(1-\alpha) - (1-\alpha)t - 0,5\alpha\sigma - \beta + \alpha\beta}{(1-\alpha) - (1-\alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y_L}\right) - 0,5\alpha\sigma \left(1 + \frac{y_H}{y_L} - \frac{2y_0}{y_L}\right) - \beta - \alpha \left(\frac{K}{y_L} - \beta\right)}. \quad (2.98)$$

Die Bildung der partiellen Ableitungen der berechneten Elastizitäten führt nicht mehr zu eindeutig interpretierbaren Ergebnissen, so dass auf eine Darstellung verzichtet wird. Von besonderem Interesse ist die Frage, welche numerischen Werte für die dargestellten Elastizitäten zu erwarten sind, ob die Ausgaben für private Gesundheitsleistungen also mit steigendem Einkommen der Individuen unter- oder überproportional ansteigen, mithin also die Frage, ob die Elastizitäten kleiner, gleich oder größer Eins sind. Allgemeine Aussagen lassen sich zunächst nicht treffen, allerdings können die Bedingungen abgeleitet werden, bei denen eine Einkommenselastizität der Nachfrage größer als 1 existiert. Dabei muss für hohe Einkommen gelten, dass

$$K > \frac{1}{2-\alpha} \left((1-\alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_L - 2y_0) + (1-\alpha)\beta y_L \right) \quad (2.99)$$

für niedrige Einkommen muss hingegen

$$K > \frac{1}{\alpha} \left((1-\alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_H - 2y_0) \right) \text{ sein.}^{81} \quad (2.100)$$

Ähnlich wie schon im Modell ohne sozialen Ausgleich zeigt sich, dass diese Bedingungen unter bestimmten Parameterkonstellationen erfüllt sind, so dass sich Einkommenselastizitäten größer als Eins ergeben können. Diese Situation ist damit erneut typisch für Modelle mit Gesundheitsprämien und unterscheidet sich klar vom Bürgerversicherungsmodell. Interessanterweise hat daran grundsätzlich auch die Tatsache nichts geändert, dass ein sozialer Ausgleich vorgenommen wird. Begründet mag dies v. a. darin liegen, dass ein Ansteigen der Einkommen insbesondere des Individuums mit hohem Einkommen zu keinerlei

81 Wie schon zuvor gezeigt wurde, muss auch in diesem Fall für die jeweiligen Individuen eine positive Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen gegeben sein, was dann der Fall ist, wenn

$$K < \frac{1}{2-\alpha} \left((1-\alpha)y_H - (1-\alpha)t(y_H - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) + (1-\alpha)\beta y_L \right)$$

bzw.

$$K < \frac{1}{\alpha} \left((1-\alpha)y_L - (1-\alpha)t(y_L - y_0) - 0,5\alpha\sigma(y - 2y_0) - (1-\alpha)\beta y_L \right)$$

gilt.

Veränderung hinsichtlich der Höhe der zu entrichtenden Gesundheitsprämie führt, auf der anderen Seite jedoch die Ausgleichsverpflichtungen gegenüber dem Individuum mit niedrigerem Einkommen reduziert, so dass sich insgesamt das verfügbare Einkommen erhöht. Für das Individuum mit dem niedrigeren Einkommen folgt aus einer allgemeinen Erhöhung der Einkommen eine Reduzierung des Zuschussbedarfs für die Gesundheitsprämie, es muss somit einen größeren Teil der Prämie selbst bezahlen, insofern besteht modelltheoretisch für dieses Individuum kein Unterschied zum Modell der Bürgerversicherung.

Abschließend bleibt noch zu untersuchen, wie sich bei einer derartigen Ausgestaltung des Gesundheitssystems die Gesamtnachfrage darstellt, und welche Konsequenzen sich daraus im Falle steigender Einkommen ergeben. Dazu werden die zuvor abgeleiteten Nachfragegleichungen der Individuen und die bereits im vorherigen Abschnitt beschriebene Nachfragegleichungen hinsichtlich der staatlichen Gesundheitsleistungen addiert. Dabei ergibt sich:

$$S = (1 - \alpha) (y - (1 - \sigma) t (y - 2y_0)) . \quad (2.101)$$

Die daraus abgeleitete Elastizität stellt sich folgendermaßen dar:⁸²

$$E_{S,y} = \frac{1 - (1 - \sigma)t}{1 - (1 - \sigma)t \left(1 - 2 \frac{y_0}{y}\right)} , \quad (2.102)$$

wobei eine Betrachtung im Detail ergibt, dass bei Vorliegen einer progressiven Steuersystems ($y_0 > 0$) von einer Elastizität kleiner als Eins auszugehen ist. Im Vergleich zu den beiden bislang vorgestellten Modellen ohne Sozialausgleich bzw. mit Sozialausgleich auf Basis einer Konsolidierung des Staatshaushaltes ist hinsichtlich des zu erwartenden numerischen Wertes somit kein grundsätzlicher Unterschied zu erkennen.

Abschließend bleibt festzuhalten, dass auch diese Form des sozialen Ausgleichs in den vorliegenden Modellrahmen integriert und die daraus resultierenden Auswirkungen analysiert werden können. Konkret wurde deutlich, dass es bei einer derartigen Ausgestaltung durch allgemein steigende Einkommen zu einem überproportionalen Anstieg der privaten Ausgaben kommen kann, wohingegen die Gesamtausgaben – basierend auf der berechneten Einkommenselastizität – eher unterproportional wachsen werden. Insgesamt kann dieser Reformoption somit sogar ein kostendämpfender Charakter unterstellt werden.

82 Da die Gesamtnachfrage nur von y und nicht z. B. von y_L abhängt, ist eine Bildung von separaten Einkommenselastizitäten in diesem Fall nicht notwendig.

Der Grund hierfür ist darin zu sehen, dass es durch die Pauschalprämie nicht zu einer automatischen Einnahmensteigerung bei einer Vergrößerung der Einkommen kommt, so dass der Druck hinsichtlich einer Begrenzung der Ausgaben erhalten bleibt. Der Gesetzgeber bzw. die jeweilige Krankenkassen müssen jeweils explizit über eine Erhöhung der Prämie entscheiden. Gleichzeitig wird der soziale Ausgleich auf einfache Weise sichergestellt und die Präferenzen der Individuen, die insbesondere durch die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen zum Ausdruck kommen, stärker berücksichtigt.⁸³

Vergleich der Konzepte

Die bisherigen Modellergebnisse haben gezeigt, dass unterschiedliche Ausgestaltungsformen der Finanzierung des Gesundheitssystems mit unterschiedlichen Wirkungen auf die verschiedenen Nachfragekomponenten und Einkommenselastizitäten verbunden sind. Um Handlungsempfehlungen für eine optimale Ausgestaltung ziehen zu können, müssen schließlich die Ergebnisse gegenübergestellt werden, um die Unterschiede herauszuarbeiten und abschließend zu bewerten.⁸⁴

Bei allen zu beobachtenden Differenzen zwischen den Modellen fällt zunächst auf, dass sich hinsichtlich der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen nahezu keine Unterschiede ergeben, was sich jedoch im Wesentlichen aus den zugrunde liegenden Annahmen ergibt. Entsprechend sind auch die daraus abgeleiteten Einkommenselastizitäten der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen vergleichbar. Eine Ausnahme stellt das Gesundheitsprämienmodell mit internem Ausgleich dar. Da in diesem Ansatz ein Teil des sozialen Ausgleichs durch Einsparungen im allgemeinen Haushalt aufgebracht wird, kann die Gesamtnachfrage größer ausfallen. Bei allen anderen Modellen erfolgt der soziale Ausgleich innerhalb des Modellrahmens, so dass sich bei der Gesamtnachfrage auch keine Unterschiede ergeben.

Den entscheidenden Unterschied zwischen den Modellen stellt die Frage dar, wie sich die beiden Komponenten der Nachfrage nach Gesundheitsleis-

83 Bislang wurde stets davon ausgegangen, dass staatliche und private Gesundheitsleistungen den gleichen Nutzen spenden. Wird hiervon jedoch abgesehen und den privaten Gesundheitsleistungen ein größerer Nutzenbeitrag zugemessen, da diese eher den Präferenzen der Individuen entsprechen dürften, so führt eine Strukturveränderung hin zu mehr privaten Leistungen auch zu einem Nutzenzuwachs der Bevölkerung, der aus diesem einfachen Modell so nicht zu erkennen ist.

84 Zu beachten ist jedoch auch, dass die unterschiedlichen Modelle ganz unterschiedliche Wirkungen auf Wachstum, Beschäftigung und z. B. auch auf Bildungsentscheidungen haben können, die an dieser Stelle nicht analysiert werden sollen.

tungen, private und staatliche Nachfrage, verhalten und in welchem Bereich die jeweiligen Einkommenselastizitäten liegen werden. Hier sind deutliche Unterschiede zu erkennen, wie sich aus nachfolgender Tabelle entnehmen lässt:

Tabelle 3: Vergleich der Elastizitäten der unterschiedlichen Modelle⁸⁵

	$E_{G,y}$
Bürgerversicherung	> 1
Kopfpauschale ohne sozialen Ausgleich	< 1 , für $K > \sigma t y_0$
Kopfpauschale ohne Steuererhöhungen	< 1 , für $K > \sigma y_0 + 0,5\sigma(K - \beta y_L - t y_L)$ bzw. $K > \sigma y_0 + 0,5\sigma(K - t y_H)$
Kopfpauschale mit Zusatzabgabe	< 1 , für $K > \sigma t y_0$

85 Quelle: Eigene Darstellung; es wird davon ausgegangen, dass jeweils $y_0 > 0$.

	$E_{X,y}$
Bürgerversicherung	< 1
Kopfpauschale ohne sozialen Ausgleich	> 1 , für $K > y_0 t(1 - \alpha(1 - \sigma))$
Kopfpauschale ohne Steuererhöhungen	> 1 , für $K > \frac{1}{1 - 0,5\alpha\sigma} ((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_L - 2y_0) - 0,5\alpha\sigma\beta y_L)$ bzw. $K > \frac{1}{\alpha(1 - 0,5\sigma)} ((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_H - 2y_0))$
Kopfpauschale mit Zusatzabgabe	> 1 , für $K > \frac{1}{2 - \alpha} ((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_L - 2y_0) + (1 - \alpha)\beta y_L)$ bzw. $K > \frac{1}{\alpha} ((1 - \alpha)y_0 - 0,5\alpha\sigma(y_H - 2y_0))$

	$E_{S,y}$
Bürgerversicherung	< 1
Kopfpauschale ohne sozialen Ausgleich	< 1
Kopfpauschale ohne Steuererhöhungen	< 1
Kopfpauschale mit Zusatzabgabe	< 1

Während im Modell der Bürgerversicherung die staatliche Elastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen stets größer als Eins und die korrespondierende private Elastizität stets kleiner als Eins ist, ist im Rahmen der Gesundheitsprämie auch die umgekehrte Konstellation denkbar. Berechnungen mit konkreten Werten für die einzelnen Variablen zeigen, dass diese Konstellationen durchaus plausibel erscheinen. In einer wachsenden Volkswirtschaft mit zunehmenden Pro-Kopf-Einkommen hat dies zur Konsequenz, dass relativ gesehen im Modell der Bürgerversicherung v. a. die staatliche Nachfrage zunehmen wird, während im Modell einer Kopfpauschale (weitgehend unabhängig von der konkreten Ausgestaltung des sozialen Ausgleichs) insbesondere die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zunehmen wird. Hinsichtlich der Gesamtnachfrage sind die geschilderten Effekte in Bezug auf die Einkommenselastizität identisch, was auch den Modellannahmen geschuldet ist. Die Auswirkungen unterschiedlicher Finanzierungsmechanismen beziehen sich damit primär auf die Struktur der Gesundheitsausgaben.

2.3.5 Zwischenfazit

Der vorangegangene Exkurs hat deutlich gemacht, dass es möglich ist, verschiedene Ansätze zur Reformierung der Finanzierungsbasis des deutschen Gesundheitswesens im Rahmen einer Modellbetrachtung abzubilden. Es wurde klar, dass die Gesundheitsprämie im Vergleich zur Bürgerversicherung den Vorteil hat, dass es durch steigende Einkommen nicht automatisch zu steigenden Ausgaben im Gesundheitswesen kommt.⁸⁶ Gleichzeitig konnte gezeigt werden, wie ein sozialer Ausgleich konkret umgesetzt werden kann und welche Verzerrungen und Konsequenzen damit verbunden sind.

Einschränkend muss jedoch darauf hingewiesen werden, dass die gemachten Aussagen nur unter den getroffenen Modellannahmen zutreffend sind. So wurde zwar ein Weg beschrieben, wie es im Wachstumsprozess einer Volkswirtschaft nicht unbedingt zu überproportional ansteigenden Gesundheitskosten kommen muss, doch konnten diese Ergebnisse nur durch die Ausblendung des techni-

86 Sicherlich könnten steigende Einnahmen auch dazu verwendet werden, den Beitragssatz der Bürgerversicherung zu senken, zu fragen ist jedoch, ob dies auch tatsächlich im geforderten Umfang erfolgt, oder ob dadurch nicht der Anreiz entsteht, bestehende Ineffizienzen im Gesundheitssystem fortzuschreiben. In einem System von Kopfpauschalen ist der Zusammenhang hingegen umgekehrt. Hier müssen Prämienhöhungen explizit begründet werden, da es durch einen Anstieg der Einkommen nicht automatisch auch zu einem Anstieg der Einnahmen der gesetzlichen Krankenkassen kommen wird.

schon Fortschritts, der in der Regel in der Form von Produktinnovationen kostensteigernd wirkt, entstehen. Zudem wurden die Folgen der Alterung der Gesellschaft nicht berücksichtigt, so dass auch keinerlei Aussagen zur Nachhaltigkeit der vorgestellten Finanzierungsalternativen getroffen wurden. Es ist jedoch davon auszugehen, dass keines der vorgestellten Konzepte vor diesem Hintergrund überzeugen kann. Hierfür sind andere Mechanismen, wie z. B. die Bildung von Altersrückstellungen auch für die gesetzlichen Krankenkassen, vorzusehen.

2.3.6 Preisunterschiede zwischen staatlichen und privaten Gesundheitsleistungen

Im vorausgegangenen Exkurs wurden verschiedene Möglichkeiten zur Finanzierung von Gesundheitssystemen dargestellt und in den theoretischen Modellrahmen – basierend auf dem Grundmodell von Clemente et al. – integriert. Damit konnte eine wichtige systemimmanente Determinante der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in das Modell integriert werden. Neben der Finanzierung von Gesundheitsleistungen spielt auch die Art der Bereitstellung von Gesundheitsleistungen eine wichtige Rolle. Die nachfolgende Modellerweiterung greift deshalb diesen Aspekt auf und leitet die daraus resultierenden Konsequenzen ab.

Ausgangspunkt bildet die Annahme, dass sich Unterschiede, die durch die private bzw. öffentliche Bereitstellung von Gesundheitsleistungen entstehen, zunächst in unterschiedlichen Preisen für Gesundheitsleistungen ausdrücken. Die vorherige Annahme, dass P_x stets gleich P_g ist, wird damit aufgehoben. Wie bereits zuvor diskutiert, ist damit noch keine Festlegung getroffen, ob die Bereitstellung von Gesundheitsleistungen im privaten oder staatlichen Sektor preiswerter erfolgen kann.

Ausgangspunkt des Modells bilden die bereits bekannten Gleichungen des Basismodells, die aufgrund der zwischenzeitlich durchgeführten Änderungen, wie z. B. der Einführung einer zweiten Gruppe von Individuen, an dieser Stelle zum besseren Verständnis nochmals dargestellt werden. Wie zu Beginn steht erneut der Nutzen eines einzigen Individuums im Fokus, der durch eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion dargestellt wird:

$$U(c, s) = c^\alpha s^{1-\alpha} \quad \text{mit } 0 < \alpha < 1 \quad (2.103)$$

Weiterhin erfolgt eine Trennung in staatliche und in private Gesundheitsleistungen, so dass

$$s = g + x. \quad (2.104)$$

Der Konsument unterliegt dabei der bekannten Budgetbeschränkung:

$$y - T - B = c + P_x x \quad . \quad (2.105)$$

wobei der Preis des Konsumguts als 1 angenommen und sich die Steuer als

$$T = t (y - y_0) \quad (2.106)$$

bzw. der Beitrag für die gesetzliche Krankenversicherung⁸⁷ als

$$B = \beta y \quad (2.107)$$

definieren lässt. Auch die Höhe der staatlichen Gesundheitsleistungen ergibt sich vergleichbar zur vorherigen Definition, so dass

$$G = P_g g = \beta y + \sigma T = \beta y + \sigma t (y - y_0) \quad \text{mit } 0 < \sigma < 1 \quad . \quad (2.108)$$

Im Rahmen eines Ansatzes der Nutzenoptimierung wird dann aus der Nutzenfunktion des Individuums und dessen Budgetbeschränkung die (optimale) Nachfrage des Individuums nach privaten Gesundheitsleistungen abgeleitet, wobei nun entsprechend der genannten Zielsetzungen P_x nicht mehr mit P_g identisch ist:⁸⁸

$$X = (1 - \alpha - \beta)y - (1 - \alpha)t(y - y_0) - \alpha\sigma \frac{P_x}{P_y}(y - y_0) + \alpha\beta y \left(1 - \frac{P_x}{P_y} \right) \quad . \quad (2.109)$$

Diese Bestimmungsgleichung macht deutlich, dass nun auch das Verhältnis der Preise für staatliche bzw. private Gesundheitsleistungen für die Höhe der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen von Bedeutung ist. So wird nun der Term $\alpha \sigma t (y - y_0)$ mit dem Verhältnis der Preise multipliziert und der zusätzliche Term

$$\alpha\beta y \left(1 - \frac{P_x}{P_y} \right) \quad (2.110)$$

fließt in die Bestimmung der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ein. Weiterhin steigt die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen grundsätzlich mit steigendem verfügbarem Einkommen und einem reduzierten Angebot an staatlichen Gesundheitsleistungen. In das Nutzenoptimierungskalkül des Individuums fließt nun allerdings auch das Preisverhältnis zwischen staatlichen und privaten Gesundheitsleistungen mit ein. Die Auswirkungen auf die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sind damit per se nicht klar, vielmehr

87 Der Beitrag zur gesetzlichen Krankenversicherung ist nun erneut wie im Falle des Gesundheitsfonds bzw. der – zumindest modelltheoretisch identischen – Bürgerversicherung ausgestaltet.

88 An dieser Stelle sei erwähnt, dass dieser allgemeinere Fall natürlich auch den zuvor dargestellten speziellen Fall mit $P_x = P_g$ beinhaltet.

kommt es darauf an, ob private oder staatliche Gesundheitsleistungen bei identischer Qualität teurer oder billiger zur Verfügung gestellt werden. Der Gesamteffekt lässt sich darstellen, indem die im Basismodell errechnete Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen verglichen wird mit der hier abgeleiteten Gleichung. Wird zunächst von der durchaus üblichen Annahme ausgegangen, dass der private Sektor im Normalfall – aufgrund der vorherrschenden Anreizstrukturen – in der Lage ist, Produkte günstiger herzustellen als eine staatliche Einheit, so dass im Modell also P_x kleiner als P_g ist und damit auch

$$\frac{P_x}{P_y} < 1, \tag{2.111}$$

so lässt sich in wenigen Schritten zeigen, dass dann die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in einem Modell mit identischen Preisen stets kleiner ist als in einem Modell mit unterschiedlichen Preisen. Werden Gesundheitsleistungen im staatlichen Sektor aufgrund von Ineffizienzen somit teurer erstellt, kommt es zu einem Anstieg der Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen die bei angenommener identischer Qualität dann vergleichsweise günstig sind. Die im Modell unterstellte Substitutionsbeziehung zeigt sich dann auch an diesem Beispiel. Wie schon im Basismodell lassen sich auch für diesen Fall die entsprechenden Einkommenselastizitäten ableiten. Auf die Darstellung der Elastizität der staatlichen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wird verzichtet, da sich dort keine Änderungen ergeben.⁸⁹ Interessanter ist hingegen die Frage, wie sich die Elastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen bei unterschiedlichen Preisen im Verhältnis zum zuvor dargestellten Fall mit identischen Preisen im privaten und staatlichen Sektor darstellt. Hierzu muss zunächst aus obiger Nachfragegleichung die Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen abgeleitet werden. Diese stellt sich wie folgt dar:

$$E_{x,y} = \frac{(1 - \alpha - \beta) - (1 - \alpha)t - \alpha\sigma \frac{P_x}{P_g} + \alpha\beta(1 - \frac{P_x}{P_g})}{(1 - \alpha - \beta) - (1 - \alpha)t \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) - \alpha\sigma \frac{P_x}{P_g} \left(1 - \frac{y_0}{y}\right) + \alpha\beta(1 - \frac{P_x}{P_g})} . \tag{2.112}$$

Der Term zur Beschreibung der Einkommenselastizität gestaltet sich dabei deutlich komplexer, erneut fällt das wiederholte Auftreten des Preisverhältnisses zwischen privaten und staatlichen Gesundheitsleistungen auf.^{90 91} Ähnlich wie

89 Siehe hierzu Abschnitt 2.3.1.

90 Auch hier sei nochmals angemerkt, dass dieser allgemeinere Fall natürlich auch den spezielleren Fall mit identischen Preisen beinhaltet.

zuvor bei der Beschreibung der Determinanten der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ist es in diesem Zusammenhang von besonderem Interesse, das Ergebnis mit dem Resultat unter Annahme eines identischen Preisverhältnisses zu vergleichen. Wie beim vorherigen Vergleich der Nachfragegleichungen wird deutlich, dass das Ergebnis vom Verhältnis der beiden im Modell verwendeten Preisparameter abhängt. Wird erneut davon ausgegangen, dass die Herstellung von Gesundheitsleistungen im staatlichen Sektor teurer ist als im privaten Sektor, so dass also $P_x < P_g$ ist, so folgt daraus, dass die Einkommenselastizität der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen im Falle unterschiedlicher Preise höher ist als bei identischen Preisen. Steigt somit das Einkommen des repräsentativen Individuums an, so erhöht sich die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen im Falle unterschiedlicher Preise stärker als bei identischen Preisen in beiden Sektoren. Damit fällt sowohl die Nachfrage bei gegebenem Einkommen, als auch der Nachfragezuwachs bei steigendem Einkommen höher aus als im Basismodell.⁹²

Natürlich gelten die entsprechenden Zusammenhänge auch in die umgekehrte Richtung. Sollte der Staat – z. B. aufgrund der Besonderheiten des Gesundheitswesens – in der Lage sein, Gesundheitsleistungen kostengünstiger herzustellen und anzubieten als der private Sektor, so würde es im Vergleich zum Modell mit identischen Preisen zu einem Rückgang der privaten Nachfrage und der damit verbundenen Einkommenselastizität kommen. Letztlich wird deutlich, dass zwar die jeweiligen Mechanismen im Modell abgebildet werden können, die Frage, wie genau die Preisverhältnisse ausgestaltet sind, jedoch nur empirisch beantwortet werden kann.

2.3.7 Demografische Entwicklung

Wie bereits zu Beginn der Arbeit dargestellt, wird häufig darauf hingewiesen, dass es aufgrund der demografischen Entwicklung zu einer Veränderung der Struktur und der Höhe der Gesundheitsausgaben kommen wird. Vielfach wird dies als Hauptursache für den in vielen Ländern zu beobachtenden Anstieg der Gesundheitsausgaben betrachtet. Wird dieser Effekt analytisch exakt beschrie-

-
- 91 Auf eine detaillierte Darstellung der einzelnen partiellen Ableitung wird an dieser Stelle verzichtet, da sich keine neuen Erkenntnisse im Vergleich zum Ausgangsmodell ergeben.
- 92 Auf die Darstellung der Gesamtnachfrage und der damit in Zusammenhang stehenden Elastizität wird an dieser Stelle verzichtet, da sich keine grundlegend neuen Erkenntnisse ergeben und der Schwerpunkt auf dem Vergleich der Determinanten der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen liegt.

ben, so sind zwei Effekte voneinander zu trennen. Auf der einen Seite der Einnahmeneffekt, der davon ausgeht, dass es aufgrund der Alterung der Bevölkerung zu einem Einbruch der Finanzierungsgrundlagen der Sozialversicherungen kommt, da Personen, die nicht mehr im Erwerbsleben stehen, in der Regel weniger Einkommen zur Verfügung haben und damit auch weniger Beiträge ins gesetzliche Krankenversicherungssystem einzahlen. Auf der anderen Seite ist der Ausgabeneffekt zu nennen, der auf der Tatsache fußt, dass die Gesundheitsausgaben mit zunehmendem Alter ansteigen, so dass es bei einer alternden Bevölkerung zu steigenden Ausgaben kommen wird.⁹³

Übertragen auf eine Erweiterung des zuvor beschriebenen Modells muss deshalb sowohl eine Veränderung der Einnahmen, als auch eine Veränderung der Ausgabenstruktur modelliert werden. Ausgangspunkt bildet erneut das Basismodell mit einer gesetzlichen Krankenkasse, die lineare Beiträge vom Einkommen erhebt. Erhalten bleibt damit auch die zuvor beschriebene Cobb-Douglas-Nutzenfunktion und die generelle Trennung in staatliche und in private Gesundheitsleistungen. Ähnlich wie im Modell mit Gesundheitsprämie und Bürgerversicherung wird allerdings nunmehr nicht nur ein repräsentatives Individuum betrachtet, vielmehr erfolgt eine Trennung in zwei Personengruppen, in eine junge Gruppe (jeweils mit dem Index 1 gekennzeichnet), die noch im Erwerbsleben steht und in eine alte Gruppe, die bereits aus dem Erwerbsleben ausgeschieden ist (jeweils mit dem Index 2 gekennzeichnet). Dieser Unterschied macht sich zunächst in der Budgetbeschränkung fest. So gilt für die junge Gruppe der bekannte Zusammenhang

$$y_1 - T - B_1 = c_1 + P_x x_1, \quad (2.113)$$

wohingegen für die ältere Gruppe eine andere Budgetbeschränkung gilt, die deutlich macht, dass diese Gruppe zwar weiterhin Beiträge zur Sozialversicherung zahlen muss, allerdings von der Zahlung von Steuern befreit ist:⁹⁴

$$y_2 - B_2 = c_2 + P_x x_2. \quad (2.114)$$

Die Zahlung von Steuern und Beiträgen zur Sozialversicherung ergeben sich dabei aus den bekannten Gleichungen mit

$$T = t(y_1 - y_0) \quad (2.115)$$

und

93 Wie bereits beschrieben ist insbesondere der Ausgabeneffekt in der Literatur umstritten.

94 Die Befreiung von Steuerzahlungen liegt dabei in der Tatsache begründet, dass ihr Einkommen unterhalb des Grundfreibetrags y_0 der Einkommensteuer liegt, so dass Ihre Steuerzahlung $T = 0$ ist.

$$B_i = \beta y_i . \quad (2.116)$$

Um auch die Wirkungen auf der Ausgabenseite zu modellieren, wird bei der Bestimmungsgleichung der staatlichen Gesundheitsausgaben ebenfalls eine Trennung in beide Gruppen vorgenommen. So erhalten beide Gruppen, die zunächst als gleich groß angesehen werden, nicht die gleiche Menge an staatlichen Gesundheitsleistungen, vielmehr wird angenommen, dass es hier Unterschiede zugunsten der älteren Generation gibt. Die beiden Gleichungen lauten deshalb wie folgt:

$$G_1 = (1 - \gamma)(\beta(y_1 + y_2) + \sigma(y_1 - y_0)) = P_g g \quad \text{mit } 0 < \sigma < 1 \quad (2.117)$$

und

$$G_2 = \gamma(\beta(y_1 + y_2) + \sigma(y_1 - y_0)) = P_g g \quad \text{mit } 0 < \sigma < 1 . \quad (2.118)$$

Hier wird erneut deutlich, dass die ältere Generation zwar zur Finanzierung von Gesundheitsleistungen aus Beiträgen der gesetzlichen Krankenversicherung beiträgt, jedoch nicht zur Finanzierung derjenigen Leistungen, die allein aus Steuermitteln bereitgestellt werden. Da angenommen wird, dass die ältere Gruppen einen höheren Bedarf an Gesundheitsleistungen hat, folgt auch, dass $\gamma > 0,5$. Das weitere Vorgehen ist bekannt, so wird im Rahmen eines Ansatzes der Nutzenoptimierung aus den Nutzenfunktionen der beiden Gruppen, den unterschiedlichen Budgetbeschränkungen und der Bestimmungsgleichung für die staatliche Nachfrage nach Gesundheitsleistungen die (optimale) Nachfrage der beiden Gruppen nach privaten Gesundheitsleistungen abgeleitet, so dass die Ergebnisse für die unterschiedlichen Gruppen verglichen werden können.⁹⁵ Die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen für die junge Generation ergibt sich dabei als:

$$X_1 = (1 - \alpha - \beta)y_1 - (1 - \alpha)\sigma(y_1 - y_0) - (1 - \gamma)\alpha\sigma(y_1 - y_0) + \alpha\beta(\gamma y_1 - (1 - \gamma)y_2) . \quad (2.119)$$

Beim Vergleich dieses Ausdrucks mit dem entsprechenden Ausdruck ohne die Trennung in alte und junge Generation fallen zunächst zwei Unterschiede auf. Der erste, weniger gravierende zeigt, dass beim Term $\alpha\sigma(y_1 - y_0)$ zusätzlich der Parameter $(1 - \gamma)$ eingefügt ist, was der Trennung in die zwei Gruppen geschuldet ist (bei gleicher Verteilung der Ausgaben würde dieser einfach den Wert 0,5 annehmen – entgegen der hier getroffenen Annahme, dass $(1 - \gamma)$ kleiner als 0,5 ist). Die private Nachfrage der jungen Generation wird dann entsprechend grö-

95 Im Gegensatz zum vorangegangenen Absatz wird nun wieder von identischen Preisen bei der Bereitstellung von staatlichen bzw. privaten Gesundheitsleistungen ausgegangen, d.h. $P_x = P_g$.

ber ausfallen, weil diese Generation weniger von den staatlichen Gesundheitsleistungen profitieren wird. Hier wird somit ein Teil des Ausgaben-effekts dargestellt. Weiterhin ist bei oben abgeleiteter Nachfrage der Term $\alpha\beta(\gamma y_1 - (1-\gamma)y_2)$ hinzugekommen. Dies beinhaltet neben dem Parameter für die Ungleichverteilung der staatlichen Gesundheitsausgaben auch die ungleiche Einkommensverteilung, so dass auch der Einkommenseffekt im Rahmen dieser Nachfragegleichung deutlich wird. Bei der Annahme identischer Einkommen und identischer Verteilung der staatlichen Gesundheitsausgaben ($\gamma = 0,5$) würde der Gesamterm Null ergeben und bei der Bestimmung der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen keine Rolle spielen. Für diesen Term gilt es nun zu untersuchen, unter welchen Bedingungen er positiv ist. Da α und β jeweils positiv sind, genügt eine Beschränkung auf $(\gamma y_1 - (1-\gamma)y_2)$. Hier kann gezeigt werden, dass dieser Term genau dann positiv ist, wenn

$$\frac{\gamma}{1-\gamma} > \frac{y_2}{y_1} \quad (2.120)$$

ist. Da

$$\frac{y_2}{y_1} \quad (2.121)$$

per Definition kleiner als Eins ist, genügt es schließlich zu zeigen, dass

$$\frac{\gamma}{1-\gamma} \quad (2.122)$$

größer als Eins ist, was genau dann gegeben ist, wenn $\gamma > 0,5$, was zu Beginn so angenommen wurde. Letztendlich lässt sich hieraus schließen, dass aufgrund des Einnahmen- und des Ausgabeneffekts die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen der jüngeren Generation größer ausfällt als die Nachfrage in einem Modell ohne Altersdifferenzierung. Nach der Darstellung der privaten Nachfrage der jüngeren Generation kann natürlich auch die Nachfrage der älteren Generation nach Gesundheitsleistungen abgebildet werden. Auch hier ergeben sich Unterschiede zu einem Modell ohne Altersdifferenzierung, die entsprechende Nachfragegleichung lautet:

$$X_2 = (1 - \alpha - \beta)y_2 - \gamma\alpha\alpha(y_1 - y_0) - \alpha\beta(\gamma y_1 - (1-\gamma)y_2) . \quad (2.123)$$

Dabei ist es nicht verwunderlich, dass die Einschränkung der privaten Nachfrage durch eine Steuerzahlung wegfällt (da sich das Einkommen ja per Definition unterhalb des steuerlichen Freibetrags befindet). Durch die ungleiche Verteilung

der staatlichen Gesundheitsausgaben auf die beiden Gruppen erfolgt – ähnlich wie bereits oben dargestellt – eine Ergänzung des Terms $\alpha\sigma(y_1 - y_0)$ um den Parameter γ . Auch der Term $\alpha\beta(\gamma y_1 - (1-\gamma)y_2)$ taucht hier wiederum auf, allerdings mit umgekehrten Vorzeichen. Da dieser Term spezifisch für die Modellierung mit zwei getrennten Altersgruppen ist, spiegelt dieser einen Teil der in diesem Modell durchgeführten Umverteilung zwischen den beiden Alterskohorten wider. Wie oben bereits gezeigt, ist der Ausdruck größer Null, so dass dieser die Nachfrage nach privaten Gesundheitsleistungen durch die ältere Generation ebenso reduziert wie deren Bevorzugung im Rahmen der Bereitstellung staatlicher Gesundheitsleistungen. Insgesamt wird die private Nachfrage der älteren Generation kleiner ausfallen als in einem Modell ohne den beschriebenen Einnahmen- und Ausgabeneffekt.⁹⁶

Insgesamt lässt sich somit zeigen, dass auch der in Literatur und Öffentlichkeit häufig diskutierte Effekt der demografischen Alterung gut in das vorliegende Modell integriert werden kann. Allerdings kommt es aufgrund des dargestellten Einnahmen- und Ausgabeneffekts nicht unbedingt zu einer Veränderung der Gesamtausgaben, die v. a. von den Präferenzen der Individuen und der Einkommenssituation abhängig sind, vielmehr folgt aus der Art der Modellierung, dass sich die Komponenten der Nachfrage (privat und staatlich) für beide Gruppen unterscheiden. Eine Veränderung der Bevölkerungsanteile der beiden im Modell dargestellten Generationen, z. B. hin zu einem höheren Anteil der älteren Bevölkerung, hätte deshalb auch eine Veränderung der staatlichen und privaten Anteile an den Gesundheitsausgaben zur Folge.

2.3.8 Zwischenfazit

Die zurückliegenden Kapitel haben gezeigt, dass es möglich ist, den Markt für Gesundheitsleistungen und damit auch die Determinanten der Ausgaben für Gesundheit modelltheoretisch zu erfassen, was bislang in der Literatur bestenfalls in Ansätzen versucht wurde. Gleichzeitig wurde deutlich, dass sich eine Vielzahl der bislang genannten Einflussfaktoren in ein Modell integrieren lassen, so dass daraus auch entsprechende Schlussfolgerungen abgeleitet werden können.

Ausgangspunkt bildete das Modell von Clemente et al., das einen der ersten Versuche darstellt, den Markt für Gesundheitsleistungen modelltheoretisch zu

96 Anzumerken bleibt an dieser Stelle noch, dass im Rahmen dieser Modellerweiterung auf die Darstellung und v. a. den Vergleich der unterschiedlichen Elastizitäten verzichtet wurde, da aufgrund der steigenden Komplexität die Ableitung eindeutiger Ergebnisse kaum mehr möglich ist bzw. deren Aussagekraft nur unter einer Reihe einschränkender Annahmen gegeben wäre.

erfassen. Eine erste Erweiterung erfolgte, um die Spezifika des deutschen Gesundheitssystems, wie z. B. die Finanzierung durch Beiträge im Rahmen des Gesundheitsfonds, abzubilden. Die Diskussion um Bürgerversicherung und Gesundheitsprämie wurde aufgegriffen und Implikationen der beiden Systeme diskutiert. Im Anschluss wurden weitere Modellannahmen aufgeweicht und z. B. eine unterschiedliche Produktivität zwischen staatlichem und privatem Sektor abgebildet. Auch die umfangreiche Diskussion zur demografischen Entwicklung wurde aufgenommen und in Form von Einnahmen- und Ausgabeneffekten in das Modell integriert.

Aus den Ergebnissen der Modellanalyse lassen sich Hypothesen bezüglich der Auswirkungen der unterschiedlichen angebotsseitigen, nachfrageseitigen und systemimmanenten Determinanten auf Struktur und Höhe der Gesundheitsausgaben ableiten. Eine Übersicht gibt die nachfolgende Tabelle:

*Tabelle 4: Generierte Hypothesen*⁹⁷

Der Determinanten der staatlichen und privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sind nicht identisch – empirische Schätzungen müssen deshalb die Gesamtnachfrage und die einzelnen Nachfragekomponenten berücksichtigen

Private Gesundheitsleistungen stellen Substitute für staatliche Gesundheitsleistungen dar, die Individuen passen die private Nachfrage an die staatlichen Gesundheitsleistungen an.

Die Einkommenselastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen ist kleiner als Eins.

Für die Einkommenselastizitäten der staatlichen und privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sind sowohl Elastizitäten von größer als auch von kleiner Eins denkbar. Der konkrete Wert ist u. a. abhängig von der Art der Finanzierung des Gesundheitssystems.

Die Finanzierung des Gesundheitssystems (dargestellt an den Unterschieden zwischen Steuer-, Beitrags- oder Kopfpauschalenfinanzierung) hat Auswirkungen auf die einzelnen Nachfragekomponenten und die damit in Zusammenhang stehenden Einkommenselastizitäten.

Ein ansteigender Anteil der älteren Bevölkerung führt relativ gesehen zu einem Anstieg der staatlichen Gesundheitsleistungen und zu einem Rückgang der privat nachgefragten Gesundheitsleistungen.

97 Quelle: Eigene Darstellung.

Letztendlich gilt es in den folgenden Kapiteln, die aufgestellten Hypothesen empirisch zu untersuchen.

2.4 Empirische Analysen

Da eine umfassende theoretische Grundlage zur Bestimmung der Determinanten der Gesundheitsausgaben bislang bestenfalls in Ansätzen existiert (vgl. hierzu die vorangegangenen Kapitel), liegen den in der Literatur zu findenden empirischen Analysen zumeist auch keine fundierten theoretischen Überlegungen zugrunde. Stattdessen finden Variablen Verwendung, die den jeweiligen Autoren aus unterschiedlichen Gründen plausibel erscheinen. In anderen Studien bildet die Datenverfügbarkeit den entscheidenden Ausgangspunkt. Aufbauend auf der zu Beginn der Arbeit vorgestellten Gliederung der Einflussfaktoren auf die Höhe der Gesundheitsausgaben erfolgt auch im Rahmen der Darstellung der empirischen Studien eine Trennung der Determinanten in nachfrageseitig, angebotsseitig und systemimmanent.

2.4.1 Nachfrageseitige Determinanten

Einkommen

Die meisten empirischen Untersuchungen⁹⁸ fokussieren auf nachfrageseitige Faktoren. Neben dem Einkommen⁹⁹ und den Preisen für Gesundheitsleistungen stehen dabei die demografische Entwicklung sowie weitere Einflussgrößen, wie z. B. der Einfluss von Moral Hazard im Gesundheitswesen im Zentrum der Betrachtung.

Mit einigen wenigen Ausnahmen, wird in nahezu allen verfügbaren Arbeiten die Rolle des Einkommens untersucht. Aufgrund der Vielzahl der bislang hierzu veröffentlichten Arbeiten muss die Darstellung notwendigerweise auf eine Auswahl beschränkt bleiben. In diesem Zusammenhang werden deshalb v. a. dieje-

98 Die im Folgenden vorgestellten Studien beziehen sich alleine auf Makro-Daten. Untersuchungen unter Zuhilfenahme von Mikro-Daten finden sich z. B. bei Zweifel et al. (1999), Felder et al. (2000), Zweifel et al. (2004), Rodrig und Wiesemann (2004), Fan et al. (2004), Breyer und Felder (2004), Seshamani und Gray (2004a), Seshamani und Gray (2004b) und Chernichovsky und Markowitz (2004).

99 Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird aufgrund der eingenommenen makroökonomischen Perspektive v. a. auf das BIP fokussiert.

nigen Studien thematisiert, die in der Literatur besonders häufig diskutiert werden.

In der Regel wird in den genannten Studien nicht nur der Einfluss des Einkommens auf die Höhe der Gesundheitsausgaben aufgezeigt, sondern auch die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen berechnet. Die genannte Elastizität bringt zum Ausdruck, wie sich die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ändert, wenn sich das Einkommen der Bevölkerung eines Landes ändert. Diese Frage ist insbesondere interessant, da Wirtschaftspolitik in der Regel ein angemessenes Wirtschaftswachstum, also eine stetige Erhöhung des BIP eines Landes anstrebt. Würde es sich bei Gesundheitsleistungen um superiore Güter handeln, so würde es in einer wachsenden Volkswirtschaft im Zeitablauf zu einem überproportionalen Anstieg der Gesundheitsausgaben kommen. Wie bereits zu Beginn des Abschnitts beschrieben, würde dies allerdings mit einem anderen politischen Ziel – der Begrenzung des Ausgabenanstiegs im Gesundheitswesen – im Widerspruch stehen.

Die Bedeutung des BIP für die Entwicklung der Gesundheitsausgaben wird bereits seit geraumer Zeit untersucht. Als eine der ersten relevanten Studien¹⁰⁰ gilt die Arbeit von Kleiman (1974). Der Autor experimentiert mit einer Reihe von Messgrößen für das Einkommen¹⁰¹, die sich jeweils als wichtige Einflussfaktoren für die Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben herausstellen. Konkret hatte das Netto-Nationalprodukt einen linearen, der private Konsum einen exponentiellen Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben (vgl. Kleiman (1974), S. 69).¹⁰²

Wenngleich die Arbeit von Kleiman bereits drei Jahre früher erschienen ist, so wird zumeist der Artikel von Newhouse (1977) als Ausgangspunkt der Debatte über die Bedeutung des Einkommens für die Nachfrage nach Gesundheits-

100 Zuvor hatte bereits Abel-Smith (1967) die Entwicklung von Gesundheitsausgaben im Verhältnis zum Volkseinkommen für eine ausgewählte Zahl von Ländern beschrieben.

101 Konkret finden Verwendung: das Netto-Nationalprodukt pro Kopf zu Faktorpreisen in US-Dollar, der private Konsum pro Kopf in US-Dollar und der Kehrwert des Anteils der Lebensmittelausgaben am privaten Konsum. Letztere Variable soll der Probleme hinsichtlich der internationalen Vergleichbarkeit von Daten (z. B. aufgrund der Notwendigkeit, Umrechnungen in eine gemeinsame Währung vornehmen zu müssen) Rechnung tragen (vgl. Kleiman (1974), S. 68).

Neben den genannten Einkommensvariablen wird auch der Einfluss anderer Variablen, wie z. B. das Verhältnis des staatlichen nicht-militärischen Konsums zum privaten Konsum oder der Anteil des Lohneinkommens am Volkseinkommen untersucht (zu weiteren Details vgl. Kleiman (1974), S. 68ff.).

102 Da keine Einkommenselastizitäten berechnet wurden und aufgrund des Alters der Studie wird auf die numerische Darstellung der Ergebnisse verzichtet, Details finden sich bei Kleiman (1974), S. 69ff..

leistungen zitiert.¹⁰³ Im Ergebnis zeigt Newhouse, dass mehr als 90 % der internationalen Unterschiede in den Gesundheitsausgaben¹⁰⁴ durch ein unterschiedliches Pro-Kopf-Einkommen erklärt werden können. Dabei ist ein höheres Einkommen auch mit höheren Gesundheitsausgaben verbunden. Je nach Schätzgleichung und zugrunde gelegtem Niveau des BIP liegt die Elastizität zwischen 1,13 und 1,31. Gesundheitsleistungen sind damit in die Kategorie der superioren Güter einzuordnen (vgl. Newhouse (1977), S. 117).

Ausgehend von den beiden genannten Artikeln entwickelte sich eine wissenschaftliche Diskussion in Bezug auf die empirische Schätzung der Determinanten der Gesundheitsausgaben. Die ursprünglichen Argumente und dabei v. a. der Fokus auf das Einkommen als Hauptdeterminante wurden aufgegriffen, kritisch hinterfragt und um eine Vielzahl von Faktoren ergänzt. An dieser Stelle werden deshalb – weitgehend in chronologischer Reihenfolge – die wesentlichen Arbeiten zur Thematik vorgestellt. Während im aktuellen Abschnitt v. a. auf das Einkommen abgestellt wird, beschäftigen sich die weiteren Abschnitte mit anderen Determinanten der Gesundheitsausgaben, die insbesondere in späteren empirischen Untersuchungen analysiert wurden.

Im Jahr 1986 wurde die zitierte Newhouse-Publikation von Leu (1986) aufgenommen. Der Autor geht darin insbesondere der Frage nach, welche weiteren Faktoren die Höhe der Gesundheitsausgaben bestimmen. Ein Schwerpunkt liegt auch auf der Frage, welche Unterschiede zwischen staatlicher und privater Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zu erkennen sind. Das Einkommen stellt weiterhin einen wichtigen und signifikanten Einflussfaktor dar, der einen Großteil der Varianz der Gesundheitsausgaben zwischen den einzelnen Ländern erklärt. Die berechnete Einkommenselastizität liegt – je nach Schätzgleichung – zwischen 1,18 und 1,36. Gesundheitsleistungen haben also auch nach dieser Analyse Luxusgutcharakter. Die Ergebnisse sind durchaus als robust anzusehen, da z. B. der Ausschluss von Staaten mit vergleichsweise niedrigem Einkommen nichts an dieser generellen Aussage ändert (vgl. Leu (1986), S. 53).¹⁰⁵

103 Interessanterweise wird der Artikel von Kleiman auch durchaus von Newhouse im Rahmen seines Artikels zitiert (vgl. z. B. Newhouse (1977), S. 117).

104 Weitere Faktoren, die ebenfalls die Veränderung der Gesundheitsausgaben beeinflussen könnten, werden als nicht relevant angesehen. So wird z. B. der Preis, der für eine Gesundheitsleistung bezahlt werden muss, als nicht relevant angesehen. Newhouse begründet dies mit den Besonderheiten des Gesundheitsmarktes, wo Budgets und Rationierung vorherrschen, die Bedingungen einer freien Preisbildung auf freien Märkten also nicht erfüllt sind (vgl. Newhouse (1977), S. 122).

105 Zu den detaillierten Ergebnisse und den einzelnen Koeffizienten vgl. Leu (1986), Tabelle 3.1, S. 54.

Parkin, McGuire und Yule (1987) fokussieren ein Jahr später ebenso auf den bereits zuvor von Newhouse und Leu beschriebenen Luxusgutcharakter von Gesundheitsleistungen. Die erste Regressionsgleichung basiert dabei auf internationalen Daten, die Mithilfe von Wechselkursen auf eine einheitliche Basis umgerechnet wurden. Die Ergebnisse stimmen weitgehend mit den Schlussfolgerungen von Newhouse und Leu überein, die berechneten Einkommenselastizitäten liegen – je nach eingeschlossenen Ländern – zwischen 1,12 und 1,18. Gleichzeitig verweisen die Autoren aber auch auf die Probleme, die mit einer Umrechnung auf Basis von Wechselkursen verbunden sind (vgl. Parkin et al. (1987), S. 112f.).¹⁰⁶

Werden stattdessen Kaufkraftparitäten verwendet, so liegt die berechnete Einkommenselastizität in diesem Fall mit 0,9 nicht nur deutlich niedriger, sondern sogar unterhalb von Eins, was gegen den Luxusgutcharakter von Gesundheitsleistungen spricht (vgl. Parkin et al. (1987), S. 112 ff.).¹⁰⁷ Als weitere Alternative schlagen die Autoren schließlich vor, keine Ausgabenkategorien, sondern Input-Faktoren, wie z. B. die Anzahl von Ärzten oder Schwestern im jeweiligen Gesundheitssystem, als Messgröße für den Umfang der Gesundheitsleistungen zu verwenden. Auf diesem Weg ließen sich die ansonsten anzutreffenden Konvertierungsprobleme umgehen (vgl. Parkin et al. (1987), S. 115). Werden die zuvor durchgeführten Regressionsschätzungen auf Basis diese Variablen wiederholt, so ergeben sich Einkommenselastizitäten, die mit Werten von maximal 0,7 nochmals deutlich niedriger liegen (vgl. Parkin et al. (1987), S. 115f.).¹⁰⁸ Insgesamt machen die Autoren damit bereits sehr früh deutlich, dass die international vergleichende Analyse von Gesundheitsdaten zuweilen sehr schwierig sein kann, und die entsprechenden Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden müssen (vgl. Parkin et al. (1987), S. 124f.).

Auch Culyer (1988) beschäftigt sich ein Jahr später mit der Luxusguteigenschaft von Gesundheitsleistungen, die er als einen der „Mythen“ rund um die Bestimmungsgründe von Gesundheitsausgaben bezeichnet. Einen zweiten Mythos stellt in diesem Zusammenhang nach seiner Meinung die weit verbreitete Sichtweise dar, dass das Niveau der Gesundheitsausgaben alleine durch die Bedürfnisse der Bevölkerung bestimmt wird (vgl. Culyer (1988), S. 5ff.). Um den Wahrheitsgehalt der eben dargestellten „Mythen“ zu untersuchen, wiederholt Culyer die Schätzungen von Kleiman und Newhouse. Aufgrund der Struktur der

106 Die daraus resultierenden Probleme sollen an dieser Stelle nicht diskutiert werden, vielmehr sei auf Kapitel 2.5 der vorliegenden Arbeit verwiesen.

107 Die Detailergebnisse lassen sich nachlesen bei Parkin et al. (1987), Tabelle 1 und 2, S. 113.

108 Die detaillierten Ergebnisse finden sich bei Parkin et al. (1987), Tabelle 3, S. 115.

dort zugrunde liegenden Schätzgleichungen bleibt auch die Analyse von Culyer notwendigerweise sehr fokussiert auf den Parameter Einkommen, während andere Parameter vernachlässigt werden. Im Ergebnis ergibt sich eine Einkommenselastizität von 1,31, die den Luxusgutcharakter zunächst zu bestätigen scheint (vgl. Culyer (1988), S. 18f.). Im Anschluss an dieses Ergebnis zeigt der Autor jedoch am Beispiel von kanadischen Daten, dass diese Sichtweise zu kurz gegriffen scheint und entsprechend einfache Schätzgleichungen die Wirklichkeit nicht adäquat abbilden. Vielmehr müssen weitere Faktoren dazukommen (vgl. Culyer (1988), S. 24f.). In einem nachfolgenden Kapitel wird deshalb versucht, weitere Faktoren zu finden, die zur Erklärung der kanadischen Gesundheitsausgaben beitragen. Im Endergebnis bleibt das Bild jedoch unklar, wenngleich der Autor zumindest einige Vermutungen¹⁰⁹ anstellt, welche Einflussfaktoren relevant sein könnten (vgl. Culyer (1988), S. 46).

Die umfangreichsten Analysen zur Bestimmung der Determinanten der Gesundheitsausgaben, insbesondere im internationalen Vergleich wurden sicherlich von Gerdtham in Zusammenarbeit mit unterschiedlichen Co-Autoren veröffentlicht. Eine der ersten Arbeiten wurde bereits im Jahr 1991 verfasst. Hier vergleichen Gerdtham und Jönsson (1991b) die schwedischen Gesundheitsausgaben mit Gesundheitsausgaben in anderen OECD-Ländern. Für die Jahre 1980-88 zeigen sie einen starken Anstieg der Ausgaben der allerdings geringer als der entsprechende Anstieg des BIP ausfällt. Während diese Aussage für die nominalen Ausgaben Gültigkeit hat, zeigt sich für die realen Ausgaben ein anderes Bild. Wird nämlich die Inflation bei der Analyse berücksichtigt, steigen die Gesundheitsausgaben – zumindest in leichtem Umfang – stärker an als das BIP, woraus sich eine Einkommenselastizität größer als aber nahe bei Eins ableiten lässt (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991b), S. 213f.). In der anschließenden, vergleichsweise einfachen Regressionsanalyse berechnen die Autoren schließlich für die untersuchten OECD-Länder eine Einkommenselastizität, die mit einem Wert von 1,36 die zuvor gemachte Aussage bestätigt und damit auch im Bereich anderer Autoren, wie z. B. Newhouse, Leu oder Culyer liegt (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991b), S. 222f.).

Auf den Unterschied zwischen Preis und Menge bei der internationalen Betrachtung von Gesundheitsausgaben gehen die beiden genannten Autoren (Gerdtham und Jönsson (1991c)) in einer anderen Arbeit aus demselben Jahr ein.¹¹⁰

109 Culyer vermutet z. B., dass dem Staat – z. B. durch die Festlegung von Budgets – eine wesentliche Rolle bei der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben zukommen könnte, was in einem späteren Abschnitt noch genauer untersucht werden wird.

110 Hintergrund bildet die Problematik der Umrechnung von Ausgaben, BIP, etc. im Rahmen von internationalen Vergleichen. Hierauf wird an dieser Stelle nicht im Detail ein-

Im Rahmen unterschiedlicher Schätzgleichungen wird u. a. der Einfluss des BIP auf die Gesundheitsversorgung pro Kopf untersucht. Dabei unterscheiden die Autoren zwischen Gesundheitsausgaben auf der einen Seite und einer gewichteten Menge an Gesundheitsleistungen auf der anderen Seite (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1524.).¹¹¹ Interessanterweise ergibt sich in beiden Regressionsgleichungen eine identische Einkommenselastizität von 1,43, die jeweils auch signifikant von Eins verschieden ist. Daran ändert sich auch nichts, wenn zusätzlich die Relativpreise¹¹² der Gesundheitsleistungen mit in Betracht gezogen werden (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1525).

Auch in einer Arbeit im Folgejahr beschäftigt sich Gerdtham (1992) mit der Frage nach der internationalen Vergleichbarkeit der Gesundheitsausgaben.¹¹³ Hintergrund bildet wiederum die Frage nach den Bestimmungsgründen der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen (vgl. Gerdtham (1992), S. 217f.). Die Analyse basiert dabei auf zwei unterschiedlichen Modellen, einem gewöhnlichen statischen Gleichgewichtsmodell und einem so genannten Fehler-Korrektur-Modell (Error Correction Model – ECM), in dem auch zeitliche Abhängigkeiten abgebildet werden können. Weiterhin kommen unterschiedliche Schätzverfahren zum Einsatz (vgl. Gerdtham (1992), S. 219ff.).¹¹⁴

In dieser Analyse zeigt sich, dass das BIP pro Kopf die wichtigste Einflussgröße darstellt. Die geschätzte Einkommenselastizität ist im statischen Gleichgewichtsmodell – nahezu¹¹⁵ unabhängig vom verwendeten Schätzverfahren – stets größer als Eins, was den Luxusgutcharakter von Gesundheitsleistungen bestätigt. (vgl. Gerdtham (1992), S. 221).¹¹⁶ Eine Berechnung der kurzfristigen Einkommenselastizität im Rahmen des Fehlerkorrekturmodells¹¹⁷ deutet hinge-

gegangen, da diese Problematik im weiteren Verlauf der Arbeit noch ausführlicher diskutiert werden wird.

111 Zu den Details der Berechnung der gewichteten Menge vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1524, Fußnote 10.

112 Der Einfluss der Relativpreise wird in einem späteren Abschnitt des aktuellen Kapitels detailliert untersucht.

113 An dieser Stelle wird zunächst nur auf Ergebnisse hinsichtlich der Einkommenselastizität eingegangen, eine detailliertere Diskussion der Problematik des Vergleichs internationaler Daten, insbesondere von Gesundheitsausgaben, findet sich in einem späteren Abschnitt wider.

114 Details zu verwendeten Modellen und Schätzverfahren lassen sich an der zitierten Stelle (Gerdtham (1992), S. 219ff.) nachlesen.

115 Die Ausnahme bildet eine Schätzung nach dem „two-way fixed-effect“ model. Dort beträgt die geschätzte Einkommenselastizität nur 0,74 (vgl. Gerdtham (1992), S. 221).

116 Zu den Detail-Ergebnissen der Analyse vgl. Gerdtham (1992), Tabelle 3, S. 222.

117 Im Rahmen des Fehlerkorrekturmodells wird per Annahme davon ausgegangen, dass die langfristige Einkommenselastizität Eins beträgt (vgl. Gerdtham (1992), S. 223).

gen mit Werten im Bereich von 0,18 darauf hin, dass die Gesundheitsausgaben kurzfristig vergleichsweise einkommensunelastisch reagieren (vgl. Gerdtham (1992), S. 229).

Auch ein weiteres Papier aus demselben Jahr, allerdings mit erweitertem Autorenkreis (Gerdtham et al. (1992a)), widmete sich der Analyse der Determinanten der Gesundheitsausgaben im OECD-Vergleich.¹¹⁸ Verglichen mit anderen Analysen werden dabei eine Vielzahl möglicher Bestimmungsgrößen¹¹⁹ untersucht, wobei sich im Ergebnis fünf Variablen¹²⁰ als besonders interessant herausstellten. Hierzu gehört erneut das BIP pro Kopf. Die Einkommenselastizität wird mit 1,33 berechnet und liegt signifikant über Eins, was wiederum auf den Luxusgutcharakter hinweist (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73).¹²¹

Ebenfalls im Jahr 1992 analysieren Gerdtham et al. (1992b) erneut die Determinanten der Gesundheitsausgaben. Die Liste der verwendeten Variablen ist sogar noch umfangreicher, als in der bereits dargestellten Arbeit von Gerdtham et al.¹²² Hieraus bleiben schließlich in der finalen Schätzgleichung noch sieben signifikante Variablen und zwei Shift-Parameter für die Jahre 1980 und 1987 übrig.¹²³ Das BIP erweist sich als Einflussfaktor ein weiteres Mal als signifikant, die Einkommenselastizität ist mit 1,27 klar von Eins verschieden. Das Ergebnis reagiert dabei auch nicht sensitiv auf den Ausschluss anderer Variablen. Bei einer Fokussierung auf das Einkommen als alleinigem Einflussfaktor – was hinsichtlich der Vorgehensweise der ursprünglichen Analyse von Newhouse ähneln dürfte – ist sogar eine noch höhere Einkommenselastizität zu beobachten (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304).

118 Interessanterweise nehmen die Autoren dabei auch Vergleiche zu anderen zuvor erstellten Analysen – namentlich von Newhouse (1977) und Leu (1986) – vor. Die Ergebnisse der Vergleiche finden sich in Gerdtham et al. (1992a), S. 74ff.

119 Für eine Übersicht der in die Analysen eingeschlossenen Variablen vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 67f.

120 Vier der fünf Variablen werden im Rahmen des aktuellen Kapitels erläutert. Als weiterhin signifikant erweist sich zudem der Anteil der Krankenhausaussgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben. Der Koeffizient von 0,22 deutet darauf hin, dass eine Fokussierung der Behandlung der Patienten auf das Krankenhaus auch mit höheren Kosten verbunden ist (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73).

121 Zu den Detailergebnissen vgl. Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74.

122 Für eine Übersicht über die verwendeten Variablen und deren Definition vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 292f.

123 Auf einen Großteil der eingeschlossenen Variablen wird im Folgenden eingegangen werden, weiterhin signifikant ist der Anteil der Krankenhausaussgaben an den Gesamtausgaben, dessen Interpretation jedoch von den Autoren selbst in Frage gestellt wird (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304).

Eine weitere umfangreiche Analyse führte Gerdtham mit einem breiten Autorenkreis (Gerdtham et al. (1998)) durch. Der Fokus der Analyse, die mit 22 Ländern und einer 20-jährigen Zeitperiode auf einen sehr breiten Datenpool zurückgreifen kann, liegt v. a. auf dem Einfluss von vertraglichen Beziehungen zwischen den Finanziers von Leistungen, den Leistungserbringern und den Patienten, allerdings werden naturgemäß auch andere Variablen, wie z. B. das Einkommen in die Analyse einbezogen (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 113f.). Hierzu teilen die Autoren die möglichen Determinanten in zwei Gruppen. Auf der einen Seite sind nicht-institutionelle bzw. Hintergrund-Faktoren, wie z. B. das BIP zu finden, auf der anderen Seite wird der Einfluss institutioneller Arrangements, wie z. B. die konkrete Ausgestaltung des Gesundheitssystems, untersucht (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 119ff.).¹²⁴ Im Rahmen der Hintergrundfaktoren erweist sich der Einfluss des BIP als signifikant,¹²⁵ die geschätzten Einkommenselastizitäten sind mit Werten zwischen 0,7 und 0,8 deutlich kleiner als Eins, was im Widerspruch zu vielen anderen vorherigen Analysen steht und damit auch der Auffassung des Luxusgutcharakters von Gesundheitsleistungen entgegen steht. Die Autoren führen dies insbesondere auf den Einschluss eines sehr umfangreichen Variablen-Sets¹²⁶ zurück (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 127 und S. 130).

Im Jahr der ersten Analyse von Gerdtham erscheint auch die Arbeit von Milne und Molana (1991). Schwerpunkt bildet die Untersuchung des negativen Preisstruktureffekts, was in einem späteren Abschnitt noch detaillierter dargestellt werden wird. Allerdings wird auch der Einfluss des Einkommens auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen untersucht. Die Einkommenselastizität liegt dabei – je nach Schätzgleichung – zwischen 1,6766 und 1,7435 und ist signifikant größer als Eins. Aus Sicht der Autoren ist diese einfache Betrachtungsweise jedoch nicht zielführend. Vielmehr muss parallel auch die Veränderung des Relativpreises in Betracht gezogen werden. So wäre es durchaus möglich, dass der Einkommenseffekt durch einen Anstieg der Relativpreise wieder erodiert wird und es deshalb gar nicht zu einem einkommensinduzierten überproportionalen Anstieg der Menge an Gesundheitsleistungen kommt. Entsprechend

124 Eine Übersicht der verwendeten Variablen und deren genaue Definition finden sich bei Gerdtham et al. (1998) in Tabelle 2, S. 123.

125 Als weiterer signifikanter Einflussfaktor konnte nur Tabakkonsum gefunden werden (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 125).

126 Für eine Übersicht der Ergebnisse vgl. Gerdtham et al. (1998), Tabelle 3, S. 126. Der Einfluss anderer Variablen (neben dem Einkommen) wird in späteren Abschnitten ausführlich diskutiert werden.

müssten bei empirischen Analysen stets Einkommens- und Preisstruktureffekt gleichzeitig betrachtet werden (vgl. Milne und Molana (1991), S. 1224).¹²⁷

Mit Verweis auf Newhouse, Leu sowie Parkin, McGuire und Yule untersuchen Hitiris und Posnett (1992) erneut den Zusammenhang zwischen der Höhe des Einkommens¹²⁸ und dem Niveau der Gesundheitsausgaben. In einer Studie mit gepoolten Daten und insgesamt 560 Beobachtungen ergeben sich Einkommenselastizitäten, die im Bereich von Eins liegen. Die Autoren führen dabei zunächst Schätzungen durch, die allein auf das Einkommen als erklärende Variable fokussieren. Hier ergeben sich Elastizitäten von 1,026 (bei Umrechnung auf Basis von Wechselkursen) bzw. 1,160 (bei Umrechnung auf Basis von Kaufkraftparitäten) (vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 173ff.). Werden weitere Variablen¹²⁹ in die Schätzung einbezogen, so liegen die Einkommenselastizitäten mit Werten von 1,010 bzw. 1,094 auf einem vergleichbaren Niveau und immer noch im Bereich von Eins (vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 178). Im Vergleich zu vorhergehenden Schätzungen wie z. B. derjenigen von Newhouse ergeben sich Einkommenselastizitäten, die leicht niedriger liegen.¹³⁰ Eine Luxusguteigenschaft von Gesundheitsleistungen kann hieraus jedoch nicht unbedingt abgeleitet werden.

Murillo et al. (1993) benutzen ein dynamisches Modell, um für europäische Länder die Elastizität des Einkommens in Bezug auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen zu schätzen. Die Operationalisierung erfolgt als gewichtete Menge an Gesundheitsleistungen bzw. genähert durch die Gesundheitsausgaben. Die geschätzten (langfristigen) Einkommenselastizitäten bewegen sich im Bereich zwischen 1,1282 und 2,1658 und sind damit jeweils größer als Eins. Je nach gewähltem Schätzverfahren ergeben sich allerdings Unterschiede für die unterschiedlichen in die Analyse einbezogenen Länder (vgl. Murillo et al. (1993), S. 134).¹³¹

Im Fokus einer Studie aus dem Jahr 1994, die von Murillo und Saez (1994) durchgeführt wurde, steht insbesondere die Bedeutung von Einkommens- und Preiselastizitäten für die Höhe der Gesundheitsausgaben. Mit Ausnahmen von

127 Detailliertere Ergebnisse der Schätzgleichungen sind zu finden bei Milne und Molana (1991), Tabelle 2, S. 1224)

128 Hinsichtlich der weiteren berücksichtigten Variablen vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 175f..

129 Der Einfluss weiterer Variablen, wie z. B. demografischer Effekte, wird später im jeweils relevanten Kapitel dargestellt.

130 Weiterhin konnten die Autoren zeigen, dass die betrachteten Länder in drei verschiedene Gruppen fallen und somit länderspezifische Fixeffekte vorliegen. Entsprechende Details sind einem späteren Kapitel zu entnehmen.

131 Für die detaillierten Ergebnisse vgl. Murillo et al. (1993), Tabelle 2, S. 135.

Spanien, Irland und Luxemburg sind die berechneten Einkommenselastizitäten nicht signifikant von Eins verschieden. Die Problematik der Umrechnung von internationalen Daten in eine gemeinsame Währung¹³² scheint dabei keine Relevanz zu haben. In Sensitivitätsanalysen entdecken die Autoren hier keinen relevanten Effekt (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 273).¹³³ Die Abweichungen in den zuvor genannten drei Ländern führen die Autoren darauf zurück, dass Spanien und Irland jeweils Länder darstellen, deren Pro-Kopf-Einkommen vergleichsweise niedrig ist. Hinsichtlich Luxemburg wird auf Schätzprobleme hingewiesen, die u. U. die Aussagekraft der Ergebnisse deutlich reduzieren (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 277).

