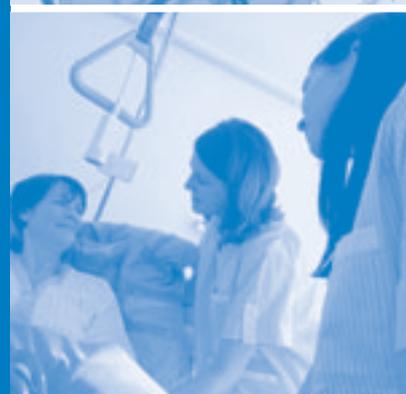


Experten-/Forschungsberichte zur Kranken- und Unfallversicherung

Kostenprognosemodell

für die obligatorische Krankenversicherung



BAG OFSP UFSP SFOPH

Experten-/Forschungsberichte zur Kranken- und Unfallversicherung

Kostenprognosemodell

für die obligatorische Krankenversicherung (OKP)

Marc Wildi
Thomas Unternährer
René Locher

März 2005

Das Bundesamt für Gesundheit veröffentlicht in seiner Reihe «Experten-/Forschungsberichte zur Kranken- und Unfallversicherung» konzeptionelle Arbeiten und Forschungsergebnisse zu aktuellen Themen im Bereich der Krankenversicherung und des Gesundheitswesens, die damit einem breiteren Publikum zugänglich gemacht und zur Diskussion gestellt werden sollen. Die präsentierten Analysen geben nicht notwendigerweise die Meinung des Bundesamtes für Gesundheit wieder.

Impressum

© Bundesamt für Gesundheit (BAG)
Herausgeber: Bundesamt für Gesundheit
Publikationszeitpunkt: September 2005
Auszugsweiser Abdruck – ausser für kommerzielle Nutzung –
unter Quellenangabe und Zustellung eines Belegexemplares
an das Bundesamt für Gesundheit.

Weitere Informationen: BAG, Direktionsbereich Kranken- und
Unfallversicherung, Jürg Burri, Telefon +41 (0)31 322 90 82
juerg.burri@bag.admin.ch, www.bag.admin.ch

Bezugsquelle: BBL, Verkauf Bundespublikationen, CH-3003 Bern
www.bbl.admin.ch/bundespublikationen

BBL-Artikelnummer: Form. Nr. 316.710
BAG-Publikationsnummer: BAG KUV 9.05 300 kombi 60EXT05001

Gedruckt auf chlorfrei gebleichtem Papier

Inhaltsverzeichnis

	Vorwort	1
	Avant-propos	3
	Premessa	5
	Foreword	7
1	Synthese	9
	Synthèse	15
	Sintesi	21
	Summary	27
2	Datenbasis	33
2.1	Kostenarten	33
2.2	Datenpool santésuisse	34
2.2.1	Einführung	34
2.2.2	Wichtige Eigenschaften des Datenmaterials	35
2.3	BfS/BAG/BSV/seco	38
3	Querschnittanalyse	39
3.1	Modelle 1 und 2: statischer Querschnitt	39
4	Längsschnittanalyse: Wachstumsraten	42
4.1	Modell 3: Analyse in ersten Differenzen	42
4.2	Widersprüchliche Ergebnisse: ein Erklärungsversuch	43
5	Probleme und methodische Lösungsansätze	44
5.1	Datentransformation	44
5.2	Variablenselektion	46
5.3	Kürze der Zeitreihen: Kombination von Quer- und Längsschnitt	49
5.4	Abweichungen von der Normalverteilungshypothese	51
5.5	Zusammenfassung	52
6	Empirische Resultate Teil I: Bedeutung der erklärenden Variablen	54
6.1	Bedeutung der Kostengruppen: Wachstum und Anteil	54
6.2	Modell: eine kurze Übersicht	56
6.3	Gesamtkosten: Bedeutung der erklärenden Variablen und Interpretation der Schätzergebnisse	56
6.4	Schätzergebnisse in den OKP-Kostengruppen	59
6.4.1	Überblick	59
6.4.2	Kostengruppe Spitäler	62
6.4.3	Kostengruppe Arztleistungen	63
6.4.4	Kostengruppe Medikamente Arzt	64
6.4.5	Kostengruppe Apotheken	64
6.4.6	Kostengruppe Pflegeheime	65
6.4.7	Kostengruppe PhysiotherapeutInnen	66
6.4.8	Kostengruppe Labor	66
6.4.9	Kostengruppe Spitex	67
6.5	Zusammenfassung	67
7	Empirische Resultate Teil II: Kantonale Effekte, Autokorrelationen und strukturelle Veränderungen	68
7.1	Ein Beispiel für die KG «Spital ambulant»	68
7.2	Diskussion: ein Vergleich von «in» und «out of sample»-Kriterien	70

8	Prognose und Simulation	72
8.1	Aufbau der Prognosefunktion: ein durchgerechnetes Beispiel für den Kanton ZH	72
8.2	Simulation	75
8.2.1	Vorgaben für die erklärenden Variablen	75
8.2.2	Bereinigung zukünftiger und vergangener Effekte	76
9	Anhang	77
9.1	Rückmeldung der Versicherer, des BAG und der Kantone (WIG)	77
9.1.1	Ausgangslage	77
9.1.2	Methode	77
9.1.3	Resultate	77
9.2	Erklärungen für das unterschiedliche Wachstum der Prämien und der Kosten (santésuisse)	80
9.2.1	Ausgangslage	80
9.2.2	Vergleichsdaten	80
9.2.3	Gründe für die Wachstumsunterschiede der Prämien und der Kosten	81
9.3	Prognosen kantonaler Durchschnittsprämien (BAG)	84
9.3.1	Differenzen zwischen Kosten und Prämien	84
9.3.2	Zeitliche Entwicklung der Nettokosten und Prämien	84
9.3.3	Schlussfolgerungen	87
9.4	Behandlungs- vs Abrechnungsdaten	88
9.4.1	Einführung	88
9.4.2	Vor- und Nachteile von Behandlungsdaten	91
9.4.3	Eigenschaften von Behandlungsdaten (Glattheit) und Prognoseperformance	91
9.5	Eine Unterscheidung der Dynamiken kantonaler Kostenentwicklungen	95
9.5.1	Einführung	95
9.5.2	Unterschiedliche Gruppierungen: eine empirische Untersuchung	95
9.5.3	Résumé	98
9.6	Robuste Verfahren	99
9.6.1	M-Schätzer	99
9.6.2	S-Schätzer	101
9.6.3	MM-Schätzer	101
9.6.4	Zeitabhängige Parameter	102
9.7	Zustandsraum und Random-Coefficient-Modelle	103
9.7.1	Random-Coefficient-Modell	103
9.7.2	Zustandsraummodelle	104
9.7.3	Der Kalman-Filter	106
9.7.4	Initialisierung der Kalman-Gleichungen: «Modellphilosophie», Flexibilität und Strukturbrüche	108
9.7.5	Kombination Random-Coefficient-Modell/Zustandsraummodell	111
9.8	Intervallprognosen: eine Darstellung der damit verbundenen Problematik	113
9.8.1	Einführung	113
9.8.2	Intervallprognosen und Eigenschaften des Datensatzes	114
9.8.3	Intervallprognosen für Wachstumsraten	115
9.9	Prognosen der OKP Pro-Kopf-Kosten: empirische Resultate	117
9.9.1	Validierung	117
9.9.2	Analyse der Ergebnisse	121
9.9.3	Prognosen von OKP-Bruttokosten des Kostenprognosemodells im Vergleich	123
9.9.4	Prognosen für das Wachstum in den Jahren 2003 und 2004	129
9.9.5	Diskussion der Ergebnisse	133
9.9.6	Prognosen für die übrigen Kostengruppen	133
10	Literaturverzeichnis	157

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1-1	Prognosegüte-Rangfolge (2-Schritt)	14
Tabelle 2-1	Entwicklung des Abdeckungsgrads	35
Tabelle 3-1	Querschnittanalyse: ein Vergleich verschiedener Modelle und Schätzverfahren	40
Tabelle 4-1	Längsschnittanalyse: Modell 3	43
Tabelle 5-1	Schätzergebnisse für Modelle mit/ohne Arbeitslosigkeit	47
Tabelle 5-2	Gesamtkosten: ein Band mit einigermaßen konstanter Breite	50
Tabelle 5-3	Vergleich herkömmlicher KQ-Schätzer mit robusten MM-Schätzern	52
Tabelle 6-1	Bedeutung der Kostengruppen: Wachstum und Grösse	55
Tabelle 6-2	Wachstumsraten der CH-Kosten in den einzelnen Kostengruppen	55
Tabelle 6-3	Gesamtkosten: Bedeutung der Trendkomponente	57
Tabelle 6-4	Gesamtkosten: geschätzte Modellparameter	57
Tabelle 6-5	Erklärte log-Basisjahr Kosten Kanton AG im Jahr 2002	58
Tabelle 6-6	Erklärte Kosten Kanton AG im Jahr 2002	58
Tabelle 6-7	Schätzergebnisse Kantone ohne Universitätsspital	59
Tabelle 6-8	Schätzergebnisse Kantone mit Universitätsspital	60
Tabelle 6-9	Bestimmtheitsmasse und Erklärungskraft der unabhängigen Variablen	61
Tabelle 8-1	Erklärtes Pro-Kopf Wachstum der transformierten Gesamtkosten im Kanton ZH (2002)	73
Tabelle 8-2	Prognosen für die erklärenden Variablen	74
Tabelle 8-3	«Provisorische» Prognose aufgrund der erklärenden Variablen	74
Tabelle 8-4	Prognose OKP Pro-Kopf Gesamtkosten (ZH, 2003)	74
Tabelle 8-5	«Simulation»	75
Tabelle 8-6	Prognostizierte Effekte vs. projizierte Effekte	75
Tabelle 8-7	Prognose vs. Projektion	76
Tabelle 9-1	Wachstum der Prämien gegenüber dem Vorjahr	81
Tabelle 9-2	Vergleich des Wachstums der Nettoleistungen und der Prämien	81
Tabelle 9-3	Quote der Rückstellungen und der Reserven	82
Tabelle 9-4	Neutraler Ertrag	82
Tabelle 9-5	Verwaltungskosten	83
Tabelle 9-6	Wachstum der Verwaltungskosten	83
Tabelle 9-7	Erlösminderungen	83
Tabelle 9-8	Wachstum der Erlösminderungen	83
Tabelle 9-9	Vergleich Behandlungs-/Abrechnungsdaten: Glattheit (ab 1997)	92
Tabelle 9-10	Vergleich Behandlungs-/Abrechnungsdaten: Glattheit ab 1999	93
Tabelle 9-11	Absolutbeträge der relativen Prognosefehler	94
Tabelle 9-12	Sprache/Kultur: Deutsche Schweiz / lateinische Schweiz	96
Tabelle 9-13	«Störung» der Modellstruktur: ohne «A65»	96
Tabelle 9-14	«Störung» der kantonalen Einteilung: ohne TI	96
Tabelle 9-15	Kantone mit vs. Kantone ohne Universitätsspital	97
Tabelle 9-16	«Störung»: ohne A65	97
Tabelle 9-17	«Störung»: ohne A65, A85 und ohne BE	98
Tabelle 9-18	«Störung»: zusätzliche Kantone BL, LU, SG	98
Tabelle 9-19	Prognoseintervalle: ein Vergleich	114
Tabelle 9-20	Validierung: «echte» 1- und 2-Schrittprognosen für die Jahre 2001 und 2002	118

Tabelle 9-21	Validierung: Prozentuale Prognosefehler	119
Tabelle 9-22	Validierung: Gütemasse	120
Tabelle 9-23	Validierung: 90%-Prognoseintervalle für die OKP Pro-Kopf Kosten	120
Tabelle 9-24	Validierung: (halbe) Längen der 90%-Prognoseintervalle für die OKP Pro-Kopf Kosten	121
Tabelle 9-25	Durchschnittliches %-Wachstum der Pro-Kopf-Kosten	122
Tabelle 9-26	Durchschnitt und Median der Ränge 1-Schritt Prognose	128
Tabelle 9-27	Durchschnitt und Median der Ränge 2-Schritt Prognose	128
Tabelle 9-28	1- und 2-Schritt Prognosen der OKP-Gesamtkosten für die Jahre 2003/2004	130
Tabelle 9-29	Prozentuale Veränderungen der OKP-Gesamtkosten (theoretische 90% PI)	131
Tabelle 9-30	Prozentuale Veränderungen der OKP-Gesamtkosten (empirische 80% PI)	132
Tabelle 9-31	Entwicklung der durchschnittlichen Wachstumsraten	133
Tabelle 9-32	Spital stationär: Absolutwerte	134
Tabelle 9-33	Spital stationär: prozentuale Veränderungen (90%)	135
Tabelle 9-34	Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)	136
Tabelle 9-35	Spital ambulant: Absolutwerte	137
Tabelle 9-36	Spital ambulant: prozentuale Veränderungen (90%)	138
Tabelle 9-37	Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)	139
Tabelle 9-38	Arztleistungen: Absolutwerte	140
Tabelle 9-39	Arztleistungen: prozentuale Veränderungen (90%)	141
Tabelle 9-40	Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)	142
Tabelle 9-41	Medikamente Arzt: Absolutwerte	143
Tabelle 9-42	Medikamente Arzt: prozentuale Veränderungen (90%)	144
Tabelle 9-43	Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)	145
Tabelle 9-44	Apotheken: Absolutwerte	146
Tabelle 9-45	Apotheken: prozentuale Veränderungen	147
Tabelle 9-46	Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)	148
Tabelle 9-47	Pflegeheime: Absolutwerte	149
Tabelle 9-48	Pflegeheime: prozentuale Veränderungen	150
Tabelle 9-49	PhysiotherapeutInnen: Absolutwerte	151
Tabelle 9-50	PhysiotherapeutInnen: prozentuale Veränderungen	152
Tabelle 9-51	Labor: Absolutwerte	153
Tabelle 9-52	Labor: prozentuale Veränderungen	154
Tabelle 9-53	Spitex: Absolutwerte	155
Tabelle 9-54	Spitex: prozentuale Veränderungen	156

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1	OKP-Kostengruppen	36
Abbildung 2-2	Datenrevisionen in der Kostengruppe «Medikamente Arzt» («vorher»/«nachher»)	36
Abbildung 2-3	«Rauschen» und Datenfehler	37
Abbildung 5-1	Gesamtkosten: Niveau- und Basisjahrdaten	44
Abbildung 5-2	Effekt der Basisjahr-log-Transformation	46
Abbildung 5-3	Gesamtkosten: ein homogenes Wachstumsbild	50
Abbildung 6-1	Entwicklung der CH-Kosten: Original und Basisjahr-log-transformiert	54
Abbildung 6-2	Kostengruppe Spital ambulant (alle Kantone)	62
Abbildung 6-3	Kostengruppe Spital stationär	63
Abbildung 6-4	Arztleistungen	63
Abbildung 6-5	Kostengruppe Medikamente Arzt	64
Abbildung 6-6	Kostengruppe Apotheke	65
Abbildung 6-7	Kostengruppe Pflegeheime	65
Abbildung 6-8	Kostengruppe PhysiotherapeutInnen	66
Abbildung 6-9	Kostengruppe Labor	66
Abbildung 6-10	Kostengruppe Spitex	67
Abbildung 7-1	Residuen aus dem Modell der Hauptkostentreiber (Spit. amb.)	69
Abbildung 7-2	Epsilon-Rauschen in der KG «Spital ambulant»	69
Abbildung 7-3	Gemeinsame Grundausrichtung und spezifische kantonale Effekte	70
Abbildung 9-1	Kantonale Erträge pro Prämienvolumen 1997 – 2003 (Prämiengenehmigung)	85
Abbildung 9-2	Kantonale Reserven pro Prämienvolumen 1997 – 2003 (Prämiengenehmigung)	85
Abbildung 9-3	Prämienvolumen pro Nettokosten 1997 – 2003, Datenpool	86
Abbildung 9-4	Relatives Wachstum der Nettokosten und Prämien 1998 – 2003, Datenpool	86
Abbildung 9-5	Definition Lag12	89
Abbildung 9-6	Definition Lag6	90
Abbildung 9-7	Definition: Lag0	90
Abbildung 9-8	Wachstumseinbrüche in den Zeitreihen GR/NW/UR	122
Abbildung 9-9	Relative Änderungen der Gesamtkosten für die verschiedenen Kantone in den Jahren 2000-2001 und 2001-2002 auf den Datengrundlagen des Datenpools und der Prämiengenehmigung	124
Abbildung 9-10	Relative Prognosefehler der Gesamtkosten 2003 aus dem Erhebungsjahr 2002 der beiden Versicherer V1 und V4, des Mittelwerts über alle Versicherungen sowie des Kostenprognosemodells (2-Schrittprognose).	125
Abbildung 9-11	1-Schritt Prognose, Daten bis 2000	126
Abbildung 9-12	2-Schritt Prognosen, Daten bis 2000	126
Abbildung 9-13	1-Schrittprognosen, Daten bis 2001	127
Abbildung 9-14	2-Schrittprognosen, Daten bis 2001	127

Vorwort der Auftraggeber santésuisse, BAG und GDK

Angesichts der steigenden Kosten des Gesundheitswesens und deren Auswirkungen auf die Krankenversicherungsprämien wurden verschiedene Versuche unternommen, Ursachen und Ausmass der Kostenentwicklung besser zu erfassen. Bis zum Jahr 2002 wurden jeweils vorgängig zu den jährlichen Prämien genehmigungsverfahren die Kostensteigerungserwartungen der Krankenversicherer und der Kantone erhoben, um die Prognosen der Kostenentwicklung auf eine gemeinsame Grundlage zu stellen und gegenseitig abzugleichen. Die Erhebungen fanden jedoch nicht die gewünschte Unterstützung der beteiligten Parteien, wodurch die jährlich stattfindenden Gespräche zur Kostenentwicklung zwischen dem Bundesamt für Gesundheit (BAG), den Kantonen und santésuisse von allen Parteien als eher unbefriedigend empfunden wurden. Parallel zu diesen Entwicklungen wurden in den vergangenen Jahren die statistischen Erhebungen und Datenquellen im Bereich der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) insbesondere auch durch den Datenpool von santésuisse erweitert und damit die Voraussetzungen für verbesserte Kostenanalysen geschaffen. santésuisse, das BAG und die Schweizerische Konferenz der kantonalen Gesundheitsdirektorinnen und -direktoren (GDK) haben deshalb beschlossen, ein Erklärungs- und Prognosemodell für die Kosten der OKP zu erarbeiten. Damit sollen Kostenentwicklungen aufgezeigt, Handlungsoptionen simuliert und deren finanziellen Auswirkungen abgeschätzt werden können.

Die Zürcher Hochschule Winterthur (Institut für Datenanalyse und Prozessdesign idp und Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie WIG) wurde Ende 2002 mit der Entwicklung eines Prognosemodells beauftragt. Als wichtigste Datengrundlage stehen die Kostenangaben des Datenpools von santésuisse zur Verfügung.

Während der ersten Projektphase stand vor allem die Entwicklung einer geeigneten Methodik zur Extrapolation der aktuellen Kostentrends unter Berücksichtigung der wichtigsten Kostenfaktoren im Vordergrund. Die Ergebnisse, d. h. insbesondere die statistischen Verfahren sowie erste Kostenprognosen, wurden im Zwischenbericht vom August 2004 zusammengefasst. Das Modell liefert als Ergebnis Schätzungen der kantonalen und gesamtschweizerischen Kostenentwicklung für zukünftige ein bis drei Jahre.

Trotz der Kürze der verfügbaren Zeitreihen kommt das Modell zu Schätzungen in vernünftiger Grössenordnung, weist jedoch einen relativ hohen Unsicherheitsgrad auf. Es darf aber erwartet werden, dass die Zuverlässigkeit mit längeren Zeitreihen laufend besser wird. Die Prognosegüte wird sich in jedem Fall aber rückwirkend weisen müssen, wenn nämlich die Schätzwerte nachträglich der effektiven Kostenentwicklung gegenübergestellt werden.

Durch die Extrapolation der vergangenen Kostentrends können natürlich künftige Strukturbrüche nicht abgebildet werden. Diese Möglichkeit ist aber insofern erwünscht, als das Gesundheitswesen einem steten regulatorischen Wandel unterworfen ist. Deshalb wurde in einer zweiten Projektphase die Ausarbeitung eines Prognose- und Simulationsprogramms initiiert. Das Simulationsprogramm soll ermöglichen, Strukturbrüche – wie z. B. gesetzliche Änderungen der Finanzierungsströme oder in der Zahlungspflicht – und deren Auswirkungen auf die prognostizierte Kostenentwicklung zu berücksichtigen.

Für die Zukunft ist geplant, dass santésuisse, das BAG und die GDK jedes Jahr im Frühjahr Kostenprognosen berechnen, welche den Krankenversicherern für die Prämienkalkulation und dem BAG im Rahmen der Prämien genehmigung des BAG als Hilfsmittel zur Verfügung stehen. Dabei ist stets zu beachten, dass die Prognosen – in ihrer Eigenschaft als Schätzungen mit Unsicherheiten – kantonale Durchschnittswerte darstellen und daher nicht als detaillierte Kostenprognosen für die einzelnen Krankenversicherer geeignet sind.

Das Prognose- und Simulationsprogramm soll ebenfalls den in der Begleitgruppe vertretenen Institutionen und den Krankenversicherungen für deren Kosten- bzw. Prämienprognosen zur Verfügung gestellt werden. Die Krankenversicherer können somit die Prognosen der *Kostenentwicklung* als einen weiteren Faktor für die Schätzung ihrer spezifischen *Prämienentwicklung* heranziehen.

Eine möglichst realistische Prognose der Kostenentwicklung liegt im Interesse von Bund, Kantonen, Versicherern und den Prämienzahlenden. Mit dem Modell soll die Diskussion über die zu erwartende Kostenentwicklung auf eine gemeinsame Basis gestellt und so eine Annäherung der Erwartungen erleichtert werden. Das Kostenprognose- und Simulationsmodell ist somit nicht als deterministisches Instrument zur Prämienfestsetzung, sondern als ein Beitrag zur Objektivierung des Dialogs zu verstehen.

Im Sommer und Herbst 2004 führte das WIG zudem im Auftrag des BAG eine Begleitstudie durch, um Rückmeldungen von den Versicherungen zur Weiterentwicklung des Modells zu erhalten und die Praxistauglichkeit des Kostenprognosemodells zu überprüfen. Eine kurze Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse wurde in den vorliegenden Bericht aufgenommen.

Avant-propos des mandants: santésuisse, l'OFSP et la CDS

Les coûts croissants du système de santé qui se répercutent sur les primes d'assurance-maladie ont donné lieu à diverses tentatives de mieux cerner les causes et l'étendue de leur évolution. Jusqu'en 2002, un sondage sur les attentes des caisses-maladie et des cantons en matière d'augmentation des coûts était systématiquement réalisé avant les procédures d'approbation des primes annuelles afin de comparer les prévisions sur une même base. Mais faute du soutien souhaité de la part des différents protagonistes, les tables rondes organisées chaque année entre l'office fédéral de la santé publique (OFSP), les cantons et santésuisse au sujet de l'évolution des coûts ne donnaient satisfaction à aucune des parties. Parallèlement à ces développements, la base de données de santésuisse est venue enrichir, ces dernières années, les statistiques et les sources disponibles sur l'assurance obligatoire des soins (AOS), créant les conditions d'une meilleure analyse des coûts. C'est la raison pour laquelle santésuisse, l'OFSP et la Conférence suisse des directrices et directeurs cantonaux de la santé (CDS) ont décidé d'élaborer un modèle d'explication et de prévision des coûts relatifs à l'AOS. L'objectif visé est de dessiner les tendances des coûts, de simuler des actions possibles et d'estimer leur impact financier.

Fin 2002, la Haute Ecole Zurichoise de Winterthour a été mandatée à travers l'Institut d'analyse de données et de conception de processus (IDP) et l'Institut d'économie de la santé de Winterthour (WIG) – pour développer un modèle de prévision des coûts. Les indications sur les coûts provenant de la banque de données de santésuisse constituent la principale base de données disponible.

La première phase du projet a essentiellement porté sur l'élaboration d'une méthode permettant d'extrapoler l'évolution actuelle des coûts en tenant compte des principaux facteurs de coûts. Les résultats, notamment les procédures statistiques et les premières prévisions en matière de coûts, ont été récapitulés dans le rapport intermédiaire d'août 2004. Le modèle permet d'obtenir des estimations de l'évolution des coûts dans les cantons et dans l'ensemble de la Suisse pour les trois prochaines années.

Malgré la courte durée des séries temporelles disponibles, le modèle réalise des estimations d'un ordre de grandeur raisonnable dont le degré d'incertitude est néanmoins relativement élevé. Il est toutefois permis d'espérer que la fiabilité des résultats augmentera au fur et à mesure que des séries temporelles plus longues pourront être traitées. La validité des prévisions devra dans tous les cas être établie rétroactivement lorsque les estimations pourront être comparées *a posteriori* à l'évolution des coûts effective.

L'extrapolation de l'évolution des coûts dans le passé ne peut évidemment pas rendre compte de futures ruptures structurelles. Or, cette possibilité est souhaitée dans la mesure où le système de santé est soumis à une réglementation en constante mutation. Aussi le projet a-t-il consisté dans une deuxième phase en l'élaboration d'un programme de prévision et de simulation. Le programme de simulation doit permettre de prendre en compte les ruptures structurelles telles que les modifications légales des flux de financement ou de l'obligation de payer et leurs répercussions sur l'évolution des coûts pronostiquée.

A l'avenir, santésuisse, l'OFSP et la CDS devraient calculer les coûts prévisionnels chaque année au printemps et les mettre à la disposition des caisses-maladie et de l'OFSP pour les aider dans leurs procédures respectives de calcul des primes et d'approbation des primes. A cet égard, il ne faut jamais oublier que les prévisions – par définition des estimations comportant une marge d'incertitude – représentent des valeurs moyennes cantonales et ne sont pas des prévisions détaillées utilisables par les différentes caisses-maladie.

Le programme de prévision et de simulation doit également être mis à la disposition des institutions représentées dans le groupe de travail accompagnant les travaux de l'institut mandaté ainsi que des caisses-maladie pour leurs prévisions en matière de coûts et de primes. Les caisses-maladie pourront ainsi prendre en compte l'évolution prévisionnelle des *coûts* comme critère supplémentaire pour évaluer l'évolution spécifique de leurs *primes*.

L'établissement des prévisions les plus réalistes possibles de l'évolution des coûts est dans l'intérêt de la Confédération, des cantons, des assureurs et des clients qui paient les primes. Grâce à ce modèle de prévision et de simulation des coûts, la discussion sur l'évolution prévisible des coûts doit pouvoir être menée sur une base commune dans l'optique d'un rapprochement des attentes. Loin de se vouloir un instrument déterministe de fixation des primes, il vise plutôt à donner des fondements objectifs au dialogue.

En été et en automne 2004, le WIG a en outre été mandaté par l'OFSP pour recueillir les commentaires des caisses-maladie dans le cadre d'une étude d'accompagnement afin de poursuivre le développement du modèle et de vérifier son adéquation à la pratique. Les principales conclusions sont récapitulées dans le présent rapport.

Premessa dei mandanti Santésuisse, UFSP e CDS

In considerazione dei costi in aumento nella sanità pubblica e delle loro ripercussioni sui premi dell'assicurazione malattie sono stati intrapresi vari tentativi al fine di rilevare con più chiarezza i motivi e le dimensioni dell'evoluzione dei costi. Fino nel 2002, prima della procedura annua di approvazione dei premi, veniva eseguito un sondaggio relativo alle aspettative degli assicuratori-malattie e dei Cantoni in merito all'aumento dei costi al fine di trovare una base comune per le previsioni relative all'evoluzione dei costi e di armonizzarle. Tuttavia, i sondaggi non hanno beneficiato del sostegno desiderato delle parti interessate che di conseguenza sono rimaste piuttosto insoddisfatte dai colloqui relativi all'evoluzione dei costi organizzati ogni anno tra l'Ufficio federale della sanità pubblica (UFSP), i Cantoni e Santésuisse. Parallelamente a queste evoluzioni, negli ultimi anni la banca dati di Santésuisse ha contribuito ad alimentare le statistiche e le fonti dei dati nell'ambito dell'assicurazione obbligatoria delle cure medico-sanitarie (AOMS) creando così le condizioni per migliorare la qualità delle analisi dei costi. Per questo motivo Santésuisse, l'UFSP e la Conferenza svizzera delle direttrici e dei direttori cantonali della sanità (CDS) hanno deciso di elaborare un modello esplicativo e di previsione dei costi relativi all'AOMS. In questo modo s'intende mostrare l'evoluzione dei costi, simulare diverse possibilità d'azione e valutare le relative conseguenze finanziarie.

Alla fine del 2002 l'istituto universitario «Zürcher Hochschule Winterthur» (Institut für Datenanalyse und Prozessdesign idp e Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie WIG) è stato incaricato di sviluppare un modello di previsione dei costi. Le indicazioni dei costi provenienti dalla banca dati di Santésuisse costituiscono la base di dati più importante.

Durante la prima fase del progetto era prioritaria soprattutto l'elaborazione di un metodo adeguato per estrapolare le tendenze attuali dei costi prendendo in considerazione i principali fattori di costo. I risultati, vale a dire in particolare le procedure statistiche e le prime previsioni dei costi, sono stati riassunti nel rapporto intermedio dell'agosto 2004. Quale risultato il modello fornisce valutazioni relative all'evoluzione dei costi cantonali e nazionali nei prossimi da uno a tre anni.

Nonostante la brevità delle serie temporali a disposizione, il modello fornisce previsioni di un ordine di grandezza ragionevole, presenta però un grado d'incertezza relativamente elevato. Tuttavia è presumibile che l'attendibilità del modello migliori continuamente con l'applicazione di serie temporali più lunghe. La qualità delle previsioni dovrà in ogni caso essere stabilita retroattivamente, segnatamente quando i valori stimati saranno confrontati con l'evoluzione effettiva dei costi.

Mediante l'estrapolazione dell'evoluzione dei costi del passato ovviamente non è possibile rilevare future rotture strutturali. Tuttavia, questa possibilità è auspicata nella misura in cui la sanità pubblica è sottoposta a un disciplinamento in costante cambiamento. Per questo motivo nella seconda fase del progetto si è dato inizio all'elaborazione di un programma di previsione e di simulazione. Il programma di simulazione deve permettere di tener conto di rotture strutturali, quali ad esempio modifiche legislative dei flussi di finanziamento o dell'obbligo di pagamento, e le loro ripercussioni sull'evoluzione prevista dei costi.

In futuro è previsto che ogni anno in primavera Santésuisse, l'UFSP e la CDS calcolino le previsioni dei costi che fungeranno da sostegno agli assicuratori-malattie per il calcolo dei premi e dell'UFSP per l'approvazione dei premi. Va però sempre osservato che le previsioni, in quanto valutazioni con un margine d'incertezza, rappresentano valori medi cantonali e dunque non sono previsioni dettagliate dei costi adatte per i singoli assicuratori-malattie.

Il programma di previsione e di simulazione va messo anche a disposizione delle istituzioni rappresentate nel gruppo d'accompagnamento e delle casse malati per le loro previsioni relative ai costi rispettivamente ai premi. Gli assicuratori-malattie quindi potranno prendere in considerazione l'evoluzione prevista dei costi quale ulteriore criterio per valutare la loro evoluzione specifica dei premi.

Una previsione la più realistica possibile dell'evoluzione dei costi è nell'interesse della Confederazione, dei Cantoni, degli assicuratori e di chi paga i premi. Grazie al modello di previsione e di simulazione dei costi, la discussione relativa all'evoluzione prevista dei costi va posta su una base comune al fine di facilitare un avvicinamento delle aspettative. Questo modello quindi non va considerato uno strumento deterministico volto a stabilire i premi bensì un contributo a rendere oggettivo il dialogo.

Nell'estate e nell'autunno del 2004 il Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie, su incarico dell'UFSP, ha eseguito uno studio d'accompagnamento al fine di ottenere riscontri dalle assicurazioni per un ulteriore sviluppo del modello di previsione dei costi e di verificare la sua adeguatezza alla pratica. Nel presente rapporto è stato integrato un breve riassunto dei risultati più importanti.

Foreword from the commissioning parties **santésuisse**, **SFOPH** and **GDK**

In the face of spiralling healthcare costs and their impact on health insurance premiums, a series of studies was undertaken to better comprehend the causes and extent of rising costs. Up to 2002, the annual premium approval process was preceded by a survey of health insurance providers and cantons to ascertain cost trends, establish a common basis for forecasts and compare the forecasts arrived at. However, the studies did not receive the desired level of support from the different players, and, as a result, the annual discussions on cost trends between the Swiss Federal Office of Public Health (SFOPH), the cantons and **santésuisse** proved unsatisfactory for everyone involved. Parallel to these developments, statistical surveys of mandatory health insurance and data sources within the health insurance system have been expanded over recent years, notably by **santésuisse**'s data pool. With these resources in place, improved cost analyses are now possible. Consequently, **santésuisse**, the SFOPH and Swiss Conference of the Cantonal Ministers of Public Health (GDK) have decided to develop a model capable of explaining and predicting the costs of the mandatory health insurance system. The aim is to identify cost trends, simulate different possible courses of action and estimate their financial impact.

The Institute of Data Analysis and Process Design (idp) at Zurich University of Applied Sciences Winterthur and the Winterthur Institute of Health Management (WIG) were commissioned to develop a forecasting model at the end of 2002. The major data source used for the model is the cost information from **santésuisse**'s data pool.

The first phase of the project focused on developing a suitable method for extrapolating current cost trends while taking account of key cost factors. The outcomes, most notably the statistical procedures and initial cost forecasts, were summarized in an interim report published in August 2004. The model delivers estimates of cantonal and nationwide cost trends for the next one to three years.

Even though the available time series are short, the model produces estimates of sensible proportions, albeit with a high degree of uncertainty. Nevertheless, reliability can be expected to improve steadily as the time series become longer. At all events, the quality of the forecasts will be proven retroactively when the estimates are compared to the actual cost trends.

While extrapolating past cost trends does not help us depict future structural breaks, this option is nonetheless desirable given that the healthcare system is subject to continuous regulatory change. As a result, work commenced on forecasting and simulation software in phase two of the project. The simulation software should make it possible to incorporate structural breaks such as legally prescribed changes in financing flows or payment obligations and their impact on cost trend forecasts.

Looking ahead, it is planned that **santésuisse**, the SFOPH and GDK will produce cost forecasts every spring and make them available to the health insurers for their premium calculations. The SFOPH will also use the forecasts in its premium approval process. It is important to bear in mind that the forecasts – which are estimates and therefore inherently uncertain – represent cantonal averages and are not suitable for use by insurers as detailed cost forecasts.

The forecasting and simulation software will also be made available to the institutions and health insurance companies represented in the advisory group for use in their cost and premium predictions. Health insurers will thus also be able to incorporate cost trend forecasts in their estimates of their own premium trends.

It is in the interests of the government, cantons, insurers and premium-payers for forecasts to be as realistic as possible. The model is intended to create a common basis for discussing expected cost trends and so to simplify the process of harmonizing expectations. Therefore, the cost forecasting and simulation model can be used not only as a tool for setting premiums but should help to make dialogue more objective.

At the SFOPH's request, the WIG conducted a follow-up study in summer and autumn 2004 to obtain health insurers' ideas on the future development of the model and their feedback on the cost forecasting model's suitability for real-life use. This report includes a short summary of the main results.

1 Synthese

Das von der ZHW (Zürcher Hochschule Winterthur) entwickelte OKP-Prognosemodell soll Aussagen über

- das zu erwartende (Pro-Kopf) Kostenwachstum im Bereich der obligatorischen Krankenversicherung pro Kanton und für die gesamte Schweiz, differenziert nach verschiedenen Kostengruppen (vgl. Abschnitt 8.1),
- das zu erwartende Prämienwachstum der obligatorischen Krankenpflegeversicherung pro Kanton und für die gesamte Schweiz (vgl. Abschnitte 9.2 und 9.3 im Anhang),
- «Maximal-» und «Minimalszenarien» bzw. Prognosekorridore (vgl. Abschnitt 9.8),
- Kostenfolgen und Prämienwirkungen von Änderungen der Rahmenbedingungen (Simulationen, vgl. Abschnitt 8.2)

ermöglichen. Dieser Bericht dokumentiert die allgemeine methodische Vorgehensweise bei der Beantwortung obiger Fragestellungen und stellt die daraus gewonnenen empirischen Erkenntnisse vor.

1.1 Ausgangssituation

Es ist vorgesehen, jeweils Anfangs Juni die Kostenprognosen für die OKP für die nächsten drei bis vier Jahre zu publizieren. Diese Kostenprognose soll die bisher jährlich durchgeführten Kostenentwicklungstagungen ersetzen, bei denen jeweils einerseits die Versicherer (grössere Kassen / Kantonalverbände), andererseits die Kantone ihre Erwartungen bezüglich der Kostenentwicklung vorstellten und diskutierten mit dem Ziel, grössere Abweichungen in den Erwartungen zu lokalisieren und allfällige Korrekturmassnahmen zu erörtern.

Es zeigte sich bei diesen Tagungen, dass:

- die zum Teil ungenügende Datenbasis einzelner Teilnehmer
- unterschiedliche Begriffsdefinitionen und demzufolge nicht vergleichbare Resultate
- unterschiedliche Methoden und Modellansätze und daher nicht vergleichbare Resultate und keine Möglichkeit zur Diskussion der Modelle und der Entstehung der Resultate
- zum Teil «politische» Argumentationen, die nicht mit Zahlen unterlegt waren

dazu führten, dass der Zweck der Kostenentwicklungstagungen nicht erreicht wurde.

Vor diesem Hintergrund wurde das Projekt Kostenprognose Krankenversicherung lanciert, mit dem für die beteiligten Partner ein gemeinsames Modell zur Verfügung stehen wird. Dank der gemeinsamen Modellbasis können unterschiedliche Erwartungen auf unterschiedliche Schätzungen von Parametern zurückgeführt und diskutiert werden. Die Bestimmung der kantonalen Kostenentwicklungsraten kann auch als Richtschnur dienen für die Prämienkalkulation der Krankenversicherer und für die Genehmigung der Prämien durch das BAG. In diesem Zusammenhang muss denn auch berücksichtigt werden, *dass Kosten und Prämien gegen Erwarten sich i.a. nicht im Gleichlauf verändern*¹.

¹ Auf Erläuterungen zu diesem Themengebiet wird auf die Abschnitte 9.2 und 9.3 im Anhang verwiesen.

1.2 Ziele, Inhalt und Form

Mit dem Erklärungs- und Prognosemodell werden quantitative Aussagen über zukünftige Kostenentwicklungen unter unveränderten und – unter gewissen Einschränkungen – auch unter veränderten Rahmenbedingungen aufgrund vergangener Beobachtungen hergeleitet. Kostenfolgen von *Veränderungen der Rahmenbedingungen* können insofern im Modell abgebildet werden, als Kosten anhand gewisser Variablen «erklärt» werden, die Aufschluss über interessierende Veränderungen der Rahmenbedingungen zulassen. Mit dieser Forderung wird ein «Erklärungsanspruch» mit dem Modell verbunden. Andererseits besteht der Wunsch auf möglichst akkurate «ceteris paribus» Prognosen für die zukünftigen Kosten d.h. unter der impliziten Annahme unveränderter Rahmenbedingungen. In der Praxis zeigt sich, dass diese beiden Ansprüche aus methodischer Sicht zu einem gewissen Masse inkongruent sind.

Die *bivalente Zielsetzung* der vorliegenden Arbeit unterscheidet sich insofern von den meisten empirischen Untersuchungen im Gebiet, als «Erklärungskraft» und «Prognosegüte» als gleich gewichtete Anforderungen an das resultierende Modell erachtet werden.

Bei einer Exploration der Kräfteverhältnisse in der OKP erweisen sich neben der Kürze der untersuchten Zeitreihen (Verfügbarkeit ab Inkrafttreten des KVG in 1997) grössere «Unregelmässigkeiten» in den Beobachtungen als erhebliche Herausforderungen für den methodischen Unterbau des Modells. Erschwerend erweist sich dabei der Umstand, dass gewisse Unregelmässigkeiten – wie z.B. Abrechnungsverzögerungen bei Versicherern – anhand der verfügbaren Daten gar nicht erklärt werden können. Diese äusseren «unkontrollierbaren» und a priori unbekanntem Störeffekte können dann – wenn sie nicht angemessen berücksichtigt werden – zu erheblichen Problemen bei der Quantifizierung der Zusammenhänge zwischen den beobachteten Kenngrössen führen. Der methodische Ansatz ist deshalb von zentraler Bedeutung und leitet als roter Faden durch die verschiedenen Kapitel des Berichts. Für den fachkundigen Leser gewährt ein umfangreicher Anhang tiefere Einblicke in das methodisch anspruchsvolle Vorgehen. Der Bericht bietet nebst einer ausführlichen Dokumentation der vielfältigen Problemstellungen auch zahlreiche Vergleiche mit aktuellen empirischen Untersuchungen. Auswahl und Bedeutung der erklärenden Variablen werden umfassend beschrieben und Interpretationen von gemessenen Modellparametern werden anhand einfacher Fallbeispiele illustriert. Der systematische Aufbau der Prognosefunktion wird anhand von Zahlenbeispielen demonstriert.

Als Bestätigung für die Umsetzung der obigen bivalenten Zielsetzung enthält der Bericht nebst der Quantifizierung wichtiger Effekte auch Prognosen für die Jahre 2003 und 2004 (Punktprognosen und Prognoseintervalle aufgrund der Beobachtungen zwischen 1997 und 2002) und eine umfassende «Validierung» der Prognosefähigkeit des Modells.

- Die Kosten für die Jahre 2001 und 2002 wurden anhand der (sehr kurzen) Zeitreihe von 1997 bis 2000 (vier Werte, eine Beobachtungsgleichung) prognostiziert und mit den effektiv beobachteten Werten für die Jahre 2001 und 2002 verglichen².
- Nebst zwei einfachen Benchmarks – deren Aussagekraft begrenzt bleibt – liegen dieser Untersuchung auch relevantere Vergleiche mit Prognosen der dreizehn grössten Versicherer³ zu Grunde.

Vergleiche für das Jahr 2002 und 2003 (zum Zeitpunkt der Erstellung der Prognosen im Jahr 2003 waren die Kosten für das entsprechende Jahr noch nicht bekannt) belegen, dass das Prognosemodell im Vergleich zu den Krankenversicherern sowohl in den Gesamtkosten als auch in den wichtigsten Kostengruppen im Spitzenbereich abschneidet.

² Aus modelltechnischen Gründen, auf die später eingegangen wird, kann bei dieser Validierungsphase nur eine einzige Beobachtungsgleichung berücksichtigt werden, nämlich diejenige, die 1999 und 2000 verbindet. Obwohl diese 'prekäre' Datenlage die Bedeutung der 'Validierung' relativiert stellt sich bei den Vergleichen mit den einzelnen Versicherer heraus, dass das Modell im Spitzenbereich abschneidet, vgl. Abschnitt 9.9.3.

³ Der Vergleich in Abschnitt 9.9.3 basiert auf Angaben der Versicherer aus der Prämien genehmigungsphase. Methodische Vorbehalte gegen den direkten Vergleich zwischen dem Prognosemodell und den Versicherern könnten sich aufgrund der unterschiedlichen Informationsgrundlagen ergeben, vgl. dazu entsprechende Ausführungen in Abschnitt 9.9.3. Diese Vorbehalte, welche beim Vergleich mit den Benchmarks entfallen, erfordern eine gewisse Vorsicht bei der Interpretation des Vergleichs mit den Versicherern.

1.3 Abgrenzung

Das OKP-Prognosemodell basiert auf der Extraktion von Information in vergangenen Beobachtungen mit dem Ziel, die erfassten «Entwicklungsmuster» in die Zukunft zu projizieren. Prognosen sind also nicht «visionär» und «Unvorhergesehenes» kann denn auch nicht vorhergesehen werden. Die Auswirkungen veränderter Rahmenbedingungen auf die Kostenentwicklung in der OKP lassen sich also nur insofern quantifizieren, als sich ihre Effekte auf die in die Zukunft projizierten erklärenden Variablen bemessen oder abschätzen lassen.