Wenngleich die Studie von O'Connell (1996) zwei Jahre später v. a. darauf abzielt, den Zusammenhang zwischen der Altersstruktur der Bevölkerung und den Gesundheitsausgaben in OECD-Ländern aufzuzeigen, so wird dennoch der Einfluss des BIP auf die Höhe der Gesundheitsausgaben untersucht. Das BIP stellt auch in dieser Analyse einen wichtigen Einflussfaktor dar. Inwieweit die Einkommenselastizität größer als Eins ist, hängt jedoch insbesondere vom geschätzten Modell ab. Wird zunächst ein ganz einfaches Modell ohne weitere Einflussfaktoren geschätzt, so ergibt sich mit 1,21 eine Einkommenselastizität von größer als Eins, was auch in Einklang mit anderen Studien steht, die ähnlich einfache Zusammenhänge geschätzt haben. Werden jedoch mit Hilfe eines Modells mit fixen Effekten auch landes- und zeitspezifische Besonderheiten berücksichtigt, so sinkt der Wert der Einkommenselastizität deutlich auf 0,52 ab. Von einem Luxusgutcharakter der Gesundheitsleistungen kann dann nicht mehr gesprochen werden. Auch wenn andere Faktoren, wie z. B. die öffentliche Finanzierung von Gesundheitsleistungen, oder die Altersstruktur der Bevölkerung mit in Betracht gezogen werden¹³⁴, so ergeben sich dennoch mit den obigen Ergebnissen vergleichbare Einkommenselastizitäten von 1,24 bzw. 0,53. Ebenso wird die Bedeutung der landes- und zeitspezifischen Besonderheiten in diesen erweiterten Schätzgleichungen unterstrichen (vgl. O'Connell (1996), S. 574ff.).

Ein Jahr später widmen sich Blomqvist und Carter (1997) erneut speziell der Frage, inwieweit es sich bei Gesundheitsleistungen um Luxusgüter handelt. Sie gehen dabei auch auf mögliche statistische Probleme bei der Schätzung entspre-

132 Eine detailliertere Diskussion der Problematik der Wahl des richtigen Umrechnungsfaktors bei internationalen Betrachtungen erfolgt in einem späteren Abschnitt.

133 Hinsichtlich der genauen Ergebnisse vgl. Saez und Murillo (1994), Tabellen 3-5, S. 274ff.

134 Eine detaillierte Beschreibung des Einflusses dieser Faktoren findet sich in einem späteren Abschnitt.

chender Gleichungen, wie z. B. die Nicht-Stationarität der Daten, ein.¹³⁵ Hinsichtlich der Ergebnisse früherer Schätzungen ist in diesem Zusammenhang anzunehmen, dass diese einem Bias unterliegen, der zu einer Überschätzung der Elastizität des Einkommens führt. Gründe hierfür können die Nichtberücksichtigung landesspezifischer Faktoren, die Nichtbeachtung der Zeitreihenstruktur und die Verwechslung eines Zeittrends mit realen Einkommenseffekten sein. Die Ursache für einen möglicherweise anzutreffenden Zeittrend könnte aus Sicht der Autoren insbesondere im Einfluss des technischen Fortschritts zu finden sein (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 226f.). Die Höhe der geschätzten Einkommenselastizität liegt mit 0,976 unter Eins. Die Luxusguteigenschaft von Gesundheitsleistungen ist somit zu verneinen (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 223f.).

Mit Fokus auf die Europäische Union untersucht Hitiris (1997) ein weiteres Mal die Determinanten der Gesundheitsausgaben. Entgegen der Ergebnisse von Blomqvist und Carter ergeben sich bei Hitiris für die untersuchten Länder und Zeiträume wieder Einkommenselastizitäten die deutlich über Eins liegen und einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Höhe der Gesundheitsausgaben liefern. Je nach Schätzmethode können Elastizitäten zwischen 1,142 und 1,165 berechnet werden. Auf einem Signifikanzniveau von 5% sind diese Einkommenselastizitäten auch knapp von Eins verschieden. Da somit Länder mit höheren Einkommen pro Kopf auch mehr für Gesundheit ausgeben, ist davon auszugehen, dass sich ein Angleichen der Höhe der Gesundheitsausgaben zwischen den Ländern der Europäischen Union v. a. dann ergeben dürfte, wenn sich auch die ökonomischen Aktivitäten der einzelnen Mitgliedsländer zunehmend angleichen (vgl. Hitiris (1997), S. 5f.).¹³⁶

Die Arbeit von Barros (1998) untersucht – im Gegensatz zu den meisten anderen Arbeiten auf diesem Gebiet – weniger die Unterschiede im Niveau der Gesundheitsausgaben, als vielmehr Unterschiede im Wachstum der Gesundheitsausgaben, was als Ergänzung zu den bislang vorliegenden Untersuchungen gesehen werden kann. Weiterhin wird auch das Verhältnis von Niveau und Wachstum der Gesundheitsausgaben betrachtet. Anleihen nimmt der Autor dabei u. a. bei der neueren Wachstumstheorie (vgl. Barros (1998), 533f.). Barros kann zeigen, dass Länder, die bereits ein hohes Niveau der Gesundheitsausgaben erreicht haben, nur noch eine vergleichsweise niedrige Wachstumsrate aufweisen. Weiterhin übt das Einkommen – operationalisiert durch das BIP – auch ei-

135 Details zu dieser Problematik werden im weiteren Verlauf des Kapitels noch dargestellt werden.

136 Bezüglich weiterer Details der geschätzten Gleichung vgl. Hitiris (1997), Tabelle 2, S. 5.

nen wichtigen Einfluss auf das Wachstum der Gesundheitsausgaben aus. Die daraus abgeleitete Einkommenselastizität liegt zwar unter, aber nahe bei Eins, was sich zumindest mit einer Reihe neuerer Schätzungen deckt (vgl. Barros (1998), S. 537ff.).

Im selben Jahr untersuchen auch Di Matteo und Di Matteo (1998) die Determinanten der Ausgaben für Gesundheitsleistungen, diesmal mit Bezug auf die Daten der verschiedenen kanadischen Provinzen. Im Ergebnis zeigt sich ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen dem realen Pro-Kopf-Einkommen in der jeweiligen Provinz und den entsprechenden Ausgaben für Gesundheitsleistungen.¹³⁷ In dieser Studie liegt die geschätzte Einkommenselastizität mit 0,77 deutlich unter Eins, was klar gegen den Luxusgutcharakter von Gesundheitsleistungen spricht. Die Autoren führen dieses Ergebnis darauf zurück, dass bisherige Regressionsanalysen aufgrund von Fehlern und Ungenauigkeiten verzerrt waren (vgl. Di Matteo und Di Matteo (1998), S. 223f.).

Ähnlich wie Barros beschäftigt sich auch Leidl (1998) v. a. mit dem Aspekt des wirtschaftlichen Wachstums und dessen Verhältnis zu den Gesundheitsausgaben eines Staates. Konkret geht er von der These aus, dass sich über die Förderung von Wirtschaftswachstum, wie es z. B. die Europäische Union für ihre Mitgliedsländer anstrebt, auch die Verfügbarkeit von Ressourcen für das Gesundheitssystem verbessern lässt (vgl. Leidl (1998), S. 38). Dies ist allerdings nur dann möglich, wenn bei Verfügbarkeit umfangreicherer Ressourcen – abgebildet z. B. durch ein höheres BIP – auch die Höhe der für das Gesundheitssystem verwendeten Ressourcen ansteigt. Übertragen auf die Fragestellung dieses Kapitels geht er somit von einer positiven Einkommenselastizität aus. Mit der Schätzung von Einkommenselastizitäten für die Jahre 1974 bis 1994 versucht er deshalb, seine zuvor dargestellte These zu untermauern. Alle Elastizitäten sind dabei signifikant von Null und auch deutlich¹³⁸ von Eins verschieden, numerisch variieren die Elastizitäten zwischen 1,14 und 1,5. Gegen Ende der betrachteten Zeitperiode ist eher ein Rückgang der Elastizitäten zu beobachten, die geringste Elastizität wurde im letzten Betrachtungsjahr gemessen. Bei der Interpretation rät der Autor aufgrund der Möglichkeit zukünftiger Korrekturen der verwendeten Datengrundlagen allerdings zur Vorsicht (vgl. Leidl (1998), S. 50f.).

Die Studie von Kanavos und Yfantopoulos (1999) weicht in einem maßgeblichen Ergebnis von den zuvor dargestellten Schätzungen ab. Während bislang

137 Ein Gesamtüberblick über die Ergebnisse der Regressionsanalyse findet sich in Di Matteo und Di Matteo (1998), Tabelle 1, S. 223.

138 In den meisten Fällen sind die berechneten Einkommenselastizitäten auch signifikant von Eins verschieden (auf dem 5-10%-Niveau), Ausnahmen bildeten die ersten beiden und die letzten beiden Jahre der Schätzung sowie das Jahr 1986 (vgl. Leidl (1998), Tabelle 3, S. 51). Dort finden sich auch weitere Details der Schätzungen.

alle Studien davon ausgehen, dass das Einkommen wesentlich zu einer Erklärung der Unterschiede in den Gesundheitsausgaben zwischen verschiedenen Regionen oder Ländern beiträgt, kommen die beiden Autoren zu anderen Ergebnissen. Werden die Länder der EU betrachtet, so zeigt ihre Analyse, dass das Einkommen nur in der Hälfte der betrachteten Länder zur Erklärung der Höhe der Gesundheitsausgaben beiträgt. In den Fällen, in denen sich das Einkommen als signifikant herausstellt, liegen die berechneten Einkommenselastizitäten zumeist deutlich unter Eins (vgl. Kanavos und Yfantopoulos (1999), S. 178).¹³⁹ Auch die Verwendung einer Lag-Struktur führte nicht zu einem höheren Erklärungsgehalt der Einkommensvariable (vgl. Kanavos und Yfantopoulos (1999), S. 180). Aus Sicht der Autoren lässt sich daraus insbesondere schließen, dass andere Variablen, wie z. B. die demografische Entwicklung, für den Anstieg der Gesundheitsausgaben in den letzten Jahren verantwortlich sein müssen (vgl. Kanavos und Yfantopoulos (1999), S. 186).

In einer Analyse der Entwicklung der Ausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung beschäftigen sich auch Breyer und Ulrich (2000) mit den Determinanten der Gesundheitsausgaben. Auch in ihren Schätzungen stellt das Einkommen, operationalisiert als das reale beitragspflichtige Einkommen je Mitglied einen wichtigen Einflussfaktor dar (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 6). Je nach Schätzmodell ergeben sich Einkommenselastizitäten von 0,391 bzw. 0,456, so dass der Luxusgutcharakter auf Basis dieser Ergebnisse verneint werden kann (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 10).¹⁴⁰

Die Frage, inwieweit es sich bei Gesundheitsleistungen um Luxusgüter handelt, bildet auch für Getzen (2000) eine wichtige Fragestellung. Dabei unterscheidet er zwischen der Analyse auf der Mikro-Ebene, wo es um das Einkommen der Individuen geht, und der Analyse auf der Makro-Ebene, wo das BIP als Einkommen betrachtet wird. Die Verbindung der beiden Ebenen macht der Autor in einer eigenen Abbildung deutlich:

139 Die Details der Schätzergebnisse finden sich bei Kanavos und Yfantopoulos (1999), Tabelle 2.4, S. 179.

140 Die dargestellten Elastizitäten beziehen sich auf Ergebnisse, die sich auf dem 5%-Niveau als signifikant herausgestellt haben, die weiteren Ergebnisse finden sich bei Breyer und Ulrich (2000), Tabelle 2, S. 10.

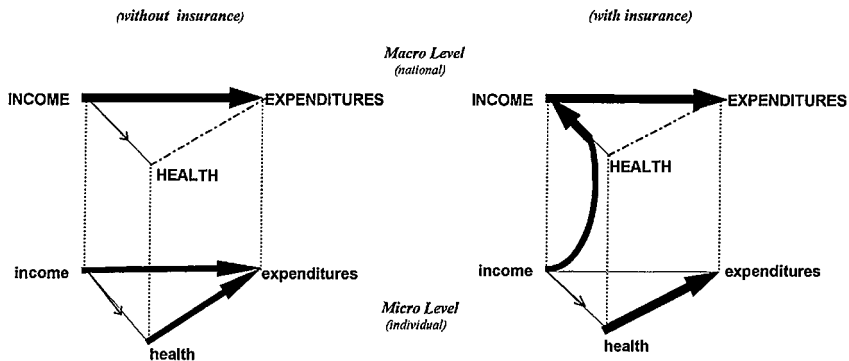


Abbildung 6: Determinanten der Ausgaben für Gesundheitsleistungen auf der Mikro- und Makroebene und Zusammenhänge zwischen den Ebenen in Abhängigkeit vom Versicherungsschutz¹⁴¹

Während auf individueller Ebene der Gesundheitszustand stets die Gesundheitsausgaben beeinflusst, ist dieser Zusammenhang auf gesamtwirtschaftlicher Ebene nur schwach ausgeprägt. Hier dominieren die Ressourcen, die für Gesundheit aufgewendet werden, den Haupteinfluss wird also das BIP ausüben. Auf individueller Ebene ist die Bedeutung des Einkommens hingegen vom Versicherungsschutz abhängig. Insbesondere bei Existenz einer staatlichen Versicherung wird das Einkommensrisiko auf die Gemeinschaft übertragen, es spielt somit bei der individuellen Nachfrage nach Gesundheitsleistungen keine Rolle. Anders stellt sich die Situation ohne Versicherungsschutz dar. Als Konsequenz ist es somit durchaus denkbar, dass sich – aufgrund der unterschiedlichen Einflussfaktoren – die Einkommenselastizitäten auf der Mikro- und Makroebene unterscheiden (vgl. Getzen (2000), S. 263). Auf Basis dieser Erkenntnisse führt der Autor zwar keine eigenen Schätzungen entsprechender Elastizitäten durch, gibt aber eine ausführliche Übersicht¹⁴² über die Ergebnisse bisheriger mikro- oder makroökonomischer Schätzungen, wovon letztere im Rahmen dieser Arbeit größtenteils bereits Erwähnung fanden. Darin wird in der Regel auch die Ansicht des Autors unterstützt, dass der Luxusgutcharakter nur auf der Makro-Ebene festzustellen ist, während auf der Mikro-Ebene Einkommenselastizitäten von kleiner Eins festzustellen sind (vgl. Getzen (2000), S. 264ff.).

141 Reprinted from Journal of Health Economics, 19, Getzen, T. E., Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures, p. 259-270, figure 1 (p. 263), Copyright 2000, with permission from Elsevier.

142 Die genannte Studienübersicht findet sich bei Getzen (2000), Tabelle 1, S. 266f..

Im selben Jahr untersucht Karatzas (2000) die Determinanten der Gesundheitsausgaben der USA. Neben dem Einkommen werden dabei noch weitere Variablen in die Schätzung einbezogen.¹⁴³ Auch in dieser Analyse führt ein höheres Volkseinkommen zu einer höheren Nachfrage nach Gesundheitsleistungen – wie sie in den Gesundheitsausgaben zum Ausdruck kommt. Die Einkommensvariable erweist sich als signifikant, die Elastizität liegt jedoch mit einem Wert von 0,578 deutlich unter Eins, so dass Gesundheitsleistungen nach dieser Analyse nicht als Luxusgut bezeichnet werden können (vgl. Karatzas (2000), S. 1088f.).¹⁴⁴ In der Folge betrachtet der Autor zusätzlich Subkategorien¹⁴⁵ der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen. Zunächst erfolgt eine Betrachtung der privaten Gesundheitsausgaben, bei denen die Elastizität mit einem Wert von 0,616 signifikant und wiederum deutlich kleiner als Eins ist. Werden hingegen allein die staatlichen Gesundheitsausgaben betrachtet, so ist die Einkommensvariable ebenso signifikant, die Elastizität ist mit einem Wert von 2,642 allerdings deutlich größer als Eins, was zumindest in dieser Subkategorie den Luxusgutcharakter bestätigt. Weiterhin kommt der Autor zum Ergebnis, dass private und staatliche Gesundheitsausgaben Substitute darstellen (Karatzas (2000), S. 1089ff.).¹⁴⁶

Drei Jahre später geht Freeman (2003) erneut der Frage nach, ob es sich bei Gesundheitsleistungen um Leistungen mit Luxusgutcharakter handelt oder nicht. Entsprechend der neueren Erkenntnisse zu Schätzproblemen bei der Analyse von Panel-Daten beschäftigt auch er sich zunächst mit dieser Thematik, um seine späteren Analysen auch einer statistisch belastbaren Basis durchführen zu können.¹⁴⁷ Im Rahmen des vom Autor bevorzugten Schätzverfahrens¹⁴⁸ ergeben

143 Eine Übersicht der verwendeten Variablen findet sich bei Karatzas (2000), S. 1087f..

144 Die Detailergebnisse der unterschiedlichen Schätzergebnisse finden sich bei Karatzas (2000) in den Tabellen 1-6, S. 1089ff..

145 Auf die Details der Analyse der unterschiedlichen Subkategorien der Gesundheitsausgaben kann an dieser Stelle nicht eingegangen werden. Die Ergebnisse finden sich bei Karatzas (2000), S. 1089ff..

146 Konkret wird geschätzt, welchen Einfluss die Höhe der privaten Ausgaben für Gesundheit auf die Höhe der staatlichen Ausgaben für Gesundheit hat. Der entsprechende Koeffizient ist dabei signifikant und die berechnete Elastizität von -1,097, zeigt, dass es z. B. bei einem Rückgang der privaten Ausgaben um 1% zu einem Anstieg der staatlichen Ausgaben von 1,097% kommen würde (vgl. Karatzas (2000), Tabelle 3, S. 1091).

147 Auf die Probleme der Schätzung von Panel-Daten wird an dieser Stelle nicht eingegangen, vielmehr sei auf die ausführlichere Diskussion in einem späteren Abschnitt hingewiesen.

148 Aufgrund der Ergebnisse der anfänglichen statistischen Analyse kommt der Autor zum Schluss, dass eine einfache OLS-Schätzung für die ihm vorliegenden Daten nicht ausreichend ist und ein anderes Verfahren, konkret das sogenannte dynamische OLS-

sich letztendlich Elastizitäten, die Werte zwischen 0,817 und 0,844 annehmen und somit deutlich kleiner als Eins sind. Gesundheitsleistungen scheinen vor diesem Hintergrund nicht den Charakter von Luxusgütern zu haben. Die in vielen Staaten ansteigenden Gesundheitsausgaben müssen demnach eine andere Ursache haben. Der Autor nennt hierzu den technischen Fortschritt sowie Änderungen in den Behandlungsgewohnheiten als mögliche Gründe (vgl. Freeman (2003), S. 499ff.).

Im selben Jahr beschäftigt sich auch Di Matteo (2003) mit der Einkommenselastizität in Bezug auf Gesundheitsausgaben. Konkret werden die Auswirkungen unterschiedlicher Schätzverfahren auf die Schätzergebnisse der Einkommenselastizität aufgezeigt. Die Analyse basiert auf Daten aus US-Bundesstaaten, regionalen Daten aus Kanada und den bekannten OECD-Daten, beschränkt auf 16 Länder (vgl. Di Matteo (2003), S. 23).¹⁴⁹ Gewöhnliche OLS-Schätzungen werden mit der so genannten LOWESS-Technik verglichen.¹⁵⁰ Dabei ergeben sich auf Basis der OLS-Schätzungen im erweiterten Modell, das neben dem Einkommen auch noch weitere Variablen berücksichtigt, Einkommenselastizitäten (berechnet auf Basis des jeweiligen Durchschnittseinkommen) von 0,7 für die USA, 0,72 für Kanada und 1,32 für die OECD-Länder. Interessanterweise sind also – trotz identischem Schätzverfahren – unterschiedliche Ergebnisse zu beobachten, die den Luxusgutcharakter bestätigen bzw. widerlegen (vgl. Di Matteo (2003), Tabellen 2-4, S. 25f.). Der Autor schreibt diesen Unterschied unter Bezugnahme auf die zuvor bereits dargestellte Argumentation von Getzen den unterschiedlichen Analyse-Ebenen für die einzelnen Länder zu. Während für die USA und Kanada Daten auf Basis der Bundesstaaten bzw. auf Basis der Provinzen vorliegen, werden für die OECD-Länder die Daten des gesamten Landes betrachtet. Nach Ansicht des Autors könnte bei zunehmender Aggregationsebene die Budgetbeschränkung an Bedeutung gewinnen (vgl. Di Matteo (2003), S. 27). Die Ergebnisse der LOWESS-Schätzung unterscheiden sich zunächst nicht grundsätzlich von den OLS-Ergebnissen, allerdings wird deutlich, dass Gesundheitsausgaben bei einem generell niedrigeren Niveau des Volkseinkommens einkommenselastisch sind, wohingegen die Elastizität mit zunehmendem Einkommen immer mehr abnimmt. Die Einkommenselastizität ist nach diesen Ergebnissen somit auch sehr stark vom wirtschaftlichen Entwicklungsniveau des betrachteten Landes abhängig (vgl. Di Matteo (2003), S. 25ff.).

Verfahren (DOLS) Anwendung finden muss. Die dargestellten Einkommenselastizitäten basieren jeweils auf diesem Schätzverfahren.

149 Eine Übersicht über die verwendeten Daten findet sich bei Di Matteo (2003), Tabelle 1, S. 24.

150 Details hinsichtlich nicht-parametrischer Schätzverfahren finden sich bei Di Matteo (2003) auf den Seiten 22f..

Die Schwankungsbreite ist auf Basis der LOWESS-Schätzungen deutlich größer. So ergeben sich auf Basis von OLS in Abhängigkeit vom Einkommensniveau für die USA Elastizitäten zwischen 0,52 und 0,74, für Kanada zwischen 0,68 und 0,84 und für die OECD-Länder zwischen 1,08 und 2,48.¹⁵¹ Auf Basis von LOWESS liegen die entsprechenden Elastizitäten für die USA zwischen 0,31 und 1,19, für Kanada zwischen 0,21 und 1,40, und für die OECD zwischen 0,71 und 1,53 (vgl. Di Matteo (2003), Tabelle 5, S. 27).¹⁵²

Aufbauend auf den bisherigen heterogenen Studienergebnissen untersuchen Herwartz und Theilen (2010) mit Hilfe eines semiparametrischen Schätzverfahrens erneut die Determinanten der Gesundheitsausgaben. Hinsichtlich der Bedeutung des Einkommens zeigen die Autoren einen Zusammenhang zwischen der Höhe der Elastizität und der Alterung der Bevölkerung. So berechnen sie für die Ländergruppe mit einer relativ gesehen jungen Bevölkerung eine Einkommenselastizität von 0,794, während die Ländergruppe mit einer vergleichsweise alten Bevölkerung eine Einkommenselastizität von 0,969 aufweist.¹⁵³ Für Länder mit relativ junger Bevölkerung sind somit Einkommenselastizitäten von deutlich kleiner als Eins zu erwarten, wohingegen in Länder mit einer gealterten Bevölkerung eher mit Einkommenselastizitäten nahe bei Eins zu rechnen haben (vgl. Herwartz und Theilen (2010), S. 973).

Insgesamt gesehen weisen empirische Studien zur Analyse des Einkommens als mögliche Bestimmungsgröße der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen eine lange Historie auf. Nahezu alle Untersuchungen können zeigen, dass dem Einkommen eine wichtige Rolle zukommt. Unklar scheint allerdings immer noch die Frage zu sein, ob es sich bei Gesundheitsleistungen nun um Luxusgüter handelt oder nicht. Die dargestellten Schätzergebnisse weisen hinsichtlich des konkreten Werts der Elastizität eine deutliche Schwankungsbreite auf. Tendenziell zeigen die Berechnungen aus jüngeren Analysen dabei eher niedrigere Elastizitäten. Deutlich wird hingegen auch, dass die ersten diesbezüglichen Analysen vergleichsweise einfach gestaltet waren. Im Zeitablauf wurden dann immer mehr Variablen in die Analyse einbezogen, die im Folgenden noch genauer

151 Der ersten Werte bezieht sich dabei jeweils auf niedrige Einkommen, der zweite auf hohe Einkommen.

152 Ähnlich wie bereits zuvor beziehen sich bei Kanada und den OECD-Ländern der erste Wert auf niedrige Einkommen und der zweite Wert auf hohe Einkommen. Eine Ausnahme bildet die USA, wo keine klare Tendenz erkennbar ist (vgl. Di Matteo (2003), Tabelle 5, S. 27).

153 Für weitere Details vgl. Herwartz und Theilen (2010), Tabelle II, S. 971. Die dargestellten Elastizitäten beziehen sich jeweils auf die Verwendung von AGE65 – dem Anteil der Bevölkerung, der 65 Jahre oder älter ist – zur Charakterisierung des Anteils alter Personengruppen in einem Land.

dargestellt werden. Auch neue statistische Erkenntnisse fanden in die Literatur Eingang und führten zu Ergebnissen, die teils deutlich von früheren Aussagen abwichen.

Gerade die Frage des Luxusgutcharakters ist jedoch für die Wirtschaftspolitik von besonderem Interesse. Für den Fall, dass ein steigendes Bruttoinlandsprodukt immer auch mit (über-) proportional steigenden Gesundheitsausgaben verbunden wäre, wäre dem Staat an dieser Stelle eine wichtige Stellschraube zur Beeinflussung der Kostenentwicklung im Gesundheitswesen genommen, da ein niedrigeres Wirtschaftswachstum zur Kostendämpfung sicherlich nicht öffentlich propagiert werden könnte.

Preise

Inwieweit der Preis eine Rolle bei der Erklärung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen spielt, wird ebenso in einer Reihe von Studien untersucht. Hierbei ist zwischen absoluten Preiseffekt und dem Preisstruktureffekt zu unterscheiden. Während ersterer sich damit beschäftigt, welche Folgen höhere Preise für die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen haben, beschäftigt sich der so genannte negative Preisstruktureffekt mit relativen Preisen und konkret mit der Frage, wie sich die Preise von Gesundheitsleistungen im Verhältnis zu anderen Preisen, z. B. zu Preisen für Güter des täglichen Bedarfs entwickelt haben und welche Auswirkungen dies auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen hat. Im nachfolgenden Abschnitt werden deshalb zunächst empirische Studien zum direkten Preiseffekt vorgestellt, mit dem negativen Preisstruktureffekt beschäftigt sich ein späterer Abschnitt.

Im Fokus bleibt weiterhin die makroökonomische Betrachtung. Aufgrund seiner grundlegenden Bedeutung sei jedoch zu Beginn kurz auf das RAND Health Insurance Experiment hingewiesen. Die Studie, die z. B. von Manning et al. (1987) beschrieben wird, ist im Gegensatz zu den weiteren betrachteten Studien der Klasse der mikroökonomischen Studien¹⁵⁴ zuzuordnen. Die Bedeutung des Preises wird in diesem Experiment anhand unterschiedlicher Versicherungsverträge abgebildet, die sich in der Höhe der Selbstbeteiligung für die Versicherten unterscheiden. Konkret zeigt sich, dass die Ausgaben bei Existenz eines Versicherungsvertrags ohne Zuzahlung um 46% höher sind als in einem vergleichbaren Vertrag, bei dem vom Versicherten 95% der Kosten – bis zu einem bestimmten Limit – getragen werden müssen (vgl. Manning et al. (1987),

154 Hinsichtlich weiterer mikroökonomischer Studien zur Preiselastizität vgl. z. B. Rosenthal (1970), Newhouse und Phelps (1976), Harris et al. (1990), Ringel et al. (2002) oder Il und Ohkusa (2002).

S. 260).¹⁵⁵ Insgesamt wird deutlich, dass der Preise für Gesundheitsleistungen – direkt oder indirekt – durchaus eine Rolle spielen kann. Letztendlich muss aber die Frage gestellt werden, ob in dem zu betrachtenden Gesundheitssystem die vom Einzelnen zu tragenden Kosten tatsächlich von der Inanspruchnahme von Leistungen abhängen oder ob andere Bezugsgrößen z. B. im Rahmen des Abschlusses von Versicherungen (individuelles Risiko, Einkommen) relevant sind. Entsprechend kann sich aus internationaler Perspektive der Einfluss des Preises zwischen verschiedenen Gesundheitssystemen unterscheiden, je nachdem wie sich der genannte Zusammenhang zwischen Kosten für den Einzelnen und der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen ausgestaltet.

Auf der makroökonomischen Ebene beschäftigt sich Getzen (1990) mit dem Einfluss der Inflation auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Aufgrund von Daten aus den Jahren 1930 bis 1988 geht er davon aus, dass zwischen dem allgemeinen Preisindex und dem Preisindex für Gesundheitsleistungen ein Lag zwischen 6 und 24 Monaten liegt (vgl. Getzen (1990), S. 33). Dies wird auch durch die Schätzung eines entsprechenden Modells bestätigt. So sind z. T. mehr als zwei Jahre notwendig, damit z. B. ein Drittel des Anstiegs der allgemeinen Inflation auch seinen Weg in das Gesundheitssystem gefunden hat (vgl. Getzen (1990), S. 35).¹⁵⁶

Im Rahmen der vielfältigen und zum Teil auch bereits dargestellten Analysen untersuchen Gerdtham und diverse Co-Autoren auch die Rolle von Preisen¹⁵⁷ im Rahmen der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen bzw. zur Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben. Schon in einer der ersten Arbeiten weisen Gerdtham und Jönsson auf die Rolle des Preises von Gesundheitsleistungen hin. In einer Arbeit aus dem Jahr 1992 (Gerdtham (1992)) wird deshalb neben dem Einfluss des Einkommens auch der Einfluss der Inflation untersucht. Ausgangsthese – aufbauend auch auf den zuvor beschriebenen Ergebnissen von Getzen – ist in diesem Zusammenhang die Vermutung, dass sich Preise im Gesundheitswesen erst mit zeitlicher Verzögerung an Veränderungen des allgemeinen Preisniveaus anpassen. Wie bereits zuvor beschrieben, wird zunächst ein statisches Gleichgewichtsmodell geschätzt. Für die Inflation – gemessen am BIP-Deflator – lässt sich dabei jeweils ein negativer Effekt berechnen, der Koeffizient ist jedoch nur in zwei Fällen signifikant und liegt in beiden Fällen im Bereich von -0,21 (vgl. Gerdtham (1992), S. 221f.).¹⁵⁸ Ein ähnliches Bild ergibt

155 Detailergebnisse lassen sich bei Manning et al. (1987), Tabelle 3, S. 260 nachlesen.

156 Details der Analyse – die auch eine Schätzung der Einkommenselastizität beinhaltet – finden sich bei Getzen (1990), Tabelle 1, S. 35.

157 In der Regel wird dabei der Einfluss von Relativpreisen untersucht, die entsprechenden Ergebnisse werden deshalb auch in einem späteren Kapitel dargestellt.

158 Zu den Detailergebnissen vgl. Gerdtham (1992), Tabelle 3, S. 222.

sich im Fehlerkorrekturmodell, wengleich die Koeffizienten nun deutlich häufiger das 5%-Signifikanzniveau erreichen. Numerisch gesehen liegen die Preiselastizitäten zwischen $-0,068$ und $-0,17$ (vgl. Gerdtham (1992), S. 222). Nach dieser Analyse würde also ein Anstieg der Inflationsrate zu einem – wenn auch vergleichsweise kleinen – Rückgang der Höhe der realen Gesundheitsausgaben führen, was auf eine verspätete Anpassung der Preise zurückzuführen sein könnte. Eine Aussage, inwieweit Preise die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen auf der makroökonomischen Ebene beeinflussen, kann damit aber noch nicht getroffen werden.

Als einer der wenigen Autoren geht Karatzas (2000) auf die Rolle des Preises bei der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben ein. Die Operationalisierung erfolgt durch die Verwendung des Preisindex für Gesundheitsleistungen. Im Ergebnis ergibt sich ein statistisch signifikant negativer Zusammenhang zwischen Preis und Höhe der Gesundheitsausgaben, wie es auch durch die Nachfragetheorie vorhergesagt wird. Die geschätzten Koeffizienten¹⁵⁹ liegen zwischen $-0,625$ und $-0,648$ und deuten somit auf einen stark rationierenden Einfluss des Preises hin (vgl. Karatzas (2000), S. 1088f.). Auch bei der Schätzung der Höhe der privaten Ausgaben für Gesundheitsleistungen bestätigt sich der Einfluss des Preises. Der Einfluss ist signifikant, wengleich mit einer Größenordnung zwischen $-0,273$ und $-0,347$ deutlich geringer (vgl. Karatzas (2000), 1089f.).¹⁶⁰ Möglicherweise lässt sich dies auf den Einfluss des Staates im Sinne von Kostendämpfungsmaßnahmen bei zu stark steigenden Preisen im Gesundheitswesen zurückführen. Leider kommt die Preisvariable in der Schätzungsgleichung des Autors im Bezug auf die Bestimmungsgrößen der staatlichen Gesundheitsausgaben nicht vor, so dass diese These anhand der vorliegenden Daten nicht überprüft werden kann.

Insgesamt bleibt hinsichtlich der Rolle des Preises festzuhalten, dass auf makroökonomischer Ebene und bei weitgehend vollständiger Versicherungsdeckung in den meisten OECD-Ländern ein Einfluss nur schwer feststellbar sein wird, weswegen sich bislang auch nur wenige Autoren mit dieser Thematik beschäftigt haben. Ansonsten sei v. a. auf die zu Beginn des Abschnitts erwähnten mikroökonomischen Studien verwiesen. In derartigen Studien ist es dann auch leichter möglich, z. B. Opportunitätskosten durch Wartezeiten oder die Rolle des Preises verschiedener Versicherungsverträge zu untersuchen, wie dies auch im Theorieteil zu Beginn beschrieben wurde.

159 Details finden sich bei Karatzas (2000), Tabelle 1, S. 1089.

160 Detailergebnisse zu den Determinanten der privaten Gesundheitsausgaben finden sich bei Karatzas (2000), Tabelle 2, S. 1090.

Demografische Entwicklung

Vor dem Hintergrund der Medikalisierungs- bzw. der Kostenkompressionsthese und der damit verbundenen Unsicherheit, wie sich die Alterung der Bevölkerung auf die Höhe der Gesundheitsausgaben auswirkt, sind Studien, die sich empirisch mit dieser Thematik auseinandersetzen, von besonderem Interesse. Zur Klärung dieses Sachverhalts ist eine Vielzahl von Arbeiten erschienen, so dass an dieser Stelle nur eine Auswahl der wichtigsten Studien dargestellt werden kann. In den meisten Fällen wird in den empirischen Analysen die Alterung der Bevölkerung durch den Anteil älterer Menschen an der Gesamtbevölkerung definiert. Die genauen Altersgrenzen unterscheiden sich zwischen den einzelnen Studien. In manchen Analysen wird zudem auch der Anteil junger Menschen (z. B. < 15 Jahre) in die Betrachtung einbezogen, da von einem U-förmigen Verlauf der Gesundheitsausgaben in Bezug auf das Alter ausgegangen wird. So fallen mit und direkt nach der Geburt vergleichsweise hohe Kosten an, die dann im Laufe der Zeit zunächst abnehmen. Erst mit zunehmendem Alter ist wieder ein Anstieg der Ausgaben zu erwarten.

Schon in der frühen Arbeit von Kleiman (1974) wird auf die mögliche Bedeutung demografischer Variablen – operationalisiert u. a. durch den Anteil der Bevölkerung unter 15 bzw. den Anteil von Personen im Alter von 60 Jahren oder älter – hingewiesen. Es zeigt sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen den demografischen Variablen und der Höhe der Gesundheitsausgaben. So lässt sich eine negative Beziehung zwischen dem Anteil der Bevölkerung unter 15 und der Höhe der Gesundheitsausgaben zeigen. In der Theorie wäre hier – wie auch zu Beginn des Abschnitts dargestellt – mit einem positiven Zusammenhang zu rechnen (vgl. Kleiman (1974), S. 68ff.).¹⁶¹

Die nächste Analyse, die sich der Bedeutung demografischer Variablen widmet stammt von Leu (1986). Aufgrund der von ihm verwendeten Schätzgleichungen kommt er zum Ergebnis, dass in keinem Fall der Anteil der Älteren in der Bevölkerung als erklärende Variable für die Höhe der Gesundheitsausgaben signifikant ist. Dies Ergebnis ist auch unabhängig davon, ob Personen ab 60, 65 oder 75 Jahren betrachtet werden. Der Anteil der Bevölkerung, die jünger als 15 Jahre ist, erwies sich hingegen als signifikanter Bestimmungsfaktor in den meisten der durchgeführten Schätzgleichungen, die Koeffizienten liegen zwischen 0,56 und 1,10 und entsprechen damit auch den in der Theorie getroffenen Annahmen (vgl. Leu (1986), S. 53f.).

161 Da die numerischen Ergebnisse vom Autor nur rudimentär dargestellt werden, wird auf eine Darstellung verzichtet, der interessierte Leser sei auf Kleiman (1974), S. 69ff. verwiesen.

Wenngleich der Fokus der Studie von Milne und Molana (1991) auf der Schätzung von Preis- und Einkommenselastizitäten liegt, so wird auch der Einfluss der Altersstruktur untersucht. Allerdings wird diesmal der Anteil der Bevölkerung unter fünf Jahren zur Operationalisierung verwendet. Die geschätzten Koeffizienten¹⁶² sind mit Werten zwischen 0,1125 und 0,1275 vergleichsweise klein, jedoch signifikant (vgl. Milne und Molana (1991), S. 1224). Allerdings können die Ergebnisse aufgrund der verwendeten Variablendefinition nicht mit anderen Ergebnissen dieses Abschnitts verglichen werden, da bei Milne und Molana nur untersucht wird, ob ein hoher Anteil von Kleinkindern ein höheres Ausgabeniveau zur Folge hat, die Alterung der Bevölkerung wird nicht betrachtet.

Auch hinsichtlich der demografischen Variablen kann wieder auf die umfangreichen Arbeiten von Gerdtham et al. verwiesen werden, die in ihren verschiedenen Analysen eine sehr umfangreiche Betrachtung der Determinanten der Gesundheitsausgaben durchführen. Bereits in einer frühen Analyse aus dem Jahr 1991 zeigen Gerdtham und Jönsson (1991b) anhand einer Analyse der Ausgabenstruktur, dass insbesondere der Anteil der Ausgaben für Personen über 75 Jahren innerhalb des von ihnen beschriebenen Zeitraums deutlich angestiegen ist. So stiegen die Ausgaben für genannte Personen von 30.686 Schwedischen Kronen pro Kopf im Jahr 1976 auf 47.333 Schwedische Kronen im Jahr 1985, was einem Anstieg von 54,3% entspricht (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991b), S. 216f.).¹⁶³ Allerdings ist damit auch nur gezeigt, dass sich im Zeitablauf eine andere Verteilung der Gesundheitsausgaben über die Generationen hinweg ergeben hat, damit ist noch nicht bewiesen, dass es aufgrund des Anstiegs des Anteils der älteren Bevölkerung an der Gesamtbevölkerung auch zwingend zu einem Anstieg der gesamten Gesundheitsausgaben kommen muss.

Ein Jahr später untersucht Gerdtham (1992) die Fragestellung erneut. Allerdings ergibt sich diesmal kein konsistenter Effekt über die beiden gewählten Modelle und unterschiedlichen Schätzmethoden hinweg. Die Koeffizienten der demografischen Variable (Anteil der Bevölkerung ≥ 65 Jahre zum Anteil der Bevölkerung zwischen 15 und 64 Jahren) liegen zwischen -0,106 und 0,379 und erreichen nicht immer statistische Signifikanz (vgl. Gerdtham (1992), S. 229).¹⁶⁴

Eine andere Arbeit von Gerdtham, diesmal mit einer Reihe von Co-Autoren aus demselben Jahr (Gerdtham et al. (1992b)) kann hingegen einen signifikanten Effekt der Alterung der Bevölkerung aufzeigen, obwohl zur Operationalisierung

162 Eine Übersicht über die verschiedenen geschätzten Koeffizienten findet sich bei Milne und Molana (1991), Tabelle 2, S. 1224.

163 Vgl. hierzu im Detail Gerdtham und Jönsson (1991b), z. B. Tabelle 4 und 5, S. 216.

164 Zu den Details der Analyse siehe Gerdtham (1992), insbesondere Tabelle 3, S. 222.

die gleiche Variable verwendet wird. Der Effekt ist mit einem Koeffizient von 0,22 zwar kleiner als z. B. der Effekt des Einkommens, allerdings ebenso wie der Koeffizient für die Einkommensvariable unabhängig vom Ausschluss anderer Variablen (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304).¹⁶⁵

Im selben Jahr beschäftigen sich auch Hitiris und Posnett (1992) mit dem Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und dem Anteil der Bevölkerung über 65 Jahren. Die geschätzten Koeffizienten sind signifikant – unabhängig davon, ob Regressionsgleichungen auf Basis von Wechselkursen¹⁶⁶ oder auf Basis von Kaufkraftparitäten geschätzt werden. In beiden Fällen liegt die geschätzte Elastizität der Ausgaben in Hinblick auf die Altersstruktur bei 0,55 (vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 177).

Der Anteil der Bevölkerung, der mindestens das 65. Lebensjahr erreicht hat, findet auch in der Studie von Saez und Murillo (1994) Verwendung. Je nach verwendetem Schätzmodell erfolgt die Deflationierung der Gesundheitsausgaben auf Basis eines speziellen Preisindex¹⁶⁷ für das Gesundheitswesen (mit Ausnahme von Luxemburg) bzw. auf Basis der BIP-Kaufkraftparitäten. Das BIP selbst wird in beiden Modellen mit Hilfe von BIP-Kaufkraftparitäten umgerechnet (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 272). Im Ergebnis zeigt sich, dass die Altersstruktur der Bevölkerung nur in Deutschland, Dänemark, UK und Luxemburg einen signifikanten Einfluss hat. Für Deutschland trifft dies jedoch nur im ersten Modell auf Basis der gesundheitsspezifischen Kaufkraftparitäten zu. Die geschätzten (signifikanten) Koeffizienten sind mit Werten zwischen 0,0504 (Deutschland) und 0,3132 (Luxemburg) im ersten Modell auch vergleichsweise klein. Die Altersstruktur der Bevölkerung hat somit – wenn überhaupt – nach dieser Analyse nur einen sehr geringen Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 273ff.).¹⁶⁸

Wie bereits zuvor beschrieben, stellt die Untersuchung von O'Connell (1996) den möglichen Zusammenhang zwischen den Gesundheitsausgaben und der Altersstruktur der Bevölkerung in den Mittelpunkt der Analyse. Es ergibt sich ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Bevölkerung, der 65 Jahre oder älter ist, und der Höhe der Gesundheitsausgaben. Allerdings ist dieser

165 Die Ergebnisse hinsichtlich der anderen in die Schätzung eingegangenen Variablen finden sich bei Gerdtham et al. (1992b), S. 304.

166 Im Detail werden die Daten zunächst entsprechend der landesspezifischen Inflationsrate (unter Verwendung eines speziellen Deflators für Gesundheitsausgaben) angepasst und dann zu Wechselkursen umgerechnet (vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 174f.).

167 Zu einer Diskussion der zugrunde liegenden Problematik vgl. Saez und Murillo (1994), S. 268ff..

168 In Hinblick auf weitere Details der unterschiedlichen geschätzten Gleichungen vgl. Saez und Murillo (1994), Tabelle 3 und 4, S. 274f..

Zusammenhang im logarithmischen Modell signifikant, nicht jedoch bei Verwendung eines linearen Modells. Numerisch ergeben sich Koeffizienten zwischen 0,21 und 0,09, je nachdem, ob auch länder- und zeitspezifische Fixeffekte berücksichtigt werden oder nicht.¹⁶⁹ Der Autor rät jedoch zur vorsichtigen Interpretation der Ergebnisse, da es aus seiner Sicht keine klaren Hinweise darauf gibt, dass das logarithmische Modell zu bevorzugen sei (vgl. O'Connell (1996), S. 575f.).

Hitiris (1997) fokussiert seine Analyse der Determinanten der Gesundheitsausgaben auf die Staaten der Europäischen Union. In diesem Zusammenhang wird von ihm auch der Einfluss der Altersstruktur untersucht. Operationalisiert wird diese durch die Anzahl der Personen, die entweder 19 Jahre und jünger oder 65 Jahre und älter sind im Verhältnis zur Anzahl der Personen, die zwischen 20 und 65 Jahren alt sind (vgl. Hitiris (1997), S. 4). Im Rahmen der beiden von ihm verwendeten Schätzgleichungen¹⁷⁰ kann jeweils ein signifikanter Beitrag der Altersstruktur zur Erklärung des Niveaus der Gesundheitsausgaben aufgezeigt werden. Die geschätzten Koeffizienten liegen bei 0,402 bzw. 0,422 (vgl. Hitiris (1997), S. 4f.).¹⁷¹

In der Studie von Di Matteo und Di Matteo (1998) wird die Bedeutung der Altersstruktur vor dem Hintergrund der Gesundheitsausgaben in kanadischen Provinzen untersucht. Erneut zeigen die Autoren einen signifikanten Einfluss der Altersstruktur, operationalisiert als Anteil der Bevölkerung, die mindestens 65 Jahre alt ist. Der entsprechende Koeffizient wird mit 0,81 berechnet und liegt damit höher als in vielen anderen im Rahmen dieses Abschnitts dargestellten Studien (vgl. Di Matteo und Di Matteo (1998), S. 224f.).¹⁷²

Barros (1998), der sich im selben Jahr v. a. dem Wachstum der Gesundheitsausgaben und den entsprechenden Determinanten widmet, untersucht ebenso den Einfluss der Altersstruktur, operationalisiert als Anteil der Bevölkerung über 65 Jahren. Die von ihm geschätzten Koeffizienten erweisen sich jedoch in keiner Schätzgleichung als signifikant, die Alterung der Bevölkerung trägt nach seiner Berechnung somit nicht zum Wachstum der Gesundheitsausgaben bei (vgl. Barros (1998), S. 537ff.).¹⁷³ Auch eine Schätzgleichung in Bezug auf das

169 Eine Übersicht über alle Schätzergebnisse hinweg findet sich bei O'Connell (1996), Tabelle 1, S. 576.

170 Die genaue Definition der Schätzgleichungen finden sich bei Hitiris (1997), S. 3f.

171 Bezüglich weiterer Details der geschätzten Gleichungen, vgl. Hitiris (1997), Tabelle 2, S. 5.

172 Weitere Details der geschätzten Regressionsgleichung finden sich bei Di Matteo und Di Matteo (1998), Tabelle 1, S. 223.

173 Eine Übersicht über die verschiedenen von Barros geschätzten Gleichungen und die daraus resultierenden Ergebnisse findet sich bei Barros (1998), Tabelle 1, S. 538.

Niveau der Gesundheitsausgaben pro Kopf¹⁷⁴ kann keinen signifikanten Einfluss der Altersstruktur aufzeigen (vgl. Barros (1998), S. 539f.).

Breyer und Ulrich (2000) untersuchen in ihrer Arbeit zu den Determinanten der Ausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung auch den Einfluss der Altersstruktur, operationalisiert durch den Anteil der über 65-Jährigen an den Kassenmitgliedern (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 5). Abhängig vom Schätzmodell ergeben sich Koeffizienten zwischen 0,697 und 1,268 (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 10).¹⁷⁵

Von Karatzas (2000) wird nicht nur untersucht, welchen Einfluss das Einkommen auf die Gesundheitsausgaben der USA besitzt, auch die Auswirkungen der Altersstruktur der Bevölkerung werden näher betrachtet. Die Operationalisierung erfolgt erneut durch die Verwendung des Anteils der Personen, die 65 Jahre oder älter sind. In Bezug auf die gesamten Gesundheitsausgaben ergibt sich ein positiver und signifikanter Effekt. Der Koeffizient wird sogar auf 2,552 geschätzt. Auch für die jeweiligen Teilkomponenten, private und staatliche Gesundheitsausgaben, ist mit geschätzten Koeffizienten von 1,697 bzw. 3,282 ein statistisch signifikanter Effekt nachweisbar. Ebenso scheint die Höhe der Ausgaben für Arzneimittel nach dieser Analyse vom Anteil der Bevölkerung mit mindestens 65 Jahren beeinflusst zu werden. Hier ergibt sich ein signifikanter Koeffizient von 1,203 (vgl. Karatzas (2000), S. 1088ff.).¹⁷⁶

In der Arbeit von Di Matteo (2003) findet sich ebenso eine Analyse des Einflusses der Altersstruktur auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Dabei kommen unterschiedliche Schätzverfahren zum Einsatz. Im Rahmen der OLS-Schätzung¹⁷⁷ kann ein positiver und signifikanter Zusammenhang zwischen den Ausgaben für Gesundheitsleistungen und dem Anteil der Bevölkerung über 65 Jahren gezeigt werden. Allerdings ergibt sich dieses Ergebnis nur für die Daten der US-Bundesstaaten und die regionalen Daten aus Kanada (vgl. Di Matteo (2003), S. 26f.).¹⁷⁸ Inwieweit eine internationale Übertragbarkeit der Daten gewährleistet sein kann, muss daher offen bleiben, zumal die Ergebnisse der Analyse auf Basis der OECD-Länder die zuvor getroffene Aussage nicht unterstützen.¹⁷⁹

174 Die Ergebnisse dieser Schätzgleichung finden sich bei Barros (1998), Tabelle 3, S. 539.

175 Hinsichtlich weiterer Details vgl. Breyer und Ulrich (2000), Tabelle 2, S. 10.

176 Ein schneller Überblick über die gesamten Schätzergebnisse findet sich bei Karatzas (2000) in den Tabellen 1-6, S. 1089ff..

177 Hinsichtlich der Schätzung des Einflusses der Altersstruktur erfolgt keine Schätzung auf Basis der LOWESS-Technik.

178 Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Di Matteo (2003), Tabelle 2-4, S. 25f..

179 Die Schätzergebnisse zeigen in diesem Fall einen negativen Zusammenhang zwischen Altersstruktur und Gesundheitsausgaben (vgl. Di Matteo (2003), S. 26).

Herwartz und Theilen (2010) untersuchen ebenfalls den Einfluss der demografischen Entwicklung im Rahmen ihrer semiparametrischen Schätzung der Gesundheitsausgaben. Nach ihren Berechnungen kommt es zu einem Rückgang der Gesundheitsausgaben um 1,446%, wenn der Anteil der Bevölkerung, der 65 Jahre oder älter ist, um 1% ansteigt, was den gängigen Erwartungen widerspricht (vgl. Herwartz und Theilen (2010), S. 973).¹⁸⁰

Ausgangspunkt des aktuellen Abschnitts bildete die Frage, inwieweit die Alterung der Bevölkerung eine Determinante des Niveaus bzw. des Wachstums der Gesundheitsausgaben dargestellt. Auf die Kostenkompressions- und die Medikalisationsthese und deren widersprüchliche Aussagen wurde verwiesen. Auch nach Durchsicht der in diesem Zusammenhang relevanten Arbeiten fällt auf, dass die vorliegende Fragestellung im Rahmen von empirischen Studien bislang nicht abschließend geklärt werden kann. In einigen Studien kann für die jeweilige Variable der Altersstruktur keinerlei Signifikanz gezeigt werden, andere liefern gemischte Ergebnisse oder können signifikante Zusammenhänge zeigen. Auch die Größe der geschätzten Koeffizienten ist höchst unterschiedlich, wengleich v. a. in den aktuelleren Analysen die Bedeutung der Alterung als relevante Variable anzusteigen scheint.

Moral Hazard und sonstige Einflussgrößen

Wie bereits zu Beginn der Arbeit dargestellt, kann es aufgrund von Moral Hazard zu einem Anstieg der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen und damit auch zu einem Anstieg der damit verbundenen Ausgaben kommen. Insbesondere ein hoher Grad an Versicherungsdeckung hätte zur Folge, dass die Inanspruchnahme des Gesundheitssystems für den Einzelnen quasi kostenlos ist, die Nachfrage somit höher ausfallen dürfte, als für den Fall, dass der Einzelne die gesamten Kosten für die Behandlung selbst tragen müsste.

Empirische Studien zu dieser Thematik sind naturgemäß meist auf mikroökonomische Betrachtungsweisen beschränkt.¹⁸¹ Allerdings beschäftigt sich eine Arbeit von Gerdtham (Gerdtham et al. (1998)) dennoch mit dieser Thematik. Im

180 Weitere Details finden sich bei Herwartz und Theilen (2010), Tabelle II, S. 971. Die Aussage bezieht sich auf Länder, die sich im Rahmen des geschätzten Modells im langfristigen Zeittrend befinden.

181 Auch in diesem Zusammenhang kann auf das bereits vorgestellte RAND-Experiment (vgl. Manning et al. (1987)) verwiesen werden, das im Sinne eines Einflusses des Preises (siehe oben), aber auch im Hinblick auf die Bedeutung von Moral Hazard interpretiert werden kann.

Rahmen der Untersuchung, die den Einfluss einer Vielzahl von Variablen¹⁸² empirisch betrachtet, wird auch der Einfluss Versicherungsdeckung der Bevölkerung untersucht. Im Ergebnis¹⁸³ zeigt sich jedoch, dass die Höhe der Versicherungsdeckung dann keinen Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben hat, wenn Variablen einbezogen werden, die das jeweils vorherrschende Erstattungssystem charakterisieren (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 125ff.). Der Einfluss letzterer Variablen wird in einem späteren Abschnitt noch zu untersuchen sein.

Zwei weitere Analysen von Gerdtham (Gerdtham et al. (1992a) und Gerdtham et al. (1992b)) beschäftigen sich mit dem Einfluss des Grads der Urbanisierung auf die Höhe der Gesundheitsausgaben und somit mit einer weiteren nachfrageseitigen Determinante. Dabei wird jeweils von einem positiven Zusammenhang zwischen dem Grad der Urbanisierung und der Höhe der Gesundheitsausgaben ausgegangen (vgl. z. B. Gerdtham et al. (1992b), S. 289f.). Die Operationalisierung erfolgt als Anteil der Bevölkerung, die in Städten lebt, die mehr als 500.000 Einwohner haben. Entgegen der zuvor aufgestellten Überlegung eines positiven Zusammenhangs ergibt sich in beiden Studien ein negativer Zusammenhang. Die geschätzten Elastizitäten liegen in den jeweils präferierten Schätzgleichungen¹⁸⁴ bei -0,23 (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304) und -0,17 (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73f.) und erweisen sich als signifikant.

Zusammenfassend zeigt sich somit, dass hinsichtlich des Einflusses von Moral Hazard und weiterer nachfrageseitiger Einflussgrößen bislang nur wenige empirische Studien vorliegen. Die Ergebnisse sind durch fehlende Signifikanz bzw. durch Koeffizienten geprägt, die nicht den aus der Theorie abgeleiteten Erwartungen entsprechenden. Denkbar ist in diesem Zusammenhang auch, dass eine korrekte Operationalisierung dieser Variablen aufgrund des vorliegenden Datenmaterials u. U. gegenwärtig noch nicht möglich ist. Hier besteht also noch umfangreicher Forschungsbedarf.

2.4.2 Angebotsseitige Determinanten

Negativer Preisstruktureffekt

Getrennt vom Effekt, den der Preis direkt auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen hat, ist eine Veränderung der Preisstruktur zu sehen. Ähnlich wie im

182 Die Übersicht der einbezogenen Variablen findet sich bei Gerdtham et al. (1998), Tabelle 2, S. 123.

183 Eine Übersicht über alle 15 geschätzten Regressionsgleichungen und die Höhe der jeweiligen Koeffizienten findet sich bei Gerdtham et al. (1998), Tabelle 3, S. 126.

184 Für eine Übersicht über alle durchgeführten Schätzgleichungen vgl. Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74 und Gerdtham et al. (1992b), Tabelle 4, S. 303.

Hinblick auf den direkten Preiseffekt, existieren auch hierzu nur wenige Studien, was v. a. auf Mess- und Datenprobleme zurückzuführen sein dürfte.¹⁸⁵

Eine der ersten Analysen zu dieser Thematik stellt die Studie von Milne und Molana (1991) dar. Auch diese beiden Autoren weisen darauf hin, dass es bislang kaum konsistente Datenserien in Bezug auf das Preisniveau im Gesundheitswesen gibt, was in der Folge zu einer Beschränkung der Analyse auf wenige EU-Länder führt (vgl. Milne und Molana (1991), S. 1223). Als Variable¹⁸⁶ zur Analyse des Effekts wird das Verhältnis der gesundheitspezifischen Kaufkraftparitäten zu den auf das BIP bezogenen Kaufkraftparitäten herangezogen. Es ergibt sich ein signifikanter Effekt, der Koeffizient wird in der bevorzugten Regressionsgleichung¹⁸⁷ auf $-0,7324$ geschätzt, wodurch nach Meinung der Autoren insbesondere gezeigt werden kann, dass es durch den negativen Preisstruktureffekt letztlich wieder zu einer Erosion des zu Beginn beschriebenen Einkommenseffekts kommt (vgl. Milne und Molana (1991), S. 1224).

Der mögliche Einfluss des negativen Preisstruktureffekts wird auch von Gerdtham und Co-Autoren in deren vielfältigen Veröffentlichungen thematisiert. Bereits im Jahr 1991 weisen Gerdtham und Jönsson (1991b) auf den genannten Preisstruktureffekt hin, indem sie bei der Darstellung der Entwicklung von BIP und Gesundheitsausgaben für die beiden darzustellenden Größen jeweils unterschiedliche Preisindizes zugrunde legen (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991b), S. 212f.). In der bereits zuvor dargestellten einfachen Regressionsanalyse berechnen die beiden Autoren dann außerdem die Elastizität des Relativpreises für Gesundheitsleistungen, die sich als ungefähr -1 ergibt (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991b), S. 225f.).¹⁸⁸

In einer weiteren Arbeit (Gerdtham und Jönsson (1991c)) aus demselben Jahr untersuchen die beiden Autoren erneut den Einfluss des Relativpreises für Gesundheitsleistungen. In der in vorherigen Abschnitten bereits im Detail beschriebenen Analyse berechnen sie so eine Preiselastizität in Bezug auf die Menge der nachgefragten Gesundheitsleistungen von $-0,84$. Das Ergebnis ist zwar signifikant von Null verschieden, ein Unterschied zu einer Preiselastizi-

185 So erweist sich z. B. die Erhebung eines spezifischen Preisniveaus für den Gesundheitsmarkt als äußerst komplexe Angelegenheit mit einer Reihe von Problembereichen.

186 Eine Übersicht über die verwendeten Variablen findet sich bei Milne und Molana (1991) auf S. 1222.

187 Die Darstellung der weiteren Koeffizienten und der Ergebnisse aus den weiteren Schätzgleichungen kann nachgelesen werden bei Milne und Molana (1991), Tabelle 2, S. 1224.

188 Leider gehen die Autoren hinsichtlich der Preiselastizität nicht näher auf ihre Berechnungen ein, so dass weitere Details, wie z. B. die Signifikanz der Preiselastizität oder deren exakter Wert an dieser Stelle nicht dargestellt werden kann.

tät von -1 kann jedoch anhand der Ergebnisse nicht ausgeschlossen werden. Wird die Gesundheitsversorgung hingegen anhand der Höhe der Gesundheitsausgaben gemessen, so ergibt sich kein signifikanter Einfluss des Relativpreises (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1525).¹⁸⁹

Ein Jahr später beschäftigen sich Gerdtham et al. (1992b) erneut mit dem Einfluss des Preisstruktureffekts. Als Maß für den Einfluss des Preisstruktureffekts wird in ihrer Analyse das Verhältnis zwischen Kaufkraftparitäten für medizinische Güter und BIP-Kaufkraftparitäten aus dem Jahr 1985 verwendet.¹⁹⁰ Im von den Autoren schließlich präferierten Modell¹⁹¹ taucht allerdings der entsprechende Relativpreis gar nicht mehr auf, da er aufgrund fehlender Signifikanz bereits zuvor aus der Liste der relevanten Variablen eliminiert wurde (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 303f.).

Im selben Jahr ist der Preisstruktureffekt auch Gegenstand einer weiteren Analyse von Gerdtham et al. (1992a). In der zuvor beschriebenen Betrachtung der Gesundheitsausgaben von OECD-Ländern wird wie schon in der soeben dargestellten Arbeit das Verhältnis zwischen Kaufkraftparitäten für Gesundheitsleistungen und BIP-Kaufkraftparitäten als Variable verwendet. Erneut wird die Variable jedoch aufgrund von Nicht-Signifikanz¹⁹² ausgeschlossen (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 72ff.).

Auch in Analyse von Murillo et al. (1993) wird auf den negativen Preisstruktureffekt eingegangen, operationalisiert als Verhältnis zwischen dem Preisniveau im Gesundheitswesen und dem allgemeinen Preisniveau der zu betrachtenden Volkswirtschaft. Im Ergebnis zeigt sich, dass die Gesundheitsausgaben deutlich weniger elastisch auf Veränderungen der Preisstruktur als auf Veränderungen des Einkommens reagieren. Je nach Schätzverfahren (OLS oder maximum likelihood) ergeben sich Koeffizienten¹⁹³ zwischen -1,1120 (UK) und -0,2510 (Irland) bzw. -2,2110 (UK) und 0,0570 (Dänemark), die in den meisten Fällen auch signifikant sind. Nicht zutreffend ist dies hingegen für die dargestellten Koeffizienten von Irland und Dänemark (vgl. Murillo et al. (1993), S. 134f.).

189 Eine Übersicht über die weiteren in die Regression einbezogenen Variablen findet sich ebenfalls bei Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1525.

190 Für eine Übersicht aller verwendeten Variablen vgl. Gerdtham et al. (1992b), Tabelle 1, S. 293.

191 Die detaillierte Regressionsgleichung und die Schätzergebnisse finden sich bei Gerdtham et al. (1992b) auf S. 304.

192 Eine Übersicht der Ergebnisse der verschiedenen geschätzten Regressionsgleichungen findet sich bei Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74.

193 Die Übersicht der Schätzergebnisse findet sich bei Murillo et al. (1993), Tabelle 2, S. 135.

Auch Saez und Murillo (1994) operationalisieren den Preisstruktureffekt, indem sie das Verhältnis des Preisniveaus für Gesundheitsleistungen und des allgemeinen Preisniveaus abbilden (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 272). Im Ergebnis zeigt sich, mit Ausnahme von Luxemburg, dass die geschätzten Elastizitäten in Bezug auf die Preisstrukturvariable im langfristigen Error Correction Modell niemals signifikant von -1 verschieden sind. Eine Erhöhung des Preises für Gesundheitsleistungen im Verhältnis zum allgemeinen Preisniveau würde damit zu einer Reduzierung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ebenfalls um ca. 1% führen. Die geschätzte Preiselastizität ist hingegen nicht mehr signifikant, wenn die Schätzung nicht mehr auf Basis der gewichteten Menge¹⁹⁴, sondern auf Basis der Gesundheitsausgaben erfolgt (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 273).¹⁹⁵

Zumindest in einem Schätzmodell beziehen auch Breyer und Ulrich (2000) einen möglichen Preisstruktureffekt mit in die Schätzgleichungen ein, operationalisiert als Verhältnis des Preisindex für GKV-Behandlungsleistungen zum Preisindex für die Lebenshaltung (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 11). Der entsprechenden Koeffizient (1,496) erweist sich als signifikant, so dass sich ein positiver Effekt auf die Höhe der GKV-Behandlungsausgaben ergibt. Es zeigt sich allerdings auch, dass der Koeffizient des Einkommens in diesem Modell seine Signifikanz verliert, der Preiseffekt also einen Teil des Einkommenseffektes auf sich zieht (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 10ff.).¹⁹⁶

Zusammenfassend wird auch bei der Betrachtung des negativen Preisstruktureffekts deutlich, dass noch erheblicher Forschungsbedarf besteht. So ist nicht klar, ob dem Effekt überhaupt eine Bedeutung bei der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben zukommt und falls ja, wie wichtig dieser Effekt ist. Wenngleich der Effekt auf theoretischer Ebene plausibel erscheint, so erweist sich Umsetzung und Nachweis des Effektes im Rahmen einer empirischen Analyse als schwierig.

194 Zur Berechnung der gewichteten Menge erfolgt die Deflationierung der Gesundheitsausgaben durch einen gesundheitspezifischen Preisindex (für Luxemburg durch gesundheitspezifische Kaufkraftparitäten) und die Deflationierung des BIP mit Hilfe entsprechender Kaufkraftparitäten. In einem anderen Modell, das sich auf die Gesundheitsausgaben bezieht, wird jeweils mit Hilfe der BIP-Kaufkraftparitäten deflationiert (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 272).

195 Zu den Detailergebnissen der Schätzung vgl. Saez und Murillo (1994), Tabelle 3 und 4, S. 274f..

196 Hinsichtlich weiterer Details vgl. Breyer und Ulrich (2000), Tabelle 2, S. 10.

Technischer Fortschritt

In der wissenschaftlichen Diskussion wird der technische Fortschritt – neben der demografischen Entwicklung – immer wieder als wichtige Bestimmungsgröße für den Anstieg der Gesundheitsausgaben genannt. In der Regel wird mit einer Zunahme der Gesundheitsausgaben bedingt durch technischen Fortschritt gerechnet. Auch mag die zunehmende Tendenz zur Defensivmedizin die Wirkung des technischen Fortschritts verstärken.¹⁹⁷ Trotz dieser vermeintlich wichtigen Bedeutung des technischen Fortschritts hinsichtlich der Entwicklung der Gesundheitsausgaben im Zeitablauf existieren jedoch nur wenige Studien, die den vermuteten Zusammenhang auch empirisch zu verifizieren versuchen. Ein mögliches Problem mag in der schweren Messbarkeit des technischen Fortschritts liegen.