Im Vergleich zu anderen Untersuchungen in diesem Gebiet schafft die vorliegende Arbeit einen Einblick in die *Dynamik* der OKP-Kosten- und Prämienentstehungsmechanismen auf der Grundlage des Datenpools von *santésuisse*, vgl. Abschnitt 2.2. Damit wird eine Analyse der relevanten Gesetzmässigkeiten im *Querschnitt* (über alle Kantone) und im *Längsschnitt* (über die Zeit) aufgrund eines Datenmaterials mit hohem Abdeckungsgrad ermöglicht. Einsicht in sog. «Einzeldaten» (einzelne Patienten) oder in Daten einzelner Versicherer bleiben jedoch vorbehalten, da die Angaben im Datenpool – der Informationen der Branche als ganzes widerspiegelt – aggregiert sind. Das methodische Vorgehen ist ausserdem auf eine Erklärung der *aktuellen Dynamik* – ausgehend von 1997 – des Wachstums ausgerichtet. Insofern grenzt sich die Arbeit von Untersuchungen ab, die Ursachen der Kostenentwicklungen auf Momentaufnahmen (reine Querschnittanalysen) oder auf die «historische» Entwicklung (vor 1997) abstützen. Diese Abgrenzungen werden an geeigneten Stellen im Text umfassend dokumentiert.

1.4 Problemfelder und methodische Lösungsansätze

Die zu bewältigenden methodischen Probleme sind äusserst vielfältig und anspruchsvoll:

- Die in 1997 beginnenden Zeitreihen sind sehr kurz. Datentransformationen und Modellstruktur bedingen ausserdem, dass die erstmögliche Beobachtungsgleichung um weitere drei Jahre – also auf 2000 – verschoben wird.
- Der Datensatz wird durch zufällige Schwankungen und durch einzelne Datenfehler⁴ verrauscht.
- Ausreisser⁵ verzerren das Zusammenhangsgefüge.
- Die OKP-Kosten unterliegen gesetzlichen Regulierungen, die zu mehr oder weniger ausgeprägten «Strukturbrüchen» in den Daten führen bzw. führen werden (KVG, TARMED, Ausweitung der SL, Preisanpassungen, usw.)
- Revisionen des Datenmaterials können den nachträglichen Verlauf und die damit verbundene Dynamik der Zeitreihen stören.
- Wichtige Kostentreiber sind nicht direkt messbar (z.B. der technologische Fortschritt).

Die Kürze der Zeitreihen stellte aus methodischer Sicht eine der grössten Herausforderung dar. In dieser Arbeit wird deshalb ein Verfahren vorgeschlagen, das versucht den kurzen Längsschnitt durch Informationen in dem relativ breiten Querschnitt (26 kantonale Zeitreihen) zu ergänzen und abzustützen. Leider musste als Folge der obigen Probleme auf die Verwendung «traditioneller» Methoden⁶ verzichtet werden, da im wesentlichen alle postulierten Modellvoraussetzungen z.T. schwerwiegend verletzt sind. Methodisch wird deshalb ein innovativer Ansatz vorgeschlagen, der durch eine Kombination neuerer Verfahren – die gezielt auf einzelne Problemkreise zugeschnitten sind – die ursprüngliche Fragestellung «ganzheitlich» löst:

4 Z.B. in den Beobachtungen für die Kantone NE,FR, vgl. Abschnitt 2.2.2.

5 Nicht erklärbare grössere unregelmässige Abweichungen vom erwarteten Grundpfad.

6 Z.B. das klassische Regressionsmodell oder Panel-Daten Modelle (z.B. Fixed-Effects- oder Random-Effects-Modelle).

- Eine spezielle Datentransformation hebt die interessierenden Zusammenhänge – die Dynamik – hervor.
- Robuste Schätzverfahren vereinigen vorteilhafte Eigenschaften wie Effizienz und Stabilität. Sie werden eingesetzt, um die Haupteffekte⁷ trotz der angedeuteten Datenprobleme konsistent abzubilden. Dadurch wird dem Erklärungsanspruch im Modell auf methodischer Ebene begegnet.
- Spezielle Vorschriften – sog. verallgemeinerte Random Coefficient (RC-)Modelle – verbinden und ergänzen die fehlende Information im kurzen Längsschnitt (Zeitabschnitt) mit Informationen im kantonalen Querschnitt.
- Einfache Zeitreihenmodelle bilden die zeitliche Abhängigkeitsstruktur (Dynamik) ab.
- Zeitreihen- und RC-Modelle werden in ein allgemeines adaptives Zustandsraummodell eingebettet, das im Hinblick auf die bivalente Zielsetzung eine optimale Ausbeute der Information bzgl. der echten «out of sample» Prognosegüte anstrebt. Durch die adaptive Struktur sind selbständige und effiziente (optimierte) Anpassungen der Modelleinstellungen (Parameter) an «Strukturbrüche» möglich, vgl. entsprechende Ausführungen in Kapitel 6 und in den Abschnitten 9.7.3 und 9.7.4 im Anhang⁸.

1.5 Ergebnisse

Die folgenden Teilabschnitte fassen die wichtigsten empirischen Resultate in Zusammenhang mit dem OKP-Erklärungs- und Prognosemodell zusammen.

1.5.1 Dimension «Erklärung»

Auf der Suche nach möglichen Ursachen des Kostenwachstums im Gesundheitswesen werden nachfrage- und angebotsseitige Faktoren genannt. Beim Angebot wird oft die Dichte des Versorgungsnetzes und im speziellen die Arztdichte⁹ erwähnt. Nach gängigen Vorstellungen übt demnach eine Verdichtung des Leistungsangebotes (Erhöhung der Arztdichte) einen gewissen Druck auf das Kostenwachstum aus¹⁰. In Bezug auf die Stärke des Zusammenhangs zwischen den (Pro-Kopf) Kosten und der Arztdichte herrscht jedoch weitgehend Unstimmigkeit, wie die zum Teil widersprüchlichen Ergebnisse in aktuellen empirischen Untersuchungen aufzeigen.

- Traditionelle Querschnittanalysen, d.h. Momentaufnahmen der unterschiedlichen kantonalen *Kostenniveaus* in einem bestimmten Zeitpunkt, scheinen die Hypothese zu bestätigen, nach welcher Arztdichte und (Pro-Kopf) Kostenwachstum stark positiv korrelieren¹¹. Die Resultate in Abschnitt 4 suggerieren, dass über 70 % der Niveauunterschiede in den kantonalen Pro-Kopf Kosten durch Variationen der kantonalen Arztdichten erklärt werden können. Andere Erklärungsgrößen wie z.B. die Alterung der Bevölkerung oder das Volkseinkommen – welches stellvertretend für Wohlfahrt, Konsum und staatliche Ausgaben steht – sind gänzlich irrelevant.
- Andererseits weisen Untersuchungen über das *Kostenwachstum* – d.h. Untersuchungen der jährlichen Kostenzunahmen über einen gewissen Beobachtungszeitraum – auf einen vergleichsweise sehr schwachen Zusammenhang zwischen Veränderungen der Arztdichte und dem zu erklärenden Kostenwachstum hin, vgl. Abschnitt 4.

⁷ Demographische Kenngrößen (Anteil der über 65-jährigen Versicherten), Arztdichten, Anteil Versicherte mit maximaler Franchise, Volkseinkommen und eine «Trend-»variable.

⁸ «Systemwechsel» können so prinzipiell ohne externe Eingriffe des Anwenders abgebildet werden.

⁹ Der Anteil an Ärzten in der Gesamtbevölkerung.

¹⁰ Die Auslastung der Arztpraxen nimmt mit zunehmender Dichte des Versorgungsnetzes und bei gleich bleibenden Ansprüchen der Bevölkerung tendenziell ab. Eine gängige Vorstellung ist dann, dass gewisse Leistungserbringer ihren Wissensvorsprung ausnützen (Informationsasymmetrie, Vertrauen der Patienten), um ihr Leistungsangebot «künstlich» auszudehnen (z.B. durch eine Erhöhung der Konsultationsrate oder durch unnötige aufwendige Behandlungen), was gemeinhin mit einer Erhöhung der Pro-Kopf Kosten verbunden wird. Es könnte aber auch sein, dass eine Erhöhung der Arztdichte zumindest teilweise einer gesteigerten Nachfrage (Bedürfnis) der Bevölkerung nach medizinischen Leistungen folgt, so dass Angebots- und Nachfrageeffekte in dieser Variablen vermischt auftreten können.

¹¹ Dies gilt sowohl für die gesamten Gesundheitskosten als auch für die OKP-Kosten, vgl. Abschnitt 3.

Die Ergebnisse in vorliegendem Bericht führen diese Widersprüche auf methodisch bedingte Probleme zurück. Durch die Verwendung geeigneter allgemeinerer Ansätze lässt sich zeigen, dass die Arztdichte durchaus eine wichtige Determinante der Kostenentwicklung ist – wobei eine differenziertere Ansicht nach Kostengruppen erforderlich ist –. Es zeigt sich aber auch, dass die durch herkömmliche Querschnittsanalysen (Momentaufnahmen) suggerierte Dominanz dieser «Erklärung» nicht zutrifft¹².

Die Variablen Arztdichten (gesondert nach Allgemein- und Fachärzten) sind erwartungsgemäss in der Kostengruppe «Arztleistungen» starke Determinanten der Kostenentwicklung, da etwa 40 % der Variabilität der Pro-Kopf Kosten im Zeitraum zwischen 1997 und 2002 in dieser Kostengruppe auf Fluktuationen dieser Variablen (kumulierter Effekt von Allgemein- und Fachärzten) zurückgeführt werden können. Dieses Resultat muss allerdings auf dem Hintergrund des geringeren jährlichen Pro-Kopf Kostenwachstums in dieser Kostengruppe – etwa 3.7 % jährlich (im Vergleich dazu stiegen die gesamten OKP-Kosten im gleichen Zeitraum um etwa 5.4 % jährlich) – relativiert werden, vgl. Abschnitt 6.1. Betrachtet man das Wachstum der Gesamtkosten, so reduziert sich der kumulierte Erklärungsgehalt beider Arztdichten auf knapp 20 % (gemessen an den über 70 %, die durch traditionelle Querschnittsanalysen suggeriert werden, fällt dieser Anteil also vergleichsweise bescheiden aus). Etwa 7 % der beobachteten Variationen in den gesamten OKP Pro-Kopf Kosten sind auf Verschiebungen in der Alterspyramide (gemessen am Anteil der über 65-jährigen Versicherten) zurückzuführen. Die Alterung der Bevölkerung bzw. deren Effekte auf die OKP Pro-Kopf Kosten sind vor allem in den Kostengruppen «Spital» (besonders im ambulanten Bereich) und «Medikamente» (besonders durch ärztliche Abgabe) mit einem Erklärungsgehalt von 11 %-13 % bemerkbar. Der Einfluss der Variablen «Franchise» (Verlagerungen innerhalb der freiwilligen Selbstbehaltstruktur gemessen am Anteil der Versicherten in der obersten Franchisenstufe) ist in Kantonen mit Universitätsspital höher als in Kantonen ohne Universitätsspital. In letzterer Kantongruppe beeinflussen die Variablen «Volkseinkommen» und «Franchise» die Gesamtkosten nur marginal und ihre Wirkung lässt sich statistisch nur in einzelnen (aber wichtigen, weil rasch anwachsenden) Kostengruppen – nämlich «Medikamente Arzt» und «Apotheken» – nachweisen. Innerhalb dieser Kostengruppen steigt der Erklärungsgehalt dieser Variablen auf etwa 15 %-16 % an. Eine Erhöhung des Anteils an Versicherten in der obersten Franchisenstufe dämpft¹³ erwartungsgemäss das (Pro-Kopf-) Kostenwachstum in der OKP, alle anderen Variablen tragen positiv zum Wachstum bei.

Am bedeutendsten erweist sich in fast allen Kostengruppen (mit Ausnahme der «Arztleistungen») eine Trendkomponente, die stellvertretend für Einflussfaktoren am Rande der gewählten beobachtbaren erklärenden Variablen steht¹⁴. Etwa 50-60 % des Kostenwachstums in den Pro-Kopf Gesamtkosten (OKP) können im verfügbaren Zeitfenster auf den allgemeinen Trendanstieg zurückgeführt werden. Weiter zeigt sich, dass gewisse «Aufholtendenzen» in den kostengünstigeren Kantonen¹⁵ zu Wachstumsbeschleunigungen führen können.

Eine genauere Aufschlüsselung der Effekte der erklärenden Variablen auf die verschiedenen Kostengruppen ist in Abschnitt 6.4 ausführlich dokumentiert. Summarisch lässt sich dabei feststellen, dass das Ausmass des Einflusses einzelner Determinanten von der betrachteten Kostengruppe abhängt, was eine differenzierte Betrachtung der Wirkungsmechanismen innerhalb der OKP erfordert.

12 In gewissen Kantonen beobachtet man beispielsweise eine stagnierende oder gar rückläufige Entwicklung der Arztdichte, die nicht mit einer entsprechenden Dämpfung oder Stagnation der Kostenentwicklung einhergeht.

13 Erhoffte Kosteneinsparungen infolge des veränderten Anreizsystems werden bei den OKP-Kosten (die nur einen Teil der Gesamtkosten darstellen) zusätzlich durch einen anderen Effekt überlagert, der die Kostendämpfung verstärkt, vgl. Abschnitt 5.2.

14 Darin könnten z.B. der technologische Fortschritt, der Fortschritt der Ansprüche an die medizinische Versorgung, Marketingaktivitäten der Pharmaindustrie und der Leistungserbringer, gesellschaftliche Entwicklungen (Ernährung, Arbeit, Freizeit), usw. abgebildet werden.

15 Vgl. Abschnitte 5.1, 6.4.3 (Kostengruppe Arztleistungen) und 6.4.8 (Kostengruppe Labor).

1.5.2 Dimension «Prognose»

Empirische Vergleiche der Prognosegüte des KPM (Kostenprognosemodell) mit der entsprechenden Performance der 13 grössten Versicherer belegen, dass das Modell im Spitzenbereich abschneidet. Die Rangfolge für die praxisrelevante Zweischrittprognose (Prognose für das Folgejahr einer Berechnungsperiode) ist in folgender Tabelle zusammengefasst (vgl. Abschnitt 9.9.3 für eine umfassende Darstellung):

Tabelle 1-1 Prognosegüte-Rangfolge (2-Schritt)

2-Schrittprognosen, Daten bis 2001															
Vers. Nr.	Ø	1	KPM	7	5	3	6	11	10	12	2	8	4	9	13
Mittler Rang	2.2	2.8	4	5	7.4	7.4	8.6	8.8	8.8	9	9.2	9.6	11	12.2	14.2

wobei in der ersten Zeile die Versicherernummern (anonymisiert) und in der zweiten die durchschnittlichen Prognoseränge über die wichtigsten OKP-Kostengruppen eingetragen sind (das Symbol Ø steht stellvertretend für das arithmetische Mittel der Versichererprognosen). Für die Aufstellung der obigen Zahlen wurden Beobachtungen bis und mit 2001 berücksichtigt, was dem Informationsstand im Sommer des Jahres 2002 entspricht (aus «Sicht» Datenpool). Die Prognosen wurden mit den Beobachtungen für das Folgejahr 2003 verglichen. Einzig die Konsensprognose (Ø) und Versicherer 1 schneiden im Schnitt besser ab als das KPM. Beim Vergleich ist allerdings zu berücksichtigen, dass den Prognosen unterschiedliche Datensätze zugrunde liegen: das KPM verwendet für die vorliegende Untersuchung nach Kantonen aggregierte Bruttokosten nach Abrechnungsjahren aus dem Datenpool von santésuisse, währenddem den grossen Versicherern detaillierte Branchenkenntnisse und aktuellere Daten (z.B. Erhebungen im laufenden Jahr) zur Verfügung stehen.

Obwohl das OKP-Prognosemodell im Vergleich zu seinen «Mitbewerbern» gut abschneidet weist jedoch die Breite der Prognosekorridore in den Abschnitten 9.9.4 und 9.9.6 darauf hin, dass zufällige Störungen (Rauschen) in den Beobachtungen Grenzen an die zu erreichende Prognosegüte setzen.

1 Synthèse

Le modèle prévisionnel mis au point par la Haute école de Zurich à Winterthur (Zürcher Hochschule Winterthur ZHW) pour l'assurance obligatoire des soins (AOS) vise à renseigner sur :

- l'augmentation à prévoir des coûts (par tête) dans le domaine de l'assurance-maladie obligatoire, par canton et sur le plan suisse, ventilée par groupes de coûts
- les perspectives de croissance des primes dans l'AOS, par canton et sur le plan suisse
- les scénarios « maximum » et « minimum », autrement dit les fourchettes de prévisions
- les suites en termes de coûts et les effets sur les primes, si les conditions-cadres devaient changer.

Le présent rapport documente l'approche méthodologique retenue. Il répond aux questions susmentionnées et expose les découvertes empiriques réalisées au cours des travaux.

1.1 Situation initiale

Il est prévu de publier chaque année, au début de juin, les prévisions de coûts dans l'AOS pour les trois ou quatre prochaines années. Ces prévisions remplaceront les réunions annuelles consacrées à l'évolution des coûts, où les assureurs d'une part (grandes caisses / associations cantonales), et les cantons d'autre part exposaient et discutaient leurs attentes, dans le but d'identifier les écarts majeurs en la matière et de débattre d'éventuelles mesures de correction.

En effet, il est apparu qu'en raison :

- des bases de données parfois insuffisantes de certains acteurs
- de notions définies différemment, et donc de résultats non comparables
- de divergences de méthodes et de modèles, et donc de résultats non comparables et de l'impossibilité de discuter les modèles et les résultats obtenus, et
- d'argumentations en partie « politiques », non étayées par des chiffres

les séances consacrées à l'évolution des coûts n'atteignaient pas leur but. C'est dans ce contexte qu'a démarré le projet relatif aux prévisions de coûts dans l'assurance-maladie, qui fournira un modèle commun aux partenaires impliqués. Cette base commune permettra, lorsque les attentes diffèrent, de cerner les estimations contradictoires des paramètres et d'en discuter. En outre, la manière dont les cantons déterminent leur taux d'évolution des coûts pourra servir de principe directeur pour le calcul des primes des assureurs-maladie et pour l'approbation des primes par l'OFSP. A ce propos, on notera que *généralement, et contrairement aux attentes, les coûts et les primes n'évoluent pas de manière synchronisée*¹⁶.

¹⁶ Des explications à ce sujet figurent en annexe.

1.2 Buts, contenu et forme

Le modèle explicatif et prévisionnel livre des informations quantitatives sur l'évolution future des coûts si les conditions restent inchangées et même – dans certaines limites – en cas de changement, en se basant sur les observations antérieures. Il peut en effet indiquer les conséquences financières des *changements affectant les conditions-cadres*, les coûts étant « expliqués » à l'aide de variables traduisant l'évolution des conditions-cadres. Le modèle répond donc à une exigence de « pouvoir explicatif ». En outre, il vise à émettre les meilleures prévisions possibles sur les coûts futurs, dans l'hypothèse implicite où les conditions-cadres resteraient inchangées. En pratique, ces deux exigences ne coïncident d'ailleurs pas toujours du point de vue méthodologique.

Le présent travail diffère de la plupart des recherches empiriques menées dans le domaine par son *but bivalent* : les exigences de « pouvoir explicatif » et de « valeur prévisionnelle » comptent tout autant dans le modèle à mettre en place.

Outre la brièveté des séries chronologiques étudiées (disponibles à partir de l'entrée en vigueur de la LAMal en 1997), une recherche sur les rapports de force dans l'AOS révèle des « irrégularités » majeures dans les observations, qui sont autant de réels défis pour jeter les fondements méthodologiques du modèle. Fait aggravant, certaines irrégularités – comme p. ex. les décomptes tardifs présentés par les assureurs – ne peuvent s'expliquer à partir des données disponibles. Ces effets externes perturbants, « incontrôlables » et a priori inconnus, peuvent causer – s'ils ne sont pas dûment pris en compte – de graves problèmes de quantification des rapports entre les valeurs observées. D'où l'importance cruciale de l'approche méthodologique, qui servira de fil rouge aux divers chapitres du rapport. Une volumineuse annexe permettra aux spécialistes d'en saisir la complexité. Le rapport présente encore, outre une documentation complète sur les problèmes traités, de nombreuses comparaisons avec des études empiriques récentes. Le choix et l'importance des variables explicatives sont décrits en détail, tandis que des exemples pratiques simples illustrent les interprétations auxquelles se prêtent les paramètres calculés. Des exemples chiffrés démontrent enfin la cohérence de la fonction prévisionnelle du modèle.

A titre de confirmation que le but bivalent susmentionné a été concrétisé, le rapport comprend, outre la quantification d'effets importants, des prévisions pour les années 2003 et 2004 (prévisions ponctuelles et intervalles basés sur les observations faites entre 1997 et 2002) et une « validation » complète de la valeur pronostique du modèle. Les coûts pour les années 2001 et 2002 ont été prévus à l'aide de la (très brève) série chronologique de 1997 à 2000 (quatre valeurs et une confrontation des observations) et comparés aux valeurs effectives de 2001 et 2002¹⁷. Outre deux repères simples – dont le pouvoir d'expression reste limité – cette étude se fonde également sur des comparaisons plus pertinentes, à savoir les prévisions des treize principaux assureurs¹⁸. Les comparaisons pour l'année 2002 et 2003 (au moment où les prévisions ont été établies, en 2003, les coûts de cette dernière année n'étaient pas encore connus) prouvent que le modèle prévisionnel affiche des résultats pointus par rapport aux assureurs-maladie, tant au niveau des coûts totaux que des principaux groupes de coûts.

¹⁷ Pour des raisons d'ordre technique dont il sera question ultérieurement, il n'est possible de prendre en compte dans cette phase de validation qu'une seule confrontation des observations, à savoir le lien entre les années 1999 et 2000. Même si cette situation « précaire » des données relativise l'importance de cette « validation », il ressort des comparaisons faites avec les divers assureurs que le modèle donne des résultats pointus.

¹⁸ La comparaison se base sur des données des assureurs provenant de la phase d'approbation des primes. Des réserves peuvent être émises à propos de la comparaison directe entre le modèle prévisionnel et les chiffres des assureurs, étant donné que les bases d'information utilisées sont différentes. Ces réserves, qui tombent en cas de comparaison avec les repères, dictent une certaine prudence lors de l'interprétation de la comparaison avec les assureurs.

1.3 Délimitation

Le modèle prévisionnel de l'AOS se base sur l'extraction d'informations tirées d'observations antérieures, dans le but de projeter dans l'avenir les « modèles de développement » élaborés. Les prévisions ne sont donc pas « visionnaires », et l'« imprévisible » ne saurait être prévu. Les conséquences d'une modification des conditions-cadres sur l'évolution des coûts dans l'AOS ne sont d'ailleurs quantifiables que dans la mesure où l'on parvient à en calculer ou estimer les effets sur les variables projetées dans l'avenir.

En comparaison d'autres études menées dans ce domaine, le présent travail donne un aperçu de la *dynamique* des mécanismes de formation des coûts et des primes dans l'AOS en se fondant sur le pool de données de santésuisse. Ces données couvrant un champ large permettent une analyse de la conformité à la loi au niveau de tous les cantons (*transversale*) et sur la durée (*longitudinale*). Aucun accès n'est toutefois possible aux « données individuelles » (patients individuels) ou aux données d'assureurs précis, vu que les données du pool – reflétant globalement les informations de la branche – sont agrégées. L'approche méthodologique est en outre axée sur une explication de la *dynamique actuelle* de la croissance – depuis 1997. Ainsi, ce travail se démarque des recherches qui se fondent sur les causes de l'évolution des coûts à un instant fixé (analyses strictement transversales) ou sur leur évolution « historique » (prenant son origine avant 1997). Ces délimitations sont documentées en détail aux passages correspondants du rapport.

1.4 Difficultés rencontrées et solutions méthodologiques y apportées

Les problèmes du point de vue méthodique sont extrêmement variés:

- Les séries chronologiques débutant en 1997 sont très brèves. Les transformations de données et la structure du modèle impliquent en outre que la première confrontation possible des observations est reportée de trois ans – donc à l'année 2000.
- Les données sont brouillées par des fluctuations aléatoires et par des erreurs ponctuelles¹⁹.
- Des valeurs aberrantes²⁰ faussent la structure des corrélations.
- Les coûts de l'AOS sont soumis aux réglementations légales, qui entraînent déjà ou entraîneront des « ruptures structurelles » plus ou moins marquées dans les données (LAMal, TARMED, extension de la LS, adaptations de prix, etc.).
- Des révisions apportées au matériel récolté risquent de nuire à l'évolution ultérieure et donc à la dynamique des séries chronologiques.
- D'importants facteurs de coûts ne sont pas directement mesurables (p. ex. le progrès technologique).

La brièveté des séries chronologiques constituait l'un des principaux écueils méthodologiques. Le présent travail propose donc un procédé qui s'efforce de compléter et d'étayer la courte période couverte en puisant dans les informations transversales abondantes (26 séries chronologiques cantonales). Les problèmes susmentionnés nous ont hélas obligés à renoncer aux méthodes « traditionnelles »²¹, vu en substance que les conditions postulées pour élaborer un modèle sont systématiquement enfreintes, parfois même gravement. Nous proposons donc, sur le plan méthodologique, un modèle novateur apportant une réponse « globale » aux questions de départ, en combinant des procédés récents adaptés à certains groupes de problèmes spécifiques:

¹⁹ P. ex. dans les observations concernant les cantons de NE, FR.

²⁰ Ecartis majeurs irréguliers et non explicables par rapport aux repères de base.

²¹ P. ex. le modèle classique de régression ou les modèles de données de panels (p. ex. modèles à effets fixes ou modèles à effets aléatoires).

- Une transformation spéciale des données souligne la dynamique de l'évolution des coûts.
- Des méthodes d'estimation robustes présentent des avantages comme l'efficacité (statistical efficiency) et la stabilité des estimateurs obtenus. Elles permettent de représenter les effets majeurs²² de manière cohérente, en dépit des problèmes de données signalés. Le modèle leur doit le pouvoir explicatif exigé sur le plan méthodologique.
- Des prescriptions spéciales – modèles généralisés à coefficient aléatoire – relient et complètent les informations manquantes dans les brèves séries longitudinales (dimension temporelle) par des informations à caractère transversal tirées des cantons.
- Des modèles simples de séries chronologiques illustrent la structure de dépendance temporelle (dynamique).
- Des modèles de séries chronologiques et à coefficient aléatoire sont incorporés dans un modèle général adaptatif (state space) qui vise à obtenir, compte tenu du but bivalent, une récolte optimale d'informations sur les prévisions faites hors échantillon (out of sample). La structure adaptative se prête à des modifications indépendantes et efficaces (optimisations) des réglages du modèle (paramètres) là où apparaissent des ruptures structurelles.

1.5 Résultats

Les sous-chapitres suivants résument les principaux résultats empiriques obtenus grâce au modèle explicatif et prévisionnel de l'AOS.

1.5.1 Dimension explicative

La recherche des causes possibles de la croissance des coûts de la santé amène à évoquer divers facteurs concernant tantôt la demande et tantôt l'offre. Au niveau de l'offre, on cite fréquemment la densité du réseau de soins et, en particulier, la densité médicale²³. Selon une idée répandue, une offre de prestations accrue (augmentation de la densité médicale) exerce une pression à la hausse sur les coûts²⁴. Or il règne un profond désaccord sur le degré de corrélation entre les coûts (par tête) et la densité médicale, comme le montrent les résultats parfois contradictoires des études empiriques actuelles.

Les analyses transversales traditionnelles, « instantanés » des *niveaux* de coûts de chaque canton à un moment donné, semblent appuyer l'hypothèse selon laquelle la densité médicale et la croissance (par tête) des coûts présenteraient une forte corrélation positive²⁵. Les résultats du point 4 suggèrent que plus de 70 % des écarts du niveau cantonal de coûts par tête seraient imputables à des variations des densités médicales entre cantons. D'autres valeurs explicatives sont absolument hors de propos dans ces analyses, comme p. ex. le vieillissement de la population ou le revenu cantonal – reflet du bien-être, de la consommation et des dépenses étatiques.

Par ailleurs les examens consacrés à la *croissance* des coûts – autrement dit les travaux portant sur les augmentations annuelles des coûts sur une période d'observation donnée – indiquent un lien comparativement minime entre l'évolution de la densité médicale et la croissance des coûts à expliquer.

²² Valeurs démographiques (part des assurés âgés de plus de 65 ans), densités médicales, part d'assurés ayant la franchise maximale, revenu cantonal, ainsi qu'une variable « tendance ».

²³ Quote-part de médecins par rapport à la population totale.

²⁴ Au fur et à mesure que le réseau de soins se densifie et avec une demande constante de la part de la population, les cabinets médicaux cessent d'être utilisés au maximum de leur capacité. Une idée répandue veut que certains fournisseurs de prestations tirent parti de leur savoir professionnel (asymétrie de l'information, confiance des patients), pour étendre « artificiellement » leur offre de prestations (p. ex. en multipliant les consultations ou en pratiquant des traitements inutiles et coûteux), faisant grimper ainsi les coûts par tête. Mais il se pourrait aussi qu'une augmentation de la densité médicale s'accompagne, en partie tout au moins, d'une hausse de la demande (besoins) de prestations médicales parmi la population, et que les effets en termes d'offre et de demande se confondent dans ces variables.

²⁵ Cette observation vaut aussi bien pour les coûts d'ensemble de la santé que pour les coûts à charge de l'AOS.

Il ressort du présent rapport que ces contradictions tiennent à des problèmes de type méthodiques. L'utilisation de modèles adéquats à caractère général montre en effet que la densité médicale est réellement une déterminante importante de l'évolution des coûts ; néanmoins un examen plus différencié par groupe de coûts est nécessaire. En outre on voit aussi que la dominance de cette « explication » suggérée par les analyses transversales usuelles (instantanés) est infondée²⁶.

Conformément aux attentes, les variables correspondant aux densités médicales (une distinction étant faite entre généralistes et spécialistes) déterminent fortement l'évolution des coûts dans le groupe de coûts « Prestations médicales ». Ainsi, près de 40 % de la variabilité des coûts par tête entre 1997 et 2002 sont attribuables, dans ce groupe de coûts, à des fluctuations de ces variables (effet cumulé des généralistes et des spécialistes). Mais la moindre croissance annuelle des coûts par tête dans ce groupe de coûts, avoisinant 3.7 % par an, relativise la portée de ce résultat (en comparaison, les coûts totaux dans l'AOS ont augmenté dans la même période de 5.4 % par an). Et si l'on considère la croissance des coûts totaux, le potentiel explicatif cumulé des deux densités médicales tombe à 20 % (soit un chiffre modeste par rapport au taux supérieur à 70 % suggéré par les analyses transversales traditionnelles). Par ailleurs, près de 7 % des variations observées dans les coûts totaux par tête dans l'AOS sont imputables à l'évolution de la pyramide des âges (le critère étant la proportion d'assurés de plus de 65 ans). Le vieillissement démographique et ses effets sur les coûts par tête dans l'AOS sont particulièrement nets dans les groupes de coûts « Hôpital » (notamment dans le secteur ambulatoire) et « Médicaments » (en particulier sur prescription médicale), dont le potentiel explicatif est compris entre 11 % et 13 %. Quant à l'influence des variables « Franchise » (transferts au sein de la structure de franchise facultative, rapportés à la part des assurés possédant la franchise la plus élevée), elle est plus prononcée dans les cantons possédant un hôpital universitaire que dans les autres. Dans ce dernier groupe de cantons, les variables « Revenu cantonal » et « Franchise » n'ont qu'une incidence marginale sur les coûts, et leur effet ne peut être statistiquement démontré que dans quelques groupes de coûts (néanmoins importants par leur croissance rapide) – à savoir « Médicaments prescrits par le médecin » et « Pharmacies ». Dans ces deux groupes de coûts, le potentiel explicatif de ces variables grimpe à 15 % ou 16 %. Une augmentation de la part des assurés possédant la franchise maximale atténue comme on pouvait s'y attendre²⁷ la croissance des coûts (par tête) dans l'AOS, alors que toutes les autres variables contribuent de manière positive à une augmentation des coûts.

Dans presque tous les groupes de coûts (à l'exception des « prestations médicales »), l'élément le plus significatif est une composante de tendance qui correspond à des facteurs d'influence situés en marge des variables explicatives observables choisies dans cette étude²⁸. Quelque 50 à 60 % de la croissance des coûts faisant partie des coûts totaux par tête (AOS) sont imputables, pour la période disponible, à une tendance générale à la hausse. Il apparaît en outre que la « tendance au rattrapage » dans les cantons plus avantageux pourrait y accélérer la croissance des coûts.

La ventilation par groupe de coûts des effets des variables explicatives est précisément documentée au point 6.4. En résumé, on y constate que l'influence plus ou moins forte de certaines déterminantes dépend du groupe de coûts considéré. D'où la nécessité d'un examen différencié des mécanismes d'action à l'œuvre dans l'AOS.

26 Dans certains cantons, on observe p. ex. une stagnation, voire même une diminution de la densité médicale, sans pour autant qu'il y ait maîtrise ou stagnation de l'évolution des coûts.

27 Dans le cas des coûts de l'AOS (qui ne représentent qu'une partie des coûts totaux), les économies espérées en raison de la modification du système d'incitations interfèrent avec un autre effet contribuant à la maîtrise des coûts.

28 Pourraient y figurer, p. ex., le progrès technologique, les exigences croissantes par rapport aux soins médicaux, les activités marketing de l'industrie pharmaceutique et des fournisseurs de prestations, les développements de la société (alimentation, travail, loisirs), etc.

1.5.2 Dimension prévisionnelle

Des comparaisons empiriques portant sur la qualité des prévisions de coûts faites entre le modèle prévisionnel, d'une part, et la performance affichée par les 13 principaux assureurs, d'autre part, prouvent la valeur du présent modèle. Le classement pour les prévisions à deux ans (prévisions pour l'année suivant une période de calcul), qui sont d'intérêt pratique, apparaît dans le tableau ci-dessous:

Tableau 1-1 Classement portant sur la qualité des prévisions

Prévisions à deux ans pour la période 2003 (données jusqu'en 2001)															
N° d'ass.	Ø	1	mo- dèle	7	5	3	6	11	10	12	2	8	4	9	13
rang moyen	2.2	2.8	4	5	7.4	7.4	8.6	8.8	8.8	9	9.2	9.6	11	12.2	14.2

La première ligne correspond au numéro (anonymisé) de l'assureur, la deuxième au rang moyen des prévisions par groupe de coûts dans l'AOS (le symbole Ø signalant la moyenne arithmétique des prévisions des assureurs). Pour parvenir aux chiffres ci-dessus, des observations ont été prises en compte jusqu'à et y compris l'année 2001, ce qui correspond à l'état des informations de juillet 2002 (données du pool de données). Les prévisions ont été comparées aux observations faites l'année suivante, soit en 2003. Or seules les prévisions consensuelles (Ø) et l'assureur n° 1 font mieux que le présent modèle prévisionnel. Il faut toutefois préciser pour ces comparaisons que les prévisions se basent sur des données différentes. Ainsi le présent modèle utilise les coûts bruts agrégés par canton pour chaque année de décompte du pool de données de santésuisse, alors que les grands assureurs peuvent s'appuyer sur leurs connaissances approfondies de la branche et sur des données plus récentes (p. ex. relevés de l'année en cours).

Même si le modèle prévisionnel pour l'AOS affiche de bons résultats par rapport aux autres modèles, la largeur des fourchettes de prévision indique que des perturbations accidentelles des observations (fluctuations aléatoires) limitent la qualité prévisionnelle fixée comme but.

1 Sintesi

La scuola universitaria professionale di Winterthur (ZHW) ha sviluppato un modello di previsione relativo all'assicurazione obbligatoria delle cure medico-sanitarie (AOMS), il cui obiettivo è di trarre conclusioni

- sull'aumento prevedibile dei costi (pro capite) nell'ambito dell'assicurazione malattie obbligatoria per Cantone e per l'intera Svizzera, suddiviso per diversi gruppi di costi (cfr. capitolo 8.1),
- sull'aumento prevedibile dei premi dell'assicurazione obbligatoria delle cure medico-sanitarie per Cantone e per l'intera Svizzera (cfr. capitoli 9.2 e 9.3 dell'allegato),
- sugli scenari «massimi» e «minimi» e sugli intervalli di previsione (cfr. capitolo 9.8),
- sulle ripercussioni dei cambiamenti delle condizioni quadro sui costi e sui premi (simulazioni, cfr. capitolo 8.2)²⁹.

Questo rapporto illustra il procedimento metodologico generale utilizzato per rispondere alle questioni summenzionate e presenta i risultati empirici ottenuti.

1.1 Premessa

È previsto che all'inizio di giugno di ogni anno saranno pubblicate le previsioni dei costi dell'AOMS per i tre-quattro anni successivi. Questa previsione dei costi sostituirà gli attuali convegni annuali sull'evoluzione dei costi, nell'ambito dei quali gli assicuratori (principali casse malati / associazioni cantonali) e i Cantoni illustravano e commentavano le proprie stime riguardo all'evoluzione dei costi, allo scopo di individuare grandi differenze e di vagliare le eventuali misure correttive.

Nel corso dei convegni annuali si è constatato che

- le basi di dati insufficienti di alcuni partecipanti
- la diversità delle definizioni e la conseguente impossibilità di paragonare i risultati
- la diversità dei metodi e dei modelli utilizzati, che precludevano qualsiasi raffronto dei risultati e qualsiasi discussione sul loro ottenimento così come sui modelli applicati
- le argomentazioni di natura «politica», non avvalorate da dati obiettivi

hanno impedito di raggiungere lo scopo prefissato. Sulla scorta di queste esperienze, è stato lanciato il progetto Previsione dei costi dell'assicurazione malattie, che metterà a disposizione dei partner coinvolti un modello comune, grazie al quale sarà possibile far risalire i diversi scenari alle differenti stime dei parametri e discutere degli stessi. La determinazione dei tassi cantonali di evoluzione dei costi può fungere anche da cartina di tornasole per il calcolo dei premi degli assicuratori-malattie e per la loro approvazione da parte dell'UFSP. Al riguardo, occorre inoltre considerare che, *contrariamente alle aspettative, i costi e i premi non variano di pari passo*³⁰.

²⁹ Mediante simulazioni s'intende modellare le conseguenze comportate da interventi esterni sul sistema sanitario e di prevederne le ripercussioni finanziarie. Benché il modello descritto in questo rapporto preveda già determinate possibilità di simulazione, si rinuncia alla sua presentazione esplicita, che sarà invece oggetto della prossima fase.

³⁰ Per maggiori spiegazioni su questo tema si vedano i capitoli 9.2 e 9.3 dell'allegato.

1.2 Obiettivi, contenuto e forma

Riallacciandosi a precedenti osservazioni, il modello esplicativo e di previsione consente di trarre conclusioni quantitative relative a future evoluzioni dei costi sia a condizioni quadro invariate che, con determinate limitazioni, a condizioni quadro mutate. Le ripercussioni *dei cambiamenti delle condizioni quadro* sui costi possono essere riprodotte nel modello, a condizione che i costi siano «spiegati» con l'ausilio di determinate variabili, che consentano di capire i mutamenti rilevanti di tali condizioni. Al modello viene così associata una «pretesa di spiegazione», a cui si aggiunge la volontà di prevedere nel modo più accurato possibile l'evoluzione dei costi «ceteris paribus», ovvero nell'ipotesi che le condizioni quadro restino immutate. Nella prassi, queste due condizioni risultano in un certo senso incongruenti dal profilo metodologico.

L'obiettivo bivalente del presente lavoro si distingue dalla maggior parte delle ricerche empiriche in questo campo, nella misura in cui il «potere di spiegazione» e la «qualità della previsione» sono requisiti ponderati in egual misura nel modello risultante.

Dall'analisi dei rapporti di forza nell'AOMS si è constatato che la brevità delle serie temporali esaminate (disponibili a partire dall'entrata in vigore della LAMal nel 1997) e le grandi «irregolarità delle osservazioni» costituiscono una notevole sfida per l'impianto metodologico del modello. A complicare la situazione si aggiunge il fatto che certe irregolarità, come i ritardi degli assicuratori nel conteggio delle prestazioni, non possono essere spiegate con i dati disponibili. Se non tenuti in giusta considerazione, questi effetti di disturbo esterni «incontrollabili» e a priori sconosciuti possono determinare notevoli problemi nella quantificazione delle correlazioni tra i parametri osservati. Proprio per l'importanza che riveste, l'approccio metodologico funge da filo conduttore lungo i diversi capitoli del rapporto. Il lettore specializzato potrà scoprire il complesso procedimento metodologico, consultando l'ampio allegato. Oltre a documentare in modo esaustivo le molteplici esposizioni del problema, il rapporto presenta anche numerosi confronti con ricerche empiriche attuali. La scelta e l'importanza delle variabili esplicative sono descritte in maniera approfondita, e le interpretazioni dei parametri del modello misurati sono illustrate con l'ausilio di semplici esempi. Inoltre, la struttura sistematica della funzione previsiva è supportata da esempi numerici.

A conferma dell'attuazione del succitato obiettivo bivalente, il rapporto contiene, oltre alla quantificazione di importanti effetti, anche previsioni per gli anni 2003 e 2004 (previsioni puntuali e intervalli di previsione basati su osservazioni effettuate tra il 1997 e il 2002) e una «validazione» esaustiva della qualità di previsione del modello.

I costi per gli anni 2001 e 2002 sono stati stimati in base alla (breve) serie temporale 1997-2000 (quattro valori, un'equazione di osservazione) e paragonati con i valori effettivamente registrati per gli anni 2001 e 2002³¹.

Oltre a due semplici parametri di riferimento (benchmark), la cui attendibilità resta limitata, questa ricerca si basa anche su più importanti confronti con le stime dei tredici principali assicuratori³².

I raffronti per gli anni 2002 e 2003 (al momento delle previsioni, nel 2003, i costi per il rispettivo anno non erano ancora noti) confermano che il modello di previsione raggiunge ottimi risultati rispetto alle stime degli assicuratori-malattie sia nei costi globali che nei principali gruppi di costi.

31 Per motivi tecnici, approfonditi più avanti, in questa fase di validazione può essere presa in considerazione un'unica equazione di osservazione, ovvero quella che lega gli anni 1999 e 2000. Nonostante la «precarietà» dei dati, che relativizza il significato della «validazione», dai raffronti con gli assicuratori emerge che il modello raggiunge ottimi risultati. Cfr. capitolo 9.9.3.

32 Il confronto nel capitolo 9.9.3 si basa su dati degli assicuratori relativi alla fase di approvazione dei premi. Contro un raffronto diretto tra il modello di previsione e gli scenari degli assicuratori potrebbero sorgere riserve di natura metodologica a causa della diversità delle basi di dati. A tale riguardo si vedano le rispettive spiegazioni nel capitolo 9.9.3. Queste riserve, sollevate nel confronto con i benchmark, richiedono una certa precauzione nell'interpretare il raffronto con le stime degli assicuratori.

1.3 Delimitazione

Il modello di previsione AOMS si basa sull'extrapolazione di informazioni da precedenti osservazioni, allo scopo di proiettare nel futuro i «modelli di evoluzione» registrati. Le previsioni non hanno nulla di «visionario» e non consentono quindi di anticipare sviluppi di per sé «imprevedibili». Le ripercussioni delle mutate condizioni quadro sull'evoluzione dei costi nell'AOMS possono pertanto essere quantificate unicamente nella misura in cui i loro effetti sulle variabili esplicative proiettate nel futuro possono essere calcolati o stimati.

Rispetto ad altre ricerche svolte in questo ambito, il presente lavoro offre uno sguardo sulla *dinamica* dei meccanismi di causa dei costi AOMS e dei premi sulla base del pool di dati di santésuisse. Per saperne di più si veda il capitolo 2.2. Questi dati, dall'elevato grado di copertura, consentono di analizzare *trasversalmente* (per tutti i Cantoni) e *longitudinalmente* (nel tempo) le regolarità di rilievo. L'accesso ai dati di singoli pazienti o di singoli assicuratori resta però riservato, in quanto le informazioni contenute nel pool di dati, che rispecchia le informazioni del ramo nel suo insieme, sono aggregate. Il procedimento metodologico mira inoltre a spiegare la *dinamica attuale* della crescita – dal 1997 in poi. Pertanto il lavoro si delimita contro ricerche che basano le cause delle evoluzioni dei costi su momenti precisi (analisi trasversali pure) oppure su un'evoluzione temporale (prima del 1997). Queste delimitazioni sono documentate in maniera esaustiva nei punti appropriati del testo.

1.4 Problemi e soluzioni metodologiche

I problemi metodologici sono estremamente complessi ed articolati:

- Le serie temporali, il cui inizio risale al 1997, sono molto brevi. Le trasformazioni dei dati e la struttura del modello implicano inoltre che la prima equazione di osservazione possibile sia differita di altri tre anni, quindi al 2000.
- Variazioni fortuite e singoli errori casuali³³ mettono a repentaglio l'intera serie di dati.
- Valori aberranti³⁴ compromettono la struttura delle correlazioni.
- I costi AOMS soggiacciono a disciplinamenti legali che determinano o determineranno mutamenti strutturali dei dati più o meno marcati (LAMal, TARMED, ampliamento dell'elenco delle specialità (ES), adeguamenti dei prezzi ecc.).
- Le revisioni dei dati possono perturbare la continuità e la dinamica delle serie temporali.
- Importanti fattori d'aumento dei costi non sono direttamente misurabili (per es. il progresso tecnologico).

Dato che la brevità delle serie temporali costituisce una delle maggiori sfide dal profilo metodologico, nel presente lavoro si suggerisce una procedura volta a completare la breve serie longitudinale con informazioni provenienti dalla relativamente ampia dimensione trasversale (26 serie temporali cantonali) delle osservazioni disponibili. Purtroppo, a causa dei problemi summenzionati, che hanno danneggiato fondamentalmente tutti i requisiti del modello, si è dovuto rinunciare all'impiego di metodi «tradizionali»³⁵. Dal profilo metodologico si propone pertanto un approccio innovativo che risolve «interamente» la problematica iniziale, grazie ad una combinazione di nuovi procedimenti attagliati a singoli gruppi di problemi:

³³ Per es. nelle osservazioni relative ai Cantoni NE, FR, cfr. capitolo 2.2.2.

³⁴ Grandi differenze inspiegabili e irregolari rispetto al valore atteso.

³⁵ Per es. il classico metodo della regressione o i modelli di dati panel (per es. effetto random o effetto fisso).

- Una speciale trasformazione dei dati evidenzia le correlazioni di rilievo (ovvero la dinamica).
- Solide procedure di stima che coniugano efficienza e stabilità consentono di riprodurre coerentemente gli effetti principali³⁶, nonostante i problemi di dati evocati poc'anzi. In tal modo, si può affermare che la pretesa di spiegazione trova riscontro a livello metodologico.
- Prescrizioni particolari, come i cosiddetti modelli di coefficiente random generalizzati – collegano e completano le informazioni mancanti nella serie longitudinale breve (sequenza temporale) con informazioni contenute nella serie trasversale cantonale.
- Semplici modelli di serie temporali riproducono la struttura di dipendenza temporale (dinamica).
- Modelli di serie temporali e di coefficiente random sono ancorati in un modello adattativo spazio-stato che, nell'ottica dell'obiettivo bivalente, persegue un rendimento ottimale dell'informazione per quanto riguarda la qualità della previsione «out of sample» vera e propria. La struttura adattativa consente di adeguare in modo autonomo ed efficiente (ottimizzato) i parametri ai «mutamenti strutturali». Per maggiori informazioni si vedano le rispettive spiegazioni nel capitolo 6 della ricerca e nei capitoli 9.7.3 e 9.7.4 dell'allegato³⁷.

1.5 Risultati

I seguenti sottocapitoli riassumono i principali risultati empirici del modello esplicativo e di previsione dell'AOMS.

1.5.1 Dimensione esplicativa

Nel tentativo di individuare le possibili cause dell'aumento dei costi sanitari, vengono passati in rassegna i fattori legati alla domanda e all'offerta. Tra le cause legate all'offerta è spesso chiamata in causa la fitta rete d'assistenza sanitaria e in particolare l'elevata densità di medici³⁸. È opinione diffusa che l'aumento dell'offerta di prestazioni (incremento della densità di medici) eserciti una certa pressione sulla progressione dei costi³⁹. Riguardo al grado di correlazione tra i costi (pro capite) e la densità di medici, i pareri discordano, come lo dimostrano i risultati parzialmente divergenti di ricerche empiriche attuali.

Analisi trasversali tradizionali, ovvero istantanee dei differenti *livelli* cantonali dei costi in un determinato momento, sembrano confermare l'ipotesi secondo cui la densità di medici e l'aumento dei costi (pro capite) sono strettamente correlati⁴⁰. Dai risultati del capitolo 4 si osserva che più del 70% delle differenze di livello nei costi cantonali pro capite sono imputabili a variazioni della densità di medici. Altri fattori, come l'invecchiamento demografico o il reddito nazionale – indicatore del benessere, del consumo e delle spese statali – sono invece del tutto irrilevanti.

Da ricerche sull'*aumento* annuale dei costi in un determinato intervallo di osservazione invece emerge che il nesso tra i mutamenti della densità di medici e l'aumento dei costi è rispettivamente molto debole. Per altre informazioni si veda il capitolo 4.

36 Parametri demografici (quota di assicurati di età superiore ai 65 anni), densità di medici, quota di assicurati con la franchigia più elevata, reddito nazionale e una variabile «tendenziale».

37 In questo modo i «cambiamenti di sistema» possono essere di principio riprodotti senza interventi esterni da parte dell'utilizzatore.

38 Quota di medici rispetto alla popolazione totale.

39 Tendenzialmente, se la densità della rete di assistenza sanitaria aumenta e le esigenze della popolazione rimangono immutate, gli studi medici sono meno sollecitati. È opinione diffusa che determinati fornitori di prestazioni approfittano dei propri vantaggi (asimmetria delle informazioni, fiducia dei pazienti) per ampliare «artificialmente» la propria offerta di prestazioni (per es. aumentando le consultazioni o effettuando inutili trattamenti onerosi): un atteggiamento che determina generalmente un aumento dei costi pro capite. Potrebbe però anche darsi che un aumento della densità di medici sia dovuto almeno in parte ad una maggiore domanda di prestazioni mediche da parte della popolazione, per cui in queste variabili gli effetti della domanda e dell'offerta possono sovrapporsi.

40 Questo vale sia per i costi globali della salute sia per i costi dell'AOMS. Per maggiori informazioni si veda il capitolo 3.

I risultati del presente rapporto riconducono queste contraddizioni a problemi di ordine metodologico. Avvalendosi di approcci più adeguati e generici, si constata che la densità di medici è un'importante determinante dell'evoluzione dei costi, anche se occorrerebbe procedere ad un'analisi differenziata per gruppi di costi. Si osserva però anche che la prevalenza di questa «spiegazione» suggerita da comuni analisi trasversali (immagini istantanee) non trova riscontro⁴¹.

Come previsto, le variabili «densità di medici» (suddivise tra medici generici e specialisti) sono importanti determinanti dell'evoluzione dei costi nel gruppo «prestazioni mediche», in quanto circa il 40% della variabilità dei costi pro capite nel periodo tra il 1997 e il 2002 in questo gruppo di costi è imputabile alle fluttuazioni di queste variabili (effetto cumulato di medici generici e specialisti). Questo risultato va tuttavia relativizzato sulla scorta del basso aumento annuo pro capite dei costi di questo gruppo, che ammonta all'incirca al 3.7% (nello stesso periodo i costi globali dell'AOMS sono aumentati del 5.4% circa, cfr. capitolo 6.1.). Considerando l'incremento dei costi globali, il valore esplicativo cumulato della densità di medici (specialisti e generici) si riduce a circa il 20%. Se riferita alla proporzione superiore al 70% suggerita dalle analisi trasversali tradizionali, questa quota risulta pertanto relativamente modesta. Circa il 7% delle variazioni osservate nei costi complessivi AOMS pro capite va attribuito a spostamenti nella piramide delle età (rispetto alla quota degli assicurati di età superiore ai 65 anni). L'invecchiamento demografico e gli effetti che esso esercita sui costi pro capite AOMS sono osservabili soprattutto nei gruppi di costi «ospedale» (specialmente nel settore ambulatoriale) e «medicamenti» (in particolare su prescrizione medica) con un valore esplicativo pari all'11-13%. L'incidenza della variabile «franchigia» (spostamento nell'ambito della struttura della partecipazione ai costi volontaria rispetto alla quota di assicurati con il livello di franchigia più elevato) è maggiore nei Cantoni con un ospedale universitario rispetto a quelli senza. Nel gruppo di Cantoni privi di ospedale universitario, le variabili «reddito nazionale» e «franchigia» influenzano solo marginalmente i costi globali, e il loro effetto può essere dimostrato statisticamente solo per alcuni (ma importanti perché in rapido aumento) gruppi di costi, ovvero «medicamenti prescritti dal medico» e «farmacie». All'interno di questi gruppi di costi, il valore esplicativo di queste variabili aumenta a circa il 15-16%. Un aumento della quota di assicurati nel livello di franchigia più elevato attutisce⁴² come previsto l'aumento dei costi (pro capite) nell'AOMS. Tutte le altre variabili contribuiscono invece al suo incremento.

La più significativa in quasi tutti i gruppi di costi (ad eccezione delle «prestazioni mediche») si rivela essere una componente tendenziale che sostituisce i fattori d'influenza a margine delle variabili esplicative osservabili scelte⁴³. Circa il 50-60% dell'aumento dei costi globali pro capite (AOMS) osservato nel periodo temporale disponibile è riconducibile alla progressione tendenziale generale. Si constata inoltre che alcune «tendenze al recupero» da parte dei Cantoni⁴⁴ con i costi più contenuti potrebbero accelerare tale aumento.

Gli effetti delle variabili esplicative sui diversi gruppi di costi sono documentati nei dettagli nel capitolo 6.4. Sommarariamente, si constata che l'influenza esercitata dalle singole determinanti dipende dai gruppi di costi esaminati, cosa che richiede una considerazione differenziata degli effetti in seno all'AOMS.

41 In determinati Cantoni è stato osservato che una densità di medici stabile o addirittura in calo non comporta né un contenimento né una stagnazione nell'evoluzione dei costi.

42 Nei costi AOMS, gli auspicati risparmi dettati dal mutato sistema di incentivazione si sovrappongono ad un altro effetto che rafforza il contenimento dei costi. Per maggiori informazioni si veda il capitolo 5.2.

43 Potrebbe includere per esempio il progresso tecnologico, l'estensione del diritto all'assistenza medica, le attività di marketing dell'industria farmaceutica e dei fornitori di prestazioni, l'evoluzione della società (alimentazione, lavoro, tempo libero), ecc.

44 Cfr. capitoli 5.1, 6.4.3 (gruppo di costi «prestazioni mediche») e 6.4.8 ('laboratorio').

1.5.2 Dimensione previsiva

Confronti empirici tra la qualità del modello di previsione dei costi (MPC) e le stime dei 13 maggiori assicuratori dimostrano che il modello registra ottimi risultati. La classifica della previsione a due anni (previsione per l'anno successivo a un periodo di calcolo), che presenta un interesse pratico, è riassunta nella tabella seguente (per informazioni più dettagliate, si veda il capitolo 9.9.3).

Tabella 1-1 classifica in base alla qualità della previsione

Previsioni a 2 anni, dati fino al 2001															
N. assicur.	∅	1	MPC	7	5	3	6	11	10	12	2	8	4	9	13
Classifica	2.2	2.8	4	5	7.4	7.4	8.6	8.8	8.8	9	9.2	9.6	11	12.2	14.2

Nella prima riga sono indicati i numeri degli assicuratori (resi anonimi) e nella seconda la classifica media delle previsioni in considerazione dei diversi gruppi di costi AOMS (il simbolo ∅ sta ad indicare la media aritmetica delle previsioni degli assicuratori). Per l'approntamento dei dati summenzionati sono state considerate osservazioni fino al 2001 (compreso). Lo stato dell'informazione corrisponde quindi all'estate del 2002 (in base al pool di dati). Le previsioni sono state paragonate alle osservazioni per l'anno successivo, il 2003. Soltanto le previsioni di consenso (∅) e l'assicuratore n. 1 hanno ottenuto mediamente risultati migliori rispetto al MPC. Nel raffronto occorre però tenere conto del fatto che le previsioni poggiano su diverse serie di dati: per la presente ricerca per Cantoni ci si è basati sui costi lordi aggregati per gli anni di calcolo provenienti dal pool di dati di santésuisse, mentre i grandi assicuratori dispongono di conoscenze settoriali dettagliate e di dati più aggiornati (per es. rilevazioni per l'anno corrente).

Benché il modello di previsione AOMS abbia ottenuto buoni risultati rispetto agli altri modelli considerati, l'ampiezza degli intervalli di previsione nei capitoli 9.9.4 e 9.9.6 fa capire che variazioni casuali nelle osservazioni limitano la qualità delle previsioni.

1 Summary

The purpose of the predictive model for the compulsory health insurance system developed by ZHW (Zurich University of Applied Sciences Winterthur) was to provide information on:

- the anticipated increase in (per capita) costs within the compulsory health insurance system in each canton and for Switzerland as a whole, differentiated according to various cost categories;
- the anticipated increase in health insurance premiums in each canton and for Switzerland as a whole;
- “maximum” and “minimum” scenarios and a prediction corridor;
- the impact on costs and premiums of changes in the framework conditions.

This report documents the general methodological approach adopted in the attempt to answer these questions and presents the empirical findings that resulted from this work.

1.1 Background

The intention is to publish a forecast of costs in the compulsory health insurance system for the next three to four years at the start of June each year. This forecast is intended to replace the annual cost-development meetings that have been held up to now, at which the insurers (major health insurance funds / cantonal associations) and the cantons presented their expectations as regards cost development and discussed these expectations with a view to identifying major discrepancies and deciding on any corrective action that needed to be taken.

It emerged at these meetings that:

- the data used by some participants are inadequate;
- definitions of terms vary, so results cannot be compared;
- different methods and models are used, producing results which are not comparable and making it impossible to discuss the models and the way the results are obtained;
- some of the arguments put forward are “political” and cannot be backed up by figures.

As a result, the objective of the cost-development meetings was not achieved.

The health insurance cost prediction project was initiated against this background with the aim of providing a common model that all the parties involved can use. A common model allows different forecasts to be explained in terms of different ways of estimating parameters and permits useful discussion. Determination of the rates at which costs are developing in the cantons can also provide a guideline for health insurers in calculating their premiums and for the Swiss Federal Office of Public Health (SFOPH) in approving the premiums. In this connection it must be noted, however, *that costs and premiums, contrary to expectations, do not generally change at the same rate.*

1.2 Objectives, content and form

The explanatory and predictive model enables quantitative statements about the future development of costs in unchanged and – with certain restrictions – changed circumstances to be derived from past observations. The impact on costs of *changes in the framework conditions* can be illustrated by the model to the extent that costs are “explained” using certain variables that provide information on relevant changes in the framework conditions. The model is thus expected to fulfil a certain “explanatory” function. On the other hand, the aim is to obtain forecasts of future costs which are as accurate as possible, assuming all other factors are held constant, i.e. the implicit assumption is that the framework conditions will not change. It has been shown in practice that these two aims are to a certain extent incongruent from a methodological point of view.

The *bivalent objective* of this project distinguishes it from most of the empirical studies that have been carried out in this field in that “explanatory power” and “predictive quality” are deemed to be equally important criteria for the resulting model.

An exploration of the play of forces within the compulsory health insurance system with a view to defining a methodological basis for the model is faced with two challenging factors: the brevity of the time series being studied (data have only been available since the Health Insurance Law came into effect in 1997), and some major “irregularities” in the observations. The situation is made more difficult by the fact that certain irregularities, such as delays by the insurers in clearing accounts, simply cannot be explained by the available data. These external “uncontrollable” confounding factors – which by their very nature are unknown – can cause considerable problems in quantifying the relationships between the observed variables unless adequate allowance is made for them. The method chosen is thus of central importance and will be a leitmotif throughout the various chapters of the report. An extensive appendix provides the reader versed in this material with more detailed information on this sophisticated methodological approach. In addition to providing comprehensive documentation on the multifaceted problem in hand, the report also makes numerous comparisons with recent empirical investigations. It describes in detail the selection and significance of the explanatory variables and uses simple case studies to illustrate the interpretation of the parameters measured by the model. The systematic structure of the predictive function is demonstrated using numerical examples.

The report documents the achievement of the bivalent objective stated above by quantifying the major influencing factors and giving forecasts for 2003 and 2004 (point predictions and prediction intervals based on observations made between 1997 and 2002) and a comprehensive “validation” of the model’s predictive value. The costs for 2001 and 2002 were predicted using the (very short) time series from 1997 to 2000 (four values, one comparison) and compared with the values actually observed for 2001 and 2002⁴⁵. In addition to two simple benchmarks – of limited informative value – this study also uses more relevant comparisons with predictions by the 13 biggest insurance companies⁴⁶. Comparisons for 2002 and 2003 (when the predictions were made in 2003 the costs for that year were not yet known) show that the predictive model ranks highly compared with the figures predicted by the insurers in terms of both overall costs and the major cost categories.

⁴⁵ Because of the technical limitations of the model, which will be considered in more detail later, only one comparison of the data can be made during this validation stage – using the data from 1999 and 2000. Although this “shaky” aspect of the data reduces the significance of “validation”, comparisons with the individual insurers show that the model comes out as one of the best.

⁴⁶ The comparison is based on information from the insurers from the premium approval phase. Objections could be raised to the method of comparing the predictive model directly with the insurers because the information basis is different in each case. These objections, which do not arise in the comparison with benchmarks, necessitate a certain degree of caution when interpreting the comparison with the insurers.

1.3 Limitations

The predictive model for the compulsory health insurance system is based on extracting information from past observations with the aim of projecting the “development pattern” that has been identified into the future. Predictions are therefore not visionary and, logically, are not able to predict the unpredictable. The impact of modified framework conditions on the development of the costs can thus only be quantified to the extent that their effects on the explanatory variables projected into the future can be measured or estimated.

Compared with other studies in this field, this project provides insight into the *dynamics* of the development of costs and premiums on the basis of the data pool managed by santésuisse. This allows the relevant mechanisms to be analysed in *cross-section* (across all cantons) and *longitudinally* (over time) using data that provide a high level of coverage. The results may, however, be modified if “individual data” (i.e. from individual patients) or data from individual insurers are included since the data in the santésuisse pool, which reflects the information available in the health insurance industry as a whole, are aggregated. Moreover, the method described here is designed to explain the *current dynamics* of growth starting from a baseline in 1997. This distinguishes this project from other studies which consider the causes of cost developments in terms of instantaneous analyses (pure cross-section analyses) or in terms of “historical” development (prior to 1997). These distinctions will be documented comprehensively in the appropriate parts of the text.

1.4 Problem areas and approaches to solving them

The methodological problems that have to be overcome are extremely varied and challenging:

- The time series started in 1997 and are thus very short. Data transformation and the structure of the model also mean that the first prediction cannot be produced for another three years from baseline, i.e. for the year 2000.
- The database is subject to interference from random fluctuations and individual data errors⁴⁷.
- Outliers⁴⁸ distort the cohesion of the data.
- The costs of the compulsory health insurance system are subject to the requirements of legislation which causes, or will cause, more or less pronounced “breaks” in the structure of the data (Health Insurance Law, TARMED tariff, expansion of the list of pharmaceutical specialities, price adjustments etc.).
- Revision of the data can disrupt the subsequent course and associated dynamics of the time series.
- Major cost drivers cannot be quantified directly (e.g. technological progress).

One of the biggest challenges from the perspective of methodology is the brevity of the time series under investigation. In this project we have therefore proposed a method that attempts to round out and underpin the short longitudinal section with information from the relatively broad cross-section (26 data series over time recorded by the cantons). Unfortunately, the above-mentioned problems made it impossible to use “traditional” methods⁴⁹ because all the preconditions required for these models to be applied are violated by our data base, in some cases seriously. This is why we have proposed an in-

⁴⁷ e.g. in the observations for the cantons NE and FR.

⁴⁸ Major irregular deviations from the expected general direction which cannot be explained.

⁴⁹ e.g. the classic regression model or panel data models (e.g. fixed effects or random effects models).

novative approach which provides an “all-encompassing” answer to the original problem by combining recent methods which are tailored to individual aspects of the problem:

- A special data transformation highlights the relevant relationships – the dynamics of cost developments.
- Robust estimation methods combine advantageous features such as efficiency and stability. They are used to provide a consistent illustration of the main effects⁵⁰ in spite of the data problems mentioned above. This enables the method to fulfil the requirement for an explanatory component.
- Special rules – known as generalized random coefficient (RC) models – combine and supplement the missing information in the short longitudinal section (period of time) with information from the cantonal cross-section.
- Simple time series models depict the dependence structure over time (dynamics).
- Time series and RC models are integrated into a general adaptive status model that, in view of the bivalent objective of the study, aims to achieve optimum exploitation of the information on the true “out of sample” predictive quality. The adaptive structure permits independent and efficient (optimized) adaptation of the model parameters to “breaks in the structure”.

1.5 Results

The following subsections summarize the most important empirical findings produced by the explanatory and predictive model for the compulsory health insurance system.

1.5.1 The “explanatory” dimension

Demand-side and supply-side factors are considered as possible causes of the explosion of costs in the health system. The density of health care provision is often mentioned as a causative supply-side factor – with the density of doctors⁵¹ taking on special importance. Conventional wisdom states that a greater supply density (a greater density of doctors) will exert a certain degree of pressure on the growth of costs⁵². However, there is little agreement on the strength of the correlation between (per capita) costs and the density of doctors, as the partly contradictory results of current empirical studies show.

Traditional cross-section analyses, i.e. analyses of the cost *level* in the various cantons at a given point in time, would appear to confirm the hypothesis that there is a strong positive correlation between the density of doctors and (per capita) cost growth⁵³. The results in section 4 suggest that more than 70% of the difference between the level of per capita costs in the different cantons can be attributed to variations in the cantonal density of doctors. Other explanatory factors, such as an ageing population or national income (which is a surrogate parameter for prosperity, consumption and state spending) are completely irrelevant.

On the other hand, studies of cost *growth*, i.e. studies of annual increases in costs over a given period of time, suggest that the link between changes in the density of doctors and the growth of costs is very weak by comparison.

50 Demographic parameters (proportion of insurees over 65 years of age), density of doctors, proportion of insurees with maximum deductible rates, national income, and a “trend variable”.

51 The proportion of doctors in the total population.

52 The capacity utilization of doctors’ practices tends to decrease as the density of health care provision increases if the intensity of medical care sought by the population remains constant. It is then widely assumed that certain service providers will exploit their greater knowledge (asymmetry of information, patients’ trust) to “artificially” inflate the services they provide (e.g. by increasing the number of consultations or by giving unnecessarily complex treatments), thus leading to an increase in per capita costs. Equally, however, increasing the density of doctors could, at least in part, lead to a greater demand (need) among the population for medical care, and in this case supply-side effects could be mixed with demand-side effects.

53 This applies both to health care costs as a whole and to costs within the CHI system

The results presented in this report suggest that these contradictions are due to problems with the methodology of the studies. If more appropriate, more general approaches are used, it emerges that the density of doctors is certainly an important determinant of cost development, although the approach needs to be differentiated for different cost categories. At the same time, however, it appears that the dominance of this “explanation” suggested by conventional cross-section analyses (carried out for a specific point in time) is not correct⁵⁴.

As expected, the variable “density of doctors” (broken down into general practitioners and specialists) is a powerful determinant of cost developments in the “services provided by doctors” cost category since about 40% of the variability in per capita costs in this category between 1997 and 2002 can be attributed to fluctuations in this variable (cumulative effect of general practitioners and specialists). However, this result must be seen in the context of the low annual increase in per capita costs in this cost category of about 3.7% (in comparison, costs throughout the compulsory health insurance system rose by about 5.4% annually over the same period). If we look at the growth of costs overall, the cumulative effect of densities of both types of doctor drops to about 20% (a relatively modest proportion compared with the more than 70% suggested by traditional cross-section analyses). About 7% of the observed variations in the per capita costs for the compulsory health insurance system as a whole are due to shifts in the age pyramid (measured in terms of the proportion of insureds over the age of 65). The greying of the population and its effects on the per capita costs incurred by the compulsory health insurance system are particularly evident in the cost categories “hospital” (particularly out-patient services) and “drugs” (particularly as a result of dispensing by doctors), where they account for between 11 and 13% of growth. The influence of the variable “deductible rate” (shifts within the voluntary deductible structure measured in terms of the proportion of insureds with the highest deductible rate) is greater in cantons with a university hospital than in cantons without one. In this second category of cantons, the variables “national income” and “deductible rate” have only a marginal effect on overall costs, and their impact can be determined statistically only for individual cost categories, i.e. “drugs dispensed by doctors” and “pharmacies”. However, it must also be said that these categories are important because they are growing rapidly. Within these cost categories, these variables account for between 15 and 16% of cost growth. As expected, an increase in the proportion of insureds with the highest deductible rate slows the rate at which (per capita) costs grow in the compulsory health insurance system⁵⁵; all other variables have a positive effect on growth.

The most important factor in practically all cost categories (with the exception of “services provided by doctors”) appears to be a trend component which represents variables at the periphery of the observable explanatory variables selected for the purpose of this project⁵⁶. About 50 to 60% of the growth in total per capita costs in the compulsory health insurance system in the time frame under observation can be attributed to a general rising trend. It also emerges that a certain tendency for cantons with lower costs to try and “catch up” can accelerate growth.

A more detailed analysis of the effects of the explanatory variables on the various cost categories is given in section 6.4. In summary, it can be said that the extent to which individual determinants affect cost growth depends on the cost category, and this means that it is necessary to take a differentiated approach to analysing the mechanisms that operate within the compulsory health insurance system.

54 In certain cantons, for example, the density of doctors is stagnating or declining, yet the rate at which costs are developing is not slowing or stagnating in response.

55 The lower costs that the modified incentive system is intended to achieve in the CHI system (which account for only a part of the overall costs) are additionally overlaid by another effect that intensifies the reduction in costs.

56 This could reflect, for example, technological progress, increasing expectations in terms of medical care, marketing activities by the pharmaceutical industry and service providers, developments in society (nutrition, employment, leisure) etc.

1.5.2 The “predictive” dimension

Empirical comparisons of the predictive quality of the cost prediction model (CPM) with the performance of the 13 biggest insurance companies show that the model described here is one of the best. The table below ranks the performance of the two-step predictions (prediction for the subsequent year in a calculation period) which is of practical relevance.

Table 1-1 Ranking of predictive accuracy (two-step predictions)

Two-step predictions, data up to 2001															
Insurer No.	Ø	1	CPM	7	5	3	6	11	10	12	2	8	4	9	13
Average ranking	2.2	2.8	4	5	7.4	7.4	8.6	8.8	8.8	9	9.2	9.6	11	12.2	14.2

The first line shows the number allocated to the insurance company (anonymized); the second shows the average ranking achieved by the predictions for the most important cost categories in the compulsory health insurance system (the symbol Ø represents the arithmetic mean of the insurers’ predictions). The above table was compiled on the basis of observations up to and including 2001; this was the information available in the summer of 2002 in the data pool. The predictions were compared with the observations for the subsequent year 2003. Only the consensus prediction (Ø) and insurer 1 produced more accurate results than the CPM. However, when comparing the results, it should be noted that the predictions are based on different data sets: for this project the CPM uses aggregated gross costs for each accounting year for the individual cantons as provided by the santésuisse data pool, while the large insurers have access to more detailed knowledge from inside the industry and more recent data (e.g. data surveys from the current year).

Although the predictive model for the compulsory health insurance system performs well against its “competitors”, the breadth of the prediction corridors indicates that random interference (noise) in the observations limits the quality of the predictions that can be achieved.

2 Datenbasis

Gegenstand der vorliegenden Untersuchung sind kantonale nach Kostengruppen aufgeschlüsselte (OKP-) Pro-Kopf *Bruttokosten* basierend auf *Abrechnungsdaten*. Abschnitt 2.1 gibt einen Überblick über die verschiedenen Kostenarten. In [31], S.4-5, weisen Rüefli und Vatter auf erhebliche Schwierigkeiten bei der Datensammlung in der Periode vor Inkrafttreten des KVG hin. Für den Zeitraum ab 1997 wird mit dem Datenpool von *santésuisse* eine entsprechende umfassende Datenbasis bereitgestellt. Erläuterungen zum Datenpool von *santésuisse* befinden sich in Abschnitt 2.2. An dortiger Stelle werden auch Eigenschaften des vorliegenden Datenmaterials beschrieben, die nahe legen, dass wichtige «klassische» Modellvoraussetzungen (wie beispielsweise diejenigen des klassischen linearen Regressionsmodells) schwerwiegend verletzt sind. Weitere für die Untersuchung wichtige Datenquellen werden in Abschnitt 2.3 aufgelistet.

2.1 Kostenarten

Kosten in der OKP lassen sich auf verschiedene Arten messen. Als Möglichkeiten bieten sich an:

- **Bruttokosten / Nettokosten:** Die Nettokosten berechnen sich aus den Bruttokosten, indem die Kostenbeteiligung der Versicherten weggezählt wird. Um Zusammenhänge mit den Prämien herauszuarbeiten, ist die Optik der Nettokosten die adäquatere, sie hat jedoch den Nachteil, dass die Aufteilung in Kostengruppen Schwierigkeiten bereitet. Untersuchungen in Abschnitt 9.3 zeigen ausserdem, dass der Zusammenhang zwischen Nettokosten und Prämien in der kurzen Frist durch schwierig zu messende (oder prognostizierende) Störeffekte (z.B. Ab- oder Anbau von Reserven, Ertragsentwicklung auf den Finanzmärkten, Entscheide über die Selbstbehaltstruktur usw.) erheblich beeinträchtigt wird.
- **Abrechnungsdaten / Behandlungsdaten** (vgl. hierzu Abschnitt 9.4): der Vorteil bei der Verwendung von Abrechnungsdaten liegt darin, dass die während dem Jahr anfallenden Kosten klar definiert sind. Allerdings sind in diesen Kosten auch oft Leistungen enthalten, die im Vorjahr oder noch früher erbracht wurden, da die Rechnung in der Regel erst nach Abschluss der Behandlung erstellt wird und die Versicherten ihre Rechnungen mit einer gewissen Verzögerung an ihre Versicherer weiterleiten. So wird es schwierig, die Auswirkungen von Massnahmen wie z. B. Verordnungsänderungen oder Tarifänderungen im Modell sauber abzubilden. Behandlungsbeginndaten auf Tagesbasis haben gegenüber Abrechnungsdaten ausserdem den Vorteil des geringeren Rauschens, vgl. [2]⁵⁷. Dies hängt damit zusammen, dass Verzögerungen oder Beschleunigungen bei der Fakturierung und/oder der Abrechnung von Leistungen bei der Betrachtung nach Behandlungsbeginn – je nach Zeitpunkt der Betrachtung – zumindest zu einem grossen Teil ausgeblendet werden. Das Problem bei Behandlungsdaten ist jedoch, dass nie sämtliche Rechnungen des aktuellen Behandlungsjahres erfasst werden können. Behandlungen erstrecken sich nämlich über mehr oder weniger lange Zeiträume, so dass am Ende des Jahres bei den Versicherern in der Regel noch etwa ein Drittel der Rechnungen ausstehen. Deshalb muss man sich auf einen Zeitpunkt im Folgejahr einigen, bis zu dem Rechnungen aus dem Vorjahr noch berücksichtigt werden. Damit erkaufte man sich sowohl Vor- als auch Nachteile. Setzt man diesen Zeitpunkt z.B. auf Ende April des Folgejahres fest, dann ist die Datenbasis zwar zuverlässiger – obwohl immer noch unvollständig – es entsteht jedoch eine Verzögerung von vier Monaten.

⁵⁷ Bei Behandlungsdaten auf Jahresbasis scheinen diese Vorteile jedoch aufgrund des zeitlichen Aggregationseffektes zu schwinden bzw. die Nachteile dieses Datentyps scheinen die Vorteile zu kompensieren, vgl. Abschnitt 9.4.

Die empirischen Resultate in vorliegendem Bericht basieren auf Bruttokosten und Abrechnungsdaten. Methodisch würde sich der ausgewählte Ansatz z.B. auch für Behandlungsdaten eignen. Die Untersuchungen in Abschnitt 9.4 zeigen jedoch, dass der Unterschied zwischen Behandlungs- und Abrechnungsdaten auf *Jahresbasis* viel geringer ausfällt als auf *Tagesbasis* und dass durch den zeitlichen Aggregationseffekt in den Jahresdaten die vorteilhaften Eigenschaften von Behandlungsdaten schwinden. Unter Vorbehalt der sehr kurzen Zeitreihen und Beobachtungszeiträume plädieren deshalb die direkten Vergleiche in Abschnitt 9.4 im aktuellen Zeitpunkt eher für die Verwendung von Abrechnungsdaten für die Lösung der vorliegenden Problemstellung.

2.2 Datenpool santésuisse

2.2.1 Einführung

Mit der Einführung des santésuisse-Datenpools im Jahr 2001 haben die Krankenversicherer eine einheitliche Statistikbasis geschaffen. In der Krankenversicherungsbranche besteht somit erstmals eine umfassende Übersicht zur Kostenentwicklung im schweizerischen Gesundheitswesen, die bis ins Jahr 1997 zurückreicht. Unter anderem werden mit dem santésuisse-Datenpool die Zahlengrundlagen bereitgestellt, um die Kostenneutralität bei der Einführung von TARMED⁵⁸ zu berechnen.

Der Datenpool basiert auf freiwilliger Basis. Zurzeit liefern 82 Versicherer ihre Daten an den Datenpool, welche eine Marktdeckung von 95% der in der Schweiz versicherten Personen haben, vgl. Tabelle 2-1 in Abschnitt 2.2.2. Die offiziellen santésuisse-Statistiken werden anhand der Bestandeszahlen des Risikoausgleiches auf 100% hochgerechnet.

Im Datenpool werden alle durch die beteiligten Versicherer erfassten Rechnungen zusammengeführt. Es sind allerdings nur diejenigen Leistungen enthalten, welche die Versicherten an die Krankenversicherung einsenden oder durch die Leistungserbringer direkt beim Versicherer in Rechnung gestellt werden⁵⁹. Die Daten werden im «Cognos-PowerPlay» aufbereitet. Diese Software erlaubt die Ansicht in mehreren Dimensionen. Es bestehen folgende Differenzierungsmöglichkeiten:

- Periode: Abrechnungsjahr des Versicherers, Behandlungsbeginnjahr
- Geogr. Gliederung: Schweiz, Kantone, BAG-Prämienregion (ab 2004)
- Versicherte: Alterskategorien nach Risikoausgleich, Geschlecht, usw.
- Leistungsgruppen: Leistungsarten Datenpool, med. Abteilungen nach BfS
- Leistungen: Bruttoleistung, Nettoleistung, Kostenbeteiligung, Grundleistungen
- Produkte: Franchisestufen, alternative Modelle

Bei den Zielsetzungen stand die Kostenentwicklung der Branche im Vordergrund, weshalb die Umsetzung auf der Basis von Summendaten realisiert wurde.

Das «Universum» der verfügbaren Informationen im Datenpool ist aufgrund der angestrebten Zielsetzung und der daraus resultierenden Aggregationsstufe notwendigerweise eingeschränkt. So liegen beispielsweise keine Beobachtungen über einzelne Versicherte, keine Diagnosen und keine Aussagen pro Krankenversicherer vor.

⁵⁸ TARMED: (tarif medical) ist der gesamtschweizerische Ärztetarif (wird auch für die ambulanten Spitalbehandlungen angewendet).

⁵⁹ Aus diesem Grund können Veränderungen des Anteils an Versicherten mit hohen Franchisen zu Veränderungen der OKP-Kosten führen, weil diese ihre Rechnungen oft nur dann an ihre Versicherer weiterleiten, wenn der aufsummierte Betrag den freiwilligen Selbstbehalt übersteigt.

Für die wichtigsten Verwendungszwecke sind die Auswertungen des Datenpools in drei Statistik-Bereiche gegliedert:

1. **Rechnungssteller:** In diesem Bereich steht primär die Betrachtung der Leistungserbringer (Ärzte, Apotheker, Spitäler etc.) im Vordergrund. Die Kosten werden aus der Optik des Standortkantons des Leistungserbringers (Rechnungsstellers) betrachtet. Dieser Bereich erlaubt auch die Analyse der Kosten der einzelnen Leistungserbringer. Deshalb konzentriert sich der Verwendungszweck einerseits auf die Überprüfung der Wirtschaftlichkeit einzelner Leistungserbringer durch den Krankenversicherer und andererseits auf die Bereitstellung der Grundlagen für die Berechnungen im TARMED.
2. **Versicherten-Leistungen:** Die Daten in diesem Statistikbereich sind nach dem Wohnkanton der Versicherten gruppiert. Der einzelne Leistungserbringer kann in diesem Bereich nicht betrachtet werden. Diese Zahlen werden hauptsächlich zur Beobachtung der Kostenentwicklung herangezogen und von den Krankenversicherern als Vergleichswert bei der Berechnung der Prämien herangezogen. *So dient auch dieser Bereich als Basis für das OKP-Prognosemodell.*
3. **Versicherten-Ergebnis:** Die Anwendung dieses Bereiches liegt in der Betrachtung des Versicherungsergebnis nach Altersgruppen, Geschlecht der Versicherten, Versicherungsprodukten und Franchisestufen. Es können neben den Bruttoleistungen (erbrachte Leistungen) auch die Kostenbeteiligung (von den Versicherten zu bezahlende Leistungen) und die Nettoleistungen (von den Krankenversicherern zu bezahlende Leistungen) betrachtet werden. Verwaltungskosten, Prämienausstände, Reservenbestände, Rückstellungen etc. sind auch hier nicht erfasst.

2.2.2 Wichtige Eigenschaften des Datenmaterials

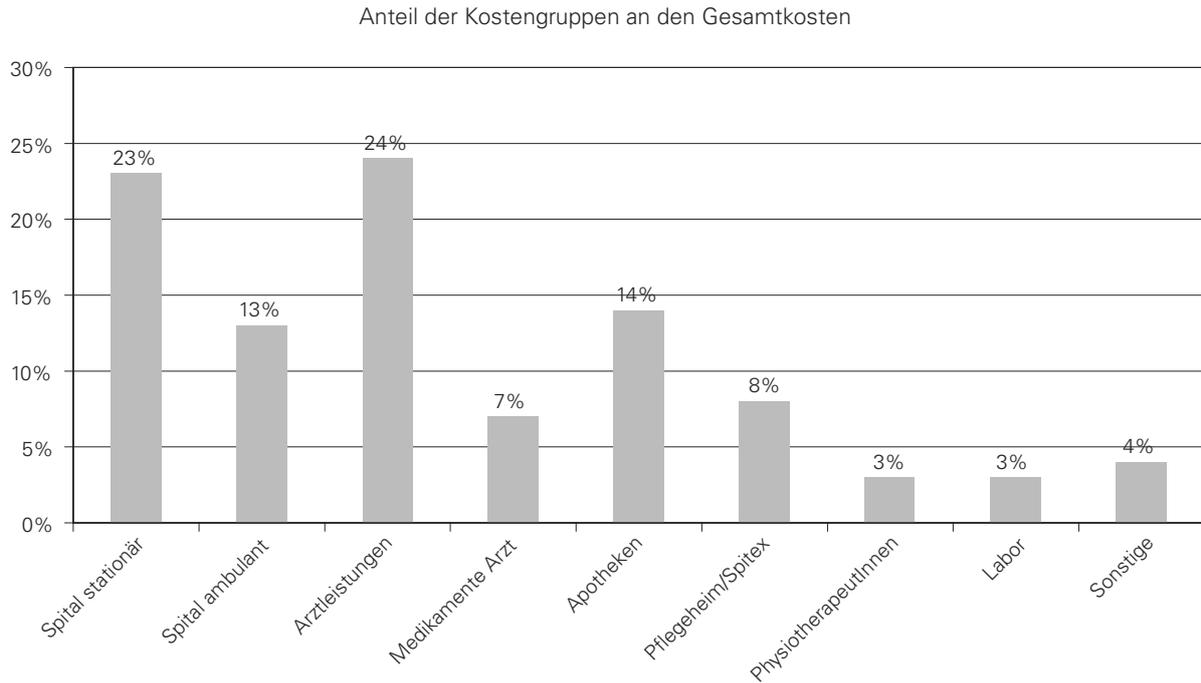
Die zu erklärenden Pro-Kopf Kosten basieren auf jährlichen Abrechnungsdaten der Versicherer auf der Grundlage des gemeinsamen Datenpools von santésuisse. Die zeitliche Abdeckung der Daten reicht bei vorliegender Untersuchung von 1997 bis 2002. Die räumliche Abdeckung ist nicht erschöpfend, weil nicht alle Versicherer ihre Daten an den Datenpool liefern (die Abdeckung im Kanton VD ist im Jahr 1997 «nur» etwa 84% und steigt dann bis ins Jahr 2002 auf etwa 86.5%). Obwohl sich gesamtschweizerisch der Grad der Abdeckung im beobachteten Zeitraum nicht erheblich verändert hat, sind für vereinzelte Kantone z.T. grössere Schwankungen feststellbar, vgl. Tabelle 2-1. Es kann davon ausgegangen, dass die beobachteten Fluktuationen für die Erklärung der *Pro-Kopf* Kosten dann harmlos sind, wenn der Risikobestand in der erfassten Bevölkerung in etwa konstant geblieben ist.

Tabelle 2-1 Entwicklung des Abdeckungsgrads

Abdeckung	1998	1999	2000	2001	2002	Veränderung
CH	93.03%	92.84%	92.22%	93.35%	94.68%	1.65%
GE	93.59%	93.74%	92.54%	92.12%	87.86%	-5.73%
GL	89.65%	84.45%	82.16%	93.16%	95.50%	5.85%
GR	87.32%	88.24%	89.04%	90.46%	98.84%	11.52%
JU	94.70%	94.04%	94.23%	90.13%	88.68%	-6.02%
TG	86.87%	90.76%	92.67%	92.92%	93.84%	6.97%

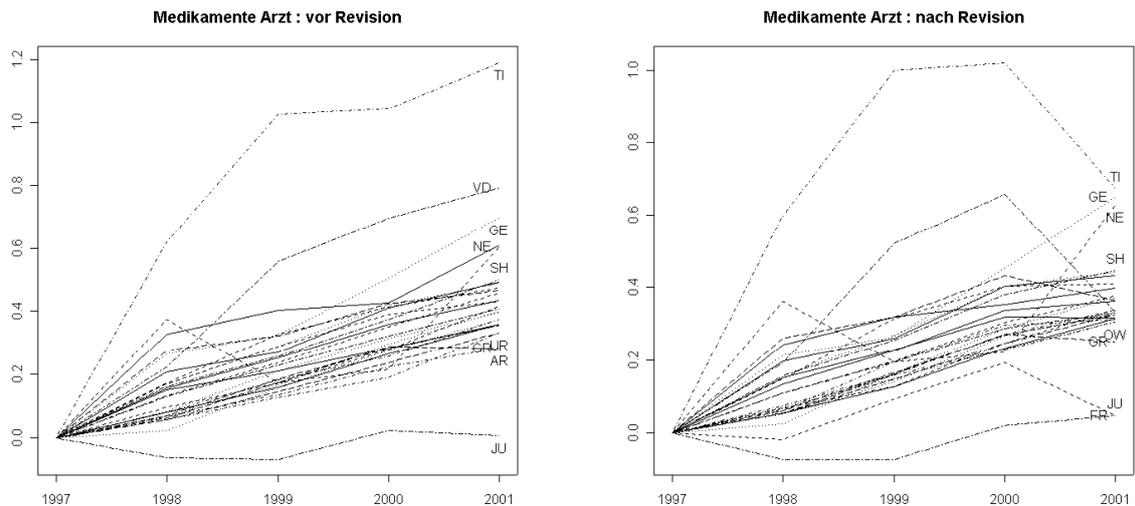
Die kantonalen OKP-Kosten sind in Kostengruppen unterteilt, vgl. Abbildung 2-1 (Stand 2002).

Abbildung 2-1 OKP-Kostengruppen



Die Aufteilung der Kosten in die verschiedenen Gruppen wurde anfänglich aufgrund von Interpretationslücken nicht von allen Versicherern einheitlich vorgenommen. Revisionen des Datenmaterials können deshalb teilweise zu erheblichen Veränderungen in den Zeitreihen führen: untere Abbildung 2-2 illustriert diesen Sachverhalt anhand der Kostengruppe «Medikamente Arzt»⁶⁰.

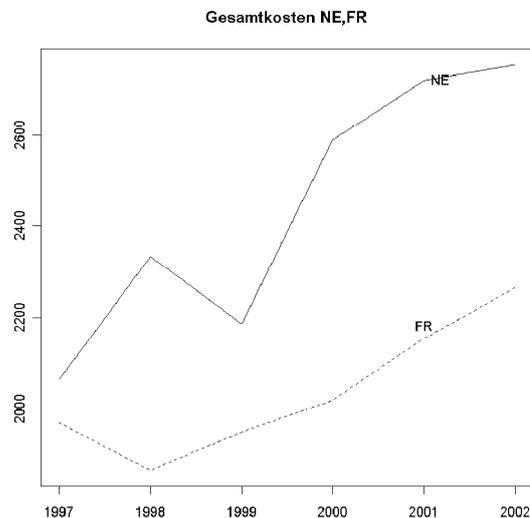
Abbildung 2-2 Datenrevisionen in der Kostengruppe «Medikamente Arzt» («vorher»/«nachher»)



⁶⁰ Es sind hier transformierte Daten, sog. Basisjahr-log-Kosten, abgebildet, vgl. dazu Abschnitt 5.1. Revisionen im Datenmaterial führen in der rechten Graphik (nachher) zu signifikanten Veränderungen der beobachtbaren Verläufe im Vergleich zur linken Graphik (vorher). Die «alten» Daten (vor Revision) enden in 2001.