Eine Ausnahme stellen die Studien von Blomqvist und Carter (1997), Breyer und Ulrich (2000), Freeman (2003) und Herwartz und Theilen (2010) dar. Bereits im Jahr 1997 gehen Blomqvist und Carter (1997) nicht nur auf die Rolle des Einkommens und die daraus ableitbare Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ein, sondern auch auf die Rolle des technischen Fortschritts. So interpretieren sie den Trendkoeffizienten in ihrer Schätzgleichung als Indikator des technischen Fortschritts, der dazu führt, dass die realen Gesundheitsausgaben pro Jahr um 2% ansteigen, selbst wenn das Einkommen – repräsentiert als BIP pro Kopf – konstant bleibt (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 223f.).¹⁹⁸

Breyer und Ulrich (2000) beschäftigen sich ebenfalls mit dem Effekt des technischen Fortschritts, der in ihren Modellen als Trend abgebildet wird (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 6). In fast allen durchgeführten Schätzmodellen erweist sich der technische Fortschritt als signifikant. Im Basismodell kommt es hierdurch allein zu Ausgabensteigerungen von 1% pro Jahr (vgl. Breyer und Ulrich (2000), S. 11).¹⁹⁹

Einige Jahre später geht auch Freeman (2003) auf die Rolle des technischen Fortschritts ein. Allerdings sieht seine Analyse keine konkrete Operationalisierung der Variable vor, vielmehr weist er am Ende seiner Studie darauf hin, dass weniger eine Erhöhung des Einkommens – seine Ergebnisse hinsichtlich der Einkommenselastizität wurden zuvor bereits beschrieben – als vielmehr der technische Fortschritt und geänderte Behandlungsmuster die Gründe für den

197 Hinsichtlich aktueller Forschungsergebnisse zur Defensivmedizin in USA vgl. z. B. Sloan und Shadle (2009) oder Roberts und Hoch (2009).

198 Die – vergleichsweise einfach gehaltene – Schätzgleichung kann nachgelesen werden bei Blomqvist und Carter (1997), S. 223.

199 Hinsichtlich weiterer Details vgl. Breyer und Ulrich (2000), Tabelle 2, S. 10.

Anstieg der Gesundheitsausgaben zu sein scheinen (vgl. Freeman (2003), S. 502).

Bei der semiparametrischen Schätzung von Herwartz und Theilen (2010) wird ähnlich wie bei Blomqvist und Carter der Zeittrend als Einfluss des technischen Fortschritts gewertet. Er erweist sich mit einem Wert von 2% als weitgehend unabhängig von der Altersstruktur der Bevölkerung, was gegen eine mögliche Interaktion von demografischer Entwicklung und technischem Fortschritt spricht (vgl. Herwartz und Theilen (2010), S. 974).²⁰⁰

Wie auch schon für andere angebotsseitige Determinanten der Gesundheitsausgaben können somit auch hinsichtlich des Einflusses des technischen Fortschritts keine klaren empirischen Nachweise gefunden werden, es herrscht ein Mangel an Studien, die sich überhaupt mit dieser Thematik beschäftigen, der Forschungsbedarf ist somit erheblich.

Angebotsinduzierte Nachfrage

Ähnlich wie in Bezug auf den technischen Fortschritt gibt es auch nur wenige Studien²⁰¹, die sich mit der Rolle der angebotsinduzierten Nachfrage beschäftigen, wenngleich auf theoretischer Ebene immer wieder auf diese angebotsseitige Determinante hingewiesen wird.

Eine der wenigen Ausnahmen stellen Gerdtham und dessen Co-Autoren dar. Bereits in einer Analyse aus dem Jahr 1992 (Gerdtham et al. (1992a)) wird deren Rolle erstmals untersucht. Die Operationalisierung erfolgt dabei über die Anzahl der praktizierenden Ärzte pro Kopf der zu betrachtenden Bevölkerung. Ähnlich wie bereits zuvor hinsichtlich der Variablen für den negativen Preisstruktureffekt findet die Variable der Ärztedichte aufgrund von fehlender Signifikanz keinen Eingang in das endgültige Schätzmodell der Autoren (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73).²⁰²

In einer weiteren Analyse von Gerdtham et al. aus demselben Jahr (Gerdtham et al. (1992b)) wird erneut die Ärztedichte zur Operationalisierung einer

200 Die Berechnung bezieht sich auf Länder, die sich im Rahmen des verwendeten Modells im langfristigen Zeittrend befinden und auf die Verwendung von AGE65 – Anteil der Personen, die 65 Jahre und älter sind – zur Charakterisierung der Altersstruktur eines Landes. Weitere Details finden sich bei Herwartz und Theilen (2010), Tabelle II, S. 971.

201 Fokus der Betrachtung an dieser Stelle sollen v. a. diejenigen Arbeiten sein, die einen signifikanten Einfluss der angebotsinduzierten Nachfrage zeigen können. Natürlich existiert auch eine Reihe von Arbeiten, in denen eine Signifikanz nicht gegeben ist. Auf diese Arbeiten kann an dieser Stelle u. a. aus Platzgründen nicht eingegangen werden.

202 Schätzergebnisse und das jeweilige Signifikanzniveau der geschätzten Koeffizienten findet sich bei Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74.

möglichen angebotsinduzierten Nachfrage herangezogen. Anders als in der zuvor beschriebenen Schätzgleichung ergibt sich nun ein signifikanter Zusammenhang, der allerdings im Gegensatz zum theoretisch zu erwartenden Ergebnis steht. So berechnen die Autoren, dass ein Anstieg der Ärztedichte um 10% zu einem Rückgang der Gesundheitsausgaben um 1,7 % führt, was einem – in diesem Fall auch signifikanten – Koeffizienten von -0,17 entspricht. Dieses wenig plausible Ergebnis wird von den Autoren auf mögliche methodologische Probleme zurückgeführt, weswegen sie auch zu Vorsicht bei der Interpretation raten (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304ff.).

In einer weiteren Analyse von Gerdtham et al. (1998) erfolgt die Operationalisierung wiederum über die Ärztedichte (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 123). Es ergibt sich ein negativer Zusammenhang. Die Koeffizienten, die in den meisten Fällen auch signifikant sind, liegen zwischen -0,07 und -0,14 (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 126).²⁰³ Das Ergebnis ist dabei auch abhängig von den jeweils in die Regression eingeschlossenen Variablen. Eine mögliche Erklärung sehen die Autoren darin, dass ein Anstieg der Ärztedichte zu einem Rückgang der Einkommen der Ärzte führen könnte. Interessant ist in diesem Zusammenhang auch, dass in Systemen, die Ärzte auf der Basis von Einzelleistungsvergütung bezahlen, ein positiver Zusammenhang zwischen Ärztedichte und Höhe der Gesundheitsausgaben besteht (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 129).

Kurz nach den ersten Analysen von Gerdtham beschäftigen sich auch Saez und Murillo (1994) mit dem möglichen Einfluss der angebotsinduzierten Nachfrage. In ihrer Studie erfolgt die Operationalisierung ebenfalls über die Anzahl der Ärzte pro Kopf der Bevölkerung. Ähnlich wie bereits für die erste Analyse von Gerdtham beschrieben, zeigt das Ergebnis,²⁰⁴ dass der entsprechende Koeffizient – mit der Ausnahme von Luxemburg²⁰⁵ – in keinem Fall signifikant ist. Eine möglichen Grund sehen die Autoren auch darin, dass die Ärztedichte u. U. keine im Detail valide Operationalisierung des zu untersuchenden Einflusses der angebotsinduzierten Nachfrage darstellt (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 272).

Auch die Studie von Karatzas (2000) geht auf die möglichen Effekte einer angebotsinduzierten Nachfrage ein. Im Ergebnis der Analyse kann jedoch nicht gezeigt werden, dass die Ärztedichte signifikant die Höhe der Gesundheitsausgaben beeinflusst, was gegen eine angebotsinduzierte Nachfrage spricht. In Bezug auf die Bettendichte ist jedoch ein negativer und signifikanter Einfluss fest-

203 Die Übersicht aller geschätzten Modelle und der zugehörigen Ergebnisse findet sich ebenso bei Gerdtham et al. (1998) auf S. 126 (Tabelle 3).

204 Die Details der Schätzergebnisse lassen sich nachlesen bei Saez und Murillo (1994), Tabellen 3-5, S. 274ff..

205 Auf die Problematik der Interpretation der Ergebnisse von Luxemburg wurde bereits in einem vorangegangenen Kapitel verwiesen.

stellbar, je nach Schätzgleichung liegt der Koeffizient zwischen -1,514 und -1,674 (vgl. Karatzas (2000), S. 1088).²⁰⁶ Das gleiche Ergebnis ergibt sich, wenn nur die privaten Gesundheitsausgaben betrachtet werden; ein Einfluss der Ärztedichte ist nicht feststellbar, hingegen der beschriebene negative Effekt der Bettendichte, diesmal mit einem Koeffizienten von -1,241.²⁰⁷ Anders verhält es sich bei der Betrachtung der staatlichen Gesundheitsausgaben, hier wird ein positiver und signifikanter Zusammenhang mit der Ärztedichte aufgezeigt, was auf angebotsinduzierte Nachfrage hinweist. Der Koeffizient beträgt in diesem Fall 1,984. Da die Analyse auf die USA beschränkt ist, führt der Autor diesen Teil des Ergebnisses v. a. auf die Anreizwirkungen der staatlichen Programme Medicare und Medicaid zurück (vgl. Karatzas (2000), S. 1089f.).

Bei der Betrachtung des Effekts einer möglichen angebotsinduzierten Nachfrage zeigt sich erneut ein heterogenes Bild. Teilweise wird den jeweils zur Operationalisierung verwendeten Variablen keine Bedeutung zugewiesen oder aber der Effekt ist eher klein im Vergleich zum Einfluss anderer bereits beschriebener Variablen. Zudem bleibt unklar, ob Auswirkungen einer höheren Ärztedichte auf die Gesundheitsausgaben tatsächlich ein Indiz für angebotsinduzierte Nachfrage sind, oder ob die höhere Nachfrage nur durch eine bessere Verfügbarkeit medizinischer Leistungen in einer Region begründet ist. Die Ergebnisse der Analyse von Karatzas machen deutlich, dass es auch sinnvoll sein kann, Subkategorien der Gesundheitsausgaben, wie z. B. die staatlichen oder privaten Gesundheitsausgaben, zu betrachten, da sich die dort zu findenden Ergebnisse auch von denjenigen des dazugehörigen Aggregats unterscheiden können.

2.4.3 Systemimmanente Determinanten

Finanzierung und Bereitstellung

Die letzte zu betrachtende Kategorie von Einflussgrößen stellen die systemimmanenten Determinanten dar.²⁰⁸ Im Rahmen der Finanzierung und Bereitstellung wird dabei insbesondere der Frage nachgegangen werden, ob eine Involvie-

206 Bezüglich Ärzte- und Bettendichte wird jeweils auf die entsprechenden Werte des Vorjahres abgehoben (vgl. dazu Karatzas (2000), S. 1086ff.).

207 Die Bettendichte wird in diesem Fall durch die Menge der privaten Krankenhausbetten operationalisiert (vgl. Karatzas (2000), Tabelle 2, S. 1090).

208 Da der Fokus im Rahmen der Beschreibung der systemimmanenten Determinanten auf Finanzierung und Bereitstellung bzw. Vergütung von Gesundheitsleistungen liegt, werden auch vorrangig Studien dargestellt, die sich im Detail mit diesen Fragestellungen beschäftigen. Studien, die den Einfluss des Staates durch eine allgemeine Charakterisierung des Gesundheitssystems darzustellen versuchen, werden nicht näher betrachtet.

zung des Staates bei der Finanzierung von Gesundheitsausgaben, aber auch bei der Bereitstellung von Vor- bzw. Nachteil ist.

Bereits in der sehr frühen Arbeit von Kleiman (1974) wird der Einfluss des Staates durch das Verhältnis des staatlichen, nicht-militärischen Konsums zum privaten Konsum abgebildet. Es ergibt sich in der geschätzten Regressionsgleichung²⁰⁹ ein positiver Zusammenhang, d. h. ein höherer Anteil des Staatskonsums ist auch gleichzeitig mit höheren Gesundheitsausgaben verbunden (vgl. Kleiman (1974), S. 69f.).

Wenige Jahre später beschäftigt sich Leu (1986) intensiver mit der Rolle des Staates, operationalisiert u. a. als Anteil der Gesundheitsausgaben, der staatlich finanziert wird. Das Ergebnis erweist sich in den meisten Fällen als signifikant, die Koeffizienten liegen zwischen 0,16 und 0,34. Auch der Anteil der Betten in staatlichen und non-profit Krankenhäuser besitzt einen signifikant positiven Einfluss auf die Gesundheitsausgaben mit Koeffizienten zwischen 0,85 und 0,90 (vgl. Leu (1986), S. 53ff.).²¹⁰

Wie bereits zuvor muss auch hinsichtlich Finanzierung und Bereitstellung auf die umfangreichen Studien von Gerdtham et al. hingewiesen werden. So untersucht eine Studie aus dem Jahre 1992 (Gerdtham (1992)) den Einfluss staatlicher Finanzierung auf die Gesundheitsausgaben, operationalisiert als Anteil der öffentlichen Gesundheitsausgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben. Letztendlich zeigt sich dabei, dass zwar kurzfristig ein Einfluss – der entsprechende Koeffizient im präferierten Modell liegt bei -0,23 – zu bestehen scheint, langfristig der Einfluss der Variable jedoch nahezu vollständig zurückgeht (vgl. Gerdtham (1992), S. 229).²¹¹

Auch in einer weiteren Analyse von Gerdtham et al. (1992a) zeigt sich für den Anteil der staatlich finanzierten Gesundheitsausgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben ein signifikanter Zusammenhang mit der Höhe der Gesundheitsausgaben. Im Rahmen der Analyse berechnen die Autoren je nach Schätzgleichung Koeffizienten zwischen -0,524 und -0,704. Ein stärkerer Einfluss des Staates wäre also demnach mit einer Dämpfung der Gesundheitsausgaben verbunden (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73f.).²¹²

Eine dritte Analyse von Gerdtham et al. (1992b) nimmt ebenfalls Bezug auf den Anteil der öffentlichen Finanzierung an den gesamten Gesundheitsausga-

209 Die gesamte Schätzgleichung findet sich ebenfalls bei Kleiman (1974) auf S. 69.

210 Die genaue Definition der Variablen findet sich bei Leu (1986) auf S. 44ff., die Übersicht über die Schätzergebnisse auf S. 54, Tabelle 3.1.

211 Eine Übersicht über alle Schätzgleichungen und Koeffizienten findet sich bei Gerdtham (1992), Tabelle 3, S. 222.

212 Eine Übersicht der Ergebnisse im Detail findet sich bei Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74.

ben. Das Ergebnis ist wiederum signifikant, es ergibt sich ein Koeffizient von -0,48. Die Autoren mahnen allerdings eine vorsichtige Interpretation dieses Ergebnisses an, da es u. a. vom Ein- bzw. Ausschluss einzelner Variablen abhängt (Gerdtham et al. (1992b), S. 304ff.).²¹³

Wenige Jahre später beschäftigen sich Gerdtham et al. (1998) erneut mit dem Einfluss des Staates bei Finanzierung und Bereitstellung von Gesundheitsleistungen. Während bislang die Rolle des Staates z. B. durch den staatlichen Anteil an den Gesundheitsausgaben nur sehr grob abgebildet werden konnte, versuchen die Autoren in dieser Analyse mit einer Reihe von Dummy-Variablen, unterschiedliche Aspekte des staatlichen Einflusses sehr detailliert abzubilden.²¹⁴ Ohne auf die Ergebnisse, die teils auch über die Gebiete Finanzierung und Bereitstellung hinausgehen – im Detail einzugehen, sollen an dieser Stelle doch die wichtigsten Erkenntnisse vorgestellt werden.²¹⁵ So ergeben sich beispielsweise – zumindest in den meisten der betrachteten Modelle – umso niedrigere Gesundheitsausgaben je höher der vom Staat oder vom staatlichen Versicherer getragene Anteil an den Ausgaben ist (Koeffizienten von 0,01 bis -0,09). Existierende Budgetbeschränkungen im ambulanten Bereich bzw. im Krankenhaus scheinen keinen Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben zu haben (Koeffizienten zwischen 0,00 und -0,010 bzw. 0,03 und 0,08). Gesundheitssysteme, die auf die Gatekeeper-Funktion von Hausärzten setzen, haben hingegen signifikant niedrigere Gesundheitsausgaben (Koeffizienten zwischen -0,18 und -0,20). Systeme, in denen Patienten zunächst ihre Gesundheitsausgaben selbst bezahlen und erst dann eine Erstattung von der jeweiligen Versicherung erhalten, weisen ebenfalls niedrigere Gesundheitskosten auf (Koeffizienten zwischen -0,08 und -0,16). Insgesamt fällt jedoch auf, dass zwar für einige Determinanten ein signifikanter Einfluss festgestellt werden kann, die Auswirkungen auf die Gesundheitsausgaben aber zumeist gering sind (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 128f.).

Wenige Jahre nach den ersten Arbeiten von Gerdtham et al. untersuchen Saez und Murillo (1994) den Einfluss des Staates auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Die Operationalisierung erfolgt auch in diesem Fall über Höhe des staatlichen Anteils an der Finanzierung der Gesundheitsausgaben. Je nach be-

213 Die gesamte Schätzgleichung, inkl. der Koeffizienten kann ebenfalls bei Gerdtham et al. (1992b) auf Seite 304 nachgelesen werden.

214 Eine Übersicht über die betrachteten Variablen findet sich bei Gerdtham et al. (1998) in Tabelle 2, S. 123.

215 Details hinsichtlich der geschätzten Modelle und der daraus resultierenden Koeffizienten finden sich bei Gerdtham et al. (1998), Tabelle 3, S. 126.

trachtetem Land ergeben sich unterschiedliche Koeffizienten.²¹⁶ Während der Einfluss in Dänemark und den Niederlanden vergleichsweise gering zu sein scheint (Elastizitäten bezogen auf die gewichtete Menge an Gesundheitsleistungen²¹⁷ von 0,1373 bzw. 0,1979), ist für Deutschland, Belgien, Spanien, Frankreich, Irland und Luxemburg ein höherer Einfluss festzustellen (Elastizitäten bezogen auf die gewichtete Menge an Gesundheitsleistungen zwischen 0,3347 und 0,4795). Für Italien und das Vereinigte Königreich ergibt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem staatlichen Finanzierungsanteil und der gewichteten Menge an Gesundheitsleistungen (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 273ff.).

O'Connell (1996) untersucht ebenfalls den Einfluss des Staates auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Wie schon bei anderen Autoren zuvor erfolgt die Operationalisierung über den staatlichen Anteil an der Finanzierung der Gesundheitsausgaben. Die geschätzten Koeffizienten liegen zwischen -0,11 und -0,30 und sind nicht in jedem Fall signifikant (vgl. O'Connell (1996), S. 574ff.).²¹⁸

Ein Jahr später widmet sich auch Hitiris (1997) dem Einfluss des Staates auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. In der Analyse mit Fokus auf die EU-Staaten kommt als relevante Variable erneut der Anteil der öffentlichen Ausgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben zum Einsatz (vgl. Hitiris (1997), S. 3). Unabhängig von den gewählten Schätzmethode ergibt sich ein positiver und signifikanter Einfluss des staatlichen Finanzierungsanteils an den Gesamtausgaben, die Koeffizienten liegen je nach Modell bei 0,357 bzw. 0,458 (vgl. Hitiris (1997), S. 4f.).²¹⁹

Auch in der Arbeit von Barros (1998) wird der Einfluss des Staates durch dessen Anteil an der Finanzierung der Gesundheitsausgaben abgebildet. Der Autor untersucht dabei zunächst die Auswirkungen der zu untersuchenden Variablen auf das Wachstum der Gesundheitsausgaben. Hier ist kein signifikanter Einfluss der Art der Finanzierung von Gesundheitsleistungen festzustellen (vgl. Barros (1998), S. 537f.).²²⁰ Im weiteren Verlauf der Arbeit werden zudem die

216 Details der Schätzergebnisse finden sich bei Saez und Murillo (1994), Tabellen 3-5, S. 274ff.

217 Weiterhin werden auch Elastizitäten in Bezug auf die Gesundheitsausgaben berechnet. Für Frankreich und Luxemburg ist dann die Signifikanz nicht mehr gegeben, hinsichtlich der Details vgl. Saez und Murillo (1994), Tabelle 4, S. 275.

218 Eine Übersicht über die geschätzten Modelle und die sich daraus ergebenden Koeffizienten findet sich bei O'Connell (1996), Tabelle 1, S. 576.

219 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Hitiris (1997), Tabelle 2, S. 5.

220 Zu weiteren Details der Schätzergebnisse in Bezug auf das Wachstum der Gesundheitsausgaben vgl. Barros (1998), Tabelle 1, S. 538.

Determinanten des Niveaus der Gesundheitsausgaben untersucht. In Bezug auf den Anteil des Staates an der Finanzierung ergibt sich ein signifikanter und vergleichsweise großer Einfluss mit Koeffizienten von -6,18 bzw. -6,38 (vgl. Barros (1998), S. 539ff.).²²¹

Herwartz und Theilen (2010) verwenden in ihrer semiparametrischen Analyse die gesamten staatlichen Ausgaben (total public expenditure) als Maßgröße für den Einfluss des Staates. Es wird von einem positiven Einfluss ausgegangen, da zu erwarten ist, dass auch die Gesundheitsausgaben ansteigen, wenn im staatlichen Haushalt mehr Spielraum besteht. Hinsichtlich der Interaktion mit der demografischen Entwicklung ist im Ergebnis ein (nicht-signifikanter) Anstieg des Koeffizienten von 0,019 auf 0,035 mit zunehmender Alterung der Bevölkerung zu erkennen (vgl. Herwartz und Theilen (2010), S. 966ff.).²²²

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die vorliegenden empirischen Untersuchungen bislang kein stimmiges Bild hinsichtlich des Einflusses des Staates bei Finanzierung und Bereitstellung von Gesundheitsleistungen ergeben. Dies steht im Einklang mit den zu Beginn dargestellten theoretischen Erwägungen, die ebenfalls keine eindeutige Wirkungsrichtung erkennen lassen. Allerdings wird ebenso deutlich, dass die Ausgestaltung des jeweiligen Gesundheitssystems durchaus von Bedeutung ist und das Niveau der Gesundheitsausgaben beeinflussen kann. Im Rahmen empirischer Untersuchungen bleibt die Herausforderung, Variablen zu finden, die den Einfluss des Staates im Sinne der Gestaltung des jeweiligen Gesundheitssystems korrekt abbilden, um so auch die daraus resultierenden Folgen untersuchen zu können.

Vergütung

Wie auf theoretischer Ebene gezeigt wurde, kann auch die Vergütung von Gesundheitsleistungen Auswirkungen auf die Höhe der Gesundheitsausgaben haben. Auch hinsichtlich dieses Aspektes kann auf die umfangreichen Arbeiten von Gerdtham et al. zurückgegriffen werden. Bereits in einer Arbeit aus dem Jahr 1992 (Gerdtham et al. (1992b)) untersuchen die Autoren den Einfluss der Einzelleistungsvergütung auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Es ergibt sich ein signifikanter Koeffizient von 0,12, der darauf hindeutet, dass ein System mit Einzelleistungsvergütung mit deutlich höheren Gesundheitsausgaben verbunden

221 Zu weiteren Details der Schätzergebnisse in Bezug auf das Niveau der Gesundheitsausgaben vgl. Barros (1998), Tabelle 3, S. 539.

222 Die dargestellten Berechnungen beziehen sich erneut auf die Verwendung von AGE65 – Anteil der Personen, die 65 Jahre oder älter sind – zur Charakterisierung der Altersverteilung in einer Bevölkerung. Weitere Details der Schätzung finden sich bei Herwartz und Theilen (2010), Tabelle II, S. 971.

ist, wengleich die Autoren aufgrund methodologischer Probleme, wie z. B. Schwierigkeiten bei Definition und Messung der genannten Variablen, zu Vorsicht bei der Interpretation mahnen (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 304ff.).²²³

Auch in einer weiteren Analyse eines Autorenteam's rund um Gerdtham et al. (1992a) kommt der Vergütung von Gesundheitsleistungen eine wichtige Rolle bei der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben zu. Erneut wird eine Dummy-Variable verwendet, um den Einfluss der Einzelleistungsvergütung zu untersuchen. Die in diesem Zusammenhang ermittelte Elastizität zwischen 1,110 und 1,209 (je nach geschätztem Modell) deutet klar darauf hin, dass eine Einzelleistungsvergütung zu einer Verteuerung des Gesundheitssystems beiträgt (vgl. Gerdtham et al. (1992a), S. 73ff.).²²⁴

In einer anderen umfangreichen Arbeit von Gerdtham et al. (1998) wird einige Jahre später anhand mehrerer Dummy-Variablen der Einfluss der Vergütung auf die Höhe der Gesundheitsausgaben untersucht. In diesem Zusammenhang zeigt sich, dass insbesondere die Entlohnung der Ärzte auf Basis von Fixbeträgen (capitation) zu niedrigeren Gesundheitsausgaben (Koeffizienten zwischen -0,17 und -0,22) zu führen scheint (vgl. Gerdtham et al. (1998), S. 128f.).²²⁵

Wengleich sich bislang nur wenige Arbeiten mit dem Einfluss der Vergütung von Gesundheitsleistungen beschäftigt haben, so bleibt dennoch festzuhalten dass deren Ergebnisse darauf hindeuten, dass sich hieraus durchaus ein wichtiger Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben ergeben kann, der zudem auch von den Entscheidungsträgern im Gesundheitssystem gestaltet werden kann.

2.4.4 Zwischenfazit

Wie auch bereits auf der theoretischen Ebene festgestellt, spielen nachfrageseitige, angebotsseitige und systemimmanente Determinanten eine wichtige Rolle bei der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben. Herauszuheben ist sicherlich die Rolle des Einkommens, als weniger eindeutig erweist sich der Einfluss anderer Variablen, wie z. B. der demografischen Entwicklung, des technischen Fortschritts oder der Finanzierung, Bereitstellung und Vergütung von Ge-

223 Die von den Autoren präferierte Schätzgleichung einschließlich der geschätzten Koeffizienten findet sich bei Gerdtham et al. (1992b) ebenfalls auf S. 304.

224 Eine Übersicht der verschiedenen Schätzergebnisse findet sich bei Gerdtham et al. (1992a), Tabelle 3, S. 74.

225 Die Gesamtübersicht aller geschätzten Modelle und Koeffizienten findet sich bei Gerdtham et al. (1998), Tabelle 3, S. 126.

sundheitsleistungen. Trotz der langen Historie der Analysen zu den Bestimmungsgründen der Gesundheitsausgaben besteht noch erheblicher Forschungsbedarf. Basis der Analyse sollten neben den bislang dargestellten Erkenntnissen vorangegangener Arbeiten auch die Ergebnisse der zu Beginn dargestellten theoretischen Modellierung sein. Allerdings ist – wie generell bei empirischen Projekten – darauf zu achten, dass Schätzverfahren angewendet werden, die auch die Besonderheiten der zugrunde liegenden Daten berücksichtigen, um korrekte Ergebnisse zu erhalten, die dann auch als Basis zur Ableitung von Ratschlägen für politische Entscheidungsträger dienen können.

2.5 Berechnungen auf Basis der OECD Health Data

Möglicherweise liegt auch gerade in den Problemen, die mit der Schätzung der Determinanten von Gesundheitsleistungen verbunden sind, ein Grund für die Unterschiede in den bisherigen und oben dargestellten Ergebnissen. Statistische Methoden haben sich in den vergangenen Jahrzehnten stark gewandelt, eine Vielzahl neuer Erkenntnisse wurde entdeckt, die es im Rahmen der nachfolgenden Berechnungen auf Basis der OECD Health Data zu berücksichtigen gilt.

2.5.1 Methodischer Rahmen

Internationale Vergleichbarkeit

Wenngleich das vorangegangene Kapitel gezeigt hat, dass bereits eine Vielzahl empirischer Schätzungen zu den Determinanten der Gesundheitsausgaben durchgeführt wurden, so darf dennoch nicht vergessen werden, dass mit der Schätzung dieser Determinanten eine Reihe methodischer und statistischer Probleme verbunden sein können, die das Ergebnis verzerren können und mitunter nicht von allen Autoren beachtet wurden.

Naturgemäß treten immer dann Probleme auf, wenn Daten international verglichen werden. So weisen z. B. Schieber und Poullier (1989) darauf hin, dass sich dann Probleme aufgrund von Nicht-Vergleichbarkeit von Daten oder aufgrund von Messproblemen z. B. für soziale, demografische oder ökonomische Daten ergeben können. Auch die Übertragbarkeit von Handlungsempfehlungen auf andere Länder sei nicht immer gegeben (vgl. Schieber und Poullier (1989), S. 1). Grundsätzlich lassen sich die auftretenden Probleme unterteilen in Schwierigkeiten im Rahmen der Vergleichbarkeit der Methodik zur Messung der Daten auf der einen Seite und in Schwierigkeiten bei der Umrechnung von

Daten – insbesondere finanzieller Größen – auf eine einheitliche Bezugsgröße auf der anderen Seite.

In der Regel werden Daten nicht alleine für internationale Vergleiche erhoben, sondern müssen aus bereits vorhandenen nationalen Datenreihen extrahiert werden. Aufgrund von unterschiedlichen Definitionen in den einzelnen Ländern ergeben sich daraufhin erhebliche Probleme, die es nahezu unmöglich erscheinen lassen, eine Homogenität der zu untersuchenden Daten zu erreichen. Sicherlich hat sich die Situation in den letzten Jahren insbesondere durch die Gesundheitsberichterstattung der OECD und die von ihr herausgegebene Datenbank²²⁶ der wichtigsten Gesundheitsindikatoren deutlich verbessert (vgl. z. B. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)). Es darf jedoch trotz aller Bemühungen der OECD hinsichtlich Definition und Weiterentwicklung nicht vergessen werden, dass eine vollständige Lösung des Problems aufgrund der internationalen Heterogenität der Gesundheitssysteme in naher Zukunft nicht möglich sein. Im Rahmen der Datenbeschreibung der OECD Health Data 2007 geht die OECD selbst auf mögliche Problembereiche ein:

So bestehe das oberste Ziel der OECD im Hinblick auf die Bereitstellung von Gesundheitsdaten darin, eine möglichst hohe Vergleichbarkeit, sowohl zwischen Ländern, als auch im Zeitverlauf, zu gewährleisten. Hierzu werden entsprechende Leitlinien („A System of Health Accounts“) herausgegeben, die es nationalen Statistikbehörden erleichtern sollen, entsprechende Daten aus dem Gesundheitswesen einheitlich zu berichten. Allerdings ist die Implementierung dieser Richtlinien in den einzelnen Ländern²²⁷ bislang unterschiedlich weit fortgeschritten (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007) und die dort veröffentlichten Hinweise zur Datenvergleichbarkeit).

226 Auch die nachfolgende empirische Analyse basiert auf den von der OECD herausgegebenen Datenreihen.

227 Dabei sind drei Gruppen von Ländern zu unterscheiden. Die größte Gruppe, die 23 Länder umfasst, berichten ihre Daten bereits vollständig entsprechend der beschriebenen Systematik, wenngleich dennoch einige Probleme fortbestehen, wie z. B. die Erfassung von Pflegeleistungen. Eine zweite Gruppe von Ländern (Finnland und Irland) berichtet Daten auf Basis ihrer eigenen landesspezifischen Gesundheitsberichterstattung. Hier kann es zu Unterschieden z. B. hinsichtlich der Abgrenzung unterschiedlicher Ausgabenkategorien kommen. Die dritte und letzte Gruppe (Griechenland, Island, Italien, Schweden und UK) berichtet Daten aufgrund einer allgemeinen statistischen Erfassung staatlicher und nicht-staatlicher Ausgaben. Da diese Statistiken nicht speziell für den Gesundheitsbereich erstellt werden, kann es zu Problem im Rahmen internationaler Vergleiche kommen. So ist aufgrund falscher Zuordnung damit zu rechnen, dass es u. a. zu einer Unterschätzung der Höhe der Gesundheitsausgaben kommt. Auch sind Brüche im Zeitablauf möglich (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)).

Neben der Vergleichbarkeit zwischen den Ländern müsse – insbesondere bei Zeitreihen- und Panel-Analysen – auch die Vergleichbarkeit im Zeitablauf gegeben sein. Da die OECD die genannten Daten teilweise seit 1960 zur Verfügung stellt, existieren darin naturgemäß eine Reihe von Zeitreihenbrüchen, die allerdings auch in den Daten gekennzeichnet sind (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)).

Neben der Problematik der Unterschiede in der Datenerhebung ergeben sich Schwierigkeiten bei der Umrechnung der jeweiligen Landeswährungen in eine einheitliche Bezugsgröße. Hierbei kommen Wechselkurse und in jüngeren Jahren vermehrt Kaufkraftparitäten zum Einsatz. Als Vorteil der Verwendung von Wechselkursen erweist sich die Einfachheit der Anwendung und die schnelle Verfügbarkeit. Als problematisch werden deren hohe Volatilität und der mangelnde Bezug zur realen Wirtschaft gesehen, was zu Verzerrungen in den Untersuchungsergebnissen führen kann. Kaufkraftparitäten beziehen sich dagegen auf das langfristige Austauschverhältnis zweier Währungen, so dass sich für den Vergleich von Gesundheitsdaten eher geeignet erscheinen. Dennoch ist auch damit eine Reihe von Schwierigkeiten verbunden. So liegen nicht unbedingt für alle zu untersuchenden Länder aussagekräftige Kaufkraftparitäten vor, zudem ist die Berechnung entsprechender Kaufkraftparitäten mit Problemen verbunden, die denen der Ermittlung von Preisindizes sehr ähnlich sind (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1521). So bleibt zunächst unklar, welches Bündel an Gütern und Dienstleistungen Verwendung finden soll. Besonders im Gesundheitsbereich bestehen zudem weitere Schwierigkeiten, da keine standardisierte Definition des Wertes von Gesundheitsleistungen existiert, falls diese keiner direkten Marktbewertung unterliegen.

Zur Analyse von Gesundheitsdaten bieten sich zudem zwei Arten von Kaufkraftparitäten an. Auf der einen Seite Kaufkraftparitäten, die auf das BIP bezogen sind, auf der anderen Seite spezifische Kaufkraftparitäten aus dem Gesundheitsbereich. Während erstere für die Opportunitätskosten des Gesundheitswesens stehen, geben letztere einen Eindruck von der im Gesundheitssystem angebotenen Quantität (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1522).

Auch die OECD legt den Nutzern der von ihr herausgegebenen Datenreihen die Verwendung von Kaufkraftparitäten nahe. Aufgrund der breiten Verfügbarkeit wird insbesondere auf die BIP-Kaufkraftparitäten verwiesen, allerdings nicht ohne auch gleichzeitig darauf hinzuweisen, dass bei einer entsprechenden Umrechnung eine Veränderung der Gesundheitsausgaben nicht nur auf eine Veränderung der Menge zurückgeführt werden können, sondern auch eine Veränderung der Preise für Gesundheitsleistungen im Verhältnis zum allgemeinen Preisniveau als möglicher Grund denkbar ist (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)).

Insgesamt gesehen wird somit deutlich, dass Probleme der internationalen Vergleichbarkeit in Bezug auf die Daten-Definitionen eine Analyse erschweren. Die OECD hat für die von ihr herausgegebenen Datenreihen versucht, eine Vergleichbarkeit so weit wie möglich herzustellen. Noch vorhandene Problembereiche sollten deshalb keinen Grund darstellen auf eine empirische Untersuchung ganz zu verzichten, vielmehr sollten die Unterschiede und deren Auswirkungen auf das Ergebnis so weit wie möglich aufgezeigt werden.

Auch mit Hilfe von empirischen Analysen wurde das Problem der internationalen Vergleichbarkeit von Daten aus dem Gesundheitswesen thematisiert. Dabei steht insbesondere die Wahl des korrekten Umrechnungsfaktors im Zentrum. Am Rande wurde darauf bereits im Rahmen der Darstellung empirischer Studien zu den verschiedenen Determinanten der Gesundheitsausgaben eingegangen, so dass hier nur einige wenige Studien exemplarisch vorgestellt werden.

Wie schon im vorangegangenen Kapitel liegt der Fokus erneut auf den von Gerdtham et al. durchgeführten Studien. Schon recht früh weisen Gerdtham und Jönsson (1991a) auf das Problem der Wahl des korrekten Umrechnungsfaktors hin. Für 22 OECD-Länder zeigen die Autoren beispielhaft durch Umrechnung auf Basis von Wechselkursen, BIP-Kaufkraftparitäten und gesundheitspezifischen Kaufkraftparitäten,²²⁸ dass sich sowohl die absolute als auch die relative Höhe der Gesundheitsausgaben der betrachteten Länder je nach gewähltem Umrechnungsfaktor deutlich unterscheidet. Am Beispiel der schwedischen Pro-Kopf-Ausgaben für Gesundheit ergeben sich umgerechnete Werte zwischen 1.125 und 2.183 US-Dollar. Werden diese Werte z. B. als Ausgangsbasis für die Berechnung von Einkommenselastizitäten verwendet, so ergeben sich schließlich auch dort klare Unterschiede, die geschätzten Elastizitäten liegen zwischen 1,24 und 1,43 (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991a), S. 230f.).²²⁹

Auch eine weitere Analyse der beiden Autoren (Gerdtham und Jönsson (1991c)) kommt zu einem ähnlichen Ergebnis. Darin wird im Detail erläutert, warum es zu einer Über- bzw. Unterschätzung der realen Gesundheitsausgaben durch die Umrechnung mit Hilfe von Wechselkursen kommen kann (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1520ff.). Weiterhin erfolgt zur Veranschaulichung eine Gegenüberstellung des BIP pro Kopf sowie des allgemeinen Preisniveaus und Relativpreises für Gesundheitsleistungen im Verhältnis zu den USA (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), Tabelle 1, S. 1523). Außerdem erfolgt erneut eine Gegenüberstellung der Gesundheitsausgaben von 22 OECD-Ländern je-

228 Die Gesamtübersicht findet sich bei Gerdtham und Jönsson (1991a) in Tabelle 1 auf S. 230.

229 Die Schätzgleichungen und die dazugehörigen Koeffizienten finden sich bei Gerdtham und Jönsson (1991a) auf S. 231.

weils umgerechnet nach BIP Kaufkraftparitäten und gesundheitsspezifischen Kaufkraftparitäten (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), Tabelle 2, S. 1524). Es zeigen sich darin deutliche Unterschiede je nach gewählter Umrechnungsmethode (vgl. Gerdtham und Jönsson (1991c), S. 1522ff.).

Bereits diese beiden Analysen machen somit deutlich, dass die Wahl des Umrechnungsfaktors wichtige Auswirkungen auf spätere Schätzergebnisse haben kann. Der Umrechnungsfaktor ist deshalb im Rahmen jeder statistischen Analyse sorgfältig auszuwählen und seine Wahl ausführlich zu begründen.

Nichtstationarität und Kointegration

Unabhängig von den bislang diskutierten Problemen zur internationalen Vergleichbarkeit der verwendeten Daten muss zudem untersucht werden, ob die Annahmen der zur Schätzung verwendeten statistischen Verfahren überhaupt erfüllt sind. Hier kommt insbesondere den Besonderheiten von Panel-Daten eine wichtige Rolle zu. Da es sich bei Panel-Daten letztendlich auch um Zeitreihendaten handelt, können daher auch die für Zeitreihendaten bekannten Probleme auftreten.

So ist es bei der Analyse von Zeitreihendaten zunächst erforderlich zu untersuchen, ob es sich bei dem zugrunde liegenden stochastischen Prozess um einen stationären Prozess handelt. Vereinfacht formuliert kann nur dann von einem stationären Prozess gesprochen werden, wenn die Korrelation unterschiedlicher Terme einer Schätzgleichung im Zeitablauf gleich ist. Ist diese Bedingung nicht erfüllt, wird von einem nicht-stationären Prozess gesprochen, was z. B. für einen Prozess zutreffend wäre, der einem Zeittrend unterliegt (vgl. Wooldridge (2006), S. 381).

Ein weiteres wichtiges Konzept bei der Analyse von Zeitreihen- bzw. Paneldaten stellt das Konzept der schwachen Abhängigkeit (weakly dependence) dar. Dabei wird untersucht, inwieweit es einen Zusammenhang gibt zwischen ein und derselben Variable, gemessen zu unterschiedlichen Zeitpunkten. Ein Zeitreihenprozess kann nur dann als schwach abhängig bezeichnet werden, wenn dieser Zusammenhang nur sehr gering ausgeprägt ist und eine Variable weitgehend unabhängig von ihrem Wert in der Vergangenheit ist. Kann für die zu untersuchenden Daten belegt werden, dass diese stationär und schwach abhängig sind, so ist es möglich, im Rahmen von Regressionsanalysen weiterhin die Schätzmethode der ordinary least squares zu verwenden. Andernfalls sind Anpassungen im Rahmen des verwendeten empirischen Schätzverfahrens notwendig (vgl. Wooldridge (2006), S. 382f.). So kann z. B. ein trend-stationärer Prozess, also ein stationärer Prozess mit einem Zeittrend (der dabei durchaus schwach abhängig sein kann), vergleichsweise problemlos geschätzt werden,

wenn in das Modell ein Zeittrend eingefügt wird und der Trend somit durch diese Variable abgebildet wird (vgl. Wooldridge (2006), S. 384).

In vielen Anwendungsfällen können die zugrunde liegenden Zeitreihen- oder Panel-Daten jedoch nicht als schwach abhängig charakterisiert werden. Entsprechende Zeitreihen werden als hochgradig persistent bezeichnet. Dies ist z. B. im Falle eines so genannten random walk gegeben, bei dem sich der Wert der Variable zum Zeitpunkt t nur aus dem Wert der Variable in $t-1$ und einer Zufallsvariable, deren Mittelwert Null beträgt, zusammensetzt (vgl. Wooldridge (2006), S. 392).

Prozesse, die als schwach abhängig gelten, werden auch als integriert vom Grad Null oder $I(0)$ bezeichnet. Andererseits werden Prozesse, die einer Einheitswurzel unterliegen, bei denen also ein Eins-zu-Eins-Zusammenhang zwischen der Variable und ihrem Wert in der Vergangenheit anzutreffen ist (wie z. B. beim Random Walk) als integriert vom Grad Eins oder $I(1)$ genannt. Die Bedingungen der schwachen Abhängigkeit sind in diesem Fall nicht mehr gegeben, allerdings trifft dies wieder für die aus den Variablen berechnete erste Differenz zu. Bei Zeitreihen, deren Werte durchgängig positiv sind, ist es auch möglich, die Differenzen des Logarithmus der entsprechenden Variablen zu ziehen. Durch die Differenzierung von Zeitreihen wird zudem ein eventuell vorhandener Zeittrend beseitigt und muss nicht mehr in das Regressionsmodell eingeschlossen werden (vgl. Wooldridge (2006), S. 397). Des Weiteren ist es möglich, die verwendeten Zeitreihen auf eine mögliche Kointegrationsbeziehung²³⁰ hin zu untersuchen oder ein Fehlerkorrekturmodell²³¹ zu schätzen.

Ein Prozess, der als $I(1)$ gilt, stellt somit kein größeres Problem im Rahmen empirischer Schätzverfahren dar, allerdings muss zunächst geklärt werden, ob ein Prozess dieses Charakteristikum überhaupt besitzt und so entsprechende Anpassungen notwendig macht. Wie bei anderen Fragen, die sich auf die Eigenschaften eines statistischen Prozesses beziehen, bietet sich auch in diesem Fall an, nach einem Test zu suchen, der die Eigenschaft des zugrunde liegenden Prozesses überprüft. In Bezug auf die Einheitswurzel hat sich v. a. der Dickey-Fuller-Test eingebürgert, der standardmäßig mit modernen Softwarepaketen durchgeführt werden kann.²³² Als Nullhypothese wird davon ausgegangen, dass der für eine Einheitswurzel oben beschriebene typische Eins-zu-Eins-Zusammenhang zwischen dem aktuellen Wert der Variable und ihrem Wert in

230 Details zu Kointegrationsbeziehungen werden in einem späteren Abschnitt des vorliegenden Kapitels erläutert.

231 Weitere Details zu Fehlerkorrekturmodellen finden sich z. B. bei Harris und Sollis (2002), S. 37ff.

232 Eine Übersicht weiterer Testverfahren findet sich z. B. bei Harris und Sollis (2002), S. 42.

der Vergangenheit vorliegt. Die Alternativhypothese ist dann entsprechend, dass ein so eindeutiger Zusammenhang nicht vorliegt. Die Variablen können dann zwar immer noch voneinander abhängig sein, allerdings nicht mehr in oben genanntem striktem Sinne. In diesem Fall würde dann z. B. auch der Zusammenhang zwischen dem aktuellen Wert einer Variable und ihrem Wert in einer fernen Zukunft immer mehr vernachlässigbar (vgl. Wooldridge (2006), S. 639ff.).²³³

Während sich der Dickey-Fuller-Test auf die Zeitreiheneigenschaften einzelner Länder bezieht, bietet sich bei der Analyse von Panel-Daten die Durchführung von Panel-Stationaritätstests an. Ein mögliches Verfahren wurde von Maddala und Wu (1999) vorgeschlagen. Auf Grundlage einzelner Einheitswurzeltests wie z. B. dem Dickey-Fuller-Test für einzelne Länderzeitreihen erfolgt ein Fisher-Test, der auf den Signifikanz-Niveaus (p -Werten) der Einzeltests aufbaut. Maddala und Wu können zudem zeigen, dass dieses Vorgehen anderen Testverfahren, wie z. B. dem von Im et al. (1997) vorgeschlagenen Test überlegen ist und auch für unbalancierte Panels, wie im Falle der OECD-Gesundheitsdaten, anwendbar ist (vgl. Harris und Sollis (2002), S. 196f.).

Wird das Vorliegen einer Einheitswurzel bei der Analyse von Zeitreihen- bzw. Paneldaten nicht adäquat berücksichtigt, kann es zu einer so genannten „spurious regression“ kommen. Dabei existiert eigentlich keine Beziehung zwischen zwei Variablen, übliche Schätzverfahren weisen jedoch – oftmals sogar mit einem vergleichsweise hohen R^2 – auf einen Zusammenhang hin, der z. B. allein auf einem korrelierten Zeittrend basiert (vgl. Wooldridge (2006), S. 646f. und Harris und Sollis (2002), S. 32). Vor diesem Hintergrund ist auch der Umstand zu erklären, dass neuere Schätzungen, die sich mit den Determinanten von Gesundheitsausgaben beschäftigen, oftmals nicht mehr den früher festgestellten Zusammenhang zwischen einzelnen Variablen bestätigen. Vermutlich liegt der Unterschied dann nicht in einer Veränderung der zugrunde liegenden Beziehung zwischen den Daten, sondern vielmehr in den zuvor nicht berücksichtigten Eigenschaften der Datenreihen, die aufgrund ihrer Nicht-Berücksichtigung in den durchgeführten empirischen Schätzungen zu einer „spurious regression“ geführt haben.

Während das Differenzieren von Variablen, die über eine Einheitswurzel verfügen, oftmals das geschilderte Problem der „spurious regression“ beseitigt, so führt dies doch zu einer Beschränkung der Aussagen einer Regressionsanalyse. Unter bestimmten Umständen lassen sich jedoch auch aus Regressionen von

233 Den Dickey-Fuller-Test gibt es auch in einer erweiterten Form, bei der u. a. auch lags berücksichtigt werden. Der interessierte Leser sei auf Wooldridge (2006), S. 642f. bzw. Harris und Sollis (2002), S. 48ff. verwiesen.

Variablen, die einem I(1) Prozess unterliegen, sinnvolle Ergebnisse gewinnen. Dies ist immer dann der Fall, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen den entsprechenden Variablen besteht.

Um dies näher zu verstehen seien zunächst zwei Prozesse (z. B. x_t und y_t) betrachtet, die beide als I(1) charakterisiert sind. In diesem Fall ist dann normalerweise auch die Linearkombination (z. B. $y_t - \beta x_t$) ein I(1) Prozess, unabhängig des Wertes von β . Allerdings ist es in diesem Fall auch möglich, dass ein $\beta \neq 0$ existiert, so dass es sich bei der Differenz $y_t - \beta x_t$ um einen I(0) Prozess im Sinne der zuvor dargestellten Definition handelt.²³⁴ Falls eine solche Beziehung besteht werden die entsprechenden Variablen als kointegriert bezeichnet, wobei β den Kointegrationsparameter darstellt. Ökonomisch betrachtet wird bei der Betrachtung von Kointegrationsbeziehungen auch oft davon ausgegangen, dass es sich bei der dargestellten Beziehung zwischen den zu untersuchenden Variablen um das langfristige Verhältnis zwischen diesen beiden Variablen handelt. Um einen Test auf Kointegrationsbeziehungen durchzuführen, muss zunächst der Parameter β bekannt sein. Ist dies nicht der Fall, so ist eine Schätzung des Parameters mit Hilfe des OLS Verfahrens möglich. Auf die Residuen kann dann der bereits vorgestellte Dickey-Fuller-Test angewandt werden, wobei hinsichtlich der kritischen Werte in Abhängigkeit vom Signifikanzniveau der Tatsache Rechnung getragen werden muss, dass der Parameter β nicht bekannt war, sondern geschätzt wurde (vgl. Wooldridge (2006), S. 647ff.).²³⁵

Zusammenfassend bleibt somit festzuhalten, dass vor jeder empirischen Untersuchung z. B. der Determinanten der Gesundheitsausgaben zunächst die Zeitreiheneigenschaften der zugrunde liegenden Daten geprüft werden müssen. Mit Hilfe statistischer Testverfahren muss der Integrationsgrad der Datenreihen betrachtet werden, ggf. sind entsprechende Anpassungen, wie z. B. Differenzierung der Datenreihen oder aber die Prüfung auf eine möglicherweise vorhandene Kointegrationsbeziehung nötig.

Im Rahmen der ersten empirischen Arbeiten, wie z. B. derjenigen von Kleiman (1974) oder Newhouse (1977) fand zunächst keine Auseinandersetzung mit den Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Daten statt. In späteren Analysen gewinnt das Thema – bedingt durch den Zuwachs an diesbezüglichem statistischem Wissen – immer mehr an Bedeutung. Integrationsgrade der Datenreihen und mögliche Kointegrationsbeziehungen werden untersucht. Mittlerweile existieren

234 Aus Platzgründen kann an dieser Stelle nicht näher auf die genaue Definition von Kointegrationsbeziehungen eingegangen werden, der interessierte Leser sei auf Wooldridge (2006), S. 647ff. und die dort zitierte Literatur verwiesen.

235 Zur Bestimmung von β wird die Gleichung $y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t$ und anschließend die Residuen als $\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t$ geschätzt. Hierauf wird dann der Dickey-Fuller-Test angewendet (vgl. Wooldridge (2006), S. 649).

tiert eine ganze Reihe entsprechender Studien, von denen im Folgenden zumindest die wichtigsten vorgestellt werden.

Eine der ersten Studien, die mit Blick auf die Determinanten der Gesundheitsausgaben in den USA mit den Themen Stationarität und Kointegration beschäftigen, ist die Studie von Murthy und Ukpolo (1994). Unter Anwendung des Dickey-Fuller-Tests²³⁶ und des erweiterten Dickey-Fuller-Tests machen die beiden Autoren deutlich, dass keine der von ihnen untersuchten Variablen, wie z. B. Gesundheitsausgaben pro Kopf oder BIP, stationär in Bezug auf deren Niveau ist. Im Anschluss daran kann jedoch gezeigt werden, dass zwischen den betrachteten Variablen eine Kointegrationsbeziehung besteht, auf deren Basis dann die nachfolgende Schätzung der Determinanten der Gesundheitsausgaben der USA durchgeführt wird. (vgl. Murthy und Ukpolo (1994), S. 799).

Wenige Jahre später beschäftigen sich auch Hansen und King (1996) mit den Themen Stationarität und Kointegration in Bezug auf die Daten zur Bestimmung der Determinanten von Gesundheitsausgaben. Insbesondere im Rückblick auf bis zu diesem Zeitpunkt durchgeführte Studien weisen die Autoren darauf hin, dass die daraus gewonnenen Ergebnisse nicht zwingend auf zugrunde liegende ökonomische Zusammenhänge zurückzuführen sein müssen, sondern Ergebnis der Nicht-Stationarität der Zeitreihen sein könnten (vgl. Hansen und King (1996), S. 128). Erneut kommt der erweiterte Dickey-Fuller-Test (ADF) zum Einsatz und es zeigt sich, dass zwei Drittel der von den Autoren untersuchten Variablen nicht stationär in den Niveaus sind. Die Mehrzahl der Variablen stellt sich als integriert vom Grad 1 heraus. Auch eine Kointegrationsbeziehung zwischen den zu untersuchenden Variablen kann für eine Mehrzahl der Länder nicht festgestellt werden (vgl. Hansen und King (1996), S. 130ff.).²³⁷

In der bereits zuvor zitierten Arbeit von Blomqvist und Carter (1997) gehen die beiden Autoren nicht nur auf den Luxusgutcharakter von Gesundheitsleistungen ein, sondern beschäftigen sich auch mit den Zeitreiheneigenschaften der für ihre Analyse benutzten Daten (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 211). Unter Verwendung eines Testverfahrens, das von Phillips und Perron entwickelt wurde und als Alternative zum Dickey-Fuller-Test gilt, kommen die Autoren zum Ergebnis, dass es starke Hinweise dafür gibt, dass es sich bei den untersuchten Datenreihen um I(1)-Prozesse handelt (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 213).²³⁸ In der anschließenden Kointegrationsanalyse zeigt sich, dass

236 Die entsprechenden Test-Statistiken finden sich bei Murthy und Ukpolo (1994), Tabellen 1-3, S. 799ff.

237 Details der Ergebnisse des ADF-Tests finden sich bei Hansen und King (1996), Tabelle 1, S. 131, die Ergebnisse der Kointegrationstests in Tabelle 2 und 3, S. 133f.

238 Das Verfahren wird im Detail bei Blomqvist und Carter (1997) auf S. 213f. beschrieben, eine Übersicht der Testergebnisse findet sich in Tabelle 2, S. 215.

die durchgeführten Tests für die Hypothese einer vorhandenen Kointegrationsbeziehung zwischen den betrachteten Daten sprechen (vgl. Blomqvist und Carter (1997), S. 216ff.).²³⁹

McCoskey und Selden (1998) fokussieren im Rahmen ihrer Analyse v. a. auf die Zeitreiheigenschaften der Gesundheitsausgaben und des BIP, da in vielen Studien insbesondere das Verhältnis zwischen diesen beiden Variablen im Mittelpunkt der Analyse steht. Anhand eines zu dieser Zeit neu entwickelten Panel-Stationaritätstests²⁴⁰ sowie mit Hilfe des ADF-Tests werden die genannten Daten auf Stationarität untersucht. Im Rahmen des ADF-Tests ist es dann auch für die einzelnen Länder-Zeitreihen nicht möglich, die Hypothese der Existenz einer Einheitswurzel zu verwerfen, wie dies auch ältere Studien bereits gezeigt haben. Unter Verwendung des Panel-Stationaritätstests kann hingegen eine Einheitswurzel auf entsprechendem Signifikanzniveau verworfen werden (vgl. McCoskey und Selden (1998), S. 369ff.).^{241 242}

Der von McCoskey und Selden beschriebene Panel-Stationaritätstest wird auch im Beitrag von Gerdtham und Löthgren (2000) aufgegriffen und um weitere ergänzt.²⁴³ Insgesamt gesehen zeigen sowohl die landesspezifischen, als auch die Panel-Stationaritätstests, dass die Zeitreihen der Gesundheitsausgaben und des BIP als nicht stationär beschrieben werden können, so dass eine Analyse der Existenz einer möglichen Kointegrationsbeziehung zwischen diesen Variablen sinnvoll erscheint (vgl. Gerdtham und Löthgren (2000), S. 468ff.).²⁴⁴ Entsprechende Tests kommen schließlich zum Ergebnis, dass eine solche Beziehung zwischen den genannten Variablen des OECD-Panels zu existieren scheint (vgl. Gerdtham und Löthgren (2000), S. 471f.).²⁴⁵

239 Die Details der durchgeführten Kointegrationsanalysen finden sich bei Blomqvist und Carter (1997), u. a. in den Tabellen 3 und 7 auf S. 216ff.

240 Eine genaue Beschreibung des Testverfahrens – es handelt sich dabei um ein von Im et al. (1997) entwickeltes Testverfahren – findet sich bei McCoskey und Selden (1998), S. 370ff.

241 Ergebnisse des ADF-Tests finden sich bei McCoskey und Selden (1998), Tabelle 1, S. 373.

242 Interessant ist in diesem Zusammenhang auch die Replik von Hansen und King, nachzulesen bei Hansen und King (1998).

243 Konkret finden zusätzlich die Testverfahren von Kwiatkowski et al. (1992) sowie von Shin (1994) Anwendung. Eine detailliertere Beschreibung der verschiedenen Verfahren findet sich bei Gerdtham und Löthgren (2000), S. 463ff.

244 Eine Übersicht über die Details der Testergebnisse findet sich bei Gerdtham und Löthgren (2000), Tabelle 1 und 2, S. 469f.

245 Eine Übersicht über die Details der Testergebnisse findet sich bei Gerdtham und Löthgren (2000), Tabelle 3, S. 472.

Herwartz und Theilen (2000) beschäftigen sich ebenfalls mit den Determinanten der Gesundheitsausgaben und den Zeitreiheneigenschaften der zugrunde liegenden Datenreihen. Unter Zuhilfenahme des ADF-Tests ergibt sich dabei sowohl für die Gesundheitsausgaben, als auch für das BIP ein Integrationsgrad von Eins (vgl. Herwartz und Theilen (2000), S. 14). Im Rahmen ihrer Kointegrationsanalyse zeigen die Autoren zudem, dass zwischen Gesundheitsausgaben, BIP und der von ihnen verwendeten demografischen Variable eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht (vgl. Herwartz und Theilen (2000), S. 16).²⁴⁶

In der bereits zuvor beschriebenen Analyse geht Karatzas (2000) auf die Zeitreiheneigenschaften der von ihm untersuchten Datenreihen ein. Er kommt dabei mit Hilfe des ADF-Tests zum Ergebnis, dass eine Vielzahl der betrachteten Variablen eine Einheitswurzel aufweist, kann aber gleichzeitig eine Kointegrationsbeziehung zwischen eben diesen Variablen aufzeigen, so dass er daraus ableitet, dass die von ihm durchgeführten Schätzungen als valide betrachtet werden können (vgl. Karatzas (2000), S. 1094).²⁴⁷

Wenige Jahre später beschäftigen sich Gerdtham und Löthgren (2002) erneut mit der Frage, inwieweit eine Kointegrationsbeziehung zwischen der Gesundheitsausgaben und dem BIP besteht. Dabei kommt neben den bereits von anderen Autoren verwendeten Testverfahren, wie z. B. dem ADF-Test eine weitere Schätzstrategie zum Nachweis von Kointegrationsbeziehungen, basierend auf der Arbeit von Johansen, zur Anwendung (vgl. Gerdtham und Löthgren (2002), S. 1680).²⁴⁸ Erneut kann die Hypothese einer Einheitswurzel in Bezug auf Gesundheitsausgaben und BIP sowohl auf Basis der landesspezifischen Tests, als auch auf Basis des Panel-Stationaritätstests nicht verworfen werden. Die Null-Hypothese, dass es sich bei den Datenreihen um $I(2)$ Prozesse handelt, kann hingegen mit hinreichender Wahrscheinlichkeit abgelehnt werden (vgl. Gerdtham und Löthgren (2002), S. 1684).²⁴⁹ Aufbauend auf diesem Ergebnis wird schließlich eine Kointegrationsanalyse durchgeführt, bei der die Autoren letztlich zum Schluss kommen, dass für die untersuchten OECD-Länder eine

246 Ergebnisse der entsprechenden Tests finden sich bei Herwartz und Theilen (2000), Tabellen 1 und 2, S. 29f.

247 Detailergebnisse des ADF-Tests bzw. des Tests auf eine Kointegrationsbeziehung finden sich bei Karatzas (2000), Tabelle 7 und 8, S. 1094f.

248 Das entsprechende Verfahren wird bei Gerdtham und Löthgren (2002) auf S. 1680ff. kurz vorgestellt.

249 Details der entsprechenden Testergebnisse lassen sich bei Gerdtham und Löthgren (2002), Tabelle 2, S. 1681 nachlesen.

entsprechende Kointegrationsbeziehung um lineare Trends herum anzutreffen ist (vgl. (Gerdtham und Löthgren (2002), S. 1684f.).²⁵⁰

Mit Fokus auf die Einkommenselastizität untersuchen Bac und Le Pen (2002) in einem internationalen Vergleich die Determinanten der Gesundheitsausgaben. Hierbei finden unterschiedliche Testverfahren Anwendung, wie z. B. der erwähnte Test von Dickey und Fuller sowie das von Kwiatkowski et al. (1992) beschriebene Verfahren für einzelne Länderzeitreihen, aber auch die Panel-Stationaritätstests von Im et al. (1997) und Hadri (2000).²⁵¹ Trotz unterschiedlicher Verfahren weisen die Ergebnisse in der Regel darauf hin, dass zumindest die Daten zu Gesundheitsausgaben und BIP durch eine Einheitswurzel gekennzeichnet sind (vgl. Bac und Le Pen (2002), S. 7f.).²⁵² Die nachfolgende Kointegrationsanalyse zeigt, dass es für die meisten untersuchten Länder eine Kointegrationsbeziehung zwischen Gesundheitsausgaben, BIP und dem Relativpreis von Gesundheitsleistungen gibt (vgl. Bac und Le Pen (2002), S. 8).²⁵³

MacDonald und Hopkins (2002) fokussieren in ihrer Arbeit ganz auf die Zeitreiheneigenschaften von Gesundheitsausgaben bzw. BIP auf Basis der OECD-Daten. Unter Verwendung der von Maddala und Wu vorgeschlagenen Prozedur kommen die Autoren darin zum Ergebnis, dass die von ihnen durchgeführten Panel-Stationaritätstests starke Evidenz für die Thesen bieten, dass es sich bei den genannten Datenreihen um I(1) Prozesse handelt (vgl. MacDonald und Hopkins (2002), S. 375f.).²⁵⁴

Freeman (2003) beschäftigt sich nicht nur – wie bereits zuvor beschrieben – mit der Luxusguteigenschaft von Gesundheitsleistungen, sondern auch mit den statistischen Eigenschaften der von ihm untersuchten Datenreihen. Erneut kommen unterschiedliche Panel-Testverfahren zum Einsatz.²⁵⁵ Sowohl für die Gesundheitsausgaben als auch – in fast allen betrachteten Fällen – für die Höhe des

250 Details der Kointegrationsanalyse finden sich bei Gerdtham und Löthgren (2002), Tabelle 3, S. 1682.

251 Hinsichtlich einer genaueren Beschreibung der verwendeten Testverfahren, vgl. Bac und Le Pen (2002), S. 4ff.

252 Detailergebnisse lassen sich nachlesen bei Bac und Le Pen (2002), Tabellen 1 und 2, S. 18f.

253 Ausnahmen sind Irland, Luxemburg und Kanada; für Detailergebnisse vgl. Bac und Le Pen (2002), Tabellen 6 und 7, S. 21f.. Weiterhin beschreiben die Autoren nicht nur die dargestellten länderindividuellen Kointegrationstests, sondern auch einen Test, der auf den gesamten Panel-Daten beruht, Details lassen sich bei Bac und Le Pen (2002) auf S. 11f. nachlesen.

254 Die Details der Testergebnisse finden sich bei MacDonald und Hopkins (2002), Tabellen 2-4, S. 273ff.

255 Für eine nähere Beschreibung der verwendeten Testverfahren vgl. Freeman (2003), S. 497f..

Einkommens kann durch keinen Test die Null-Hypothese der Nicht-Stationarität abgelehnt werden, weiterhin zeigt sich nach Durchführung der Kointegrationsanalyse, dass zwischen den genannten Variablen, die durch einen I(1) Prozess gekennzeichnet sind, eine stabile langfristige Beziehung besteht (vgl. Freeman (2003), S. 498f.).²⁵⁶

Aufgrund der Verfügbarkeit neuer Testverfahren legen Jewell et al. (2003) den Schwerpunkt ihrer Arbeit auf die Identifikation von Zeit-Trends und strukturellen Brüchen²⁵⁷ in den Daten, die versehentlich als Nicht-Stationarität interpretiert werden könnten (vgl. Jewell et al. (2003), S. 314). Das von ihnen verwendete Modell erlaubt deshalb länderspezifische Zeittrends und länderspezifische Strukturbrüche in den Daten (vgl. Jewell et al. (2003), S. 315ff.). Als Ergebnis ergibt sich eine detaillierte Aufstellung der Strukturbrüche²⁵⁸ der verschiedenen Länder. So wird z. B. für Deutschland ein struktureller Bruch bei den Gesundheitsausgaben im Jahr 1980 und ein struktureller Bruch bezüglich des BIP im Jahr 1990 bestimmt (vgl. Jewell et al. (2003), S. 319ff. und hinsichtlich der korrigierten Zahlen Lee et al. (2008), S. 1142).²⁵⁹ Aufbauend auf diesen Ergebnissen zeigen die Autoren schließlich auf Basis von Panel-Stationaritätstests, dass es sich sowohl bei BIP als auch bei Gesundheitsausgaben um stationäre Prozesse handelt, wenn die berechneten länderspezifischen Strukturbrüche in Betracht gezogen werden, was gleichzeitig im Widerspruch zu einer Vielzahl der bislang dargestellten Untersuchungen steht (vgl. Jewell et al. (2003), S. 322).

Ebenso wie Jewell et al. beschäftigt sich Carrion-i-Silvestre (2005) mit der Frage der Stationarität von Gesundheitsausgaben und BIP bei Berücksichtigung von strukturellen Brüchen.²⁶⁰ Wiederum finden verschiedene Testverfahren

256 Details der Ergebnisse von Stationaritäts- und Kointegrationsanalyse können nachgelesen werden bei Freeman (2003), Tabellen 2 und 3, S. 499.

257 Bereits MacDonald und Hopkins (2002) weisen darauf hin, dass strukturelle Brüche in den Daten irrtümlich als Nicht-Stationarität interpretiert werden könnten. Das Problem der Heterogenitäten wurde bereits von Roberts (1999) angesprochen, aber nicht explizit modelliert.

258 Als mögliche Erklärungen für die Strukturbrüche werden sowohl technischer Fortschritt, als auch die Konjunkturzyklen in den einzelnen Ländern genannt (vgl. Jewell et al. (2003), S. 319ff.).

259 Eine ausführliche Übersicht über die verschiedenen strukturellen Brüche findet sich bei Jewell et al. (2003), Tabelle 1 und 2, S. 320f. bzw. in einer korrigierten Fassung bei Lee et al. (2008), Tabelle 1 und 2, S. 1142.