Weiterhin verursachen Fakturierungsverzögerungen bei Abrechnungsdaten – z.B. im Kanton NE im Jahr 1999⁶¹ – und fehlerhafte Versichertenbestandesaufnahmen – z.B. im Kanton FR⁶² – z.T. bedeutende Verzerrungen in der Entwicklung der interessierenden Pro-Kopf-Kosten, vgl. Abbildung 2-3. Als Folge dieser Fehler kann es in gewissen Jahren fälschlicherweise zu massiven Kostenrückgängen kommen.

Abbildung 2-3 «Rauschen» und Datenfehler



Insgesamt muss daher von einem nicht unerheblichen «Rauschanteil» in den Daten ausgegangen werden. Da die Parameter, die die erklärenden Variablen mit den Pro-Kopf-Kosten im Modell verbinden, unbekannt sind, müssen ihre Werte geschätzt werden. Die soeben beschriebenen Datenprobleme verursachen jedoch «Verzerrungen» der Schätzwerte bei Verwendung des traditionellen Schätzverfahrens (Kleinstquadrat-Schätzer).

Gewisse Eigenschaften des vorliegenden Datenmaterials widersprechen den klassischen Modellvoraussetzungen, die die traditionellen Schätzverfahren begründen, und führen so zu erheblichen Problemen bei der Bestimmung der unbekannt Parameter, die den Zusammenhang zwischen den Kosten und den erklärenden Variablen beschreiben. Aus diesem Grund werden in dieser Arbeit neuere methodische Ansätze vorgeschlagen – wie z.B. robuste Schätzverfahren und Zustandsraummodelle – die in geeigneter Kombination zur Bestimmung der unbekannt Abhängigkeitsstrukturen eingesetzt werden können. Performancevergleiche des resultierenden Prognosemodells in Abschnitt 9.9.3 belegen, dass sich der gewählte methodische Ansatz zur Lösung der vorliegenden Problemstellung eignet.

61 Bei den Spitalberichten 1_1_30, 1_1_32 und 1_1_33 muss berücksichtigt werden, dass im Jahr 1999 die Spitäler wegen Fakturierungsproblemen nur einen Drittel der Leistungen in Rechnung stellen konnten. Dies erklärt die «Kostenexplosion» im Jahr 2000 und den entsprechenden Rückgang im Jahr 2001. In Behandlungsdaten des Typs Lag12 (vgl. Abschnitt 9.4.2) ist dieser Kosteneinbruch nicht beobachtbar.

62 Im Kanton FR wurden circa 40'000 Versicherte zu wenig erfasst, deren Bruttoleistungen hingegen schon: als Folge erscheint im Jahr 1998 ein fiktiver Rückgang der Pro-Kopf-Kosten in diesem Kanton. Betrachtet man die absoluten Zahlen und nicht die Pro-Kopf-Werte, so resultiert für das Jahr 1998 kein Rückgang.

2.3 BfS/BAG/BSV/seco

Folgende Variablen, die nicht im Datenpool von santésuisse mitgeführt werden, wurden auf ihre Aussagekraft in Bezug auf das OKP-(Pro-Kopf)Kostenwachstum untersucht:

- Volkseinkommen (BfS)⁶³.
- Arbeitslosenzahlen (BfS/seco).
- Technologieindikator⁶⁴: Spitalstatistik des BfS.
- Anzahl Pflagetage: Spitalstatistik des BfS.
- Arztdichten (allgemein und Fachärzte gesondert): Spezialauswertung der FMH für BAG (BSV).
- Versicherungstechnische Angaben: KV-Statistik des BAG.

Nicht jede dieser Variablen trug zur erwünschten *prospektiven* Erklärung der Kostenentwicklung bei. So erwies sich der Aktualitätsgrad der Zeitreihe «Anzahl Pflagetage» als ungenügend (verfügbar bis 2000 zum Zeitpunkt der Untersuchung) und der verwendete Technologieindikator war zu stark «verrauscht».

⁶³ Definition BFS: «Die kantonalen Volkseinkommen werden durch Regionalisierung des Volkseinkommens der Schweiz ermittelt. Die einzelnen Aggregate werden mittels verschiedenen Verteilungsschlüsseln gebildet. Sämtliche Grössen beziehen sich auf das Inländerkonzept. Mit anderen Worten: die territoriale Abgrenzung von Einkommen aus Produktionsfaktoren erfolgt nach dem Wohnortkanton des Eigentümers. Die kantonalen Volkseinkommen umfassen die Gesamtheit der Einkommen, die den Inländern für ihre Beteiligung am Produktionsprozess innerhalb und ausserhalb des Kantons zufließen», vgl. [7].

⁶⁴ Anzahl Betriebe, die mit Geräten mit hohen Anschaffungskosten ausgestattet sind (MRI, Tomograph, usw.).

3 Querschnittanalyse

Neuere statistische Untersuchungen stellen oft die Bedeutung der Ärztedichte als Determinante der Kostenentwicklung im Gesundheitswesen in den Vordergrund, vgl. z.B. Numerus Nr.1 [4]. Die Autorenschaft dieses Artikels untersucht die *kantonalen Kostenunterschiede der gesamten Gesundheitskosten* (von denen die OKP-Kosten nur einen Ausschnitt – etwa ein Drittel – darstellen). Als erklärende Variablen werden

- die Alterung der Bevölkerung (Anteil älterer Menschen an der Gesamtbevölkerung)
- der Urbanitätsgrad (Anteil Stadtbewohner)
- die Apothekendichte
- die Arbeitslosenrate
- die Dummy-Variable Universitätsspital: ja/nein
- das Volkseinkommen
- die Anzahl Spitalbetten
- die Arztdichte und
- eine dichotome Variable (deutsche/lateinische Schweiz)

verwendet. Eine klassische Regressionsanalyse (Kleinstquadrat-Schätzprinzip) auf der Basis einer Momentaufnahme für die Prämien 2003 in den 26 Kantonen führte in der genannten Untersuchung zur Feststellung, dass die Arztdichte zusammen mit der dichotomen Variablen «de/lat. Schweiz» bereits über 80% der kantonalen Kostenunterschiede zu erklären vermag und dass keiner der anderen Faktoren signifikant ist. Ähnliche oder zumindest vergleichbare Resultate werden in Rüefli und Vatter [31], S. 45-50 (*Gesundheitsausgaben der öffentlichen Haushalte*⁶⁵) und S. 57-61 (*Kosten der Krankenversicherung*) präsentiert. Die Untersuchungsobjekte in den dargelegten Studien weichen z.T. auf definitorischer Ebene und z.T. auch bzgl. des untersuchten Zeitraumes von den im Datenpool verfügbaren *OKP-Kosten* ab. Deshalb werden im Rahmen der vorliegenden Arbeiten die obigen Aussagen aufgrund der santésuisse-Daten für die OKP-Pro-Kopf Kosten überprüft.

3.1 Modelle 1 und 2: statischer Querschnitt

In diesem Abschnitt werden beispielhaft zwei verschiedene Modelle sowie zwei unterschiedliche Schätzverfahren für die entsprechenden Modellparameter verglichen.

Die beiden Modelle unterscheiden sich in der Wahl der erklärenden Variablen. In Modell 2 wird der Einfluss der Arbeitslosenrate *zusätzlich* einbezogen. Die unbekanntenen Modellparameter werden aufgrund traditioneller Kleinstquadrat-Schätzern (KQ) und auf der Grundlage eines robusten Schätzverfahrens (MM-Schätzer, vgl. Abschnitt 9.6) ermittelt. Ausgangspunkt für die Analyse bilden (logarithmierte) kantonale Pro-Kopf (OKP-)Kosten für das Jahr 2001⁶⁶. Die Resultate dieser Analyse sind in Tabelle 3-1 zusammengefasst.

⁶⁵ Pro-Kopf-Nettofinanzbedarf der Kantone und Gemeinden.

⁶⁶ Die Befunde hängen nur unwesentlich vom betrachteten Jahr ab.

Tabelle 3-1 Querschnittanalyse: ein Vergleich verschiedener Modelle und Schätzverfahren

(Mit BS/GE)	Modell 1: KQ	Modell 2: KQ	Modell 1: robust	Modell 2: robust
A65		(°)		(*)
Arztallg				
Arztspez	***		***	
HMO				
Log(VE)	(°)			
Arbeitslosenrate	\	**	\	**
R ²	72% (79%)	79% (87%)		

Die verwendeten erklärenden Variablen sind

- A65: Anteil der über 65-jährigen an der Gesamtheit der versicherten Personen.
- Arztallg: Dichte der Allgemeinärzte
- Arztspez: Dichte der Fachärzte
- HMO: Anteil der OKP-Kosten, die in HMO's (Healthcare Maintenance Organizations) generiert wurden
- Log(VE): die logarithmierten kantonalen Volkseinkommen und
- die Arbeitslosenrate.

Die Symbole ***, **, * und ° geben Auskunft über Ausmass und Stärke signifikanter Zusammenhänge (empirische Signifikanzniveaus kleiner als 0.001, 0.01, 0.05 bzw. 0.1), das Symbol «\» bedeutet, dass die entsprechende Variable nicht verwendet wird: Modell 1 ist also das einfachere der beiden Modelle. In Klammern sind abweichende Resultate unter *Einbezug* der Kantone BS und GE gekennzeichnet⁶⁷. So ist beispielsweise der Anteil an über 65-jährigen in Modell 2 schwach signifikant, wenn BS und GE in die Untersuchung aufgenommen werden.

Die beiden reinen Stadtkantone BS und GE scheinen das Zusammenhangsgefüge in den Variablen nicht wesentlich zu verzerren. Ein ähnliches Resultat ist in der Untersuchung von Rüefli und Vatter [31] vermerkt, vgl. deren Tabelle 17, S.61. Die Auswahl zugunsten eines bestimmten Schätzverfahrens scheint hier auch nicht ausschlaggebend zu sein. Die Modellwahl ist jedoch entscheidend, da der Arzteffekt (Fachärzte) insignifikant wird, wenn die Arbeitslosenrate als zusätzliche erklärende Variable verwendet wird. Dies widerspricht teilweise der Aussage in [4]⁶⁸. Die ausgewählte Variablenkombination in obigem Modell 2 wird in Rüefli und Vatter [31] in Tabelle 17, S.61 erwähnt: die Arztdichte ist für Modell 2 in der zitierten Arbeit im Unterschied zu obigem Modell 2 signifikant.

Die vorliegenden Resultate für die (log.) Pro-Kopf (OKP-)Kosten sind im Wesentlichen vereinbar mit den Behauptungen der beiden oben erwähnten Arbeiten. Abweichende Ergebnisse können mit den unterschiedlichen Untersuchungsobjekten (Kostentypen) in Verbindung gebracht werden. Modell 2 in obiger Tabelle ist unbefriedigend, weil daraus keine interpretierbaren Aussagen über die Kostenentstehungsmechanismen abgeleitet werden können. Modell 1 ist ebenfalls unbefriedigend, weil die angebotsseitigen Effekte unvollständig (nur die Fachärzte sind signifikant) und die nachfrageseitigen Effekte (Alters- und Einkommens- bzw. «Konsum»-Effekt) gar nicht abgebildet werden.

⁶⁷ Die urbane Struktur der beiden reinen Stadtkantone wird dadurch als eigenständiger Effekt betrachtet.

⁶⁸ Die Arbeitslosenrate ist als erklärende Variable für die Gesamtkosten im Gesundheitswesen insignifikant.

Erklärungen für die unbefriedigenden empirischen Befunde sind im verwendeten Datenmaterial (untransformierte Originaldaten) sowie in methodischen Mängeln, die solchen Untersuchungen anhaften, zu suchen:

- Der Demographie bedingte Nachfrageeffekt, der oben durch die beiden Altersvariablen operationalisiert wird, ist im (statischen) kantonalen Querschnitt der Niveaudaten nur schwer nachweisbar, weil die kantonalen Disparitäten in den absoluten Kosten vor allem langfristig aufkumulierte kantonale «Eigenheiten» in den Vordergrund stellen. Die Alterung der Bevölkerung betrifft jedoch alle Kantone mehr oder weniger gleichmässig (insbesondere nach Berücksichtigung des Urbanitätsgrades, vgl. dazu die Untersuchung in Numerus Nr.1 [4]).
- Es wird in Absatz 5 gezeigt, dass die Verwendung von
 - o Querschnittsdaten («statische» Betrachtung in einem bestimmten Zeitpunkt/Jahr),
 - o Gesamtkosten (im Gegensatz zu den aufgeschlüsselten Kostengruppen) und von
 - o kantonalen Niveaudaten (statt geeignet transformierte Daten)
- unter Annahme klassischer Modellvoraussetzungen wie z.B.
 - o die Normalverteilungsannahme und die
 - o Linearitätsannahme

den Zugang zur relevanten Information erschweren.

4 Längsschnittanalyse: Wachstumsraten

Rüefli und Vatter [31] untersuchen in den Abschnitten 4.2.2 (öffentliche Ausgaben) und 4.4.2 (Kosten der Krankenversicherung) den Zusammenhang zwischen den differenzierten Kosten und einem bestimmten Satz erklärender Variablen, die selbst in Differenzen oder in Niveaus vorliegen. Für die öffentlichen Ausgaben begründen die Autoren auf S.50 die Verwendung von Niveaudaten: «Seitens der unabhängigen Variablen stellt sich hier allerdings das Problem der weitgehenden Konstanz der berücksichtigten Grössen. Sinnvolle Veränderungsdaten können aufgrund der Datenlage nur für rund einen Drittel der untersuchten Parameter verwendet werden. Aus diesem Grund werden zur Erklärung der Kostenentwicklung zusätzlich auch die Niveaudaten der unabhängigen Variablen herangezogen⁶⁹». Eine Kombination von differenzierten und Niveaudaten mag unter gewissen Voraussetzungen durchaus sinnvoll sein: das entsprechende Fachgebiet, die sog. Kointegration, nimmt sich diesem Gegenstand an. Aus den obigen Überlegungen zur Kombination von Niveaudaten und Differenzen geht jedoch hervor, dass solche Ansätze in der entsprechenden Untersuchung nicht in Erwägung gezogen wurden. Da Niveaudaten und Differenzen grundsätzlich andere Dynamiken betonen besteht in der beliebigen Kombination beider Datentypen ein gewisses Gefahrenpotential. Aufgrund der Kürze der Beobachtungszeiträume muss in vorliegender Arbeit auf Methoden aus der sog. Kointegrationsanalyse ebenfalls verzichtet werden. In Abschnitt 5.1 wird dafür eine einheitliche Datentransformation für alle interessierenden Variablen eingeführt, die sowohl interessierende Aspekte von Niveau- als auch von differenzierten Daten gleichsam hervorhebt.

Die ermittelten bivariaten Zusammenhänge mit der abhängigen Variablen – gemessen am Bravais-Pearson Korrelationskoeffizienten – werden in der oben zitierten Untersuchung als nicht- oder nur schwach signifikant ausgewiesen (insbesondere ist der angebotsseitige Faktor Arztdichte und der nachfrageseitige Faktor Altersquote insignifikant, vgl. Tabelle 18, S.62). Ein ähnliches Bild zeichnet sich bei einer multivariaten Betrachtung ab: für die öffentlichen Ausgaben sind mit Ausnahme der Niveaugrössen *keine der geschätzten Koeffizienten der betrachteten erklärenden differenzierten Variablen signifikant von Null verschieden*. Die Autoren folgern «Die *Nachfrageseite* zeigt einen im Vergleich zum Kostenniveau eher *geringen Einfluss* auf die Dynamik des Nettofinanzbedarfs der öffentlichen Hand. Auch *angebotsseitig* stehen die meisten untersuchten Grössen in einem *eher schwachen negativen Zusammenhang* mit der öffentlichen Kostenentwicklung, was wiederum als Anzeichen dafür gedeutet werden kann, dass diejenigen Kantone, die über ein gut ausgebautes und dichtes medizinisches Leistungsangebot verfügen, ein geringeres Ausgabenwachstum aufweisen⁷⁰». Die Analyse führt zur Erkenntnis, dass die Veränderung der Arbeitslosigkeit und der Anteil an Spezialkliniken alleine das Kostenwachstum der öffentlichen Hand signifikant beeinflussen, vgl. Tabelle 14, S.55 in der erwähnten Untersuchung. Dieses Resultat bleibt auch dann stabil, wenn die beiden Stadtkantone BS und GE ausgeschlossen werden und bestätigt somit teilweise den Befund in obiger Tabelle 3-1 (Modell 2). Der Anteil an Spezialkliniken, die Hospitalisationsrate und die Regierungskonkordanz erklären für die Kosten der Krankenversicherung etwa 60% der Schwankungen in den differenzierten Kosten, vgl. Tabelle 20, S.65 in der zitierten Untersuchung. Die Arztdichte und die Altersquote werden im multivariaten Modell nicht untersucht (vermutlich aufgrund der als insignifikant ausgewiesenen bivariaten Zusammenhänge).

Aufgrund der unterschiedlichen Datenbasis empfiehlt sich hier wiederum eine eigene Analyse der Zusammenhänge mit Variablen in ersten Differenzen auf der Basis des Datenpools von santésuisse.

4.1 Modell 3: Analyse in ersten Differenzen

Die Zweckmässigkeit von ersten Differenzen kann am einfachen dynamischen Zusammenhang

$$Kosten_t = a_1 Kosten_{t-1} + b_1 arztdichte_t + \varepsilon_t$$

69 Ähnliche Probleme konnten in vorliegender Untersuchung in Zusammenhang mit einem Technologieindikator beobachtet werden. Es wurde hier allerdings auf eine entsprechende Verwendung dieser vermeintlich erklärenden Variablen verzichtet.

70 Zu einer Angleichungstendenz der kantonalen Kosten und einem geringeren relativen Wachstum von Kantonen mit stark ausgebauten Versorgungsnetzen wird auf Abschnitt 5 der vorliegenden Arbeit verwiesen.

mit *verzögerten* Kosten und der Arztdichte⁷¹ als erklärende Variable demonstriert werden. Das KQ-Schätzprinzip führt zu Schätzwerten $a_1 = 0.99$, $b_1 = 0$, so dass *die aktuelle Arztdichte im Zeitpunkt t nichts Zusätzliches über den bereits in den verzögerten Kosten enthaltenen Erklärungsgehalt beiträgt*. Der Koeffizientenwert $a = 0.99 \approx 1$ ist ein Anzeichen dafür, dass erste Differenzen in einem Modell versuchsweise untersucht werden sollten. Erwähnenswert ist hier, dass eine dynamische Betrachtung (mit verzögerten Variablen) ein völlig anderes Bild der Zusammenhänge vermittelt, als herkömmliche Querschnittsanalysen, da die verzögerte abhängige Variable alleine über 98% der Varianz in obiger Gleichung erklärt⁷². Insbesondere sind nun Variablen wie z.B. die Arztdichte oder die Arbeitslosenrate – wenn überhaupt – nur sehr schwach signifikant.

Das nachfolgende Modell 3 wird aus vorigem Modell 2 (vgl. Abschnitt 3.1) abgeleitet, mit allen Variablen in *ersten Differenzen*. Im Beobachtungszeitraum 1998-2002 sind die signifikanten Effekte für Modell 3 über alle Kantone in nachstehender Tabelle 4-1 aufgelistet.

Tabelle 4-1 Längsschnittanalyse: Modell 3

Mit BS/GE	Modell 3: KQ	Modell 3: robust
A85	**	**
A65		
Arztallg	°	
Arztspez		
Hmo		
Log(Volkseinkommen)		
Arbeitslosenrate		
R ²	15%	

Im Unterschied zur Querschnittsanalyse in Absatz 3 sind nun die *Angebotseffekte nicht oder nur sehr schwach signifikant*. Dafür ist ein typischer Nachfrageeffekt, der Anteil der über 85-jährigen Versicherten, signifikant.

4.2 Widersprüchliche Ergebnisse: ein Erklärungsversuch

Alle bisherigen Modelle (1-3) sind unbefriedigend, weil sie die vermuteten Haupteffekte⁷³ nicht oder nur teilweise zum Vorschein bringen. Eine mögliche Ursache für das unbefriedigende Abschneiden von Modell 3 kann auf die «Aufrauung»⁷⁴ der Daten durch den Differenzenfilter zurückgeführt werden. Dass die geschätzten Koeffizienten für die interessierenden Variablen in Modell 3 nicht oder nur schwach signifikant sind sollte deshalb in diesem Zusammenhang nicht verwundern. Dieser Befund für die OKP-Kosten bestätigt und erklärt z.T. die Resultate in Rüefli und Vatter [31].

Die in den letzten Abschnitten gesammelten Erfahrungen (Modelle 1 und 2 bzw. 3) belegen, dass für den vorliegenden kurzen Datensatz die erwarteten kostenwirksamen Effekte in Niveau- oder in differenzierten Daten nur ungenügend zum Vorschein kommen. Während Niveaus langfristig aufkumulierte kantonale «Eigenheiten» betonen, akzentuieren erste Differenzen sehr kurzfristige Wirkungszusammenhänge und verstärken das Rauschen in den Daten. Die resultierenden Unterschiede in Bezug zu den erklärten Abhängigkeitsstrukturen sind deshalb nicht erstaunlich.

71 Die Wahl der erklärenden Variablen lehnt sich an [4].

72 Während «nur» etwa 80% mit der unverzögerten Variablen *arztdichte* alleine erklärt werden kann.

73 Angebotseffekte (Modelle 1 und 2) und Nachfrageeffekte (Modell 3).

74 Es ist bekannt, dass Differenzen kurzfristige Auslenkungen verstärken und somit interessierende Zusammenhänge verwaschen, vgl. Stier [35] S. 250 und Wildi [40], S.30 ff. Differenzierte Reihen wirken «unruhiger» als ursprüngliche Niveaureihen.

5 Probleme und methodische Lösungsansätze

Abschnitt 5.1 ist einer speziellen Datentransformation gewidmet, die die interessierende Dynamik in den Zeitreihen hervorhebt. Das wichtige Problem der Variablenselektion wird in Abschnitt 5.2 untersucht. Das allgemeine methodische Vorgehen wird in Abschnitt 5.3 skizziert (Einzelheiten werden im Anhang präsentiert). Abschnitt 5.4 rundet dieses Kapitel mit einem Vergleich verschiedener Schätzverfahren ab.

5.1 Datentransformation

In den vorigen Abschnitten 3 und 4 wurde gezeigt, dass die interessierenden Zusammenhänge im komplexen Wirkungsgefüge der OKP-Kostenentwicklung weder in Niveau- noch in differenzierten Daten angemessen zum Vorschein kommen. Niveaudaten betonen die lange Frist, erste Differenzen die kurze Frist. Ein möglicher Ausweg aus diesem Dilemma beruht auf einer Art «Kompromisslösung» in der die interessierenden Variablen in Bezug zu einem Basisjahrwert «bereinigt» werden. Anstelle der ursprünglichen Niveaudaten können z.B. folgende Differenzen

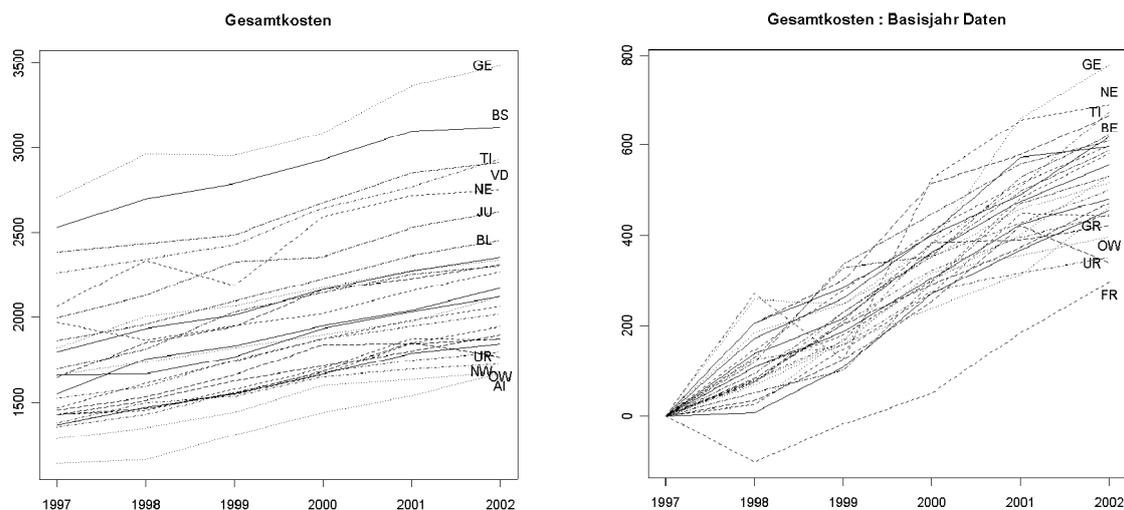
$$x_t - x_{1997}$$

gebildet, wobei t ab 1998 läuft, vgl. Abbildung 5-1. Damit wird das Basisjahr 1997 zu einem künstlichen Ursprung der Zeitreihen. Die Wahl des Basisjahres ist insofern willkürlich, als grundsätzlich auch Differenzen zu einem beliebigen anderen Jahr betrachtet werden könnten. Berücksichtigt man jedoch, dass Beobachtungen für das Basisjahr uninformativ⁷⁵ sind, so ergibt sich *ein Vorteil bei der Auswahl des Basisjahres 1997, weil der uninformative Zeitpunkt möglichst weit in der Vergangenheit zurückliegt*.

Die einfache Basisjahr-Transformation bewirkt dass

- langfristig aufkumulierte verzerrende Effekte durch Differenzenbildung herausgefiltert werden (so dass nur noch die aus heutiger Sicht relevanten Zusammenhänge zum Vorschein kommen) und dass
- die bei Wachstumsraten dominierende Kurzfristigkeit der Zusammenhänge (vgl. Fussnote 113) durch die zunehmende Spannweite der Differenzenbildung absorbiert wird⁷⁶.

Abbildung 5-1 Gesamtkosten: Niveau- und Basisjahrdaten



⁷⁵ Im Basisjahr verschwinden alle Variablenwerte, so dass daraus keine Informationen für die unbekannt Parameterwerte gewonnen werden können.

⁷⁶ Die künstliche Angleichung auf den Startwert 0 in 1997 belässt Trends oder Tendenzen in der zeitlichen Entwicklung der Variablen unverändert, so dass mittelfristige Effekte weiterhin erkennbar bleiben.

Ausserdem sind Datenprobleme (z.B. der im Jahr 1999 zu verzeichnende Kosteneinbruch im Kanton NE oder die anfänglich rückgängige Kostenentwicklung im Kanton FR, vgl. Abschnitt 2.2.2) aufgrund dieser Darstellung i.a. deutlich besser erkennbar. Deutlich erkennbar ist auch das homogene Erscheinungsbild der kantonalen Kostenentwicklungen (wenn die «Ausreisserkantone» NE und FR ignoriert werden): der Sog des gemeinsamen Trends zieht die Pro-Kopf-Kosten in allen Kantonen scheinbar gleichförmig nach oben.

Die Information in den kantonalen *Niveaudaten* im Basisjahr 1997 wird lediglich dazu verwendet, Prognosefunktionen für die verschiedenen Kantone nach erfolgter Modellanpassung – aufgrund von Basisjahrwerten – zurück an die ursprünglichen kantonalen Niveaus anzugleichen. Es wird jedoch nicht versucht, die kantonalen Niveaudifferenzen im Jahr 1997 zu «erklären»⁷⁷, sondern nur diejenigen Verschiebungen, die *nach* 1997 erfolgt sind. Dadurch rücken *die aus heutiger Sicht relevanten Kostentreiber sowie deren dynamischen Effekte* in den Brennpunkt der Analyse.

Bei den sog. «Geldwerten» Pro-Kopf Kosten und Volkseinkommen werden Basisjahrdaten – d.h. Veränderungen in Bezug zum Jahr 1997 – auf einer logarithmischen Skala abgebildet.

$$(1) \quad \log(kosten_t) - \log(kosten_{1997})$$

Die Verwendung der log-Transformation bezweckt

- eine «Auslinearisierung» von Teuerungseffekten und
- eine Hervorhebung des *relativen Wachstums*.

Das relative oder prozentuale (Pro-Kopf) Kostenwachstum, das durch die Vorschrift $\frac{kosten_t - kosten_{t-1}}{kosten_{t-1}}$ definiert wird, ist bedeutsam, weil es eine wichtige Determinante des prozentualen Prämienwachstums in den Kantonen abbildet⁷⁸. Der Zusammenhang mit den Basisjahrwerten für die log-(Pro-Kopf)Kosten kann wie folgt eingesehen werden

$$\log(kosten_t) - \log(kosten_{1997}) = \log\left(\frac{kosten_t}{kosten_{1997}}\right) = \log\left(1 + \frac{kosten_t - kosten_{1997}}{kosten_{1997}}\right) \cong \frac{kosten_t - kosten_{1997}}{kosten_{1997}}$$

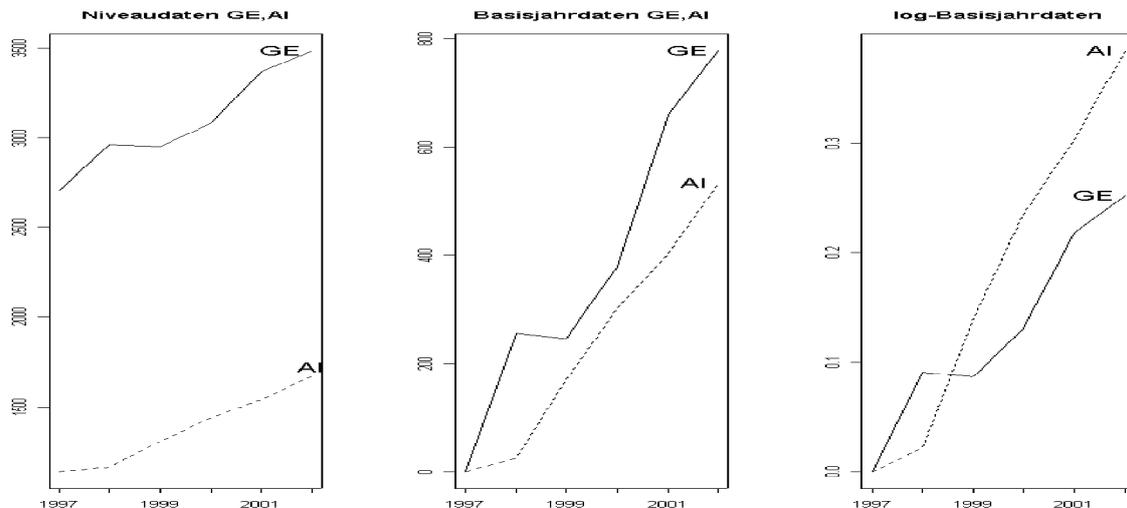
so dass im Logarithmus approximativ das relative Kostenwachstum zum Ausdruck kommt. Durch diese Transformation werden gewisse Aspekte hervorgehoben – z.B. langfristige kantonale Kostenangleichungstendenzen – die in Niveaudaten oder ersten Differenzen kaum erkennbar sind. Folgendes Beispiel illustriert den «Effekt» der Basisjahr-log-Transformation. Die Kostenentwicklungen in den Kantonen AI (Kanton mit den absolut tiefsten OKP-Kosten) und GE (Kanton mit den absolut höchsten OKP-Kosten) werden in unterer Abbildung 5-2 verglichen. Die Niveaudaten links und die auf das Basisjahr angeglichenen Kosten in der mittigen Graphik (ohne Log-Transformation) suggerieren, dass sich die beobachtete Kostenschere im Zeitablauf unaufhaltsam öffnet. Die Basisjahr-log-Daten in der rechten Graphik relativieren jedoch diesen ersten Eindruck. Aufgrund des relativen Wachstums scheint sich eine (sehr) langsame Angleichungstendenz der absoluten Pro-Kopf-Kosten in beiden Kantonen abzuzeichnen. Unter Annahme konstanter (beobachteter) 6-jähriger Wachstumsraten von 38% (AI) und 25% (GE) – vgl. rechte Graphik in obiger Abbildung – würden die absoluten Pro-Kopf Kosten in beiden Kantonen in etwa 43 Jahren Niveaugleich sein⁷⁹. Die Annahme konstanter Wachstumsraten ist natürlich rein hypothetisch und dient hier lediglich einer groben Abschätzung der involvierten Zeithorizonte. Unbestritten bleibt aber, dass eine langfristige Dominanz der relativen Wachstumsraten des Kantons mit den tiefern Kosten (hier AI) zu einer langsamen Angleichung an das Niveau des teureren Kantons (hier GE) führen wird. In diesem Sinn weist die rechte Graphik in Abbildung 5-2 auf die Möglichkeit einer langfristigen Angleichungstendenz hin, die in den anderen beiden Graphiken nicht erkennbar ist. Letztere zeigen lediglich, dass die Kostenschere zwischen beiden Kantonen kurz- bis mittelfristig sich weiter öffnen wird.

⁷⁷ Im Gegensatz zu Querschnittanalysen, die ausschliesslich auf dieser Information beruhen.

⁷⁸ Vgl. dazu auch Abschnitt 9.2.

⁷⁹ Nach sechs Jahren beträgt der prozentuale Zuwachs auf der Basis 1997 etwa 38% im Kanton AI und etwa 25% im Kanton GE. Eine Angleichung der Niveaus ausgehend vom heutigen Stand (1669 für AI und 3384 für GE) ist unter Annahme konstanter sechsjähriger relativer kantonaler Wachstumsraten von 38% (für AI) und 25% (für GE) in $6 \cdot \log(3384 / 1669) / \log(1.38 / 1.25) \cong 43$ Jahren zu erwarten.

Abbildung 5-2 Effekt der Basisjahr-log-Transformation



In den folgenden Abschnitten wird gezeigt, dass das relative Wachstum in Kantonen ohne grosse städtische Einzugsgebiete und mit tiefen (OKP-) Gesundheitskosten tendenziell eher hoch ist, was ceteris paribus (unter Annahme konstanter Wachstumsraten) zu einem Angleichungsdruck der Pro-Kopf-Kosten auf lange Frist führt. Rüefli und Vatter [31] folgern auf S.ii ihrer Zusammenfassung: «Seit Mitte der Neunzigerjahre ist ein Nivellierungseffekt bei der Kostenentwicklung zu beobachten: niedriges Wachstum in den Kantonen mit hohem Belastungsniveau, überdurchschnittliche Kostenzunahme in den bisher kostengünstigen Kantonen⁸⁰». Diese Tendenz wird oft und auch etwas plakativ mit dem Begriff «Nachholbedarf» umschrieben.

5.2 Variablenselektion

Folgende Faktoren werden oft in Zusammenhang mit der Entwicklung der Pro-Kopf OKP-Kosten gebracht:

- der technologische Fortschritt,
- Verschiebungen in der Alterspyramide,
- die Arztdichte,
- der gesellschaftliche Wertewandel und das «Konsumentenverhalten»⁸¹ der Patienten,
- Der Anteil an Versicherten mit hohem freiwilligen Selbstbehalt (Franchise),
- das Volkseinkommen sowie
- institutionelle Rahmenveränderungen (z.B. KVG, Tarmed, Regulierungen des Gesundheitssystems⁸², usw.)

⁸⁰ Die Autoren untersuchen die öffentlichen Ausgaben für das Gesundheitswesen und Kosten der Krankenversicherung.

⁸¹ Veränderungen im beobachteten Patientenverhalten wie z.B. die wachsenden Anforderungen an die medizinische (Grund) Versorgung oder das gesteigerte «Gesundheitsbewusstsein» sind gesellschaftliche Entwicklungen, die das «Konsumentenverhalten» der Patienten nachhaltig beeinflussen. Diese Effekte sind nur teilweise durch die Erhöhung des Wohlstandes (gemessen am Volkseinkommen) erklärbar.

⁸² Dies gilt insbesondere für die Medikamente.

Darüber hinaus wurden auch die Ausweitung des Leistungskataloges (z.B. aufgrund neuer Erkrankungsformen oder wegen des technologischen Fortschritts z.B. im Pharmabereich oder der Ausweitung der Medikamentenliste), die Apothekendichte, die Geburtenrate, die Arbeitslosigkeit, der Anteil an Generika, der Anteil der HMO's an den Gesamtausgaben, die Selbstbehalt- und Franchisenstruktur, die Anzahl Spitalbetten genannt.

Die obige Auflistung stellt in Anbetracht der Komplexität der Fragestellung und der Vielfältigkeit der Zusammenhänge nur einen bescheidenen Ausschnitt der real wirkenden Kostenfaktoren dar. Wegen der geringen Anzahl Beobachtungen im Zeitablauf und der z.T. starken Redundanz (Kollinearität) im beobachteten Verlauf der Zeitreihen muss jedoch die Auswahl der erklärenden Variablen notwendigerweise stark eingeschränkt werden.

Als Illustration und quasi als «Vorwarnung» diene folgendes Beispiel in dem die Parameter zweier verschiedener Modelle für die Entwicklung der Pro-Kopf Kosten in der Kostengruppe «Arztleistungen» über die Jahre 1997 bis 2002 geschätzt wurden: signifikante Effekte stehen in Tabelle 5-1⁸³. Die prototypischen Modelle unterscheiden sich nur hinsichtlich der Auswahl einer zusätzlichen erklärenden Variablen «Arbeitslosigkeit». Die Schätzergebnisse verdeutlichen, dass der anerkannte demographische Effekt «A65»⁸⁴ durch Einbezug der zusätzlichen Variablen «Arbeitslosigkeit» statistisch insignifikant wird (vgl. linke Spalte in Tabelle 5-1). Die beobachtete und anscheinend willkürliche Verlagerung der Bedeutung zwischen den jeweiligen erklärenden Variablen ist natürlich aufgrund des «Erklärungsanspruchs» des Modells unerwünscht. Aus methodischer Sicht kann dieses Phänomen auf bekannte Ursachen – Multikollinearitätsproblem – zurückgeführt werden. Da nämlich der Informationsgehalt gewisser Variablengruppen im kurzen Beobachtungszeitraum in hohem Masse redundant ist, kann keine eindeutige Zuordnung der Effekte auf die einzelnen Variablen mehr erfolgen.

Tabelle 5-1 Schätzergebnisse für Modelle mit/ohne Arbeitslosigkeit

Empfindlichkeit der Modellstruktur	mit Arb.	Ohne Arb.
A65		***
Arztallg	***	***
Arztspez	***	***
Hmo	o	
Log(Volkseinkommen)		o
Arbeitslosenrate	*	\

Das Beispiel verdeutlicht die Notwendigkeit einer strengen Variablenselektion und zwar nach Kriterien, die sich sowohl am Wissensschatz über den Beobachtungsgegenstand als auch an methodisch begründeten Kriterien⁸⁵ orientieren.

Variablenselektion

- Der demographisch bedingte Druck auf die Gesundheitskosten ist weitgehend unbestritten. In der Literatur werden oft der Anteil der über 65-jährigen (Pensionierungsalter) und der Anteil der über 85-jährigen («hohes» Alter) betrachtet. Abrahamsen und Schips [1] S.15 argumentieren: «der entsprechende Verlauf der Kostendeckung in der Gruppe der mehr als 65-jährigen zeigt auf, dass hier die Kosten mehr als doppelt so hoch wie die Beiträge sind». Eine Betrachtung des Anteils der über 85-jährigen Versicherten kann mit Untersuchungen begründet werden, die demographisch bedingte Effekte hauptsächlich auf das starke Kostenwachstum in den letzten beiden Lebensjahren zurück-

⁸³ Es wurden alle Kantone ohne Universitätsspital berücksichtigt.

⁸⁴ Der Anteil der über 65-jährigen Versicherten. Die Intuition wird in diesem Beispiel durch formale statistische Instrumente wie z.B. Informationskriterien gestützt, da das einfachere Modell mit dem statistisch signifikanten Nachfrageeffekt «A65» bevorzugt wird.

⁸⁵ Überprüfung der linearen Abhängigkeit (Redundanz) der ausgewählten Variablen z.B. anhand der Determinanten robuster Korrelationsmatrizen-Schätzer.

führen⁸⁶ und nicht auf den Alterungsprozess per se, vgl. hierzu [3] S.24-26 und [44] (auf S.492 steht dort: «one may calculate the Age beyond which one additional year of life begins to shift the HCE⁸⁷ upward ... one obtains $\hat{A} = 80$ years»).

- Es wird oft argumentiert, dass die Arztdichte bzw. die Dichte des medizinischen Versorgungsnetzes Kostenfördernd sei. Mit dieser Messgrösse können sowohl nachfrage- als auch angebotsinduzierte Effekte in Verbindung gebracht werden.
- Der Wohlstand der Bevölkerung ist unbestritten eine weitere wichtige Determinante der Kostenentwicklung. Als Messgrössen können z.B. die kantonalen Volkseinkommen verwendet werden. Damit sind aber aus methodischer Sicht zwei verschiedene Problemkreise verbunden:
 - o die Aufteilung des Aggregats auf die einzelnen Kantone, vgl. Fussnote 63 und
 - o der Aktualitätsgrad, da die kantonalen Volkseinkommen im Vergleich zu den OKP-Kosten mit einer Verzögerung von einem Jahr vorliegen⁸⁸.
- Die zeitlichen Entwicklungen in den Besetzungen der verschiedenen Franchisenstufen geben Auskunft über Veränderungen in der Struktur der *freiwilligen* Selbstbehalte. Dadurch dass Versicherte den frei wählbaren Selbstbehaltanteil auf ihre individuelle Risikobereitschaft abstimmen können wird allgemein vermutet, dass Versicherte die einen Vertrag mit hoher Franchise abschliessen eher weniger medizinische Leistungen in Anspruch nehmen werden als «vergleichbare» Versicherte – d.h. solche mit einem ähnlichen Krankheits-Risikoprofil – mit vertraglich geregelter Minimalbeteiligung⁸⁹. Dies wird allgemein mit den unterschiedlich ausgestalteten Anreizsystemen begründet. Allerdings wird der erhoffte anreizbedingte Einspareffekt bei den OKP-Kosten (die bei den Versicherern anfallen) zusätzlich durch einen anderen Effekt überlagert, weil Versicherte mit hohen Franchisen ihre Rechnungen oft nur dann an ihren Versicherer weiterleiten, *wenn der aufsummierte Betrag die vereinbarte Franchisenhöhe übersteigt*. Der Anteil der «unbeobachteten» Gesundheitskosten von Versicherten mit hohen Franchisen ist demnach höher als bei vergleichbaren Versicherten, die mit einer minimalen Franchise ausgestattet sind, vgl. z.B. Abschnitt 3.6.2 in [28]. Die Untersuchungen in [6] – z.B. Tabelle 1 und Grafik 14 – zeigen, dass der Anteil an Versicherten mit maximaler Franchise sich am markantesten verändert hat im Zeitraum von 1997 bis 2001. Ausserdem ist der erwähnte «OKP-Effekt» für entsprechende Versicherte am stärksten, da ihr Selbstbehalt am höchsten ist. Aus diesen Gründen wird in der Variablen «Franchise» der Anteil der Versicherten mit maximaler Franchise ins Modell übernommen.

Lineare Unabhängigkeit

- Die (mathematischen) Determinanten von robusten empirischen Korrelationsmatrizen für obige Variablen weisen Werte von 0.05 (alle Variablen) bzw. 0.16 (alle Variablen ohne A85) im betrachteten Zeitfenster auf. Mit Ausnahme der beiden demographischen Kenngrössen, die erwartungsgemäss stark redundant sind, weisen die ausgewählten Variablen nicht auf schwerwiegende Kollinearitätsprobleme hin. Aufgrund der aktuellen Datenlage wird auf den Anteil der über 85-jährigen Versicherten als erklärende Variable verzichtet.

Zu den möglichen Bestimmungsfaktoren der OKP-Kosten werden auch oft der Anteil der HMO's oder die Arbeitslosenrate gezählt. Es zeigt sich jedoch, dass der Einfluss dieser Faktoren im betrachteten Zeitraum entweder insignifikant oder nur schwer interpretierbar ist.

- Der Anteil der HMO's liegt mehrheitlich unterhalb der 10%-Grenze. Das Wachstum flacht in den meisten Kantonen markant ab (Marktsättigung), so dass die Erklärungskraft der entsprechenden Variablen aufgrund der «gestutzten» Dynamik vergleichsweise gering ausfällt. Ein weiterer Grund für

⁸⁶ Der Anteil der Personen mit weniger als zwei verbleibenden Lebensjahren ist bei den über 85-jährigen Personen höher.

⁸⁷ Health Cost Expenditure, also die Gesundheitsausgaben.

⁸⁸ Der fehlende Wert kann z.B. mithilfe einfacher Prognoseverfahren (ARIMA-Modelle) geschätzt werden, vgl. Abschnitt 8.1.

⁸⁹ Wegen sog. «Selbstelektionseffekten» sind die erhofften Auswirkungen freiwilliger Selbstbehalte i.a. empirisch schwer nachweisbar, vgl. [38] für einen entsprechenden methodischen Ansatz.

den schwachen Zusammenhang mit der Kostenentwicklung ist im Zusammenspiel des (begrenzten) Marktanteils und den zu realisierenden Kostenersparnissen dieser Versicherungsform zu suchen: Studien belegen, dass die zu erwartenden Ersparnisse zwar substantiell sind – zwischen 10% und 30% im Vergleich zu konventionellen Versicherungsformen, vgl. z.B. [19], [21] und [27] (vgl. Übersicht 3.6 auf S. 51 im letzten Dokument) – aber der Gesamteffekt, der sich durch Multiplikation dieser Zahl mit dem Marktanteil ergibt, ist aufgrund des schwachen Effekts in den kurzen Zeitreihen nicht nachzuweisen.

- Arbeitslosenzahlen und Volkseinkommen weisen ein gewisses Mass an Kollinearität auf, das bei vorliegenden kurzen Zeitreihen problematisch ist. Ausserdem wird in der Literatur über die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit kontrovers argumentiert. Da aus dem vorliegenden Datenmaterial kein eindeutiger Nachweis der Wirkung dieser Variablen erbracht werden kann, wird auf eine explizite Berücksichtigung verzichtet.

Weitere Variablen wie z.B. Technologieindikatoren oder die Anzahl Pflgetage (in Pflegeheimen) wurden aufgrund verschiedenster Probleme (ungenügende Dynamik, verrauschte Beobachtungen, geringer Aktualitätsgrad) aus der vorliegenden Untersuchung ebenfalls ausgeschlossen.

Zusammenfassend lässt sich folgendes «Modellgerüst» aufstellen

$$(2) \quad K_t = a_1 T_t + a_2 A65_t + a_3 Arztallg_t + a_4 Arztspez_t + a_5 VE_t + a_6 Fr_t + r_t$$

wobei K_t die Pro-Kopf Kosten, $T_t := t$ ein Zeittrend, $A65_t$ den Anteil der über 65-jährigen Versicherten, $Arztallg_t$ und $Arztspez_t$ die Arztdichten, VE_t das kantonale Volkseinkommen und Fr_t die Entwicklung des Anteils an Versicherten mit maximaler Franchise bezeichnen. Bei allen Variablen wird die erste Beobachtung als Basisjahr betrachtet (mit Null initialisiert, vgl. Abschnitt 5.1) und «Geldwerte» wie Kosten oder das kantonale Volkseinkommen werden logarithmiert. Der Prognoseanspruch (und die damit verbundene Aktualität der verwendeten erklärenden Variablen) und die kurzen Datensätze verhindern eine Untersuchung weiterer Determinanten.

Kantonale Spezifitäten (Effekte) und zeitliche Abhängigkeitsstrukturen (Dynamik) werden in Modellgleichung (2) nicht explizit ausgewiesen. Diese Erklärungslücke wird in Abschnitt 7 mit entsprechenden methodischen Inhalten ausgefüllt. Nicht erkennbar ist ausserdem die Adaptivität des Modells, welche eine flexible Anpassung an veränderte Rahmenbedingungen erlaubt, vgl. Kapitel 7 sowie Abschnitte 9.6.5 und 9.7.4 im Anhang für eine formale Darstellung zu diesem Punkt.

5.3 Kürze der Zeitreihen: Kombination von Quer- und Längsschnitt

Die Kürze der Zeitreihen stellt eine grosse Herausforderung an den Modellierungsprozess dar. Der ausgewählte Ansatz setzt am breiten Querschnitt der 26 verschiedenen kantonalen Reihen an, um die fehlende Information im kurzen Längsschnitt geeignet zu ergänzen.

Abbildung 5-3 lässt einen relativ gleichförmigen Verlauf der kantonalen OKP Pro-Kopf Kosten⁹⁰ erkennen, der zu einem bemerkenswerten homogenen Gesamtbild der Kostenentwicklung führt (mit Ausnahme der Kantone Freiburg und Neuenburg, die aufgrund von Datenproblemen optisch herausstechen, vgl. Abschnitt 2.2.2). Die gesamte Entwicklung scheint sich in einem relativ engen Band mit konstanter Breite zu erstrecken. Zur Illustration dieses Sachverhaltes wurden hier die empirischen Standardabweichungen im Querschnitt über alle Kantone (mit Ausnahme von FR und NE) für die Jahre 1998 bis 2002 (im Basisjahr 1997 ist die Breite definitionsgemäss Null) berechnet, vgl. Tabelle 5-2. Die Breite des betrachteten Datenbandes ist im beobachtbaren Zeitraum – insbesondere von 1998 bis 2001 – bemerkenswert kon-

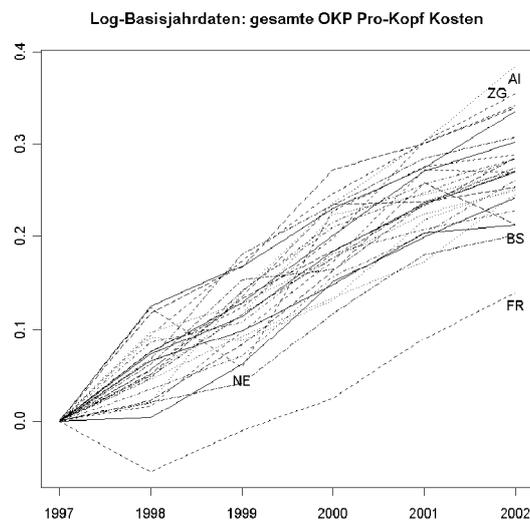
⁹⁰ Differenzen der logarithmierten Werte zum Basisjahrwert.

stant. Es kann also gefolgert werden, dass die Hauptdeterminanten der Kostenentwicklungen in den verschiedenen Kantonen zwar nicht identische aber zumindest einigermaßen vergleichbare Auswirkungen auf die (transformierten) kantonalen Kostenentwicklungen haben. Der gemeinsame Verlauf in Abbildung 5-3 suggeriert ausserdem einen (mehr oder weniger) linearen Trendanstieg als Grundtendenz der allgemeinen Entwicklung.

Tabella 5-2 Gesamtkosten: ein Band mit einigermaßen konstanter Breite

J1998	J1999	J2000	J2001	J2002
0.031	0.035	0.039	0.038	0.046

Abbildung 5-3 Gesamtkosten: ein homogenes Wachstumsbild



Diese auffällige Homogenität im Verlauf der kantonalen Zeitreihen sollte jedoch nicht vor einer Modellierung kantonaler Spezifitäten (Effekte) abwenden. Bestimmte beobachtbare Merkmale wie z.B.

- urbane vs. ländliche Kantone
- deutsche vs. lateinische Schweiz
- Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital⁹¹
- Kantone mit voller, eingeschränkter bzw. ohne Selbstdispensation (Ärztliche Medikamentenabgabe)

werden in Abschnitt 9.5 untersucht. Es zeigt sich, dass eine Aufteilung in Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital für die *transformierten* kantonalen Pro-Kopf Kosten aussagekräftig in Bezug auf die Erklärung der Kostenentwicklung ist⁹². Selbstverständlich kann diese einfache Kategorisierung nur zu einer «groben» Unterscheidung der Kostendynamiken führen. Ergänzende feinere Auflösungen der kantonalen Eigenheiten auf Modellebene werden in Abschnitt 7.1 vorgestellt.

⁹¹ Aus- und Weiterbildungsmöglichkeiten sowie die mit einem ausgedehnten Forschungsplatz verbundenen Dynamiken – insbesondere der damit einhergehende technologische Fortschritt – könnten beispielsweise eine Auftrennung nach diesem Kriterium begründen.

⁹² Man beachte, dass diese kantonale Aufteilung teilweise auch mit dem Kriterium «Urbanitätsgrad» verträglich ist.

Identifikations- und Schätzprozedur:

1. Haupteffekte – Angebots und Nachfrageeffekte sowie Trends – werden nach erfolgter Zuordnung der Kantone in die beiden Kategorien «mit» bzw. «ohne Universitätsspital» getrennt untersucht. Die beiden *zentralen Modelle* bilden die *gemeinsamen Stossrichtungen* der kantonalen Kostenentwicklung in beiden Kategorien ab⁹³. Die unbekanntes Modellparameter werden mit Hilfe robuster Schätzverfahren ermittelt.
 2. Abweichungen von den Modellgleichungen – sog. Residuen – sind angesichts der Komplexität der Zusammenhänge und der eingeschränkten Anzahl erklärender Variablen zu erwarten. Eine statistische Analyse dieser Residuen bezweckt deshalb, Informationen in den Modellabweichungen zu verwerten, um die Prognosegüte zu verbessern:
 - a. Innerhalb der beiden Kategorien (mit/ohne Universitätsspital) können kantonale Spezifitäten – sog. Kantonale Effekte⁹⁴ – in den Residuen anhand geeigneter Instrumente – sog. Random-Coefficient bzw. RC-Modelle – erfasst werden.
 - b. Methoden aus der Zeitreihenanalyse ergänzen diese vorwiegend auf den Querschnitt ausgelegte Modellierung durch eine Erfassung der zeitlichen Abhängigkeitsstruktur in den Residuen.
 - c. Im Gegensatz zu klassischen Schätzverfahren werden hier die unbekanntes Parameter hinsichtlich der echten «out of sample» Prognoseperformance des resultierenden Modells optimiert. Diese spezielle Schätztechnik kann im Rahmen sog. Zustandsraummodelle umgesetzt werden und dient der exakten Nachbildung einer realen Prognosesituation für die vorliegende Problemstellung (vgl. Abschnitt 7.2).
 - d. «Strukturbrüche» im Verlauf der Residuen werden anhand adaptiver Niveauparameter abgebildet. Die Adaptivität bzw. die Flexibilität des resultierenden Residuenmodells wird anhand sog. Hyperparameter gesteuert, vgl. Abschnitte 7.2, 9.7.3 und 9.7.4.
-

5.4 Abweichungen von der Normalverteilungshypothese

Modellparameter beschreiben den Zusammenhang zwischen den Pro-Kopf Kosten und den erklärenden Variablen. Da die Parameterwerte unbekannt sind, drängt sich die Suche nach «optimalen» Schätzfunktionen auf. Zur Veranschaulichung der Problematik wird hier folgendes einfaches Modell betrachtet

$$K_t = a_1 t + a_2 A65_t + a_3 \text{Arztallg}_t + r_t$$

wobei Basisjahrdaten für die erklärenden Variablen⁹⁵ und Log-Basisjahrwerte für die abhängigen Kosten vorausgesetzt werden.

Die «Störterme» r_t – d.h. die unerklärten Modellabweichungen – sind unter den Voraussetzungen des klassischen linearen Regressionsmodells unabhängig und identisch normalverteilt. Diese Annahme begründet das Anpassungskonzept nach der KQ-Methode: gemäss dieser Vorschrift werden die unbekanntes Parameter a_1, a_2, a_3 in obiger Gleichung so bestimmt, dass die Summe der quadrierten Residuen minimiert wird. Aufgrund der in Abschnitt 2.2.2 geschilderten Datenprobleme und des kurzen Beobachtungszeitraumes können aber einzelne «abnormale» Beobachtungen den KQ-Schätzer erheblich verzerren. Diese Aussage soll beispielhaft anhand der Kostengruppe «Medikamente Arzt» illustriert werden.

⁹³ Die höhere Anzahl Beobachtungen – $21 \cdot 6 = 126$ für Kantone ohne Universitätsspital bzw. $5 \cdot 6 = 30$ für Kantone mit Universitätsspital anstelle der ursprünglichen 6 kantonsspezifischen Beobachtungen – erlauben eine bessere Zuordnung der Effekte auf die erklärenden Variablen. Es ist jedoch nicht auszuschliessen, dass in einem späteren Zeitpunkt, wenn mehr Daten vorliegen, diese Aufteilung der Kantone nach anderen Kriterien zusätzlich verfeinert werden kann.

⁹⁴ Kantonale kostenrelevante Eigenheiten wie z.B. der Urbanitätsgrad oder kulturelle Werteinstellungen. «Statische» Kantonale Effekte – die zu einer konstanten Verschiebung der Kosten führen – müssen in Basisjahrdaten nicht modelliert werden, da sie im Wert des Basisjahres eingefangen sind. «Dynamische» Effekte – die zu Verschiebungen der kantonalen Niveaus im Zeitablauf führen – werden anhand kantonsspezifischer Parameter abgebildet, vgl. Abschnitte 7 und 9.7.

⁹⁵ Trendwerte sind dann als Differenzen zum Jahr 1997 zu betrachten d.h. (1998-1997, 1999-1997, 2000-1997,...)=(1,2,3,...).

Herkömmliche KQ-Schätzer für die unbekanntenen Koeffizienten der obigen Modellgleichung werden in Tabelle 5-3 mit robusten MM-Schätzern (vgl. Abschnitt 9.6) verglichen.

Tabelle 5-3 Vergleich herkömmlicher KQ-Schätzer mit robusten MM-Schätzern

Kostengruppe Medikamente Arzt		
Erklärende Variablen	KQ-Schätzer	MM-Schätzer
Trend	0.084 (***)	0.074 (***)
A65	–	7.16 (**)
Arztallg	–	271 (*)

Offensichtlich werden Angebots- und Nachfrageeffekte beim traditionellen KQ-Schätzer erheblich unterschätzt, da aufgrund eines gemeinsamen Hypothesentests die beiden wichtigen Angebots- und Nachfrageeffekte verschwinden, so dass schliesslich die Kostenentwicklung in der Kostengruppe «Medikamente Arzt» als reines Trendmodell abgebildet wird. In Anbetracht der erheblichen resultierenden Modellabweichungen stellt sich natürlich die Frage, welcher Schätzmethode in welcher Situation prinzipiell der Vorzug zu geben ist?

Es ist bekannt, dass das KQ-Schätzprinzip anfällig auf Verletzungen der klassischen Modellvoraussetzungen ist. Die hohe Empfindlichkeit auf «grosse» einmalige Abweichungen – sog. Ausreisser – wirkt sich bei vorliegendem Datenmaterial nachteilig aus, vgl. hierzu Abschnitt 2.2.2. Da der verwendete MM-Schätzer (vgl. Abschnitt 9.6.3) nachweislich nicht nur robust sondern auch effizient⁹⁶ ist, darf aus den aufgedeckten Divergenzen in Tabelle 5-3 gefolgert werden, dass der traditionelle KQ-Schätzer hier ein ungeeignetes Anpassungskonzept ist.

Die z.T. bedeutenden Verletzungen der klassischen Modellannahmen und die beobachteten Unterschiede zwischen KQ- und robusten Schätzern (vgl. z.B. Tabelle 5-3) widerlegen das traditionelle KQ-Anpassungskonzept als optimales Schätzprinzip für die vorliegende Problemstellung.

5.5 Zusammenfassung

Die bisherigen Untersuchungen haben aufgezeigt, dass die relevanten Informationen im Datensatz durch herkömmliche Datentransformationen (erste Differenzen) verwaschen werden und dass die z.T. gravierenden Verletzungen der klassischen Modellvoraussetzungen erhebliche Auswirkungen auf die identifizierten Modellstrukturen und die geschätzten Parameterwerte haben können. Aus methodischer Sicht wurden deshalb in diesem Kapitel alternative Lösungswege aufgezeigt⁹⁷, die besser auf die Besonderheiten der vorliegenden Fragestellung abgestimmt sind.

- Transformation: Basisjahr-log-Daten rücken die interessierenden dynamischen Zusammenhänge in den Vordergrund, vgl. Abschnitt 5.1.
- Variablenselektion: Eine strenge vorab Selektion der wichtigsten Erklärungsgrössen und eine Untersuchung der Redundanz im resultierenden Datenmaterial verhindern Zuordnungsprobleme der Effekte auf die erklärenden Variablen (Multikollinearitätsprobleme, vgl. Abschnitt 5.2).

⁹⁶ Mit Standardeinstellungen beträgt die Effizienz etwa 95%: die Varianz von MM-Schätzern ist im Vergleich mit herkömmlichen KQ-Schätzern nur geringfügig (5%) grösser, wenn die Störterme normalverteilt sind. Bei vorliegendem Datensatz ist jedoch zu erwarten, dass die Varianz robuster Schätzfunktionen vergleichsweise wesentlich kleiner sein wird.

⁹⁷ «Technisch» interessierte Leser finden im umfangreichen Anhang detaillierte Ausführungen zu den eingesetzten Methoden mit weiterführenden Literaturhinweisen.

- Modellidentifikations- und Schätzprozedur, vgl. Abschnitt 5.3: die ausgewählte Methodik ist auf die bivalente Zielsetzung – Erklärung/Prognose – ausgerichtet.
 - o Robuste Schätzverfahren: MM-Schätzer (vgl. Abschnitt 9.6) vereinigen vorteilhafte Eigenschaften wie *Effizienz* und *Stabilität*. Sie werden dazu verwendet, die unbekannt Parameter in der Modellgleichung (2) (*zentrale Modelle* für Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital) konsistent abzubilden, vgl. Abschnitt 6.2. *Dadurch wird dem Erklärungsanspruch auf methodischer Ebene begegnet.*
 - o Random-Coefficient-Modelle (RC-Modelle, vgl. Abschnitt 9.7.1) verwenden *Querschnittinformationen in den Residuen* der Modellgleichung (2). Kantonale Effekte können so weiter verarbeitet und feiner aufgeschlüsselt werden.
 - o Die *zeitliche Abhängigkeitsstruktur* in den Residuen (Dynamik) wird durch einfache Zeitreihenmodelle erfasst.
 - o Die unbekannt Parameter in den Residuenmodellen werden formal im Rahmen allgemeiner Zustandsraummodelle hinsichtlich der *echten «out of sample» Prognoseperformance* optimiert (vgl. Abschnitte 7.2, 9.7.2 und 9.7.4). *Dadurch wird dem Prognoseanspruch auf methodischer Ebene begegnet.*

6 Empirische Resultate Teil I: Bedeutung der erklärenden Variablen

Die Modellgleichung («zentrale» Modelle)

$$K_t = a_1 t + a_2 A65_t + a_3 Arztallg_t + a_4 Arztspez_t + a_5 VE_t + a_6 Fr_t + r_t$$

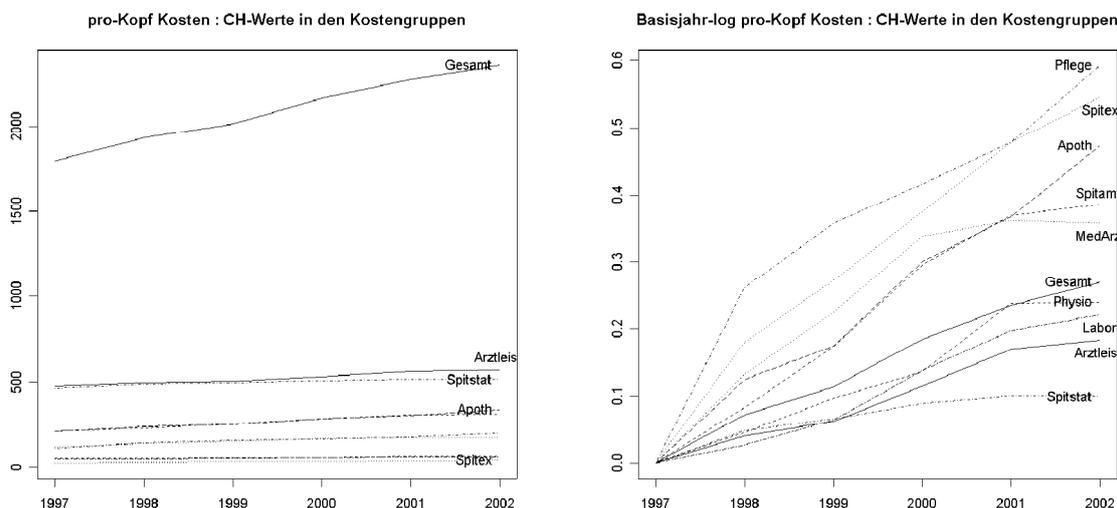
und die Aussagekraft der darin vorkommenden Variablen stehen im Mittelpunkt des vorliegenden Kapitels. Eine statistische Modellierung der «Restinformation» in den Residuen r_t wird in Kapitel 7 untersucht.

Die Bedeutung der Kostengruppen für das Gesamtwachstum wird in Abschnitt 6.1 untersucht. Wesentliche Aspekte der Modellierung werden in Abschnitt 6.2 zusammengefasst. Die errechneten Parameterwerte werden anhand eines einfachen Beispiels für die Gesamtkosten in Abschnitt 6.3 interpretiert. Bedeutung und Erklärungsgehalt der Variablen werden abschliessend für alle KG in Abschnitt 6.4 analysiert.

6.1 Bedeutung der Kostengruppen: Wachstum und Anteil

Die Verläufe der Pro-Kopf OKP-Kosten für die Schweiz (kumuliert über alle Kantone) sind für die verschiedenen Kostengruppen in Abbildung 6-1 sichtbar. Im Vergleich zur linken Graphik (Niveaus) heben die transformierten Daten in der rechten Abbildung die Wachstumsdynamiken (relatives Wachstum) in den Kostengruppen kurz nach Einführung des KVG's hervor. Die Ordinatenkala entspricht etwa dem prozentualen Wachstum der Kostengruppen im Verhältnis zum Basisjahrwert. Überdurchschnittlich gewachsen (d.h. stärker als die Gesamtkosten) sind demnach von 1997 bis 2002 die Kostengruppen «Pflegerheime» (~60%), «Spitex» (~55%), «Apotheken» (~50%), «Spital ambulant» (~40%) und «Medikamente Arzt» (~35%).

Abbildung 6-1 Entwicklung der CH-Kosten: Original und Basisjahr-log-transformiert



Die durchschnittlichen (über die sechs Jahre) jährlichen Wachstumsraten und die Anteile der KG an den (OKP-Pro-Kopf) Gesamtkosten sind in Tabelle 6-1 zusammengefasst.

Tabelle 6-1 Bedeutung der Kostengruppen: Wachstum und Grösse

	Jährliches Wachstum	Anteil
Gesamt	5.40%	100.00%
Spitstat	2.00%	21.80%
Spitamb	7.70%	13.20%
Arztleistungen	3.70%	24.20%
Medarzt	7.20%	7.20%
Apotheken	9.50%	14.40%
Pflegeheime	11.90%	8.40%
Physio	4.80%	2.60%
Labor	4.40%	2.50%
Spitex	10.90%	1.60%

Die nicht aufgelisteten kleineren Gruppen (jeweils kleiner als 1% Anteil) summieren sich auf einen gesamten Restanteil von ca. 3% auf. Die Kostengruppen mit einem unter- bzw. überdurchschnittlichen Wachstum sind mit fetter bzw. kursiver Schrift gekennzeichnet. Das starke Wachstum in der Kostengruppe «Pflegeheime» kann mitunter durch einen kräftigen Wachstumsschub zwischen 1997 und 1998 erklärt werden, vgl. Abbildung 6-7 und Tabelle 6-2 (letzte Zeile). Die unterschiedlichen Steigungen in den Spital-KG unterstreichen Verlagerungen aus dem stationären in den ambulanten Bereich. Überdurchschnittliche Wachstumsraten sind auch in den Gruppen «Medikamente» (Medarzt und Apotheke) und «Spitex» zu verzeichnen: bei einem jährlichen Wachstum zwischen 7.2% und 9.5% und einem kumulierten Anteil (Summe aus Apotheken und MedArzt, Stand 2002) von etwa 22% könnten die Medikamente relativ schnell zur anteilmässig grössten OKP-Kostengruppe heranwachsen. Interessant ist ebenfalls das unterdurchschnittliche Kostenwachstum bei den Arztleistungen (3.7%) und bei den Labors (4.4%).

Ein Überblick über die CH-Wachstumsraten in den verschiedenen Kostengruppen in Tabelle 6-2 verrät, dass das Wachstum im beobachteten Zeitfenster relativ stark fluktuiert. Es ist zu erwarten, dass ein Teil dieser Fluktuationen auf «Rauschen» in den Daten zurückzuführen ist, dass nicht durch das Modell abgebildet werden kann (vgl. Abschnitt 2.2.2 für mögliche Ursachen dieses Rauschpegels). Das ‚Rauschen‘ innerhalb der Kantone ist i.a. stärker. Ausnahmen bilden gewisse grosse Kantone (z.B. ZH) deren Wachstumsdynamiken in etwa vergleichbar mit den CH-Kosten sind. *Mit zunehmendem Aggregationsgrad – z.B. CH-Kosten oder Gesamtkosten – nimmt der Rauschpegel erwartungsgemäss ab.*

Tabelle 6-2 Wachstumsraten der CH-Kosten in den einzelnen Kostengruppen

Wachstums- raten	1998	1999	2000	2001	2002
Gesamt	7.3%	4.1%	7.1%	5.0%	3.5%
Spitamb	8.3%	9.0%	12.2%	7.5%	1.5%
MedArzt	13.3%	9.3%	11.3%	2.4%	-0.4%
Spitstat	4.9%	1.7%	2.3%	1.2%	-0.1%
Apoth	12.6%	4.9%	12.6%	6.7%	10.6%
Labor	2.7%	3.7%	7.3%	6.0%	2.4%
Arztleist.	4.1%	2.2%	5.3%	5.4%	1.5%
Physio	4.6%	5.1%	3.9%	10.2%	0.2%
Spitex	18.0%	9.3%	10.1%	10.5%	6.7%
Pflege	26.1%	9.6%	5.8%	6.3%	11.4%

Dieser kurze Überblick über die CH-Kosten erlaubt eine grobe *Abschätzung der Wichtigkeit einzelner Kostengruppen* bei der Entstehung der Gesamtkosten. Die Entstehungsmechanismen innerhalb der Kostengruppen werden in den folgenden Abschnitten untersucht.

6.2 Modell: eine kurze Übersicht

Die vorliegende Untersuchung beschränkt sich auf eine Analyse der erklärenden Variablen in der Modellgleichung

$$(3) \quad K_t = a_1 T_t + a_2 A65_t + a_3 Arztallg_t + a_4 Arztspez_t + a_5 VE_t + a_6 Fr_t + r_t$$

für die beiden «zentralen» Modelle (Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital). Alle Variablen sind transformiert, vgl. Abschnitt 5.1. Dabei bezeichnen K_t die transformierten Pro-Kopf Kosten, $T_t = t$ den Trend, $A65_t$ den Anteil der über 65-jährigen Versicherten, $Arztallg_t$ und $Arztspez_t$ die Arztdichten, VE_t die kantonalen Volkseinkommen und Fr_t den Anteil der Versicherten mit maximaler Franchise. Die Zeit t läuft ab 1997. Da in den transformierten Basisjahrdaten alle Zeitreihen im Basisjahr (hier 1997) mit Null initialisiert werden, folgt dass die entsprechende Beobachtung keine Information enthält. *Als erstmalige Beobachtung gilt demnach nicht mehr 1997 sondern 1998.*

An dieser Stelle soll noch kurz auf zwei methodische Fragestellungen in Zusammenhang mit Modellgleichung (3) eingegangen werden.

- Die «Störterme» r_t fassen alle nicht-erklärten Effekte zusammen (z.B. HMO- oder differenziertere demographische Effekte oder Arbeitslosigkeit sofern sie nicht in den erklärenden Variablen bereits abgebildet werden). Endogenität gewisser erklärender Variablen in (3) ist deshalb nicht auszuschliessen⁹⁸. Es ist bekannt, dass das Endogenitätsproblem mit Verzerrungen der Schätzwerte verbunden ist. Da jedoch die wichtigsten nicht explizit berücksichtigten Determinanten der Pro-Kopf Kostenentwicklung in der resultierenden Trendvariablen zum Ausdruck kommen können, ist davon auszugehen, dass das Endogenitätsproblem zumindest in erster Näherung vernachlässigt werden darf (die erwähnten Datenprobleme sowie die Kürze der Datensätze sind vermutlich die dominanteren «Störquellen»).
- Die Resultate in Abschnitt 4 haben gezeigt, dass Zusammenhänge zwischen den Kosten und den obigen erklärenden Variablen nur schwer nachweisbar sind, wenn alle Variablen in ersten Differenzen vorliegen (der Differenzenfilter verstärkt das ohnehin starke Rauschen zusätzlich). Deshalb werden Basisjahrwerte betrachtet. Da die resultierenden trendbehafteten Zeitreihen instationär sind, könnte der Verdacht einer sog. «Scheinregression»⁹⁹ aufkommen. Gegen dieses Argument ist jedoch einzuwenden, dass der Bezug der ausgewählten erklärenden Variablen zu den abhängigen Pro-Kopf Kosten aus substanzwissenschaftlichen Gesichtspunkten unbestritten ist (über das *Ausmass* des Zusammenhanges besteht indes Uneinigkeit).

6.3 Gesamtkosten: Bedeutung der erklärenden Variablen und Interpretation der Schätzergebnisse

Bei einer Untersuchung des Wirkungsgefüges in den OKP (Pro-Kopf) Gesamtkosten interessiert vorab ob die selektierten unabhängigen Variablen *ohne den Trend* die Kosten bereits «ausreichend» erklären oder ob zusätzlich eine Trendvariable – die z.B. den Einfluss unberücksichtigter Determinanten der Kostenentwicklung zusammenfasst – zur Erhöhung der Erklärungskraft substanzuell beiträgt. Deshalb wird die Anpassungsgüte für Modelle mit bzw. ohne Trendkomponente in Tabelle 6-3 verglichen.

⁹⁸ So könnten z.B. Arztdichten, oder der Alterseffekt oder das Volkseinkommen mit dem Störterm korrelieren (über HMO's, unberücksichtigte demographische Effekte oder der Arbeitslosigkeit).

⁹⁹ Statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen zwei völlig unabhängigen Zeitreihen infolge gravierender Modellverletzungen (nicht-stationäre Störterme).

Tabelle 6-3 Gesamtkosten: Bedeutung der Trendkomponente

Gesamtkosten	Kantone ohne Uni-Spital		Kantone mit Uni-Spital	
	Mit Trend	Ohne Trend	Mit Trend	Ohne Trend
s	0.027	0.055	0.035	0.067
Trendparameter	0.052	-----	0.061	-----

Von einem «guten» Modell erhofft man sich betragsmässig möglichst kleine Residuen. Die durchschnittliche Grösse der Residuen wird in Praxis oft anhand der empirischen Standardabweichung gemessen. Leider ist dieses Mass stark anfällig auf vereinzelte Ausreisser. Deshalb wird in Tabelle 6-3 ein robustes Skalierungsmass für den Vergleich verwendet («s»-Zeile), vgl. Abschnitt 9.6.2 und [29] für weiterführende Angaben zu dieser Wahl.

Der Vergleich in obiger Tabelle zeigt, dass *die Bedeutung der Trendkomponente für die Erklärung der Gesamtkosten hoch ist*, da die Residuen – d.h. die unerklärten Modellabweichungen – durch Einbezug der Trendkomponente im Schnitt etwa halbiert werden: das robuste Skalierungsmass «s» in der zweiten Zeile der Tabelle reduziert sich für Modelle mit Trendkomponente um etwa 50%. Das hohe empirische Signifikanzniveau der Trendschätzer (Werte für die robusten t-Statistiken grösser als 9) bestätigt diese Analyse. Schliesslich weist das robuste Informationskriterium RFPE¹⁰⁰ auf Trendmodelle in beiden Kantongruppierungen hin. Die Entscheidung für ein Modell mit Trendkomponente beruht deshalb auf statistischen Kriterien, die alle ausgesprochen klar und eindeutig dafür plädieren. Die Wichtigkeit dieser Entscheidung lässt sich an den Schätzergebnissen in Tabelle 6-5 beurteilen: ohne Trendkomponente werden Arztdichten und demographische Effekte stark überzeichnet und der Selbstbehalteeffekt (Franchise) wird aufgrund des falschen Vorzeichens uninterpretierbar.

Schätzwerte für die unbekannt Parameter (3) in befinden sich in Tabelle 6-4.

Tabelle 6-4 Gesamtkosten: geschätzte Modellparameter

Gesamtkosten	Kantone ohne Uni-Spital		Kantone mit Uni-Spital	
	Parameter	Absolutwerte t-Statistiken	Parameter	Absolutwerte t-Statistiken
Trend	0.053	11.55	0.061	9.11
A65	2.24	1.69	2.95	1.64
Arztallg	269.2	2.43	159.19	1.70
Arztspez	255.5	3.13	156.7	1.86
Franchise	-0.29	1.71	-0.596	1.81
Volkseinkommen			\	

Die Trendkomponente ist mit Werten der robusten t-Statistik¹⁰¹ von über 9 in beiden Kantongruppierungen (mit/ohne Universitätsspital) die wichtigste Variable gefolgt von den Arztdichten. Alle Variablen sind mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant. Mit Ausnahme des Franchise-Effektes – der erwartungsgemäss das Kostenwachstum dämpft – stehen alle Variablen in einem positiven Zusammenhang zum beobachteten Kostenwachstum.

¹⁰⁰ Traditionelle Informationskriterien wie AIC oder BIC (vgl. [5] S. 273 ff.) beruhen auf der Log-Likelihood der Beobachtungen, die unter Normalverteilung proportional zur Standardabweichung der Residuen ist. Im vorliegenden Fall sind die Residuen jedoch nicht normalverteilt. Ausserdem ist die Standardabweichung kein robustes Skalierungsmass. Das robuste RFPE-Kriterium wird in [41] dokumentiert und ist beispielsweise im Statistikpaket S-Plus implementiert.

¹⁰¹ Traditionelle t-Statistiken basieren auf der Varianz-Kovarianzmatrix der Schätzer, die nicht robust ist. Deshalb werden in diesem Bericht ausschliesslich robuste t-Statistiken (aufgrund robuster Varianz-Kovarianzmatrizen der Schätzer) angegeben, vgl. [42].

Die Bedeutung der einzelnen Variablen bzw. eine Interpretation der geschätzten Parameterwerte lässt sich am einfachsten an einem Beispiel illustrieren. Betrachtet werden hier die «erklärten» (log-Basisjahr Pro-Kopf) Kosten – d.h. wahre Kosten minus Residuum – für den Kanton AG (Gruppe ohne Universitäts-spital)

$$(4) \quad \widehat{K}_t = 0.053t + 2.24A65_t + 269.2Arztallg_t + 255.5Arztspez_t - 0.29Fr_t$$

Die entsprechenden Effekte befinden sich in Tabelle 6-5¹⁰². Als Bestätigung für die Wichtigkeit der Trendkomponente dienen in der Tabelle vergleichende Auswertungen für ein Modell *ohne* Trend. Die Spalte «Erklärende Variablen» entspricht den Basisjahrwerten der entsprechenden Variablen im Jahr 2002 (die Arztdichte der Allgemeinpraktizierenden Ärzte ist beispielsweise im Kanton AG zwischen 1997 und 2002 um 1.1923E-05 angestiegen: auf etwa 80000 Einwohner hat sich im betrachteten Zeitraum ein zusätzlicher Arzt im Kanton niedergelassen; der Trend beginnt mit 0 in 1997 und endet mit 5 in 2002 usw.). Die Spalte «Effekte» ist als Produkt aus den geschätzten Parameterwerten mit den erklärenden Variablen erhältlich. Die erklärten Kosten (4) in der letzten Zeile entsprechen dem kumulierten Effekt in der entsprechenden Spalte.

Tabelle 6-5 Erklärte log-Basisjahr Kosten Kanton AG im Jahr 2002

AG-Gesamtkosten (2002)		Mit Trend		Ohne Trend	
	Erkl. Var.	Parameter	Effekte	Parameter	Effekte
Trend	5	0.053	0.265	\	\
A65	0.0090	2.24	0.0202	10.98	0.0988
Arztallg	1.1923E-05	269.2	0.0032	1052	0.0125
Arztspez	6.3945E-05	255.5	0.0163	671	0.0429
Franchise	0.0719	-0.290	-0.0208	1.14	0.0820
Erklärte Kosten:			0.2839		0.2362

Die erklärten Basisjahr-log Pro-Kopf Kosten sind für das Modell ohne Trend tiefer. Tabelle 6-6 gibt Aufschluss darüber, welches der beiden Modelle als «besser» zu erachten ist. Die Spalte «Ist-Kosten» entspricht den tatsächlich beobachteten Werten im Jahr 2002. Addiert man die obigen erklärten Kosten zu den logarithmierten Werten des Jahres 1997 (Basisjahrwert) in Tabelle 6-6 (Zeile «Summe») so resultieren Schätzer für die logarithmierten Pro-Kopf Kosten im Jahr 2002. Mithilfe der Exponentialfunktion können diese Werte auf die Pro-Kopf Kosten (Zeile «Original») zurücktransformiert werden.

Tabelle 6-6 Erklärte Kosten Kanton AG im Jahr 2002

Kosten (AG/2002)	Ist-Kosten	Mit Trend	Ohne Trend
log-Basisjahr	0.342	0.284	0.236
Basisjahrwert	7.291	7.291	7.291
Summe	7.633	7.575	7.527
Original	2064.546	1948.287	1857.632
Residuum		116.258	206.913

Da der unerklärte Anteil (Residuum=Differenz zwischen Ist- und erklärten Kosten) beim Modell ohne Trend im Vergleich zum Trendmodell etwa doppelt so gross ist¹⁰³ wird letzteres bevorzugt.

102 Die nicht-signifikante Variable Volkseinkommen wurde nicht berücksichtigt.

103 Dies entspricht auch dem Verhältnis der Standardabweichungen in Tabelle 6-3.

Eine genauere Betrachtung der Resultate in Tabelle 6-5 zeigt, dass der Trend im Jahr 2002 das Kostenwachstum relativ gut erklärt. Der Beitrag der anderen Variablen – insbesondere z.B. der Arztdichten – ist gering. Diese Feststellung ist in ihrem Ausmass spezifisch für den Kanton AG und das Jahr 2002, weil in diesem Kanton die Arztdichten zwischen 1997 und 2002 nur marginal angestiegen sind (ein zusätzlicher Allgemeinpraktizierender Arzt auf etwa 80000 Einwohner). Dieser marginale Anstieg ist auf Rückgänge der Arztdichten in den Jahren 1998 und 2001 zurückzuführen. Ein anderes Bild ergäbe sich z.B. für den Kanton BS in dem die Dichte der allgemein praktizierenden Ärzte im gleichen Zeitabschnitt und im Vergleich zum Kanton AG um das zehnfache angestiegen ist (d.h. ein zusätzlicher Arzt auf etwa 8000 Einwohner).

Der Anteil der Versicherten in der obersten Franchisenstufe ist im Kanton AG von 1.2% (1997) auf 8.4% (2002) angestiegen. Die Anzahl entsprechender Versicherter hat sich also in diesem Zeitraum versiebenfacht. Der entsprechende Effekt auf die OKP-Pro-Kopf Kosten im Kanton AG kompensiert in etwa die kumulierten Arzteffekte oder den Alterungseffekt. Dieses Resultat ist auch wieder spezifisch für den Kanton AG und das Jahr 2002.

Der geschätzte Trendparameterwert 0.053 bedeutet, dass die Basisjahr-log Kosten zwischen 1997 und 2002 nach Berücksichtigung der Effekte aller anderen betrachteten Variablen durchschnittlich jedes Jahr um den zusätzlichen Betrag von 0.053 angestiegen sind. Da Basisjahr-log Werte das relative Wachstum (im Verhältnis zu den Kosten in 1997) hervorheben, kann diese Zahl nach Multiplikation mit 100 auch approximativ als prozentualer jährlicher Kostenanstieg der Pro-Kopf Kosten interpretiert werden.

6.4 Schätzergebnisse in den OKP-Kostengruppen

6.4.1 Überblick

Schätzwerte (robust) für die Parameter in Modellgleichung (3) und für die verschiedenen Kostengruppen befinden sich in Tabelle 6-7 (Kantone ohne Universitätsspital) und Tabelle 6-8 (Kantone mit Universitätsspital). Absolutwerte für die robusten t-Statistiken stehen in Klammern. Die Interpretationen der Schätzwerte lehnt sich an vorigen Abschnitt 6.3 (Gesamtkosten) an.

Tabelle 6-7 Schätzergebnisse Kantone ohne Universitätsspital

Ohne Uni-spital	Spital Stat.	Spital Amb.	Arztl.	Medik. Arzt	Apoth.	Pflege	Physio.	Labor	Spitex
Trend	0.014 (11.5)	0.078 (8.64)	0.023 (3.84)	0.082 (9.42)	0.066 (8.46)	0.136 (8.42)	0.044 (4.66)	0.029 (4.43)	0.097 (4.51)
A65	5.05 (1.90)	7.27 (1.93)		8.67 (3.07)	4.19 (1.65)				
Arztallg		581.0 (2.04)	722.8 (4.92)	578.0 (2.59)	785.9 (3.91)		962.2 (4.20)	466.0 (2.92)	
Arztspez			524.7 (4.85)	222.6 (1.65)	813.9 (5.76)		340.8 (2.02)	470.7 (4.00)	1982.2 (3.89)
VE					0.413 (3.71)				
Fr	\	\		-2.09 (-4.72)					

Leere Felder entsprechen Variablen im Modell, die eliminiert wurden, weil sie statistisch nicht signifikant waren. Das Symbol «\» bedeutet, dass die entsprechende Variable aufgrund schätztechnischer Probleme (zu wenig Beobachtungen) eliminiert wurde.

Tabelle 6-8 Schätzergebnisse Kantone mit Universitätsspital

Mit Unispital	Spital Stat.	Spital Amb.	Arztl.	Medik. Arzt	Apoth.	Pflege	Physio.	Labor	Spitex
Trend		0.09 (8.46)	0.032 (4.54)	0.077 (7.84)	0.057 (7.05)	0.13 (7.46)	0.059 (5.32)	0.038 (4.37)	0.053 (3.43)
A65		10.33 (2.00)	\	\					
Arztallg			359.2 (3.30)	1339 (2.69)	563.4 (3.00)		967 (3.72)		
Arztspez	330.2 (1.89)	\	294.6 (3.44)	1133 (1.96)	590.3 (4.46)		364.8 (1.81)		3534 (3.54)
VE	\	\	\	\	\	\	\	\	\
Fr	\	\	\	\	\	\	\	\	\

Das Multikollinearitätsproblem führte in Kantonen mit Universitätsspital aufgrund der vergleichsweise geringeren Anzahl Beobachtungen zu einer restriktiveren Selektion der erklärenden Variablen. Aus demselben Grund sind auch die (robusten) empirischen Signifikanzniveaus der Schätzwerte bei vergleichbaren Parameterwerten tiefer als bei Kantonen ohne Universitätsspital.

Die Schätzergebnisse verdeutlichen, dass *die Effekte der erklärenden Variablen von der jeweiligen Kostengruppe abhängen*. Im Vergleich zu den Gesamtkosten in Tabelle 6-4 scheinen Arzt- und Alterseffekte in den wichtigsten Kostengruppen bedeutender zu sein. Bei diesem Vergleich ist allerdings zu berücksichtigen, dass gewisse Abweichungen der Schätzwerte rein zufällig entstehen können. Betrachtet man beispielsweise den durchschnittlichen Effekt (Parameterwert) der Variablen «Arztallg» über alle Kostengruppen für Kantone ohne Universitätsspital – wobei die Gewichtungen den Anteilen der Kostengruppen an den Gesamtkosten entsprechen sollte – so resultiert ein durchschnittlicher Wert von etwa 440. Der Unterschied zum entsprechenden Parameterwert in den Gesamtkosten (269.2) ist etwa 170 und nicht mehr signifikant auf dem 5%-Niveau. Diese Fluktuationen lassen sich also z.T. auf die geringe Anzahl Beobachtungen zurückführen.

Die Effekte der Variablen «Volkseinkommen» und «Franchise» auf die Entwicklung der Pro-Kopf Gesamtkosten in Kantonen ohne Universitätsspital ist eher bescheiden. Beide Effekte sind in den Medikamenten-KG am deutlichsten messbar (signifikant). Für Kantone mit Universitätsspital ist der Franchise-Effekt stärker in den Gesamtkosten. In den einzelnen Kostengruppen konnte er jedoch statistisch nicht nachgewiesen werden (zu wenige Beobachtungen).

Die Erklärungskraft der unabhängigen Variablen *insgesamt* kann am Bestimmtheitsmass R^2 gemessen werden. Bei traditionellen KQ-Schätzern steht das Bestimmtheitsmass für den Anteil der Varianz der erklärten Variablen der durch die erklärenden Variablen beschrieben wird. Anstelle der Varianz wird beim verwendeten robusten Bestimmtheitsmass in der letzten Zeile in Tabelle 6-9 ein stabiler Schätzer für die Variation einer Variablen eingesetzt, vgl. z.B. [33]. Die Interpretation der resultierenden Masszahl wird durch die «Robustifizierung» nicht beeinträchtigt. Die verwendeten Variablen erklären beispielsweise über 85%¹⁰⁴ des beobachteten Kostenwachstums in den transformierten Pro-Kopf Gesamtkosten (erste Zahlenspalte).