260 Dabei werden sowohl länderspezifische Zeitreihen, als auch das gesamte Panel untersucht.

Anwendung.²⁶¹ Werden zunächst Testverfahren betrachtet, die strukturelle Brüche nicht berücksichtigen, so ergeben sie gemischte Ergebnisse, wenngleich die meisten Ergebnisse auf eine Nicht-Stationarität hinweisen, wie sie auch in anderen Studien beschrieben wird (vgl. Carrion-i-Silvestre (2005), S. 847f.).²⁶² Werden hingegen strukturelle Brüche mit in Betracht gezogen, so verändert sich das Bild. In diesem Fall – und in Bezug auf die Gesundheitsausgaben – wird die Nullhypothese der Stationarität für Japan, Niederlande, Spanien und Schweiz abgelehnt, für alle anderen Länder kann der geschilderten Null-Hypothese jedoch nicht widersprochen werden. Die identifizierten strukturellen Brüche stehen zumeist mit Gesundheitsreformen in Zusammenhang bei denen es zu Veränderung der Leistungen für die Versicherten kam (vgl. Carrion-i-Silvestre (2005), S. 849).²⁶³ Bei der Betrachtung des BIP zeigt sich ein ähnliches Bild, allerdings deuten hier die Ergebnisse auf eine Stationarität der Daten für alle untersuchten Länder hin. Insgesamt unterstützt das dargestellte Ergebnis somit die zuvor beschriebene Analyse von Jewell et al. (vgl. Carrion-i-Silvestre (2005), S. 851f.).

Im selben Jahr beschäftigen sich auch Dreger und Reimers (2005) mit den Zeitreiheigenschaften der Gesundheitsausgaben. Erneut finden unterschiedliche Testverfahren auf Panel-Stationarität Anwendung (vgl. Dreger und Reimers (2005), S. 8).²⁶⁴ Für die Niveau-Variablen wird zumeist die Existenz einer Einheitswurzel gezeigt, wohingegen die ersten Differenzen der entsprechenden Variablen stationär zu sein scheinen. Die Kointegrationsanalyse weist auf die Existenz einer langfristigen Beziehung zwischen Gesundheitsausgaben, BIP und der Messgröße für den medizinischen Fortschritt²⁶⁵ hin (vgl. Dreger und Reimers (2005), S. 13f.).²⁶⁶

Aufbauend auf den Ergebnissen bisherigen Studien betrachten Kotlikoff und Hagist (2005) im Rahmen ihrer Analyse der Gesundheitskosten in den OECD-

261 Eine genauere Beschreibung der verwendeten Testverfahren findet sich bei Carrion-i-Silvestre (2005), S. 841ff.

262 Details der Testergebnisse finden sich bei Carrion-i-Silvestre (2005), Tabelle 1 und 2, S. 847f..

263 Bezüglich des gewählten Testverfahrens vgl. Carrion-i-Silvestre (2005), S. 849, bezüglich der Detailergebnisse der Testverfahren vgl. Tabelle 3 und 4, S. 850f.. Die für die einzelnen Länder identifizierten strukturellen Brüche können dort ebenfalls nachgelesen werden.

264 Details der verwendeten Testverfahren finden sich bei Dreger und Reimers (2005), S. 8ff..

265 Medizinischer Fortschritt wird in diesem Fall durch die Lebenserwartung der Bevölkerung und die Kindersterblichkeit gemessen (vgl. Dreger und Reimers (2005), S. 16).

266 Detaillierte Ergebnisse der verwendeten Testverfahren finden sich bei Dreger und Reimers (2005) in den Tabellen 1 und 2, S. 13f..

Staaten auch die Zeitreiheneigenschaften der Gesundheitsausgaben. Unter Verwendung des ADF-Tests und des Phillips-Perron-Tests ergibt sich, dass die untersuchten Datenreihen, mit der Ausnahme von Schweden und Kanada, trendstationär sind, gewöhnliche OLS-Verfahren also Anwendung finden können (vgl. Kotlikoff und Hagist (2005), S. 12).²⁶⁷

Wie bereits einige andere Autoren zuvor beschäftigt sich auch Narayan (2006) mit strukturellen Brüchen innerhalb der international verfügbaren Zeitreihendaten zur Höhe der Gesundheitsausgaben. Auf Basis des ADF-Tests (ohne strukturelle Brüche) kann die Nullhypothese einer Einheitswurzel für die USA, Japan, Schweiz und Spanien nicht abgelehnt werden, für das Vereinigte Königreich ist dies jedoch möglich. Wird jeweils ein struktureller Bruch in die Analyse einbezogen, was auch mit der Wahl anderer Testverfahren²⁶⁸ einhergeht, so ist eine Ablehnung der Nullhypothese zumindest auf dem 10%-Niveau für alle Länder möglich. Wird die Analyse auf zwei mögliche strukturelle Brüche erweitert, kann eine Ablehnung für alle untersuchten Länder sogar noch auf deutlich höheren Signifikanzniveaus (5% oder sogar 1%) erfolgen (vgl. Narayan (2006), S. 880f.).²⁶⁹

Auf Basis der Daten der Bundesstaaten der USA beschäftigen sich Wang und Rettenmaier (2007) mit der Stationarität²⁷⁰ von Gesundheitsausgaben und Einkommen.²⁷¹ Im Ergebnis zeigt sich, dass sowohl Gesundheitsausgaben als auch Einkommen als I(1) Variablen modelliert werden können. Weiterhin kann eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen aufgezeigt werden (vgl. Wang und Rettenmaier (2007), S. 567).²⁷²

Mit der Rolle permanenter und transitorischer Schocks im Rahmen der Bestimmung der Determinanten der Gesundheitsausgaben beschäftigen sich

267 Detailergebnisse finden sich bei Kotlikoff und Hagist (2005), Tabelle 6, S. 30.

268 Die Beschreibung der eingesetzten Testverfahren findet sich bei Narayan (2006), S. 878ff.

269 Im Rahmen der beschriebenen Arbeit werden nur die genannten Länder betrachtet. Details zu den Ergebnissen des ADF-Test finden sich bei Narayan (2006), Tabelle 1, S. 881. Die Ergebnisse unter Einbeziehung struktureller Brüche werden in den Tabellen 2 und 3, S. 882f. dargestellt. Im Rahmen der Analyse werden auch gemeinsame strukturelle Brüche untersucht, die Ergebnisse, ebenso wie mögliche Erklärungsansätze für die gefundenen Brüche finden sich auf S. 884ff.

270 Es fanden sowohl Tests hinsichtlich länderspezifischer Zeitreihen, als auch Panel-Stationaritätstests Anwendung.

271 Das Einkommen wird durch das gross state product (GSP) operationalisiert (vgl. Wang und Rettenmaier (2007), S. 561f.).

272 Die verwendeten Testverfahren ließen auch strukturelle Brüche in den Zeitreihen zu. Details der Ergebnisse finden sich bei Wang und Rettenmaier (2007), Tabelle II-IV, S. 563ff.

Narayan und Narayan (2008). Dabei werden auch die Zeitreiheneigenschaften der Gesundheitsausgaben untersucht. Wie bereits in der früheren Analyse von Narayan erfolgt eine Beschränkung der Analyse auf die USA, UK, Japan, Kanada und die Schweiz. Für die genannten Länder kann auf Basis des 10%-Signifikanzniveaus mit Hilfe des ADF-Tests gezeigt werden, dass die Pro-Kopf-Ausgaben für Gesundheit einem $I(1)$ Prozess unterliegen.²⁷³ Das Ergebnis wird auch von anderen Testverfahren²⁷⁴ bestätigt (vgl. Narayan und Narayan (2008), S. 1176ff.).

Werden die soeben dargestellten Ergebnisse der verschiedenen empirischen Analysen rückblickend betrachtet, so wird deutlich, dass auf eine Analyse der Zeitreiheneigenschaften im Rahmen von empirischen Studien nicht verzichtet werden kann. Vor allem ältere Studien zeigen oftmals, dass den betrachteten Datenreihen nicht-stationäre Prozesse zugrunde liegen, wengleich auch zumeist eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen aufgezeigt wird. Neuere Studien kommen hingegen tendenziell eher zum Ergebnis, dass die Stationarität der Daten sehr wohl gegeben ist – allerdings nur, wenn auch den strukturellen Brüchen, die in den Datenreihen anzutreffen sind, adäquat Rechnung getragen wird.

Funktionale Form

Nachdem in den vorangegangenen Abschnitten zunächst diskutiert wurde, welche Variablen in eine empirische Schätzung einbezogen werden sollten, welche Probleme, insbesondere vor dem Hintergrund der internationalen Vergleichbarkeit auftreten können und wie mit den Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Datenreihen verfahren werden muss, widmet sich der dieser Abschnitt der funktionalen Form.

Wengleich auch eine Missspezifikation der funktionalen Form weniger gravierende Folgen für das Ergebnis hat, als z. B. das Fehlen einer bedeutenden Variable, so ist dennoch dafür Sorge zu tragen, dass die verwendete funktionale Form das Verhältnis der Variablen untereinander möglichst gut beschreibt (vgl. Wooldridge (2006), S. 305). In vielen der bisher dargestellten Analysen der Determinanten von Gesundheitsausgaben finden die Variablen z. B. in logarithmierter Form Einzug in die Schätzgleichung, wodurch sich auch relativ einfach Elastizitäten ableiten ließen.

Im Gegensatz zu anderen Fragen, wie z. B. der Analyse der Zeitreiheneigenschaften oder der Berücksichtigung strukturelle Brüche, denen in der vorliegen-

273 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Narayan und Narayan (2008), Tabelle II, S. 1178.

274 Konkret handelt es sich um den Phillips-Perron- und den Zivot-Andrews-Test (vgl. Narayan und Narayan (2008), S. 1177 sowie Tabelle III, S. 1179.

den Literatur zur Bestimmung der Determinanten der Gesundheitsausgaben breiter Raum eingeräumt wird, haben sich nur wenige Studien mit Fragen der korrekten funktionalen Form beschäftigt, weswegen an dieser Stelle nur einige wenige Arbeiten zu dieser Thematik exemplarisch aufgeführt werden sollen.

Parkin et al. (1987) beschäftigen sich schon recht früh mit der Frage der korrekten funktionalen Form in Bezug auf die im Rahmen ihrer Analyse durchgeführte Schätzung der Einkommenselastizität. Die Autoren berechnen für vier unterschiedliche Spezifikationen (linear, semi-logarithmiert, exponentiell und doppelt-logarithmiert) jeweils das resultierende R^2 und kommen zum Schluss, dass die Wahl der korrekten funktionalen Form durchaus von Bedeutung ist, wobei nach ihrer Analyse jeweils die doppelt-logarithmierte Fassung das größte R^2 besitzt (vgl. Parkin et al. (1987), S. 118f.).²⁷⁵

Im Rahmen ihrer umfangreichen Studien beschäftigen sich auch Gerdtham et al. mit Fragen der korrekten Spezifikation der funktionalen Form der von ihnen geschätzten Regressionsgleichungen. Bereits in einer ihrer frühen Analysen (Gerdtham et al. (1992b)) versuchen die Autoren sich mit Hilfe mehrerer Testverfahren²⁷⁶ der korrekten funktionalen Form zu nähern (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 298ff.).²⁷⁷ Wengleich in ihrer Analyse eine doppelt-logarithmische Schätzgleichung zum Einsatz kommt, wird am Ende der Arbeit dennoch darauf hingewiesen, dass aufgrund der verschiedenen durchgeführten Test eher eine quadratische Form angebracht gewesen wäre (vgl. Gerdtham et al. (1992b), S. 306).

Saez und Murillo (1994) gehen in ihrer Studie einige Jahre später nur kurz auf mögliche Fehler aufgrund Missspezifikation ein. Aus ihrer Sicht wird die Wahl des von ihnen gewählten doppelt-logarithmischen Modells sowohl durch den Gütegrad (goodness-of-fit) der von Ihnen durchgeführten Schätzungen, als auch durch die Ergebnisse eines spezifischen statistischen Tests bestätigt (vgl. Saez und Murillo (1994), S. 276f.).²⁷⁸

Wengleich hinsichtlich der funktionalen Form an dieser Stelle nur auf wenige Studien eingegangen wurde, so zeigen deren Ergebnisse und das Vorgehen im Rahmen vieler anderer Studien aus diesem Bereich, dass eine doppelt-logarithmierte Form den vorliegenden Daten vergleichsweise gut entsprechen

275 Details der Analyse finden sich bei Parkin et al. (1987), Tabelle 4, S. 118.

276 Eine Übersicht der verschiedenen verwendeten Testverfahren findet sich bei Gerdtham et al. (1992b) in Tabelle 2, S. 299.

277 Auch in einer anderen Studie von Gerdtham aus demselben Jahr wird die Wahl der funktionalen Form kurz thematisiert, vgl. dazu Gerdtham (1992), S. 219.

278 Eine Übersicht über die genauen Ergebnisse verschiedener Testverfahren findet sich bei Saez und Murillo (1994), Tabelle 5, S. 276.

dürfte, was gleichzeitig auch den Vorteil mit sich bringt, dass die resultierenden Koeffizienten direkt als Elastizitäten interpretiert werden können.

Insgesamt gesehen wird deutlich, dass im Rahmen der empirischen Analyse der Determinanten der Gesundheitsausgaben mehrere Problembereiche existieren, die es im Rahmen der eigenen Berechnungen zu berücksichtigen gilt. Allerdings muss auch festgehalten werden, dass sowohl Datenbasis als auch statistische Verfahren derweilen qualitativ einen sehr hohen Standard erreicht haben, so dass es keinen Grund gibt, von einer statistischen Analyse grundsätzlich abzusehen. Als weitere Erkenntnis der vorangegangenen Abschnitte wurde deutlich, dass landesspezifische Eigenheiten ebenfalls eine wichtige Rolle spielen können. Diese betrifft insbesondere die systemimmanenten Determinanten, zeigt sich aber z. B. auch bei der Analyse landesspezifischer struktureller Brüche. Diesem Tatbestand ist im Rahmen der in der Folge durchzuführenden statistischen Analyse genauso Rechnung zu tragen.

2.5.2 Datengrundlage

Wie zuvor bereits ausführlich dargestellt, gestalten sich internationale Vergleiche im Gesundheitsbereich naturgemäß schwierig, was u. a. auf unterschiedliche Datenerhebungsstandards, aber auch auf unterschiedliche Gesundheitssysteme zurückzuführen ist. Eine vollständige Vergleichbarkeit von Daten wird daher nie möglich sein. Durch Unterstützung und Koordinierung der OECD konnte jedoch erreicht werden, dass im Rahmen der Datenbank OECD Health Data (vgl. z. B. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)) ein Mindestmaß an Vergleichbarkeit sichergestellt ist, so dass fundierte wissenschaftliche Analysen von empirischen Zusammenhängen im Gesundheitswesen über Ländergrenzen hinweg möglich sind. Aus diesem Grund bildet die dargestellte Datenbank in der zitierten Version von 2007 die Grundlage für die nachfolgende Analyse. Nahezu alle verwendeten Datenreihen sind ihr entnommen.²⁷⁹

Ein weiteres Problem ergibt sich durch unterschiedliche Landeswährungen, die eine Umrechnung von monetären Datenreihen notwendig machen. Aufgrund der teils starken Schwankungen eignen sich die Wechselkurse der einzelnen Währungen hierfür nicht, vielmehr hat sich bei internationalen Vergleichen die Verwendung von Kaufkraftparitäten durchgesetzt. Sie ermöglichen es, verschiedene monetäre Datenreihen zu einem bestimmten Zeitpunkt vergleichbar zu machen. Wenngleich für gesundheitsspezifische Zahlenreihen gesundheitsspezifische

279 Die einzige Ausnahme bildet der zur Berücksichtigung der Inflation verwendete BIP-Deflator der USA, der einer anderen Datenbank der OECD entnommen wurde (vgl. Organisation for Economic Cooperation and Development (2009)).

sche Kaufkraftparitäten wünschenswert wären, so führt deren mangelnde Verfügbarkeit für eine ausreichende Zahl an Ländern dazu, dass für alle Datenreihen auf allgemeine, auf das BIP bezogene Kaufkraftparitäten zurückgegriffen werden muss. Die Umrechnung der Daten erfolgt daher anhand von US- $\text{\$}$ -Kaufkraftparitäten.²⁸⁰ Auf diesem Weg können alle Daten auf eine einheitliche, gemeinsame und vergleichbare Währung gebracht werden. Unberücksichtigt bleibt in diesem Zusammenhang allerdings die Inflation, die die Vergleichbarkeit von Daten im Zeitablauf erschwert. Da das Hauptinteresse der nachfolgenden Analyse in der Darstellung von realen Zusammenhängen besteht, ist zusätzlich eine Bereinigung der Daten um die Inflation notwendig. Ähnlich wie in anderen empirischen Studien zur Thematik (vgl. z. B. Gerdtam et al. (1992b) oder Blomqvist und Carter (1997)) erfolgt dies mit Hilfe des US-BIP-Deflators auf Basis von OECD-Daten (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2009)).²⁸¹ Die Analyse der Daten selbst erfolgt im Wesentlichen²⁸² mit Hilfe der Software STATA/SE in der Version 10.1 und inklusive der jeweils aktuellen Updates (vgl. StataCorp LP (2010)).

Ziel der nachfolgenden Analyse soll die Bestimmung der Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sein. In der konkreten Schätzung wird dies umgesetzt durch Daten zu den Ausgaben der einzelnen Länder für Gesundheit im Zeitablauf, unterteilt in die Gesamtausgaben sowie in öffentliche und private Ausgaben für Gesundheitsleistungen. Die Trennung in die genannten Ausgabenkategorien baut dabei auf die im Theorieteil gewonnenen Erkenntnisse auf, wo gezeigt werden konnte, dass sich die Determinanten der einzelnen Ausgabenkategorien deutlich unterscheiden. In die Betrachtung werden entsprechend ihrer Datenverfügbarkeit grundsätzlich alle Länder eingeschlossen, die im Rahmen der OECD Health Data 2007 Datenbank enthalten sind – insgesamt also 30 Länder. Die genaue Beschreibung der einzelnen Variablen kann der nachfolgenden Tabelle entnommen werden:

280 Eine entsprechende Darstellungsmöglichkeit ist auch bereits in der Datenbank OECD Health Data (vgl. Organisation for Economic Cooperation and Development (2007)), vorgesehen.

281 Als Abfrageparameter wurden verwendet: Transaction: B1_GE: Gross domestic product (expenditure approach); Measure: DOB: Deflator, OECD base year = 100; Frequency: Annual; Country: United States.

282 Panel-Stationaritätstests wurden mit der Software EVIEWS (vgl. Quantitative Micro Systems (2007)) durchgeführt.

Tabelle 5: *Determinanten der Gesundheitsausgaben: Abhängige Variablen*²⁸³

abhängige Variablen	Beschreibung
HCEDEF	Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
HCEDEF_pub	öffentliche Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
HCEDEF_priv	private Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)

Die Auswahl der unabhängigen Variablen orientiert sich an der zuvor vorgenommenen Trennung in angebotsseitige, nachfrageseitige und systemimmanente Determinanten. Eine Übersicht über die einzelnen Variablen und deren genaue Definition findet sich in Tabelle 6. Im Rahmen der nachfrageseitigen Determinanten wird auf das Einkommen in Form des BIP zurückgegriffen. Die Auswirkungen der Demografie werden durch den Anteil der Menschen die mindestens 65 bzw. 80 Jahre alt sind sowie durch den Altenquotienten (Verhältnis der Anzahl an Personen, die mindestens 65 sind zur Anzahl an Personen, die zwischen 15 und 64 sind) dargestellt. Wie zuvor beschrieben, soll dadurch das Verhältnis der Rentner zu denjenigen Personen beschrieben werden, die sich noch im Erwerbsleben befinden. Als letzte nachfrageseitige Variable werden der Einfluss des Moral Hazard und der Preise auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beschrieben. Da sich deren Wirkung jedoch vornehmlich auf der Mikro-Ebene auswirken dürfte, finden sie in die nachfolgende makroökonomische Analyse keinen Eingang. Auf der Seite der angebotsseitigen Determinanten werden der Einfluss des negativen Preisstruktureffekts – operationalisiert durch den Relativpreis für Gesundheitsleistungen – der Effekt des technischen Fortschritts in Gestalt eines Jahres-Dummies und der mögliche Einfluss der angebotsinduzierten Nachfrage in Form einer Variable zur Bettendichte und einer Variable zur Ärztedichte abgebildet. Abschließend werden auch systemimmanente Variablen eingebunden, mit denen der Versuch unternommen wird, die Charakteristika der einzelnen Gesundheitssysteme im Sinne von Finanzierung, Bereitstellung und Vergütung von Gesundheitsleistungen darzustellen. Als Vari-

283 Quelle: Eigene Darstellung.

ablen kommen der Anteil öffentlicher und privater Ausgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben, sowie der Anteil der Ausgaben für die ambulante Versorgung und der Anteil an Verwaltungsausgaben zum Einsatz.

*Tabelle 6: Determinanten der Gesundheitsausgaben:
Verwendete unabhängige Variablen und deren Definition²⁸⁴*

Determinanten- ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
nachfrageseitig	Einkommen	GDPDEF	Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
	Demografie	AGE65	prozentualer Anteil der Bevölkerung, die 65 Jahre oder älter ist
		AGE80	prozentualer Anteil der Bevölkerung, die 80 Jahre oder älter ist
		AGEREL	Altenquotient
angebotsseitig	Preisstruktur	RELPRICE	relativer Preisindex der Preise des Gesundheitswesens zu den Preisen in der restlichen Volkswirtschaft
	technischer Fortschritt	YEAR	Dummy-Variable, die für das jeweilige Jahr steht und dadurch in der Lage ist, einen Zeittrend abzubilden
	angebots- induzierte Nachfrage	BED	Anzahl der Krankenhausbetten je 1000 Einwohner
		DOC	Anzahl der Ärzte je 1000 Einwohner

284 Quelle: Eigene Darstellung.

Determinanten-ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
systemimmanent	Finanzierung, Bereitstellung, Vergütung	PUBTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der öffentlich finanziert wird
		PRIVTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der privat finanziert wird
		AMBTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der im ambulanten Sektor ausgegeben wird
		ADMINTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der für administrative Zwecke ausgegeben wird

In den nachfolgenden Schätzungen werden die oben dargestellten Variablen dann in unterschiedlichen Konstellationen miteinander verknüpft, um Aussagen über die Determinanten der Gesundheitsausgaben und die dazugehörigen Unterkategorien, private und öffentliche Gesundheitsausgaben zu gewinnen. In diesem Zusammenhang ist eine Reihe von Voraussetzungen zu beachten. So sind die verwendeten Datenreihen u. a. daraufhin zu untersuchen, inwieweit die unabhängigen Variablen im Rahmen des empirischen Modells auch tatsächlich voneinander unabhängig sind, oder ob Multikollinearität vorliegt, die zu einer reduzierten Validität der empirischen Schätzergebnisse führen kann (vgl. hierzu z. B. Wooldridge (2006), S. 102ff.). Um diese Fragestellung zu untersuchen, bietet es sich an, die Korrelation der einzelnen unabhängigen Variablen untereinander zu bestimmen, die entsprechenden Ergebnisse sind in Tabelle 7 abgebildet. Insgesamt gesehen fällt auf, dass die Korrelation der einzelnen Variablen in der Regel sehr gering ausgeprägt ist. Eine Ausnahme bilden die verschiedenen Altersvariablen ($\ln\text{AGE}65$, $\ln\text{AGE}80$, $\ln\text{AGEREL}$), die sehr stark miteinander korreliert sind. Aufgrund der Natur der Daten ist dies auch nicht verwunderlich, schließlich lässt ein hoher Bevölkerungsanteil von Menschen ab 65 Jahren auch auf einen hohen Anteil von Personen schließen, die über 80 sind, während die Variable $\ln\text{AGEREL}$ schließlich die Relation zwischen Personen, die potenziell im Erwerbsleben stehen und Rentnern abbildet, so dass auch hier eine hohe Korrelation nicht weiter überrascht. Ebenso wenig ist eine hohe Korrelation zwischen dem staatlichen Anteil und dem privaten Anteil an der Finanzierung der

Gesundheitsausgaben überraschend. Problematisch für die späteren Schätzungen sind die zuvor dargestellten Korrelationen jedoch nicht, da die jeweils korrelierten Variablen niemals gemeinsam in einer Schätzung vorkommen werden, sondern stets getrennt. Probleme aufgrund von Multikollinearität könnten bestenfalls zwischen der Variable der Ärztedichte (lnDOC) und den verschiedenen Altersvariablen existieren, hier scheint ein enger Zusammenhang zu bestehen, der z. B. bedeuten könnte, dass ein hoher Bevölkerungsanteil älterer Menschen auch dazu führt, dass in einem Land ein hohes Angebot an Ärzten anzutreffen ist. Allerdings stellt die Ärztedichte nur eine der beiden Variablen dar, die eine mögliche angebotsinduzierte Nachfrage abbilden sollen. Alternativ kann hier auch die Bettendichte (lnBED) betrachtet werden, deren Korrelation zu den demografischen Variablen sehr gering ist, allerdings eine gewisse Korrelation mit den Variablen, die sich auf den Anteil unterschiedlicher Ausgabenkategorien beziehen (lnPUBTOTAL, lnPRIVTOTAL, lnAMBTOTAL), aufweist. Auch das BIP (lnGDPDEF) und die Altersvariablen (lnAGE80, lnAGE65, lnAGEREL) scheinen zumindest in gewissem Umfang korreliert zu sein. Numerisch liegen die Korrelationskoeffizienten der Variablen lnBED bzw. lnGDPDEF in Bezug auf die anderen zuvor dargestellten Variablen im Bereich von 0,50 und sind damit deutlich geringer ausgeprägt, als die zu Beginn des Abschnitts dargestellten Korrelationskoeffizienten.

Tabelle 7: *Determinanten der Gesundheitsausgaben: Korrelationsmatrix aller in die Schätzungen einbezogenen Variablen*²⁸⁵

	lnGDPDEF	lnAGE65	lnAGE80	lnAGEREL	lnRELP-E	Year	lnBED	lnDOC	lnPUBT-L	lnPRIV-L	lnAMBT-L	lnADMINT-L
lnGDPDEF	1.0000											
lnAGE65	0.5829	1.0000										
lnAGE80	0.6321	0.9619	1.0000									
lnAGEREL	0.5568	0.9958	0.9587	1.0000								
lnRELPPRICE	0.3294	0.1829	0.2104	0.2026	1.0000							
Year	0.4334	0.4211	0.5467	0.4201	0.5452	1.0000						
lnBED	0.0780	0.2380	0.0968	0.2482	-0.1797	-0.5407	1.0000					
lnDOC	0.3867	0.8462	0.8652	0.8431	0.0981	0.5169	0.0194	1.0000				
lnPUBTOTAL	0.0490	0.3401	0.2097	0.3335	0.1639	-0.1038	0.5206	0.1919	1.0000			
lnPRIVTOTAL	-0.1162	-0.3399	-0.2188	-0.3416	-0.3034	0.0534	-0.4690	-0.1872	-0.3936	1.0000		
lnAMBTOTAL	0.2498	0.1220	0.1946	0.1026	0.1002	0.4298	-0.4950	0.0797	-0.5398	0.5044	1.0000	
lnADMINTOTAL	0.0747	-0.3906	-0.2977	-0.3827	0.0929	0.1410	-0.1941	-0.3731	-0.5779	0.5485	0.1628	1.0000

2.5.3 Nichtstationarität

Wie zuvor im Detail beschrieben, sind bei der Analyse von Zeitreihen- bzw. Paneldaten einige Besonderheiten zu beachten, um im Rahmen der statistischen Analyse später keine verzerrten oder gar irreführenden Ergebnisse zu erhalten. So ist zunächst zu prüfen, ob es sich bei dem zugrunde liegenden stochastischen Prozess um einen stationären Prozess handelt, oder ob z. B. ein deterministischer

285 Quelle: Eigene Berechnungen.

Zeittrend vorliegt. Die bisher vorgestellten empirischen Studien aus der Literatur kommen zu uneinheitlichen Ergebnissen, wenngleich auch eine Mehrzahl von der Nichtstationarität insbesondere der Zeitreihendaten zu den Gesundheitsausgaben und zum Bruttoinlandsprodukt ausgeht.

Als statistische Testverfahren haben sich in diesem Zusammenhang die Verfahren nach Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller unit root test) und das von Phillips und Perron (Phillips-Perron-Test) etabliert.²⁸⁶ Diese beiden Testverfahren – abgekürzt als ADF-Test bzw. PP-Test – werden auch auf die vorliegenden Datenreihen angewendet.²⁸⁷ Die Ergebnisse sind – beispielhaft für lnHCEDEF und lnGDPDEF – aus der nachfolgenden Tabelle ersichtlich, alle weiteren Stationaritätstests finden sich im Anhang:

Tabelle 8: *Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests*²⁸⁸

Land / Variable / Test	lnHCEDEF			lnGDPDEF		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	33	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Belgien	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Dänemark	34	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Deutschland	33	I(0)	I(0)	35	I(1)	I(1)
Finnland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Frankreich	15	I(1)	I(1)	36	I(1)	I(1)
Griechenland	18	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Irland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Island	35	I(1)	I(1)	35	I(0)	I(1)
Italien	17	I(2)	I(2)	35	I(1)	I(0)
Japan	34	I(0)	I(0)	35	I(1)	I(1)

286 Zu den Details des Augmented Dickey-Fuller Tests vgl. z. B. Wooldridge (2006), S. 642, zu den Details des Phillips-Perron-Tests vgl. z. B. Phillips und Perron (1988).

287 Details zur Wahl der funktionalen Form (hier also der logarithmierten Form) finden sich in einem späteren Abschnitt.

288 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnHCEDEF			lnGDPDEF		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Kanada	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Korea	22	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Luxemburg	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Mexiko	15	I(2)	I(2)	15	I(1)	I(1)
Neuseeland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Niederlande	32	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Norwegen	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Österreich	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Polen	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Portugal	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Schweden	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Schweiz	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	8	I(2)	I(2)	13	I(1)	I(1)
Spanien	35	I(1)	I(1)	35	I(2)	I(2)
Tschechische Republik	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Türkei	30	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
UK	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Ungarn	13	I(2)	I(2)	14	I(1) ²⁸⁹	I(1)
USA	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)

Die berechneten Ergebnisse machen weitgehend unabhängig von der jeweils betrachteten Variable und dem betrachteten Land deutlich, dass nur bei sehr wenigen Ländern davon ausgegangen werden kann, dass es sich bei den untersuchten Datenreihen um stationäre Datenreihen handelt, vielmehr sind die Zeitreihen zumeist integriert vom Grad 1 oder sogar höher. Hinsichtlich der einzelnen

289 $p = 0,0503$.

Testverfahren sind nur in wenigen Fällen Unterschiede feststellbar.²⁹⁰ Wie zuvor deutlich gemacht wurde, hätte die nicht auszuschließende Nicht-Stationarität schließlich zur Folge, dass einfache Regressionsschätzungen zwischen den zu untersuchenden Variablen nicht möglich sind, vielmehr müsste dem Umstand der Nicht-Stationarität im Rahmen der entsprechenden Schätzungen Rechnung getragen werden. Die Nicht-Stationarität der Zeitreihen könnte u. a. darin begründet liegen, dass die jeweiligen Zeitreihen einem – möglicherweise sogar gemeinsamen Trend – im Zeitablauf unterliegen. Würde dann eine einfache Regression zwischen zwei entsprechenden Variablen durchgeführt werden, bestünde die Gefahr, dass dieser gemeinsame Trend möglicherweise als statistischer Zusammenhang zwischen den zu untersuchenden Variablen betrachtet wird, ohne dass dieser auch in der Realität existieren würde. Fehlinterpretationen der Ergebnisse der empirischen Analyse wären dann die Folge. Eine mögliche Lösung besteht darin, in alle Schätzgleichungen einen Zeittrend einzubeziehen, der diesen Effekt auffängt, so dass alle anderen berechneten Koeffizienten dann durch den gemeinsamen Zeittrend unbeeinflusst sind. Auf diese Weise lässt sich ein möglicherweise vorhandener gemeinsamer deterministischer Trend eliminieren, allerdings besteht weiterhin die Möglichkeit eines stochastischen Trends.

Im Rahmen der bislang durchgeführten Tests wurden jeweils die einzelnen Länder isoliert betrachtet und die jeweiligen Zeitreihen isoliert auf Stationarität hin untersucht. Da es sich beim vorliegenden Datensatz jedoch um Panel-Daten handelt, besteht zusätzlich die Möglichkeit, die Stationarität der Datenreihen mit Hilfe von Panel-Stationaritätstest zu untersuchen. Da es sich bei den zu Beginn des Abschnitts dargestellten Datenreihen um ein unbalanciertes Panel handelt, können jedoch nicht alle verfügbaren Testverfahren, die zuvor beschrieben wurden, eingesetzt werden. Für die nun folgende Analyse wird deshalb ein Fisher-Test (analog des zuvor beschriebenen Maddala-Wu-Verfahrens) auf Basis des ADF Tests durchgeführt:

290 Auch hinsichtlich der Frage, ob im Rahmen des Dickey-Fuller- oder der Phillips-Perron-Tests ein Trend eingeschlossen werden sollte, ergeben sich keine grundsätzlich anderen Ergebnisse, so dass an dieser Stelle auf die Darstellung der Ergebnisse, die einen Trend einschließen, verzichtet wird.

Tabelle 9: Determinanten der Gesundheitsausgaben: Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests²⁹¹

Variable	Fisher-Test ADF (p für H0=unit root)
lnHCEDEF	0,0021*
lnGDPDEF	0,0716*
lnHCEDEF_pub	0,0001*
lnHCEDEF_priv	0,0000*
lnAGE65	0,0866*
lnAGE80	0,9516*
lnAGEREL	0,0084*
lnRELPRICE	0,0785
lnBED	0,0358*
lnDOC	0,1018*
lnPUBTOTAL	0,0001
lnPRIVTOTAL	0,0045
lnAMBTOTAL	0,8018
lnADMINTOTAL	0,2907

* Testergebnisse basieren auf Einschluss eines linearen Trends

Die Tabelle zeigt, dass entgegen der Berechnungen für die individuellen Länder auf Basis des gesamten Panels nur für einige wenige Variablen die Null-Hypothese einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden kann. Konkret sind dies – wenn ein 10%-Signifikanzniveau zugrunde gelegt wird – die Variablen lnAGE80, lnDOC, lnAMBTOTAL und lnADMINTOTAL. Für alle anderen Variablen erscheint nach dieser Analyse die Verwendung der üblichen Regressionsverfahren unproblematisch, zumal zumindest ein deterministischer Trend in jede Schätzung einbezogen werden wird.

2.5.4 Strukturelle Brüche

Wenngleich durch den Panel-Stationaritätstest gezeigt werden konnte, dass die Gefahr einer „spurious regression“ nur bei der Verwendung einiger weniger Variablen zu bestehen scheint, so bietet sich dennoch eine Analyse möglicher

291 Quelle: Eigene Berechnungen.

struktureller Brüche an. In der aktuelleren Literatur²⁹² wird vermehrt die Tatsache diskutiert, dass Datenreihen unter Umständen stationär sein könnten, wenn nur strukturelle Brüche in den Datenreihen mit in die Betrachtung einbezogen werden. Auch die OECD gibt in ihrer Datenbank OECD Health Data 2007 (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)) im Rahmen der Beschreibung der konkreten Datenreihen darauf ein, dass z. B. aufgrund unterschiedlicher Arten der Datenerfassung strukturelle Brüche in den Zeitreihen vorliegen könnten und macht diese auch in den Zeitreihen kenntlich.

Weiterhin besteht die Möglichkeit, mit Hilfe statistischer Testverfahren das Vorliegen struktureller Brüche in den Datenreihen zu untersuchen. In der Literatur werden mehrere Verfahren vorgeschlagen. In der nachfolgenden Analyse wird auf das Verfahren von Clemente-Montañés-Reyes (vgl. Clemente et al. (1998)) bzw. auf den Zivot-Andrews-Test (vgl. Andrews und Zivot (1992)) zurückgegriffen,²⁹³ die auch in der verwendeten Statistik-Software STATA²⁹⁴ implementiert sind. Die Ergebnisse der beiden Testverfahren sind in der folgenden Tabelle beispielhaft für die beiden Variablen $\ln HCEDEF$ und $\ln GDPDEF$ unterteilt in die beiden Testverfahren dargestellt. Angegeben ist jeweils das Jahr, in dem das jeweilige Testverfahren einen möglichen strukturellen Bruch ausgemacht hat. Zum Vergleich ist zusätzlich angegeben, ob und falls ja wann die OECD in ihrer Datenbank-Dokumentation einen strukturellen Bruch sieht.

292 Hinsichtlich konkreter Details und Ergebnisse vgl. das vorangegangene Kapitel.

293 Konkret wird dabei auf Stationarität bei Vorhandensein eines strukturellen Bruchs getestet.

294 Die Befehle in STATA lauten dabei „clemao1“ bzw. „zandrews“.

Tabelle 10: Determinanten der Gesundheitsausgaben:
Ergebnisse der Analyse struktureller Brüche für die Variable $\ln HCEDEF^{295}$

Land / Testverfahren (Variable: $\ln HCEDEF$)	Clemente- Montañés-Reyes	Zivot-Andrews	OECD-Datenbank
Australien	1996	1988	1998
Belgien	1995	---*	2003
Dänemark	1998	1978	2003
Deutschland	---**	---**	1992
Finnland	1986	1983	1993
Frankreich	---**	---**	1995, 2003
Griechenland	---**	---**	1999
Irland	1997	1972	1975, 1990
Island	1982	1980	---
Italien	1999	1972	---
Japan	1994	---*	1995
Kanada	1987	1985	1995
Korea	1996	---*	---
Luxemburg	2000	1990	1995, 2003
Mexiko	2000	---*	1998
Neuseeland	1995	---*	---
Niederlande	1993	1971	1998
Norwegen	1997	1978	1997
Österreich	1992	1971	1995
Polen	1997	---*	2002
Portugal	1991	1973	1995, 2000
Schweden	1999	1980	1993

295 Quelle: Eigene Berechnungen.

Land / Testverfahren (Variable: lnHCEDEF)	Clemente- Montañés-Reyes	Zivot-Andrews	OECD-Datenbank
Schweiz	1992	1983	---
Slowakische Republik	---***	---*	2004
Spanien	1991	1978	1999, 2003
Tschechische Republik	2004	1972	2000, 2003
Türkei	1993	---*	1999
UK	1993	1990	1997, 2003
Ungarn	---***	---*	1998
USA	1991	1984	---

* Ergebnis unplausibel

** Analyse aufgrund von Lücken in den Datenreihen nicht möglich

*** Analyse aufgrund zu geringer Anzahl an Beobachtungen nicht möglich

*Tabelle 11: Determinanten der Gesundheitsausgaben:
Ergebnisse der Analyse struktureller Brüche für die Variable lnGDPDEF²⁹⁶*

Land / Testverfahren (Variable: lnGDPDEF)	Clemente- Montañés-Reyes	Zivot-Andrews	OECD-Datenbank
Australien	1996	1988	---
Belgien	1991	1983	---
Dänemark	1987	1987	---
Deutschland	1991	1981	1992
Finnland	1990	1981	---
Frankreich	1991	1983	---
Griechenland	2000	1990	---
Irland	1994	1985	---
Island	1981	---*	---

296 Quelle: Eigene Berechnungen.

Land / Testverfahren (Variable: lnGDPDEF)	Clemente- Montañés-Reyes	Zivot-Andrews	OECD-Datenbank
Italien	1989	1976	---
Japan	1985	1988	---
Kanada	1989	1981	---
Korea	1989	1988	---
Luxemburg	1992	---*	---
Mexiko	---**	---**	---
Neuseeland	1996	1989	---
Niederlande	1992	1971	---
Norwegen	2001	1989	---
Österreich	1991	---*	---
Polen	1999	1971	---
Portugal	1990	1979	---
Schweden	1991	1981	---
Schweiz	1986	---*	---
Slowakische Republik	---***	---*	---
Spanien	1991	1971	---
Tschechische Republik	2004	---*	---
Türkei	1987	1989	---
UK	1990	1970	---
Ungarn	2003	---*	---
USA	1989	1976	---

* Ergebnis unplausibel

** Analyse aufgrund von Lücken in den Datenreihen nicht möglich

*** Analyse aufgrund zu geringer Anzahl an Beobachtungen nicht möglich

Aus dem Vergleich der unterschiedlichen Testverfahren untereinander und mit den Angaben aus der OECD-Datenbank wird deutlich, dass sich die eindeutige Bestimmung von strukturellen Brüchen als äußerst schwierig gestaltet. Sowohl für die Variable des Einkommens (lnGDPDEF), als auch der gesamten Gesundheitsausgaben (lnHCEDEF) gibt es für die jeweiligen Länder nahezu keine Übereinstimmung zwischen den Testverfahren. Zumindest anhand der vorliegenden Ergebnisse lassen sich somit keine eindeutigen strukturellen Brüche identifizieren, so dass darauf verzichtet werden kann, mögliche strukturelle Brüche für alle anderen verwendeten Variablen zu berechnen. Vor diesem Hintergrund dürfte es auch schwer fallen, die zuvor geschilderte These zu überprüfen, dass die Datenreihen eigentlich stationärer Natur sind, wenn nur die entsprechenden strukturellen Brüche in die Analyse einbezogen werden.

2.5.5 Empirische Schätzergebnisse im Detail

Der zuvor im Detail beschriebene Panel-Stationaritätstest hat deutlich gemacht, dass für einen Großteil der untersuchten Variablen die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht bestätigt werden kann, so dass innerhalb jeder Determinantenkategorie zumindest eine Variable existiert, die Eingang in empirische Analysen auf Basis herkömmlicher Panel-Schätzverfahren, wie z. B. Random-Effects- oder Fixed-Effects-Schätzungen finden können. Als abhängige Variablen finden deswegen im weiteren Verlauf die folgenden Variablen Verwendung:

*Tabelle 12: Determinanten der Gesundheitsausgaben:
Mögliche abhängige Variablen auf Basis des Panelstationaritätstests²⁹⁷*

Abhängige Variablen	Beschreibung
HCEDEF	Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
HCEDEF_pub	öffentliche Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
HCEDEF_priv	private Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)

297 Quelle: Eigene Darstellung.

Als unabhängige Variablen können – je nach zu untersuchender Fragestellung – auf Basis des Panel-Stationaritätstests die folgenden Variablen einbezogen werden, die sowohl die unterschiedlichen Determinantenebenen, als auch die verschiedenen den Determinantenebenen zugeordneten Teilbereiche abbilden:²⁹⁸

*Tabelle 13: Determinanten der Gesundheitsausgaben:
Mögliche unabhängige Variablen auf Basis des Panel-Stationaritätstests²⁹⁹*

Determinantenebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
nachfrageseitig	Einkommen	GDPDEF	Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
	Demografie	AGEREL	Altenquotient
angebotsseitig	Preisstruktur	RELPRICE	relativer Preisindex der Preise des Gesundheitswesens zu den Preisen in der restlichen Volkswirtschaft
	technischer Fortschritt	YEAR	Dummy-Variable, die für das jeweilige Jahr steht und dadurch in der Lage ist, einen Zeittrend abzubilden
	angebotsinduzierte Nachfrage	BED	Anzahl der Krankenhausbetten je 1000 Einwohner

298 Hinsichtlich der demografischen Variable wäre sowohl ein Einschluss von $\ln\text{AGE65}$ als auch $\ln\text{AGEREL}$ möglich gewesen. Da die Nullhypothese der Einheitswurzel bei letzterer auf einem höheren Signifikanzniveau (1%-Signifikanzniveau) verworfen werden konnte, findet letztere Variable in die folgenden Schätzungen Eingang.

299 Quelle: Eigene Darstellung.

Determinanten-ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
systemimmanent	Finanzierung, Bereitstellung, Vergütung	PUBTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der öffentlich finanziert wird
		PRIVTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der privat finanziert wird

Neben den verwendeten Variablen kann auch die für empirische Schätzgleichungen gewählte funktionale Form wichtige Auswirkungen auf das Ergebnis haben. Im vorliegenden Fall fiel die Wahl auf eine doppelt logarithmische Form, die die Eigenschaft besitzt, dass alle berechneten Koeffizienten direkt als Elastizitäten interpretiert werden können. Dies ist insbesondere von Vorteil, da sich ein wichtiger Teil der Schätzung mit der Höhe der Einkommenselastizitäten beschäftigen wird. Auch viele andere empirische Arbeiten³⁰⁰ zur Berechnung der Determinanten haben diese Vorgehensweise gewählt, sie entspricht in diesem Forschungsgebiet der Gesundheitsökonomie somit einem Quasi-Standard.

Konkret werden alle zuvor beschriebenen Variablen in die logarithmische Form³⁰¹ gebracht – eine Ausnahme bildet der Jahres-Dummy, der unverändert in die Schätzgleichungen übernommen wird. Zur Kenntlichmachung wird den Variablenamen dann jeweils der Vorsatz „ln“ angefügt, wie z. B. bei den Gesundheitsausgaben (lnHCEDEF) oder der unabhängigen Variable des Bruttoinlandsprodukts (lnGDPDEF) zu sehen ist.

Ziel der durchzuführenden empirischen Schätzungen ist es, die Determinanten der Gesundheitsausgaben zu bestimmen und dabei insbesondere die zuvor auf theoretischer Ebene generierten Aussagen zu überprüfen. In der nachfolgenden Tabelle finden sich deshalb nochmals zusammengefasst die Kern-Ergebnisse des theoretischen Teils, die die Hypothesen für die nachfolgenden empirischen Schätzungen darstellen:

300 Vgl. hierzu die vorangegangenen Kapitel.

301 Die konkrete Berechnung erfolgt mit Hilfe des natürlichen Logarithmus.

Tabelle 14: Im Theorie-Teil generierte Hypothesen³⁰²

Die Determinanten der staatlichen und privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sind nicht identisch – empirische Schätzungen müssen deshalb die Gesamtnachfrage und die einzelnen Nachfragekomponenten berücksichtigen

Private Gesundheitsleistungen stellen Substitute für staatliche Gesundheitsleistungen dar, die Individuen passen die private Nachfrage an die staatlichen Gesundheitsleistungen an.

Die Einkommenselastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen ist kleiner als Eins.

Für die Einkommenselastizitäten der staatlichen und privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen sind sowohl Elastizitäten von größer als auch von kleiner Eins denkbar. Der konkrete Wert ist u. a. abhängig von der Art der Finanzierung des Gesundheitssystems.

Die Finanzierung des Gesundheitssystems (dargestellt an den Unterschieden zwischen Steuer-, Beitrags- oder Kopfpauschalfinanzierung) hat Auswirkungen auf die einzelnen Nachfragekomponenten und die damit in Zusammenhang stehenden Einkommenselastizitäten.

Ein ansteigender Anteil der älteren Bevölkerung führt relativ gesehen zu einem Anstieg der staatlichen Gesundheitsleistungen und zu einem Rückgang der privat nachgefragten Gesundheitsleistungen.

Einen wichtigen Aspekt bildet die Schätzung der Einkommenselastizitäten, getrennt nach Gesamtausgaben, privaten und öffentlichen Ausgaben. Das erweiterte Basismodell kommt diesbezüglich zum Ergebnis, dass die Einkommenselastizität in Bezug auf die Gesamtausgaben kleiner als Eins ist, während die Höhe der Einkommenselastizitäten der privaten bzw. staatlichen Ausgabenkomponente stark von der jeweiligen Finanzierung des Gesundheitssystems – im Modell abgebildet durch den Gegensatz zwischen Bürgerversicherung und Kopfpauschale – abhängt.

Umgesetzt wird die beschriebene empirische Schätzung zunächst mit Hilfe eines einfachen Regressionsmodells um einen Vergleich mit Ergebnissen der Literatur herzustellen, wie sie z. B. von Newhouse (1977) durchgeführt wurden. In diesem Zusammenhang bleibt die Paneldaten-Struktur vorerst unberücksichtigt.

302 Quelle: Eigene Darstellung.

tigt. Das Schätzergebnis in Bezug auf die einzelnen Ausgabenkategorien ergibt sich aus der nachfolgenden Tabelle:

Tabelle 15: Einkommenselastizität der Gesamtausgaben – Schätzmodell 1³⁰³

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lnHCEDEF	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_priv
lnGDPDEF	1.454*** (0.0161)	1.586*** (0.0236)	1.152*** (0.0514)
Constant	-7.131*** (0.159)	-8.753*** (0.232)	-5.609*** (0.506)
Observations	896	843	851
R-squared	0.901	0.844	0.372

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Die Ergebnisse bestätigen die frühen Ergebnisse aus der Literatur, wo ebenfalls hohe Einkommenselastizitäten gemessen wurden. In der konkreten Schätzung ergibt sich für die Variable lnHCEDEF, die die Gesamtausgaben darstellt, eine Einkommenselastizität von 1,454, für die Variable lnHCEDEF_pub und lnHCEDEF_priv, die die öffentlichen bzw. privaten Gesundheitsausgaben abbilden, ergeben sich Elastizitäten von 1,586 und 1,152, die jeweils größer als Eins und auch signifikant (auf dem 5%-Signifikanzniveau) von Eins verschieden sind. Auffällig ist weiterhin, dass sich die Anzahl der Beobachtungen für die drei untersuchten Ausgabenkategorien leicht unterscheiden, was Unterschiede in der Datenverfügbarkeit deutlich macht. Interessant ist zudem ein Vergleich der Güte der jeweiligen Schätzungen, ausgedrückt durch das jeweilige R². Hier wird deutlich, dass die Schätzungen für die Gesamtausgaben bzw. die öffentliche Ausgaben in der Lage sind, einen Großteil der Varianz in den Daten zu erklären, was für die privaten Gesundheitsausgaben nicht unbedingt der Fall ist. Letztendlich ist dies auch ein erster Hinweis darauf, dass eine weitere Kernthese und Grundannahme des erarbeiteten ökonomischen Modells ihre Berechtigung hat – die Annahme, dass sich staatliche und private Gesundheitsausgaben deutlich unterscheiden und eben nicht komplett durch die gleichen Einflussfaktoren erklärt werden können.

303 Quelle: Eigene Berechnungen.

Letztendlich kann das dargestellte Ergebnis zum Vergleich mit den Ergebnissen der frühen Literatur dienen, weitergehende Aussagen gestalten sich jedoch als schwierig. Zur möglichst vollständigen Abbildung der Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ist dieses Vorgehen unzureichend und kann zu falschen Schlussfolgerungen führen. Dies ist insbesondere dann relevant, wenn aus den nachfolgenden Ergebnissen Konsequenzen für mögliche Handlungsoptionen der Gesundheitspolitik gezogen werden sollen.

In den letzten Jahren wurden deshalb zunehmend empirische Schätzstrategien entwickelt, die die Besonderheiten von Panel-Daten explizit berücksichtigen.³⁰⁴ Dabei wird insbesondere auf die Bedeutung von landesspezifischen Effekten eingegangen, die jeweiligen Modelle sind unter dem Namen Fixed-Effects-Modell und Random-Effects-Modell in der Literatur bekannt. Vereinfacht gesprochen³⁰⁵ unterscheiden sich die beiden Modelle darin, wie der landesspezifische Effekt abgebildet wird. Während beim Fixed-Effects-Modell von einem festen – im Falle der Determinanten der Gesundheitsausgaben – landesspezifischen Effekt ausgegangen wird, der sich in einem landesspezifischen Achsenabschnitt widerspiegelt, wird beim Random-Effects-Modell angenommen, dass sich der landesspezifische Effekt als Realisation einer für alle Länder identisch verteilten Zufallsvariable darstellt. Aus diesem Grund sind Fixed-Effects-Modelle auch eher dafür geeignet, Aussagen für die in der Stichprobe enthaltenen Individuen zu treffen, während die Ergebnisse von Random-Effects-Modellen eher auf andere Individuen extrapoliert werden können.³⁰⁶ In der nachfolgenden Analyse werden deshalb zunächst jeweils die Ergebnisse der Random-Effects-Modelle vorgestellt und im Anschluss mit den entsprechenden Ergebnissen der Fixed-Effects-Modelle verglichen. Üblicherweise wird zu diesem Zweck das von Hausman entwickelte Testverfahren eingesetzt, das standardmäßig davon ausgeht, dass das Random-Effects-Modell das zu präferierende Modell ist. Zeigt der Hausman-Test hingegen, dass die Hauptannahmen der Random-Effects-Modells verletzt sind, so ist das Fixed-Effects-Modell zu bevorzu-

304 Für eine Übersicht vgl. z. B. Lechner (2002).

305 Eine umfangreiche Darstellung der Thematik findet sich z. B. bei Wooldridge (2006), S. 485ff.

306 Eine wichtige statistische Annahme des Random-Effects-Modells liegt zudem darin, dass der zufällige landesspezifische Effekt unabhängig von den erklärenden Variablen sein muss, eine Annahme, die beim Fixed-Effects-Modell nicht notwendig ist. Weiterhin kann der Einsatz des Fixed-Effects-Modells u. U. problematisch sein, wenn Daten für viele Zeitperioden, allerdings nur für wenige Individuen vorliegen (vgl. Wooldridge (2006), S. 492). In diesem Fall kann es dazu kommen, dass den landesspezifischen Effekten ein zu großes Gewicht zugemessen wird und die Varianz zwischen den einzelnen Individuen zu wenig berücksichtigt wird.

gen (vgl. Wooldridge (2006), S. 487f.). Zusätzlich zur Berücksichtigung fixer oder zufälliger landesspezifischer Effekte wird mit der Variable YEAR auch eine Dummy-Variable eingeführt, die das jeweilige Jahr darstellt und so in der Lage ist, einen deterministischen Trend abzubilden, der im Rahmen der durchgeführten Schätzungen auch als Wirken des technischen Fortschritts interpretiert werden wird.

Zum Vergleich mit dem zu Beginn entwickelten Modell und zur Überprüfung der zuvor aufgestellten Hypothesen, wird zunächst untersucht, in welchen Zusammenhang die einzelnen angebotsseitigen, nachfrageseitigen und systemimmanenten Variablen zu den verschiedenen Ausgabenkategorien stehen. Abgeleitet aus der ersten Hypothese ist deshalb zu erwarten, dass die Einkommenselastizität der Gesamtnachfrage nach Gesundheitsleistungen kleiner als Eins ist und dass sich unterschiedliche Werte für die Elastizität der privaten und der staatlichen Elastizität ergeben. Das Ergebnis der Schätzung für die Gesamtnachfrage kann der nachfolgenden Tabelle entnommen werden:

Tabelle 16: Einkommenselastizität der Gesamtausgaben – Schätzmodell 2³⁰⁷

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF RE	lnHCEDEF FE
lnGDPDEF	1.035*** (0.0351)	0.883*** (0.0404)
Year	0.0150*** (0.000851)	0.0184*** (0.000957)
Constant	-32.93*** (1.401)	-38.13*** (1.551)
Observations	896	896
Number of countries	30	30
r2_o	0.884	0.846

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bereits auf den ersten Blick fällt der Unterschied zwischen Random-Effects-Modell (RE) und Fixed-Effects-Modell (FE) auf. Während die Einkommenselastizität bei ersterem größer als Eins ist (1,035), ergibt sich im zweiten

307 Quelle: Eigene Berechnungen.

Schätzmodell eine Elastizität von kleiner als Eins (0,883). Der Hausman-Test bevorzugt in diesem Fall klar das FE-Modell, dessen Ergebnis auch in Übereinstimmung mit der aufgestellten Hypothese ist. Hinsichtlich des Trendparameters ergibt sich ein positiver und signifikanter Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben. Pro Jahr kommt es zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben von 1,5% bzw. 1,84% aufgrund des technischen Fortschritts, dessen Einfluss bereits in dieser ersten Analyse erkennbar ist. Weiterhin fällt auf, dass die Bedeutung des Einkommens in Bezug auf die Gesundheitsausgaben im Vergleich zur Ausgangsanalyse, in der die Panel-Struktur nicht explizit berücksichtigt wurde, abnimmt.

Ähnliche Ergebnisse ergeben sich auch hinsichtlich der Determinanten der staatlichen und der privaten Gesundheitsausgaben:

Tabelle 17: Einkommenselastizitäten der privaten und der staatlichen Ausgaben³⁰⁸

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_priv	lnHCEDEF_priv
	RE	FE	RE	FE
lnGDPDEF	1.108*** (0.0516)	0.983*** (0.0575)	1.039*** (0.0845)	1.028*** (0.0896)
Year	0.0139*** (0.00128)	0.0168*** (0.00140)	0.0168*** (0.00206)	0.0171*** (0.00217)
Constant	-31.76*** (2.103)	-36.20*** (2.280)	-38.00*** (3.375)	-38.38*** (3.530)
Observations	843	843	851	851
Number of countries	30	30	30	30
r2_o	0.806	0.776	0.410	0.410

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Die durchgeführten Schätzungen zeigen unterschiedliche Werte für die Einkommenselastizität der staatlichen und der privaten Gesundheitsausgaben. Während im Vergleich der RE-Modelle die Elastizität der staatlichen Nachfrage größer als die der privaten Nachfrage ist (1,108 vs. 1,039), ist dies im Rahmen der FE-Modelle umgekehrt (0,983 vs. 1,028). Alle Elastizitäten sind signifikant von

308 Quelle: Eigene Berechnungen.

Null, aber nicht signifikant von Eins verschieden, so dass die zuvor aufgestellte Hypothese nur bedingt bestätigt werden kann. Dies mag daran liegen, dass das dargestellte Modell vergleichsweise einfach ist und nur der technische Fortschritt als weitere Variable berücksichtigt ist. Interessanterweise bevorzugt der Hausman-Test hinsichtlich der staatlichen Ausgaben das FE-Modell und hinsichtlich der privaten Ausgaben das RE-Modell. Möglicherweise lassen sich die landesspezifischen fixen Effekte hinsichtlich der staatlichen Ausgaben als Indiz für den Einfluss des Gesundheitssystems werten, der in späteren Schätzungen noch genauer zu untersuchen ist. Für den technischen Fortschritt ergeben sich weitgehend ähnliche Werte. Pro Jahr kommt es zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben aufgrund dieses Parameters zwischen 1,39% und 1,71%. Hinsichtlich des Erklärungsgehalts sind deutliche Unterschiede zwischen staatlichen und privaten Ausgaben feststellbar, wobei der entsprechende Wert bei letzteren deutlich niedriger ist.

Eine Grundannahme des theoretischen Modells besteht darin, dass die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen daran angepasst wird, in welchem Umfang der Staat steuer- bzw. beitragsfinanziert Gesundheitsleistungen bereitstellt. Daraus abgeleitet dürften deshalb die privaten Gesundheitsausgaben umso niedriger ausfallen, je höher die staatlichen Gesundheitsausgaben ausfallen und umgekehrt. Eine Möglichkeit, dies empirisch mit den zur Verfügung stehenden Variablen zu untersuchen, besteht darin, den Einfluss des Anteils der staatlichen Gesundheitsausgaben an den gesamten Gesundheitsausgaben ($\ln\text{PUBTOTAL}$) auf die Höhe der privaten Gesundheitsausgaben zu untersuchen. Das Ergebnis der Schätzung ist in der folgenden Tabelle dargestellt:

Tabelle 18: Interaktion der privaten und der staatlichen Gesundheitsausgaben – Schätzmodell 1³⁰⁹

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF_priv	lnHCEDEF_priv
	RE	FE
lnGDPDEF	1.172*** (0.0657)	1.107*** (0.0740)
Year	0.0163*** (0.00161)	0.0177*** (0.00179)
lnPUBTOTAL	-1.544*** (0.0731)	-1.498*** (0.0757)
Constant	-31.63*** (2.676)	-34.02*** (2.927)
Observations	844	844
Number of countries	30	30
r2_o	0.766	0.760

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Die Aussagen der Schätzungen bestätigen ganz klar die im Modell gemachte Annahme. Hinsichtlich der Elastizität des Anteils der öffentlichen Ausgaben ergeben sich Werte von -1,544 bzw. -1,498, so dass es bei einem Anstieg des Anteils der öffentlichen Gesundheitsausgaben zu einem Rückgang der privaten Nachfrage bzw. bei einem Rückgang der staatlichen Ausgaben zu einem entsprechenden Anstieg der privaten Ausgaben kommt. Die Unterschiede in den beiden Schätzmodellen sind vergleichsweise gering, so sind jeweils alle Variablen signifikant von Null verschieden und hinsichtlich der Einkommenselastizität ergeben sich in beiden Fällen Werte von größer als Eins. Ebenfalls vergleichbar stellt sich der Einfluss des technischen Fortschritts dar. So ist davon auszugehen, dass es aufgrund des technischen Fortschritts zu einem jährlichen Anstieg der privaten Gesundheitsausgaben zwischen 1,63% und 1,77% kommt.

Umgekehrt wird im Modell davon ausgegangen, dass die Höhe der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen für die Höhe der staatlichen Nachfrage keine Rolle spielt, da die staatliche Nachfrage autonom und ohne Berücksichtigung der privaten Wirtschaftssubjekte erfolgt. Einfluss besitzt in diesem Zusammenhang nur die Höhe von Steuer- und Beitragssatz zur Krankenversicherung bzw. der Anteil des staatlichen Budgets der für den Gesundheitsbereich aufgewendet werden soll. Entsprechend lässt sich auch diese Annahme testen, indem umgekehrt eine Gleichung zu den Determinanten der staatlichen Gesundheitsausgaben geschätzt und in diesem Zusammenhang der Einfluss der privaten

309 Quelle: Eigene Berechnungen.

Ausgaben für Gesundheit untersucht wird. Abgeleitet aus der Theorie dürfte dieser Anteil keine oder nur eine untergeordnete Rolle spielen. Entsprechende Ergebnisse sind in der nachfolgenden Tabelle zu sehen:

Tabelle 19: Interaktion der privaten und der staatlichen Gesundheitsausgaben – Schätzmodell 2³¹⁰

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_pub
	RE	FE
lnGDPDEF	1.135*** (0.0437)	1.017*** (0.0501)
Year	0.0143*** (0.00109)	0.0170*** (0.00122)
lnPRIVTOTAL	-0.338*** (0.0199)	-0.333*** (0.0206)
Constant	-31.73*** (1.791)	-35.91*** (1.983)
Observations	843	843
Number of countries	30	30
r2_o	0.874	0.856

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Entgegen der aufgestellten Hypothese ergibt sich auch ein Effekt hinsichtlich des Anteils der privaten Ausgaben auf die Höhe der staatlichen Gesundheitsausgaben, die Koeffizienten liegen bei -0,338 bzw. -0,333. So würden sich die öffentlichen Ausgaben reduzieren, falls es zu einem Anstieg des Anteils der privaten Ausgaben an den Gesamtausgaben kommen sollte. Das Ergebnis ist zwar signifikant, jedoch ca. um den Faktor Fünf kleiner als im Rahmen der vorherigen Schätzungen, was deutlich macht, dass dieser Zusammenhang relativ gesehen eher von untergeordneter Bedeutung ist. Inwieweit sich dieses Ergebnis ändert, wenn zusätzliche erklärende Variablen eingefügt werden, wird in einem späteren Abschnitt des vorliegenden Kapitels analysiert. Erneut fällt auf, dass die beiden Modelle hinsichtlich ihrer Ergebnisse weitgehend homogen sind, die Einkommenselastizität übersteigt Eins, der Einfluss des technischen Fortschritts

310 Quelle: Eigene Berechnungen.

liegt zwischen 1,43% und 1,70% pro Jahr. Letztendlich wird aus den vorliegenden Ergebnissen deutlich, dass die Höhe der staatlichen Gesundheitsausgaben eine viel größere Bedeutung für die Höhe der privaten Gesundheitsausgaben hat, als umgekehrt, so dass die diesbezüglichen Modellannahmen weitgehend bestätigt werden.