Obwohl diese Zahlen strikt genommen nicht «tel quel» auf die ursprünglichen (untransformierten) Pro-Kopf Kosten übertragen werden dürfen, stimmt das hier angegebene Ausmass der Erklärungskraft in jeder Kostengruppe approximativ mit der Modellgüte in den ursprünglichen (untransformierten) Daten überein.

104 Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass Ausreisser «ignoriert» werden.

Tabelle 6-9 Bestimmtheitsmasse und Erklärungskraft der unabhängigen Variablen

	Ges. Kost.	Spital Stat.	Spital Amb.	Arzt Leist.	Medik. Arzt	Apoth.	Pflege	Physio therap.	Labor	Spitex
Trend	55.6%	15.3%	51.4%	23.5%	32.1%	34.5%	56.5%	31.0%	26.5%	32.3%
A65	6.8%	13.3%	11.5%	10.3%	10.5%	6.7%	4.9%	1.9%	7.1%	6.8%
Arzt Allg	7.4%	4.5%	12.1%	16.9%	8.8%	15.9%	10.8%	28.0%	17.4%	4.7%
Arzt Spez	10.4%	2.2%	0.9%	24.6%	4.8%	23.5%	3.3%	13.4%	23.8%	27.8%
VE					0.7%	15.1%				
Fr	5.4%	\	\	0.7%	16.1%	1.3%		3.6%	2.2%	
R^2	85.6%	35.4%	76.0%	76.0%	73.0%	97.0%	75.5%	77.9%	77.0%	71.6%

Die Erklärungskraft der *einzelnen* Variablen kann nicht direkt an den Grössenverhältnissen der geschätzten Parameterwerte abgelesen werden, weil die erklärenden Variablen unterschiedlich skaliert sind (z.B. Arztdichte und kantonale Volkseinkommen) und z.T. redundant bzw. abhängig sind (es ist anzunehmen, dass sich z.B. die beiden Arztdichten nicht unabhängig voneinander entwickeln). Gesucht ist also eine Zerlegung des Bestimmtheitsmasses auf die einzelnen Variablen, so dass *beide* unerwünschten Effekte eliminiert werden. Ein bekanntes Resultat für den KQ-Schätzer besagt dass

$$(\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_6)' Var^{-1}(\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_6) = CR^2$$

wobei $\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_6$ Schätzerwerte für die unbekannt Parameter sind, R^2 das Bestimmtheitsmass, Var^{-1} die invertierte Varianz-Kovarianzmatrix der Schätzer und C eine Normierungskonstante bezeichnen, vgl. z.B. Hamilton [13], S.206 und 207. Die invertierte Varianz-Kovarianzmatrix bereinigt Abhängigkeiten zwischen den Variablen (bzw. den Schätzwerten) und verschiedene Skalierungen der erklärenden Variablen. Der Ausdruck auf der linken Seite kann als (bis auf einen irrelevanten Proportionalitätsfaktor) Zerlegung des Bestimmtheitsmasses auf die einzelnen unabhängigen Variablen bzw. auf deren Erklärungsgehalt interpretiert werden. Die Werte in Tabelle 6-9 wurden anhand dieser Zerlegung und mithilfe robuster Schätzer (für Parameter, Bestimmtheitsmass und Varianz-Kovarianzmatrix) ermittelt¹⁰⁵. Die Prozentzahlen für die erklärenden Variablen summieren sich in jeder Spalte zum gesamten Erklärungsgehalt im Bestimmtheitsmass auf.

Die resultierenden normierten Zahlenwerte in Tabelle 6-9 messen, wie stark Variationen in den erklärenden Variablen im beobachteten Zeitfenster zu Veränderungen der abhängigen Kosten beigetragen haben unter Berücksichtigung unterschiedlicher Skalierungen und Abhängigkeiten zwischen den erklärenden Variablen.

Es zeigt sich, dass die Trendkomponente – mit Ausnahme der Kostengruppe «Arztleistungen» – die bedeutendste Determinante des Kostenwachstums ist, gefolgt von den Arztdichten und dem demographischen Effekt. Die restlichen beiden Variablen haben nur in den Medikamenten-KG zum bzw. gegen das Wachstum substantiell beigetragen. Die im Vergleich zu den einzelnen Kostengruppen überzeichnete Bedeutung der Trendkomponente und die entsprechend unterdurchschnittliche Bedeutung der Arzteffekte in den Gesamtkosten können als «rein zufällig» betrachtet werden, da die geringe Anzahl Beobachtungen keine bessere Auflösung der Effekte zulässt. Auffallend ist auch die vergleichsweise geringe Erklärungskraft (35.4%) aller Variablen gemeinsam in Bezug auf die KG «Spital stationär».

¹⁰⁵Die Zerlegung bzw. die Orthogonalisierung der erklärenden Variablen ist nicht eindeutig, weil sie von der Reihenfolge der Variablen bei der Orthogonalisierung abhängt. Obige Angaben wurden als durchschnittswerte über alle möglichen «plausiblen» Anordnungen (Permutationen) der Variablen ermittelt.

6.4.2 Kostengruppe Spitäler

Die grossen Unterschiede in den Trendsteigungen der beiden Spital-KG in Kantonen ohne Universitätsspital (vgl. Tabelle 6-7) sind ein Anzeichen für Verlagerungen aus dem stationären in den ambulanten Bereich (in der Gruppe der Kantone mit Universitätsspital ist die Trendsteigung im stationären Bereich sehr klein und der Trend ist insignifikant).

Bei einer Betrachtung der Kostenentwicklung für den ambulanten Spitalbereich in Abbildung 6-2 fällt *der markante Wachstumseinbruch im Jahr 2002* auf. Im stationären Bereich sind ebenfalls z.T. *bedeutende Einbrüche des Wachstums* (z.B. BS) festzustellen, vgl. Abbildung 6-3. Bei gewissen Kantonen wie z.B. VS ist die Verlagerung aus dem stationären in den ambulanten Bereich anhand der transformierten Daten gut erkennbar (tiefster Wert im stationären Bereich und höchstes (relatives) Wachstum im ambulanten Bereich).

Das Wachstum der Pro-Kopf Kosten steht in beiden Spital-KG in einem positiven Zusammenhang mit der Alterung der Bevölkerung, vgl. Tabelle 6-7. Bei den Arztdichten gibt es nachweisbare – statistisch signifikante – Zusammenhänge zwischen der Arztdichte für Allgemeinpraktiker und dem ambulanten Bereich einerseits (in Kantonen ohne Universitätsspital) und Fachärzten und dem stationären Bereich andererseits (in Kantonen mit Universitätsspital). Die Bedeutung der Arztdichten ist aber im Vergleich zu anderen KG als eher gering einzustufen.

Abbildung 6-2 Kostengruppe Spital ambulant (alle Kantone)

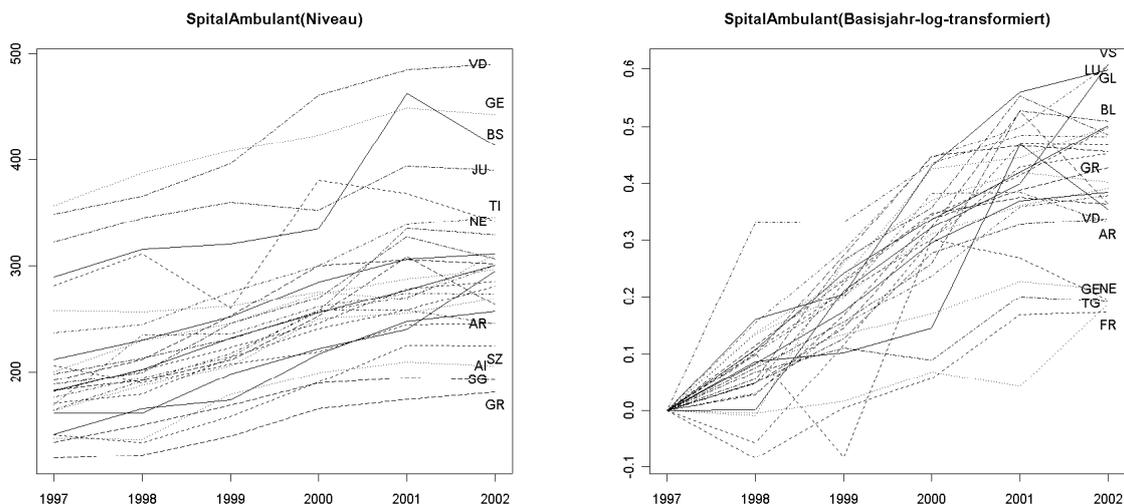
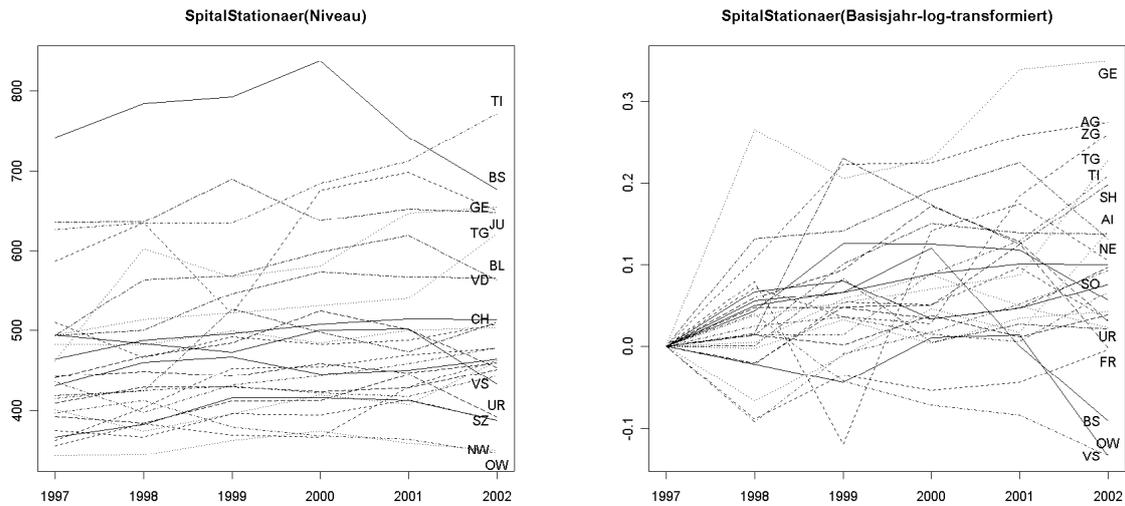


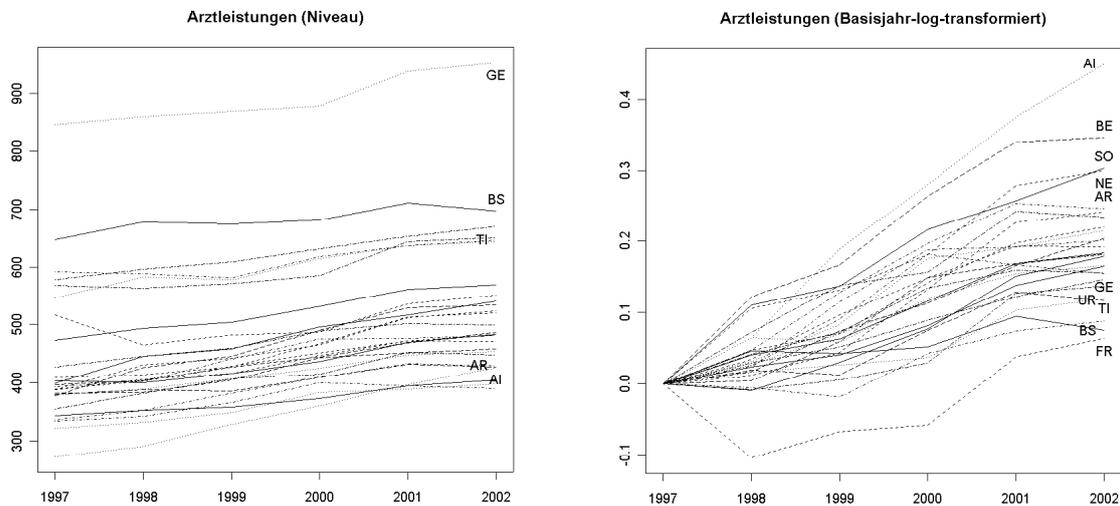
Abbildung 6-3 Kostengruppe Spital stationär



6.4.3 Kostengruppe Arztleistungen

Die Entwicklung der transformierten Pro-Kopf Kosten in Abbildung 6-4 zeigt, dass gewisse «kostengünstigere» Kantone wie AI und AR im Vergleich zu «hochpreis» Kantonen wie BS oder GE ein stärkeres relatives Wachstum aufweisen.

Abbildung 6-4 Arztleistungen



Die Zeitreihen in der rechten Graphik laufen zunehmend auseinander (Angleichungstendenzen zwischen den Kantonen), was mit der relativ homogenen Entwicklung der Gesamtkosten kontrastiert, vgl. Tabelle 5-2. Als Folge dieser Auffächerung sind die *Trendkomponenten relativ schwach ausgeprägt in dieser Kostengruppe*, vgl. Tabelle 6-7. Die bedeutendsten Determinanten in der Kostengruppe Arztleistungen sind erwartungsgemäss *beide Arztdichten* (in Kantonen ohne Universitätsspital) bzw. die Trendkomponente (in Kantonen mit Universitätsspital).

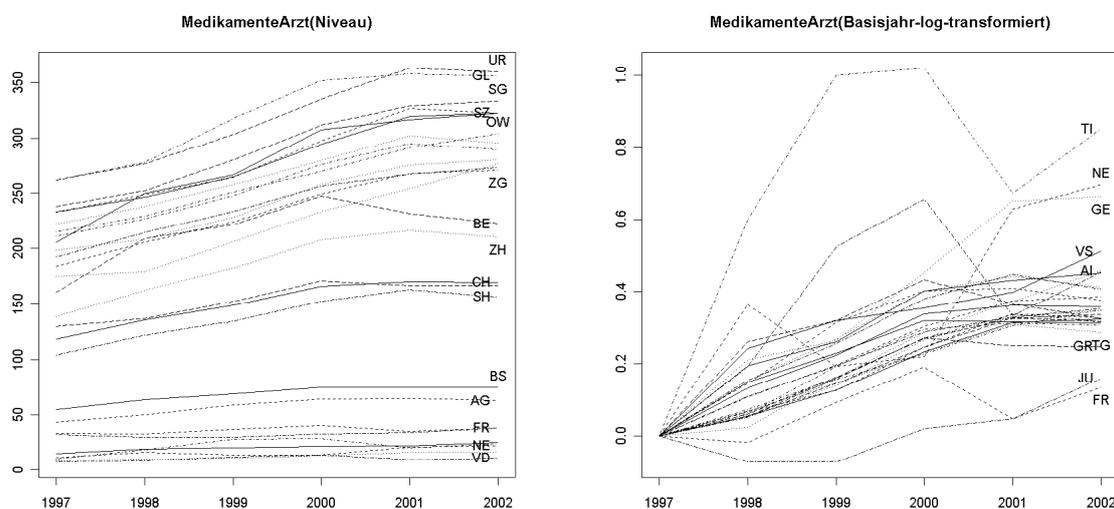
6.4.4 Kostengruppe Medikamente Arzt

Anstelle der Einteilung der Kantone in die Kategorien mit bzw. ohne Universitätsspital könnte die vorliegende Kostengruppe auch nach dem Grad der zugelassenen «Selbstdispensation» (ärztliche Medikamentenabgabe: uneingeschränkt, eingeschränkt oder nicht erlaubt) kategorisiert werden. Die empirischen Untersuchungen in Abschnitt 9.5.2 belegen jedoch, dass die Unterteilung nach dem Kriterium «Universitätsspital ja/nein» offensichtlich nicht schlechter abschneidet in Bezug auf die Erklärung der Kosten. Dies hängt teilweise damit zusammen, dass Kantone mit Universitätsspital ein Regime mit Rezeptpflicht (BS, GE und VD) haben oder sog. Mischkantone (BE, ZH) sind, so dass die entsprechende Gruppe nicht zu heterogen in Bezug auf das Merkmal «Selbstdispensation» ist. Wichtiger ist jedoch, dass die verwendete Datentransformation das *relative Wachstum* – d.h. die Dynamik – in den Vordergrund stellt, währenddem das Kriterium «Selbstdispensation» vorwiegend zu einer Erklärung der *absoluten Niveauunterschiede* beiträgt.

Bei einer genaueren Betrachtung der Kostenentwicklung in Abbildung 6-5 fällt auch hier – in Analogie zum ambulanten Spitalbereich – ein Wachstumseinbruch in der Mehrheit der Kantone im Jahr 2002 auf.

Die Schätzergebnisse in Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8 verdeutlichen, dass die Arztdichten wichtige Determinanten des Pro-Kopf Wachstums sind. Im Unterschied zu der KG «Arztleistungen» sind hier der Alterungseffekt der Bevölkerung und der Anteil der Versicherten in der obersten Franchisestufe ebenfalls wichtige Determinanten. Ein Vergleich mit den anderen KG zeigt, dass der schwach signifikante Franchiseneffekt in den Gesamtkosten hauptsächlich auf den starken Effekt in der vorliegenden KG zurückzuführen ist. Demnach führt eine *Erhöhung der Anzahl Versicherte mit hoher Franchise zu einem signifikanten Kostendruck auf Medikamente unter ärztlicher Abgabe*.

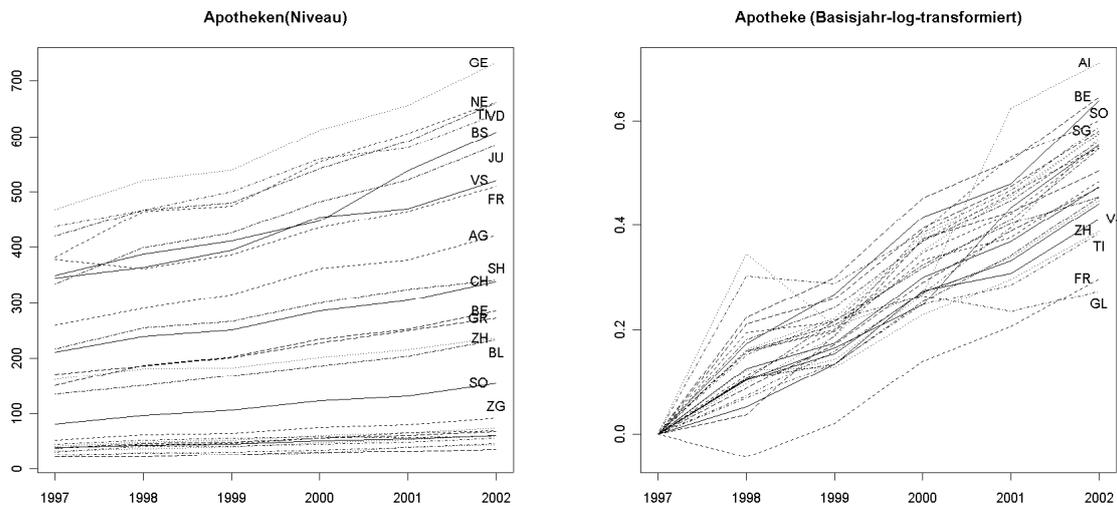
Abbildung 6-5 Kostengruppe Medikamente Arzt



6.4.5 Kostengruppe Apotheken

Das Erscheinungsbild der transformierten Pro-Kopf Kosten in der KG «Apotheken» in Abbildung 6-6 lässt sich mit wenigen Ausnahmen (AI, GL, FR) mit einem homogenen linearen Wachstum gut vergleichen. Als Folge dieser homogenen Dynamik sind die Trendkomponenten in Kantonen mit bzw. ohne Universitätsspital bedeutend.

Abbildung 6-6 Kostengruppe Apotheke



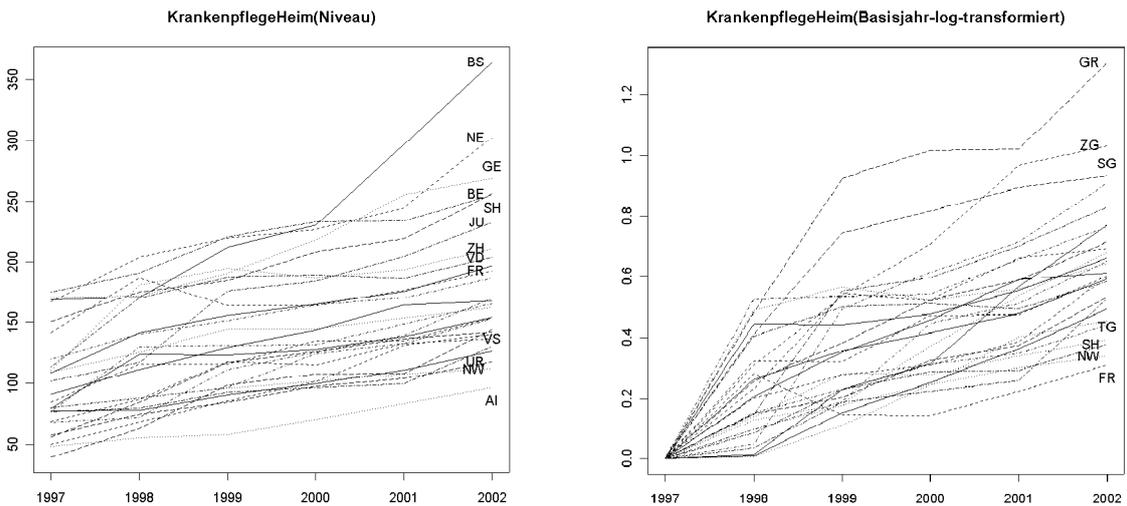
Die vorgenommene Einteilung der Kantone nach dem Kriterium «Universitätsspital ja/nein» gründet auf denselben Argumenten wie für die KG «Medikamente Arzt», vgl. vorigen Abschnitt 6.4.4.

Die Schätzergebnisse in Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8 verdeutlichen, dass Trend und Arztdichten wichtige Determinanten des Pro-Kopf Wachstums sind.

6.4.6 Kostengruppe Pflegeheime

Die vorliegende KG unterscheidet sich von allen anderen KG durch ein sehr starkes Wachstum im Jahr 1998, vgl. die letzte Zeile in Tabelle 6-2 und untere Abbildung 6-7.

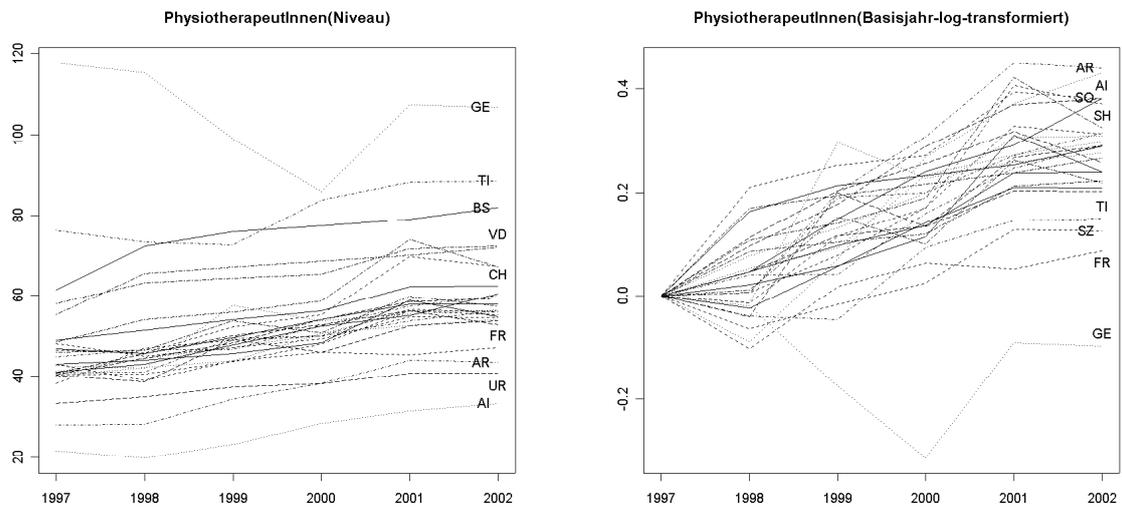
Abbildung 6-7 Kostengruppe Pflegeheime



Die beiden ersten Beobachtungen verzerren das durchschnittliche Wachstum in der betrachteten Periode. Ab 1999 scheint sich ein ruhigerer stetiger Wachstumspfad einzustellen. Die Schätzergebnisse in Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8 zeigen, dass die verwendeten erklärenden Variablen (bis 2002) in keinem signifikanten Zusammenhang mit der Kostenentwicklung in dieser KG stehen.

6.4.7 Kostengruppe PhysiotherapeutInnen

Abbildung 6-8 Kostengruppe PhysiotherapeutInnen

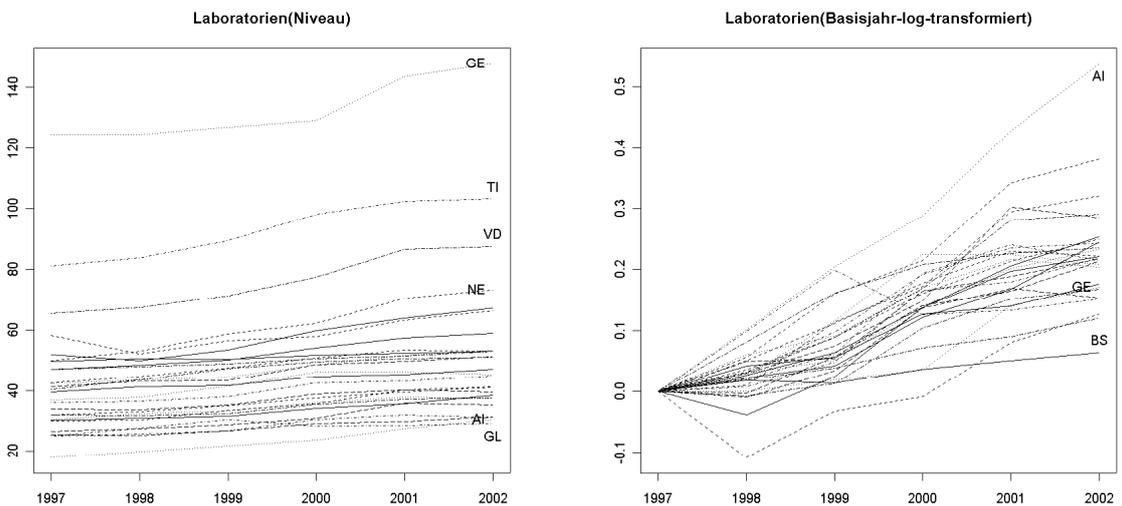


Mit Ausnahme des Kantons GE entwickeln sich die transformierten Daten weitgehend regelmässig. Die stärksten Determinanten des Pro-Kopf-Wachstums sind die Trendkomponente und die Dichte der Allgemeinärzte, vgl. Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8.

6.4.8 Kostengruppe Labor

Trend- und Arzteeffekte sind in der KG Labor am bedeutendsten, vgl. Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8.

Abbildung 6-9 Kostengruppe Labor



Der «kostengünstige» Kanton AI fällt im Vergleich zwischen linker und rechter Graphik in Abbildung 6-9 auf, da sein relatives Kostenwachstum am höchsten ist und die absoluten Kosten am zweitiefsten, was wiederum auf eine gewisse Angleichungstendenz hinweist. Die beobachtete «Auffächerung» der transformierten Daten in der rechten Graphik ist z.T. auf kantonale Angleichungstendenzen in der Kostenstruktur der Kantone zurückzuführen («Aufholbedarf»).

Der quasi Gleichlauf der Effekte (Parameterwerte) bei Labor- und Arztleistungen (vgl. Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8) sowie die vergleichbare starke Auffächerung der transformierten Daten in beiden KG («Aufholbedarf») legt *einen engen Zusammenhang zwischen beiden Kostengruppen* nahe.

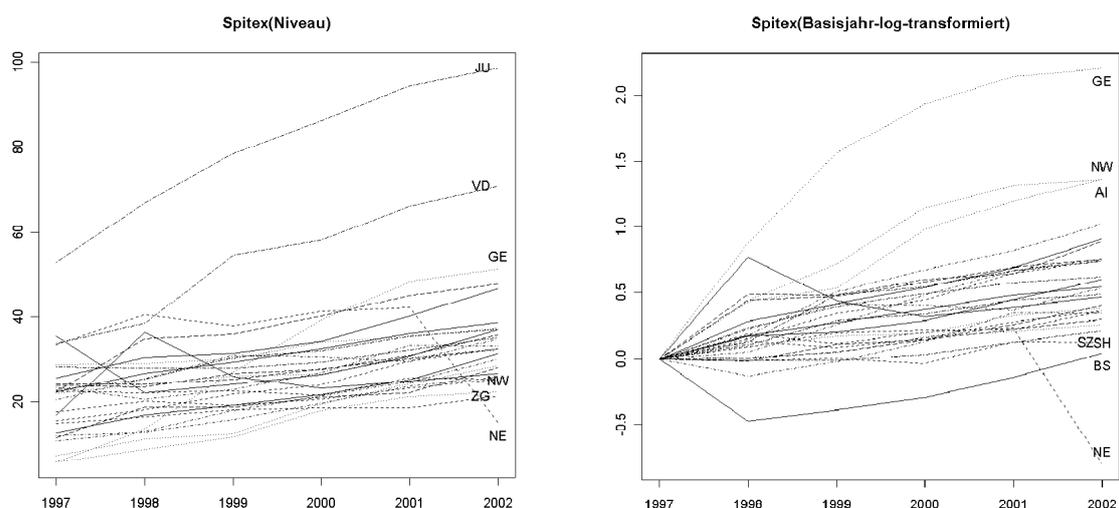
6.4.9 Kostengruppe Spitex

Auffällig in der linken Graphik in Abbildung 6-10 sind die hohen Pro-Kopf Kosten im Kanton Jura, Kanton mit dem 2. tiefsten Pro-Kopf-Volkseinkommen (nach OW), und die tiefen Pro-Kopf Kosten im Kanton Zug, Spitzenreiter beim Pro-Kopf-Volkseinkommen für Kantone ohne Universitätsspital. Diese Beobachtung erweckt den Anschein, als würden Spitex OKP Pro-Kopf Kosten in «reichen» Kantonen tendenziell eher geringer ausfallen¹⁰⁶

Auffällig ist auch die Dynamik in den transformierten Daten, da die ansonsten vergleichbaren Stadtkantone BS und GE nun diametral zueinander stehen (die letzte Beobachtung für den Kanton NE ist höchstwahrscheinlich fehlerhaft).

Die starke Trendkomponente in Kantonen ohne Universitätsspital (vgl. Tabelle 6-7) weist auf einen kräftigen Ausbau («Nachholbedarf») der Spitexleistungen hin. Für den ebenfalls starken Arzteffekt (Dichte der Fachärzte) gibt es keine plausible Erklärung. Es bleibt abzuwarten, ob zukünftige Beobachtungen diesen Zusammenhang im vorliegenden Ausmass bestätigen werden.

Abbildung 6-10 Kostengruppe Spitex



6.5 Zusammenfassung

Tabelle 6-9 fasst die Erklärungskraft der verschiedenen Determinanten der Kostenentwicklung für Kantone ohne Universitätsspital zusammen. Die Trendkomponente erweist sich in fast allen Kostengruppen (mit Ausnahme der Arztleistungen) als die bedeutendste «erklärende» Variable. Arztdichten und demographische Variablen folgen an zweiter und dritter Stelle. Tabelle 6-9 zeigt ebenfalls, dass die verschiedenen erklärenden Variablen in Abhängigkeit der zugrunde liegenden Kostengruppen die jeweiligen Kostenentwicklungen unterschiedlich prägen, was eine differenzierte Betrachtung der Kostenentstehungsmechanismen erfordert.

¹⁰⁶Das kantonale Volkseinkommen erklärt zwar z.T. kantonale *Niveaunterschiede*. Die Schätzergebnisse in Tabelle 6-7 und Tabelle 6-8 weisen jedoch darauf hin, dass der Zusammenhang mit dem *relativen Wachstum* in den transformierten Daten schwach ist.

7 Empirische Resultate Teil II: Kantonale Effekte, Autokorrelationen und strukturelle Veränderungen

Das Identifikations- und Schätzverfahren in Abschnitt 5.3 war zweistufig und unterschied

- «Zentrale» robuste Regressionsmodelle, die die erklärenden Variablen in Zusammenhang mit den Pro-Kopf Kosten in den beiden Kostengruppen «mit/ohne Universitätsspital» bringen (vgl. vorigen Abschnitt 6)
- Zustandsraummodelle für die Residuen der zentralen Modelle, mit denen Restinformationen (kantonale Effekte und Autokorrelationen) verwertet werden.

Im Gegensatz zu den zentralen Regressionsmodellen aus dem letzten Kapitel stehen bei den hier untersuchten Zustandsraummodellen der Prognoseaspekt und die Abbildung struktureller Veränderungen im Vordergrund. Zu diesem Zweck werden die unbekannt Parameter anhand eines speziellen (out of sample) Schätzkriteriums bestimmt, das im Gegensatz zum klassischen Schätzansatz eine reale Prognosesituation nachbildet. Abschnitt 7.1 stellt Erkenntnisse vor, die aufgrund der vorgeschlagenen Methodik zusätzlich in Erfahrung gebracht werden können. Grundlegende methodische Konzepte verbunden mit dem speziellen Schätzansatz werden in Abschnitt 7.2 kommentiert.

7.1 Ein Beispiel für die KG «Spital ambulant»

Der Verlauf der Residuen r_t (die nicht-erklärten Modellabweichungen der zentralen Modelle (3)) für die Kostengruppe «Spital ambulant» ist in Abbildung 7-1 linke Graphik eingezeichnet. Die Skalierung ist vergleichbar mit den Basisjahr-log Daten in Abbildung 6-2 (rechte Graphik). Ein Vergleich dieser beiden Graphiken zeigt, dass die erklärenden Variablen der zentralen Modelle vorwiegend zur Elimination des systematischen Kostenanstiegs beigetragen haben, da der Verlauf der Residuen in der unteren linken Graphik «abgeflacht» ist. Die Systematischen Abweichungen *zwischen* den Kantonen haben sich aber nicht merklich verändert. Die Regressionsmodelle (3) für Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital eignen sich also nur bedingt für eine Aufschlüsselung der seit 1997 herangewachsenen relativen kantonalen Kostenunterschiede, denn:

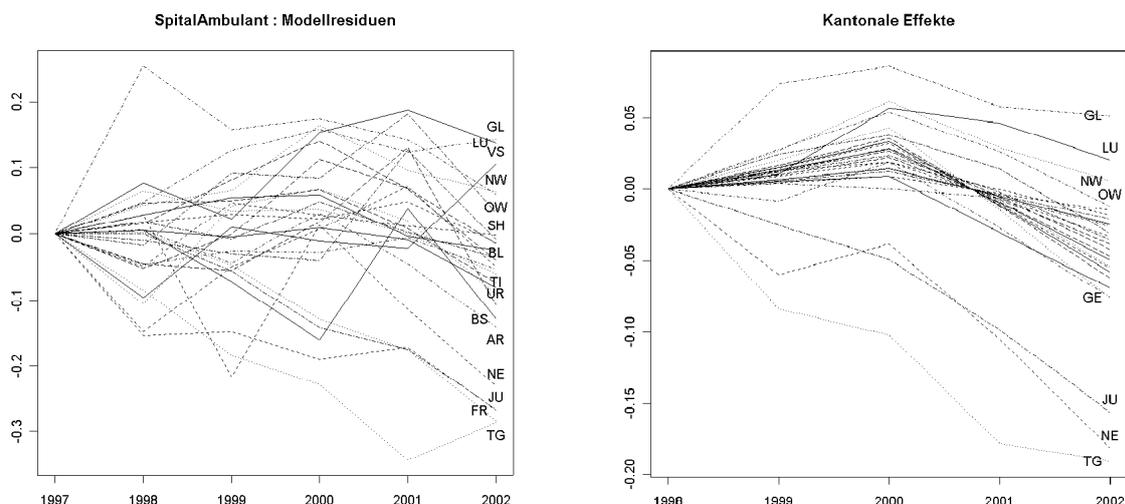
- Die Parameter der zentralen Modelle innerhalb beider Kantongruppen (mit/ohne Universitätsspital) sind fest und können nur die gemeinsame Grundtendenz erfassen.
- «Ausreisserkantone» – deren Entwicklung von der gemeinsamen Grundtendenz innerhalb der Gruppe möglicherweise abweicht – können die geschätzten Parameterwerte der zentralen Modelle aufgrund des ausgewählten robusten Ansatzes nicht oder nur bedingt beeinträchtigen.

Aufgrund des robusten Schätzansatzes für die unbekannt Parameter der zentralen Modelle wird die Abbildung der kantonalen Spezifitäten (Effekte) innerhalb jeder Kantongruppe implizit den Paneldaten-Modellen übertragen.

Um die Information in den Residuen des i -ten Kantons zu verwerten, werden folgende einfache Zusammenhänge postuliert

$$(5) \quad r_{it} = c_{it} + a_i r_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Abbildung 7-1 Residuen aus dem Modell der Hauptkostentreiber (Spit. amb.)

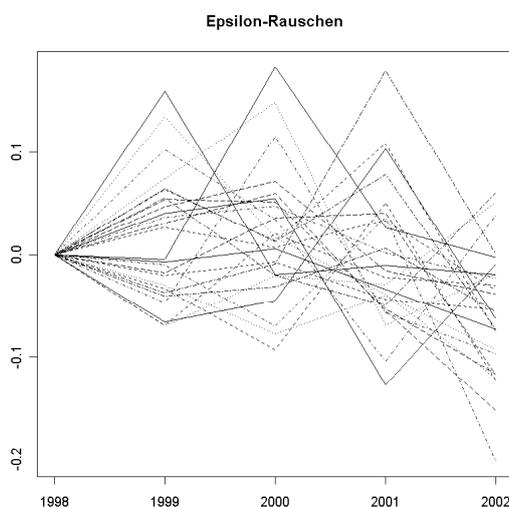


Dabei bezeichnet c_{it} den kantonalen Effekte – d.h. derjenige Anteil an den Residuen r_{it} , der die kantonale «Eigenheit» der entsprechenden Kostenentwicklung abbildet¹⁰⁷ –, a_i ist ein AR(1)-Koeffizient, der vergangene mit gegenwärtigen Residuenwerte verknüpft (Dynamik), und ε_{it} ist Rauschen¹⁰⁸. Das Rauschen entspricht derjenigen Komponente in den OKP Pro-Kopf Kosten die

- weder durch die erklärenden Variablen,
- noch durch die kantonalen Effekte,
- noch durch die verzögerten Residuen «erklärt» werden kann.

Das Rauschen ε_{it} ist also diejenige Komponente in den Pro-Kopf Kosten, die durch das OKP-Prognosemodell nicht «erklärt» werden kann. Zur Illustration sind die Rauschanteile ε_{it} in Abbildung 7-2 für die Kostengruppe «Spital ambulant» eingetragen.

Abbildung 7-2 Epsilon-Rauschen in der KG «Spital ambulant»



107 Urbanitätsgrad, Sprache bzw. kulturelle Eigenheit, Organisation des Gesundheitswesens, Finanzierung usw. (vgl.[10], Kapitel 2). Die kantonalen Effekte können hier aufgrund der vorhandenen Daten nicht explizit durch diese Faktoren erklärt werden, sondern sie werden «gesamthaft» geschätzt, wobei als Gütekriterium die «echte» Prognoseperformance (out of sample) des resultierenden Modells dient.

108 «Echte» out of sample Prognosefehler, vgl. Abschnitt 9.7.

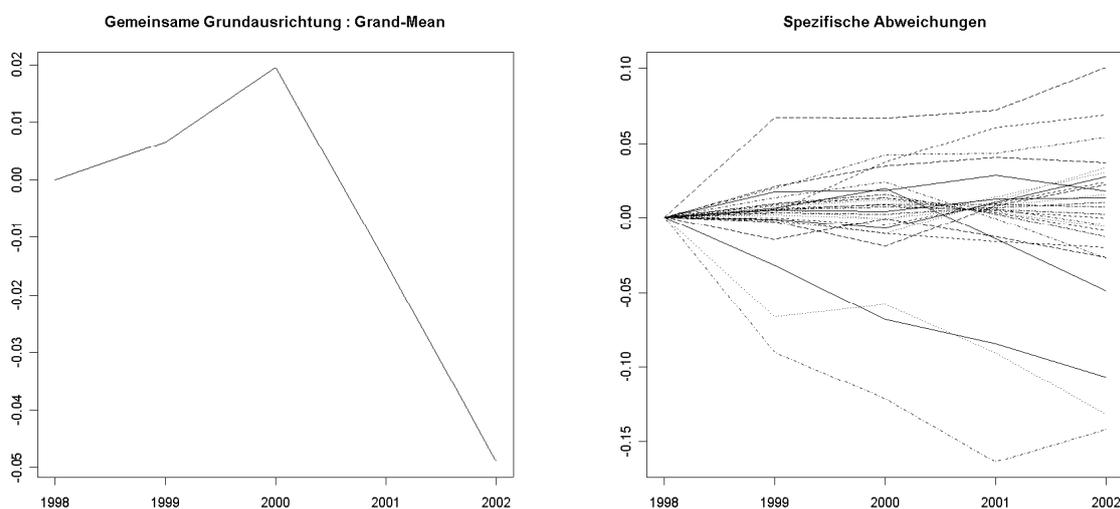
Ein Vergleich mit den Residuen r_{it} lässt erkennen, dass der Verlauf von ε_{it} unsystematischer ist und dass die Auslenkungen betragsmässig kleiner geworden sind, weil den Residuen r_{it} durch Anpassung der Gleichungen (5) Informationen «entzogen» wurden. Die (betragsmässig) kleineren Abweichungen bedeuten auch entsprechend kleinere Prognosefehler.

Der Verlauf der kantonalen Effekte c_{it} ist in der rechten Graphik von Abbildung 7-1 ersichtlich. Die kantonalen Effekte c_{it} lassen sich in zwei Komponenten zerlegen: die erste (c_t) beschreibt die *gemeinsame* Entwicklung aller Kantone im Zeitablauf – sog. «Grand-Mean» – und die zweite (d_i) beschreibt die *spezifischen kantonalen Abweichungen* um das Grand-Mean.

$$(6) \quad c_{it} = c_t + d_i$$

Abbildung 7-3 zeigt beide Komponenten: die Werte wurden im ersten verfügbaren Jahr mit Null initialisiert. Die rechte Graphik von Abbildung 7-1 entsteht aus der Summe der spezifischen Abweichungen und der gemeinsamen Grundausrichtung in Abbildung 7-3.

Abbildung 7-3 Gemeinsame Grundausrichtung und spezifische kantonale Effekte



Die linke Graphik in Abbildung 7-3 verdeutlicht, dass nach dem Jahr 2000 gesamthaft ein Rückgang des Kostenwachstums im ambulanten Spitalbereich stattgefunden hat, der anhand der erklärenden Variablen in Modellgleichung (3) (linearer Trend, demographische Variable, Arztdichten, Volkseinkommen und Franchise) offensichtlich nicht erklärt werden konnte. Diese Flexibilität der Modellstruktur ermöglicht beispielsweise eine Anpassung an Veränderungen in den institutionellen Rahmenbedingungen (einmalige oder sich stetig vollziehende «Strukturbrüche»).