In einer Erweiterung berücksichtigt das zu Beginn dargestellte theoretische Modell auch die Rolle des demografischen Wandels. Durch Effekte auf der Einnahmenseite des Gesundheitssystems (geringere Einkünfte im Alter), als auch auf der Ausgabenseite (höherer Bedarf an Gesundheitsleistungen im Alter) ergeben sich Unterschiede zwischen jüngerer und älterer Generation, die schließlich Rückwirkungen auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen haben. Während die ältere Generation verhältnismäßig viel staatliche Gesundheitsleistungen in Anspruch nimmt, ist die jüngere Generation vermehrt gezwungen, privat in ihre Gesundheit zu investieren, was sich an der Höhe der der privaten Gesundheitsausgaben zeigt. Empirisch betrachtet müsste deshalb eine Erhöhung des Anteils älterer Menschen an der Gesamtbevölkerung auch zu einer Erhöhung der staatlichen Gesundheitsausgaben führen, während es entsprechend zu einer Reduzierung der privaten Gesundheitsausgaben kommen müsste. Mit Hilfe der zur Verfügung stehenden Variablen ist auch diese Form der Analyse durchführbar, konkret wird deshalb der Einfluss des Altenquotienten (InAGEREL) auf die Gesundheitsausgaben und ihre Teilkomponenten untersucht. Das Ergebnis der statistischen Analyse im Hinblick auf die Gesamtausgaben kann der nachfolgenden Tabelle entnommen werden:

Tabelle 20: Einfluss der demografischen Entwicklung auf die gesamten Gesundheitsausgaben³¹¹

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF RE	lnHCEDEF FE
lnGDPDEF	0.988*** (0.0337)	0.858*** (0.0385)
Year	0.0137*** (0.000846)	0.0174*** (0.00100)
lnAGEREL	0.201*** (0.0418)	0.102** (0.0459)
Constant	-30.50*** (1.394)	-36.19*** (1.623)
Observations	877	877
Number of countries	30	30
r2_o	0.897	0.856

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Im Hinblick auf die Fragestellung der demografischen Entwicklung zeigen beide Schätzmodelle einen positiven Zusammenhang, wenngleich sich die Ergebnisse numerisch unterscheiden. Größer ist der Effekt im Rahmen der RE-Schätzung, der Koeffizient beträgt 0,201, wohingegen im FE-Modell nur ein Koeffizient von 0,102 zu verzeichnen ist. Dennoch wird deutlich, dass ein Anstieg des relativen Anteils der 65-Jährigen an der Gesamtbevölkerung auch zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben führt. Der Hausman-Test bevorzugt in diesem Fall erneut das FE-Modell. Die Einkommenselastizität liegt in beiden Fällen unterhalb von Eins, der Effekt des technischen Fortschritt ist mit 1,37% und 1,74% Ausgabenanstieg pro Jahr relativ ähnlich und sowohl hinsichtlich der Wirkungsrichtung, als auch hinsichtlich des numerischen Wertes vergleichbar zu vorherigen Schätzungen. Deutlich interessanter ist jedoch – vor dem Hintergrund der aufgestellten Hypothesen – die Betrachtung der staatlichen und der privaten Gesundheitsausgaben im Hinblick auf die Bedeutung der demografischen Entwicklung. Details sind der nachfolgenden Tabelle zu entnehmen:

311 Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 21: Einfluss der demografischen Entwicklung auf die staatlichen und privaten Gesundheitsausgaben³¹²

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_priv	lnHCEDEF_priv
	RE	FE	RE	FE
lnGDPDEF	1.098*** (0.0462)	0.988*** (0.0555)	1.010*** (0.0841)	0.973*** (0.0896)
Year	0.00909*** (0.00119)	0.0126*** (0.00149)	0.0199*** (0.00221)	0.0208*** (0.00239)
lnAGEREL	0.524*** (0.0572)	0.399*** (0.0654)	-0.365*** (0.0997)	-0.374*** (0.104)
Constant	-23.59*** (1.976)	-29.20*** (2.430)	-42.72*** (3.629)	-44.15*** (3.890)
Observations	825	825	833	833
Number of countries	30	30	30	30
r2_o	0.882	0.859	0.422	0.419

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Die Ergebnisse der Schätzungen bestätigen die aus dem theoretischen Modell generierten Hypothesen. So führt eine Erhöhung des Altenquotienten zu einer Erhöhung der staatlichen Gesundheitsausgaben, die Koeffizienten liegen je nach Schätzmodell bei 0,524 und 0,399. Hinsichtlich der privaten Gesundheitsausgaben ergibt sich hingegen ein Rückgang, sobald es zu einem Anstieg des relativen Anteils der älteren Bevölkerung kommt, die Koeffizienten sind im RE- bzw. FE-Modell weitgehend vergleichbar und liegen bei -0,365 und -0,374. Der im theoretischen Modell postulierte positive Einfluss der demografischen Entwicklung auf die Höhe der staatlichen Gesundheitsausgaben bzw. negative Einfluss auf die privaten Gesundheitsausgaben ist somit auch im Rahmen der dargestellten empirischen Analyse darstellbar. Durch einen Anstieg des Anteils der älteren Bevölkerung kommt es zu einer Verschiebung der Ausgabenstruktur, weg von privaten Gesundheitsausgaben hin zu staatlichen Gesundheitsausgaben. In Bezug auf die anderen betrachteten Variablen ergeben sich keine grundsätzlich neuen Ergebnisse im Vergleich zu vorherigen Schätzungen, die Einkom-

312 Quelle: Eigene Berechnungen.

menselastizität liegt mit Werten zwischen 0,973 und 1,098 im Bereich von Eins. Der technische Fortschritt hat weiterhin einen positiven Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben, die Ergebnisse implizieren einen daraus resultierenden Anstieg der Ausgaben zwischen 0,909% und 2,08% pro Jahr.

Bislang wurde der Einfluss einzelner Variablen auf die Höhe der verschiedenen Ausgabenkategorien jeweils getrennt betrachtet, da dies auch im Rahmen der theoretischen Modellierung so gehandhabt wurde. Während im theoretischen Modell nur eine geringe Anzahl möglicher Einflussfaktoren parallel dargestellt werden können, können im Rahmen von empirischen Analysen eine Vielzahl von Variablen gleichzeitig berücksichtigt werden.³¹³ So ist es möglich, die Wirkung aller bislang betrachteten Variablen simultan zu beobachten, aber auch weitere Variablen zu integrieren. Die nachfolgende Tabelle gibt deshalb nochmals einen Überblick über alle unabhängigen Variablen, die für eine Schätzung zur Verfügung stehen, getrennt nach den unterschiedlichen Determinantenebenen:³¹⁴

Tabelle 22: *Systematisierung aller verfügbaren Einflussfaktoren zur Schätzung der Determinanten der Gesundheitsausgaben*³¹⁵

nachfrageseitig	angebotsseitig	systemimmanent
Einkommen <ul style="list-style-type: none"> • GDPDEF Demografie <ul style="list-style-type: none"> • AGEREL 	Preisstruktur <ul style="list-style-type: none"> • RELPRICE Technischer Fortschritt <ul style="list-style-type: none"> • YEAR angebotsinduzierte Nachfrage: <ul style="list-style-type: none"> • BED 	Finanzierung, Bereitstellung, Vergütung: <ul style="list-style-type: none"> • PUBTOTAL • PRIVTOTAL

Im Rahmen der verfolgten Schätzstrategie wird zunächst davon ausgegangen, dass alle drei Determinantenebenen und daraus alle Teilbereiche für die Bestimmung der Höhe der unterschiedlichen Ausgabenkategorien (Gesamtausgaben, staatliche Ausgaben, private Ausgaben) relevant sind. Aus diesem Grund

313 Eine wichtige Einschränkung stellt in diesem Zusammenhang natürlich die Verfügbarkeit der Daten dar.

314 Die genaue Definition der Variablen wurde zu Beginn des Kapitels beschrieben und wird an dieser Stelle nicht nochmals wiederholt, stattdessen wird auf den entsprechenden Abschnitt verwiesen. Gleiches gilt für die Auswahl der Variablen auf Basis der Panel-Stationaritätstests.

315 Quelle: Eigene Darstellung.

wird in jede Schätzung eine Variable aus jedem Bereich eingeschlossen, so dass jede durchgeführte Schätzung aus insgesamt sechs unabhängigen Variablen besteht. Da für diese empirische Analyse kein Bezug zum dargestellten theoretischen Modell mehr hergestellt werden kann, erfolgt im Rückgriff auf zurückliegende Kapitel³¹⁶ zunächst eine kurze Erläuterung, welche Effekte von den einzelnen Variablen zu erwarten sind.

Bisherige Analysen haben zumeist einen wichtigen Einfluss des Einkommens ergeben. In der Regel wird deshalb davon ausgegangen, dass ein Anstieg des Bruttoinlandsprodukts auch mit einem Anstieg der Gesundheitsausgaben verbunden ist. Die Hauptfrage dreht sich in diesem Zusammenhang um die Höhe der Einkommenselastizität, also um die Frage, ob es sich bei Gesundheitsleistungen um superiore, normale oder inferiore Güter handelt und die Einkommenselastizität entsprechend größer, gleich oder kleiner als Eins ist. Die theoretische Modellierung geht hier in Bezug auf die Gesamtnachfrage von einem Wert kleiner als Eins aus. Im Rahmen der nachfrageseitigen Einflussfaktoren wird auch den Altersvariablen ein positiver Einfluss auf die Gesundheitsausgaben unterstellt, da davon ausgegangen wird, dass mit zunehmender Alterung der Bevölkerung der Bedarf an medizinischer Versorgung zunimmt.³¹⁷

Innerhalb der angebotsseitigen Determinanten wird in vielen empirischen Arbeiten der Einfluss des Relativpreises für Gesundheitsleistungen genannt. Die Argumentation verläuft dabei ähnlich wie in anderen Märkten. So ist davon auszugehen dass ein hoher Relativpreis für Gesundheitsleistungen dazu führt, dass sich die reale Menge an Gesundheitsleistungen reduziert, der Einkommenseffekt, der aus einem Anstieg des BIP resultiert, also wieder erodiert wird. Eine weitere angebotsseitige Determinante wird in der Anzahl der Krankenhausbetten im Verhältnis zur Einwohnerzahl eines Landes gesehen. Da davon ausgegangen wird, dass Krankenhausbetreiber ein Interesse daran haben, eine möglichst hohe Auslastung ihrer Betten bzw. eine möglichst große Menge an behandelten Patienten zu erreichen, wird in diesem Zusammenhang mit einer angebotsinduzierten Nachfrage gerechnet, die umso höher ist, je höher die Bettendichte eines Landes ausgeprägt ist.

Der Einfluss der Variablen, die sich mit Finanzierung, Bereitstellung und Vergütung von Gesundheitsleistungen beschäftigen, und als systemimmanente Faktoren zusammengefasst werden, ist hingegen weniger klar. Hier sind sowohl

316 Vgl. hierzu im Detail Kapitel 2.1 hinsichtlich der theoretischen Ergebnisse und 2.4 hinsichtlich der empirischen Ergebnisse.

317 In diesem Zusammenhang sind durchaus auch unterschiedliche Meinungen anzutreffen, die unter den Stichworten „Medikalisierungsthese“ und „Kostenkompressionsthese“ in der Literatur diskutiert werden. Details hierzu finden sich in Kapitel 2.1 der vorliegenden Arbeit.

positive als auch negative Auswirkungen auf das Niveau der Gesundheitsausgaben denkbar. So kann z. B. ein hoher staatlicher Anteil an den Gesundheitsausgaben dazu führen, die Kosten eher unter Kontrolle zu halten oder aber mit großen Ineffizienzen verbunden sein. Gerade diese Variablen, die den Anteil der öffentlichen oder privaten Ausgaben an den Gesamtausgaben abbilden, werden im Rahmen der folgenden Analyse eine wichtige Rolle spielen. Mit ihnen sollen die Interaktionsbeziehungen zwischen den einzelnen Ausgabenkategorien abgebildet werden wie sie auch im theoretischen Modell anzutreffen sind.

Analog zu den bisherigen Schätzungen erfolgt zunächst die Analyse der Determinanten der Gesamtausgaben, bevor dann die jeweiligen Komponenten (staatlich und privat) analysiert werden. Die Ergebnisse ergeben sich aus der nachfolgenden Tabelle, erneut unterteilt in Random-Effects- und Fixed-Effects-Modell:

Tabelle 23: RE und FE Schätzungen der Determinanten der gesamten Gesundheitsausgaben³¹⁸

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF	lnHCEDEF
	RE	FE
lnGDPDEF	0.817*** (0.0616)	0.557*** (0.0873)
lnAGEREL	0.418*** (0.0919)	0.390*** (0.125)
Year	0.0201*** (0.00284)	0.0323*** (0.00339)
lnRELPRICE	-0.0660** (0.0270)	0.0528** (0.0231)
lnBED	0.238*** (0.0734)	0.551*** (0.0673)
lnPUBTOTAL	0.298*** (0.103)	0.787*** (0.1000)
Constant	-43.33*** (5.185)	-68.08*** (5.781)
Observations	276	276
Number of countries	14	14
r2_o	0.821	0.589

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bei Betrachtung des Random-Effects-Modells fällt zunächst auf, dass alle Variablen zumindest auf dem 5%-Niveau signifikant sind, die allermeisten sogar auf dem 1%-Niveau. Weiterhin entsprechen die Vorzeichen jeweils den zuvor gemachten theoretischen Überlegungen. Es zeigt sich, dass die Einkommenselastizität mit einem Wert von 0,817 signifikant von Eins verschieden ist, zwar trägt ein höheres Einkommen auch zu höheren Gesundheitsausgaben bei, allerdings kann hinsichtlich der Gesundheitsleistungen nicht von superioren Gütern gesprochen werden. Hier bestätigt sich die zuvor gemachte Beobachtung, dass dem Einkommen als Determinante zwar eine wichtige Bedeutung zu-

318 Quelle: Eigene Berechnungen.

kommt, dass diese Bedeutung allerdings auch immer mehr abnimmt, wenn weitere erklärende Variablen hinzukommen. Der Einfluss der demografischen Entwicklung wird ebenso deutlich, der berechnete Koeffizient liegt bei 0,418. Erneut bestätigt sich die Rolle des technischen Fortschritts, der pro Jahr zu einer Erhöhung der Gesundheitsausgaben von 2,01% führt. Der Koeffizient des Relativpreises steht zwar in Einklang mit den theoretischen Überlegungen, numerisch spielt dieser mit einem Wert von -0,0660 im Vergleich zu den anderen Koeffizienten jedoch eine untergeordnete Rolle. Der Einfluss der angebotsinduzierten Nachfrage wird durch die Bettendichte deutlich, so kommt es bei einem Anstieg der Bettendichte um 1% zu einem Anstieg der gesamten Ausgaben von 0,238%. Auch der öffentliche Finanzierungsanteil an den Gesundheitsausgaben hat eine Auswirkung auf deren Höhe. Der Koeffizient von 0,298 deutet darauf hin, dass ein Gesundheitssystem, das stark von öffentlichen Mitteln abhängt, offensichtlich vermehrt mit Ineffizienzen zu kämpfen hat. Deutlich wird in diesem Zusammenhang das Problem der Datenverfügbarkeit, das die Durchführung sehr detaillierter empirischer Analysen deutlich einschränkt. So konnten von ursprünglich 30 Ländern nur 14 in die Analyse aufgenommen werden. Insgesamt fanden 276 Beobachtungen Berücksichtigung.

Die entsprechende Fixed-Effects-Schätzung ist zwar tendenziell mit der Random-Effects-Schätzung vergleichbar, zeigt jedoch auch an einigen Stellen Unterschiede. Erneut sind alle Variablen auf dem 5%-Niveau signifikant, einige sogar auf dem 1%-Niveau. Den deutlichsten Unterschied stellt sicherlich der Koeffizient für den Relativpreis dar, der nun ein positives Vorzeichen trägt, so dass eine Erhöhung des Relativpreises für Gesundheitsleistungen um 1% zu einem Anstieg der gesamten Gesundheitsausgaben von 0,0528% führen würde. Würden Gesundheitsleistungen somit relativ gesehen teurerer als andere Güter, würden die Ausgaben hierfür ansteigen. Eine entsprechende Substitution durch andere Güter fände also nur bedingt statt. Ein weiterer deutlicher Unterschied zeigt sich im Rahmen der Einkommenselastizität. Erneut liegt der Wert unterhalb von Eins und ist mit einem Wert von 0,557 sogar deutlich kleiner als im Random-Effects-Modell. Möglicherweise führt die Einführung eines landesspezifischen fixen Effektes nun dazu, dass landesspezifische Faktoren, die bislang vornehmlich durch das Bruttoinlandsprodukt abgebildet wurden, direkt durch den Fixeffekt dargestellt werden, so dass die Bedeutung des Bruttoinlandsprodukts weiter sinkt. Sehr ähnliche Ergebnisse zeigen sich hingegen beim Altersquotienten (0,418 im Random-Effects-Modell vs. 0,390 im Fixed-Effects-Modell) und bei der Rolle des technischen Fortschritts (Ausgabeanstieg von 2,01% vs. 3,23% pro Jahr). Größere Unterschiede sind hingegen bei der Bettendichte (0,238 vs. 0,551) und dem öffentlichen Finanzierungsanteil (0,298 vs. 0,787) zu erkennen, wenngleich die Koeffizienten jeweils in die gleiche Rich-

tung weisen. Interessanterweise sind beide Effekte im Rahmen des Fixed-Effect-Modells deutlich ausgeprägter. Der Hausman-Test bevorzugt auch in diesem Fall klar das Fixed-Effects-Modell, was wiederum auf landesspezifische Besonderheiten hinweist, die nur unzureichend mit den zur Verfügung stehenden Variablen abgebildet werden können.

Hinsichtlich der Determinanten der öffentlichen Gesundheitsausgaben wird ein nahezu identisches Vorgehen gewählt, es werden weitgehend dieselben Variablen eingeschlossen. Um die Wechselwirkung zwischen privaten und öffentlichen Gesundheitsausgaben aufzuzeigen, wird anstelle des Anteils der öffentlichen Finanzierung an den Gesamtausgaben nun der entsprechende Anteil der privaten Finanzierung in die Schätzung einbezogen. Erneut werden die Schätzungen mit Hilfe eines Random-Effects- und eines Fixed-Effects-Modells durchgeführt:

Tabelle 24: RE und FE Schätzungen der Determinanten der öffentlichen Gesundheitsausgaben³¹⁹

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF_pub	lnHCEDEF_pub
	RE	FE
lnGDPDEF	0.791*** (0.0654)	0.498*** (0.0938)
lnAGEREL	0.392*** (0.0980)	0.193 (0.133)
Year	0.0251*** (0.00292)	0.0408*** (0.00351)
lnRELPRICE	-0.0954*** (0.0286)	0.0158 (0.0245)
lnBED	0.297*** (0.0778)	0.609*** (0.0721)
lnPRIVTOTAL	-0.546*** (0.0531)	-0.828*** (0.0539)
Constant	-50.26*** (5.527)	-78.06*** (6.179)
Observations	276	276
Number of countries	14	14
r2_o	0.883	0.705

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bei der Betrachtung des Random-Effects-Modells fällt zunächst auf, dass alle Koeffizienten auf dem 1%-Niveau signifikant sind, die jeweiligen Vorzeichen sind in Einklang mit den zuvor formulierten Erwartungen. Erneut liegt die Einkommenselastizität mit 0,791 deutlich unter Eins. Mit einem Koeffizienten von 0,392 kommt auch der demografischen Entwicklung, abgebildet durch den Alterskoeffizienten, eine wichtige Rolle zu. Hinsichtlich des technischen Fortschritts ergeben sich ähnliche Werte wie zuvor in Bezug auf die Gesamtausgaben, pro Jahr ist mit einem Anstieg der Gesundheitsausgaben um 2,51% allein aufgrund des technischen Fortschritts zu rechnen. Erneut kommt dem Relativ-

319 Quelle: Eigene Berechnungen.

preis zwar eine signifikante, numerisch aber unbedeutende Rolle zu, der Koeffizient beträgt $-0,0954$. Der Effekt einer angebotsinduzierten Nachfrage kann auch in diesem Schätzmodell nachvollzogen werden, ein Anstieg der Bettendichte um 1% hätte nach obiger Schätzung einen Anstieg der öffentlichen Gesundheitsausgaben von $0,297\%$ zur Folge. Die Wechselwirkung zwischen staatlicher und privater Nachfrage nach Gesundheitsleistungen wird mit Hilfe des Anteils der privaten Ausgaben an den gesamten Ausgaben abgebildet. Hier ist klar von einem negativen Zusammenhang auszugehen, der Koeffizient liegt bei $-0,546$. Im theoretischen Modell, das zu Beginn vorgestellt wurde, ist ein solcher Effekt nicht abgebildet, vielmehr wird davon ausgegangen, dass die staatlichen Gesundheitsausgaben autonom festgelegt werden und sich schließlich die privaten Ausgaben an das Niveau der öffentlichen Ausgaben anpassen. Allerdings bleibt auch festzuhalten, dass das Modell eine vergleichsweise einfache Darstellung der Determinanten der Gesundheitsausgaben darstellt, wohingegen die obige Schätzung den Anspruch besitzt, ein möglichst umfassenden Erklärungsansatz unter Einbezug aller relevanten Variablen zu bieten. Eingang in die Schätzung fanden erneut 276 Beobachtungen aus 14 Ländern.

Anders als im Rahmen der Schätzung der gesamten Gesundheitsausgaben sind diesmal im Fixed-Effects-Modell deutlichere Unterschiede zu erkennen. Zunächst fällt auf, dass nicht mehr alle Koeffizienten signifikant sind. Für den Altenquotienten und den Relativpreis kann nicht einmal auf dem 10%-Niveau Signifikanz gezeigt werden. Während der Altenquotient zumindest ein Vorzeichen entsprechend der Erwartungen zeigt, ist dies für den Relativpreis nicht mehr der Fall. Alle anderen Variablen sind hingegen auf dem 1%-Niveau signifikant. Mit einem Wert von $0,498$ liegt die Einkommenselastizität im Fixed-Effects-Modell erneut deutlich niedriger ($0,498$ vs. $0,791$), die Wirkung des technischen Fortschritts ist hingegen als deutlich höher anzusehen. Ein jährlicher Anstieg der öffentlichen Gesundheitsausgaben von $4,08\%$ ist allein darauf zurückzuführen (vs. $2,51\%$ im Random-Effects-Modell). Die Wirkung der angebotsinduzierten Nachfrage ist im Fixed-Effects-Modell erneut größer, der Koeffizient liegt bei $0,609$ (im Vergleich zu $0,297$). Ähnliches gilt für die Wechselwirkung zwischen privaten und öffentlichen Gesundheitsausgaben, die mit einem Koeffizienten von $-0,828$ erneut höher als im Random-Effects-Modell ($-0,546$) ausfällt. Der Hausman-Test bevorzugt erneut das Fixed-Effects-Modell, mit dem landesspezifische Besonderheiten, wie z. B. das jeweilige Gesundheitssystem besser abgebildet werden können.

Die dritte zu untersuchende Ausgabenkategorie stellen die privaten Gesundheitsausgaben dar. Als unabhängige Variablen werden die oben beschriebenen angebotsseitigen, nachfrageseitigen und systemimmanenten Variablen gewählt und jeweils ein Random-Effects- und ein Fixed-Effects-Modell geschätzt:

Tabelle 25: RE und FE Schätzungen der Determinanten der privaten Gesundheitsausgaben³²⁰

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF_priv	lnHCEDEF_priv
	RE	FE
lnGDPDEF	0.654*** (0.0798)	0.602*** (0.0960)
lnAGEREL	0.279** (0.115)	0.295** (0.138)
Year	0.0332*** (0.00337)	0.0367*** (0.00373)
lnRELPRICE	-0.00368 (0.0271)	0.0379 (0.0254)
lnBED	0.435*** (0.0781)	0.556*** (0.0740)
lnPUBTOTAL	-1.130*** (0.112)	-0.959*** (0.110)
Constant	-63.38*** (5.986)	-70.94*** (6.356)
Observations	276	276
Number of countries	14	14
r2_o	0.750	0.655

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Die Analyse des Random-Effects-Modells zeigt zunächst, dass fast alle Variablen auf den 1%-Niveau signifikant sind, eine Ausnahme bildet der Relativpreis, der selbst auf dem 10%-Niveau nicht mehr signifikant von Null verschieden ist, jedoch immerhin hinsichtlich des Vorzeichens mit den theoretischen Erwartungen übereinstimmt. Die Einkommenselastizität ist mit 0,654 erneut signifikant kleiner als Eins. Auch im Bereich der privaten Gesundheitsausgaben ist somit nicht mit einem überproportionalen Anstieg der Kosten zu rechnen, wenn es zu einem Wachstum des Bruttoinlandsprodukts kommt. Der demografischen Entwicklung kommt der erwartete positive Effekt zu, der geschätzte Koef-

320 Quelle: Eigene Berechnungen.

fizient wird mit 0,279 berechnet. Auch der technische Fortschritt trägt mit 3,32% pro Jahr zum Wachstum der Ausgaben bei, so dass sich im Random-Effects-Modell ein deutlich größerer Effekt des technischen Fortschritts im Hinblick auf die privaten Ausgaben als in Bezug auf die öffentlichen Ausgaben zeigt. Erneut ergibt sich ein Effekt durch angebotsinduzierte Nachfrage, operationalisiert durch die Anzahl der Betten pro 1000 Einwohner, der zugehörige Koeffizient liegt bei 0,435. Die Wechselwirkung zwischen privaten und öffentlichen Gesundheitsausgaben fällt im Rahmen der privaten Gesundheitsausgaben deutlich größer aus als bei den öffentlichen Gesundheitsausgaben beobachtet, der Koeffizient liegt bei -1,13. Die Wirtschaftssubjekte scheinen sich also freiwillig oder gezwungenermaßen an der Menge der staatlich bereitgestellten Gesundheitsleistungen zu orientieren und ihre Nachfrage entsprechend anzupassen, wie dies auch einer Annahme des theoretischen Modells entspricht. Anzahl der Beobachtungen und die Zahl der eingeschlossenen Länder sind wiederum identisch mit den bisherigen Schätzungen.

Interessanterweise zeigen sich bei der Betrachtung der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen kaum Unterschiede zwischen Fixed-Effects- und Random-Effects-Modell. Dies beginnt bereits bei der Signifikanz der betrachteten Variablen, die jeweils auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden sind, mit Ausnahme des Relativpreises. Aber auch die geschätzten Einkommenselastizitäten sind nahezu identisch (0,654 im Random-Effects-Modell vs. 0,602 im Fixed-Effects-Modell). Gleiches gilt für die Bedeutung der demografischen Entwicklung (0,279 vs. 0,295). Der Einfluss des technischen Fortschritts – abgebildet durch den Jahres-Dummy – ist mit 3,67% (vs. 3,32%) im Fixed-Effects-Modell nur etwas größer als im Random-Effects-Modell und gleichzeitig sehr ähnlich dem Effekt wie er im korrespondierenden Fixed-Effects-Modell hinsichtlich der Determinanten der öffentlichen Ausgaben geschätzt wurde. Leichte Unterschiede zeigen sich bei Bettendichte und bei der Bedeutung der öffentlichen Finanzierung. Während die angebotsinduzierte Nachfrage im Fixed-Effects-Modell mit 0,556 (vs. 0,435) größer ist, scheint der Einfluss des Staates geringer zu sein (-1,130 im Random-Effects-Modell vs. -0,959 im Fixed-Effects-Modell). Aufgrund der weitgehenden Vergleichbarkeit der beiden Schätzmodelle überrascht es auch nicht, dass der Hausman-Test zu keinem eindeutigen Ergebnis kommt.³²¹

Mit Hilfe der zuvor dargestellten Schätzungen konnten die Determinanten der gesamten Gesundheitsausgaben sowie der jeweiligen Teilkomponenten – private und staatliche Gesundheitsausgaben – jeweils einzeln und im Detail em-

321 Was technisch in der Verletzung der asymptotischen Annahmen des Tests zum Ausdruck kommt.

pirisch untersucht werden. Zum Abschluss werden schließlich die Unterschiede in den Determinanten der einzelnen Ausgabenkategorien gegenübergestellt und erläutert. Da im bisherigen Verlauf zumeist die Variante des Fixed-Effects-Modells bevorzugt wurde, beschränkt sich die nachfolgende Darstellung jeweils auf dieses Modell. Der Fokus der Analyse der zuvor dargestellten Ergebnisse soll dabei weniger auf einer Erläuterung eines jeden einzelnen Koeffizienten liegen. Vielmehr werden die jeweiligen Koeffizienten über die einzelnen Ausgabenkategorien hinweg verglichen, um darzustellen, wo Gemeinsamkeiten bzw. auch deutliche Unterschiede zu erkennen sind:

Tabelle 26: Vergleichende Betrachtung der Determinanten der unterschiedlichen Ausgabenkategorien³²²

VARIABLES	(1) lnHCEDEF	(2) lnHCEDEF_pub	(3) lnHCEDEF_priv
lnGDPDEF	0.557*** (0.0873)	0.498*** (0.0938)	0.602*** (0.0960)
lnAGEREL	0.390*** (0.125)	0.193 (0.133)	0.295** (0.138)
Year	0.0323*** (0.00339)	0.0408*** (0.00351)	0.0367*** (0.00373)
lnRELPRICE	0.0528** (0.0231)	0.0158 (0.0245)	0.0379 (0.0254)
lnBED	0.551*** (0.0673)	0.609*** (0.0721)	0.556*** (0.0740)
lnPUBTOTAL	0.787*** (0.1000)		-0.959*** (0.110)
lnPRIVTOTAL		-0.828*** (0.0539)	
Constant	-68.08*** (5.781)	-78.06*** (6.179)	-70.94*** (6.356)
Observations	276	276	276
Number of countries	14	14	14
r2_o	0.589	0.705	0.655

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Konsistent über alle Modelle hinweg fällt auf, dass die Einkommenselastizität jeweils deutlich kleiner als Eins ist. Die Werte schwanken zwischen 0,498 und 0,602 wobei die Elastizität der privaten Gesundheitsausgaben am größten und diejenige der staatlichen Gesundheitsausgaben am kleinsten ist, was dahingehend interpretiert werden kann, dass staatliche Gesundheitsausgaben zumindest relativ gesehen unabhängiger von der Entwicklung des Einkommens sind. Deutliche Unterschiede ergeben sich hinsichtlich des Einflusses der demografi-

322 Quelle: Eigene Berechnungen.

schen Entwicklung. Hier sind nur signifikante Auswirkungen auf die Gesamtnachfrage und auf die private Nachfrage zu erwarten, die staatlichen Gesundheitsausgaben scheinen nicht weiter durch die demografische Entwicklung beeinflusst zu werden. Möglicherweise liegt dies auch darin begründet, dass in den meisten Gesundheitssystem regelmäßig Kostendämpfungsmaßnahmen durchgeführt werden, um eben auf die demografische Entwicklung zu reagieren, so dass ein zu großer Ausgabenanstieg vermieden werden kann. Relativ ähnlich ist hingegen die Wirkung des technischen Fortschritts auf die jeweiligen Ausgabenkategorien, hier kann durchgehend von einem Einfluss zwischen 3,23% und 4,08% ausgegangen werden. Hinsichtlich des Relativpreises fällt auf, dass von diesem – nach Aussage der durchgeführten Schätzungen – durchwegs ein positiver Einfluss ausgeht, was entgegen den ursprünglichen Erwartungen ist. Allerdings ist der Effekt bei allen Ausgabenkategorien vergleichsweise klein und auch nur im Rahmen der Gesamtnachfrage signifikant von Null verschieden. Der Einfluss der angebotsinduzierten Nachfrage, operationalisiert durch die Bettendichte, ist wiederum sehr konsistent im Vergleich der unterschiedlichen Ausgabenkategorien. So wird ein Anstieg der jeweiligen Gesundheitsausgaben zwischen 0,551% und 0,609% prognostiziert, wenn es zum einem Anstieg der Bettendichte um 1% kommt. Die in der empirischen Schätzung abgebildeten Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Ausgabenkategorien weisen jeweils das vermutete Vorzeichen auf und sind signifikant von Null verschieden. Entsprechend kommt es bei einem relativen Anstieg der staatlichen Ausgaben zu einem Rückgang der privaten Ausgaben und umgekehrt. Die Wirkungen der staatlichen Ausgaben auf die privaten Ausgaben sind dabei etwas ausgeprägter, was u. a. als Bestätigung einer der Modellannahmen gesehen werden kann, die davon ausgeht, dass sich die private Nachfrage nach Gesundheitsleistungen an die staatliche Nachfrage anpasst und somit entsprechende Substitutionsbeziehungen zwischen der staatlichen und der privaten Nachfrage nach Gesundheitsleistungen ergeben. Insgesamt fanden in alle Schätzungen jeweils 276 Beobachtungen aus 14 Ländern Eingang, auch der Erklärungsgehalt der einzelnen Modelle ist mit Werten zwischen 0,589 und 0,705 jeweils relativ vergleichbar.

2.5.6 Sensitivitätsanalyse

Im Anschluss an die bisherigen Schätzungen werden nun die Hauptergebnisse auf ihre Sensitivität hin überprüft. Zunächst wird die Sensitivität hinsichtlich der eingeschlossenen Länder untersucht. Während ursprünglich 30 OECD-Länder in

die Analyse eingeschlossen wurden,^{323 324} beschränkt sich die folgende Analyse auf diejenigen Mitglieder, die entweder Gründungsmitglieder sind, oder in der 1960er bzw. 1970er Jahren beigetreten sind. Dies erleichtert dann auch den Vergleich zu den zuvor im Detail dargestellten Publikationen anderer Autoren, die vornehmlich in der 1980er Jahren und danach entstanden sind und sich deshalb auch primär auf diese Ländergruppe stützen. Eine entsprechende Übersicht kann der nachfolgenden Tabelle entnommen werden:

Tabelle 27: Einschluss unterschiedlicher Länder im Rahmen von Standard- und Sensitivitätsanalysen³²⁵

Land / Schätzung	Standardanalyse	Sensitivitätsanalyse
Australien	ja	ja
Belgien	ja	ja
Dänemark	ja	ja
Deutschland	ja	ja
Finnland	ja	ja
Frankreich	ja	ja
Griechenland	ja	ja
Irland	ja	ja
Island	ja	ja
Italien	ja	ja
Japan	ja	ja
Kanada	ja	ja
Korea	ja	nein
Luxemburg	ja	ja

323 Dabei ist jedoch anzumerken, dass aufgrund von Datenverfügbarkeit in der Regel nicht alle Länder in die Schätzungen einbezogen wurden, die Anzahl der eingeschlossenen Länder ist in der jeweiligen Ergebnistabelle dargestellt.

324 Naturgemäß konnte Chile, das 2010 in die OECD eingetreten ist, noch nicht berücksichtigt werden.

325 Quelle: Eigene Darstellung.

Land / Schätzung	Standardanalyse	Sensitivitätsanalyse
Mexiko	ja	nein
Neuseeland	ja	ja
Niederlande	ja	ja
Norwegen	ja	ja
Österreich	ja	ja
Polen	ja	nein
Portugal	ja	ja
Schweden	ja	ja
Schweiz	ja	ja
Slowakische Republik	ja	nein
Spanien	ja	ja
Tschechische Republik	ja	nein
Türkei	ja	ja
UK	ja	ja
Ungarn	ja	nein
USA	ja	ja

Inhaltlich beschränkt sich der Vergleich auf die Determinanten der gesamten Gesundheitsausgaben, jeweils auf Basis des Fixed-Effects-Modells. Die Ergebnisse können der nachfolgenden Tabelle entnommen werden:

Tabelle 28: Sensitivitätsanalyse mit unterschiedlicher Länderanzahl (OECD30 vs. OECD24)³²⁶

VARIABLES	(1)	(2)
	lnHCEDEF	lnHCEDEF
	OECD30	OECD24
lnGDPDEF	0.557*** (0.0873)	0.504*** (0.0842)
lnAGEREL	0.390*** (0.125)	0.491*** (0.122)
Year	0.0323*** (0.00339)	0.0368*** (0.00334)
lnRELPRICE	0.0528** (0.0231)	0.109*** (0.0235)
lnBED	0.551*** (0.0673)	0.723*** (0.0690)
lnPUBTOTAL	0.787*** (0.1000)	0.858*** (0.0965)
Constant	-68.08*** (5.781)	-77.73*** (5.720)
Observations	276	260
Number of countries	14	12
r2_o	0.589	0.473

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Zunächst fällt auf, dass sich die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen nur minimal von 276 auf 260 verändert hat, die Schätzung basiert nunmehr auf insgesamt 12 Ländern anstelle der 14 Länder, die zuvor Eingang in die Schätzung gefunden haben. Der Erklärungsgehalt des Modells hat sich leicht verschlechtert und liegt nun bei 0,473 anstelle 0,589. Hinsichtlich der Koeffizienten zeigt sich, dass diese auch im reduzierten Länderpanel weiterhin alle signifikant von Null verschieden sind, sogar in allen Fällen auf dem 1%-Signifikanzniveau. Vergleichsweise geringe Unterschiede sind bei der Einkommenselastizität (0,557 im Originalmodell vs. 0,504 im eingeschränkten Modell) beim technischen Fort-

326 Quelle: Eigene Berechnungen.

schritt (0,0323 vs. 0,0368) und beim Einfluss des Anteils der öffentlichen Finanzierung an den Gesamtausgaben (0,787 vs. 0,858) zu erkennen. Deutlichere Unterschiede zeigen sich hingegen im Rahmen der demografischen Entwicklung (0,390 vs. 0,491) und der angebotsinduzierten Nachfrage (0,551 vs. 0,723). Wenngleich dem Relativpreis weiterhin im Vergleich nur eine untergeordnete Rolle zukommt, so kommt es im Rahmen des eingeschränkten Modells nahezu zu einer Verdopplung (0,0528 vs. 0,109) des Koeffizienten, so dass ein Anstieg des Relativpreises für Gesundheitsleistungen um 1% nunmehr eine Zunahme der gesamten Gesundheitsausgaben um 0,109% zur Folge hätte. Insgesamt bleibt jedoch festzuhalten, dass die Schätzergebnisse nur sehr gering hinsichtlich der eingeschlossenen Länder variieren. Dies ist sicher auch darauf zurückzuführen, dass aufgrund der Verfügbarkeit von Daten bereits im Originalmodell weniger als die Hälfte der theoretisch zur Verfügung stehenden Länder eingeschlossen werden konnten. Hier bleibt abzuwarten, ob in Zukunft auch für diese in der vorliegenden Arbeit ausgeschlossenen Länder entsprechende Daten existieren, so dass eine Wiederholung der Schätzung ggf. zu anderen Ergebnissen führen könnte.

Da insbesondere der Koeffizient des Relativpreises (lnRELPRICE) vergleichsweise sensitiv reagiert und sich auch in mehreren der vorherigen Schätzungen als nicht signifikant erwiesen hat, widmet sich die zweite Sensitivitätsanalyse dem Einfluss dieser Variable. Konkret wird die Fixed-Effects-Schätzung der gesamten Gesundheitsausgaben unter Einschluss von lnRELPRICE mit der identischen Schätzung jedoch unter Ausschluss der Variable verglichen:

Tabelle 29: Sensitivitätsanalyse ohne $\ln\text{RELPRICE}$ ³²⁷

VARIABLES	(1)	(2)
	$\ln\text{HCEDEF}$	$\ln\text{HCEDEF}$
$\ln\text{GDPDEF}$	0.557*** (0.0873)	0.482*** (0.0612)
$\ln\text{AGEREL}$	0.390*** (0.125)	-0.0210 (0.0800)
Year	0.0323*** (0.00339)	0.0338*** (0.00244)
$\ln\text{RELPRICE}$	0.0528** (0.0231)	
$\ln\text{BED}$	0.551*** (0.0673)	0.339*** (0.0484)
$\ln\text{PUBTOTAL}$	0.787*** (0.1000)	0.203*** (0.0658)
Constant	-68.08*** (5.781)	-66.20*** (4.195)
Observations	276	479
Number of countries	14	27
r^2_o	0.589	0.561

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Bereits auf den ersten Blick wird deutlich, dass sich die Anzahl der Beobachtungen durch den Ausschluss der Variable $\ln\text{RELPRICE}$ deutlich erhöht. Nun stehen insgesamt 479 Beobachtungen aus insgesamt 27 Ländern zur Verfügung, während sich die bisherigen Schätzungen jeweils auf 276 Beobachtungen aus 14 Ländern bezogen. Inhaltlich fällt auf, dass die Unterschiede bei Einkommenselastizität (0,557 im Originalmodell vs. 0,482 im reduzierten Modell) und dem technischen Fortschritt (0,0323 vs. 0,0338) eher gering ausgeprägt sind. Interessant ist hingegen, dass der Koeffizient der demografischen Entwicklung nunmehr nicht mehr signifikant von Null verschieden ist, während gerade für den Altersquotienten zuvor ein deutlicher Einfluss auf die Höhe der gesamten

327 Quelle: Eigene Berechnungen.

Gesundheitsausgaben gezeigt werden konnte. Möglicherweise scheint gerade in den nun zusätzlich eingeschlossenen Ländern³²⁸ die demografische Entwicklung kaum Einfluss auf die Höhe der Gesundheitsausgaben zu haben. Dieses Ergebnis macht deutlich, wie wichtig landesspezifische Besonderheiten und damit die systemimmanenten Determinanten bei der Erklärung der Höhe der Gesundheitsausgaben sind, so dass auch die Wahl des Fixed-Effects-Modells als bevorzugtes Modell erneut gerechtfertigt erscheint. Die beiden anderen untersuchten Variablen (lnBED und lnPUBTOTAL) sind hingegen weiterhin auf dem 1%-Niveau signifikant, wenngleich ihr jeweiliger Beitrag zur Erklärung der Höhe der Gesundheitsausgaben vergleichsweise abnimmt. Der Koeffizient der Bettendichte, als Proxy für angebotsinduzierte Nachfrage liegt nun nur noch bei 0,339 (anstelle von 0,551 zuvor), derjenige des Anteils der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben bei 0,203 (anstelle von 0,787). Somit scheint diese Variable, die der Gruppe der systemimmanenten Variablen zugeordnet werden kann, deutlich an Bedeutung zu verlieren. Möglicherweise werden landesspezifische Besonderheiten durch andere Variablen oder den fixen Ländereffekt besser abgebildet. Hinsichtlich des Erklärungsgehalts ist kein deutlicher Unterschied zu erkennen, hier kommt es zu einem Rückgang von 0,589 im Originalmodell auf 0,561 im Modell ohne Relativpreis.

Insgesamt macht gerade diese Sensitivitätsanalyse deutlich, dass die Verfügbarkeit von Daten immer noch weit weg vom Optimalzustand ist. So liegen nicht für alle Variablen ausreichend Datenreihen vor und die Abbildung systemimmanenter Determinanten lässt noch zu wünschen übrig, so dass auf sehr allgemeine Variablen, wie z. B. den Anteil der öffentlichen Finanzierung an den Gesamtausgaben, zurückgegriffen werden muss. Allerdings wird auch deutlich, dass die zuvor durchgeführten Schätzungen durchaus belastbar sind, indem sich bei den meisten Koeffizienten nur geringe Änderungen ergeben und bei anderen zumindest die Wirkungsrichtung im Rahmen der Sensitivitätsanalysen erhalten bleibt. Interessanterweise zeigt sich der Hauptunterschied v. a. bei der demografischen Entwicklung, deren Einfluss – wie bereits im Literatur-Rückblick gezeigt – auch in anderen Arbeiten zur Thematik nicht ganz unumstritten ist.

328 So ist die Variable lnRELPRICE für Belgien, Deutschland, Griechenland, Japan, Korea, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Slowakische Republik, Vereinigtes Königreich und Ungarn im Rahmen der verwendeten OECD Datenbank nicht verfügbar. Da für Neuseeland keine Daten zur Bettendichte vorlagen, konnte dieses Land auch nicht in die Sensitivitätsanalyse ohne lnRELPRICE einbezogen werden.

2.5.7 Zwischenfazit

Im vorangegangenen Kapitel wurden in einer Vielzahl unterschiedlicher Schätzungen die Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen – operationalisiert durch die jeweiligen Gesundheitsausgaben – bestimmt. Ziel war es insbesondere, die im theoretischen Modell generierten Hypothesen empirisch zu überprüfen. So konnte gezeigt werden, dass die Einkommenselastizität der Gesamtausgaben kleiner als Eins ist, die weit verbreitete These, dass es sich bei Gesundheitsleistungen um superiore Güter handelt, die entsprechende Einkommenselastizität als größer als Eins sein muss, konnte nicht bestätigt werden. Allerdings sind auch in der neueren Literatur vermehrt Belege zu finden, die der geschilderten Superioritäts-These kritisch gegenüber stehen. Möglicherweise ist diese Entwicklung auf den Einsatz moderner Schätzverfahren, wie z. B. Random-Effects- und Fixed-Effects-Modelle zurückzuführen, die den Panel-Charakter der Daten stärker berücksichtigen. Insgesamt gesehen wird auch die These unterstützt, dass die demografische Entwicklung und der technische Fortschritt die Höhe der Gesundheitsausgaben beeinflussen, wenngleich zumindest die Sensitivitätsanalyse gezeigt hat, dass der Einfluss der demografischen Entwicklung auch von den eingeschlossenen Ländern abhängt. Es wurde deutlich, dass deren Wirkung nicht gleichförmig auf staatliche und private Ausgaben ist, wodurch eine weitere These des theoretischen Modells bestätigt wurde – das Vorliegen von unterschiedlichen Determinanten für staatliche und private Gesundheitsausgaben.

Es zeigte sich zudem, dass auch andere Einflussfaktoren im Rahmen einer Analyse nicht vernachlässigt werden dürfen. Im konkreten Fall konnte dies für die Bettendichte, die zu einer angebotsinduzierten Nachfrage führen kann, und für Variablen der Systemstruktur, wie z. B. dem Anteil der öffentlichen Finanzierung an den Gesamtausgaben, gezeigt werden. Diese Faktoren deuten darauf hin, dass den Charakteristika der einzelnen Gesundheitssysteme in Zukunft verstärkt Rechnung getragen werden muss, ähnlich wie dies im Rahmen der Modellierung auch hinsichtlich unterschiedlicher Finanzierungsoptionen getan wurde. An dieser Stelle sind dann auch die in OECD Health Data 2007 verfügbaren Daten sehr begrenzt aussagekräftig, hier müssen Details der Gesundheitssysteme untersucht werden, was sich im Einzelnen als schwierig und zeitaufwändig gestalten dürfte und den Fokus der vorliegenden Arbeit deutlich übersteigen würde.

Weiterer Forschungsbedarf ergibt sich im Bereich der theoretischen Modellierung. Eine erste Erweiterung der Ansätze von Clemente et al. machte deutlich, dass auch weitere Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen theoretisch abbildbar sind, so dass sich vermehrte Forschung in diesem Bereich

lohnenswert. Auch die vorgenommene Trennung in staatliche und private Ausgaben für Gesundheitsleistungen hat sich – vor dem Hintergrund der vorgestellten empirischen Ergebnisse – als wichtig herausgestellt.

3 Determinanten der Gesundheit

3.1 Theoretische Grundlagen

Auf theoretischer und empirischer Ebene beschäftigten sich die bisherigen Kapitel zunächst mit den Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, operationalisiert durch die Höhe der Gesundheitsausgaben. Hintergrund war die zu Beginn der Arbeit dargestellte Ausgangsthese, dass es hinsichtlich der Höhe der Gesundheitsausgaben keine klar zu definierende Obergrenze geben kann. Vielmehr ist das Niveau der Gesundheitsausgaben dann angebracht, wenn die dadurch bereitgestellten Gesundheitsleistungen auch den Präferenzen der Individuen entsprechen und effizient eingesetzt werden. Implizit setzt dies voraus, dass es durch die Aufwendung finanzieller Mittel im Gesundheitswesen auch zu einer Verbesserung der Gesundheit der Bevölkerung kommt. Im Sinne einer makroökonomischen Gesundheitsproduktionsfunktion würde somit durch den Einsatz von Ressourcen im Gesundheitswesen, wie z. B. Ärzten, Medikamenten und anderen Leistungen, Gesundheit produziert. Empirisch müsste deshalb ein positiver Zusammenhang zwischen der Höhe der Gesundheitsausgaben und der Gesundheit der Bevölkerung, operationalisiert z. B. durch die Lebenserwartung,³²⁹ aufzeigbar sein. In diesem Zusammenhang sind einige Besonderheiten zu berücksichtigen. Schon sehr früh thematisiert Hadley (1982) die verschiedenen Problembereiche, die sich bei der Ableitung einer makroökonomischen Gesundheitsproduktionsfunktion ergeben können. Dies beginnt u. a. bei der Messung von Gesundheit, setzt sich fort bei der Messung der Nutzung von Gesundheitsleistungen und endet schließlich bei Problemen, die in Verbindung mit den eingesetzten ökonometrischen Verfahren stehen (vgl. Hadley (1982), S. 41). So stellt Gesundheit ein multidimensionales Konzept dar, dessen direkte Messung kaum möglich erscheint (vgl. Hadley (1982), S. 41ff.). Wenngleich auch im Rahmen der sich anschließenden empirischen Schätzungen den genannten Anforderungen z. B. aufgrund der Datenverfügbarkeit für die OECD-Staaten nur bedingt Rechnung getragen werden kann, so zeigt ein erster Blick in die verfügbaren Daten dennoch, dass es sich lohnen könnte, diesen Zusammenhang näher zu untersuchen. So deutet die nachfolgende Abbildung durchaus darauf hin, dass ein Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und Lebenserwartung bestehen könnte. Gleichzeitig wird deutlich, dass noch andere Determinanten eine

329 Typischerweise stellt die Lebenserwartung der Bevölkerung nur eine sehr ungenaue Messgröße der Gesundheit dar. Vielmehr müssten krankheitsspezifische Daten z. B. zur jeweiligen Mortalität, Morbidität oder der gesundheitsbezogenen Lebensqualität betrachtet werden.

Rolle spielen müssen, da der Zusammenhang zwar erkennbar ist, allerdings auch eine Reihe von Ausreißern, wie z. B. USA oder Japan zu beobachten sind:

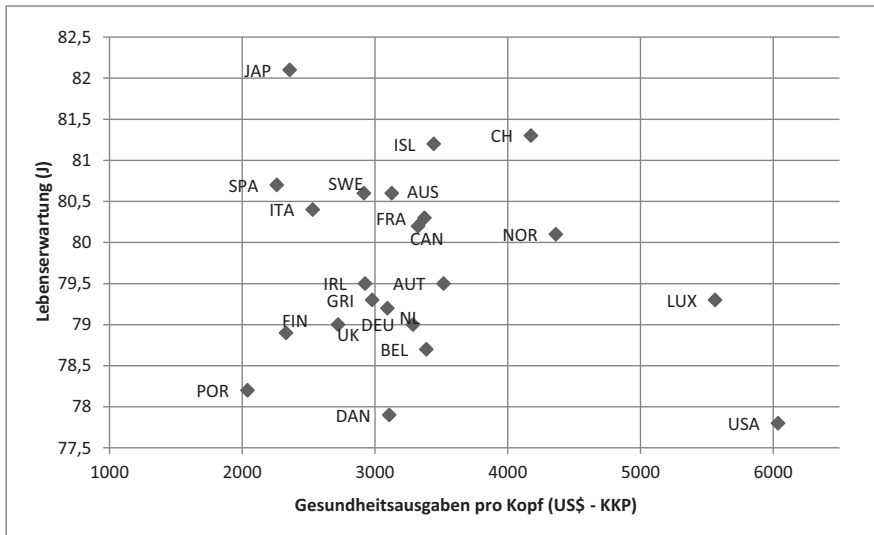


Abbildung 7: Gegenüberstellung von Gesundheitsausgaben und Lebenserwartung³³⁰

Entsprechend sind in der Literatur vielfältige Ansätze zu finden, die die dargestellten Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen verschiedenen Ländern zu erklären versuchen. Eine grobe Unterscheidung lässt sich dabei zwischen den Charakteristika der jeweiligen Gesundheitssysteme, den Charakteristika der jeweiligen Bevölkerung und landesspezifischen Rahmenbedingungen treffen (vgl. Comanor et al. (2006), S. 4).

Mit Blick auf das Gesundheitswesen ist zunächst davon auszugehen, dass die Höhe der Gesundheitsausgaben einen wichtigen Einfluss auf die Lebenserwartung der Bevölkerung eines Landes hat. Oftmals wird zudem argumentiert dass die Verteilung der Gesundheitsressourcen eine Rolle spielt, was z. B. durch den Anteil der öffentlichen Gesundheitsausgaben an den Gesamtausgaben abgebildet werden kann. Ein höherer staatlicher Anteil an der Finanzierung könnte so insbesondere zu einer Verbesserung der Lebenserwartung benachteiligter Be-

330 Quelle: Eigene Darstellung auf Basis der Daten von Organization for Economic Cooperation and Development (2007). Dargestellt sind Daten des Jahres 2005 mit der Ausnahme von Australien, Niederlande und den USA, dort jeweils Daten des Jahres 2004.

völkerungsgruppen beitragen (vgl. Or (2000), S. 57f.). Ähnlich wie im Rahmen der vorherigen Analyse der Determinanten der Gesundheitsausgaben könnte zudem die Ausgabenstruktur, abgebildet durch unterschiedliche Ausgabenkategorien, wie z. B. Ausgaben für Arzneimittel, ambulante bzw. stationäre Behandlung, eine Rolle spielen. Zu vermuten wäre ein positiver Zusammenhang zwischen den jeweiligen Ausgaben in den genannten Kategorien und der Lebenserwartung der Bevölkerung, wobei von besonderem Interesse die jeweilige Höhe des Einflusses im Vergleich untereinander sein dürfte. Da Gesundheitsausgaben für die Finanzierung realer Ressourcen, wie z. B. Ärzten oder Krankenhausbetten verwendet werden, wäre es zudem denkbar, dass neben dem indirekten Einfluss der Gesundheitsausgaben auch ein direkter Einfluss dieser Ressourcen vorliegt (vgl. Or (2001), S. 17). Es wäre zu vermuten, dass ein vermehrter Einsatz von Ärzten oder die Aufstockung der Zahl der Krankenhausbetten zu einer Verbesserung der Lebenserwartung führen würde, wenngleich sicherlich von einem abnehmenden Grenznutzen auszugehen ist. Weiterhin dürfte auch die Ausstattung mit technischen Geräten, wie z. B. CT-Scannern, einen wichtigen Beitrag hinsichtlich der Verbesserung der Gesundheit der Bevölkerung leisten, da eine bessere Ausstattung mit den entsprechenden Geräten, die Diagnose- und Therapiemöglichkeiten verbessern dürften. Vor diesem Hintergrund wäre der technische Fortschritt, der sich u. a. in derartigen Geräten, aber auch in der Verfügbarkeit innovativer Arzneimittel ausdrücken dürfte, als vermeintlicher Ausgabentreiber wesentlich weniger kritisch einzuschätzen, da dieser dann nicht nur zu einem Anstieg der Gesundheitsausgaben führt, sondern auch die Gesundheit der Bevölkerung verbessert. Weiterhin ist davon auszugehen, dass auch systemimmanente Faktoren, wie z. B. die Vergütung der Ärzte bzw. Krankenhäuser oder der Zugang zu Spezialisten eine Rolle spielen (vgl. Or (2001), S. 17). Für die Leistungserbringer attraktivere Formen der Vergütung schlagen sich möglicherweise in der Qualität der Behandlungsergebnisse und damit auch in der gemessenen Gesundheit bzw. Lebenserwartung nieder. Ähnliches gilt sicherlich für den direkten Zugang zum Spezialisten, der möglicherweise für das Gesundheitssystem teurer ist, jedoch u. U. auch zu besseren Behandlungsergebnissen führen dürfte.

Unterschiede hinsichtlich der Charakteristika der Bevölkerung werden v. a. in Bezug auf das Einkommen, die jeweilige Bildung sowie die jeweiligen Lebensgewohnheiten deutlich. Im Gegensatz zur vorherigen Betrachtung, bei der von einem indirekten Einfluss des Einkommens – vermittelt über die Höhe der Gesundheitsausgaben – ausgegangen wird, wäre auch ein direkter Einfluss des Einkommens denkbar. So sind mit zunehmendem Wohlstand in der Regel auch signifikante Verbesserungen der Lebensumstände zu erwarten. Bei steigendem Einkommen kann die Infrastruktur eines Landes verbessert werden und eine

bessere Versorgung mit Trinkwasser und Nahrungsmitteln ermöglicht werden. Zudem werden sich die allgemeinen Wohnumstände der Bevölkerung verbessern. Hieraus ergeben sich wichtige Rückwirkungen auf die durchschnittliche Gesundheit und Lebenserwartung der Bevölkerung (vgl. Barlow und Vissandjee (1999), S. 11ff.). Dabei ist anzunehmen, dass die größten Effekte von Steigerungen im Bruttoinlandsprodukt zunächst in den Entwicklungsländern anzutreffen sein werden, während sich der Effekt mit zunehmenden Wohlstandsniveau abschwächen wird, da von einer abnehmenden Grenzproduktivität der geschilderten Maßnahmen auszugehen ist. Im Bereich der Nahrungsmittelversorgung kommen bei steigendem Volkseinkommen zunehmend Probleme durch Fehlernährung dazu, die ebenso zu einer Reduzierung des Effekts führen. Ein Anstieg des Bruttoinlandsproduktes eines Landes muss nicht zwingend gleichmäßig für die gesamte Bevölkerung erfolgen, vielmehr können z. B. bestimmte Einkommensgruppen nur unterproportional davon profitieren, so dass sich eine Veränderung der Einkommensverteilung ergibt. Auch hieraus können sich Rückwirkungen auf die durchschnittliche Gesundheit der Bevölkerung ergeben. Herrschen in einem Land starke Einkommensunterschiede, so sind damit vielfach auch soziale Konflikte verbunden, die das individuelle Stressniveau erhöhen und auf makroökonomischer Ebene dazu führen, dass Ressourcen anderweitig, z. B. zur Gewährleistung des inneren Sicherheit eines Landes, gebunden sind. Eine hohe Ungleichheit der Einkommensverteilung ist zudem oft auch mit einem ungleichen Zugang zu medizinischen Leistungen verbunden.³³¹ Da insbesondere Personen mit schlechtem Gesundheitszustand und zumeist niedrigeren Einkommen am meisten von medizinischen Leistungen profitieren, würde eine Einkommensumverteilung zu einer Verbesserung des durchschnittlichen Gesundheitsniveaus führen. Erneut ist zu erwarten, dass der Zusammenhang in Industrieländern, wo auch die Einkommensungleichheit in der Regel geringer ist, moderater ausfällt als in Entwicklungsländern.

Weiterhin kann davon ausgegangen werden, dass Bildung eine wichtige Rolle hinsichtlich der Lebenserwartung eines Landes spielt, da Bildung maßgeblichen Einfluss auf eine Reihe von Entscheidungen hat, die Auswirkungen auf die Gesundheit haben. Dies betrifft z. B. die Wahl des Arbeitsplatzes, aber auch die effiziente Nutzung von Gesundheitsleistungen, so dass anzunehmen ist, dass eine bessere Bildung der Bevölkerung auch zur Steigerung der Lebenserwartung beiträgt (vgl. Or (2000), S. 60). Allerdings stellt sich hier die Frage, ob die geschilderten Effekte nur auf einzelne Individuen zutreffen, oder ob sich dieser

331 Hinsichtlich einer Analyse in Bezug auf die EU vgl. Jones et al. (2006).

mikroökonomische Effekt auch auf die makroökonomische Ebene transferiert.³³² Zwischen Bildung und dem Wohlstandsniveau eines Landes ist außerdem von einem Interaktionseffekt auszugehen, da es mit zunehmenden verfügbaren Ressourcen ebenso zu Verbesserungen im allgemeinen Bildungssystem kommen dürfte. Breite Massen der Bevölkerung erhalten so eine bessere Ausbildung. Bildung ist nicht mehr nur das Privileg einer Minderheit, was ebenso eine Verbesserung von Gesundheit und Lebenserwartung der Bevölkerung zur Folge haben dürfte. Nicht zu vernachlässigen ist letztendlich auch der Einfluss von Lebensstilvariablen auf die Gesundheit. Ganz speziell dürfte dies auf den Konsum verschiedener Güter zutreffen, die als Risikofaktoren für bestimmte Erkrankungen und damit auch für ein verfrühtes Ableben der Individuen bekannt sind. Konkret ist davon auszugehen, dass der Konsum von Alkohol, Tabak sowie eine fettreiche Ernährung einen negativen Einfluss auf die Gesundheit haben (vgl. Or (2000), S. 58f.).

Schlussendlich wird die Lebenserwartung der Bevölkerung auch von Umweltvariablen beeinflusst. So ist z. B. anzunehmen, dass ein hoher Grad an Luftverschmutzung die Lebenserwartung der Bevölkerung langfristig negativ beeinträchtigen dürfte (vgl. Or (2000), S. 58).

3.2 Empirische Befunde

Aufbauend auf den dargestellten theoretischen Vorüberlegungen zu den einzelnen Determinantenebenen der Gesundheit auf der makroökonomischen Ebene sind die unterschiedlichen Einflussgrößen nun mit konkreten Daten zu unterlegen, um die geschilderten Zusammenhänge empirisch zu überprüfen und mit den Ergebnissen der Literatur zu vergleichen.

3.2.1 Literatur

Wie bereits in den vorigen Kapiteln zu den Determinanten der Gesundheitsausgaben wird der Fokus im Folgenden auf makroökonomischen Studien zur Analyse der Einflussgrößen von Gesundheitsindikatoren im internationalen Vergleich liegen.³³³ Da in diesem Bereich insgesamt eine deutlich geringere Anzahl

332 Hinsichtlich einer Analyse der Wechselwirkungen zwischen Bildung und Gesundheit auf der mikroökonomischen Ebene sei z. B. auf Schneider (2007) verwiesen.

333 Hinsichtlich aktueller mikroökonomischer Studien vgl. z. B. Contoyannis und Jones (2004), Miller und Paxson (2006), Lorgelly und Lindley (2008), Martin et al. (2008), Balia und Jones (2008) und Ourti et al. (2009) sowie die dort aufgeführte Literatur.

von Studien vorliegt, erfolgt die Darstellung der empirischen Ergebnisse nicht untergliedert nach den verschiedenen im Kapitel 3.1 vorgestellten Determinanterebenen, vielmehr werden die jeweiligen Studien und damit verbundenen Ergebnisse in chronologischer Reihenfolge dargestellt.

Bereits sehr früh untersuchen Auster et al. (1969) mit Hilfe einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und auf Basis von Daten aus dem Jahr 1960 für die US-Bundesstaaten den Zusammenhang zwischen Mortalität auf der einen Seite sowie Umweltvariablen und Messgrößen des Gesundheitssystems auf der anderen Seite (vgl. Auster et al. (1969), S. 411). In ihrem Modell wird davon ausgegangen, dass Gesundheit eine Funktion der konsumierten Gesundheitsleistungen und einer Reihe von Umweltvariablen ist, wie z. B. Einkommen, Ausbildung, Alkoholkonsum pro Kopf oder Anteil der Angestellten an den gesamten Beschäftigten (vgl. Auster et al. (1969), S. 414f.).³³⁴ Im Vordergrund steht die Ableitung der Elastizität der Gesundheit in Bezug auf Gesundheitsleistungen. Gesundheit wird durch Mortalitätsraten angenähert, wenngleich diese Variable nicht unbedingt perfekt ist, um Veränderungen der Gesundheit der Bevölkerung zu messen.³³⁵ Während der Koeffizient der Gesundheitsausgaben ein negatives Vorzeichen aufweist (-0,065), ist der Koeffizient des Einkommens positiv, ein Anstieg des Einkommens um 1% hätte nach dieser Schätzung einen Anstieg der Mortalität um 0,204% zur Folge. Eine Verbesserung der Ausbildung würde zu einer Reduzierung der Mortalität führen, der entsprechende Koeffizient liegt bei -0,218. Ein statistisch signifikanter Einfluss des Grads der Urbanisierung kann nicht aufgezeigt werden, ein höherer Grad an Industrialisierung führt hingegen zu einem Anstieg der Mortalität (Koeffizient von 0,40). Hinsichtlich der Lebensstilvariablen führt Zigarettenkonsum zu einer Erhöhung der Mortalität (0,102), Alkoholkonsum hat hingegen keinen statistisch signifikanten Einfluss (-0,002). Staaten, die eine medical school besitzen, weisen eine geringere Mortalität auf (0,023) (vgl. Auster et al. (1969), S. 422ff.).³³⁶ Insgesamt gesehen zeigt die Arbeit, dass ein Anstieg der Gesundheitsleistungen nur zu einer vergleichsweise geringen Reduzierung der Mortalität führt und andere Variablen, wie z. B. Einkommen und Ausbildung einen deutlich größeren Effekt haben (vgl. Auster et al. (1969), S. 430f.).

Fuchs (1974) beschäftigt sich ebenfalls mit der Frage, in welchem Zusammenhang ökonomische Variablen und die Veränderung der Mortalität stehen

334 Zur genauen Definition der Input-Variablen vgl. Auster et al. (1969), S. 414f.

335 Zu den Ergebnissen vgl. Auster et al. (1969), Tabelle 3, 4 und 5, S. 423ff.. Da sich deutliche Unterschiede in den Ergebnissen für Weiße und Nicht-Weiße gezeigt haben, werden zunächst nur Ergebnisse für Weiße vorgestellt.

336 Die dargestellten Koeffizienten beziehen sich jeweils auf die OLS Schätzung mit log-Variablen.

und fokussiert dabei insbesondere auf entwickelte Länder. Im Zentrum stehen für ihn die Rolle der Gesundheitsleistungen und des technischen Fortschritts. Im Rückgriff auf andere zu diesem Zeitpunkt bereits veröffentlichten Studien zeigt er auf, dass Inputvariablen, wie z. B. die Ärztedichte nur eine geringe Bedeutung haben (vgl. Fuchs (1974), S. 175ff.). Als deutlich wichtiger stellen sich hingegen der technische Fortschritt und Lebensstilvariablen heraus (vgl. Fuchs (1974), S. 182ff.).

Preston (1975) analysiert das Verhältnis zwischen Mortalität und dem Grad der wirtschaftlichen Entwicklung. Konkret wird die Veränderung der Lebenserwartung der Bevölkerung zwischen 1930 und 1960 in 30 Ländern untersucht. Im Ergebnis zeigt sich, dass allein das wirtschaftliche Ausgangsniveau im Jahr 1930, repräsentiert durch das Pro-Kopf-Einkommen, einen signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Lebenserwartung hat, der dazugehörige Koeffizient beträgt $-0,01883$. Sowohl die absolute, als auch die relative Veränderung des Einkommens haben hingegen keinen signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Lebenserwartung (vgl. Preston (1975), S. 238f.).³³⁷

Auch Cochrane et al. (1978) setzen sich sehr früh mit dem Zusammenhang zwischen dem Input an Gesundheitsleistungen auf der einen Seite und dem „Output“ an Mortalität auf der anderen Seite auseinander. Ausgangspunkt bildet die Beobachtung, dass eine Reihe von Ländern zwar ähnlich viel für Gesundheitsleistungen ausgeben, allerdings deutliche Unterschiede in den Mortalitätsraten aufweisen (vgl. Cochrane et al. (1978), S. 200f.). Im Rahmen der von den Autoren durchgeführten Regressionsanalyse³³⁸ werden die Determinanten einer Reihe von Mortalitätsindikatoren betrachtet.³³⁹ Unabhängige Variablen bilden Indikatoren für den Einsatz von Gesundheitsleistungen (z. B. Anzahl der Ärzte und Schwestern, Anteil der Gesundheitsausgaben am Bruttonationaleinkommen), Ernährungsvariablen (z. B. Zigaretten- und Alkoholkonsum) und soziodemografische Variablen (z. B. Bruttonationaleinkommen, Ausbildungsindex, Anteil öffentlicher Finanzierung an den Gesundheitsausgaben) (vgl. Cochrane et al. (1978), S. 201).³⁴⁰ Aufgrund der Vielzahl der berücksichtigten Variablen werden zunächst Schätzungen mit dem kompletten Variablenstet durchgeführt³⁴¹ und anschließend diejenigen Inputvariablen herausgefiltert, die den größten Ein-

337 Für weitere Details der Schätzung vgl. Preston (1975), S. 238.

338 Zu den detaillierten Ergebnissen vgl. Cochrane et al. (1978), Tabelle 4 und Tabelle 5, S. 202ff..

339 Konkret werden altersspezifische Mortalitätsraten bis zum Alter von 64 verwendet.

340 Details der verwendeten Variablen finden sich bei Cochrane et al. (1978), Tabellen 2 und 3, S. 201.

341 Die Ergebnisse werden an dieser Stelle nicht dargestellt, vielmehr sei auf Cochrane et al. (1978), Tabelle 4, S. 202 verwiesen.

fluss besitzen. Letztere dienen dann als Inputvariablen für eine weitere Regressionsanalyse. Dabei zeigt sich, dass anscheinend kein negativer Zusammenhang zwischen den eingesetzten Gesundheitsleistungen und der Mortalität zu bestehen scheint. Vielmehr ergibt sich für die Ärztedichte ein positiver Koeffizient, eine Erhöhung der Ärztedichte würde somit zu einer Erhöhung der Mortalität führen. Die wichtigsten Faktoren, die zur Reduzierung der Mortalität beitragen, sind das BIP, die Bevölkerungsdichte, der Zuckerkonsum und der Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben. Ein positiver Effekt im Sinne einer Erhöhung der Mortalität ist – wie auch theoretisch zu erwarten – für den Konsum von Alkohol und Zigaretten festzustellen (vgl. Cochrane et al. (1978), S. 201ff.).³⁴² Abschließend thematisieren die Autoren mögliche Probleme ihrer Studie. So führt der geringe Stichprobenumfang zwar zu einer gewissen Homogenität der eingeschlossenen Länder, allerdings kann dies Einschränkungen hinsichtlich der Übertragbarkeit auf andere Länder zur Folge haben. Bezüglich des positiven Zusammenhangs zwischen Ärztedichte und Mortalität muss nicht unbedingt von einer Kausalität ausgegangen werden. Die geringe Bedeutung der Gesundheitsausgaben – die nur in die Gesamtschätzung, aber nicht in das reduzierte Schätzmodell eingehen – kann dahingegen auf Ineffizienzen in den betrachteten Gesundheitssystemen hinweisen (vgl. Cochrane et al. (1978), S. 203ff.).

Rodgers (1979) beschäftigt sich insbesondere mit den Auswirkungen von Einkommen und Einkommensungleichgewichten auf die Gesundheit der Bevölkerung. Als abhängige Variablen kommen die Lebenserwartung bei Geburt, im Alter von fünf Jahren und die Kindersterblichkeit zum Einsatz. Im Ergebnis zeigt sich jeweils ein signifikanter Einfluss der Variable der Einkommensverteilung, ein höheres Ungleichgewicht ist dabei mit einer erhöhten Mortalität verbunden. Ebenso führt eine Erhöhung des Einkommens zu einer Erhöhung der Lebenserwartung. Der Effekt ist bei niedrigerem Pro-Kopf-Einkommen deutlich ausgeprägter als bei hohem Pro-Kopf-Einkommen (vgl. Rodgers (1979), S. 345ff.).³⁴³

Preston (1980) untersucht die Determinanten der Lebenserwartung zum Zeitpunkt der Geburt mit Fokus auf weniger entwickelte Länder anhand mehrerer Schätzgleichungen.³⁴⁴ Als Einflussfaktoren kommen jeweils Veränderungsraten für das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen, die Alphabetisierungsrate, den Kalorienkonsum, den Verbreitungsgrad von Malaria, sowie Variablen, die

342 Hinsichtlich der Details der Schätzung vgl. Cochrane et al. (1978), Tabelle 5, S. 203.

343 Hinsichtlich weiterer Details zu den durchgeführten Schätzungen, vgl. Rodgers (1979), Tabellen 1-6, S. 346ff.

344 Zu den weiteren Schätzungen vgl. Preston (1980), S. 292 und 306.

ausländische Entwicklungshilfe abbilden sollen, zum Einsatz.³⁴⁵ Im Ergebnis zeigt sich, dass alle Variablen zumindest das erwartete Vorzeichen haben, wengleich allein die Malaria-Variable ein übliches Signifikanzniveau erreicht. Wird hingegen das Ausgangsniveau der Lebenserwartung in den betrachteten Ländern in die Schätzung einbezogen, so besitzt auch die Malaria-Variable keinerlei Signifikanz mehr (vgl. Preston (1980), S. 310ff.).³⁴⁶

Flegg (1982) widmet sich den Determinanten der Kindersterblichkeit in Entwicklungsländern, wobei ein starkes Gewicht auf Höhe und Verteilung des Einkommens als mögliche erklärende Variablen liegt. Weiterhin werden Ausbildung, Verfügbarkeit medizinischer Versorgung – operationalisiert durch die Anzahl von Ärzten und Schwestern pro 10.000 Einwohner – und die Fruchtbarkeitsrate der Bevölkerung in die Analyse einbezogen (vgl. Flegg (1982), S. 442ff.).³⁴⁷ Im Ergebnis der OLS-Schätzung³⁴⁸ überrascht zunächst, dass die Messgröße des Einkommens nicht mehr enthalten ist – aufgrund fehlender Signifikanz wurde es zuvor aus den Schätzungen eliminiert. In der Schätzung verbleiben schließlich der Gini-Koeffizient, als Maßgröße für die Einkommensungleichheit, die Analphabetenrate, sowie die Anzahl der Ärzte und Schwestern. Die Koeffizienten sind jeweils auf dem 1%-Niveau – mit Ausnahme der Schwesterndichte (10%-Niveau) – signifikant von Null verschieden, als Koeffizienten ergeben sich 0,686 für den Gini-Koeffizient, 0,258 für die Analphabetenrate, -0,090 für die Schwesterndichte und -0,151 für die Ärztedichte (vgl. Flegg (1982), S. 445).

Speziell mit den Determinanten der Kindersterblichkeit in entwickelten Ländern beschäftigen sich Pampel und Pillai (1986). Hintergrund ist die Vermutung, dass sich die Determinanten der Kindersterblichkeit zwischen Entwicklungsländern und entwickelten Ländern deutlich unterscheiden dürften. So ist z. B. davon auszugehen, dass zusätzliches Einkommen ab einem bestimmten Einkommensniveau eines Landes nur noch geringe direkte Auswirkungen auf Gesundheitsindikatoren haben dürfte, u. U. könnte dann das Maß der Einkommensungleichheit eine wichtigere Rolle spielen. Denkbar wären zudem ein Einfluss des Ausmaßes der staatlichen Finanzierung im Gesundheitswesen und eine möglicherweise vorhandene Überversorgung (vgl. Pampel und Pillai (1986), S. 526ff.). Zur Untersuchung der genannten Fragestellung werden die Determinanten der Kindersterblichkeit analysiert. Unabhängige Variablen sind u. a. das

345 Hinsichtlich der genauen Definition der verwendeten Variablen vgl. Preston (1980), S. 306 und 310.

346 Für weitere Details der Schätzung vgl. Preston (1980), S. 311f.

347 Details hinsichtlich der verwendeten Variablen finden sich bei Flegg (1982), S. 445.

348 Details der OLS-Schätzung finden sich bei Flegg (1982), Tabelle 1, S. 445

Pro-Kopf-Einkommen, die Arbeitslosenquote, weibliche Fertilität, Urbanisierung und Messgrößen der Ausbildung. In Bezug auf das Gesundheitswesen werden unterschiedliche Variablen wie z. B. Anzahl an Ärzten oder Krankenhausbetten betrachtet. Der Einfluss von Einkommensunterschieden wird mit Hilfe des Gini-Koeffizienten untersucht. Weiterhin wird der Einfluss einer staatlichen Finanzierung von Gesundheitsleistungen analysiert (vgl. Pampel und Pillai (1986), S. 529ff.).³⁴⁹ Im Ergebnis zeigt sich, dass sowohl das Einkommen, als auch der Urbanisierungsgrad zu einer Reduzierung der Kindersterblichkeit beitragen, die Koeffizienten, die aufgrund der Logarithmierung als Elastizitäten interpretiert werden können, liegen zwischen -7,81 und -2,32 bzw. zwischen -20,4 und -5,10 je nach Schätzmodell und Indikator für die Kindersterblichkeit. Arbeitslosigkeit ist hingegen mit einem Anstieg, ein hohes Ausbildungsniveau der Mutter mit einer Reduzierung der Kindersterblichkeit verbunden. Hier lassen sich Koeffizienten zwischen 0,426 und 2,78 bzw. zwischen -7,18 und -1,24 berechnen. Auffällig ist hingegen das positive Vorzeichen für die Variable der Ärztedichte. Eine höhere Ärztezahl ist somit mit einer höheren Kindersterblichkeit verbunden, die Koeffizienten liegen zwischen 1,44 und 7,09. Variablen, die sich auf die Gleichheit der Gesellschaft beziehen, scheinen eher nur einen moderaten Einfluss zu haben, das berechnete Vorzeichen des Gini-Koeffizienten ist hinsichtlich der verwendeten Indikatoren für Kindersterblichkeit nicht einheitlich, die Koeffizienten nicht in allen Fällen signifikant. Staatliche Sozialausgaben scheinen hingegen die Kindersterblichkeit zu reduzieren, es ergeben sich Koeffizienten zwischen -7,78 und -2,11 (vgl. Pampel und Pillai (1986), S. 531ff.).³⁵⁰

Auch Wolfe und Gabay (1987) untersuchen den Zusammenhang zwischen Gesundheitsstatus und Gesundheitsausgaben. Anhand der Daten von sechs Ländern wird die Hypothese untersucht, dass Veränderungen im Lebensstil sowohl zu Veränderungen in der Nutzung von Gesundheitsleistungen führen, als auch direkt den Gesundheitszustand beeinflussen (vgl. Wolfe und Gabay (1987), S. 883). In ihrem Ausgangsmodell hängt der Gesundheitsstatus von Gesundheitsausgaben und dem Lebensstil ab. Die Gesundheitsausgaben sind jedoch selbst wieder vom Lebensstil abhängig.³⁵¹ Als abhängige Variablen werden Messgrößen der Lebenserwartung und der Kindersterblichkeit verwendet. Unabhängige Variablen stellen u. a. Gesundheitsausgaben, Anteil der Bevölkerung, der mindestens 65 Jahre alt ist, Konsum von Alkohol und Tabak sowie eine Va-

349 Hinsichtlich weiterer Details zur Definition und den Quellen der einzelnen Variablen vgl. Pampel und Pillai (1986), Tabellen 1 und 2, S. 529ff.

350 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Pampel und Pillai (1986), Tabelle 3, S. 533.

351 Hieraus können sich möglicherweise Probleme aufgrund von Multikollinearität ergeben.

riable zur Definition der Arbeitssicherheit dar. Bei allen Variablen werden jeweils nur Veränderungen im Zeitablauf betrachtet (vgl. Wolfe und Gabay (1987), S. 883f.).³⁵² Im Ergebnis zeigt sich erneut, dass Veränderungen der realen Gesundheitsausgaben auch mit einer Verbesserung der Gesundheit der Bevölkerung verbunden sind, die Koeffizienten liegen zwischen 0,029 und 0,54 hinsichtlich der Lebenserwartung und bei -0,016 in Bezug auf die Kindersterblichkeit. Ebenso fällt auf, dass negative Lebensgewohnheiten sowohl die Lebenserwartung reduzieren (Koeffizienten von -0,015/-0,063 und 0,040), als auch mit erhöhten Gesundheitsausgaben (Koeffizient von 0,102) verbunden sind. Weiterhin führen die Alterung der Bevölkerung (Koeffizient von 0,087) und höhere Risiken im Beruf (Koeffizient von 0,226) ebenso zu höheren Gesundheitsausgaben (vgl. Wolfe und Gabay (1987), S. 885ff.).³⁵³ Erneut kann somit gezeigt werden, dass Gesundheitsausgaben keineswegs unproduktiv sind, sondern dass vielmehr eine enge Verbindung zur Lebenserwartung besteht. Möglicherweise liegt dies gerade in der besonderen Modellierung begründet, die davon ausgeht, dass ein negativer Lebensstil sowohl die Gesundheit direkt beeinflusst, als auch die Gesundheitsausgaben des betrachteten Individuums in die Höhe treibt.³⁵⁴

Wilkinson (1992) fokussiert auf die Auswirkungen von Einkommensungleichgewichten auf die Lebenserwartung. So ergibt sich ein Korrelationskoeffizient von -0,73 im Verhältnis von jährlichen Veränderungen der Lebenserwartung und dem Anteil der Bevölkerung, der in Armut lebt. Dem Einkommen in Form des BIP kommt nach der Analyse des Autors hingegen nur eine untergeordnete Rolle zu. Die berechnete Korrelation zwischen dem Anstieg des Einkommens und der Lebenserwartung im Beobachtungszeitraum beträgt lediglich 0,07 (vgl. Wilkinson (1992), S. 165ff.).³⁵⁵

352 Zu den Details der einbezogenen Daten vgl. Wolfe und Gabay (1987), Tabelle 1, S. 884f.. Bei der Betrachtung von Veränderungsraten werden mögliche Niveaueffekte vernachlässigt.

353 Detaillierte Schätzergebnisse finden sich bei Wolfe und Gabay (1987), Tabelle 2, S. 886.

354 Die dargestellte Analyse baut auf einer zuvor erschienen Arbeit von Wolfe (1986). Dort wurden bereits die methodischen Grundlagen für die Verbindung zwischen Lebensstilvariablen, Gesundheit und v. a. auch Gesundheitsausgaben gelegt. Anhand einfacher deskriptiver Analysen können im Rahmen dieser Arbeit bereits erste Zusammenhänge zwischen Lebensstil und Gesundheit aufgezeigt werden (vgl. Wolfe (1986), S. 994ff.). Insgesamt gesehen kommt die Autorin auch bereits in dieser ersten einfachen Analyse zum Schluss, dass Gesundheitsausgaben durchaus produktiv sein können, eine reine Kostendämpfungspolitik scheint vor diesem Hintergrund somit mehr als zweifelhaft (vgl. Wolfe (1986), S. 998).

355 Weitere Korrelationskoeffizienten sowie grafische Darstellungen finden sich bei Wilkinson (1992), Abbildungen 2-4, S. 166f..

Waldmann (1992) nimmt den Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und Kindersterblichkeit in den Mittelpunkt seiner Analyse. Im Ergebnis zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil des Volkseinkommens, das von den reichsten 5% eines Landes erwirtschaftet wird und der Kindersterblichkeit. Ein Anstieg des Einkommensanteils reicher Individuen um 1% hätte einen Anstieg der Kindersterblichkeit um 0,72% bis 4,24% zur Folge.³⁵⁶ Allerdings macht der Autor auch deutlich, dass die Ergebnisse im Detail betrachtet werden müssen. Hier wird z. B. deutlich, dass das Ergebnis von Ausreißern beeinflusst wird, weiterhin können Messprobleme hinsichtlich des Einkommens der Armen auftreten (vgl. Waldmann (1992), S. 1283ff.).³⁵⁷

Hitiris und Posnett (1992) untersuchen in ihrer bereits zitierten Analyse nicht nur die Determinanten der Gesundheitsausgaben, sondern auch die Determinanten der Gesundheit, operationalisiert durch die Mortalitätsrate. Dabei zeigt sich ein positiver Zusammenhang zur Höhe des BIP (Elastizität von 0,087 bei Verwendung von Daten auf Basis von Kaufkraftparitäten) sowie ein negativer Zusammenhang mit der Höhe der Gesundheitsausgaben pro Kopf (-0,080). Einen deutlich stärkeren Einfluss weist hingegen der Anteil der Menschen, die 65 oder älter sind auf (0,350). Alle genannten Variablen sind signifikant auf dem 5%-Niveau. Hinsichtlich der verwendeten Länder-Dummies ist nur die Variable für UK signifikant (0,102), die darauf hindeutet, dass – auch wenn andere Variablen bereits berücksichtigt sind – die Mortalität in UK höher ist. Bei der Interpretation der Daten raten die Autoren aufgrund möglicher Schätzprobleme jedoch zur Vorsicht (vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 179f.).³⁵⁸

Zweifel und Ferrari (1992) beschäftigen sich nicht nur mit der Frage, ob höhere Gesundheitsausgaben auch zu einer Erhöhung der Lebenserwartung führen, sondern auch damit, ob diese höhere Lebenserwartung wiederum höhere Gesundheitsausgaben zur Folge hätte. Da ein erhöhter Ressourceneinsatz im Gesundheitssystem erneut zu einem Anstieg der Lebenserwartung führen würde, ergäbe sich hier ein Kreislauf ständig steigender Kosten im Gesundheitswesen, ein Zusammenhang, der auch als Sisyphus-Syndrom bekannt ist und erstmals von Gruenberg (1977) so benannt wurde. Auf der Basis von OECD-Daten untersuchen die Autoren deshalb zunächst, ob ein Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und der Lebenserwartung (alters- und geschlechtsspezifisch) besteht. Als Ergebnis des empirischen Modells kann gezeigt werden, dass sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen den aufgewendeten Ressourcen im Ge-

356 Der relativ große Wertebereich ergibt sich aus der Betrachtung des 95%-Konfidenzintervalls.

357 Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Waldmann (1992), Tabelle II, S. 1287.

358 Hinsichtlich Details der Schätzergebnisse vgl. Hitiris und Posnett (1992), S. 179.

sundheitssystem und der Lebenserwartung ergibt, wengleich dieser Effekt mit einer entsprechenden Zeitverzögerung von etwa zehn Jahren eintritt. Die berechnete Elastizität beträgt 0,095. Auch der Einfluss des BIP erweist sich als signifikant, wengleich mit negativem Vorzeichen und einer Elastizität von -0,12 (vgl. Zweifel und Ferrari (1992), S. 317).³⁵⁹

Auch Kakwani (1993) beschäftigt sich mit dem Zusammenhang zwischen dem BIP eines Landes und Outcome-Indikatoren, wie z. B. Lebenserwartung oder Kindersterblichkeit. Im Ergebnis zeigt sich, dass der Wohlstand eines Landes in engem Zusammenhang mit Lebenserwartung und Kindersterblichkeit steht. Es fällt jedoch auch auf, dass der Effekt in Ländern mit geringem Einkommen bedeutender ist als in Ländern mit hohem Einkommen. Werden Daten für die Jahre 1971 bis 1990 betrachtet, so schwanken die entsprechenden Elastizitäten zwischen -0,65 bei einem Einkommensniveau von 500 \$ pro Kopf und -0,56 bei einem Einkommen pro Kopf von 5000 \$ (vgl. Kakwani (1993), S. 322ff.).³⁶⁰

Speziell mit dem Effekt des Einkommens auf die Gesundheit beschäftigen sich Pritchett und Summers (1996). Als Outcome-Indikatoren kommen erneut Lebenserwartung und Kindersterblichkeit zum Einsatz (vgl. Pritchett und Summers (1996), S. 848). Im Ergebnis der OLS-Schätzung ergibt sich für den Einfluss des Einkommens in Bezug auf die Kindersterblichkeit eine Elastizität zwischen -0,713 und -0,121, je nach verwendeten Daten und je nachdem ob Ausbildung als weitere Variable eingeschlossen wird. In diesem Fall ergeben sich für die Anzahl der Schuljahre Elastizitäten zwischen -0,010 und -0,136 (vgl. Pritchett und Summers (1996), S. 849ff.).³⁶¹ In einer zweiten Schätzung unter Verwendung von Instrumentenvariablen resultieren für das Einkommen Elastizitäten zwischen -0,234 und -0,98, die somit höher als im OLS-Modell liegen, die entsprechenden Elastizitäten für die Bildung sind im Bereich zwischen -0,021 und 0,017 zu finden (vgl. Pritchett und Summers (1996), S. 853ff.).³⁶²

Judge et al. (1998) beschäftigen sich ebenfalls mit dem Zusammenhang zwischen Einkommensungleichgewichten und der Gesundheit der Bevölkerung.³⁶³ Als Outcome-Indikatoren finden die durchschnittliche Lebenserwartung und die

359 Hinsichtlich der Ergebnisse im Detail vgl. Zweifel und Ferrari (1992), S. 316.

360 Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Kakwani (1993), Tabellen 3 und 4, S. 326f..

361 Hinsichtlich Details der Schätzungen vgl. Pritchett und Summers (1996), Tabelle 2, S. 850.

362 Weitere Details der Schätzergebnisse finden sich bei Pritchett und Summers (1996), Tabelle 4, S. 855.

363 Judge et al. geben in diesem Zusammenhang auch einen guten Überblick über die zum damaligen Zeitpunkt verfügbare Literatur, vgl. hierzu Judge et al. (1998), Tabelle 1, S. 570f..

Kindersterblichkeit Anwendung. Als Messgrößen für die Einkommensungleichheit kommen der Anteil des Einkommens, das bestimmte Perzentile der Bevölkerung erhalten, der Anteil des Einkommens, der von den oberen 5% der Einkommensverteilung verdient wird, das Verhältnis zwischen dem 90sten und dem zehnten Perzentil der Einkommensverteilung und der Gini-Koeffizient zum Einsatz. Weiterhin verwenden die Autoren das BIP pro Kopf, Transfers des Sozialstaats anteilig am BIP, den Anteil der Gesundheitsausgaben am BIP und die weibliche Erwerbsbeteiligung als unabhängige Variablen (vgl. Judge et al. (1998), S. 573f.). Im Ergebnis zeigt sich, dass die Einkommensungleichheit in Bezug auf die Lebenserwartung in keiner Schätzung statistische Signifikanz erreicht, im Rahmen der Betrachtung der Kindersterblichkeit wird in einigen Schätzungen zumindest das 10%-Signifikanzniveau erreicht. Im Hinblick auf die weiteren Determinanten hat nur das BIP signifikanten (auf dem 10%-Niveau) Einfluss auf die Lebenserwartung – allerdings auch nur in einer von mehreren Schätzungen. Bei der Analyse der Bestimmungsgrößen der Kindersterblichkeit ergibt sich innerhalb der zusätzlichen Determinanten nur für die Erwerbsbeteiligung der Frauen eine signifikante (10%-Signifikanzniveau) Einfluss. Insgesamt ist der Erklärungsgehalt in den meisten Schätzgleichungen sehr gering (vgl. Judge et al. (1998), S. 576f.).³⁶⁴

Barlow und Vissandjee (1999) gehen der Frage nach den Determinanten der Lebenserwartung aus einer entwicklungspolitischen Perspektive nach. Im Rahmen der empirischen Schätzung wird der Einfluss von Fruchtbarkeitsrate, Ernährung, Umweltfaktoren, Ausgaben für Gesundheitsleistungen, Pro-Kopf-Einkommen, Grad der Urbanisierung, Alphabetisierungsrate und geografischer Lage untersucht (vgl. Barlow und Vissandjee (1999), S. 10ff.).³⁶⁵ Das Ergebnis zeigt, dass Gesundheitsleistungen nur einen geringen Einfluss auf die Lebenserwartung besitzen. Eine größere Bedeutung haben hingegen Nahrung und Pro-Kopf-Einkommen. Eine Abnahme der Fruchtbarkeit und eine Verringerung der Analphabetenquote haben ebenso einen positive Wirkung, Umweltfaktoren, wie z. B. die Möglichkeit, Zugang zu sauberem Trinkwasser zu haben, besitzen dagegen nur geringen Einfluss. So liegen die Koeffizienten hinsichtlich der Gesundheitsausgaben – je nach Schätzgleichung – zwischen -0,083 und 0,553, wohingegen die Koeffizienten der Nahrungsaufnahme zwischen 4,168 und 7,375 und diejenigen des Pro-Kopf-Einkommens zwischen 3,106 und 3,437 liegen.³⁶⁶

364 Die Details der Schätzungen finden sich bei Judge et al. (1998), Tabellen 3 und 4, S. 575f..

365 Die genaue Definition der Variablen findet sich bei Barlow und Vissandjee (1999), S. 11ff.

366 Da nicht alle Variablen als Elastizität interpretiert werden können, sind die Koeffizienten nur bedingt hinsichtlich ihrer Höhe vergleichbar.

Insgesamt ergibt sich für alle geschätzten Modelle ein vergleichsweise hoher Erklärungsgehalt mit einem R^2 von deutlich größer als 0,9 (vgl. Barlow und Vissandjee (1999), S. 18).³⁶⁷

Wang (1999) geht zunächst von der Beobachtung aus, dass auch zwischen entwickelten Ländern deutliche Unterschiede in der Mortalität anzutreffen sind. Unterschiede in Einkommen und Ausbildung können nach seiner Ansicht nur einen Teil dieser Diskrepanz erklären. Für ihn könnte ein wesentlicher Faktor in der Beeinflussung der jeweiligen Gesundheitssysteme durch den Staat liegen, wie dies auch zu Beginn der Arbeit in Bezug auf die Determinanten der Gesundheitsausgaben gezeigt werden konnte (vgl. Wang (1999), S. 1). Vor einem makroökonomischen Hintergrund leitet Wang schließlich die unterschiedlichen Determinanten der Gesundheit ab. Als Proxy-Größe für die Gesundheit der Bevölkerung kommen verschiedene Indikatoren der Mortalität zum Einsatz, wie z. B. Lebenserwartung bei der Geburt oder die Mortalität bis zum Lebensalter von fünf Jahren.³⁶⁸ Unabhängige Variablen stellten Realeinkommen, Ausbildung, eine Zeitvariable, sowie Interaktionseffekte zwischen Einkommen und Zeit, Ausbildung und Zeit, sowie Einkommen und Ausbildung dar (vgl. Wang (1999), S. 3ff.). Im Ergebnis zeigt sich zunächst, dass Einkommen und Ausbildung signifikante Einflussfaktoren darstellen. Für das Jahr 1960 berechnet der Autor eine Einkommenselastizität in Bezug auf die Mortalität bis zum Lebensalter von fünf Jahren von -0,38, die bis zum Jahr 1990 auf -0,71 ansteigt. Der Effekt des Ausbildungsniveaus bleibt hingegen mit Koeffizienten zwischen -0,53 und -0,45 weitgehend konstant (vgl. Wang (1999), S. 7ff.).³⁶⁹ Von besonderem Interesse ist für Wang zudem die Frage, welchen Teil Einkommen, Ausbildung und der technische Fortschritt (hier genähert durch den in der Regression abgebildeten Zeittrend) zur Verbesserung der Mortalität beigetragen haben. Zur Beantwortung der Frage wird deshalb eine Dekomposition der Berechnungen durchgeführt.³⁷⁰ Dabei zeigt sich, dass der technische Fortschritt den mit Abstand wichtigsten Grund für die Verbesserung der Gesundheitszustandes in den betrachteten Ländern darstellt, die relative Bedeutung liegt zwischen 32% und 94%, je nach betrachtetem Land (vgl. Wang (1999), S. 17ff.).³⁷¹

Mit der Produktivität von Gesundheitsleistungen und ganz speziell mit der Produktivität der Ausgaben für Arzneimittel beschäftigen sich Frech und Miller (1999). Obwohl die Studie darauf hinzielt, auf makroökonomischer Ebene die

367 Zu den Detailergebnissen vgl. Barlow und Vissandjee (1999), Tabelle 2, S. 18.

368 Zu den Details der verwendeten Mortalitätsindikatoren vgl. Wang (1999), S. 3.

369 Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Wang (1999), Tabelle 1, S. 8f..

370 Vgl. hierzu Wang (1999), Tabelle 7, S. 18.

371 Für weitere Details der Dekompositionsanalyse vgl. Wang (1999), Tabelle 7 und 8, S. 18f..

Bestimmungsgründe von Gesundheit zu analysieren, beginnen die Autoren zunächst mit der Darstellung der Haushaltsproduktionsfunktion eines Individuums. Diese beinhaltet sowohl Güter, die einen positiven Einfluss auf die Gesundheit ausüben, als auch solche mit einem negativen Einfluss. Im Zentrum stehen Gesundheitsleistungen, wobei die Autoren den Ausgaben für Arzneimittel eine besondere Bedeutung zumessen. Übertragen auf die gesamtgesellschaftliche Ebene wird Gesundheit schließlich durch Konsum von Medikamenten und Gesundheitsleistungen, durch den Wohlstand des Landes und durch Lebensstil- und Umweltvariablen bestimmt (vgl. Frech und Miller (1999), S. 33ff.).³⁷² Werden die Ergebnisse der Schätzungen betrachtet, so wird zunächst deutlich, dass die Lebensstilvariablen, wie z. B. Genuss von tierischem Fett oder Rauchen, eine wichtige Bedeutung haben. Auch der Effekt von Alkohol ist negativ und signifikant. Der Wohlstand eines Landes hat einen positiven Effekt auf die Gesundheit der Bevölkerung, was den direkten Effekt des Einkommens auf die Gesundheit untermauert. Eine Verdopplung des Volkseinkommens hätte einen Anstieg der Lebenserwartung im Alter von 40 von 6% und der Lebenserwartung im Alter von 60 von 9% zur Folge. Als besonders interessant erweist sich die Betrachtung der Ausgaben für Gesundheitsleistungen. So haben nicht-pharmazeutische Gesundheitsleistungen quasi keinerlei Auswirkungen auf die Lebenserwartung, während sich Ausgaben für Medikamente als äußerst produktiv erweisen. Eine Verdopplung der Ausgaben für Arzneimittel würde zu einem Anstieg der Lebenserwartung im Alter von 40 von ca. 2% und der entsprechenden Lebenserwartung im Alter von 60% von ca. 4% führen (vgl. Frech und Miller (1999), S. 41ff.).³⁷³ Wird als Indikator für die Mortalität die Säuglingssterblichkeit verwendet, so wird wiederum deutlich, dass Lebensstilvariablen einen wichtigen Einfluss haben. Je nach gewähltem Indikator ergeben sich für die Wohlstandsvariablen keine eindeutigen Ergebnisse. Ähnliche Resultate zeigen sich beim Konsum nicht-pharmazeutischer Gesundheitsleistungen. Der Konsum von Medikamenten scheint keinen bzw. einen vernachlässigbaren Effekt zu haben, was sich dahingehend interpretieren lässt, dass Medikamente v. a. bei älteren Menschen zu einer signifikanten Verbesserung der Gesundheit beitragen (vgl. Frech und Miller (1999), S. 55ff.). Gerade vor dem Hintergrund der alternden Bevölkerung in vielen Staaten Europas ist dieses Ergebnis interessant. Würden Arzneimittel insbesondere auf die Lebenserwartung Älterer einen positiven Effekt haben, so wären steigende Gesundheitsausgaben und technischen Fortschritt vermutlich

372 Zur genaueren Spezifikation der einzelnen Variablen vgl. Frech und Miller (1999), S. 34ff.

373 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Frech und Miller (1999), Tabelle 4-4, S. 42.

gut investiert, da sie sich in zusätzlichen gewonnenen Lebensjahren für die Bevölkerung auszahlen würden.

Auf Basis kanadischer Provinzen untersuchen Crémieux et al. (1999) den Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und einer verbesserten Gesundheit der Bevölkerung. Als Outcome-Indikatoren werden sowohl Kindersterblichkeit, als auch die Lebenserwartung herangezogen. Als erklärende Variablen finden die Ausgaben für Gesundheit, die Anzahl der Ärzte pro Kopf, das Einkommen pro Kopf, die Bevölkerungsdichte, das Ausbildungsniveau, die Armutsrate, der Konsum von Alkohol und Tabak und Daten zur Ernährung der Bevölkerung Eingang in die Schätzung (vgl. Crémieux et al. (1999), S. 629ff.).³⁷⁴ Hinsichtlich der sozio-demografischen Variablen, sowie der Effekte von Lebensstil und Ernährung zeigt sich, dass alle signifikanten Variablen das zu erwartende Vorzeichen besitzen. So haben sowohl der Konsum von Alkohol als auch der Konsum von Zigaretten einen negativen Effekt auf Lebenserwartung und Kindersterblichkeit. Die Bevölkerungsdichte und das Ausbildungsniveau weisen hingegen nur für einen Teil der betrachteten Outcome-Indikatoren einen signifikanten Effekt auf. Der Anteil der Familien, die unter der Armutsgrenze leben, hat einen klaren Einfluss auf die Höhe der Kindersterblichkeit, wengleich ein Effekt auf die Lebenserwartung nicht festgestellt werden kann. Der Konsum von Fleisch führt bei Frauen zu einem Anstieg der Lebenserwartung. Ein höherer Konsum von Fett hat hingegen negative Auswirkungen, wengleich der Effekt hinsichtlich der Lebenserwartung von Frauen nicht signifikant ist. Hinsichtlich des BIP wird ein Zusammenhang zur Lebenserwartung festgestellt, nicht jedoch zur Kindersterblichkeit. Weiterhin führt eine geringe Ärztedichte zu einer Erhöhung der Kindersterblichkeit und Reduzierung der Lebenserwartung. Im Gegensatz zu anderen Studien kann ein positiver Einfluss der Gesundheitsausgaben gezeigt werden. Die Berechnung entsprechender Elastizitäten zeigt, dass ein Rückgang der Gesundheitsausgaben um 10% mit einem Anstieg der Kindersterblichkeit zwischen 0,4% und 0,5% verbunden wäre (vgl. Crémieux et al. (1999), S. 633ff.).³⁷⁵

Aufgrund steigender Gesundheitskosten und der damit verbundenen Probleme beschäftigt sich auch die OECD intensiv mit der Frage, worin der Grund liegt, dass sich die Gesundheitsindikatoren – z. B. im Sinne der Lebenserwartung der Bevölkerung – zwischen den Mitgliedsländern der OECD deutlich un-

374 Hinsichtlich Details der eingeschlossenen Variablen vgl. Crémieux et al. (1999), Tabelle 2, S. 629.

375 Aufgrund der Vielzahl der durchgeführten Schätzungen werden die einzelnen Ergebnisse nicht im Detail dargestellt, der interessierte Leser sei vielmehr auf Crémieux et al. (1999), Tabelle 5, S. 634f. verwiesen.

terscheiden. Im Fokus steht zunächst die Bestimmung homogener Indikatoren des Gesundheitszustandes, um Länder überhaupt vergleichen zu können und um am Ende abzuleiten, welchen Einfluss unterschiedliche Faktoren auf den Outcome besitzen. Die Analyse von Or (2000) im Auftrag der OECD versucht deshalb, den Outcome anhand eines Indikators für verfrühte Mortalität zu messen. Den theoretischen Hintergrund bildet eine aggregierte Produktionsfunktion, die den Zusammenhang zwischen den verschiedenen Einflussfaktoren und dem zu messenden Indikator für den Gesundheitszustand abbilden und die schließlich empirisch geschätzt werden soll (vgl. Or (2000), S. 54). Im Rahmen des gewählten Schätzmodells ist die Veränderung des Mortalitätsindikators abhängig von den Gesundheitsausgaben pro Kopf, dem Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben, dem BIP, einem Arbeitsmarktindikator, dem Grad der Umweltverschmutzung sowie dem Konsum von Alkohol, Tabak, Fett und Zucker (vgl. Or (2000), S. 60f.).³⁷⁶ Die Ergebnisse des Modells mit fixen Effekten, die landesspezifische Besonderheiten abbilden sollen, werden jeweils für Männer und Frauen getrennt berechnet.³⁷⁷ Zunächst fällt auf, dass der Koeffizient der Gesundheitsausgaben für Frauen negativ und signifikant ist, während dieser für Männer keinerlei Signifikanz aufweist. Ein Rückgang der Gesundheitsausgaben würde somit zu einem Anstieg des Mortalitätsindikators führen, numerisch liegen die Koeffizienten bei -0,1771 für Frauen und -0,0375 für Männer. Einen deutlich stärkeren Einfluss scheint das BIP zu haben mit jeweils signifikanten Koeffizienten von -0,3499 (Frauen) und -0,4395 (Männer). Allerdings ist in diesem Zusammenhang zu beachten, dass der Effekt aufgrund des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Gesundheitsausgaben – wie er im Rahmen dieser Arbeit auch bereits dargestellt wurde – gegebenenfalls nicht korrekt erfasst werden kann. Wird das BIP aus der Schätzgleichung entfernt, so ergibt sich für beide Geschlechter ein hoch signifikanter Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und dem Indikator für verfrühte Mortalität. Weiterhin deutet die Schätzung auch darauf hin, dass die öffentliche Finanzierung von Gesundheitsleistungen einen positiven Effekt auf den gewählten Mortalitätsindikator hat, die Koeffizienten liegen bei -0,1663 bzw. -0,1774 und sind jeweils signifikant. Die untersuchten Lebensstilvariablen zeigen ebenfalls den zu erwarteten Einfluss und sind in der Regel auch signifikant. Auch der Indikator für Arbeitsbedingungen und Ausbildung erweist sich als bedeutend. Eine Erhöhung des Anteils der Angestellten um 10% hätte nach der durchgeführten empirischen Schätzung einen Rückgang der verfrühten Mortalität von fast 7% zur Folge. Insgesamt scheinen auf makroökonomischer Ebene somit die nicht-medizinischen

376 Hinsichtlich der genauen Definition der Variablen vgl. Or (2000), Tabelle 1, S. 61.

377 Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Or (2000), Tabelle 2, S. 62.

Faktoren stärker ins Gewicht zu fallen als die medizinischen Determinanten der Mortalität (vgl. Or (2000), S. 61 ff.). Das Fixed-Effekt-Modell macht weiterhin die Unterschiede zwischen einzelnen Ländern deutlich. Besonders interessant ist in diesem Zusammenhang, dass z. B. in den USA die landesspezifischen, unbeobachteten Faktoren insgesamt 40% zur Erklärung der Ergebnisse beitragen. Auch wenn also anhand dieser Daten die Höhe der Gesundheitsausgaben (zumindest für Frauen), der Anteil der öffentlichen Finanzierung und eine Reihe von Umweltfaktoren bzw. Lebensstilvariablen klar zur Erklärung der Mortalitätsunterschiede zwischen Ländern beitragen, so wird dennoch deutlich, dass noch weitere Bestimmungsfaktoren gefunden werden, um die Unterschiede zwischen einzelnen Ländern zufriedenstellend erklären zu können (vgl. Or (2000), S. 63ff.).

Lobmayer und Wilkinson (2000) beschäftigen sich mit dem Einfluss von absolutem und relativem Einkommen auf die Mortalität bzw. auf verlorene Lebensjahre. Als Maßgröße für Einkommensungleichgewichte wird das Verhältnis der Einkommen des 50sten und zehnten Perzentils verwendet, hinsichtlich des Einkommens auf das persönliche verfügbare Haushaltseinkommen zurückgegriffen (vgl. Lobmayer und Wilkinson (2000), S. 403ff.). Im Ergebnis zeigt sich zunächst ein sehr enger Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und Median-Einkommen. In Bezug auf die Messgröße der verfrühten Mortalität führen sowohl ein höheres Median-Einkommen, als auch ein größeres Einkommensungleichgewicht zu einem Anstieg der verfrühten Mortalität. In Bezug auf die absolute altersadjustierte Mortalität ergeben sich hingegen umgekehrte Wirkungsrichtungen bzw. ein entsprechender Zusammenhang kann gar nicht gezeigt werden (vgl. Lobmayer und Wilkinson (2000)), S. 405ff.).³⁷⁸

Crémieux et al. (2001) führen ebenfalls eine detaillierte Analyse der Determinanten des Gesundheitszustands durch. Die Autoren fokussieren insbesondere auf die Ausgaben für Arzneimittel und machen deutlich, dass in aktuelleren Studien durchaus ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Ausgaben für Arzneimittel und der Gesundheit der Bevölkerung gesehen wird. Ihre eigene Analyse beschränkt sich auf das amerikanische Gesundheitssystem, um so die Probleme im Rahmen internationaler Vergleiche³⁷⁹ zu umgehen. (vgl. Crémieux et al. (2001), S. 60). Vor diesem Hintergrund werden die Determinanten der Kindersterblichkeit auf Bundesstaaten-Ebene untersucht. Unabhängige Variablen bilden die Pharma-Ausgaben, gesundheitsökonomische Infrastrukturvariablen,

378 Die berechneten Korrelationskoeffizienten lassen sich bei Lobmayer und Wilkinson (2000), Tabelle 1, S. 406 nachlesen.

379 Die Details dieser Problematik wurden im Rahmen der empirischen Darstellung der Determinanten der Gesundheitsausgaben beschrieben.

sozio-demografische Charakteristika und verschiedene ökonomische Aggregatsgrößen, wie z. B. das verfügbare Einkommen (vgl. Crémieux et al. (2001), S. 63ff.).³⁸⁰ Die Schätzung erfolgt mit Hilfe von OLS, wobei eine Anpassung für Heteroskedastizität erfolgt und Fixeffekte einbezogen werden. Im Ergebnis zeigt sich insgesamt ein sehr hoher Erklärungsgehalt ($R^2 = 0,87$), wobei die meisten der aufgestellten Hypothesen bestätigt werden.³⁸¹ So führen insbesondere Ausgaben für Arzneimittel zu einer deutlichen Reduzierung der Kindersterblichkeit. Ein Anstieg der Ausgaben für Arzneimittel um 10% hätte einen Rückgang der Kindersterblichkeit um 1% zur Folge. Weitere Effekte gehen von der Gesundheitsinfrastruktur, soziodemografischen Faktoren und allgemeinen ökonomischen Bedingungen aus. Auffällig ist, dass das Vorzeichen der Einkommensvariable nicht in Einklang mit den aufgestellten Hypothesen steht, so würde ein Anstieg des verfügbaren Einkommens zu einem Anstieg der Kindersterblichkeit führen (vgl. Crémieux et al. (2001), S. 66ff.).

Auch Or (2001) widmet sich der Fragestellung, ob Veränderungen von Gesundheitsausgaben Auswirkungen auf die Veränderung von Outcome-Indikatoren haben. Nur in diesem Fall wären die hohen und immer noch steigenden Ausgaben für Gesundheitsleistungen in den Industrie-Staaten zu rechtfertigen. Gleichzeitig sind gerade in diesen Ländern deutliche Unterschiede hinsichtlich der Mortalitätsraten zu beobachten. Ein möglicher Erklärungsfaktor könnte nach Meinung des Autors im Unterschied der Organisation der verschiedenen Gesundheitssysteme liegen (vgl. Or (2001), S. 7ff.). Im Rahmen der empirischen Analyse wird der Gesundheitszustand der Bevölkerung als Ergebnis eines Transformationsprozesses, in den sowohl medizinische, als auch nicht-medizinische Input-Faktoren einfließen, betrachtet. Konkret finden u. a. die Anzahl der Ärzte, die Art des jeweiligen Finanzierungs- und Erstattungssystems, Konsum von Alkohol und Tabak, aber auch das Pro-Kopf-Einkommen sowie eine Beschäftigungs- und eine Umweltvariable Eingang in das Schätzmodell. Des Weiteren wird der Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben berücksichtigt.³⁸² Als abhängige Variable wird die Mortalität in unterschiedlichen Abgrenzungen verwendet. So finden u. a. die Kindersterblichkeit, verlorene Lebensjahre und die Lebenserwartung im Alter von 65 Jahren Anwendung (vgl. Or (2001), S. 18ff.). Im Ergebnis zeigt sich, dass Leistungen des Gesundheitssystems – gemessen durch die Anzahl der Ärzte pro Kopf – einen signifikanten Einfluss auf die Messgröße verfrühte Mortalität haben. Eine Erhöhung der Ärztedichte um 10% würde zu einer Reduzierung des genannten Indikators

380 Für weitere Details vgl. Crémieux et al. (2001), Tabelle 1, S. 64.

381 Zu den Detailergebnissen vgl. Crémieux et al. (2001), Tabelle 4, S. 70.

382 Zu den detaillierten Variablendefinitionen vgl. Or (2001), Box 4, S. 19.

zwischen 3% und 4% führen, jeweils abhängig vom Geschlecht. Weiterhin trägt auch die öffentliche Finanzierung zu einer Reduzierung der verfrühten Mortalität der Individuen bei. Auch der Beschäftigungsstatus und das Pro-Kopf-Einkommen spielen hinsichtlich der Koeffizientengröße eine vergleichbare Rolle. Ein etwas geringerer Einfluss ergibt sich durch den Konsum von Alkohol und Tabak (vgl. Or (2001), S. 21 f.).³⁸³ Auch bei der Betrachtung der Lebenserwartung im Alter von 65 Jahren kommt den Gesundheitsleistungen eine relevante Rolle zu. Ein Anstieg der Ärztedichte würde die Lebenserwartung klar erhöhen. Die Art der Finanzierung der Leistungen ist nun nicht mehr von Bedeutung. Die wichtige Rolle von Einkommen und Beschäftigungsstatus wird bestätigt.³⁸⁴ Bei der Betrachtung der Determinanten der Kindersterblichkeit spielt die Ärztedichte erneut eine wichtige Rolle. Ein Anstieg der Ärztedichte um 10% führt zu einem Rückgang der Kindersterblichkeit zwischen 6% und 6,5%. Weiterhin zeigen die Art der Finanzierung, der Beschäftigungsstatus und das Pro-Kopf-Einkommen einen wichtigen Einfluss. Zudem scheint die Kindersterblichkeit durch den Konsum von Alkohol und Tabak beeinflusst zu werden (vgl. Or (2001), S. 21ff.).^{385 386}

Einen anderen Blick auf die Determinanten der Mortalität werfen Gerdtham und Ruhm (2002), indem Sie sich mit dem Zusammenhang zwischen den allgemeinen makroökonomischen Rahmenbedingungen und der Mortalität beschäftigen. Als Ausgangsthese wird ein positiver Zusammenhang zwischen den ökonomischen Rahmenbedingungen und der Mortalität gesehen. Als mögliche Gründe weisen die Autoren auf die im wirtschaftlichen Aufschwung eher zurückgehende Freizeit, ein erhöhtes Risiko für Arbeitsunfälle und auf die mit höherem Einkommen gegebenenfalls verbundene risikoreichere Lebensweise hin (vgl. Gerdtham und Ruhm (2002), S. 3f.). Konkret werden die Determinanten der Mortalitätsrate geschätzt, wobei als unabhängige Variable die Arbeitslosenrate zum Einsatz kommt. Weiterhin finden Regressoren Einsatz, die Alters- und Geschlechtsverteilung abbilden, sowie Fixeffekte für das jeweilige Jahr und das jeweilige Land (vgl. Gerdtham und Ruhm (2002), S. 5f.).³⁸⁷ Im Ergebnis zeigt sich, dass – wie in der Ausgangsthese vermutet – die Mortalität in ökonomisch guten Zeiten ansteigt. Der Koeffizient der landesspezifischen Arbeitslosenrate ist statistisch signifikant und liegt numerisch im Bereich von -0,0067 und

383 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Or (2001), Tabelle 3, S. 23, Spalte 1 und 2.

384 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Or (2001), Tabelle 3, S. 23, Spalte 3 und 4.

385 Zu den Ergebnissen im Detail vgl. Or (2001), Tabelle 3, S. 23, Spalte 5 und 6.

386 Weiterhin beschreibt der Autor die Determinanten eines frühzeitigen Todes durch Herz- oder Krebserkrankungen. Die Ergebnisse im Detail finden sich bei Or (2001), Tabelle 3, S. 23, Spalten 7 bis 10.

387 Hinsichtlich Details der verwendeten Daten vgl. Gerdtham und Ruhm (2002), S. 6ff.

-0,0026, je nach gewählter Spezifikation der Schätzungen (vgl. Gerdtham und Ruhm (2002), S. 8ff. sowie S. 22).³⁸⁸

Zehn Jahre nach der ersten Arbeit von Zweifel und Ferrari führen Zweifel und Steinmann (2002) eine erneute Überprüfung des Sisyphus-Syndroms durch, wenngleich mit anderem Ergebnis. Als abhängige Variable wird die geschlechtsspezifische Restlebenserwartung im Alter von 60 Jahren gewählt. Neben den Gesundheitsausgaben und dem BIP finden auch Lebensstilvariablen Einzug in die Schätzung.³⁸⁹ Im Ergebnis zeigt sich ein signifikanter Einfluss des (gegenwärtigen) BIP und der Gesundheitsausgaben, die Koeffizienten liegen für Frauen bei 0,153 (0,119 für Männer) und 3,012 (2,692). Hinsichtlich der Lebensstilvariablen erreicht allein der Alkoholkonsum (Koeffizienten von -0,289 und -0,555) Signifikanz (vgl. Zweifel und Steinmann (2002), S. 11ff.).³⁹⁰ Im Gegensatz zu früheren Ergebnissen kann im Rahmen dieser Studie auch der Feedback-Mechanismus nachgewiesen werden. Die von den Autoren eingeführte Sisyphus-Variable (Lebenserwartung eines 60-Jährigen, gewichtet mit dem Anteil der über 65-Jährigen an der Gesamtbevölkerung³⁹¹) weist einen signifikanten Einfluss auf den Anteil der Gesundheitsausgaben am BIP auf (vgl. Zweifel und Steinmann (2002), S. 15f.), wenngleich der Zusammenhang nur für den Zeitraum von 1970 bis 1991 nachgewiesen werden kann (vgl. Zweifel und Steinmann (2002), S. 18f.).

Wildman et al. (2003) beschäftigen sich mit dem Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und Gesundheit und bauen dabei auf den Ergebnissen von Waldmann (1992) auf. Auf Basis aktuellerer Daten werden die entsprechenden Schätzungen wiederholt, wobei sich deutliche Unterschiede in den Ergebnissen zeigen. Während bei Waldmann ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Reichen und der Kindersterblichkeit besteht, zeigen Wildman et al. nun in den meisten Schätzungen einen negativen Zusammenhang, die Koeffizienten liegen bei -0,51 bzw. -2,60, wobei zumindest letzterer auch signifikant ist. Auch bei einer Analyse von Zeitreihendaten aus den USA wird das Ergebnis bestätigt, dass ein relativer Einkommenseffekt auf Basis der

388 Hinsichtlich weiterer Details der durchgeführten Schätzungen vgl. Gerdtham und Ruhm (2002), S. 8ff. und Tabelle 2, S. 22. Weitere Schätzungen auf Basis veränderter Schätzstrategien und bezogen auf krankheitsspezifische Mortalitätsraten finden sich bei Gerdtham und Ruhm (2002), Tabelle 3 und 4, S. 23f.

389 Zu den Details der verwendeten Variablen vgl. Zweifel und Steinmann (2002), S. 10.

390 Weitere Details der Schätzungen finden sich bei Zweifel und Steinmann (2002), Tabelle 2 und 3, S. 12, wo auch die Koeffizienten der quadrierten Terme ersichtlich sind.

391 Die Gewichtung erfolgt vor dem Hintergrund, dass Personen über 65 Jahren in der Regel nur in sehr geringem Umfang zur Finanzierung der Gesundheitsausgaben beitragen (vgl. Zweifel und Steinmann (2002), S. 8).

aktuellen Zahlen nicht zu existieren scheint (vgl. Wildman et al. (2003), S. 1000ff.).³⁹²

Holstein (2004) beschäftigt sich insbesondere mit der Frage, inwieweit es einen Zusammenhang zwischen den Ausgaben für Gesundheitsleistungen, der Qualität des Gesundheitssystems und den Outcome-Indikatoren Kindersterblichkeit und Lebenserwartung gibt. Im Rahmen eines Modells werden Unterschiede in Outcome-Indikatoren zurückgeführt auf Unterschiede in der Qualität des Gesundheitssystems, der Höhe der Alphabetisierungsrate sowie auf Risiken, die aufgrund des Lebensstils der Bevölkerung existieren.³⁹³ Die Qualität des Gesundheitssystems wird abgebildet durch Messgrößen wie z. B. Reaktionsgeschwindigkeit, Gerechtigkeit im Zugang zu Leistungen, ein Index für die Effizienz, aber auch durch Indikatoren der Kindersterblichkeit und der Lebenserwartung. Hinzu kommen Einkommens- und Ausbildungsvariablen (vgl. Holstein (2004), S. 59f.).³⁹⁴ Im Ergebnis zeigt die Autorin, dass ein klarer Trade-off zwischen der Qualität des Gesundheitssystems und Kostendämpfungsmaßnahmen besteht. So sind höhere Kosten durchaus mit einer Verbesserung der Lebenserwartung und Reduzierung der Kindersterblichkeit verbunden, wenngleich auch abnehmende Erträge von zunehmenden Gesundheitsausgaben zu beobachten sind. Auch Ausbildungsvariablen zeigen einen signifikanten Einfluss. Weiterhin wird deutlich, dass Länder, die einen schnellen und gerechten Zugang zu Gesundheitsleistungen ermöglichen, einen besseren Outcome realisieren. Variablen, die Gesundheitsrisiken aufgrund eines ungesunden Lebensstils abbilden, haben hingegen einen negativen Einfluss auf die untersuchten Outcome-Variablen, wenngleich die Koeffizienten in der Regel nicht signifikant sind (vgl. Holstein (2004), S. 60ff.).³⁹⁵

Auf der Ebene der kanadischen Provinzen führen Crémieux et al. (2005) eine Analyse der Determinanten von Outcome-Indikatoren im Gesundheitssystem durch. In diesem Fall stehen insbesondere Ausgaben für Medikamente und deren Auswirkungen auf die Gesundheit im Vordergrund. Weiterhin werden die Folgen von privat und öffentlich finanzierten Ausgaben jeweils getrennt voneinander analysiert (vgl. Crémieux et al. (2005), S. 107f.). Als Indikatoren für die Gesundheit der Bevölkerung werden sowohl die Kindersterblichkeit als auch die Lebenserwartung bei Geburt und im Alter von 65 betrachtet. Als unabhängige Variablen finden öffentliche und private Arzneimittelausgaben, weitere Ge-

392 Die Details der Schätzergebnisse finden sich bei Wildman et al. (2003), Tabelle 2, S. 1002.

393 Vgl. hierzu auch das Modell in Holstein (2004), S. 59, Fig. 1.

394 Details der Variablendefinition finden sich bei Holstein (2004), S. 59f..

395 Vgl. zu den Details der Schätzungen Holstein (2004), Tabelle 2 und Tabelle 3, S. 60f..

sundheitsausgaben, Pro-Kopf-Einkommen, Bevölkerungsdichte, ein Armutsindikator und Lebensstilvariablen Anwendung (vgl. Crémieux et al. (2005), S. 109).³⁹⁶ Im Ergebnis zeigt sich, dass sowohl die Lebensstil- und Ernährungsvariablen, als auch die Ausgaben für Gesundheit und speziell für Arzneimittel einen signifikanten Einfluss auf die Mortalität haben. So führt z. B. ein Anstieg der öffentlichen Arzneimittelausgaben um 1% zu einem Rückgang der Kindersterblichkeit um 0,108%, ein entsprechender Anstieg der privaten Arzneimittelausgaben hätte einen Rückgang um 0,169% zur Folge, ein Anstieg der Gesamtausgaben hingegen sogar einen Rückgang von 0,510%. Den größten Einfluss scheinen die Ausgaben für Nahrung und nicht-alkoholische Getränke zu haben, hier wäre ein Rückgang der Kindersterblichkeit um 1,617% die Folge, wenn der Konsum entsprechend um 1% reduziert würde. Signifikant sind weiterhin die Ausgaben für Tabak (durch Frauen) mit einem Koeffizienten von 0,156 und die Bevölkerungsdichte (-0,084).³⁹⁷ Soziodemografische Variablen haben eher einen untergeordneten Einfluss. So kommt es zwar durch ein höheres BIP zu einer Verbesserung der Lebenserwartung, eine Reduzierung der Kindersterblichkeit kann jedoch nicht gezeigt werden. Insgesamt sind die Koeffizienten vergleichsweise klein (vgl. Crémieux et al. (2005), S. 111ff.).

Or et al. (2005) betonen in ihrer Analyse die Bedeutung von Ärzten für die Gesundheit der Bevölkerung. Weiterhin wird der Einfluss der medizinischen Technologie auf die Gesundheit der Bevölkerung untersucht (vgl. Or et al. (2005), S. 531). Gesundheit wird anhand einer Reihe von Mortalitätsindikatoren, der Anzahl potenziell verlorener Lebensjahre aufgrund von Herzerkrankungen und anhand der Kindersterblichkeit gemessen. Als unabhängige Variablen kommen eine Vielzahl von Indikatoren zum Einsatz. Da nach Meinung der Autoren gesundheitspezifische Kaufkraftparitäten zum Zeitpunkt ihrer Analyse noch im Entwicklungsstatus waren, wird die Anzahl der Ärzte eines Landes als relevanter Input-Faktor verwendet. Weiterhin wird der Einfluss der Ausbildung, des BIP und des Anteils der öffentlich finanzierten Gesundheitsausgaben untersucht, als Lebensstilvariablen finden der Konsum von Alkohol und Tabak Anwendung. Während die bislang genannten Variablen im Zeitablauf variabel sind, kommen auch zeitlich konstante Variablen zum Einsatz, die insbesondere versuchen, die Details des jeweiligen Gesundheitssystems abzubilden. Dies betrifft die Anzahl von CT- und MRT-Geräten innerhalb eines bestimmten Zeitraums

396 Zu den Details der verwendeten Variablen vgl. Crémieux et al. (2005), Tabelle 1, S. 109.

397 Aufgrund der Vielzahl der durchgeführten Schätzungen beschränkt sich die Darstellung auf die Determinanten der Kindersterblichkeit, die Koeffizienten hinsichtlich anderer Mortalitätsindikatoren sowie weitere Details der Schätzung finden sich bei Crémieux et al. (2005), Tabelle 5, S. 114.

und den Einschluss von Dummies für die im ambulanten und stationären Bereich vorherrschenden Vergütungssysteme. CT-Scanner werden in diesem Zusammenhang als Basis-Technologien betrachtet, MRT-Scanner als fortgeschrittene Technologien. Des Weiteren wird untersucht, welche Auswirkungen die Existenz eines Hausarztes als „gatekeeper“ hinsichtlich des Zugangs zu Spezialisten hat (vgl. Or et al. (2005), S. 536ff.).³⁹⁸ Die unterschiedlichen Schätzgleichungen zeigen schließlich einen signifikanten Einfluss der Ärztedichte auf die unterschiedlichen Mortalitätsindikatoren, wenngleich bedeutende landesspezifische Effekte zu beobachten sind. Ähnlich wie in anderen Studien scheint auch die Ausbildung eine wichtige Rolle zu spielen. Der Einfluss der Lebensstilvariablen und des öffentlichen Finanzierungsanteils unterscheidet sich hinsichtlich der einzelnen Indikatoren und in Bezug auf Mann und Frau (vgl. Or et al. (2005), S. 540ff.).³⁹⁹ In einem weiteren Schritt versuchen die Autoren dann, die Gründe für die unterschiedliche Leistungsfähigkeit einzelner Länder zu erforschen. Dabei wird deutlich, dass Länder mit Einzelleistungsvergütung für Ärzte deutlich besser abschneiden als Länder, die nach Pauschalen vergüten. Auch die Nutzung von Medizintechnologie hat einen wichtigen Einfluss auf die untersuchten Outcome-Indikatoren. Insbesondere die Verfügbarkeit fortgeschrittener Medizintechnologien scheint einen positiven Effekt auf die Gesundheit der Bevölkerung zu haben. Der Anteil der öffentlichen Finanzierung an den Gesamtausgaben hat keinen bedeutenden Einfluss, die Existenz eines „gatekeepers“ ist nicht von Bedeutung. Hinsichtlich der Auswirkungen eines Globalbudgets im Krankenhaus sind die Ergebnisse uneinheitlich (vgl. Or et al. (2005), S. 550ff.).⁴⁰⁰

Bei der Betrachtung internationaler Daten zu den Ausgaben für Gesundheit im Vergleich zur jeweiligen Lebenserwartung des betrachteten Landes fällt immer wieder auf, dass die USA einen klaren Ausreißer darstellt, was auch den Ausgangspunkt der Analyse von Comanor et al. (2006) bildet. Die Autoren schätzen dazu eine Gesundheitsproduktionsfunktion mit Fokus auf der Erklärung der Lebenserwartung der Bevölkerung zu verschiedenen Zeitpunkten.⁴⁰¹ Als Messgröße für den Konsum von Gesundheitsleistungen kommen sowohl die Ausgaben für Arzneimittel, als auch alle restlichen Gesundheitsausgaben zum Einsatz. Zur Abbildung der ökonomischen Leistungsfähigkeit wird weiterhin das BIP pro Kopf mit einbezogen. Im Rahmen der Gesundheitsrisikofaktoren

398 Details der Variablendefinition finden sich bei Or et al. (2005), Tabelle 1, S. 536.

399 Details der Schätzung finden sich bei Or et al. (2005), Tabelle 2, S. 541.

400 Hinsichtlich weiterer Details vgl. Or et al. (2005), Tabellen 5 und 6, S. 551f..

401 Hinsichtlich einer Darstellung der verschiedenen verwendeten Lebenserwartungsdaten vgl. Comanor et al. (2006), Tabelle 1 und 2, S. 6f..

werden die Variablen Alkoholkonsum, Zigarettenkonsum und Übergewicht/Fettsucht herangezogen (vgl. Comanor et al. (2006), S. 4ff.).⁴⁰² Als Hauptergebnis der Analyse wird deutlich, dass bei Einschluss der Variable Übergewicht/Fettsucht, die USA nicht mehr als Ausreißer erscheint. Konkret ergeben sich für die Variable, die den Anteil der Bevölkerung abbildet, der an Fettsucht leidet, Koeffizienten zwischen -0,0485 und -0,0153, die für die meisten betrachteten Lebenserwartungsvariablen auch signifikant sind. Diese Lebensstilvariable scheint also entscheidend zu den Unterschieden in den Gesundheitsindikatoren zwischen den USA und dem Rest der Welt beizutragen. Das amerikanische Gesundheitssystem selbst ist in diesem Licht nicht mehr so unproduktiv, wie zuvor vermutet. Einen ähnlich großen und zugleich signifikanten Effekt können lediglich die Arzneimittelausgaben pro Kopf aufweisen, die mit Koeffizienten zwischen 0,0086 und 0,0896 entsprechend zu einer Erhöhung der Lebenserwartung beitragen (vgl. Comanor et al. (2006), S. 10ff.).⁴⁰³

Auch Nixon und Ulmann (2006) betrachten den Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und Indikatoren der Gesundheit der Bevölkerung. Erneut wird eine Gesundheitsproduktionsfunktion auf der Makro-Ebene geschätzt, wobei von einem nicht-linearen und nicht-monotonen Zusammenhang ausgegangen wird (vgl. Nixon und Ulmann (2006), S. 7ff.).⁴⁰⁴ Als abhängige Variablen werden – wie auch bereits in mehreren anderen Studien – die Lebenserwartung und die Kindersterblichkeit verwendet. Als erklärende Variablen kommen Gesundheitsausgaben (absolut und als Anteil am BIP), Anzahl der Ärzte und Krankenhäuser, Einweisungsrate und Aufenthaltsdauer im Krankenhaus, Bevölkerungsabdeckung des Krankenversicherungssystems, Arbeitslosigkeit, Alkoholkonsum, Tabakausgaben, Ernährungscharakteristika und Umweltverschmutzung zum Einsatz. Zusätzlich werden im Rahmen der Schätzung Fixeffekte einbezogen (vgl. Nixon und Ulmann (2006), S. 9ff.). Das Gesamtergebnis zeigt schließlich, dass unerklärte landesspezifische Effekte, die sich im Fixterm widerspiegeln, am meisten zur Verbesserung der Gesundheit beigetragen haben – hinsichtlich der männlichen Lebenserwartung beträgt der Anteil des landesspezifischen Effekts z. B. 94,19%.⁴⁰⁵ Dem jeweiligen Gesundheitssystem scheint somit

402 Für eine Übersicht aller unabhängigen Variablen in der Analyse vgl. Comanor et al. (2006), S. 13f.

403 Hinsichtlich der genauen Effekte der einzelnen Variablen auf die verschiedenen Lebenserwartungsvariablen vgl. Comanor et al. (2006), Tabelle 6, S. 10.

404 Die dargestellte Studie bietet neben einer eigenen empirischen Analyse auch eine Übersicht über bislang durchgeführte Analysen zu dieser Thematik und den damit verbundenen Ergebnissen, vgl. dazu Nixon und Ulmann (2006), Tabelle 1, S. 10ff.

405 Details zum jeweiligen Beitrag der einzelnen Variablen können bei Nixon und Ulmann (2006) in Tabelle 3, S. 15 nachgelesen werden.

eine herausragende Bedeutung zuzukommen. Weitere Variablen mit relevantem Einfluss stellen die Gesundheitsausgaben, die Ärztedichte, die Art der Ernährung und die Umweltverschmutzung dar, wobei die letzten beiden Variablen nur hinsichtlich der männlichen Lebenserwartung von Relevanz waren (vgl. Nixon und Ulmann (2006), S. 14f.).⁴⁰⁶ Neben den dargestellten Ergebnissen gehen die Autoren auch auf mögliche Probleme der durchgeführten Schätzung ein. So erweist sich die Verwendung von Gesundheitsindikatoren auf der Makro-Ebene stets als problematisch. Auch mögliche Lags und die Nicht-Verfügbarkeit verlässlicher Daten für Ausbildung und Zigarettenkonsum in den EU-Staaten können zu Problemen führen (vgl. Nixon und Ulmann (2006), S. 15f.).

In einer aktuellen Studie untersucht Lichtenberg (2009) die Determinanten der Lebenserwartung für Bundesstaaten der USA. Um die Auswirkungen der Qualität der medizinischen Versorgung abzubilden, werden eine Reihe von Indikatoren gebildet, die später in die Regression eingehen.⁴⁰⁷ Abgebildet werden auf diesem Weg die Qualität der eingesetzten bildgebenden Verfahren, das Durchschnittsalter der verordneten Medikamente und die Qualifikation der praktizierenden Ärzte. Weiterhin kommen als unabhängige Variablen das Pro-Kopf-Einkommen, das Ausbildungsniveau, der Grad der Versicherungsdeckung, der Anteil übergewichtiger Menschen, der Anteil an Rauchern und die Anzahl der gemeldeten AIDS-Fälle zum Einsatz (vgl. Lichtenberg (2009), S. 11f.).⁴⁰⁸ Im Ergebnis zeigt sich, dass die verwendeten Variablen, die Qualitätsindikatoren abbilden, nahezu in allen Fällen einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Lebenserwartung haben.⁴⁰⁹ Hinsichtlich der Lebensstilvariablen haben sowohl der Anteil der Übergewichtigen (Koeffizienten zwischen -4,532 und -3,869) und der Anteil der AIDS-Fälle (zwischen -0,023 und -0,021) einen signifikanten Einfluss auf die Lebenserwartung. Der Anteil der Raucher ist hingegen nicht signifikant. Hinsichtlich des Grades der Versicherungsdeckung und dem Ausbildungsniveau zeigt sich kein signifikanter Einfluss auf die Lebenserwartung. In Bezug auf das Einkommen pro Kopf ergibt sich überraschenderweise ein signifikanter und negativer Koeffizient (zwischen -2,272 und -1,834), so dass ein Anstieg der Pro-Kopf-Einkommen zu einem Rückgang der Lebenser-

406 Eine Übersicht der Ergebnisse im Detail findet sich bei Nixon und Ulmann (2006), Tabelle 2, S. 15.

407 Zu den Details der Berechnung der verschiedenen Qualitätsindikatoren vgl. Lichtenberg (2009), S. 2ff..

408 Hinsichtlich Details der eingeschlossenen Variablen vgl. Lichtenberg (2009), S. 12.

409 Aufgrund der Vielzahl der geschätzten Qualitätsindikatoren werden die Ergebnisse hier nicht im Detail beschrieben, der interessierte Leser sei auf Lichtenberg (2009), Tabelle 7, S. 38 verwiesen.

wartung führen würde (vgl. Lichtenberg (2009), S. 17ff. und Tabelle 7, S. 38).^{410 411}

Insgesamt gesehen machen die dargestellten Studien deutlich, dass die Determinanten der Gesundheit – aus der makroökonomischen Ebene betrachtet – äußerst vielschichtig und alles andere als leicht zu bestimmen sind. So bleibt unklar, ob und in welchem Umfang Gesundheitsleistungen tatsächlich zur Gesundheit der Bevölkerung beitragen. In einigen Studien konnte dies bestätigt werden, in anderen hatte der entsprechende Koeffizient keine Signifikanz. Ähnlich sieht es für alle anderen betrachteten Variablen, wie z. B. Einkommen, Bildung, Ernährung und Umweltbedingungen aus, die Ergebnisse sind äußerst unterschiedlich und teils widersprüchlich. Neuere Studien beschäftigen sich zudem mit dem Einfluss des jeweiligen Gesundheitssystems, dem eine gewisse Rolle zugemessen wird, wenngleich sich die Operationalisierung im Rahmen empirischer Schätzungen als schwierig herausstellt.