7.2 Diskussion: ein Vergleich von «in» und «out of sample»-Kriterien

Der Verlauf des Epsilon-Rauschens in Abbildung 7-2 ist nicht vollständig befriedigend, weil im Zeitablauf noch ein schwacher gemeinsamer fallender Trend gegen den aktuellen Rand hin beobachtbar ist («Restinformation»). Diese Restinformation konnte also nicht vollständig in der gemeinsamen Grundausrichtung (Grand-Mean c_t) in Abbildung 7-3 erfasst werden. Das beobachtete Phänomen hängt mit dem ausgewählten «out of sample» Fehlerkriterium zusammen. Da nämlich die Modellparameter iterativ so geschätzt werden, dass in jedem Zeitpunkt $t < T$ im innern des Beobachtungszeitraumes $0, \dots, T$ nur gegenwärtige und vergangene Informationen (bis und mit t) zur Aufstellung der Prognose für die nächste Beobachtung ($t + 1$) verwertet werden, schleicht sich implizit eine gewisse Verzögerung in die Prognosefunktion ein, deren Effekte am Trend der ermittelten Rauschterme in Abbildung 7-2 ersichtlich sind: die

Schätzer «hinken» der allgemeinen Tendenz nach und die systematischen Abweichungen werden auf die Störterme abgewälzt. Da die beobachteten Verzögerungen beim entsprechenden «in sample» Schätzer geringer wären ergibt sich ein *Erklärungsbedarf für das verwendete «out of sample» Schätzkriterium.*

Die entsprechende Begründung ist relativ leicht: *der klassische «in sample» Schätzansatz täuscht Vorzüge aufgrund einer künstlichen Schätzsituation vor, die nicht praxisrelevant ist.* In jedem festen Zeitpunkt $t < T$ im Innern des Beobachtungszeitraums $0, \dots, T$ werden nämlich die Residuen (Rauschterme) aufgrund der Information im ganzen Datensatz – vergangene ($t' < t$), gegenwärtige ($t' = t$) und zukünftige ($t' > t$) Beobachtungen – ermittelt, so dass Verzögerungseffekte (wie an obigem Beispiel verdeutlicht) vergleichsweise geringer ausfallen. In Praxis stehen aber für die Prognose zukünftiger Realisationen am aktuellen Rand ($t = T$) trivialerweise nur vergangene und gegenwärtige Beobachtungen zur Verfügung. Diese praxisrelevante Situation wird demnach anhand des «out of sample»-Kriteriums exakt nachgebildet mit der Folge, dass unbekannte Parameterwerte aufgrund der in der «Realität» vorherrschenden Situation geschätzt (optimiert) werden. Eine weitere nützliche Erscheinung dieses Schätzprinzips ist, dass «Erfahrungswerte», wie z.B. die aus den vergangenen Beobachtungen ermittelte Prognosegüte, in einem gewissen Sinne auch repräsentativ für die Zukunft sind, was beim klassischen «in sample» Ansatz nicht zutrifft: das Täuschungspotential beim «in sample» Schätzverfahren ist beliebig gross (vgl. dazu das Overfittingproblem in Abschnitt 9.7.4). In den meisten Anwendungen werden heute diese methodischen Probleme immer noch mit irreführenden Hinweisen auf asymptotische Argumente aus dem Weg geräumt bzw. verdrängt, mit der Folge ineffizienter Prognosefunktionen für kurze Datensätze. Bei vorliegender Problemstellung drängen sich diese Vorbehalte gegen den klassischen Ansatz aufgrund der Kürze der Zeitreihen jedoch eindrücklich auf.

Ein letztes mögliches Missverständnis sollte an dieser Stelle noch ausgeräumt werden: die ermittelten Schätzwerte aufgrund von «in» bzw. «out of sample» Schätzkriterien sind am aktuellen Rand (wenn alle Beobachtungen berücksichtigt werden) identisch. *Der Entscheid zu Gunsten des «out of sample»-Kriteriums liegt also letztendlich nicht in der Qualität des Schätzverfahrens sondern vielmehr in der Qualität des Identifikationsverfahrens der unbekanntes Modellsstruktur – das viel schwierigere Problem in Praxis – begründet.* Der entscheidende Vorteil des «out of sample» Kriteriums besteht darin, die Prognosegüte des Modells in den vergangenen Beobachtungen «schonungslos» aufzuzeigen. Diese Unverfälschtheit der Resultate ist die Voraussetzung für einen optimalen Entscheid zwischen plausiblen konkurrierenden Modellstrukturen, was schlechthin mit dem Begriff «Modellidentifikation» verbunden wird. «In sample» Schätzer neigen immanent dazu, Zusammenhänge in der Vergangenheit vorzutäuschen, die in Realität (und demnach in Zukunft) nicht vorliegen (werden), was ein Vergleich verschiedener Modelle je nach Länge des Datensatzes erheblich erschwert bzw. verunmöglicht.

Beim vorliegenden Ansatz wird die Modellstruktur anhand sog. Hyperparameter beschrieben, vgl. Abschnitt 9.7: Modellform und Parameter werden dabei *simultan* geschätzt¹⁰⁹. Die «Form» des Modells manifestiert sich in der «Adaptivität» bzw. im Potenzial des Modells, «sich» an verändernde Rahmenbedingungen anzupassen. Dies entspricht der Umsetzung auf formaler Ebene eines wichtigen Anspruchs an das OKP-Prognosemodell. Die Adaptivität des Modells ist z.B. an der zeitlichen Entwicklung des Grand-Means in Abbildung 7-3 erkennbar. Ausmass und Schnelligkeit der Anpassung werden durch die Hyperparameter gesteuert: bei zu schneller Anpassung würde vor allem das Rauschen abgebildet, bei zu langsamer Anpassung würden neuere Entwicklungen «verschlafen». In beiden Fällen wären die echten «out of sample» Prognosen schlecht. In diesem Sinne ist der unerwünschte Residualeffekt in den Residuen in Abbildung 7-2 *eine unausweichliche Konsequenz des projektiven Charakters der Prognosefunktion unter realen Bedingungen.*

109 Beim klassischen «in sample» Ansatz müssen Schätz- und Identifikationsphasen aufgrund der aufgezeigten Probleme formal getrennt werden.

8 Prognose und Simulation

Bei der Aufstellung der Prognosefunktion in Abschnitt 8.1 werden Prognosen für die erklärenden Variablen in Gleichung (3) benötigt. Die resultierende Prognosekomponente der Kosten beschreibt die zukünftig zu erwartende gemeinsame Grundausrichtung in den beiden Kantongruppen mit bzw. ohne Universitätsspital (diese Komponente wird um Prognosen der Residuen ergänzt, vgl. Abschnitt 8.1). Die «Simulation» unterscheidet sich von der Prognosefunktionalität insofern, dass der Anwender für gewisse erklärende Variablen «plausible» zukünftige Werte selber vorgeben kann oder dass die Modellprognosen a posteriori um den Einfluss bekannter oder vermuteter zukünftiger Effekte bereinigt werden.

Abschnitt 8.1 illustriert anhand eines Beispiels für den Kanton Zürich den systematischen Auf- und Zusammenbau der Prognosefunktion des OKP-Prognosemodells und zeigt so die Verbindung zwischen den «zentralen» Modellen in Kapitel 6 (gemeinsame Stossrichtung) und den Zustandsraummodellen (individuelle kantonale Effekte und zeitliche Dynamik) in Kapitel 7 auf. Die «Simulation» im Sinne der obigen Abgrenzung wird in Abschnitt 8.2 behandelt.

8.1 Aufbau der Prognosefunktion: ein durchgerechnetes Beispiel für den Kanton ZH

Eine Prognosefunktion für die OKP Pro-Kopf-Kosten ist das Resultat einer Zusammensetzung verschiedener Operationen:

1. Erstellung der Prognosefunktion für die Residuen in Modell (3), vgl. Abschnitt 9.7 im Anhang.
2. Erstellung zukünftiger Werte für die erklärenden Variablen in Modell (3).
3. Erstellung der OKP Pro-Kopf-Kostenentwicklung:
 - o Zukünftige Werte der erklärenden Variablen in Modellgleichung (3) einsetzen. Dies führt zu einem «provisorischen» Prognosewert.
 - o Überlagerung (additiv) dieser Werte mit den Prognosen für die Residuen. Dieser *Korrekturschritt* ergänzt die provisorische Prognose um kantonale Effekte und Autokorrelationsstrukturen in den Residuen.
 - o Zurücktransformation der Basisjahr-log Daten auf die ursprünglichen Skalen der kantonalen Pro-Kopf Kosten.

Bei der Herleitung von Prognosen für die erklärenden Variablen können einfache univariate ARIMA-Modelle, Expertenwissen, amtliche Prognosen (für demographische Variablen existieren beispielsweise akkurate Projektionen) oder Szenarien aufgrund politischer Handlungsspielräume für die zukünftige Entwicklung der erklärenden Variablen eingesetzt werden. Das vorliegende Beispiel beruht auf ARIMA-Prognosen. Genauer wird für jede Zeitreihe der unbekannte Parameter α in der Gleichung $\Delta X_t = \alpha \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$ geschätzt, wobei ΔX_t erste Differenzen der Zeitreihen bedeuten. Die entsprechende einfache ARIMA(1,1,0)-Modellstruktur wurde aufgrund von Informationskriterien (BIC) ermittelt und einer visuellen Überprüfung unterzogen. Die Instationarität der Zeitreihen (Trend) erfordert erste Differenzen. Die aktuelle Länge der Datensätze erschwert eine aufwendigere Modellierung mit mehr als einem unbekanntem Parameter.

Die Zusammensetzung der verschiedenen Teile des OKP-Prognosemodells wird beispielhaft anhand der Gesamtkosten für den Kanton ZH demonstriert. Die Unterteilung in drei Schritte orientiert sich an der obigen Vorgabe.

Schritt 1: Prognosen für die Residuen

Die relevanten Grössen in Zusammenhang mit der Modellgleichung (3) sind in unterer Tabelle 8-1 dargestellt (es werden hier transformierte Daten betrachtet)

Tabelle 8-1 Erklärtes Pro-Kopf Wachstum der transformierten Gesamtkosten im Kanton ZH (2002)

ZH: erklärte (transformierte) Gesamtkosten, 2002			
	Erklärende Variablen	Parameter	Effekte
Trend	5	0.061	0.3067
A65	0.005762	2.947	0.0170
Arztallg	0.0000438	159.18	0.0070
Arztspez	0.0001501	156.72	0.0235
Franchise	0.09880	-0.596	-0.0588
Erklärte (Basisjahr-log) Pro-Kopf Kosten:			0.2953
Ist-Kosten (2002):			0.2499
Residuum (2002):			-0.0454

Die Basisjahrwerte 2002 in der Spalte «Erklärende Variablen» können wie folgt interpretiert werden: der Trend ist seit 1997 um 5 Zeiteinheiten (Jahre) gestiegen, der Anteil der über 65-jährigen versicherten ist um 5 Promille (0.005762) angestiegen, die Dichte der Allgemeinärzte hat sich um 0.0000438 erhöht, d.h. auf 23000 Einwohner hat sich im Zeitraum zwischen 1997 und 2002 ein zusätzlicher Allgemeinpraktiker im Kanton ZH etabliert usw. Die obigen Parameterwerte wurden aus Tabelle 6-8 entnommen. Das negative Vorzeichen des Residuums in der untersten Zeile der Tabelle bedeutet, dass das *relative* Wachstum im Kanton ZH durch die Regressionsgleichung überschätzt wurde.

Die geschätzte Modellgleichung im Zeitreihenmodell für die Residuen des Kantons Zürich lautet

$$r_{2002} = -0.02262 + 0.7508 \cdot r_{2001} + \varepsilon_t$$

Die Parameterwerte -0.02262 und 0.7508 wurden mithilfe des Zustandsraummodells¹¹⁰ und mit dem Kalman-Filter Algorithmus (vgl. Abschnitt 9.7.3) geschätzt¹¹¹. Die Einschrittprognose für das Residuum im Jahr 2003 ist demnach

$$(7) \quad \hat{r}_{2003} = -0.02262 + 0.7508 \cdot (-0.0454) = -0.0567$$

wobei auf der rechten Seite der Gleichung das Residuum aus dem Jahr 2002 (letzte Zeile in Tabelle 8-1) als «erklärende Variable» eingesetzt wurde.

Schritt 2: Prognosen für die erklärenden (transformierten) Variablen

Als weiterer Schritt im Aufbau der Prognosefunktion interessieren Prognosen der erklärenden Variablen für das Jahr 2003. Zu diesem Zweck werden einfache ARIMA(1,1,0)-Modelle verwendet

$$\Delta X_t = a \Delta X_{t-1} + v_t$$

In diesen Differenzgleichungen werden gegenwärtige und verzögerte differenzierte Variablen in Zusammenhang zueinander gebracht (erste Differenzen sind notwendig, weil die Zeitreihen instationär sind; kompliziertere Modelle können aufgrund des kurzen Datensatzes ausgeschlossen werden). Die geschätzten Koeffizienten a und die resultierenden Prognosen für die erklärenden Variablen sind in folgender Tabelle vermerkt.

110 Es wurden 26 kantonale Gleichungen (anstelle der beiden Gleichungen in) simultan geschätzt.

111 Das Initial Random-Walk Modell $r_{2002} = r_{2001} + \varepsilon_t$ (vgl. Abschnitt 9.7.5) wurde also aufgrund der Beobachtungen in Richtung des obigen stationären AR(1)-Prozesses «korrigiert».

Tabelle 8-2 Prognosen für die erklärenden Variablen

Prognosen der erkl. Variablen	AR(1)-Parameter	Verzögerte Differenzen	Prognose Differenzen 2003	Basisjahrwerte 2002	Prognose 2003
A65	0.4181	1.721E-03	7.195E-04	5.762E-03	6.482E-03
Arztallg	-0.1319	3.672E-06	-4.845E-07	4.377E-05	4.329E-05
Arztspez	-9.647E-04	4.447E-05	-4.290E-08	1.5001E-04	1.501E-04
Fr	0.9703	3.101E-02	3.010E-02	9.880E-02	0.1289

Die Prognosen für den Zuwachs (Differenzen) der Variablen von 2002 auf 2003 ergeben sich einfach aus dem Produkt der beiden linksseitigen Spalten. Die «Prognose 2003» ist als Summe aus dem letzten beobachteten Basisjahrwert in 2002 und dem prognostizierten Anstieg für 2003 definiert. Die letzte Spalte entspricht den prognostizierten *Basisjahrwerten* der erklärenden Variablen für das Jahr 2003. Eine *provisorische* Prognose der Basisjahr-log (Pro-Kopf) Kosten aufgrund der erklärenden Variablen wird ausgehend von obigen Prognosewerten in Tabelle 8-3 berechnet (die rechte Spalte in Tabelle 8-2 wird in die mittige Spalte von Tabelle 8-3 eingesetzt).

Tabelle 8-3 «Provisorische» Prognose aufgrund der erklärenden Variablen

«Provisorische» Prognosen	Parameter	Erkl. Var. Prognose 2003	Prognostizierte Effekte
Trend	0.0613	6	0.3680
A65	2.947	6.4820E-03	1.910E-02
Arztallg	159.188	4.3291E-05	6.891E-03
Arztspez	156.72	1.5005E-04	2.351E-02
Fr	-0.596	0.1289	-7.675E-02
Progn. Gesamteffekt der erklärenden Variablen:			0.3408

Die Prognostizierten Effekte sind als Produkt der beiden linksseitigen Spalten (Parameter- und prognostizierte Variablenwerte) erhältlich. Der Gesamteffekt ist die Summe aller «Teileffekte». Diese provisorische Prognose berücksichtigt «Eigenheiten» des Kantons ZH nur bedingt (nämlich über die kantonsspezifischen Variablenwerte nicht jedoch über kantonsspezifische Parameterwerte) und muss daher um den entsprechenden Effekt im prognostizierten Residuum-Wert für das Jahr 2003 in (7) *korrigiert* werden, vgl. Abschnitt 7. Diese Korrektur bildet die kantonalen Eigenheiten des betrachteten Kantons ZH in der Gruppe der Kantone mit Universitätsspital ab. Die resultierende korrigierte Prognose der Basisjahr-log Pro-Kopf Gesamtkosten für den Kanton ZH und die Rücktransformationen auf die ursprünglichen Niveauwerte sind in Tabelle 8-4 zu finden.

Tabelle 8-4 Prognose OKP Pro-Kopf Gesamtkosten (ZH, 2003)

Prognose 2003 Niveau	
Effekt erklärende Variablen	0.3408
Prognostiziertes Residuum	-0.0567
Basisjahr-log Prognose	0.28406
Log-Niveauwert 1997	7.5064
Log-Prognose 2003	7.7905
Prognose 2003	2417.54

Die Summe aus dem Effekt der erklärenden Variablen und dem Residuum – der spezifische Korrekturterm für den Kanton ZH – ergibt die korrigierte Basisjahr-log Prognose. Durch Addition des logarithmierten Basisjahrwertes (1997) im Kanton ZH wird dieser Wert an das kantonale Niveau angepasst. Schliesslich führt die Anwendung der Exponentialfunktion zum endgültigen Prognosewert 2417.54 in der letzten Zeile (vgl. dazu die letzte Zeile in Tabelle 9-28 im Anhang).

Das Zusammenspiel der verschiedenen «Teile» im OKP-Prognosemodell widerspiegelt die Zerlegung des ursprünglichen Prognoseproblems in klar umschriebene Problemkreise. Aus methodischer Sicht beabsichtigt diese Fragmentierung eine gezieltere Anwendung problemspezifischer Lösungsansätze. Die Prognose ist das Resultat der anschliessenden Zusammensetzung der verschiedenen Teillösungen.

8.2 Simulation

In der Einführung zu diesem Kapitel wurde erwähnt, dass sich die «Simulation» von der im vorherigen Abschnitt präsentierten Prognosefunktionalität insofern unterscheidet, dass der Anwender für gewisse erklärende Variablen zukünftige Werte selber vorgeben kann oder dass die Modellprognosen durch den Anwender nachträglich um den Einfluss bekannter oder vermuteter zukünftiger Effekte bereinigt werden.

8.2.1 Vorgaben für die erklärenden Variablen

Das vorliegende Beispiel stützt auf den Ergebnissen aus dem vorigen Abschnitt 8.1 für den Kanton Zürich. Die Prognosen in Tabelle 8-2 werden in der folgenden Tabelle 8-5 durch eine zusätzliche Spalte ergänzt, in der Vorgaben oder Erwartungen des Anwenders über den zukünftigen Verlauf gewisser erklärenden Variablen (im vorliegenden Beispiel die Franchise) ausgedrückt werden¹¹².

Tabelle 8-5 «Simulation»

Prognosen der erkl. Variablen	Prognose 2003	Vorgabe Anwender	Projektion
A65	6.482E-03	-	6.482E-03
Arztallg	4.329E-05	-	4.329E-05
Arztspez	1.501E-04	-	1.501E-04
Fr	0.1289	0.15	0.15

Der Effekt dieser Vorgabe auf die resultierende Projektion¹¹³ wird in der folgenden Tabelle 8-6 abgeschätzt (Veränderungen gegenüber der Prognose werden in kursiver Schrift hervorgehoben).

Tabelle 8-6 Prognostizierte Effekte vs. projizierte Effekte

«Provisorische» Prognosen bzw. Projektionen	Parameter	Erkl. Var. Prognose 2003	Prognostizierte Effekte	Erkl. Var. Projektion 2003	Projizierte Effekte
Trend	0.0613	6	0.3680	6	0.3680
A65	2.947	6.4820E-03	1.910E-02	6.4820E-03	1.910E-02
Arztallg	159.188	4.3291E-05	6.891E-03	4.3291E-05	6.891E-03
Arztspez	156.72	1.5005E-04	2.351E-02	1.5005E-04	2.351E-02
Fr	-0.596	0.1289	-7.675E-02	0.15	-8.94E-02
Gesamteffekt der erklärenden Variablen:			0.3408		0.3281

¹¹² Das verwendete Zahlenbeispiel beansprucht keineswegs «Plausibilität».

¹¹³ Die Begriffe «Prognose» und «Projektion» sollen hier die Abgrenzung zwischen Prognosefunktionalität und Simulation terminologisch zum Ausdruck bringen.

Prognostizierte bzw. projizierte Effekte sind als Produkt der Spalten «Parameter» und den entsprechenden prognostizierten bzw. projizierten Variablenwerte erhältlich. Der Gesamteffekt ist wiederum die Summe aller «Teileffekte». Der Vergleich zwischen der finalen Prognose und der finalen Projektion wird in Tabelle 8-7 zusammengefasst, wobei sich die Vorgehensweise nach den entsprechenden Angaben in Abschnitt 8.1 richten. Zur Verdeutlichung werden Unterschiede zur Prognose wieder in kursiver Schrift hervorgehoben.

Tabelle 8-7 Prognose vs. Projektion

Finale Prognose vs. finale Projektion	Prognose	Projektion
Effekt erklärende Variablen	0.3408	<i>0.3281</i>
Residuum	-0.0567	-0.0567
Basisjahr-logwerte	0.28406	<i>0.2714</i>
Log-Niveauwert 1997	7.5064	7.5064
Logwerte 2003	7.7905	<i>7.7778</i>
«Originalwerte» 2003	2417.54	<i>2387.02</i>

Eine Erhöhung des Anteils der Versicherten mit maximaler Franchise auf 15% (statt den prognostizierten 12.89%) drückt auf das Kostenwachstum im Kanton Zürich, das vergleichsweise um etwa 1% geringer ausfallen würde. Bei dieser kantonsspezifischen Zahl ist allerdings der in Abschnitt 5.2 beschriebene OKP-Effekt zu berücksichtigen, nämlich die Umwälzung der Kosten auf die privaten Haushalte: viele Versicherte mit maximaler Franchise leiten ihre Rechnungen gar nicht an den Versicherer weiter, solange der kumulierte Jahresbetrag den freiwilligen Selbstbehalt nicht übersteigt. Dieser Effekt – dessen exaktes Ausmass unbekannt ist – wird im Modell implizit berücksichtigt und entspricht natürlich keiner realen Kostensenkung aus Sicht der Haushalte.

8.2.2 Bereinigung zukünftiger und vergangener Effekte

Wenn das Ausmass gewisser im voraus bekannten oder postulierten *zukünftigen* Ereignisse auf die OKP-Kosten quantitativ abgeschätzt werden kann oder wenn verschiedene Szenarien über die Auswirkungen dieser zukünftigen Ereignisse vorliegen bzw. ausgearbeitet werden, dann können die Prognosen von diesen Effekten a posteriori anhand geeigneter Korrekturfaktoren bereinigt werden. Analog können *vergangene* Strukturbrüche im Datenmaterial, sofern deren Effekte denn auch reliabel abgeschätzt werden, anhand geeigneter Korrekturfaktoren ausgeglichen werden.

Währenddem der erste der beiden Korrekturtypen *projektiv* gerichtet ist und einen *direkten* Eingriff auf die erstellten Prognoseresultate bedeutet, ist der zweite *retrospektiv* gerichtet und sein Einfluss auf die Prognosegüte ist nur *indirekt*, indem durch Elimination oder Abschwächung gewisser bekannten Störeffekte die Schätzgenauigkeit der Prognosegleichungen verbessert werden soll.

9 Anhang

In diesem Anhang werden auch Beiträge vorgestellt, die von den Auftraggebern (santésuisse und BAG) verfasst wurden. Entsprechende Abschnitte werden durch ihre Autorenschaft gekennzeichnet. Der erste Abschnitt 9.1 dokumentiert Resultate aus einer Begleitstudie des Winterthurer Instituts für Gesundheitsökonomie (WIG), welche bezweckte Stärken und Schwächen des Modells sowie dessen Praxistauglichkeit aus Sicht der Versicherer zu evaluieren. Die nächsten drei Beiträge (Abschnitte 9.2 bis 9.4) befassen sich mit empirischen Untersuchungen zu Prämien, Kosten, Nettokosten, Abrechnungs- und Behandlungsdaten. In Abschnitt 9.5 wird nach einer aussagekräftigen Unterteilung der Kantone in Gruppen mit möglichst homogenen Abhängigkeitsstrukturen gesucht. Die nachfolgenden beiden Abschnitte handeln über robuste Schätzverfahren (Abschnitt 9.6) und Zustandsraummodelle (Abschnitt 9.7). Schliesslich werden Intervallprognosen in Abschnitt 9.8 präsentiert und Untersuchungen zur Prognosegüte des abgeleiteten Modells werden in Abschnitt 9.9 vorgestellt.

9.1 Rückmeldung der Versicherer, des BAG und der Kantone (WIG)

9.1.1 Ausgangslage

Das Kostenprognosemodell wurde durch das Institut für Datenanalyse und Prozessdesign (IDP) im Frühjahr 2004 in einer ersten Version fertig gestellt. Die mit dem Modell berechneten Prognosewerte für die Jahre 2004 und 2005 wurden im Juli 2004 während des laufenden Prämienfindungsprozesses sämtlichen Krankenversicherern zur Verfügung gestellt.

Das Winterthurer Institut für Gesundheitsökonomie (WIG) erhielt vom BAG den Auftrag, im Rahmen einer Begleitforschung eine Befragung bei den potentiellen Anwendern der Prognosewerte durchzuführen, um Stärken und Schwächen des Modells sowie dessen Praxistauglichkeit zu evaluieren.

9.1.2 Methode

Von den 97 verschickten Fragebogen kamen 46 ausgefüllt zurück, was einem Rücklauf von 47% entspricht. Allerdings haben von den 10 grössten Versicherungen 9 geantwortet, was bedeutet, dass mit der Umfrage über 80% aller Versicherten abgedeckt sind. Aus diesem Grund kann davon ausgegangen werden, dass sich insgesamt ein aussagekräftiges Bild ergibt und sich aus den Resultaten berechtigterweise verlässliche Schlüsse ziehen lassen.

Zusätzlich wurden 10 ausführliche Interviews vor Ort geführt, davon 7 mit Krankenversicherern, zwei mit kantonalen Gesundheitsdirektionen und eines mit der für die Prämien genehmigung zuständigen Stelle des BAG. Die Interviews dauerten jeweils zwischen einer und zwei Stunden.

9.1.3 Resultate

Die Perspektive der Krankenversicherer

Wie beurteilen die Befragten das Modell?

- Grundsätzlich werden die Daten als plausibel beurteilt
- Das Modell selber wurde kaum beurteilt. Als Gründe wurden fehlende zeitliche oder fachliche Ressourcen angegeben
- Die breiten Konfidenzintervalle werden häufig als Problem genannt, das die Nützlichkeit des Modells einschränkt

- Den Daten des santésuisse Datenpools wird mit einer gewissen Skepsis begegnet. Dies hängt einerseits mit Unregelmässigkeiten beim Abrechnungszeitpunkt in den Daten des Datenpools zusammen und andererseits damit, dass die Daten gegenwärtige und zukünftige Einflussfaktoren nicht enthalten
- Den Krankenversicherern fehlt im Modell ein Einbezug der versicherungsspezifischen Situation (z.B. Risikostruktur der Versicherten) und von externen Sonderfaktoren (z.B. Gerichtsfälle, Einführung neuer Tarif (Tarmed), neue Franchisen-Kategorien etc.)

Wie werden die Prognosedaten von den Krankenversicherern genutzt?

- Die Prognosedaten werden von der Mehrheit der Krankenversicherer für die Prämienfindung als Ergänzung zu den eigenen Prognosen gesehen und genutzt. Einige Versicherer beurteilen die Prognosedaten als für sie selber nicht nützlich
- Sie dienen den Krankenversicherern als eine Art Richtgrösse, um die Gesamtteuerung und die Erwartung des BAGs einzuschätzen
- Sie dienen als Hilfsmittel bei der Prämienfindung und nicht als Entscheidungsgrundlage

Wie führen die Krankenversicherer Kostenprognosen durch?

- Kostenprognosen werden von einer Mehrheit der befragten Krankenversicherer erstellt, aber nicht von allen
- Wenn Kostenprognosen durchgeführt werden, dann geschieht das auf eine der drei folgenden Arten:
 - o Vergangene Teuerung wird errechnet und in die Zukunft extrapoliert
 - o Man rechnet generell mit einer Teuerung von 5%
 - o Mathematisches Modell (Regression)

Wie läuft der Entscheidungsprozess für die Festsetzung der Krankenversicherungsprämien in der Praxis tatsächlich?

- Ein idealtypischer Verlauf des Prämienfindungsprozesses bei einem Krankenversicherer verläuft in den folgenden Schritten, die je nach Versicherer mehr oder weniger ausdifferenziert stattfinden.
 1. Vergangene Kosten der eigenen Versichertenpopulation
 2. Berechnung der zukünftigen Kosten basierend auf den bisherigen eigenen Kosten (z.T. mit Hilfe eines Modells)
 3. Interne Expertenbefragung
 4. Mitberücksichtigung von einmaligen externen Faktoren
 5. Provisorische Berechnung der Prämie
 6. Intuition, Marktkenntnisse strategische Überlegungen, eventuell Simulationen
 7. Definitive Festlegung der Prämie durch oberste Führung

Die Perspektive der Kantone

Die Kostenprognosen und das Modell sind für die Kantone von geringem Interesse. Sie interessieren sich vor allem für die Grössen, welche ihre Budgets direkt beeinflussen:

- Die Angebotsmenge an Leistungserbringern im eigenen Kanton (Anzahl Spitalbetten, Ärzte, Physiotherapeuten etc.)
- Die mit den Krankenversicherern ausgehandelten Tarife für die kantonalen Spitäler
- Die Höhe der Krankenversicherungsprämien ist primär für die Berechnung der Summe der kantonalen Prämienverbilligungen relevant

Die Perspektive des BAG

- Das BAG hat als Aufsichtsorgan der Krankenversicherer im Rahmen der Prämien genehmigung primär deren Solvenz im Auge und überprüft diese
- Tendenziell rechnet es mit regelmässigen generellen Kostensteigerungen (5%)
- Anstelle dieser Werte beabsichtigt das BAG die Werte des Prognosemodells zukünftig im Sinne von Vergleichswerten zu benutzen

Diskussion und Empfehlungen

Grundsätzlich besteht bei den Krankenversicherern ein Interesse an solchen Daten verbunden mit einer gewissen Portion Skepsis. Die Skepsis bezieht sich teilweise aufs Modell (vor allem die Inputdaten) und zum Teil auch auf die Tatsache, dass die Daten durch ein vom BAG unterstütztes Projekt zustande gekommen sind.

Wenn Krankenversicherer ein neues Tool einführen, dann brauchen sie eine gewisse Zeit, um dessen Zuverlässigkeit beurteilen zu können und Vertrauen zu gewinnen. Das gilt auch für das OKP-Prognosetool. Eine hohe Prognosegenauigkeit wird mit Sicherheit die Akzeptanz und die Einschätzung des Nutzens für die Krankenversicherer in der Zukunft noch erhöhen.

Folgende Empfehlungen können aufgrund der Umfrage für die weitere Verwendung des Modells und Steigerung seines Nutzens für Krankenversicherer abgegeben werden.

- Verbesserung der Qualität der Inputdaten (vor allem bezüglich zeitlicher Abrechnung)
- Verkleinerung der Konfidenzintervalle
- Möglichkeit, eigene Inputwerte ins Modell zu geben
- Benutzerfreundliches Softwaretool
- Erneute Information und Schulung der Nutzer
- Evaluation der Prognosegenauigkeit

9.2 Erklärungen für das unterschiedliche Wachstum der Prämien und der Kosten (santésuisse)

9.2.1 Ausgangslage

In der politischen Diskussion taucht immer wieder die Frage auf, warum die Kosten und die Prämien nicht im Gleichschritt wachsen. Die Prämien müssten doch eigentlich ein Abbild der Kosten sein. Es wird hier gezeigt, dass die Prämienentwicklung gar nicht so stark von der Kostenentwicklung abweicht, wenn die richtigen Grössen miteinander verglichen werden. Die Faktoren, welche zur unterschiedlichen Wachstumsentwicklung der Kosten und der Prämien führen, werden genannt und beziffert.

9.2.2 Vergleichsdaten

Das BSV berechnete in den letzten Jahren das Prämienwachstum der erwachsenen Versicherten mit ordentlicher Franchise aller Kantone und im schweizerischen Durchschnitt aufgrund der genehmigten Prämien für das folgende Jahr und den Versichertenbeständen der einzelnen Krankenversicherern. Diese Berechnungen wurden jeweils am ersten Freitag im Oktober publiziert. Bereits im Juli publizierte santésuisse die definitive santésuisse-Versichertenstatistik, welche die Steigerung der Bruttoleistungen (insgesamt und Pro-Kopf¹¹⁴) des vorangegangenen Jahres aufzeigt.

Dabei konnte mitunter eine gewisse Verwirrung entstehen, weil diese beiden Grössen nicht direkt miteinander verglichen werden können. Dies, aus mehreren Gründen:

1. Das Kostenwachstum der santésuisse-Versichertenstatistik bezieht sich auf das Vorjahr, während sich das vom BSV berechnete Prämienwachstum auf das folgende Jahr bezieht. Die Krankenversicherer müssen aber bestrebt sein, die Einnahmen und die Ausgaben mittelfristig im Gleichgewicht zu halten. D.h., bei der Prämienkalkulation sind nicht die in der Versichertenstatistik ausgewiesenen Kosten des vorangegangenen Jahres massgebend, sondern die prognostizierten Kosten des folgenden Jahres. Dazwischen liegen zwei Jahre.
2. Die santésuisse-Versichertenstatistik weist die Bruttoleistungen¹¹⁵ und deren Wachstum aus. Unter Bruttoleistungen verstehen die Krankenversicherer, die von den Leistungserbringern verursachten Kosten. Diese entsprechen jedoch nicht den von den Krankenversicherern zu übernehmenden Kosten, da die Versicherten einen gewissen Teil der Kosten (Kostenbeteiligung) selbst tragen. Zieht man die Kostenbeteiligung von den Bruttoleistungen ab, so kommt man auf die Nettoleistungen, d.h. die von den Krankenversicherern zu bezahlenden Leistungen. Diese Nettoleistungen sind für die Prämienberechnung relevant.
3. Das BSV berechnete nicht die Prämiensteigerung eines Durchschnittversicherten, sondern die Prämiensteigerung von Erwachsenen mit ordentlicher Franchise. Insbesondere durch die Wahl höherer Franchisen kann/konnte die individuelle Prämienbelastung u.U. sogar gesenkt werden. Es ist daher wichtig, dass man die Prämiensteigerung aller Versicherten mit der gesamten Kostensteigerung vergleicht. Tabelle 9-1 (Quelle: santésuisse) zeigt das Wachstum der Prämien in den letzten fünf Jahren. Als Datengrundlage dienen nicht die BSV-Zahlen, sondern die von den Krankenversicherern in Rechnung gestellten Prämien (vor Abzug der Prämienverbilligung, aber nach Abzug der Rabatte für höhere Franchisen).

114 Wegen des Bevölkerungswachstums weicht das pro-Kopf-Wachstum vom Wachstum der Bruttoleistungen aller Versicherter ab: Bei positivem Bevölkerungswachstum ist das pro-Kopf-Wachstum kleiner als das Wachstum der gesamten Bruttoleistungen und vice versa.

115 Nur die von den Krankenversicherern erfassten Bruttoleistungen sind im santésuisse-Datenpool abgebildet. Bruttoleistungen von Versicherten, welche ihre Rechnungen erst beim Erreichen der Franchise an ihren Krankenversicherer einsenden oder bei Krankenversicherern versichert sind, welche die Rechnungen an ihre Versicherten retournieren, wenn die Franchise nicht erreicht ist, sind im Datenpool von santésuisse nicht erfasst.

Tabelle 9-1 Wachstum der Prämien gegenüber dem Vorjahr

Wachstum der Prämien in %	1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	Durchschnitt
Erwachsene ab 26 Jahren mit Grundfranchise	2.5%	4.3%	5.7%	9.7%	5.5%
Alle Versicherte	2.2%	2.9%	4.2%	9.1%	4.6%

Die Prämien sind bei den Erwachsenen mit ordentlicher Franchise in den Jahren 1998 bis 2002 um durchschnittlich 5.6% pro Jahr gewachsen, wogegen die Prämien bei allen Versicherten um lediglich 4.6% pro Jahr gestiegen sind.

Folgerung: Wenn man die Prämien- und die Kostenentwicklung miteinander vergleichen will, so muss man (1.) die gleichen Jahre, (2.) die Nettoleistungen und die Prämien und (3.) das gleiche Versicherungskollektiv betrachten.

Tabelle 9-2 (Quelle: santésuisse) zeigt, dass das Prämienwachstum in den letzten fünf Jahren geringer (und nicht wie häufig behauptet wird grösser) war als das Kostenwachstum: Einzig im Jahr 2002 war das Prämienwachstum mit 9.1% höher als das Kostenwachstum mit 3.7%. Im Durchschnitt der letzten fünf Jahre betrug das Prämienwachstum nur 87% des Kostenwachstums, was einen Abbau der Reserven zur Folge hatte.

Tabelle 9-2 Vergleich des Wachstums der Nettoleistungen und der Prämien

	1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	Durchschnitt
Wachstum der Nettoleistungen	4.2%	7.7%	5.4%	3.7%	5.2%
Wachstum der Prämien	2.2%	2.9%	4.2%	9.1%	4.6%
Prämienwachstum/Nettoleistungen-Wachstum	0.52	0.38	0.78	2.46	0.87

9.2.3 Gründe für die Wachstumsunterschiede der Prämien und der Kosten

Auf- und Abbau von Reserven und Rückstellungen

Werden Reserven oder Rückstellungen aufgelöst, so fällt die Prämiensteigerung ceteris paribus geringer aus als die Kostensteigerung. Oder mit anderen Worten: Sind die Prämien aufgrund falscher Prognosen oder aufgrund politischer Überlegungen zu tief angesetzt, so hat dies im Normalfall eine Auflösung der Reserven und/oder der Rückstellungen zur Folge.

Tabelle 9-3¹¹⁶ zeigt den Anteil der Rückstellungen und der Reserven an den Prämieeinnahmen der Jahre 1998 bis 2002.

¹¹⁶ Quelle: santésuisse (aufgrund der Daten vom BSV, Statistik über die Krankenversicherung Tabelle T 1.32 und T 1.33 (Reserven und Rückstellungen) und des Prämienvolumens).

Tabelle 9-3 Quote der Rückstellungen und der Reserven

in % des Prämienwachstums	1998	1999	2000	2001	2002
Rückstellungen	29.1%	29.2%	29.4%	28.4%	26.0%
Reserven	23.5%	23.6%	21.1%	14.9%	12.7%
Zusammen	52.6%	52.8%	50.5%	43.3%	38.7%

Ein Teil des Abbaus von Reserven und Rückstellungen ist auf das Börsenergebnis zurückzuführen (siehe Abschnitt 9.2.3.2). Der andere Teil wurde aufgelöst und hat dazu beigetragen, dass die Prämien in den letzten Jahren weniger stark gewachsen sind als die Nettoleistungen (siehe Tabelle 9-2).

Da sich die Reservequote im Jahr 2002 mit 12.7% bereits deutlich unter dem gesetzlichen Minimum bewegt und auch die Rückstellungen für unerledigte Versicherungsfälle nicht noch weiter abgebaut werden können, müssen die Reserven in den nächsten Jahren wieder aufgestockt werden, um die gesetzlichen Mindestanforderungen erfüllen zu können. Dies hat zur Folge, dass die Prämien schneller wachsen müssen als die Nettoleistungen.

Um die Reserven- und die Rückstellungsquote seit 1998 konstant halten zu können, hätten die Prämien um durchschnittlich 8% pro Jahr steigen müssen.

Neutraler Ertrag (Börsenentwicklung)

Die Krankenversicherer haben einen Teil der Reserven und der Rückstellungen am Kapitalmarkt angelegt. Wie Tabelle 9-4¹¹⁷ zeigt, resultierte in den Jahren 1998 bis 2001 jeweils ein Gewinn. Dieser Gewinn setzte sich einerseits aus Zinseinnahmen und Dividenden und andererseits aus den Buchgewinnen zusammen. Im Jahr 2002 war zum ersten Mal ein negativer neutraler Ertrag zu verzeichnen. Dieser Verlust ist hauptsächlich auf die Börsenbaisse im Jahr 2002 zurückzuführen (der SMI sank innert Jahresfrist von 6418 auf 4631 Punkte).

Tabelle 9-4 Neutraler Ertrag

Jahr	1998	1999	2000	2001	2002
in CHF	331'121'497	383'722'885	497'365'221	119'314'554	-51'164'453

Der neutrale Ertrag müsste im Gleichschritt mit den Nettoleistungen wachsen, damit er keinen Einfluss auf die Prämienentwicklung hat: Ist das Wachstum des neutralen Ertrags grösser als das Wachstum der Nettoleistungen, so ist das Prämienwachstum tendenziell geringer, jedoch nicht in gleichem Ausmass.

Unter der Annahme, dass die Börse (SMI) seit 1998 konstant geblieben wäre und die Hälfte aller Reserven und Rückstellungen an der Börse angelegt waren, hätte die durchschnittliche jährliche Prämiensteigerung seit 1998 5.4% betragen müssen, um die Reserve- und Rückstellungsquote konstant halten zu können.

Verwaltungskosten der Krankenversicherer

Die Verwaltungskosten der Krankenversicherer haben ebenfalls einen direkten Einfluss auf die Prämienhöhe. Steigen die Verwaltungskosten stärker als die Nettoleistungen, so steigen auch die Prämien stärker als die Nettoleistungen, wenn auch nicht im gleichen Ausmass¹¹⁸.

¹¹⁷ Quelle: BSV, Statistik über die Krankenversicherung Tabelle T 1.27.

¹¹⁸ An dieser Stelle muss angemerkt werden, dass der überwiegende Teil der Verwaltungskosten für die Rechnungserfassung und -kontrolle aufgewendet wird. Hohe Verwaltungskosten eines Krankenversicherers oder steigende Verwaltungskosten der ganzen Branche müssen deshalb nicht unbedingt bedeuten, dass die Krankenversicherer unwirtschaftlich arbeiten, denn je besser die Rechnungskontrolle ist, desto eher können ungerechtfertigte Leistungen vermieden werden.

Tabelle 9-5¹¹⁹ zeigt, dass der Anteil der Verwaltungskosten am Prämienvolumen in den letzten fünf Jahren abgenommen hat.

Tabelle 9-5 Verwaltungskosten

Jahr	1998	1999	2000	2001	2002
in CHF pro Versicherten	119	118	119	125	126
in % der Prämien	6.7%	6.5%	6.4%	6.5%	6.0%

In Tabelle 9-6 (vgl. Fussnote 119) ist ersichtlich, dass die Verwaltungskosten pro Versicherten in den letzten fünf Jahren mit durchschnittlich 1.5% sehr moderat zugenommen haben.

Tabelle 9-6 Wachstum der Verwaltungskosten

1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	Durchschnitt
-0.6%	0.9%	4.8%	1.0%	1.5%

Diese Entwicklung hat auch dazu beigetragen, dass das Prämienwachstum in den letzten fünf Jahren durchschnittlich geringer war, als das Wachstum der Nettoleistungen.

Erlösminderungen auf Prämien

Erlösminderungen auf Prämien sind Prämienforderungen der Krankenversicherer an ihre Versicherten, welche abgeschrieben werden mussten. Ein starker Anstieg der Erlösminderungen auf den Prämien würde dazu führen, dass das Prämienwachstum tendenziell höher ist als das Kostenwachstum.

Tabelle 9-7 Erlösminderungen

Jahr	1998	1999	2000	2001	2002
in CHF pro Versicherten	15	13	13	6	8
in % der Prämien	0.8%	0.7%	0.7%	0.3%	0.4%

Tabelle 9-8 Wachstum der Erlösminderungen

1998/1999	1999/2000	2000/2001	2001/2002	Durchschnitt
-12.3%	2.6%	-54.2%	37.1%	-13.3%

Die Erlösminderungen auf Prämien haben in den letzten Jahren abgenommen; durchschnittlich um 13.3% pro Jahr (vgl. Fussnote 119). Diese Entwicklung hat ebenfalls dazu beigetragen, dass die Prämienentwicklung in den letzten Jahren geringer war als die Kostenentwicklung. Wegen des geringen Anteils der Erlösminderungen auf Prämien am Prämienvolumen spielt dieser Effekt jedoch nur eine untergeordnete Rolle.

Fazit

Beim Vergleich der Kosten- und der Prämienentwicklung ist es in erster Linie wichtig, dass die richtigen Grössen als Basis dienen: Verglichen werden muss die Entwicklung der Nettoleistungen mit der Entwicklung der Prämien des gleichen Jahres und des gleichen Versichertenkollektivs. *Eine jährliche Angleichung der Prämien- an die Kostenentwicklung ist weder möglich, noch erstrebenswert.*

119 Quelle: santésuisse (aufgrund der Daten vom BSV, Statistik über die Krankenversicherung Tabelle T 1.27).

9.3 Prognosen kantonaler Durchschnittsprämien (BAG)

Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen dem Wachstum der Kosten und der Prämien an Hand von Ergebnissen der letzten Jahre dargestellt. Insbesondere wird untersucht, ob mit dem Kostenprognosemodell auch Prognosen der kantonalen Durchschnittsprämien mit ausreichender Genauigkeit berechnet werden können.

9.3.1 Differenzen zwischen Kosten und Prämien

Prämien und Bruttokosten unterscheiden sich auf Grund mehrerer Faktoren. Die Wichtigsten von ihnen werden unten kurz diskutiert. Der Risikoausgleich wird nicht betrachtet, da er sich nicht auf kantonale Durchschnittsprämien auswirken sollte.