3.2.2 Berechnungen auf Basis der OECD Health Data

3.2.2.1 Datengrundlage

Aufbauend auf den theoretischen Erkenntnissen zu den Determinanten der Lebenserwartung der Bevölkerung aus Kapitel 3.1 und den zuvor dargestellten Erkenntnissen aus der Literatur erfolgt abschließend eine empirische Überprüfung der zuvor postulierten Zusammenhänge. Datengrundlage bildet erneut die Datenbank der OECD (vgl. Organization for Economic Cooperation and Development (2007)), auf deren Stärken und Schwächen hinsichtlich Datenverfügbarkeit und Vergleichbarkeit zuvor bereits eingegangen wurde.

Ähnlich wie in vielen anderen Studien wird die Gesundheit der Bevölkerung auch an dieser Stelle durch die Lebenserwartung abgebildet. Die Wahl der abhängigen Variable stellt damit eine klare Vereinfachung dar, da die Gesundheit eines Menschen nicht nur durch dessen Lebenslänge, sondern z. B. auch durch die Lebensqualität beeinflusst wird. Beide Aspekte unterliegen nicht zwingend einen gleichgerichteten Zusammenhang, sondern können durchaus auch gegensätzlich sein. Bei allen Nachteilen weist die Lebenserwartung als abhängige Variable allerdings auch klare Vorteile auf. So ist sie vergleichsweise einfach zu

410 Die Schätzergebnisse im Detail finden sich ebenfalls bei Lichtenberg (2009), Tabelle 7, S. 38.

411 Interessanterweise zeigt Lichtenberg zudem, dass es in Staaten, die eine starke Verbesserung der Qualität der medizinischen Versorgung anhand der von ihm gewählten Qualitätsindikatoren aufweisen, nicht unbedingt zu einem überproportionalen Anstieg der Gesundheitskosten gekommen ist (vgl. Lichtenberg (2009), S. 27).

messen und entsprechende Daten stehen für eine Vielzahl von Ländern zur Verfügung.

Hinsichtlich der unabhängigen Variablen wird auf die zuvor im Theorie-Teil identifizierten Einflussgrößen zurückgegriffen und deren Verfügbarkeit mit den Daten der OECD abgeglichen. Die verschiedenen Determinantenbereiche setzen sich somit aus dem Einfluss des Gesundheitssystems, den Charakteristika der Bevölkerung und landesspezifischen Besonderheiten zusammen. Je nach Datenverfügbarkeit werden die einzelnen Ebenen nochmals in Sub-Ebenen unterteilt. So werden im Rahmen des Gesundheitssystems die Verfügbarkeit monetärer Ressourcen, die Ausgestaltung der Anreizsysteme und die Wirkung des technischen Fortschritts betrachtet. Hinsichtlich der Charakteristika der Bevölkerung wird auf das Einkommen – operationalisiert durch das BIP – fokussiert, während Bildung durch mehrere Variablen abgebildet werden soll, die insbesondere auf Dauer und Qualität der Schulausbildung abzielen. Die Ernährung der Bevölkerung wird durch den Konsum von Alkohol und Tabak, aber auch durch die Höhe der Zufuhr von Kalorien bzw. Fett einbezogen. Als landesspezifische Rahmenbedingungen wird die Umweltbelastung durch Stickoxid-Emissionen betrachtet. Die Details der Definition der einzelnen Variablen sind der nachfolgenden Tabelle zu entnehmen:

Tabelle 30: Determinanten der Gesundheit: Unabhängige Variablen⁴¹²

Determinanten-ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
Gesundheitssystem	monetäre Ressourcen	HCEDEF	Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		HCEDEF_pub	öffentliche Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		HCEDEF_priv	private Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		DRUGDEF	Arzneimittelausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
	Ausgestaltung des Gesundheitssystems	PUBTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der öffentlich finanziert wird
	technischer Fortschritt	YEAR	Dummy-Variable, die für das jeweilige Jahr steht und dadurch in der Lage ist, einen Zeittrend abzubilden

412 Quelle: Eigene Darstellung.

Determinanten-ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
Charakteristika der Bevölkerung	Einkommen	GDPDEF	Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflatiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		Bildung	SECONDARY
	UNIVERSITY		Anteil der Bevölkerung mit einem Abschluss entsprechend ISCED 5A/6 (entspricht Universitätsabschluss / Promotion)
	YEARSSCHOOLING		durchschnittliche Schulbe- suchszeit in Jahren
	Ernährung	ALC	Alkoholkonsum in Liter pro Kopf (Bevölkerung ab 15 Jahren)
		TOBAC	Tabakkonsum in Gramm pro Kopf (Bevölkerung ab 15 Jahren)
		FAT	Gesamtfettaufnahme in Gramm pro Tag und Kopf
		CAL	Kalorienzufuhr pro Tag und Kopf
Rahmen- bedingungen	Umwelt	ENVIRON	SO-Emissionen in Kilo- gramm pro Kopf

Wie auch im Rahmen der Bestimmung der Determinanten der Gesundheitsausgaben ist für die oben dargestellten Variablen zu untersuchen, ob die erklä-

renden Variablen tatsächlich voneinander unabhängig sind, oder ob Multikollinearität vorliegt. Analog zu den zuvor durchgeführten Schätzungen werden die Variablen zunächst logarithmiert, um die Schätzergebnisse als Elastizitäten interpretieren zu könne. Die auf dieser Basis berechnete Korrelationsmatrix ist in Tabelle 31 dargestellt. Dabei zeigt sich, dass durchaus zwischen einigen Variablen eine hohe Korrelation festzustellen ist. Zunächst trifft dies auf die verschiedenen Ausgabenkategorien, wie z. B. private und öffentliche Gesundheitsausgaben zu, was nicht unbedingt verwunderlich ist, da in der Regel davon auszugehen ist, dass in einem Land, in dem absolut gesehen sehr viel für Gesundheit ausgegeben wird, dies auch für die entsprechenden Teilkategorien zutreffend ist. Für die späteren Schätzungen ist dies hingegen unproblematisch, da – wie später im Rahmen der Schätzstrategie noch aufgezeigt werden wird – die jeweiligen Ausgabenkategorien niemals in der gleichen Schätzungen vorkommen werden. Weiterhin zeigt sich, dass die Variablen $\ln\text{CAL}$ und $\ln\text{FAT}$ in sehr engem Zusammenhang stehen, da ein hoher Kalorienkonsum in der Regel auch mit einem hohen Fettkonsum einhergeht. Da $\ln\text{FAT}$ zudem mit einer Reihe von weiteren Variablen, insbesondere den unterschiedlichen Ausgabenkategorien, sehr eng korreliert ist, wird für die nachfolgenden Schätzungen jeweils nur die Kalorienzufuhr $\ln\text{CAL}$ verwendet. Weiterhin besteht ein vergleichsweise enger Zusammenhang zwischen den Ausbildungsvariablen und dem Entwicklungsstand eines Landes, wie er z. B. durch das BIP abgebildet wird, was in Schätzungen berücksichtigt werden sollte, indem z. B. Schätzungen auch ohne diese Variable durchgeführt werden. Der Zusammenhang zwischen dem BIP und der Höhe der Gesundheitsausgaben ist ebenso vergleichsweise eng. Auch dies ist nicht verwunderlich, schließlich widmen sich die empirischen Schätzungen des zweiten Kapitels genau diesem Zusammenhang. Als Reaktion darauf wird deshalb später eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, mit deren Hilfe untersucht wird, welche Konsequenzen sich ergeben, wenn Schätzungen nur mit einer der beiden Variablen durchgeführt werden. Zuletzt fällt auf, dass die Variable $\ln\text{PUBTOTAL}$, die den Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben abbildet, in engem Zusammenhang mit der Höhe der privaten Gesundheitsausgaben steht, so dass auch dies in den entsprechenden Schätzungen berücksichtigt werden sollte.

Tabelle 31: Determinanten der Gesundheit: Korrelationsmatrix aller in die Schätzungen einbezogenen Variablen⁴¹³

	lnHCEDEF	lnHCEDEF-b	lnHCEDEF-w	lnDRUG-F	lnBED	lnPUBT-L	Year	lnGDPDEF	lnSECO-Y	lnUNIV-Y	lnYEAR-G	lnALC	lnTOBAC	lnFAT	lnCAL
lnHCEDEF	1.0000														
lnHCEDEF_pub	0.9267	1.0000													
lnHCEDEF_p-w	0.8054	0.5383	1.0000												
lnDRUGDEF	0.7906	0.7171	0.6387	1.0000											
lnBED	-0.2251	-0.0212	-0.4846	0.0629	1.0000										
lnPUBTOTAL	-0.1749	0.2080	-0.6859	-0.1794	0.5300	1.0000									
Year	0.1944	0.2495	0.0476	0.3523	0.0009	0.1479	1.0000								
lnGDPDEF	0.9384	0.8994	0.7238	0.6632	-0.1632	-0.0864	0.1375	1.0000							
lnSECONARY	0.3142	0.4046	-0.0456	0.3527	0.4078	0.2417	0.1881	0.3141	1.0000						
lnUNIVERSITY	0.5487	0.3858	0.6118	0.4665	-0.4093	-0.4175	0.0493	0.5569	0.1332	1.0000					
lnYEARSSCH-G	0.5841	0.6429	0.3482	0.4568	0.1222	0.1630	0.1842	0.7388	0.2668	0.3954	1.0000				
lnALC	0.2957	0.3666	0.0740	0.3716	0.5887	0.1899	0.0361	0.3854	0.5406	-0.1101	0.5472	1.0000			
lnTOBAC	-0.2091	-0.2682	-0.0888	-0.1922	0.0882	-0.1579	-0.1798	-0.3455	0.0949	-0.2969	-0.5635	0.0522	1.0000		
lnFAT	0.7829	0.7959	0.5670	0.6956	0.0428	0.0479	0.1934	0.6857	0.2035	0.2045	0.3958	0.4349	0.0043	1.0000	
lnCAL	0.4538	0.3582	0.4473	0.4249	-0.1406	-0.2415	0.1393	0.2866	0.0280	0.0951	-0.2132	0.0466	0.2133	0.6398	1.0000
lnNEVTRON	-0.2120	-0.2925	-0.0293	0.0321	-0.1614	-0.2146	-0.1558	-0.2324	-0.4286	0.1483	0.0422	-0.1293	-0.2736	-0.1732	-0.0512

3.2.2.2 Nichtstationarität

Analog zum zweiten Kapitel sind auch die hier verwendenden Daten daraufhin zu untersuchen, ob es sich bei dem den Daten zugrunde liegenden stochastischen Prozess um einen stationären Prozess handelt. Als Testverfahren werden erneut die Verfahren nach Dickey und Fuller sowie Phillips und Perron verwendet.⁴¹⁴ Die Ergebnisse der genannten Testverfahren finden sich im Anhang.

Ähnlich wie schon im zweiten Kapitel dargestellt, zeigt sich auch für die hier untersuchten Datenreihen, dass sich der Integrationsgrad von Land zu Land und Variable zu Variable unterscheidet. Eindeutige Schlussfolgerungen lassen sich hieraus nicht ziehen. Allerdings wird die Bestimmung der Determinanten der Gesundheit der Bevölkerung erneut mit Panel-Daten erfolgen, so dass wiederum ein Panel-Stationaritätstest durchgeführt wird.⁴¹⁵ Die entsprechenden Ergebnisse lassen sich der nachfolgenden Tabelle entnehmen. Zur besseren Übersicht und direkten Ableitung von Schlussfolgerungen sind auch die entsprechenden Ergebnisse aus dem zweiten Kapitel hier wiedergegeben, insofern die jeweiligen Datenreihen in der Schätzung der Determinanten der Lebenserwartung Anwendung finden:

413 Quelle: Eigene Darstellung

414 Die Details der genannten Testverfahren wurden ebenfalls bereits im zweiten Kapitel erläutert.

415 Auch die Details des verwendeten Testverfahrens lassen sich dort nachlesen.

Tabelle 32: Determinanten der Gesundheit: Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests⁴¹⁶

Variablenname	Fisher-Test ADF (p für H0=unit root)
lnLE	0,0221*
lnHCEDEF	0,0021*
lnGDPDEF	0,0716*
lnHCEDEF_pub	0,0001*
lnHCEDEF_priv	0,0000*
lnDRUGDEF	0,3092*
lnSECONDARY	0,4538*
lnUNIVERSITY	0,1635*
lnYEARSOFSCCHOOLING	0,0841*
lnALC	0,0029
lnBED	0,0358*
lnTOBAC	1,0000
lnPUBTOTAL	0,0001
lnFAT	0,0000
lnCAL	0,0069*
lnENVIRON	0,0018*

* Testergebnisse basieren auf Einschluss eines linearen Trends

Ähnlich wie bereits im zweiten Kapitel zeigt sich, dass die Nullhypothese einer Einheitswurzel nur für wenige Variablen nicht abgelehnt werden kann. Wird ein Signifikanzniveau von 10% gewählt, so trifft dies auf die Variablen lnDRUGDEF, lnSECONDARY, lnUNIVERSITY und lnTOBAC zu. Entsprechend finden diese Variablen dann nicht in die durchzuführenden Schätzungen Eingang. Für alle anderen Variablen sind damit die Voraussetzungen zur Verwendung der üblichen Regressionsverfahren gegeben, zumal erneut ein Jahres-Dummy in Form des technischen Fortschritts verwendet wird, wodurch ein linearer Zeittrend abgebildet wird. Da sich im Rahmen des Testverfahrens hinsichtlich der Lebenserwartung kein Hinweis auf eine mögliche Nicht-Stationarität ergeben hat, wird weiterhin an der Lebenserwartung zur Messung der Gesund-

416 Quelle: Eigene Berechnungen.

heit festgehalten. Aus den nachfolgenden Übersichten lassen sich schließlich die verwendeten unabhängigen Variablen ablesen:⁴¹⁷

Tabelle 33: *Determinanten der Gesundheit: Abhängige Variable auf Basis der Ergebnisse des Panel-Stationaritätstests*⁴¹⁸

Determinantenebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
Gesundheitssystem	monetäre Ressourcen	HCEDEF	Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		HCEDEF_pub	öffentliche Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
		HCEDEF_priv	private Gesundheitsausgaben pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
	Ausgestaltung des Gesundheitssystems	PUBTOTAL	prozentualer Anteil an den Gesundheitsausgaben, der öffentlich finanziert wird

417 Die mögliche Existenz struktureller Brüche wird im Rahmen des vorliegenden Datensatzes nicht analysiert, da bereits die Analyse im zweiten Kapitel gezeigt hat, dass sich hier keine eindeutigen Ergebnisse ergeben, zumal einige der Datenreihen in beide Schätzungen Eingang finden.

418 Quelle: Eigene Darstellung.

Determinanten-ebene	Teilbereich	Variable	Beschreibung
Gesundheitssystem	technischer Fortschritt	YEAR	Dummy-Variable, die für das jeweilige Jahr steht und dadurch in der Lage ist, einen Zeittrend abzubilden
Charakteristika der Bevölkerung	Einkommen	GDPDEF	Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf, umgerechnet in Kaufkraftparitäten auf Basis des US-Dollars, deflationiert mit dem US-BIP-Deflator (Basisjahr 2000)
	Bildung	YEARSSCHOOLING	durchschnittliche Schulbesuchszeit in Jahren
	Ernährung	ALC	Alkoholkonsum in Liter pro Kopf (Bevölkerung ab 15 Jahren)
		CAL	Kalorienzufuhr pro Tag und Kopf
Rahmenbedingungen	Umwelt	ENVIRON	SO-Emissionen in Kilogramm pro Kopf

Die Hypothesen die sich hinsichtlich der Koeffizienten ergeben, lassen sich direkt aus Kapitel 3.1 ableiten. Den Kern bilden in diesem Zusammenhang die Ressourcen, die in das Gesundheitssystem fließen. Diese Ausgaben können nur dann als gerechtfertigt angesehen werden, wenn sich auch ein positiver Zusammenhang zur Gesundheit der Bevölkerung ergibt. Entsprechend wird ein positiver und signifikanter Koeffizient der Gesundheitsausgaben erwartet. Weiterhin ist eine Analyse der Teilkategorien der Gesundheitsausgaben – öffentliche und private Gesundheitsausgaben – von Interesse, um zu zeigen, welche Art von Investitionen in Gesundheit und welche Form des Gesundheitssystems zu bevorzugen sind. Hinsichtlich des relativen Verhältnisses zwischen dem Koeffizient für private und öffentliche Gesundheitsausgaben lässt sich a priori wenig sagen. So gibt es Argumente dafür, dass staatliche Gesundheitsausgaben mehr zur Ge-

sundheit der Bevölkerung beitragen, da diese primär auf Basisleistungen des Systems mit erwiesenem Kosten-Nutzen-Verhältnis abzielen. Andererseits lässt sich auch argumentieren, dass die Individuen selbst am besten darüber Bescheid wissen, wo Investitionen in die eigene Gesundheit den höchsten Ertrag bringen, so dass auch für ein relativ gesehen höheren Koeffizienten gute Argumente existieren. Ähnlich lässt sich für den Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben argumentieren. So mag ein hoher Anteil gut für die Gesundheit der Bevölkerung sein, da nur vermeintlich nutzbringende medizinische Maßnahmen finanziert werden, andererseits könnte ein hoher staatlicher Anteil z. B. aufgrund von Ineffizienzen auch schlecht für die Gesundheit sein. Deutlich klarer ist die erwartete Wirkung für den technischen Fortschritt, durch den eine Verbesserung der Gesundheit im Zeitverlauf erwartet wird. Auch über den Zusammenhang zwischen Bildung und Gesundheit wurde bereits viel geschrieben, im vorliegenden Kontext interessiert der Zusammenhang auf der Makro-Ebene. Ähnlich wie auf der Mikro-Ebene ist von einem positiven Zusammenhang auszugehen, wenngleich nur sehr hoch aggregierte Daten vorliegen, die die konkreten Bildungsentscheidungen des einzelnen Individuums nur unzureichend abbilden können. Für die Koeffizienten der Ernährungs- und Umweltvariablen werden jeweils negative Koeffizienten erwartet. Ein hoher Konsum von Alkohol oder aber eine kalorienreiche Ernährung trägt ebenso wenig zur Gesundheit bei wie ein Umfeld, das durch ein hohes Maß an Schadstoffen geprägt ist.

Wie bereits im zweiten Kapitel werden nachfolgend im Rahmen der unterschiedlichen Schätzungen jeweils ein Fixed-Effects- und ein Random-Effects-Modell geschätzt und die beiden dann mit Hilfe des Hausman-Tests verglichen.

3.2.2.3 Empirische Schätzergebnisse im Detail

Die erste Schätzung widmet sich der Bestimmung der Determinanten der Lebenserwartung auf Basis der gesamten Gesundheitsausgaben, entsprechend kommt im Bereich der monetären Ressourcen als Variable die Höhe der gesamten Gesundheitsausgaben zum Einsatz. Die Schätzergebnisse lassen sich der nachfolgenden Tabelle entnehmen:

Tabelle 34: Determinanten der Gesundheit: Gesamte Gesundheitsausgaben⁴¹⁹

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF	0.0146** (0.00667)	0.0126 (0.00773)
lnPUBTOTAL	0.0105 (0.0100)	0.0104 (0.0125)
Year	0.00154*** (0.000348)	0.00207*** (0.000511)
lnGDPDEF	0.0424*** (0.0105)	0.0309** (0.0124)
lnYEARSSCHOOLING	0.0143 (0.0123)	0.00959 (0.0130)
lnALC	-0.00814 (0.00669)	-0.0167* (0.00922)
lnCAL	-0.0194 (0.0208)	-0.0174 (0.0226)
lnENVIRON	0.000576 (0.00195)	0.000770 (0.00222)
Constant	0.815 (0.616)	-0.0905 (0.874)
Observations	126	126
Number of countries	28	28
r2_o	0.721	0.656

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Bei der Betrachtung des Random-Effects-Modells fällt zunächst auf, dass nur ganz wenige Koeffizienten auf dem 5%-Niveau signifikant sind. Konkret trifft dies auf die Gesundheitsausgaben, den technischen Fortschritt und das BIP zu. Alle anderen Koeffizienten weisen zumindest das erwartete Vorzeichen auf, wobei ein hoher Anteil öffentlicher Finanzierung nach dieser Schätzung einen positiven Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leistet. Einzige Abweichung

419 Quelle: Eigene Berechnungen.

von den Erwartungen hinsichtlich der Wirkungsrichtung stellt die Umweltvariable dar. Eine nähere Betrachtung der signifikanten Variablen zeigt, dass das Einkommen einen deutlich höheren Einfluss als die Gesundheitsausgaben besitzt. Der entsprechende Koeffizient ist mit 0,0424 fast dreimal so groß wie der Koeffizient der Gesundheitsausgaben (0,0146). Damit wäre eine Politik, die allgemein den Wohlstand der Bevölkerung fördert, deutlich besser hinsichtlich der Verbesserung der Gesundheit geeignet, als eine alleinige Erhöhung der Gesundheitsausgaben. Auffällig ist zudem, dass zwar insgesamt 28 Länder in die Schätzung Eingang gefunden haben, die jedoch nur auf 126 Beobachtungen basiert, da insbesondere die Ausbildungsvariable ($\ln\text{YEARSSCHOOLING}$) nur für wenige Jahre, dafür jedoch in den meisten Ländern verfügbar war.

Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung des Fixed-Effects-Modells. In diesem Fall sind nur das BIP und der technische Fortschritt auf dem 5%-Niveau signifikant, der Konsum von Alkohol ist zumindest auf dem 10%-Niveau signifikant. Alle anderen Koeffizienten weisen zumeist das zu erwartende Vorzeichen auf, allein der Koeffizient der Umweltvariable besitzt ein positives Vorzeichen, was nicht in Einklang mit den theoretischen Überlegungen steht. Insgesamt bestätigt das Modell die Aussagen des RE-Modells, das darauf hindeutet, dass dem BIP eine wichtigere Bedeutung als den Gesundheitsausgaben zukommt. Numerisch liegt der Koeffizient mit 0,0309 leicht unterhalb des Koeffizienten im RE-Modell (0,0424). Wie schon im zweiten Kapitel werden die beiden Modelle schließlich mit Hilfe eines Hausman-Test verglichen, der in diesem Fall das RE-Modell bevorzugt.⁴²⁰

Insgesamt gesehen wird aus der ersten Schätzung deutlich, dass nur sehr wenige Variablen zur Erklärung der Unterschiede in der Lebenserwartung beizutragen scheinen. Viele andere Variablen, denen auf der theoretischen Ebene eine wichtige Bedeutung zugemessen wird, weisen keinerlei statistische Signifikanz auf. Auf der Suche nach möglichen Gründen sei zunächst an die Korrelationsmatrix erinnert, wo ein deutlicher Zusammenhang zwischen der Variablen $\ln\text{PUBTOTAL}$ und anderen in der Schätzung verwendeten Variablen deutlich wurde. Da diese Variable in den vorliegenden beiden Schätzungen in keinem Fall signifikant von Null verschieden war, werden die nun folgenden Schätzungen ohne diese Variable durchgeführt. Für die entsprechende Schätzung der gesamten Gesundheitsausgaben ergeben sich deshalb die folgenden Ergebnisse, die analogen Schätzungen unter Einschluss von $\ln\text{PUBTOTAL}$ sind für eine bessere Vergleichbarkeit ebenfalls angeben:

420 Erläuterungen zu den Details des Tests finden sich im zweiten Kapitel.

Tabelle 35: Determinanten der Gesundheit: Vergleich der Schätzergebnisse – gesamte Gesundheitsausgaben unter Ausschluss von $\ln\text{PUBTOTAL}$ ⁴²¹

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnLE	lnLE	lnLE	lnLE
	RE	RE	FE	FE
lnHCEDEF	0.0146** (0.00667)	0.0121* (0.00625)	0.0126 (0.00773)	0.00956 (0.00682)
lnPUBTOTAL	0.0105 (0.0100)		0.0104 (0.0125)	
Year	0.00154*** (0.000348)	0.00158*** (0.000344)	0.00207*** (0.000511)	0.00220*** (0.000487)
lnGDPDEF	0.0424*** (0.0105)	0.0457*** (0.0101)	0.0309** (0.0124)	0.0326*** (0.0122)
lnYEARSSCHOOLING	0.0143 (0.0123)	0.0141 (0.0123)	0.00959 (0.0130)	0.00817 (0.0129)
lnALC	-0.00814 (0.00669)	-0.00771 (0.00665)	-0.0167* (0.00922)	-0.0168* (0.00921)
lnCAL	-0.0194 (0.0208)	-0.0199 (0.0208)	-0.0174 (0.0226)	-0.0177 (0.0225)
lnENVIRON	0.000576 (0.00195)	0.000479 (0.00195)	0.000770 (0.00222)	0.000726 (0.00222)
Constant	0.815 (0.616)	0.777 (0.613)	-0.0905 (0.874)	-0.284 (0.841)
Observations	126	126	126	126
Number of countries	28	28	28	28
r2_o	0.721	0.722	0.656	0.643

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Der Vergleich zeigt weder hinsichtlich der Signifikanz, noch hinsichtlich der Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten Unterschiede. Auch der Wert der einzelnen Koeffizienten ist in den meisten Fällen nahezu identisch bzw. unterscheidet sich nur minimal, so dass alle weiteren Schätzungen – sowohl für die Ge-

421 Quelle: Eigene Berechnungen.

samtausgaben, als auch für die einzelnen Ausgabenkategorien nunmehr ohne die Variable `lnPUBTOTAL` erfolgen werden.

Neben der Frage, inwieweit Gesundheitsausgaben ganz allgemein dazu beitragen, die Lebenserwartung der Bevölkerung zu erhöhen, gilt es ebenso zu untersuchen, ob sich hinsichtlich der einzelnen Unterkategorien der Gesundheitsausgaben – private und öffentliche Gesundheitsausgaben – Unterschiede hinsichtlich des Einflusses auf die Lebenserwartung ergeben. Hinsichtlich der öffentlichen Gesundheitsausgaben zeigen sich die folgenden Ergebnisse, erneut getrennt nach Random-Effects- und Fixed-Effects-Modell:

Tabelle 36: Determinanten der Gesundheit: Öffentliche Gesundheitsausgaben⁴²²

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF_pub	0.0137** (0.00631)	0.0124 (0.00758)
Year	0.00155*** (0.000344)	0.00207*** (0.000508)
lnGDPDEF	0.0435*** (0.0103)	0.0311** (0.0123)
lnYEARSSCHOOLING	0.0149 (0.0122)	0.00998 (0.0128)
lnALC	-0.00812 (0.00662)	-0.0167* (0.00917)
lnCAL	-0.0190 (0.0207)	-0.0173 (0.0224)
lnENVIRON	0.000631 (0.00194)	0.000799 (0.00221)
Constant	0.843 (0.614)	-0.0439 (0.886)
Observations	126	126
Number of countries	28	28
r2_o	0.721	0.656

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Im RE-Modell zeigt sich ein ähnliches Bild wie zuvor. Nur die Ausgabenvariable, das BIP und der Jahres-Dummy, der den technischen Fortschritt abbilden soll, sind auf dem 5%-Niveau signifikant, alle anderen Variablen, mit Ausnahme der Umweltvariable weisen immerhin das erwartete Vorzeichen auf. Den stärksten Einfluss hat mit einem Koeffizienten von 0,0435 auch in dieser Schätzung das BIP, gefolgt von den öffentlichen Gesundheitsausgaben (0,0137) und dem Jahres-Dummy (0,00155), so dass der Einfluss des Einkommens etwa dreimal so stark wie der Einfluss der Gesundheitsausgaben ist. Hinsichtlich der eigentlichen

422 Quelle: Eigene Berechnungen.

Fragestellung, des Vergleichs der verschiedenen Ausgabenkategorien, zeigt sich, dass der Einfluss der öffentlichen Gesundheitsausgaben (0,0137) geringfügig kleiner als der Einfluss der Gesamtausgaben (0,0121) ist, wenn ansonsten identische Variablen in die Schätzung einbezogen werden. Dies weist tendenziell darauf hin, dass öffentliche Gesundheitsausgaben z. B. wegen Ineffizienzen bei der Verwendung, einen geringeren Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leisten als die gesamten Gesundheitsausgaben. Aufgrund des geringen Unterschieds ist das Ergebnis jedoch mit Vorsicht zu betrachten. Wie auch schon zuvor werden zwar 28 Länder in die Schätzung einbezogen, insgesamt ergeben sich aber nur 126 Beobachtungen, was auf die Verfügbarkeit der Ausbildungsvariable (lnYEARSSCHOOLING) zurückzuführen ist.

Das analoge FE-Modell zeigt ein ähnliches Bild, wenngleich nunmehr nur noch die Koeffizienten des BIP und des Jahres-Dummies auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant von Null verschieden sind. Hinsichtlich der Größenordnungen ergeben sich bei den Koeffizienten der Variablen lnGDP (0,0331 vs. 0,0435) und YEAR (0,00207 vs. 0,00155) nur geringfügige Unterschiede. Mit Ausnahme der Umweltvariablen besitzen alle anderen Koeffizienten das erwartete Vorzeichen, im Gegensatz zum RE-Modell ist die Variable, die den Alkoholkonsum abbildet, nun zumindest auf dem 10%-Niveau signifikant. Ein Vergleich mit dem FE-Modell der gesamten Gesundheitsausgaben zeigt – entgegen der Ergebnisse aus dem RE-Modell – dass der Koeffizient der öffentlichen Gesundheitsausgaben (0,0124) größer ist als derjenige der gesamten Gesundheitsausgaben (0,00956), wobei beide jeweils nicht signifikant von Null verschieden sind. Wie auch schon im vorherigen Modell wird aufgrund des durchgeführten Hausman-Tests das RE-Modell bevorzugt.

Analog zu den Berechnungen des Einflusses der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die Lebenserwartung ist auch umgekehrt der Einfluss der privaten Gesundheitsausgaben zu untersuchen. Die entsprechenden Schätzergebnisse lassen sich der nachfolgenden Tabelle entnehmen:

Tabelle 37: Determinanten der Gesundheit: Private Gesundheitsausgaben⁴²³

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF_priv	0.00498 (0.00339)	0.00508 (0.00387)
Year	0.00170*** (0.000336)	0.00235*** (0.000453)
lnGDPDEF	0.0540*** (0.00817)	0.0358*** (0.0115)
lnYEARSSCHOOLING	0.0153 (0.0123)	0.00756 (0.0129)
lnALC	-0.00781 (0.00670)	-0.0174* (0.00922)
lnCAL	-0.0197 (0.0210)	-0.0181 (0.0225)
lnENVIRON	0.000472 (0.00197)	0.000711 (0.00222)
Constant	0.504 (0.585)	-0.589 (0.765)
Observations	126	126
Number of countries	28	28
r2_o	0.720	0.615

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ähnlich wie in den vorherigen RE-Schätzungen sind auch in diesem Fall die Ergebnisse eher ernüchternd. So erweisen sich nunmehr nur noch zwei Koeffizienten als signifikant, dafür jeweils auf dem 1%-Niveau. Der größte Einfluss kommt wiederum dem Einkommen (0,0540) zu, gefolgt vom technischen Fortschritt (0,00170), der durch den Jahres-Trend abgebildet wird. Die Gesundheitsausgaben haben nach dieser Schätzung nun keinen signifikanten Einfluss mehr, die Tatsache, dass der entsprechende Koeffizient (0,00498) niedriger ist als der korrespondierende Koeffizient der Schätzung auf Basis der Gesamtausgaben

423 Quelle: Eigene Berechnungen.

(0,0121) hat vor dem Hintergrund der fehlenden Signifikanz eher untergeordnete Bedeutung. Alle anderen Koeffizienten haben das zu erwartende Vorzeichen, nur die Umweltbedingungen, dargestellt durch Stickoxid-Emissionen, scheinen einen positiven, wenngleich auch nicht signifikanten Einfluss auf die Höhe der Lebenserwartung zu haben.

Ein analoges Bild zeigt sich bei der Betrachtung des FE-Modells, neben den Variablen $\ln\text{GDPDEF}$ und YEAR ist nunmehr auch der Alkoholkonsum auf dem 10%-Niveau signifikant. Den stärksten Einfluss hat wiederum das BIP (0,0358), der leicht geringer als im RE-Modell ist (0,0540). Dafür kommt dem Jahres-Dummy und damit dem technischen Fortschritt im FE-Modell ein höherer Einfluss (0,00235) als im RE-Modell (0,00170) zu. Ein Vergleich der Koeffizienten der privaten Ausgaben und der gesamten Gesundheitsausgaben ergibt erneut, dass der Koeffizient der privaten Ausgaben deutlich niedriger (0,00508 vs. 0,00956) ist, was aufgrund der fehlenden Signifikanz allerdings nur schwerlich dahingehend interpretiert werden kann, dass die privaten Gesundheitsausgaben einen niedrigeren Einfluss auf die Lebenserwartung ausüben als die gesamten Gesundheitsausgaben. Alle weiteren Koeffizienten besitzen fast durchgängig das erwartete Vorzeichen, erneut fallen die Stickoxid-Emissionen auf, die nach obiger Schätzung einen positiven, wenngleich nicht signifikanten – Einfluss auf die Lebenserwartung ausüben. Wie zuvor wurden auch in diesem Fall die beiden Modelle mit Hilfe des Hausman-Tests verglichen, das RE-Modell wurde bevorzugt.

Insgesamt zeigt sich auf Basis der vorliegenden Schätzungen, dass vor allen das BIP, aber auch der technische Fortschritt und die Gesundheitsausgaben Auswirkungen auf die Lebenserwartung der Bevölkerung besitzen. Aufgrund der im Kapitel 3.2.1 vorgestellten uneinheitlichen Schätzergebnisse anderer Autoren ist es weniger überraschend, dass der Einfluss der Gesundheitsausgaben in einigen Schätzungen nicht signifikant bzw. deutlich geringer als der entsprechende Einfluss des BIP ausgeprägt ist. Alle anderen einbezogenen Variablen, wie Ernährungs- und Umweltvariablen, konnten in den bisherigen Schätzungen keinen Zusammenhang zur Lebenserwartung der Bevölkerung aufzeigen. Möglicherweise ist dies jedoch auch auf die vergleichsweise geringe Zahl der Beobachtungen zurückzuführen. Obwohl ein Panel von 30 OECD-Staaten seit dem Jahr 1960 betrachtet wird, sind jeweils nur 126 Beobachtungen in die durchgeführten Schätzungen einbezogen worden. Zurückzuführen ist dies auf die Ausbildungsvariable $\ln\text{YEARSSCHOOLING}$, die zwar für sehr viele Länder, aber nur für sehr wenige Jahre zur Verfügung steht und damit die insgesamt zur Verfügung stehenden Daten deutlich einschränkt. Gleichzeitig hat sich hinsichtlich des dazugehörigen Koeffizienten auch bislang kein signifikanter Einfluss ge-

zeigt, wobei unklar ist, ob dies aufgrund der mangelnden Anzahl an Beobachtungen oder aufgrund eines fehlenden Effekts auf Makro-Ebene der Fall ist.

Aus diesem Grund werden die zuvor durchgeführten Schätzungen im Folgenden jeweils ohne die genannte Ausbildungsvariable durchgeführt, um die Zahl der einzuschließenden Beobachtungen zu erhöhen. Erneut erfolgt eine Unterteilung in die verschiedenen Ausgabenkategorien der Gesundheitsausgaben, wobei analog zur obigen Vorgehensweise zunächst die Auswirkungen auf Basis der gesamten Gesundheitsausgaben geschätzt werden:

*Tabelle 38: Determinanten der Gesundheit:
Gesamte Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)⁴²⁴*

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF	0.0145*** (0.00346)	0.00700** (0.00347)
Year	0.00197*** (0.000165)	0.00247*** (0.000180)
lnGDPDEF	0.0168*** (0.00523)	0.00972* (0.00520)
lnALC	-0.0107** (0.00429)	-0.0133*** (0.00458)
lnCAL	-0.0381*** (0.0109)	-0.0322*** (0.0105)
lnENVIRON	-0.00336*** (0.00103)	-0.00210** (0.00101)
Constant	0.472 (0.303)	-0.442 (0.329)
Observations	345	345
Number of countries	29	29
r2_o	0.634	0.395

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

424 Quelle: Eigene Berechnungen.

Wie erwartet zeigt sich eine deutliche Zunahme der Beobachtungen. Nunmehr stehen 345 Beobachtungen aus 29 Ländern für die Schätzungen zur Verfügung. Bei der Betrachtung des RE-Modells fällt zudem auf, dass alle eingeschlossenen Variablen auf dem 5%-Niveau signifikant sind und jeweils das erwartete Vorzeichen aufweisen. So hat das BIP mit einem Koeffizienten von 0,0168 weiterhin einen wichtigen Einfluss, ebenso wie der technische Fortschritt (0,00197) und die Gesundheitsausgaben, diesmal am Beispiel der gesamten Gesundheitsausgaben. Im Unterschied zu bisherigen Schätzungen ist der Einfluss der Gesundheitsausgaben nun mit einem Koeffizienten von 0,0145 vergleichbar zum Einfluss des BIP, so dass eine Erhöhung der Ausgaben für Gesundheit um 1% einen Anstieg der Lebenserwartung um 0,0145% zur Folge hätte, während ein entsprechender Anstieg des BIP zu einem Anstieg der Lebenserwartung von 0,0168% führen würde. Im Gegensatz zu vorangegangenen Schätzungen sind auch die Verhaltens- und Umweltvariablen signifikant. So führt ein erhöhter Alkoholkonsum ebenso zu einer Reduzierung der Lebenserwartung wie eine zu hohe Kalorienzufuhr. Die Koeffizienten liegen bei -0,0107 und -0,0381, so dass z. B. ein dauerhafter Anstieg der Kalorienzufuhr um 1% einen Rückgang der Lebenserwartung von -0,0381% zur Folge hätte. Auch der Koeffizient der Umweltvariable (-0,00336) in Form der Höhe der Stickoxid-Emissionen weist nun in die erwartete Richtung und ist sogar auf dem 1%-Niveau signifikant.

Im Vergleich des FE-Modells mit dem RE-Modell ergeben sich sowohl Unterschiede als auch Gemeinsamkeiten. Überraschenderweise ist in der obigen Schätzung das BIP nur noch auf dem 10%-Niveau signifikant, während alle anderen Variablen zumindest auf dem 5%-Niveau signifikant von Null verschieden sind und jeweils die erwarteten Vorzeichen aufweisen. Hinsichtlich der Verhaltensvariablen $\ln\text{ALC}$ (-0,0133 im FE-Modell vs. -0,0107 im RE-Modell) und $\ln\text{CAL}$ (-0,0322 vs. -0,0381) ergeben sich nur geringfügige Unterschiede. Bei der Betrachtung des Jahres-Dummies zur Abbildung des technischen Fortschritts (0,00247 vs. 0,00197) und der Umweltvariable $\ln\text{ENVIRON}$ (-0,00210 vs. -0,00336) sind diese ausgeprägter. Besonders stechen neben dem BIP (0,00972 vs. 0,0168) die Gesundheitsausgaben hervor, deren Einfluss im FE-Modell quasi halb so groß wie im RE-Modell ist (0,00700 vs. 0,0145). Die könnte darauf hindeuten, dass die landesspezifischen Fixeffekte eine so große Rolle spielen, dass sowohl die Gesundheitsausgaben, als auch das BIP an Einfluss verlieren. Dies würde stark auf den Einfluss des jeweiligen Gesundheitssystems hindeuten, welches im Rahmen eines internationalen Ländervergleichs auf der Makro-Ebene stets nur unzureichend abgebildet werden kann. Im Gegensatz zu den Schätzungen unter Einschluss der Ausbildungsvariable $\ln\text{YEARSSCHOOLING}$ zeigt der durchgeführte Hausman-Test jetzt eine klare Tendenz in Richtung des FE-Modells. Diese würde nicht nur die Bedeutung lan-

desspezifischer Fixeffekte hervorheben, sondern auch darauf hindeuten, dass das Einkommen innerhalb der OECD-Länder keinen Einfluss auf die Lebenserwartung hat, die Gesundheitsausgaben hingegen schon, wenngleich der Einfluss anderer Variablen sicherlich noch größer ist.

Wiederum ist es von Interesse, neben den gesamten Gesundheitsausgaben auch die jeweiligen Teil-Kategorien der öffentlichen und privaten Gesundheitsausgaben und deren Einfluss auf die Lebenserwartung der Bevölkerung zu untersuchen. Die Ergebnisse unter Einschluss der öffentlichen Gesundheitsausgaben lassen sich aus der folgenden Tabelle entnehmen:

Tabelle 39: Determinanten der Gesundheit: Öffentliche Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)⁴²⁵

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF_pub	0.0133*** (0.00274)	0.00856*** (0.00274)
Year	0.00207*** (0.000157)	0.00249*** (0.000168)
lnGDPDEF	0.0165*** (0.00494)	0.00802 (0.00500)
lnALC	-0.0111*** (0.00427)	-0.0137*** (0.00455)
lnCAL	-0.0406*** (0.0109)	-0.0351*** (0.0104)
lnENVIRON	-0.00346*** (0.00101)	-0.00240** (0.000991)
Constant	0.312 (0.286)	-0.447 (0.305)
Observations	340	340
Number of countries	29	29
r _{2_o}	0.611	0.404

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

425 Quelle: Eigene Berechnungen.

Im RE-Modell erweisen sich sämtliche Variablen als signifikant, in diesem Fall jeweils sogar auf dem 1%-Signifikanzniveau, und besitzen das zu erwartende Vorzeichen. Das BIP weist auch in dieser Schätzung mit einem Koeffizienten von 0,0165 einen ähnlichen Einfluss wie die öffentlichen Gesundheitsausgaben (0,0133) auf. Ein Vergleich mit der vorangegangenen Schätzung der Lebenserwartung unter Einschluss des gesamten Gesundheitsausgaben, zeigt für die öffentlichen Ausgaben einen geringfügig kleineren Wert (0,0133 vs. 0,0145). Alle anderen Koeffizienten sind weitgehend vergleichbar zu den vorhergehenden Schätzungen. So wirkt sich der technische Fortschritt (0,00207) positiv auf die Lebenserwartung aus, während die Verhaltensvariablen $\ln\text{ALC}$ (-0,0111) und $\ln\text{CAL}$ (-0,0406) ebenso wie die Umweltvariable $\ln\text{ENVIRON}$ (-0,00346) einen negativen Einfluss auf die Höhe der Lebenserwartung besitzen. Insgesamt gesehen ist die Anzahl von 340 Beobachtungen aus 29 Ländern vergleichbar zur vorangegangenen Schätzung auf Basis der gesamten Gesundheitsausgaben.

Im FE-Modell zeigen sich nur geringfügige Unterschiede hinsichtlich der Verhaltensvariablen $\ln\text{CAL}$ (-0,0351 im FE-Modell vs. -0,0406 im RE-Modell) und $\ln\text{ALC}$ (-0,0137 vs. -0,0111). Im Hinblick auf den technischen Fortschritt (0,00249 vs. 0,00207) und die Umweltvariable $\ln\text{ENVIRON}$ (-0,00240 vs. -0,00346) sind diese schon ausgeprägter. Besonders deutlich treten die Unterschiede hingegen bei den Gesundheitsausgaben und dem BIP zu Tage. So ist der Einfluss des BIP in der vorliegenden Schätzung mit einem Koeffizienten von 0,00802 nicht nur deutlich geringer als im RE-Modell (0,0165), vielmehr fehlt in diesem Fall selbst auf dem 10%-Niveau die statistische Signifikanz. Für die öffentlichen Gesundheitsausgaben ist diese zwar klar gegeben, doch fällt auch diesmal der Koeffizient deutlich niedriger aus (0,00856 vs. 0,0133) als im RE-Modell, was erneut – wie bereits im Rahmen der Betrachtung der gesamten Gesundheitsausgaben erläutert – auf die Wirkung der jeweiligen landesspezifischen Gesundheitssysteme hindeutet. Interessanterweise ist der Koeffizient jedoch größer als derjenige im Rahmen der vorangegangenen Schätzung auf Basis der Gesamtausgaben (0,00856 vs. 0,00700), was darauf hinweisen könnte, dass öffentliche Gesundheitsausgaben im Verhältnis zu den Gesamtausgaben tatsächlich einen überproportionalen Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leisten. Dies mag darin begründet sein, dass gerade die Kernleistungen eines Gesundheitssystems häufig öffentlich finanziert werden, während Zusatzleistungen, die einen niedrigeren Grenznutzen aufweisen, oftmals über private Zusatzversicherung oder direkt aus der Tasche der Versicherten finanziert werden. Wie bereits zuvor bevorzugt der durchgeführte Hausman-Test auch in diesem Fall das FE-Modell und damit auch die bereits zuvor diskutierte These, dass den Gesundheitsausgaben ein deutlich größerer Einfluss als dem BIP zukommt.

Analog zur Betrachtung der Determinanten der Lebenserwartung unter Verwendung der öffentlichen Ausgaben erfolgt abschließend eine Schätzung unter entsprechender Berücksichtigung der privaten Gesundheitsausgaben:

Tabelle 40: Determinanten der Gesundheit: Private Gesundheitsausgaben (ohne Ausbildungsvariable)⁴²⁶

VARIABLES	(1)	(2)
	lnLE	lnLE
	RE	FE
lnHCEDEF_priv	0.00519*** (0.00182)	0.00370** (0.00177)
Year	0.00214*** (0.000162)	0.00256*** (0.000169)
lnGDPDEF	0.0235*** (0.00473)	0.0110** (0.00488)
lnALC	-0.0125*** (0.00436)	-0.0150*** (0.00458)
lnCAL	-0.0335*** (0.0111)	-0.0295*** (0.0105)
lnENVIRON	-0.00255** (0.00102)	-0.00170* (0.000972)
Constant	0.107 (0.291)	-0.617** (0.301)
Observations	340	340
Number of countries	29	29
r2_o	0.573	0.318

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Im RE-Modell zeigt sich wiederum, dass alle Variablen signifikant von Null verschieden sind, wobei dies für die Umweltvariable auf dem 5%-Niveau und für alle anderen Variablen auf dem 1%-Niveau gilt. Auch die Vorzeichen der berechneten Koeffizienten entsprechen jeweils den zuvor dargestellten Erwartungen. Im Vergleich zu vorangegangenen Schätzungen ist insbesondere interes-

426 Quelle: Eigene Berechnungen.

sant, dass in diesem Fall dem BIP eine deutlich höhere Bedeutung (0,0235) als den Gesundheitsausgaben (0,00519) zukommt. Alle anderen Koeffizienten sind vergleichbar zu den vorangegangenen Schätzungen. So zeigt sich ein starker Einfluss der Verhaltensvariablen $\ln\text{CAL}$ (-0,0335) und $\ln\text{ALC}$ (-0,0125) sowie des technischen Fortschritts, der durch den Jahres-Dummy genähert wird (0,00214). Auch der Koeffizient der Umweltvariable ist mit einem Wert von -0,00255 vergleichbar zu den vorangegangenen Schätzungen. Interessanterweise ist der Koeffizient der privaten Gesundheitsausgaben (0,00519) nicht nur kleiner als der zuvor berechnete Koeffizient der staatlichen Gesundheitsausgaben (0,0133), sondern auch als der Koeffizient der gesamten Gesundheitsausgaben (0,0145). Tendenziell bestätigt dies auch im RE-Modell die zuvor gemachte Beobachtung, dass offenbar staatliche Gesundheitsausgaben stärker zu einer Erhöhung der Lebenserwartung beitragen als private Gesundheitsausgaben, was im höheren Grenznutzen der staatlichen Gesundheitsausgaben begründet liegen mag. Wie zuvor wurden auch in diese Schätzungen insgesamt 340 Beobachtungen aus 29 Ländern einbezogen.

Im Rahmen des FE-Modells erweisen sich fast alle betrachteten Variablen zumindest auf dem 5%-Niveau als signifikant von Null verschieden. Eine Ausnahme stellt die Umweltvariable (-0,00170) dar, die zwar das erwartete Vorzeichen besitzt, allerdings nur auf dem 10%-Niveau signifikant von Null verschieden ist. Erneut sind die Verhaltensvariablen $\ln\text{ALC}$ (-0,0150 im FE-Modell vs. -0,0125 im RE-Modell) und $\ln\text{CAL}$ (-0,0295 vs. -0,0335) weitgehend vergleichbar. Auch auf den Jahres-Dummy zur Abbildung des technischen Fortschritts (0,00256 vs. 0,00214) trifft dies zu. Deutlichere Unterschiede geben sich wiederum bei den Koeffizienten der Gesundheitsausgaben, in diesem Fall der privaten Gesundheitsausgaben (0,00370 vs. 0,00519), sowie des Bruttoinlandsprodukts (0,0110 vs. 0,0235). Beide Einflussgrößen sind im FE-Modell geringer ausgeprägt als im dazugehörigen RE-Modell, was darauf hindeutet, dass insbesondere das BIP, aber auch die Höhe der Gesundheitsausgaben ein generelles Indiz für den Entwicklungsstand eines Landes sind. Gerade das FE-Modell bietet in diesem Zusammenhang die Möglichkeit, landestypische Spezifika im Fixeffekt des Landes abzubilden. Ebenso wie im RE-Modell ist der Koeffizient der privaten Gesundheitsausgaben (0,00370) kleiner als der entsprechende Koeffizient der gesamten (0,00700) bzw. der öffentlichen Gesundheitsausgaben (0,00856), was die im Rahmen des RE-Modells aufgestellte These unterstützt, dass private Gesundheitsausgaben relativ gesehen vergleichsweise wenig zur Verbesserung der Lebenserwartung der Bevölkerung beitragen. Auch in diesem Fall bevorzugt der Hausman-Test klar das Fixed-Effects-Modell.

3.2.2.4 Sensitivitätsanalyse

Sowohl die zu Beginn dargestellte Korrelationsmatrix, als auch das zweite Kapitel der vorliegenden Arbeit zeigen, dass ein Zusammenhang zwischen der Höhe des BIP und der Höhe der Gesundheitsausgaben existiert. Am Ende des zweiten Kapitels wurde eine diesbezügliche Schätzung durchgeführt, die in den allermeisten Fällen eine signifikante Beziehung aufzeigen konnte. In den bisherigen Schätzungen zu den Determinanten der Lebenserwartung im internationalen Vergleich fanden trotzdem beide Variablen gleichzeitig Eingang. Begründet liegt dies darin, dass davon ausgegangen wird, dass das Einkommen sowohl einen direkten Einfluss auf die Gesundheit ausübt, insbesondere als Ausdruck der allgemeinen Lebensumstände der Bevölkerung, als auch einen indirekten Einfluss über die Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben. Ziel der nun folgenden Sensitivitätsanalyse ist deshalb zu untersuchen, inwieweit sich Änderungen in den Schätzungen ergeben, wenn nicht mehr beide Variablen gleichzeitig in die Schätzung eingehen. Analog zum bisherigen Vorgehen erfolgt zunächst eine Schätzung unter Einschluss der Ausbildungsvariable `lnYEARS-SCHOOLING` auf Basis von Random-Effects-Modellen, da diese in den korrespondierenden Schätzungen jeweils bevorzugt wurden. Entsprechend werden drei vergleichende RE-Schätzungen durchgeführt, in die BIP und Gesundheitsausgaben zunächst zusammen eingehen, gefolgt von zwei Schätzungen, in denen nur die eine der beiden Variablen Eingang findet, um schließlich die Ergebnisse, insbesondere auch hinsichtlich der anderen Variablen zu vergleichen:

Tabelle 41: Sensitivitätsanalyse – Ausschluss von BIP bzw. Gesundheitsausgaben – RE-Modell unter Einschluss der Ausbildungsvariable⁴²⁷

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lnLE	lnLE	lnLE
	RE	RE	RE
lnHCEDEF	0.0121*	0.0319***	
	(0.00625)	(0.00482)	
Year	0.00158***	0.00170***	0.00175***
	(0.000344)	(0.000369)	(0.000335)
lnGDPDEF	0.0457***		0.0597***
	(0.0101)		(0.00731)
lnYEARSSCHOOLING	0.0141	0.0162	0.0175
	(0.0123)	(0.0133)	(0.0124)
lnALC	-0.00771	-0.00131	-0.00791
	(0.00665)	(0.00698)	(0.00668)
lnCAL	-0.0199	-0.0139	-0.0170
	(0.0208)	(0.0225)	(0.0210)
lnENVIRON	0.000479	-0.00157	0.000735
	(0.00195)	(0.00205)	(0.00197)
Constant	0.777	0.788	0.361
	(0.613)	(0.660)	(0.577)
Observations	126	126	126
Number of countries	28	28	28
r2_o	0.722	0.677	0.727

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Insgesamt gesehen sind im Vergleich nur sehr wenige Unterschiede erkennbar, insbesondere sind auch in dieser Schätzung jeweils nur die Koeffizienten des BIP, des technischen Fortschritts und der Gesundheitsausgaben signifikant von Null verschieden. Wenig überraschend ist zudem der beobachtete Anstieg der Koeffizienten der Variablen lnGDPDEF bzw. lnHCEDEF, wenn eine der beiden Variablen nicht in die Schätzung eingeht, so dass der entsprechende Effekt von der anderen Variable mit abgebildet wird. So erhöht sich der Koeffi-

427 Quelle: Eigene Berechnungen.

zient der gesamten Gesundheitsausgaben von 0,0121 auf 0,0319 und ist dann nicht mehr nur auf dem 10%-Niveau, sondern sogar auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden. Im anderen Fall erhöht sich der Koeffizient des BIP von 0,0457 auf 0,0597. Auf die Signifikanz des Koeffizienten, die in beiden Fällen auf dem 1%-Niveau gezeigt werden kann, hat die Einschränkung des Schätzmodells keinerlei Auswirkungen. Da alle anderen Variablen in keinem der durchgeführten Schätzmodelle signifikant von Null verschieden sind, wird auf einen weiteren Vergleich verzichtet.

Als problematisch an obigen Vergleich erweist sich erneut die geringe Zahl der Beobachtungen, was wie schon zuvor auf die Verfügbarkeit von Daten für die Ausbildungsvariable zurückzuführen ist. Vor diesem Hintergrund erscheint es als sinnvoll, die durchgeführte Sensitivitätsanalyse analog zum bisherigen Vorgehen auch unter Ausschluss der Variable *lnYEARSSCHOOLING* durchzuführen. Aufgrund der vorherigen Ergebnisse des Hausman-Tests, wurden diese Schätzungen nun mit Hilfe eines Fixed-Effects-Modells durchgeführt:

Tabelle 42: Sensitivitätsanalyse – Ausschluss von BIP bzw. Gesundheitsausgaben – FE-Modell unter Ausschluss der Ausbildungsvariable⁴²⁸

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lnLE	lnLE	lnLE
	FE	FE	FE
lnHCEDEF	0.00700** (0.00347)	0.00964*** (0.00318)	
Year	0.00247*** (0.000180)	0.00262*** (0.000163)	0.00279*** (0.000156)
lnGDPDEF	0.00972* (0.00520)		0.00881* (0.00466)
lnALC	-0.0133*** (0.00458)	-0.00926** (0.00405)	-0.00821* (0.00445)
lnCAL	-0.0322*** (0.0105)	-0.0324*** (0.0105)	-0.0303*** (0.0106)
lnENVIRON	-0.00210** (0.00101)	-0.00223** (0.00101)	-0.00132 (0.000982)
Constant	-0.442 (0.329)	-0.667** (0.308)	-1.040*** (0.275)
Observations	345	345	350
R-squared	0.891	0.890	0.885
Number of countries	29	29	29
r2_o	0.395	0.323	0.233

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Auch im Rahmen der Sensitivitätsanalyse wird deutlich, dass die nun verbesserte Datenverfügbarkeit mit insgesamt 345 Beobachtungen dazu führt, dass klarere Aussagen hinsichtlich des Einflusses einzelner Variablen möglich sind. So fällt auf, dass ein deutlich größerer Teil der Koeffizienten signifikant von Null verschieden ist. Hinsichtlich der genauen Unterschiede lohnt ein detaillierter Blick. Interessanterweise ist der Anstieg der Koeffizienten nur zu beobachten, wenn das BIP als unabhängige Variable weggelassen wird. In diesem Fall kommt es zu einem Anstieg des Koeffizienten der Gesundheitsausgaben von

428 Quelle: Eigene Berechnungen.

0,00700 auf 0,00964. Im umgekehrten Fall, wenn also auf die Gesundheitsausgaben als unabhängige Variable verzichtet wird, ist hingegen ein Rückgang von 0,00972 auf 0,00881 zu beobachten. In beiden Fällen ist der Koeffizient jedoch nur auf dem 10%-Niveau signifikant. Hinsichtlich der weiteren betrachteten Variablen sticht vor allem heraus, dass sich nahezu keine Änderungen in den Koeffizienten ergeben. Dies trifft auf den technischen Fortschritt (0,00247 vs. 0,00264 vs. 0,00279), als auch auf die Verhaltensvariable $\ln\text{ALC}$ (-0,0133 vs. -0,00926 vs. -0,00821) zu, wobei in der letzten Schätzung der Koeffizient nur noch auf dem 10%-Niveau signifikant von Null verschieden ist. Hinsichtlich der Variable $\ln\text{CAL}$ fallen die Unterschiede ebenfalls vergleichsweise gering aus (-0,0322 vs. -0,0324 vs. -0,0303), die Ergebnisse sind dabei in allen Fällen auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden. Auch die Koeffizienten der Umweltvariable $\ln\text{ENVIRON}$ sind in den durchgeführten Schätzungen sehr ähnlich (-0,00210 vs. -0,00223 vs. -0,00132), allerdings nur in den ersten beiden Fällen auch signifikant von Null verschieden. Insgesamt gesehen zeigt die durchgeführte Sensitivitätsanalyse somit sehr klar, dass die anderen Koeffizienten weitestgehend davon unberührt bleiben, ob nun Einkommen und Gesundheit gemeinsam, oder nur eine der beiden Variablen in die entsprechenden Schätzungen eingehen, so dass die Validität der zuvor durchgeführten Schätzungen auf diesem Weg bestätigt werden kann.

3.2.2.5 Zwischenfazit

Ziel des dritten Kapitels war es, einen möglichen Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und der Gesundheit der Bevölkerung aufzuzeigen. Nur wenn dieser Zusammenhang auch nachweisbar ist, kann die zu Beginn der Arbeit aufgestellte These unterstützt werden, dass es Sinn machen könnte, von Kostendämpfungsmaßnahmen im Gesundheitswesen Abstand zu nehmen und den Gesundheitsmarkt als Wachstumsmarkt zu begreifen, u. U. sogar als Kern eines neuen Kondratieff-Zyklus. Die durchgeführte Schätzung unterstützt bei allen dargestellten Einschränkungen die Aussage, dass Gesundheitsausgaben sehr wohl als produktive Ausgaben bezeichnet werden können, die zu einer Verbesserung der Lebenserwartung der Bevölkerung beitragen. Je nach Schätzmodell konnte sogar gezeigt werden, dass die Bedeutung der Gesundheitsausgaben größer ist als diejenige des BIP. Allerdings darf in diesem Zusammenhang auch nicht außer Acht gelassen werden, dass auch andere Variablen einen Einfluss – teilweise sogar einen deutlich größeren – auf die Gesundheit aufweisen. Eine Politik, die die Gesundheit der Bevölkerung fördern möchte, muss somit an vielen Punkten ansetzen. Dies betrifft nicht nur die Höhe der Gesundheitsausgaben, sondern auch Maßnahmen zu gesunder Ernährung und Bildung, wengleich der

Einfluss letzterer Variable in den durchgeführten Schätzungen aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit in den OECD-Datensätzen nur unzureichend untersucht werden konnte. Weiterhin darf die Rolle des Gesundheitssystems nicht außer Acht gelassen werden, das nicht nur einen entscheidenden Einfluss auf Höhe und Struktur der Gesundheitsausgaben ausübt, sondern auch Auswirkungen auf die Lebenserwartung der Bevölkerung haben kann. Hier besteht noch erheblicher Forschungsbedarf, um Charakteristika von Gesundheitssystemen zu beschreiben und international vergleichbar zu machen.

4 Fazit und Ausblick

Ausgangspunkt der vorliegenden Arbeit bildete die Beobachtung, dass die Gesundheitsausgaben, z. B. bezogen auf das Bruttoinlandsprodukt, in vielen Industrieländern deutlich angestiegen sind. Als Reaktion wurden in der Regel kurzfristige Kosten-dämpfungsmaßnahmen durchgeführt, die sich in Deutschland in einer Reihe von Gesundheitsreformen vom Krankenversicherungskostendämpfungsgesetz bis zum Gesetz zur Neuordnung des Arzneimittelmarktes widerspiegeln. Insbesondere der Grundsatz der Beitragssatzstabilität macht deutlich, dass ein Hauptziel der Gesundheitspolitik in der Begrenzung der Gesundheitsausgaben liegt. Mit Blick auf andere Branchen überrascht diese Sichtweise, da aus ökonomischer Perspektive zunächst keine Argumente gegen einen Anstieg der Gesundheitsausgaben vorgebracht werden können, wenn die damit finanzierten Gesundheitsleistungen effizient erbracht werden und den Präferenzen der Bevölkerung entsprechen. Möglicherweise könnte das Gesundheitswesen dann sogar den Kern eines neuen Kondratieff-Zyklus bilden. Vor diesem Hintergrund war es Ziel der vorliegenden Arbeit, auf theoretischer und empirischer Ebene die Determinanten der Gesundheitsausgaben zu untersuchen und der Frage nachzugehen, inwieweit höhere Gesundheitsausgaben auch einen Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leisten.

Theoretische Ansätze zur Modellierung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen existieren bislang nur wenige. Aus diesem Grund wird auf ein vergleichsweise aktuelles Modell von Clemente et al. zurückgegriffen, das als Basis für die eigenen Modellierungen verwendet wird. So lassen sich sowohl der aktuell existierende Gesundheitsfonds, als auch die lange Zeit diskutierten Modelle von Bürgerversicherung und Kopfpauschale in die Struktur von Clemente et al. integrieren und das Modell entsprechend erweitern. Auf diesem Weg wird deutlich, dass der Finanzierungsmechanismus eine wichtige Bedeutung für die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen hat. Entsprechende Rückwirkungen ergeben sich für die Höhe der Einkommenselastizität, aber auch für die Höhe der privaten und staatlichen Gesundheitsausgaben. Hier kann die Grundannahme von Clemente et al. bestätigt werden, dass diese beiden Ausgabenkategorien sowohl auf theoretischer, als auch auf empirischer Ebene getrennt voneinander betrachtet werden müssen. Weitere Modellerweiterungen beschäftigen sich mit eventuell vorhandenen Preisunterschieden zwischen staatlich und privat bereitgestellten Gesundheitsleistungen und dem Einfluss der demografischen Entwicklung. Hierbei wird deutlich, dass auch diese Aspekte, die zuvor als wichtige Determinanten der Ausgabenentwicklung identifiziert wurden, in eine theoretische Modellierung integriert werden können. Die aus den Modellierungen abgeleiteten

Hypothesen bildeten den Ausgangspunkt für die empirische Analyse der Determinanten der Gesundheitsausgaben.

Ein Überblick über die Literatur zu den Bestimmungsgrößen der Gesundheitsausgaben machte deutlich, dass sich bislang bereits eine Reihe von Autoren mit der Thematik beschäftigt haben, die Ergebnisse sich jedoch zwischen den einzelnen Arbeiten deutlich unterscheiden, so dass kein einheitliches Bild ableitbar ist. Selbst bei der Betrachtung der Einkommenselastizität bestehen immer noch große Unterschiede, die von der Einstufung von Gesundheitsleistungen als superiore bis hin zu inferioren Gütern geht. In diesem Bereich besteht somit noch erheblicher Forschungsbedarf, zumal die Rolle der Gesundheitssysteme im Rahmen der Bestimmung der Höhe der Gesundheitsausgaben bislang noch mehr als unzureichend abgebildet ist. Die existierenden Anreizstrukturen können insbesondere auf der Makro-Ebene nur sehr grob abgebildet werden.

Möglicherweise liegen die Unterschiede, die sich im Vergleich der empirischen Arbeiten ergeben, auch darin begründet, dass speziell in früheren Arbeiten die Ergebnisse aufgrund methodischer und statistischer Probleme verzerrt wurden. Im Detail wurde insbesondere auf das Problem einer möglicherweise fehlenden Stationarität der betrachteten Daten eingegangen und eine Reihe gebräuchlicher Testverfahren wurden vorgestellt. Die zu dieser Thematik angeführten empirischen Arbeiten bestätigten größtenteils die Vermutung, dass methodische Unzulänglichkeiten in einer Reihe von Studien das Ergebnis verfälscht haben.

Aufbauend auf den Erkenntnissen des Theorie-Teils und der methodischen Problembereiche erfolgte eine empirische Überprüfung der zuvor aufgestellten Hypothesen, die größtenteils Unterstützung durch die eigenen empirischen Schätzmodelle fanden. So konnte eine Einkommenselastizität der gesamten Gesundheitsausgaben von kleiner als Eins gezeigt werden, was der weit verbreiteten Thesen von der Superiorität der Gesundheitsausgaben widerspricht. Die Bedeutung des technischen Fortschritts und der demografischen Entwicklung konnte aufgezeigt werden und insbesondere deren Auswirkung auf private und staatliche Gesundheitsausgaben verdeutlicht werden. Wie vom theoretischen Modell vorhergesagt, ist diese nicht gleichförmig ausgeprägt, was u. a. die Hypothese bestätigt, dass staatliche und private Gesundheitsausgaben unterschiedlichen Einflussfaktoren unterliegen. Weiterhin wurde deutlich, dass auch andere Faktoren, die auf die Struktur des Gesundheitssystems abzielen, von Bedeutung sind. Dies trifft z. B. auf die Bettendichte, aber auch auf den Anteil der öffentlichen Ausgaben an den Gesamtausgaben zu.

Um die zu Beginn der Arbeit aufgeworfene Hypothese zu untermauern, dass sich ökonomische keine Obergrenze für Gesundheitsausgaben ableiten lässt und der Gesundheitsmarkt als Wachstumsmarkt zu begreifen ist, wurde schließlich

der Zusammenhang zwischen Gesundheitsausgaben und der Gesundheit der Bevölkerung analysiert. Aufbauend auf den theoretischen Überlegungen wurden die zu dieser Thematik durchgeführten empirischen Studien vorgestellt. Ähnlich wie bei den Determinanten der Gesundheitsausgaben ergibt sich auch hier ein uneinheitliches Bild. Dies betrifft auch die zentrale Frage, ob Gesundheitsausgaben überhaupt einen Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leisten, oder ob andere Faktoren, wie z. B. das Einkommen, die Bildung oder ganz allgemein die Lebensgewohnheiten der Bevölkerung ausschlaggebend sind.

Aufbauend auf diesen Erkenntnissen wurde dann der Zusammenhang zwischen der Gesundheit der Bevölkerung – operationalisiert durch die Lebenserwartung – empirisch auf Basis von OECD-Daten untersucht. Insgesamt gesehen wird dabei die Aussage unterstützt, dass Gesundheitsausgaben einen Beitrag zur Gesundheit der Bevölkerung leisten, so dass vermehrte Investitionen in die Gesundheit also durchaus als gerechtfertigt erscheinen. Allerdings konnte auch gezeigt werden, dass andere Faktoren, wie z. B. das Einkommen, aber auch Lebensumstände und Ernährungsgewohnheiten von Bedeutung sind.

Zusammenfassend kann somit die zu Beginn aufgestellte These unterstützt werden. Eine reine Betrachtung des Gesundheitswesens auf Basis von Kostendämpfungsaspekten ist nicht angebracht, so dass auch die bisherige Politik der Beitragssatzstabilität überdacht werden sollte. Voraussetzung ist die effiziente Erbringung der Leistungen auf Basis der Präferenzen der Bevölkerung. Möglicherweise könnten verstärkte Wahlrechte der Versicherten hinsichtlich des Leistungskatalogs hier zu einer Verbesserung beitragen.

Im Sinne der modernen Wachstumstheorie kann dann eine verbesserte Gesundheit der Bevölkerung, die u. a. durch vermehrte Ausgaben im Gesundheitswesen unterstützt wurde, auch zu wirtschaftlichem Wachstum beitragen. So wird in vielen Modellen das Humankapital der Bevölkerung, das auch durch deren Gesundheit beeinflusst wird, als entscheidender Bestandteil für das Wirtschaftswachstum gesehen. So integrieren z. B. van Zon und Muysken (2001) Gesundheitskapital in das endogene Wachstumsmodell von Lucas.⁴²⁹ Andere Autoren versuchen den genannten Zusammenhang empirisch zu modellieren.⁴³⁰ Auch mehrere empirische Studien haben sich bereits mit einem möglichen Zusammenhang beschäftigt.

Investitionen in den Gesundheitssektor wären dann nicht nur durch ihre Auswirkungen auf die Gesundheit der Bevölkerung gerechtfertigt, sondern auch durch den daraus resultierenden Wachstumsbeitrag. Umgekehrt gesprochen würde eine Politik, die das Wachstum des Gesundheitssektors künstlich ein-

429 Vgl. hierzu Lucas (1988).

430 Vgl. z. B. Frijters et al. (2003) oder Acemoglu und Johnson (2006).

schränkt, Gefahr laufen, die Wachstumsmöglichkeiten der jeweiligen Volkswirtschaft zu reduzieren.

Literaturverzeichnis

- Abel-Smith, B.** (1967), *An International Study of Health Expenditure and its Relevance for Health Planning*, World Health Organization, Geneva.
- Acemoglu, D. und S. Johnson** (2006), *Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Nr. 12269, Cambridge, Mass.
- Andrews, D. und E. Zivot** (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, S. 251-270.
- AOK - Service für Unternehmen** (2009), *Gesundheitswesen im Wandel - Reformen der gesetzlichen Krankenversicherung*, Online im Internet, URL: <http://www.aok-business.de/berlin/praxis-aktuell-magazin/ausgabe-2009-3/gesundheitswesen.php?id=0>=aok07&si=AOK71251246362447537>, Abfrage vom 06.09.2009.
- Arrow, K. J.** (1963), Uncertainty and the Welfare Economics of Health Care, in: *American Economic Review*, 53, S. 941-973.
- Arrow, K. J.** (1985), The Economics of Agency, in: Pratt, J. W. und R. J. Zeckhauser (Hg.), *Principals and Agents: The Structure of Business*, Harvard Business School Press, Boston, S. 37-51.
- Auster, R., Leveson, I. und D. Sarachek** (1969), The Production of Health: An Exploratory Study, in: *Journal of Human Resources*, 4, S. 412-436.
- Bac, C. und Y. Le Pen** (2002), *An International Comparison of Health Care Expenditure Determinants*, 10th International Conference on Panel Data, Berlin.
- Balia, S. und A. M. Jones** (2008), Mortality, Lifestyle and Socio-Economic Status, in: *Journal of Health Economics*, 27, S. 1-26.
- Barlow, R. und B. Vissandjee** (1999), Determinants of National Life Expectancy, in: *Canadian Journal of Development Studies*, 20, S. 9-29.
- Barmenia Versicherungen** (2009), *Über 30 Jahre Gesundheitsreformen: Ein Überblick*, Online im Internet, URL: <http://www.barmenia.de/subs/privateGesundheitsreform/5579.asp>, Abfrage vom 06.09.2009.
- Barros, P. P.** (1998), The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants, in: *Health Economics*, 7, S. 533-544.
- Baumol, W. J.** (1993), Health Care, Education and the Cost Disease: A Looming Crisis for Public Choice, in: *Public Choice*, 77, S. 17-28.
- Blomqvist, A. G. und R. A. L. Carter** (1997), Is Health Care Really a Luxury? in: *Journal of Health Economics*, 16, S. 207-229.

- Breyer, F. und S. Felder** (2004), *Lebenserwartung und Gesundheitsausgaben im 21. Jahrhundert: eine neue Berechnung unter Berücksichtigung der Sterbekosten*, Otto von Guericke University, Working Paper Series, Nr. 5/2004, Magdeburg.
- Breyer, F. und V. Ulrich** (2000), Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt: Eine Regressionsanalyse, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 220, S. 1-17.
- Buchanan, J. M.** (1965), *The Inconsistencies of the National Health Service: A Study in the Conflict between Individual Demand and Collective Supply*, Institute of Economic Affairs: Occasional paper 7, London.
- Buchner, F.** (2001), *Versteilerung von Ausgabenprofilen in der Krankenversicherung*, Nomos, Baden Baden.
- Bundesministerium der Finanzen** (2009), *Einkommen- und Lohnsteuer*, Berlin.
- Bundesministerium der Finanzen** (2010), Bundesrat billigt Bundeshaushalt 2010 - Pressemitteilung vom 26.03.2010, Online im Internet, URL: http://www.bundesfinanzministerium.de/nn_53848/DE/Wirtschaft_und_Verwaltung/Finanz_und_Wirtschaftspolitik/20100326-Bundesrat-billigt-Bundeshaushalt-2010.html?__nnn=true, Abfrage vom 15.08.2010.
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (Hg.)** (2003), *Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme; Bericht der Rürup-Kommission*, BMGS, Berlin.
- Bundesministerium für Gesundheit** (2010), Finanzentwicklung der gesetzlichen Krankenversicherung im Krisenjahr 2009 besser als erwartet - Pressemitteilung vom 10.03.2010, Online im Internet, URL: <http://www.bmg.bund.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/DE/2010/pm-10-03-10-ausgaben-gkv-kv-45.html>, Abfrage vom 15.08.2010.
- Carrion-i-Silvestre, J. L.** (2005), Health Care Expenditure and GDP: Are they Broken Stationarity? in: *Journal of Health Economics*, 24, S. 839-854.
- Chernichovsky, D. und S. Markowitz** (2004), Aging and Aggregate Costs of Medical Care: Conceptual and Policy Issues, in: *Health Economics*, 13, S. 543-562.
- Clemente, J., Marcuello, C., Montañés, A. und F. Pueyo** (2004), On the International Stability of Health Care Expenditure Functions: Are Government and Private Functions Similar? in: *Journal of Health Economics*, 23, S. 589-613.
- Clemente, J., Montañés, A. und M. Reyes** (1998), Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean, in: *Economic Letters*, 59, S. 175-182.

- Cochrane, A. L., Leger, A. S. und F. Moore** (1978), Health Service 'Input' and Mortality 'Output' in Developed Countries, in: *Journal of Epidemiology & Community Health*, 32, S. 200-205.
- Comanor, W. S., Frech, H. E. und R. D. Miller** (2006), Is the United States an Outlier in Health Care and Health Outcomes? A Preliminary Analysis, in: *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 6, S. 3-23.
- Contoyannis, P. und A. M. Jones** (2004), Socio-Economic Status, Health and Lifestyle, in: *Journal of Health Economics*, 23, S. 965-995.
- Crémieux, P., Meilleur, M., Ouellette, P., Petit, P., Zelder, M. und K. Potvin** (2005), Public and Private Pharmaceutical Spending as Determinants of Health Outcomes in Canada, in: *Health Economics*, 14, S. 107-116.
- Crémieux, P., Ouelette, P., Meilleur, M., Leong, S., Greenberg, P. und H. Birnbaum** (2001), Pharmaceutical Spending and Health Outcomes in the United States, in: Farquhar, I., Summers, K. und A. Sorkin (Hg.), *Investing in Health: The Social and Economic Benefits of Health Care Innovation*, JAI, Amsterdam u. a., S. 59-75.
- Crémieux, P., Oulette, P. und C. Pilon** (1999), Health Care Spendings as Determinants of Health Outcomes, in: *Health Economics*, 8, S. 627-639.
- Culyer, A. J.** (1988), *Health Care Expenditures in Canada: Myth and Reality*, Canadian Tax Foundation, Toronto.
- Culyer, A. J.** (1989), Cost Containment in Europe, in: *Health Care Financing Review*, 10 (Supplement), S. 21-32.
- Di Matteo, L. und R. Di Matteo** (1998), Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures: 1965-1991, in: *Journal of Health Economics*, 17, S. 211-228.
- Di Matteo, L.** (2003), The Income Elasticity of Health Care Spending: A Comparison of Parametric and Nonparametric Approaches, in: *The European Journal of Health Economics*, 4, S. 20-29.
- Dreger, C. und H. Reimers** (2005), Health Care Expenditures in OECD Countries: A Panel Unit Root and Cointegration Analysis, in: *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2, S. 5-20.
- Ellis, R. P. und T. G. MacGuire** (1993), Supply-Side and Demand-Side Cost Sharing in Health Care, in: *Journal of Economic Perspectives*, 7, S. 135-151.
- Erbe, S.** (2005), Entwicklung der Gesetzlichen Krankenversicherung und Reformansätze, in: *Wirtschaftsdienst*, 85, S. 664-669.
- Evans, R. G.** (1974), Supplier-Induced Demand: Evidence and Implications, in: Perlman, M. (Hg.), *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley, New York u. a., S. 163-173.

- Fan, Y., Li, D. und Q. Li** (2004), Nonlinearity in Medical Expenditures: A New Semiparametric Approach, in: *Applied Economics*, 36, S. 911-916.
- Felder, S., Meier, M. und H. Schmitt** (2000), Health Care Expenditure in the Last Months of Life, in: *Journal of Health Economics*, 19, S. 679-695.
- Feldman, R. und F. Sloan** (1988), Competition among Physicians, Revisited, in: Greenberg, W. (Hg.), *Competition in the Health Care Sector: Ten Years Later*, Duke University Press, Durham u. a., S. 17-39.
- Flegg, A. T.** (1982), Inequality of Income, Illiteracy and Medical Care as Determinants of Infant Mortality in Underdeveloped Countries, in: *Population Studies*, 36, S. 441-458.
- Frech, H. E. und R. D. Miller** (1999), *The Productivity of Health Care and Pharmaceuticals: An International Comparison*, AEI Press, Washington, DC.
- Freeman, D. G.** (2003), Is Health Care a Necessity or a Luxury? Pooled Estimates of Income Elasticity from US State-Level Data, in: *Applied Economics*, 35, S. 495-502.
- Fries, J. F.** (1980), Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity, in: *New England Journal of Medicine*, 303, S. 130-135.
- Frijters, P., Haisken-DeNew, J. P. und M. A. Shield** (2003), *Estimating the Causal Effect of Income on Health: Evidence from Post Reunification East Germany*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers, Nr. 465, Melbourne.
- Fuchs, V. R.** (1974), Some Economic Aspects of Mortality in Developed Countries, in: Perlman, M. (Hg.), *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley, New York u. a., S. 174-193.
- Fuchs, V. R.** (1990), The Health Sector's Share of the Gross National Product, in: *Science*, 247, S. 534-538.
- Gerdtham, U. und B. Jönsson** (1991a), Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure, in: *Journal of Health Economics*, 10, S. 227-234.
- Gerdtham, U. und B. Jönsson** (1991b), Health Care Expenditure in Sweden - An International Comparison, in: *Health Policy*, 19, S. 211-228.
- Gerdtham, U. und B. Jönsson** (1991c), Price and Quantity in International Comparisons of Health Care Expenditure, in: *Applied Economics*, 23, S. 1519-1528.
- Gerdtham, U. und C. J. Ruhm** (2002), *Deaths Rise in Good Economic Times: Evidence from the OECD*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Nr. 9357, Cambridge, Mass.

- Gerdtham, U. und M. Löthgren** (2000), On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP, in: *Journal of Health Economics*, 19, S. 461-475.
- Gerdtham, U. und M. Löthgren** (2002), New Panel Results on Cointegration of International Health Expenditure on GDP, in: *Applied Economics*, 34, S. 1679-1686.
- Gerdtham, U., Jönsson, M., MacFarlan, M. und H. Oxley** (1998), The Determinants of Health Expenditure in the OECD Countries: A Pooled Data Analysis, in: Zweifel, P. (Hg.), *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Kluwer, Boston u. a., S. 113-134.
- Gerdtham, U., Sogaard, J., Andersson, F. und B. Jönsson** (1992a), An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries, in: *Journal of Health Economics*, 11, S. 63-84.
- Gerdtham, U., Sogaard, J., Jönsson, B. und F. Andersson** (1992b), A Pooled Cross-Section Analysis of the Health Care Expenditures of the OECD Countries, in: Zweifel, P. und H. E. Frech (Hg.), *Health Economics Worldwide*, Kluwer, Dordrecht u. a., S. 287-310.
- Gerdtham, U.** (1992), Pooling International Health Care Expenditure Data, in: *Health Economics*, 1, S. 217-231.
- Gesundheitsberichterstattung des Bundes** (2009), Beschäftigte im Gesundheitswesen, Online im Internet, URL: <http://www.gbe-bund.de>, Abfrage vom 27.09.2009.
- Getzen, T. E.** (1990), Macro Forecasting of National Health Expenditures, in: Scheffler, R. M. und L. F. Rossiter (Hg.), *Advances in Health Economics and Health Services Research: A Research Annual*, JAI Press, Greenwich u. a., S. 27-48.
- Getzen, T. E.** (2000), Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures, in: *Journal of Health Economics*, 19, S. 259-270.
- Göpfarth, D. und B. Milbrandt** (1997), *Das Gesundheitswesen als Beschäftigungs- und Wachstumsfaktor*, TU Berlin, Wirtschaftswissenschaftliche Dokumentation: Diskussionspapier, Nr. 16, Berlin.
- Gruenberg, E. M.** (1977), The Failures of Success, in: *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 55, S. 3-24.
- Hadley, J.** (1982), *More Medical Care, Better Health? An Economic Analysis of Mortality Rates*, The Urban Institute Press, Washington, D.C.
- Hadri, K.** (2000), Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data, in: *Econometrics Journal*, 3, S. 148-161.

- Hansen, P. und A. King** (1996), The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach, in: *Journal of Health Economics*, 15, S. 127-137.
- Hansen, P. und A. King** (1998), Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results - Comment, in: *Journal of Health Economics*, 17, S. 377-381.
- Harris, B. L., Stergachis, A. und L. D. Ried** (1990), The Effect of Drug Co-payments on Utilization and Cost of Pharmaceuticals in a Health Maintenance Organization, in: *Medical Care*, 28, S. 907-917.
- Harris, R. und R. Sollis** (2002), *Applied time series modelling und forecasting*, Wiley, Chichester u. a..
- Henke, K.** (2002), Wirtschaft, Demografie und Gesundheitsdienstleistungen: Auf dem Wege zu einer ordnungspolitischen Rundumerneuerung des Gesundheitswesens aus der Sicht eines Ökonomen, in: Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie; Bundesministerium für Gesundheit; Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hg.), *Zukunftsmarkt Gesundheit*, Nomos, Baden Baden, S. 12-27.
- Herwartz, H. und B. Theilen** (2000), *The Determinants of Health Care Expenditure: Testing Pooling Restrictions in Small Samples*, Humboldt Universität Berlin - Sonderforschungsbereich 373, Arbeitspapier, Nr. 2000-78, Berlin.
- Herwartz, H. und B. Theilen** (2010), The Determinants of Health-Care Expenditure: New Results from Semiparametric Estimation, in: *Health Economics*, 19, S. 964-978.
- Hitiris, T. und J. Posnett** (1992), The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries, in: *Journal of Health Economics*, 11, S. 173-181.
- Hitiris, T.** (1997), Health Care Expenditure and Integration in the Countries of the European Union, in: *Applied Economics*, 29, S. 1-6.
- Holstein, A. D.** (2004), Health Outcomes and the Cost-Quality Trade-Off in Health Care: Empirical Study of OECD Countries, in: *International Business and Economics Research Journal*, 3, S. 57-62.
- II, M. und Y. Ohkusa** (2002), Price Sensitivity of the Demand for Medical Services for Minor Ailments: Econometric Estimates Using Information on Illnesses and Symptoms, in: *The Japanese Economic Review*, 53, S. 154-166.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. und Y. Shin** (1997), *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, University of Cambridge, Department of Applied Economics.

- Jewell, T., Lee, J., Tieslau, M. und M. C. Strazicich** (2003), Stationarity of Health Expenditures and GDP: Evidence from Panel Unit Root Tests with Heterogenous Structural Breaks, in: *Journal of Health Economics*, 22, S. 313-323.
- Jones, A. M., Dorslaer, E. v., Bago d'Uva, T., Balia, S., Gambin, L., Hernandez Quevedo, C., Koolman, X. und N. Rice** (2006), Health and Wealth: Empirical Findings and Political Consequences, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 7, S. 93-112.
- Judge, K., Mulligan, J. und M. Benzeval** (1998), Income Inequality and Population Health, in: *Social Science and Medicine*, 46, S. 567-579.
- Kakwani, N.** (1993), Performance in Living Standards: An International Comparison, in: *Journal of Development Economics*, 41, S. 307-336.
- Kanavos, P. und J. Yfantopoulos** (1999), Cost Containment and Health Expenditure in the EU: A Macroeconomic Perspective, in: Mossialos, E. und J. Le Grand (Hg.), *Health Care and Cost Containment in the European Union*, Ashgate, Aldershot u. a., S. 155-196.
- Karatzas, G.** (2000), On the Determination of the US Aggregate Health Care Expenditure, in: *Applied Economics*, 32, S. 1085-1099.
- Kessler, D. und M. McClellan** (2001), *The Effects of Hospital Ownership on Medical Productivity*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Nr. 8537, Cambridge.
- Kleiman, E.** (1974), The Determinants of National Outlay on Health, in: Perlman, M. (Hg.), *The Economics of Health and Medical Care*, Wiley, New York u. a., S. 66-81.
- Kopetsch, T. und M. Rauscher** (2003), *Die Einkommenselastizität der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen - Eine Analyse von Querschnittsdaten -*, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, Thünen-Series of Applied Economic Theory, Nr. 38, Rostock.
- Kotlikoff, L. J. und C. Hagist** (2005), *Who's Going Broke? Comparing Healthcare Costs in Ten OECD Countries*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Nr. 11833, Cambridge, Mass.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. und Y. Shin** (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root? in: *Journal of Econometrics*, 54, S. 159-178.
- Lechner, M.** (2002), Eine Übersicht über gängige Modelle der Panelökonometrie und ihre kausale Interpretation, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 86, S. 125-143.
- Lee, J., Tieslau, M., Strazicich, M. C. und T. Jewell** (2008), Corrigendum to "Stationarity of Health Expenditures and GDP: Evidence from Panel Unit

- Root Tests with Heterogeneous Struktural Breaks", in: *Journal of Health Economics*, 27, S. 1141-1142.
- Leidl, R.** (1998), European Integration, Economic Growth, and Health Care Expenditure, in: Leidl, R. (Hg.), *Health Care and its Financing in the Single European Market*, IOS, Amsterdam, S. 38-58.
- Leu, R. E.** (1986), The Public-Private Mix and International Health Care Costs, in: Culyer, A. J. (Hg.), *Public and Private Health Services: Complementarities and Conflicts*, Blackwell, Oxford u. a., S. 41-63.
- Lichtenberg, F. R.** (2009), *The Quality of Medical Care, Behavioral Risk Factors, and Longevity Growth*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Nr. 15068, Cambridge, Mass.
- Lobmayer, P. und R. Wilkinson** (2000), Income, Inequality and Mortality in 14 Developed Countries, in: *Sociology of Health & Illness*, 22, S. 401-414.
- Lorgelly, P. K. und J. Lindley** (2008), What is the Relationship Between Income Inequality and Health? Evidence from the BHPS, in: *Health Economics*, 17, S. 249-265.
- Lucas, R. E.** (1988), On the Mechanics of Economic Development, in: *Journal of Monetary Economics*, 22, S. 3-42.
- MacDonald, G. und S. Hopkins** (2002), Unit Root Properties of OECD Health Care Expenditure and GDP Data, in: *Health Economics*, 11, S. 371-376.
- Macho-Stadler, I. und J. D. Pérez-Castrillo** (2001), *An Introduction to the Economics of Information Incentives and Contracts*, Oxford Univ. Press, Oxford u. a..
- Maddala, G. S. und S. Wu** (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, S. 631-652.
- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B., Leibowitz, A. und M. S. Marquis** (1987), Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment, in: *American Economic Review*, 77, S. 251-277.
- Martin, S., Rice, N. und P. C. Smith** (2008), Does Health Care Spending Improve Health Outcomes? Evidence from English Programme Budgeting Data, in: *Journal of Health Economics*, 27, S. 826-842.
- McCoskey, S. K. und T. M. Selden** (1998), Health Care Expenditures and GDP: Panel Data Unit Root Test Results, in: *Journal of Health Economics*, 17, S. 369-376.
- Miller, D. L. und C. Paxson** (2006), Relative Income, Race, and Mortality, in: *Journal of Health Economics*, 25, S. 979-1003.

- Milne, R. und H. Molana** (1991), On the Effect of Income and Relative Price on Demand for Health Care: EC Evidence, in: *Applied Economics*, 23, S. 1221-1226.
- Murillo, C., Piatecki, C. und M. Saez** (1993), Health Care Expenditure and Income in Europe, in: *Health Economics*, 2, S. 127-138.
- Murthy, N. R. V. und V. Ukpolo** (1994), Aggregate Health Care Expenditure in the United States: Evidence from Cointegration Tests, in: *Applied Economics*, 26, S. 797-802.
- Narayan, P. K. und S. Narayan** (2008), The Role of Permanent and Transitory Shocks in Explaining International Health Expenditures, in: *Health Economics*, 17, S. 1171-1186.
- Narayan, P. K.** (2006), Examining Structural Breaks and Growth Rates in International Health Expenditures, in: *Journal of Health Economics*, 25, S. 877-890.
- Nefiodow, L. A.** (2001), *Der sechste Kondratieff: Wege zur Produktivität und Vollbeschäftigung im Zeitalter der Information*, Rhein-Sieg-Verl., Sankt Augustin.
- Newhouse, J. P. und C. E. Phelps** (1976), New Estimates of Price and Income Elasticities of Medical Care Services, in: Rosett, R. N. (Hg.), *The Role of Health Insurance in the Health Services Sector*, Neale Watson Academic Publications, New York, S. 261-313.
- Newhouse, J. P.** (1977), Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey, in: *Journal of Human Resources*, 12, S. 115-125.
- Newhouse, J. P.** (1992), Medical Care Costs: How Much Welfare Loss? in: *Journal of Economic Perspectives*, 6, S. 3-21.
- Nixon, J. und P. Ulmann** (2006), The Relationship between Health Care Expenditure and Health Outcomes, in: *European Journal of Health Economics*, 7, S. 7-18.
- O'Connell, J. M.** (1996), The Relationship between Health Expenditures and the Age Structure of the Population in OECD Countries, in: *Health Economics*, 5, S. 573-578.
- Or, Z., Wang, J. und D. Jamison** (2005), International Differences in the Impact of Doctors on Health: a Multilevel Analysis of OECD Countries, in: *Journal of Health Economics*, 24, S. 531-560.
- Or, Z.** (2000), Determinants of Health Outcomes in Industrialised Countries: A pooled, Cross-Country, Time-Series Analysis, in: *OECD Economic Studies*, 30, S. 53-77.
- Or, Z.** (2001), *Exploring the Effects of Health Care on Mortality across OECD Countries*, OECD, Labour Market and Social Policy - Occasional Papers, Nr. 46, Paris.

- Organization for Economic Cooperation and Development** (2007), *OECD Health Data 2007: Statistics and Indicators for 30 Countries*, Paris.
- Organization for Economic Cooperation and Development** (2009), OECD.StatExtracts, Online im Internet, URL: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=SNA_TABLE1, Abfrage vom 24.08.2009.
- Organization for Economic Cooperation and Development** (2009), *OECD-Gesundheitsdaten 2009 - Deutschland im Vergleich*, Paris.
- Ourti, T. V., Dorslaer, E. v. und X. Koolman** (2009), The Effect of Income Growth and Inequality on Health Inequality: Theory and Empirical Evidence from the European Panel, in: *Journal of Health Economics*, 28, S. 525-539.
- Pampel, F. C. und V. Pillai** (1986), Patterns and Determinants of Infant Mortality in Developing Nations, in: *Demography*, 23, S. 525-542.
- Parkin, D., McGuire, A. und B. Yule** (1987), Aggregate Health Care Expenditures and National Income: Is Health Care a Luxury Good? in: *Journal of Health Economics*, 6, S. 109-127.
- Pauly, M. V.** (1968), The Economics of Moral Hazard: Comment, in: *American Economic Review*, 58, S. 531-537.
- Pfaff, M.** (1990), Differences in Health Care Spending Across Countries: Statistical Evidence, in: *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 15, S. 1-67.
- Phelps, C. E. und J. P. Newhouse** (1974), Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Services, in: *Review of Economics and Statistics*, 56, S. 334-342.
- Phillips, P. C. B. und P. Perron** (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, in: *Biometrika*, 75, S. 335-346.
- Preston, S. H.** (1980), Causes and Consequences of Mortality Declines in Less Developed Countries During the Twentieth Century, in: Easterlin, R. A. (Hg.), *Population and Economic Change in Developing Countries*, Univ. of Chicago Press, Chicago u. a., S. 289-360.
- Preston, S.** (1975), The Changing Relation Between Mortality and Level of Economic Development, in: *Population Studies*, 29, S. 231-248.
- Pritchett, L. und L. H. Summers** (1996), Wealthier is Healthier, in: *Journal of Human Resources*, 31, S. 841-868.
- Quantitative Micro Systems** (2007), *EViews 6*, Irvine.
- Rau, F.** (1992), *Selbstbeteiligungen im Gesundheitswesen: Empirische Wirksamkeitsanalysen im internationalen Vergleich*, Konstanz.
- Ringel, J. S., Hosek, S. D., Vollaard, B. A. und S. Mahnovski** (2002), *The Elasticity of Demand for Health Care: A Review of the Literature and its Application to the Military Health System*, RAND, Santa Monica.

- Roberts, B. und I. Hoch** (2009), Malpractice Litigation and Medical Costs in the United States, in: *Health Economics*, 18, S. 1394-1419.
- Roberts, J.** (1999), Sensitivity of Elasticity Estimates for OECD Health Care Spending: Analysis of a Dynamic Heterogeneous Data Field, in: *Health Economics*, 8, S. 459-472.
- Rodgers, G. B.** (1979), Income and Inequality as Determinants of Mortality: An International Cross-Section Analysis, in: *Population Studies*, 33, S. 343-351.
- Rodrig, S. und H. Wiesemann** (2004), Der Einfluss des demographischen Wandels auf die Ausgaben der Krankenversicherung, in: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, 93, S. 17-46.
- Rosenthal, G.** (1970), Price Elasticity of Demand for Short-Term General Hospital Services, in: Klarman, H. E. und H. H. Jaszi (Hg.), *Empirical Studies in Health Economics: Proceedings of the Second Conference on the Economics of Health*, Hopkins Pr., Baltimore, S. 101-117.
- Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen** (1998), *Gesundheitswesen in Deutschland: Kostenfaktor und Zukunftsbranche*, Nomos, Baden Baden.
- Saez, M. und C. Murillo** (1994), Shared 'Features' in Prices: Income and Price Elasticities for Health Care Expenditures, in: *Health Economics*, 3, S. 267-279.
- Schieber, G. J. und J. Poullier** (1989), Overview of International Comparisons of Health Care Expenditure, in: *Health Care Financing Review*, Supplement, S. 1-7.
- Schieber, G. J.** (1987), *Financing and Delivering Health Care: A Comparative Analysis of OECD Countries*, Paris.
- Schmergal, C.** (2006), Das ganz alltägliche Verschwenden, in: *Welt am Sonntag*, 23.04.2006, S. 3.
- Schmidt, M. G.** (1999), Die Gesundheitsausgaben und die Staatsquote: Befunde des Vergleichs demokratisch verfasster Länder, in: Häfner, H. (Hg.), *Gesundheit - unser höchstes Gut?*, Springer, Berlin u. a., S. 287-326.
- Schneider, B. S.** (2007), *Gesundheit und Bildung*, Lang, Frankfurt am Main u. a..
- Schreyögg, J., Stargardt, T. und O. Tiemann** (2010), Costs and Quality of Hospitals in Different Health Care Systems: A Multi-Level Approach with Propensity Score Matching, in: *Health Economics*, online first.
- Schulenburg, J. v. d.** (1987), *Selbstbeteiligung: theoretische und empirische Konzepte für die Analyse ihrer Allokations- u. Verteilungswirkungen*, Mohr, Tübingen.

- Seshamani, M. und A. Gray** (2004a), Ageing and Health-Care Expenditure: The Red Herring Argument Revisited, in: *Health Economics*, 13, S. 303-314.
- Seshamani, M. und A. Gray** (2004b), A Longitudinal Study of the Effects of Age and Time to Death on Hospital Costs, in: *Journal of Health Economics*, 23, S. 217-235.
- Shang, B. und D. Goldman** (2008), Does Age or Life Expectancy Better Predict Health Care Expenditures? in: *Health Economics*, 17, S. 487-501.
- Sheiner, L.** (2004), *The Effects of Technology on the Age Distribution of Health Spending: A Cross-Country Perspective*, Div. of Research Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, DC.
- Shin, Y.** (1994), A Residual-Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration, in: *Economic Theory*, 10, S. 91-115.
- Sinn, H. und S. Übelmesser** (2002), Pensions and the Path to Gerontocracy in Germany, in: *European Journal of Political Economy*, 19, S. 153-158.
- Sloan, F. A. und J. H. Shadle** (2009), Is There Empirical Evidence for 'Defensive Medicine'? A Reassessment, in: *Journal of Health Economics*, 28, S. 481-491.
- StataCorp LP** (2010), *Stata/SE 10.1 for Windows*, College Station, TX.
- Statistisches Bundesamt Deutschland** (2008), Ein Viertel der Steuerpflichtigen zahlte 80% der Einkommensteuer - Pressemitteilung Nr. 305 vom 25.08.2008, Online im Internet, URL: http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2008/08/PD08__305__731.psml, Abfrage vom 15.08.2010.
- Stiftung Marktwirtschaft (Hg.)** (2004), *Für ein zukunftsfestes Gesundheitssystem: Alternativen zur einkommensabhängigen Bürgerversicherung*, Stiftung Marktwirtschaft, Berlin.
- van Zon, A. und J. Muysken** (2001), Health and Endogenous Growth, in: *Journal of Health Economics*, 20, S. 169-185.
- Waldmann, R. J.** (1992), Income-Distribution and Infant Mortality, in: *Quarterly Journal of Economics*, 107, S. 1283-1302.
- Wang, J.** (1999), *Measuring Country Performance on Health: Selected Indicators for 115 Countries*, World Bank, Washington, D.C.
- Wang, Z. und A. J. Rettenmaier** (2007), A Note on Cointegration of Health Expenditures and Income, in: *Health Economics*, 16, S. 559-578.
- Weisbrod, B. A.** (1991), The Health Care Quadrilemma: An Essay on Technological Change, Insurance, Quality of Care, and Cost Containment, in: *Journal of Economic Literature*, 29, S. 523-552.

- Wildman, J., Gravelle, H. und M. Sutton** (2003), Health and Income Inequality: Attempting to avoid the Aggregation Problem, in: *Applied Economics*, 35, S. 999-1004.
- Wilkinson, R. G.** (1992), Income Distribution and Life Expectancy, in: *British Medical Journal*, 304, S. 165-168.
- Wille, E. und V. Ulrich** (1991), Bestimmungsfaktoren der Ausgabenentwicklung in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV), in: Hansmeyer, K. (Hg.), *Finanzierungsprobleme der sozialen Sicherung II*, S. 9-115.
- Wille, E.** (2003), Die wesentlichen Determinanten der Ausgabendynamik, in: Albring, M. und E. Wille (Hg.), *Die GKV zwischen Ausgabendynamik, Einnahmenschwäche und Koordinierungsproblemen*, Lang, Frankfurt am Main u. a., S. 39-58.
- Wolfe, B. und M. Gabay** (1987), Health Status and Medical Expenditures: More Evidence of a Link, in: *Social Science and Medicine*, 25, S. 883-888.
- Wolfe, B.** (1986), Health Status and Medical Expenditures: Is there a Link? in: *Social Science and Medicine*, 22, S. 993-999.
- Wooldridge, J. M.** (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Thomson South-Western, Mason u. a..
- Zweifel, P. und L. Steinmann** (2002), The Sisyphus Syndrome in Health Revisited, Online im Internet, URL: <http://perso.wanadoo.fr/ces/Pages/english/PS14-1.pdf>, Abfrage vom 17.02.2005.
- Zweifel, P. und M. Ferrari** (1992), Is There a Sisyphus Syndrome in Health Care? in: Zweifel, P. und H. E. Frech (Hg.), *Health Economics Worldwide*, Kluwer Acad. Publ., Dordrecht, S. 311-330.
- Zweifel, P., Felder, S. und A. Werblow** (2004), *Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the 'Red Herring'*, Otto von Guericke University - Faculty of Economics and Management, Working Paper Series, Nr. 1/2004, Magdeburg.
- Zweifel, P., Felder, S. und M. Meiers** (1999), Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring? in: *Health Economics*, 8, S. 485-496.

Anhang

Stationaritätstests

Tabelle 43: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil I⁴³¹

Land / Variable / Test	lnHCEDEF_pub			lnHCEDEF_priv		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	33	I(1)	I(1)	33	I(1)	I(1)
Belgien	10	I(2)	I(2)	10	I(1)	I(1)
Dänemark	34	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Deutschland	33	I(0)	I(0)	33	I(1)	I(1)
Finnland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Frankreich	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Griechenland	18	I(1)	I(1)	18	I(1)	I(1)
Irland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Island	35	I(0)	I(0)	35	I(1)	I(1)
Italien	17	I(2)	I(2)	23	I(1)	I(1)
Japan	34	I(0)	I(0)	34	I(1)	I(1)
Kanada	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Korea	22	I(1)	I(1)	22	I(1)	I(1)
Luxemburg	30	I(1)	I(1)	30	I(1)	I(1)
Mexiko	15	I(1)	I(1)	15	I(2)	I(2)
Neuseeland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Niederlande	30	I(1)	I(1)	30	I(1)	I(1)
Norwegen	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)

431 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnHCEDEF_pub			lnHCEDEF_priv		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Österreich	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Polen	15	I(1)	I(1)	15	I(0)	I(0)
Portugal	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Schweden	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Schweiz	20	I(1)	I(1)	20	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	8	--- ⁴³²	---	8	I(2)	I(2)
Spanien	35	I(0)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	15	I(1)	I(1)	15	I(0)	I(2)
Türkei	22	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
UK	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Ungarn	13	I(2)	I(2)	13	I(1)	I(1)
USA	35	I(2)	I(1)	35	I(1)	I(1)

432 Die Kennzeichnung --- weist darauf hin, dass aufgrund der geringen Zahl an Beobachtungen die Bestimmung des Integrationsgrads nicht möglich ist.

Tabelle 44: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 2⁴³³

Land / Variable / Test	lnAGE65			lnAGE80		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	45	I(0)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Belgien	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Dänemark	45	I(0)	I(0)	44	I(1)	I(1)
Deutschland	45	I(1)	I(1)	14	I(2)	I(2)
Finnland	45	I(0)	I(0)	44	I(1)	I(1)
Frankreich	45	I(2)	I(2)	44	I(1)	I(1)
Griechenland	43	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Irland	45	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Island	45	I(1)	I(1)	39	I(1)	I(1)
Italien	39	I(1)	I(1)	43	I(1)	I(1)
Japan	45	I(1)	I(1)	43	I(1)	I(1)
Kanada	45	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Korea	45	I(1)	I(1)	3	---	I(0)
Luxemburg	45	I(0)	I(0)	33	I(1)	I(1)
Mexiko	14	I(1)	I(1)	13	I(1)	I(1)
Neuseeland	45	I(1)	I(1)	13	I(1)	I(1)
Niederlande	43	I(0)	I(0)	43	I(1)	I(1)
Norwegen	45	I(0)	I(0)	44	I(1)	I(1)
Österreich	45	I(2)	I(2)	44	I(1)	I(1)
Polen	45	I(0)	I(2)	44	I(1)	I(1)
Portugal	30	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)

433 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnAGE65			lnAGE80		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	45	I(0)	I(0)	44	I(1)	I(1)
Schweiz	44	I(2)	I(2)	44	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	45	I(0)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Spanien	45	I(2)	I(2)	34	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	45	I(0)	I(2)	24	I(1)	I(1)
Türkei	45	I(1)	I(1)	0	---	0 / ---
UK	44	I(0)	I(0)	44	I(1)	I(1)
Ungarn	45	I(0)	I(1)	44	I(1)	I(1)
USA	45	I(0)	I(1)	43	I(1)	I(1)

Tabelle 45: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 3⁴³⁴

Land / Variable / Test	lnAGEREL			lnRELPRICE		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	45	I(1)	I(1)	33	I(1)	I(1)
Belgien	42	I(2)	I(2)	0	---	---
Dänemark	45	I(0)	I(0)	30	I(1)	I(1)
Deutschland	45	I(1)	I(1)	0	---	---
Finnland	45	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Frankreich	45	I(2)	I(2)	35	I(0)	I(0)
Griechenland	43	I(0)	I(2)	0	---	---
Irland	45	I(1)	I(1)	32	I(1)	I(1)
Island	45	I(1)	I(1)	33	I(0)	I(2)
Italien	39	I(1)	I(1)	18	I(1)	I(1)
Japan	45	I(1)	I(1)	0	---	---
Kanada	45	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Korea	45	I(1)	I(1)	0	---	---
Luxemburg	45	I(0)	I(0)	5	I(2)	---
Mexiko	14	I(1)	I(1)	15	I(3)	I(2)
Neuseeland	45	I(1)	I(1)	0	---	---
Niederlande	43	I(1)	I(1)	0	---	---
Norwegen	45	I(0)	I(0)	0	---	---
Österreich	45	I(0)	I(0)	0	---	---
Polen	45	I(0)	I(2)	0	---	---
Portugal	30	I(1)	I(1)	0	---	---

434 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnAGEREL			lnRELPRICE		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	45	I(0)	I(0)	9	I(1)	I(1)
Schweiz	44	I(1)	I(1)	33	I(0)	I(0)
Slowakische Republik	45	I(0)	I(0)	0	---	---
Spanien	45	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	45	I(0)	I(2)	0	---	---
Türkei	45	I(1)	I(1)	29	I(3)	I(3)
UK	44	I(0)	I(0)	0	---	---
Ungarn	45	I(0)	I(1)	0	---	---
USA	45	I(1)	I(1)	35	I(2)	I(2)

Tabelle 46: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 4⁴³⁵

Land / Variable / Test	lnBED			lnDOC		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	38	I(1)	I(1)	40	I(1)	I(1)
Belgien	15	I(1)	I(1)	43	I(1)	I(1)
Dänemark	32	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
Deutschland	14	I(1)	I(1)	14	I(1)	I(1)
Finnland	9	I(2)	I(2)	15	I(1)	I(1)
Frankreich	31	I(2)	I(2)	35	I(0)	I(0)
Griechenland	33	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Irland	25	I(1)	I(1)	13	I(1)	I(1)
Island	0	---	---	45	I(1)	I(1)
Italien	45	I(1)	I(1)	12	I(1)	I(1)
Japan	12	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
Kanada	26	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Korea	16	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
Luxemburg	6	---	---	45	I(1)	I(1)
Mexiko	15	I(2)	I(2)	15	I(0)	I(0)
Neuseeland	0	---	---	28	I(1)	I(0)
Niederlande	13	I(1)	I(0)	38	I(1)	I(1)
Norwegen	19	I(0)	I(0)	39	I(1)	I(1)
Österreich	20	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Polen	2	---	---	45	I(0)	I(0)
Portugal	20	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)

435 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnBED			lnDOC		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	0	---	---	42	I(1)	I(1)
Schweiz	24	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	9	I(3)	I(3)	4	---	---
Spanien	25	I(1)	I(1)	10	I(2)	I(2)
Tschechische Republik	20	I(2)	I(2)	35	I(1)	I(1)
Türkei	20	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
UK	10	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Ungarn	11	I(0)	I(0)	45	I(1)	I(0)
USA	35	I(1)	I(1)	12	I(1)	I(1)

Tabelle 47: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 5⁴³⁶

Land / Variable / Test	lnPUBTOTAL			lnPRIVTOTAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	33	I(1)	I(1)	33	I(0)	I(0)
Belgien	10	I(1)	I(1)	10	I(1)	I(1)
Dänemark	34	I(1)	I(1)	34	I(1)	I(1)
Deutschland	33	I(0)	I(0)	33	I(0)	I(0)
Finnland	45	I(0)	I(0)	45	I(0)	I(0)
Frankreich	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Griechenland	18	I(1)	I(1)	18	I(1)	I(1)
Irland	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Island	46	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)
Italien	18	I(2)	I(2)	18	I(2)	I(2)
Japan	44	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Kanada	36	I(1)	I(1)	36	I(1)	I(1)
Korea	22	I(1)	I(1)	22	I(1)	I(1)
Luxemburg	31	I(1)	I(1)	31	I(1)	I(1)
Mexiko	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Neuseeland	36	I(1)	I(1)	36	I(1)	I(1)
Niederlande	30	I(1)	I(1)	30	I(1)	I(1)
Norwegen	46	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)
Österreich	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Polen	15	I(0)	I(0)	15	I(0)	I(0)
Portugal	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)

436 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnPUBTOTAL			lnPRIVTOTAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Schweiz	20	I(1)	I(1)	20	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	8	I(2)	I(2)	8	I(1)	I(1)
Spanien	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	16	I(1)	I(1)	16	I(1)	I(1)
Türkei	24	I(1)	I(1)	24	I(1)	I(1)
UK	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Ungarn	13	I(2)	I(2)	13	I(1)	I(1)
USA	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)

Tabelle 48: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 6⁴³⁷

Land / Variable / Test	lnAMBTOTAL			lnADMINTOTAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	33	I(1)	I(1)	33	I(1)	I(1)
Belgien	27	I(1)	I(1)	2	---	---
Dänemark	25	I(1)	I(1)	25	I(1)	I(1)
Deutschland	33	I(1)	I(1)	33	I(0)	I(0)
Finnland	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Frankreich	15	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Griechenland	0	---	---	0	---	---
Irland	0	---	---	0	---	---
Island	31	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Italien	18	I(0)	I(1)	18	I(1)	I(1)
Japan	42	I(1)	I(1)	9	I(1)	I(1)
Kanada	46	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)
Korea	22	I(1)	I(1)	22	I(1)	I(1)
Luxemburg	35	I(1)	I(1)	6	I(1)	I(1)
Mexiko	6	---	---	6	I(1)	I(1)
Neuseeland	2	---	---	2	---	---
Niederlande	30	I(1)	I(1)	32	I(1)	I(1)
Norwegen	19	I(2)	I(2)	4	---	---
Österreich	45	I(1)	I(1)	10	I(2)	I(2)
Polen	3	---	---	3	I(0)	I(0)
Portugal	5	I(0)	I(0)	5	---	---

437 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf einem Signifikanzniveau von 5%.

Land / Variable / Test	lnAMBTOTAL			lnADMINTOTAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	12	I(1)	I(1)	21	I(1)	I(1)
Schweiz	20	I(1)	I(1)	20	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	6	---	---	6	---	---
Spanien	10	I(1)	I(1)	10	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	11	I(1)	I(1)	6	I(2)	I(2)
Türkei	12	I(1)	I(1)	3	---	---
UK	0	---	---	0	---	---
Ungarn	6	---	---	10	I(2)	I(2)
USA	45	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)

Tabelle 49: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 7⁴³⁸

Land / Variable / Test	lnDRUGDEF			lnSECONDARY		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	33	I(1)	I(1)	7	I(0)	I(0)
Belgien	27	I(1)	I(1)	7	I(1)	I(1)
Dänemark	25	I(1)	I(1)	6	---	---
Deutschland	33	I(1)	I(1)	7	---	---
Finnland	35	I(1)	I(1)	7	I(1)	I(1)
Frankreich	15	I(1)	I(1)	7	I(1)	I(0)
Griechenland	29	I(1)	I(1)	7	---	---
Irland	33	I(1)	I(1)	7	I(2)	I(2)
Island	35	I(1)	I(1)	5	---	---
Italien	17	I(2)	I(2)	4	---	---
Japan	20	I(1)	I(1)	7	---	---
Kanada	35	35 / I(1)	I(1)	7	---	---
Korea	22	22 / I(1)	I(1)	7	I(0)	I(0)
Luxemburg	32	32 / I(1)	I(1)	5	---	---
Mexiko	6	6 / I(3)	I(0)	7	---	I(0)
Neuseeland	18	18 / I(1)	I(1)	7	---	---
Niederlande	30	30 / I(1)	I(1)	4	I(0)	I(0)
Norwegen	35	35 / I(1)	I(1)	7	---	---
Österreich	10	10 / I(2)	I(2)	7	I(4)	I(4)
Polen	3	3 / I(0)	I(0)	7	---	I(3)
Portugal	26	26 / I(1)	I(1)	6	I(1)	I(1)

438 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf dem 5%-Signifikanzniveau.

Land / Variable / Test	lnDRUGDEF			lnSECONDARY		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	35	35 / I(1)	I(1)	7	I(2)	I(2)
Schweiz	20	20 / I(1)	I(1)	7	I(3)	I(3)
Slowakische Republik	6	6 / ---	---	7	I(4)	I(4)
Spanien	20	20 / I(1)	I(1)	7	I(2)	I(2)
Tschechische Republik	15	15 / I(1)	I(1)	7	---	---
Türkei	7	7 / ---	---	7	I(1)	I(1)
UK	27	27 / I(1)	I(1)	7	I(4)	I(4)
Ungarn	9	9 / I(2)	I(2)	7	I(2)	I(2)
USA	35	35 / I(2)	I(2)	7	---	---

Tabelle 50: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 8⁴³⁹

Land / Variable / Test	lnUNIVERSITY			lnYEARSSCHOOLING		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	7	I(1)	I(1)	4	I(1)	I(1)
Belgien	7	I(1)	I(1)	4	I(0)	I(0)
Dänemark	6	I(2)	I(2)	4	---	---
Deutschland	7	I(2)	I(2)	4	I(0)	I(0)
Finnland	7	I(1)	I(1)	4	I(1)	I(1)
Frankreich	7	I(1)	I(1)	4	---	---
Griechenland	7	---	---	4	---	---
Irland	7	I(1)	I(1)	4	I(0)	I(0)
Island	5	I(1)	I(1)	4	I(1)	I(1)
Italien	4	I(1)	I(1)	4	---	---
Japan	7	I(1)	I(1)	0	---	---
Kanada	7	I(1)	I(1)	3	I(0)	I(0)
Korea	7	I(1)	I(1)	4	I(0)	I(0)
Luxemburg	5	I(1)	I(1)	0	---	---
Mexiko	7	I(2)	I(1)	4	---	--
Neuseeland	7	---	---	4	---	--
Niederlande	4	I(0)	I(0)	4	---	--
Norwegen	7	I(1)	I(1)	4	I(0)	I(0)
Österreich	7	I(4)	I(4)	4	I(1)	I(1)
Polen	7	I(3)	I(3)	4	I(1)	I(1)
Portugal	6	---	---	4	---	---

439 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf dem 5%-Signifikanzniveau.

Land / Variable / Test	lnUNIVERSITY			lnYEARSSCHOOLING		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	7	I(3)	I(3)	4	I(0)	I(0)
Schweiz	7	I(1)	I(1)	4	---	---
Slowakische Republik	7	I(2)	I(2)	0	---	---
Spanien	7	---	---	4	---	---
Tschechische Republik	7	I(1)	I(1)	4	I(1)	I(1)
Türkei	7	---	---	3	---	---
UK	7	I(2)	I(2)	4	---	---
Ungarn	7	---	I(2)	4	---	---
USA	7	I(2)	I(0)	4	I(0)	I(0)

Tabelle 51: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 9⁴⁴⁰

Land / Variable / Test	lnALC			lnTOBAC		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	44	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Belgien	43	I(1)	I(1)	34	I(1)	I(1)
Dänemark	45	I(0)	I(0)	35	I(1)	I(1)
Deutschland	24	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Finnland	45	I(0)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Frankreich	34	I(1)	I(1)	21	I(1)	I(1)
Griechenland	27	I(1)	I(1)	9	I(1)	I(1)
Irland	45	I(1)	I(1)	14	I(3)	I(3)
Island	45	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)
Italien	40	I(1)	I(1)	19	I(1)	I(1)
Japan	41	I(0)	I(0)	13	I(1)	I(1)
Kanada	44	I(1)	I(1)	37	I(1)	I(1)
Korea	17	I(1)	I(1)	11	I(2)	I(2)
Luxemburg	35	I(1)	I(1)	0	---	---
Mexiko	21	I(0)	I(0)	0	---	---
Neuseeland	35	I(1)	I(1)	35	I(1)	I(1)
Niederlande	40	I(0)	I(0)	41	I(1)	I(1)
Norwegen	43	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Österreich	43	I(1)	I(1)	33	I(1)	I(1)
Polen	22	I(1)	I(1)	0	---	---
Portugal	37	I(1)	I(1)	0	---	---

440 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf dem 5%-Signifikanzniveau.

Land / Variable / Test	lnALC			lnTOBAC		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	45	I(1)	I(1)	44	I(1)	I(1)
Schweiz	45	I(1)	I(1)	26	I(1)	I(1)
Slowakische Republik	45	I(1)	I(1)	0	---	---
Spanien	41	I(1)	I(1)	0	---	---
Tschechische Republik	25	I(1)	I(1)	15	I(1)	I(1)
Türkei	46	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)
UK	40	I(1)	I(1)	45	I(1)	I(1)
Ungarn	44	I(1)	I(1)	39	I(1)	I(1)
USA	44	I(1)	I(1)	46	I(1)	I(1)

Tabelle 52: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 10⁴⁴¹

Land / Variable / Test	lnFAT			lnCAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	42	I(1)	I(1)	42	I(0)	I(0)
Belgien	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Dänemark	42	I(0)	I(0)	42	I(1)	I(1)
Deutschland	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Finnland	42	I(0)	I(0)	42	I(0)	I(0)
Frankreich	42	I(1)	I(0)	42	I(1)	I(1)
Griechenland	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Irland	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Island	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Italien	42	I(0)	I(0)	42	I(1)	I(1)
Japan	42	I(0)	I(0)	42	I(0)	I(0)
Kanada	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Korea	42	I(1)	I(1)	42	I(0)	I(0)
Luxemburg	0	---	---	0	---	---
Mexiko	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Neuseeland	42	I(0)	I(0)	42	I(1)	I(1)
Niederlande	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Norwegen	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Österreich	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Polen	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Portugal	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)

441 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf dem 5%-Signifikanzniveau.

Land / Variable / Test	lnFAT			lnCAL		
	n	ADF-Test	PP-Test	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Schweiz	42	I(1)	I(1)	42	I(0)	I(0)
Slowakische Republik	10	I(1)	I(1)	10	I(1)	I(1)
Spanien	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	10	I(1)	I(1)	10	I(2)	I(2)
Türkei	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
UK	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
Ungarn	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)
USA	42	I(1)	I(1)	42	I(1)	I(1)

Tabelle 53: Ergebnisse des Dickey-Fuller- und Phillips-Perron-Tests – Teil 11⁴⁴²

Land / Variable / Test	lnENVIRON		
	n	ADF-Test	PP-Test
Australien	12	I(2)	I(2)
Belgien	12	I(1)	I(1)
Dänemark	12	I(1)	I(1)
Deutschland	12	I(1)	I(1)
Finnland	12	I(0)	I(0)
Frankreich	12	I(1)	I(1)
Griechenland	12	I(1)	I(1)
Irland	12	I(2)	I(2)
Island	12	I(1)	I(1)
Italien	12	I(1)	I(1)
Japan	12	I(1)	I(1)
Kanada	12	I(1)	I(1)
Korea	9	I(2)	I(2)
Luxemburg	12	I(2)	I(2)
Mexiko	0	---	---
Neuseeland	12	I(2)	I(2)
Niederlande	12	I(1)	I(1)
Norwegen	12	I(1)	I(1)
Österreich	12	I(1)	I(1)
Polen	12	I(1)	I(1)
Portugal	12	I(1)	I(1)

442 Quelle: Eigene Berechnungen. Die Tests erfolgten jeweils auf dem 5%-Signifikanzniveau.

Land / Variable / Test	lnENVIRON		
	n	ADF-Test	PP-Test
Schweden	12	I(1)	I(1)
Schweiz	12	I(2)	I(2)
Slowakische Republik	12	I(1)	I(1)
Spanien	12	I(1)	I(1)
Tschechische Republik	12	I(2)	I(2)
Türkei	5	I(0)	I(0)
UK	12	I(1)	I(1)
Ungarn	12	I(2)	I(2)
USA	12	I(1)	I(1)

STAATLICHE ALLOKATIONSPOLITIK IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

- Band 1 Horst Siebert (Hrsg.): Umweltallokation im Raum. 1982.
- Band 2 Horst Siebert (Hrsg.): Global Environmental Resources. The Ozone Problem. 1982.
- Band 3 Hans-Joachim Schulz: Steuerwirkungen in einem dynamischen Unternehmensmodell. Ein Beitrag zur Dynamisierung der Steuerüberwälzungsanalyse. 1981.
- Band 4 Eberhard Wille (Hrsg.): Beiträge zur gesamtwirtschaftlichen Allokation. Allokationsprobleme im intermediären Bereich zwischen öffentlichem und privatem Wirtschaftssektor. 1983.
- Band 5 Heinz König (Hrsg.): Ausbildung und Arbeitsmarkt. 1983.
- Band 6 Horst Siebert (Hrsg.): Reaktionen auf Energiepreissteigerungen. 1982.
- Band 7 Eberhard Wille (Hrsg.): Konzeptionelle Probleme öffentlicher Planung. 1983.
- Band 8 Ingeborg Kiesewetter-Wrana: Exporterlösinstabilität. Kritische Analyse eines entwicklungspolitischen Problems. 1982.
- Band 9 Ferdinand Dudenhöfer: Mehrheitswahl-Entscheidungen über Umweltnutzungen. Eine Untersuchung von Gleichgewichtszuständen in einem mikroökonomischen Markt- und Abstimmungsmodell. 1983.
- Band 10 Horst Siebert (Hrsg.): Intertemporale Allokation. 1984.
- Band 11 Helmut Meder: Die intertemporale Allokation erschöpfbarer Naturressourcen bei fehlenden Zukunftsmärkten und institutionalisierten Marktsubstituten. 1984.
- Band 12 Ulrich Ring: Öffentliche Planungsziele und staatliche Budgets. Zur Erfüllung öffentlicher Aufgaben durch nicht-staatliche Entscheidungseinheiten. 1985.
- Band 13 Ehrentraud Graw: Informationseffizienz von Terminkontraktmärkten für Währungen. Eine empirische Untersuchung. 1984.
- Band 14 Rüdiger Pethig (Ed.): Public Goods and Public Allocation Policy. 1985.
- Band 15 Eberhard Wille (Hrsg.): Öffentliche Planung auf Landesebene. Eine Analyse von Planungskonzepten in Deutschland, Österreich und der Schweiz. 1986.
- Band 16 Helga Gebauer: Regionale Umweltnutzungen in der Zeit. Eine intertemporale Zwei-Regionen-Analyse. 1985.
- Band 17 Christine Pfitzer: Integrierte Entwicklungsplanung als Allokationsinstrument auf Landesebene. Eine Analyse der öffentlichen Planung der Länder Hessen, Bayern und Niedersachsen. 1985.
- Band 18 Heinz König (Hrsg.): Kontrolltheoretische Ansätze in makroökonomischen Modellen. 1985.
- Band 19 Theo Kempf: Theorie und Empirie betrieblicher Ausbildungsplatzangebote. 1985.
- Band 20 Eberhard Wille (Hrsg.): Konkrete Probleme öffentlicher Planung. Grundlegende Aspekte der Zielbildung, Effizienz und Kontrolle. 1986.
- Band 21 Eberhard Wille (Hrsg.): Informations- und Planungsprobleme in öffentlichen Aufgabenbereichen. Aspekte der Zielbildung und Outputmessung unter besonderer Berücksichtigung des Gesundheitswesens. 1986.
- Band 22 Bernd Gutting: Der Einfluß der Besteuerung auf die Entwicklung der Wohnungs- und Baulandmärkte. Eine intertemporale Analyse der bundesdeutschen Steuergesetze. 1986.
- Band 23 Heiner Kuhl: Umweltressourcen als Gegenstand internationaler Verhandlungen. Eine theoretische Transaktionskostenanalyse. 1987.

- Band 24 Hubert Hornbach: Besteuerung, Inflation und Kapitalallokation. Intersektorale und internationale Aspekte. 1987.
- Band 25 Peter Müller: Intertemporale Wirkungen der Staatsverschuldung. 1987.
- Band 26 Stefan Kronenberger: Die Investitionen im Rahmen der Staatsausgaben. 1988.
- Band 27 Armin-Detlef Rieß: Optimale Auslandsverschuldung bei potentiellen Schuldendienstproblemen. 1988.
- Band 28 Volker Ulrich: Preis- und Mengeneffekte im Gesundheitswesen. Eine Ausgabenanalyse von GKV-Behandlungsarten. 1988.
- Band 29 Hans-Michael Geiger: Informational Efficiency in Speculative Markets. A Theoretical Investigation. Edited by Ehrentraud Graw. 1989.
- Band 30 Karl Sputek: Zielgerichtete Ressourcenallokation. Ein Modellentwurf zur Effektivitätsanalyse praktischer Budgetplanung am Beispiel von Berlin (West). 1989.

ALLOKATION IM MARKTWIRTSCHAFTLICHEN SYSTEM

- Band 31 Wolfgang Krader: Neuere Entwicklungen linearer latenter Kovarianzstrukturmodelle mit quantitativen und qualitativen Indikatorvariablen. Theorie und Anwendung auf ein mikroempirisches Modell des Preis-, Produktions- und Lageranpassungsverhaltens von deutschen und französischen Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes. 1991.
- Band 32 Manfred Erbsland: Die öffentlichen Personalausgaben. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland. 1991.
- Band 33 Walter Ried: Information und Nutzen der medizinischen Diagnostik. 1992.
- Band 34 Anselm U. Römer: Was ist den Bürgern die Verminderung eines Risikos wert? Eine Anwendung des kontingenten Bewertungsansatzes auf das Giftmüllrisiko. 1993.
- Band 35 Eberhard Wille, Angelika Mehnert, Jan Philipp Rohweder: Zum gesellschaftlichen Nutzen pharmazeutischer Innovationen. 1994.
- Band 36 Peter Schmidt: Die Wahl des Rentenalters. Theoretische und empirische Analyse des Rentenzugangsverhaltens in West- und Ostdeutschland. 1995.
- Band 37 Michael Ohmer: Die Grundlagen der Einkommensteuer. Gerechtigkeit und Effizienz. 1997.
- Band 38 Evamaria Wagner: Risikomanagement rohstoffexportierender Entwicklungsländer. 1997.
- Band 39 Matthias Meier: Das Sparverhalten der privaten Haushalte und der demographische Wandel: Makroökonomische Auswirkungen. Eine Simulation verschiedener Reformen der Rentenversicherung. 1997.
- Band 40 Manfred Albring / Eberhard Wille (Hrsg.): Innovationen in der Arzneimitteltherapie. Definition, medizinische Umsetzung und Finanzierung. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen 25.–27.10.1996. 1997.
- Band 41 Eberhard Wille / Manfred Albring (Hrsg.): Reformoptionen im Gesundheitswesen. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen 7.–8.11.1997. 1998.
- Band 42 Manfred Albring / Eberhard Wille (Hrsg.): Szenarien im Gesundheitswesen. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen 5.–7.11.1998. 1999.
- Band 43 Eberhard Wille / Manfred Albring (Hrsg.): Rationalisierungsreserven im deutschen Gesundheitswesen. 2000.

- Band 44 Manfred Albring / Eberhard Wille (Hrsg.): Qualitätsorientierte Vergütungssysteme in der ambulanten und stationären Behandlung. 2001.
- Band 45 Martin Pfaff / Dietmar Wassener / Astrid Sterzel / Thomas Neldner: Analyse potentieller Auswirkungen einer Ausweitung des Pharmaversandes in Deutschland. 2002.
- Band 46 Eberhard Wille / Manfred Albring (Hrsg.): Konfliktfeld Arzneimittelversorgung. 2002.
- Band 47 Udo Schneider: Theorie und Empirie der Arzt-Patient-Beziehung. Zur Anwendung der Principal-Agent-Theorie auf die Gesundheitsnachfrage. 2002.
- Band 48 Manfred Albring / Eberhard Wille: Die GKV zwischen Ausgabendynamik, Einnahmenschwäche und Koordinierungsproblemen. 2003.
- Band 49 Uwe Jirjahn: X-Ineffizienz, Managementanreize und Produktmarkt Wettbewerb. 2004.
- Band 50 Stefan Resch: Risikoselektion im Mitgliederwettbewerb der Gesetzlichen Krankenversicherung. 2004.
- Band 51 Paul Marschall: Lebensstilwandel in Ostdeutschland. Gesundheitsökonomische Implikationen. 2004.
- Band 52 Eberhard Wille / Manfred Albring (Hrsg.): Paradigmenwechsel im Gesundheitswesen durch neue Versorgungsstrukturen? 8. Bad Orber Gespräche. 6.–8. November 2003. 2004.
- Band 53 Eberhard Wille / Manfred Albring (Hrsg.): Versorgungsstrukturen und Finanzierungsoptionen auf dem Prüfstand. 9. Bad Orber Gespräche. 11.–13. November 2004. 2005.
- Band 54 Brit S. Schneider: Gesundheit und Bildung. Theorie und Empirie der Humankapitalinvestitionen. 2007.
- Band 55 Klaus Knabner / Eberhard Wille (Hrsg.): Qualität und Nutzen medizinischer Leistungen. 10. Bad Orber Gespräche, 10.–12. November 2005. 2007.
- Band 56 Holger Cischinsky: Lebenserwartung, Morbidität und Gesundheitsausgaben. 2007.
- Band 57 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Wettbewerb im Gesundheitswesen: Chancen und Grenzen. 11. Bad Orber Gespräche. 16.–18. November 2006. 2008.
- Band 58 Christian Igel: Zur Finanzierung von Kranken- und Pflegeversicherung. Entwicklung, Probleme und Reformmodelle. 2008.
- Band 59 Christiane Cischinsky: Auswirkungen der Europäischen Integration auf das deutsche Gesundheitswesen. 2008.
- Band 60 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Die besonderen Versorgungsformen: Herausforderungen für Krankenkassen und Leistungserbringer. 12. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen. 15.–17. November 2007. 2009.
- Band 61 Malte Wolff: Interdependenzen von Arzneimittelregulierungen. 2010.
- Band 62 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Qualitätssicherung und Patientennutzen. 13. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen. 20.–21. November 2008. 2010.
- Band 63 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Reformkonzepte im Gesundheitswesen nach der Wahl. 14. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen. 12.-13. November 2009. 2011.
- Band 64 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Dezentralisierung und Flexibilisierung im Gesundheitswesen. 15. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen. 18.-19. November 2010. 2011.

- Band 65 Eberhard Wille / Klaus Knabner (Hrsg.): Strategien für mehr Effizienz und Effektivität im Gesundheitswesen. 16. Bad Orber Gespräche über kontroverse Themen im Gesundheitswesen. 2013.
- Band 66 Timo Wasmuth: Gesundheitsausgaben: Determinanten und Auswirkungen auf die Gesundheit. Theoretische Modellierung und empirische Analyse. 2013.

www.peterlang.de