- **Kostenbeteiligungen**, welche in der Vergangenheit ca. 10-15% der Bruttokosten ausmachten, lassen sich bei konstanten Franchisen und Selbstbehalten in der Regel mit ausreichender Genauigkeit abschätzen. Grössere Änderungen der Franchisen wie auf Anfang 2005 reduzieren allerdings die Prognosegenauigkeit.
- Die **Verwaltungskosten** lagen in den letzten Jahren in den meisten Kantonen bei ca. 6% der Prämienvolumen bei leicht sinkender Tendenz.
- Die von den Versicherungen erwirtschafteten **Erträge** (vorwiegend auf Reserven und Rückstellungen) sind stark konjunkturabhängig, siehe Abbildung 9-1. In den Jahren 1997-2003 variierten die kantonalen Durchschnittswerte zwischen -2% und +4% der Prämienvolumen.
- Die kantonalen **Reserven** sind in den letzten Jahren generell reduziert worden, allerdings in sehr unterschiedlichem Ausmass. In einigen Kantonen betragen die Reserven 2003 noch mehr als 20% der Prämienvolumen (FR, NW, SO, UR, VD, ZH), während sie in anderen Kantonen nahe bei Null oder negativ sind (AI, AR, GL, NE, SH, TG, ZG).
- Die **Rückstellungen** waren im betrachteten Zeitraum ebenfalls leicht rückläufig, lagen aber im Jahr 2003 für die meisten Kantone bei knapp 30% der Nettokosten.

Prämien wurden somit in der Vergangenheit von der wirtschaftlichen Konjunktur hinsichtlich der Erträge sowie von Entscheidungen der Behörden und Versicherungen primär hinsichtlich Kostenbeteiligungen und Reserven beeinflusst.

9.3.2 Zeitliche Entwicklung der Nettokosten und Prämien

Abbildung 9-3 zeigt die Verhältnisse der kantonalen Prämienvolumen zu den Nettokosten in den Jahren 1997 – 2003. Zu erwarten ist ein Verhältnis von etwas mehr als eins, da Prämien neben den Nettokosten zumindest auch die Verwaltungskosten decken müssen. Zudem müssen bei wachsenden Kosten die Rückstellungen und Reserven aufgestockt werden. Die Prämien der ganzen Schweiz (CH) sind im betrachteten Zeitraum um einen Faktor 1.0 bis 1.1 grösser als die Nettokosten. Das Minimum in den Jahren 2000 und 2001 erklärt sich durch den Abbau und anschliessenden Aufbau von Reserven. Bemerkenswert ist die unterschiedliche Entwicklung in den verschiedenen Kantonen. Während beispielsweise in SO die Prämien stets deutlich höher waren als die Nettokosten, reichten z. B. in GL die Prämien während mehrerer Jahren nicht aus, um die Nettokosten zu decken.

Abbildung 9-1 Kantonale Erträge pro Prämienvolumen 1997 – 2003 (Prämiengenehmigung)

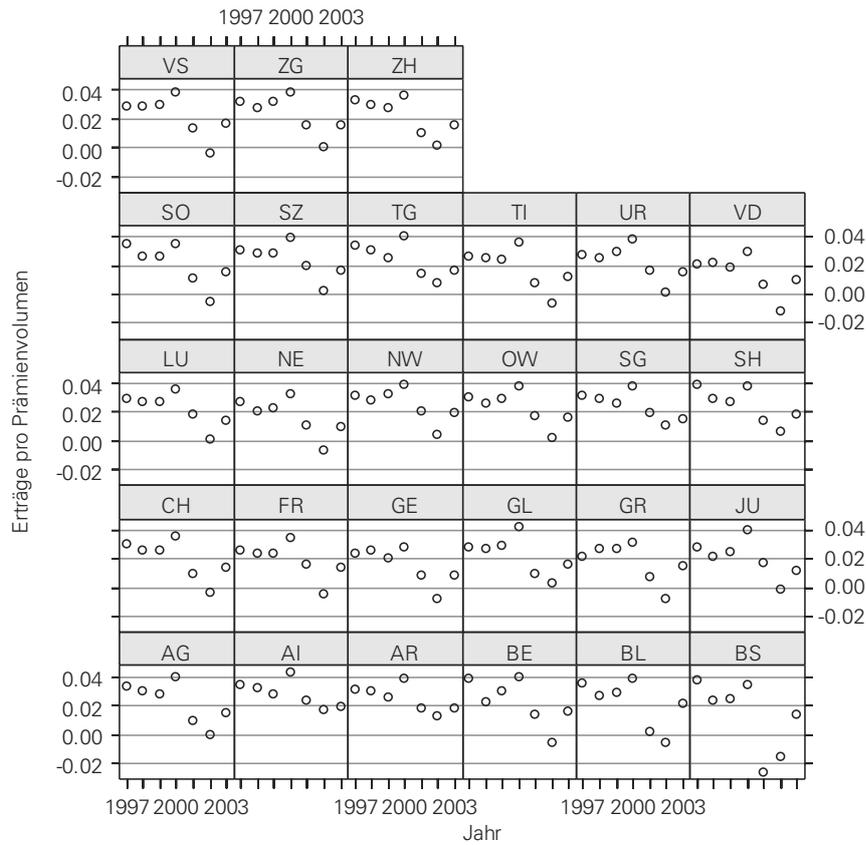


Abbildung 9-2 Kantonale Reserven pro Prämienvolumen 1997 – 2003 (Prämiengenehmigung)

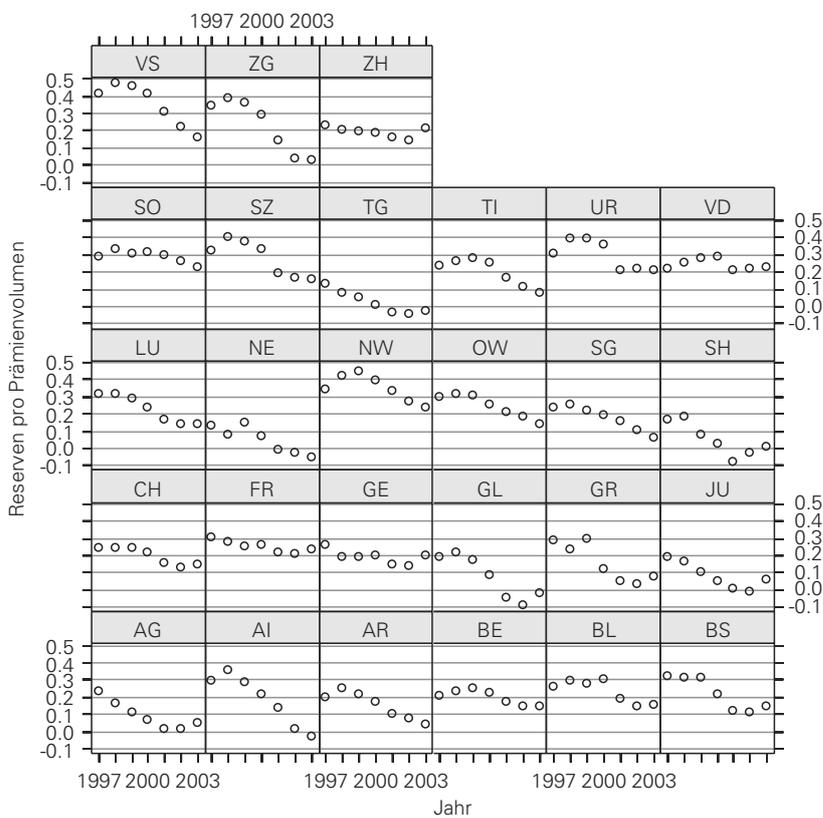


Abbildung 9-3 Prämienvolumen pro Nettokosten 1997 – 2003, Datenpool

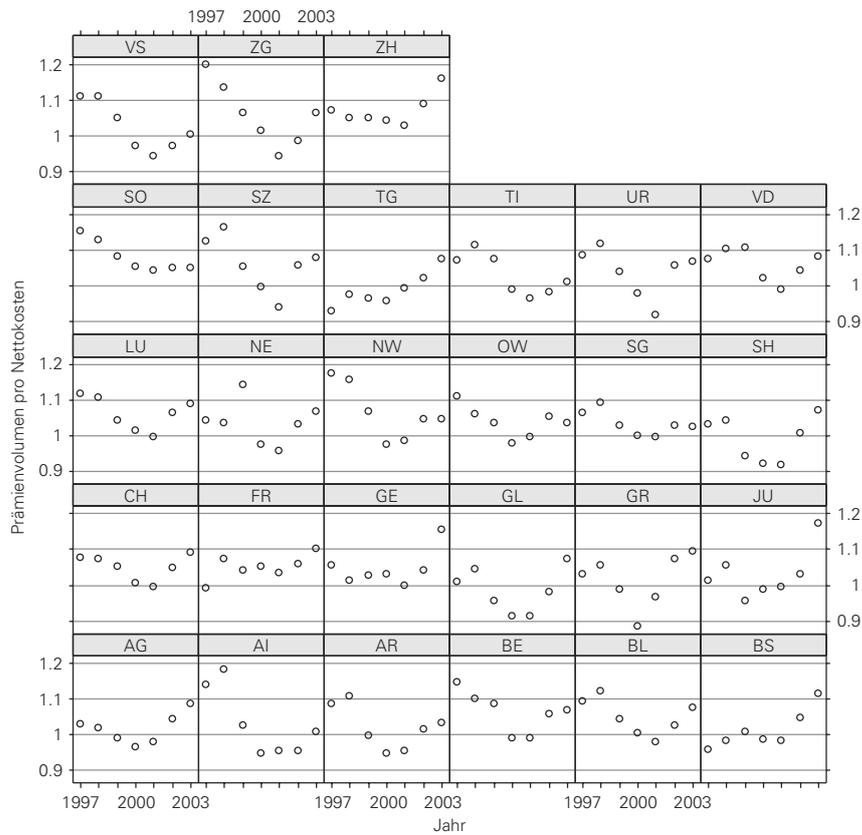
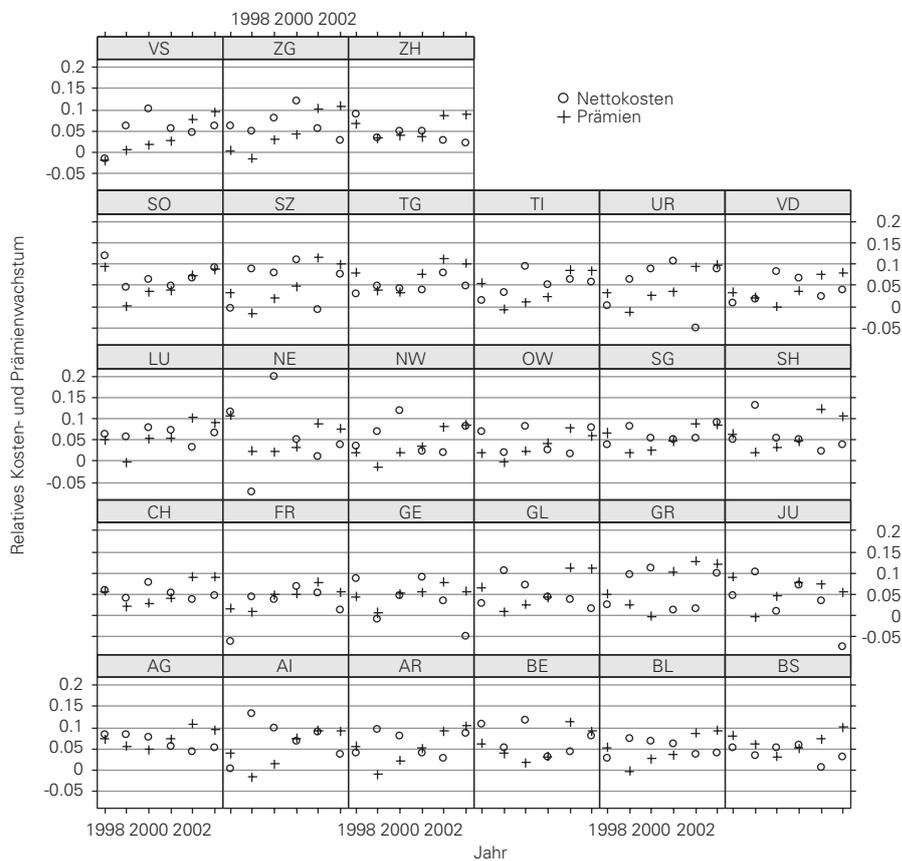


Abbildung 9-4 Relatives Wachstum der Nettokosten und Prämien 1998 – 2003, Datenpool



Der Vergleich von Abbildung 9-2 und Abbildung 9-3 zeigt, dass sich längerfristig zu niedrige bzw. zu hohe Prämien auf die Reserven ausgewirkt haben, da in Kantonen mit hohen Prämien (im Vergleich zu den Nettokosten) auch die Reserven tendenziell hoch sind, während umgekehrt in Kantonen mit niedrigen Prämien die Reserven meist auf tiefem Niveau liegen.

Abbildung 9-4 stellt für alle Kantone die relativen Wachstumsraten der Prämien und Nettokosten dar. Offensichtlich besteht kein einfacher Zusammenhang zwischen den beiden Grössen. Im betrachteten Zeitraum sind sie in vielen Kantonen entgegen den Erwartungen sogar negativ miteinander korreliert. Zumindest lässt sich unschwer erkennen, dass in der jüngeren Vergangenheit das Prämienwachstum nicht nur von den Nettokosten sondern auch massgeblich durch andere Faktoren geprägt wurde. Prämienprognosen werden zusätzlich dadurch erschwert, dass sich diese Faktoren kantonal offensichtlich sehr unterschiedlich auswirkten.

Längerfristig, u. a. wenn die Reserven ihre Sollwerte erreicht haben, sind ungefähr gleiche mittlere relative Zuwachsraten der Prämien und Nettokosten zu erwarten. Nicht zutreffend ist insbesondere, dass die relativen Zuwachsraten der Prämien immer grösser als diejenigen der Nettokosten sein müssen, weil die Rückstellungen (Sollwert 30% der Nettokosten) und Reserven (Sollwert 15-20% der Prämienvolumen) jährlich an das Kostenwachstum angepasst werden. Solche Anpassungen vergrössern unter der Voraussetzung, dass die Verwaltungskosten, Erträge, Reserven und Rückstellungen im Verhältnis zu den Nettokosten ungefähr konstant bleiben, primär das *Verhältnis* zwischen den Prämien und Nettokosten P/N. Dieses wird um ca. die Hälfte (=20%+30%) der relativen Wachstumsraten der Nettokosten erhöht. Bleiben die Wachstumsraten im Mittel über mehrere Jahre konstant, ändert sich somit auch der Mittelwert von P/N nicht, d. h. die mittleren relativen Zuwachsraten der Prämien und Nettokosten sind gleich gross. Dieses Ergebnis ist auch deshalb zu erwarten, weil das Verhältnis P/N nicht über längere Zeit wesentlich grösser als eins sein darf. Wären die Wachstumsraten der Prämien längerfristig grösser als diejenigen der Nettokosten, würde das Verhältnis mit der Zeit exponentiell zunehmen. Würden beispielsweise die Nettokosten jährlich um 5% und die Prämien um 7.5%, d. h. mit einer 1.5 mal höheren Wachstumsrate anwachsen, nähme das Verhältnis in 10 Jahren um den Faktor 1.26 zu. Ausgehend von $P/N = 1.05$, wären nach zehn Jahren die Prämien um ca. einen Drittel höher als die Nettokosten.

9.3.3 Schlussfolgerungen

Wie die Erfahrungen der letzten Jahre zeigen, ist das kurzfristige Prämienwachstum wesentlich von Entscheidungen der Behörden und Versicherungen (Franchisehöhen, Reserven) sowie vom wirtschaftlichen Umfeld (Erträge) abhängig. Weil solche externen Faktoren durch das Kostenprognosemodell nicht berücksichtigt werden können, sind keine Prämienprognosen möglich, welche für praktische Zwecke ausreichend genau sind.

Längerfristig sollte das Verhältnis zwischen Prämienvolumen und Nettokosten zwischen 1.05 und 1.1 liegen. Dementsprechend sind nur geringe Differenzen zwischen den relativen Zuwachsraten der Prämien und Nettokosten zu erwarten.

9.4 Behandlungs- vs Abrechnungsdaten

9.4.1 Einführung

In [2], S.43 ist zu lesen «Krankenversicherer weisen die Kosten, die im Januar 2000 abgerechnet worden sind, in der Regel dem Januar 2000 zu. Ganz anders rechnen HMOs und Hausarztmodelle. Sie weisen die Kosten, welche zwar im Januar 2000 abgerechnet wurden, sich aber auf eine Behandlung beziehen, die im Oktober 1999 begann, dem Oktober 1999 zu. Die Daten, welche die Versicherer verwenden, nennen wir *Abrechnungsdaten*, die der Managed-Care-Modelle *Behandlungsdaten*». Bei sog. Behandlungsdaten werden also die aufgrund einer Beanspruchung medizinischer Leistungen entstehenden Kosten dem Zeitpunkt des Beginns der Behandlung zugeordnet. Eine exakte Bestimmung von Behandlungskosten, die sich auf eine gewisse Periode beziehen – in unserem Fall ein Behandlungsjahr (z.B. 2002) – setzt also voraus, dass im Zeitpunkt der Bestimmung (z.B. Dezember 2003) entweder alle Behandlungen, die im Behandlungsjahr begannen, im Bemessungszeitpunkt abgeschlossen sind oder dass alle zukünftig anfallenden Kosten der noch nicht beendeten Behandlungen im voraus bekannt sind. Obwohl diese Annahmen unrealistisch sind, hat sich in der Praxis herausgestellt, dass Behandlungsdaten mehr oder weniger exakt «approximiert» werden können, wobei die Güte dieser Approximation i.A. in einem gegensätzlichen Verhältnis zur Aktualität der Daten steht d.h. *je aktueller die Daten, desto schlechter die Approximation*. Auf dem Hintergrund dieser Problematik stellt sich also die Frage nach dem Zweck und dem Zusatznutzen von Behandlungsdaten. In [2], S.46 wird diesbezüglich wie folgt argumentiert: «Während nämlich das Behandlungsmuster einer grossen Zahl Versicherter relativ stabilen Gesetzmässigkeiten folgt und somit auch in den Behandlungsdaten ein stabiles Muster¹²⁰ nachweisbar ist, sind die Abrechnungsdaten stark zufallsbehaftet. Zur grundsätzlichen Zufälligkeit, dass jemand krank wird, kommt dann dazu, wie rasch der betroffene Leistungserbringer Rechnung stellt, wie rasch diese vom Patienten an seine Versicherung weitergereicht wird und wie rasch sie vom Versicherer abgerechnet wird¹²¹».

Die Angaben in [2] beziehen sich auf *Tagesdaten* der CSS, die sich hinsichtlich zeitlicher Auflösung vom Datenmaterial des Datenpools grundsätzlich unterscheiden (in *Jahresdaten* sind z.B. mit Ausnahme des Trendanstiegs keine systematischen «Muster» erkennbar). Aus diesem Grund sind die Aussagen in [2] nicht direkt übertragbar auf vorliegende Fragestellung. In den folgenden Abschnitten wird versucht, gewisse Eigenschaften der verschiedenen Datentypen zu messen und die Zweckmässigkeit einzelner Definitionen anhand der (echten «out of sample») Prognosegüte abzuschätzen.

9.4.2 Vor- und Nachteile von Behandlungsdaten

Ausgehend von obiger Definition können die wichtigsten Nachteile von Behandlungsdaten in Bezug auf vorliegende Problemstellung wie folgt zusammengefasst werden.

- Es können nie sämtliche Rechnungen des aktuellen Behandlungsjahres (die wichtigste Beobachtung für die Aufstellung einer Prognose) erfasst werden. Behandlungen erstrecken sich nämlich über mehr oder weniger lange Zeiträume, so dass am Ende des Jahres bei den Versicherern in der Regel noch etwa *ein Drittel* der Rechnungen ausstehen. Deshalb muss man sich auf einen Zeitpunkt im Folgejahr einigen, bis zu dem Rechnungen aus dem Vorjahr noch berücksichtigt werden. Damit erkaufte man sich sowohl Vor- als auch Nachteile. Setzt man diesen Zeitpunkt z.B. auf Ende April des Folgejahres fest, dann ist die Datenbasis zwar zuverlässiger – obwohl immer noch unvollständig – es entsteht jedoch eine Verzögerung von vier Monaten. Grundsätzlich sind also verschiedene Definitionen für «Behandlungsdaten» möglich, was als Nachteil empfunden wird. Anstelle von 4 Monaten könnten beispielsweise 6 Monate (Lag6) oder ein ganzes Jahr (Lag12) abgewartet werden. Umgekehrt ist aber auch denkbar, dass Behandlungsdaten ohne Verzögerung abgezogen werden (Lag0). Als Folge

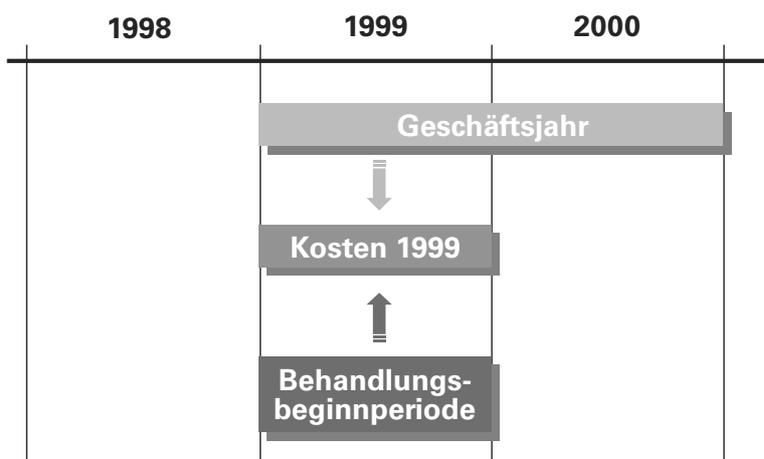
120 Die Untersuchung basiert auf Unterjährigen Daten (Tagesdaten) in denen «Muster» erkennbar sind wie z.B. Feiertage oder «Donnerstageffekt» (viele Praxen sind am Donnerstagnachmittag geschlossen). Es ist zu erwarten, dass solche «Muster» in Jahresdaten durch den zeitlichen Aggregationseffekt herausgefiltert werden, was unter Umständen zu einem geringeren Zusatznutzen von Behandlungsdaten für vorliegende Fragestellung führen kann.

121 Vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 2.2.2 insbesondere in Bezug auf die Zeitreihe der Gesamtkosten für den Kanton NE.

dieser Problematik sind die während einem Jahr anfallenden Kosten a priori *nicht eindeutig definiert*. Bei der folgenden Untersuchung wurden drei Arten von Beobachtungen in Erwägung gezogen, die sich dadurch unterscheiden, dass der Zeitpunkt im Folgejahr, bis zu dem Rechnungen aus dem Vorjahr noch berücksichtigt werden für die Bestimmung der Behandlungsdaten, anders definiert wird:

- o Lag12: Es werden 12 Monate im Folgejahr abgewartet. Damit ist die überwiegende Mehrheit der Leistungen – nämlich über 95%, vgl. [32] (gemäss Angaben CSS und santésuisse über 99%) – die im Folgejahr erbracht werden abgeschlossen und korrekt abgerechnet auf den Zeitpunkt der Beginn der Behandlung. Der Nachteil dieser Definition liegt darin, dass die aktuelle Beobachtung – leider die wichtigste für Prognosezwecke – fehlt.

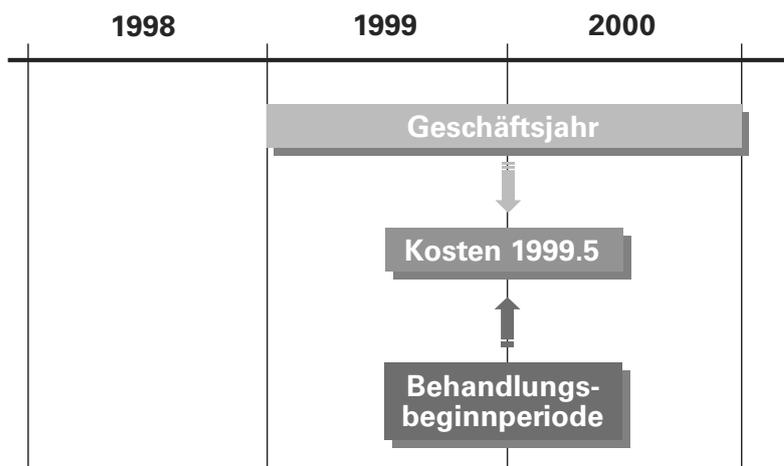
Abbildung 9-5 Definition Lag12



- o Lag6: Es werden 6 Monate im Folgejahr abgewartet. Trotz Verkürzung der Wartezeit und entsprechender Verminderung des Abdeckungsgrades der erbrachten Leistungen wird damit gerechnet, dass über 90% der Rechnungsvolumina mit Lag6-Daten erfasst werden. Die ausstehenden Leistungen (<10%) sind auf medizinische Behandlungen zurückzuführen, die länger als 6 Monate dauern und die somit ausgeblendet werden. Mit der Definition Lag6 geht eine Verzögerung von 6 Monaten (statt einem Jahr für die obigen Lag12) im Vergleich zu Abrechnungsdaten einher. Als nachteilig kann empfunden werden, dass Behandlungsjahr und Kalenderjahr nicht mehr übereinstimmen, vgl. Abbildung 9-6. In diesem Zusammenhang treten beispielsweise Probleme bei der Bestimmung des Versichertenbestandes (für die Berechnung der Pro-Kopf Kosten) und der Evaluation von Tarifveränderungen, die oft am Jahresanfang terminiert sind, vgl. [32]. Jüngste Untersuchungen zeigen überdies, dass das Rauschen in jährlichen Lag6-Daten relativ stark ausgeprägt ist¹²², sodass aufgrund der aufgestellten Mängelliste auf eine weitere Untersuchung dieses Datentyps verzichtet wird.

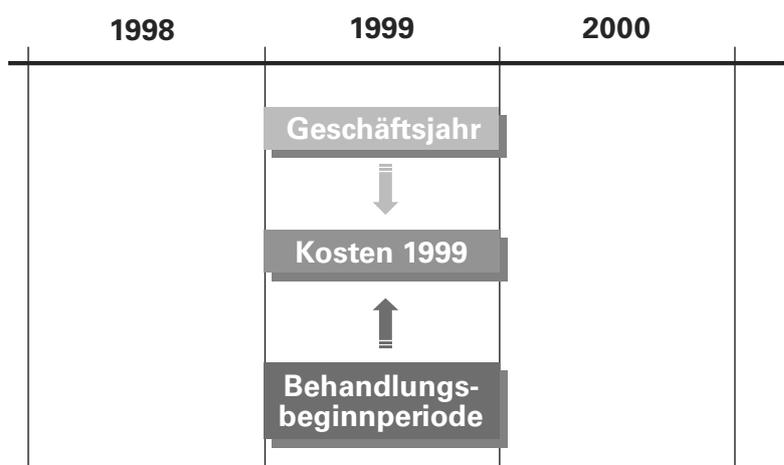
¹²² Im Vorfeld zu den Arbeiten in [32] zeigt Sottas, dass das Rauschen von Lag6-Daten im Zeitablauf stärker ausfällt als dasjenige von Abrechnungsdaten. In einer persönlichen Notiz an die Autorenschaft dieses Berichtes bemerkt Beck, dass gewisse Angaben im Datenpool erst im Januar rückwirkend mutiert werden, was zu zusätzlichen Fluktuationen in Lag6 Daten führen kann (weil Kalender- und Behandlungsjahr nicht übereinstimmen). In [32] vermutet Sottas, dass Tarifveränderungen am Anfang des Kalenderjahres für einen erhöhten Rauschpegel in Lag6-Daten verantwortlich sind.

Abbildung 9-6 Definition Lag6



- o Lag0: die Daten weisen im Vergleich zu Abrechnungsdaten keine Verzögerung auf aber der Abdeckungsgrad der verrechneten Leistungen beträgt nur noch etwa 75%, vgl. [32] (73.6% gemäss santésuisse). Insbesondere werden die Leistungen am Ende der Behandlungsjahre (beispielsweise im Monat Dezember) fast vollständig ausgeblendet. In einer Replik zu [32] bezeichnet Beck diese Datendefinition als die «schlechteste aller denkbaren Lösungen» mit der Begründung: «Lag0 vereinigt die Nachteile der Abrechnungsdaten (zufällige Schwankungen im Abrechnungsprozess) mit den Nachteilen der Behandlungsbeginnndaten (unvollständige Abrechnung bzw. Abdeckung)». Diesem Argument können wir jedoch nicht ganz folgen, denn aus einer allgemeineren Perspektive liegt das Entscheidungsproblem zwischen den unterschiedlichen Datentypen darin begründet, dass sich Lag0- und Lag12-Daten (gedanklich) an unterschiedlichen Stellen in einem Kontinuum möglicher Datendefinitionen einreihen lassen, dessen Terme die unvereinbaren Ansprüche «Approximationsgüte» und «Aktualität» darstellen. Unter anderem gibt es a priori keine plausible Erklärung dafür, dass Lag0-Daten nur Nachteile auf sich vereinen sollten, so dass dieser Datentyp hier weiter untersucht wird.

Abbildung 9-7 Definition: Lag0



Vorteile von Behandlungsdaten:

- Behandlungsbeginn-daten sollten im Vergleich zu Abrechnungsdaten weniger verrauscht sein, vgl. [2]. Dies hängt damit zusammen, dass Verzögerungen oder Beschleunigungen bei der Fakturierung und/oder der Abrechnung von Leistungen bei der Betrachtung nach Behandlungsbeginn – je nach Definition der zugrunde liegenden Daten – zu einem erheblichen Anteil ausgeblendet werden sollten. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass sich unerwünschte «Abrechnungseffekte» einschleichen können, wenn der Abdeckungsgrad der erbrachten Leistungen abnimmt: so ist z.B. zu erwarten, dass für Behandlungsdaten des Typs Lag0 die Rechnungsvolumina am Jahresende vom Abrechnungsverhalten der Akteure (mehr oder weniger Verzögerung) abhängen.
- Bei Abrechnungsdaten sind Leistungen enthalten, die im Vorjahr oder noch früher erbracht wurden, da Rechnungen manchmal erst nach Abschluss der entsprechenden Behandlungen erstellt werden und die Versicherten ihre Rechnungen nicht immer unverzüglich an ihre Versicherer weiterleiten. Deshalb können Auswirkungen von Massnahmen wie z. B. Verordnungsänderungen oder Tarifänderungen (z.B. TARMED) nur schwer abgebildet werden. Bei Behandlungsdaten bei welchen Abrechnungsperiode und Kalenderjahr übereinstimmen (z.B. Lag12 oder Lag0) können diese Auswirkungen besser nachgewiesen und gemessen werden.

9.4.3 Eigenschaften von Behandlungsdaten (Glattheit) und Prognoseperformance

Resultate in diesem Abschnitt beziehen sich auf die Pro-Kopf-Gesamtkosten. Vorgängig zur Prognoseperformance wird in einer kurzen deskriptiven Untersuchung nach Anhaltspunkten über das Ausmass des Rauschpegels in den verschiedenen Datentypen gesucht. Ein hoher Rauschpegel in den Beobachtungen lässt sich unter anderem an der «Glattheit» der Reihen (im Zeitablauf) feststellen. Als Mass für die Glattheit können die zweiten Differenzen der Pro-Kopf Kosten (im Zeitablauf) betrachtet werden¹²³. Im vorliegenden Vergleich interessieren die *relativen* zweiten Differenzen (Quotient der Differenzen zum Niveau der Zeitreihen), weil in dieser Betrachtung beispielsweise auch unerwünschte Skaleneffekte aufgrund der unterschiedlichen Abdeckungsgrade (Lag0-Daten entsprechen nur etwa 75% der erfolgten Leistungen) ausgeblendet werden. Tabelle 9-10 fasst die durchschnittlichen Absolutbeträge dieser *relativen* zweiten Differenzen für Abrechnungs- Lag0- und Lag12-Daten im Zeitraum von 1997 bis 2003 (1997 bis 2002 für Lag12¹²⁴) zusammen.

Der Vergleich zeigt, dass Lag0-Daten im Vergleich zu Abrechnungsdaten hinsichtlich der untersuchten Eigenschaft (Glattheit) kaum Vorteile aufweisen, was die Vermutung von K.Beck bestätigt (vgl. Abschnitt 9.4.2). Lag12-Daten scheinen aber im Vergleich zu Abrechnungsdaten glatter zu sein¹²⁵. Es ist aber auch denkbar, dass die erhöhte Glattheit von Behandlungsdaten teilweise auf die Einführung des KVG in 1997 zurückzuführen ist. Aus diesem Grund wird die Glattheit der Zeitreihen ab 1999 in Tabelle 9-10 verglichen. Die Tabelle zeigt, dass Lag0-Daten im Vergleich zu Abrechnungsdaten in Bezug auf beide Masszahlen (Mittelwert und Median) «rauer» sind. Bei Lag12-Daten ist nun kein eindeutiger «Gewinner» mehr auszumachen. Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass Lag0-Daten nicht glatter als Abrechnungsdaten sind. Bei Lag12-Daten könnte die Einführung des KVG in 1997 für die erhöhte Glattheit verantwortlich sein. Beobachtet man die Zeitreihen ab 1999 so sind Abrechnungsdaten im Vergleich zu den ausgewählten Behandlungsdatentypen nicht rauher. Berücksichtigt man ausserdem, dass Lag12-Daten einen zusätzlichen Prognoseschritt erfordern, weil sie verzögert sind, und dass Lag0-Daten nach erfolgter

123 Eine Transformation aufgrund zweiter Differenzen dämpft eine lineare Kostenprogression («glatter» Verlauf: exakt prognostizierbar) perfekt und verstärkt die Auslenkungen einer zufälligen Kostenentwicklung («rauer» Verlauf: grosser Prognosefehler).

124 Wegen der zusätzlichen Verzögerung entfällt die Beobachtung für 2003. Die unterschiedliche zeitliche Abdeckung im Vergleich zu den beiden anderen Reihen erklärt z. B. weshalb die Lag12-Reihen für die Kantone GE und JU aufgrund der ausgewählten Masszahl glatter erscheint, denn der «Ausreisser» ist erst in 2003 beobachtbar. Es bleibt abzuwarten ob Lag12-Daten für diese beiden Kantone tatsächlich einen glatteren Verlauf aufzeigen.

125 Insbesondere verschwindet der starke Abrechnungseffekt im Jahr 1999 im Kanton NE, vgl. Abbildung 2-3.

Tabelle 9-9 Vergleich Behandlungs-/Abrechnungsdaten: Glattheit (ab 1997)

Typ	Absolutbetrag relative 2. Differenzen		
	Lag0	Lag12	Abrechnung
CH	1.17%	1.72%	1.94%
AG	0.70%	1.67%	0.82%
AI	4.60%	3.81%	3.62%
AR	4.80%	4.08%	2.56%
BE	4.49%	3.48%	4.56%
BL	1.55%	2.19%	0.94%
BS	2.52%	3.58%	1.79%
FR	5.04%	5.08%	3.57%
GE	3.07%	2.76%	6.24%
GL	2.46%	3.18%	2.21%
GR	4.08%	1.72%	4.68%
JU	5.86%	1.37%	6.06%
LU	1.24%	1.44%	2.12%
NE	8.84%	2.08%	11.14%
NW	3.53%	1.97%	3.77%
OW	4.11%	3.86%	4.13%
SG	2.23%	0.89%	1.63%
SH	3.51%	2.52%	2.93%
SO	1.51%	1.67%	2.85%
SZ	3.93%	3.31%	5.23%
TG	1.38%	1.49%	1.22%
TI	2.00%	2.10%	2.09%
UR	5.19%	3.66%	6.80%
VD	2.00%	2.60%	2.22%
VS	2.43%	3.68%	2.70%
ZG	2.94%	1.48%	3.09%
ZH	1.17%	1.36%	1.95%
Mittelwert	3.20%	2.55%	3.44%
Median	2.94%	2.19%	2.85%

Prognose an die effektiven Kosten angeglichen werden müssen – wobei der entsprechende Konvertierungsfaktor unbekannt ist¹²⁶ – so stellt sich ein Gesamteindruck ein, aufgrund dessen der Zusatznutzen von Behandlungsdaten bezogen auf die vorliegende Fragestellung genauer hinterfragt werden muss.

Die obigen Masszahlen lassen noch keine eindeutige Schlussfolgerung auf die resultierende Prognosegüte zu, denn die beobachtete Rauheit in den Behandlungsdaten ist eventuell auf eine entsprechende Dynamik in den erklärenden Variablen zurückzuführen (und nicht auf «Rauschen»). Deshalb werden in Tabelle 9-11 Prognosegüten¹²⁷ in Abhängigkeit des Datentyps verglichen. Für Lag12 ist der Prognose-

¹²⁶ Dieser Konvertierungsfaktor würde z.B. voraussetzen, dass die in den Folgejahren zukünftig anfallenden Kosten der Behandlungen, die in 2003 begannen, bekannt wären.

¹²⁷ Betrachtet werden die Absolutbeträg der relativen Prognosefehler der echten «out of sample» Prognosen für das Jahr 2003: für die Aufstellung der Prognosen werden nur Informationen bis und mit 2002 verwendet.

vergleich aufgrund der zu geringen Anzahl Beobachtungen nicht aufschlussreich, so dass nur Lag0 und Abrechnungsdaten verglichen werden¹²⁸.

Tabelle 9-10 Vergleich Behandlungs-/Abrechnungsdaten: Glattheit ab 1999

Typ	Absolutbetrag relative 2. Differenzen		
	Lag0	Lag12	Abrechnung
CH	1.01%	1.40%	0.94%
AG	0.61%	0.96%	0.82%
AI	4.26%	3.78%	1.88%
AR	5.07%	4.19%	2.22%
BE	3.89%	2.76%	2.75%
BL	0.78%	2.27%	0.58%
BS	2.05%	1.20%	1.80%
FR	1.86%	0.26%	1.89%
GE	4.52%	1.36%	4.56%
GL	1.65%	3.40%	1.12%
GR	5.19%	2.81%	4.32%
JU	5.48%	0.71%	5.02%
LU	1.33%	1.31%	1.69%
NE	3.16%	2.13%	3.63%
NW	3.69%	3.00%	3.09%
OW	3.69%	5.05%	2.39%
SG	2.66%	1.12%	0.99%
SH	1.78%	2.61%	1.11%
SO	1.58%	0.84%	1.25%
SZ	3.78%	2.93%	4.88%
TG	1.95%	1.37%	1.34%
TI	1.96%	2.01%	1.23%
UR	6.55%	4.46%	6.85%
VD	1.68%	2.05%	1.37%
VS	1.05%	2.26%	1.16%
ZG	3.04%	1.47%	2.58%
ZH	0.92%	2.31%	0.52%
Mittelwert	2.78%	2.22%	2.30%
Median	2.05%	2.13%	1.80%

Die beiden Spalten «Lag0 alt» und «Lag0 neu» unterscheiden sich darin, dass bei der Ermittlung der letzteren die Hyperparameter (Modellflexibilität, vgl. Abschnitt 9.7.4) an die Behandlungsdaten angepasst wurden, was zu einer geringfügigen Verbesserung führte. Der Vergleich aufgrund der Prognoseperformance für das Jahr 2003 plädiert offensichtlich für die Verwendung von Abrechnungsdaten im Vergleich zu Lag0-Daten.

¹²⁸ Für Lag12-Daten liegen gegenwärtig 6 Beobachtungen bis 2002 vor. Da aber aufgrund der zusätzlichen Verzögerung für diesen Datentyp 2-Schrittprognosen notwendig sind sollten nur Beobachtungen bis 2000 für den ex ante Prognosevergleich berücksichtigt werden, was aufgrund des kürzeren Stützbereichs (nur eine Beobachtungsgleichung) diesen Datentyp zusätzlich benachteiligt bzw. keinen «fairen» Vergleich zulässt.

Tabelle 9-11 Absolutbeträge der relativen Prognosefehler

	Abrechnung	Lag0 alt	Lag0 neu
CH	0.39%	1.39%	1.36%
AG	0.37%	1.45%	1.57%
AI	3.30%	2.75%	2.63%
AR	3.81%	2.97%	3.05%
BE	3.01%	1.67%	2.12%
BL	1.27%	1.97%	1.71%
BS	1.95%	4.27%	4.55%
FR	3.23%	6.55%	6.34%
GE	9.65%	12.24%	11.87%
GL	2.47%	3.04%	2.65%
GR	4.16%	1.62%	1.10%
JU	11.57%	19.02%	19.04%
LU	0.90%	2.15%	2.16%
NE	0.40%	5.46%	6.08%
NW	0.24%	3.19%	2.78%
OW	1.36%	1.41%	1.40%
SG	3.78%	4.43%	4.42%
SH	0.58%	2.07%	2.10%
SO	3.58%	3.08%	3.01%
SZ	0.13%	3.14%	3.32%
TG	0.90%	2.30%	2.93%
TI	1.16%	4.61%	4.63%
UR	1.29%	2.47%	1.24%
VD	2.41%	4.40%	4.74%
VS	0.39%	4.30%	4.44%
ZG	3.31%	3.36%	3.08%
ZH	0.74%	0.07%	0.15%
Mittelwert	2.46%	3.90%	3.87%
Median	1.36%	3.04%	2.93%

Die Befunde in Tabelle 9-10 und Tabelle 9-11 sind ein Hinweis dafür, dass die Rauschanteile in Behandlungs- und Abrechnungsdaten auf Jahresbasis sich nicht wesentlich unterscheiden insbesondere nach Berücksichtigung des einmaligen KVG-Effektes in 1997. Die direkten Prognosevergleiche in Tabelle 9-11 plädieren für eine Verwendung von Abrechnungsdaten (im Vergleich zu Lag0-Daten). Bei den (um ein Jahr) verzögerten Lag12-Daten ist zu erwarten, dass der Nachteil eines zusätzlichen erforderlichen Prognoseschritts etwaige Vorteile in Bezug auf (empirisch nicht nachweisbare) verminderte Rauschanteile mehr als nur kompensieren wird.

9.5 Eine Unterscheidung der Dynamiken kantonaler Kostenentwicklungen

9.5.1 Einführung

Der kurze Längsschnitt der Daten stellt eine besondere Herausforderung an die Modellierung dar. In diesem Abschnitt wird deshalb nach einer möglichst «effektiven» und einfachen Unterscheidung der Kantone in Bezug auf ihre Kostendynamik gesucht. Folgende Kriterien werden in diesem Zusammenhang oft erwähnt:

1. Urbanitätsgrad: Stadtkantone bzw. Kantone mit grossen städtischen Einzugsgebieten vs. Land- oder Bergkantone.
2. Infrastruktur: Kantone mit bzw. ohne Universitätsspital.
3. Sprache/Kultur: Lateinische vs. deutsche Schweiz.
4. Institutionelle Rahmenbedingungen: Selbstdispensation frei, beschränkt oder nicht zugelassen.

Die ersten beiden und die letzten beiden Kriterien führen z.T. zu ähnlichen kantonalen Aufteilungen:

- Kantone mit Universitätsspital sind BE, BS, GE, VD und ZH. Mit Ausnahme vom ersten Kanton, BE, der vergleichsweise einen geringeren Urbanitätsgrad aufweist, sind die anderen entweder reine Stadtkantone oder Gebiete mit hohem Urbanitätsgrad. Beide Kriterien (Universitätsspital ja/nein und Urbanitätsgrad) sind also verwandt.
- Die Kantone der lateinischen Schweiz (Kriterium Sprache/Kultur) und die Kantone AG und BS haben eine Rezeptpflicht. Die Kantone GR, SH und ZH und BE sind sog. Mischkantone. Die übrigen Kantone erlauben die ärztliche Medikamentenabgabe. Die beiden Kriterien «Sprache/Kultur» und «ärztliche Medikamentenabgabe» sind also ebenfalls verwandt.

Die Zweckmässigkeit von Gruppierungen aufgrund dieser Kriterien wird im folgenden Abschnitt untersucht.

9.5.2 Unterschiedliche Gruppierungen: eine empirische Untersuchung

Kantonale Effekte werden auf Modellebene oft in den unterschiedlichen Niveaus abgebildet, vgl. z.B. [4]. Im vorliegenden Fall wäre der beschriebene Modellansatz jedoch unbrauchbar, *weil die Niveaudifferenzen durch die Datentransformation auf Basisjahre ausgelöscht werden*. Unterschiede zwischen den Kantonen drücken sich in den transformierten Daten also nicht im *Niveau*, sondern im *Zusammenhang* der Pro-Kopf Kosten zu den erklärenden Variablen aus.

Ein «gutes» Kriterium sollte demnach die Kantone so trennen, dass «bessere» Modellanpassungen (kleinere Residuenvarianzen bzw. kleinere robuste Skalenschätzer) in den Untergruppen resultieren. Ferner sollten diese Resultate stabil bleiben unter geringfügigen Veränderungen der Modellstrukturen und/oder der kantonalen Anordnungen. Instabilität wäre ein Anzeichen für «Scheinanpassungen» und/oder für Multikollinearität.

Die Kostengruppen «Spital stationär» und «Spital ambulant» werden wie erwartet am besten durch das zweite Kriterium (Universitätsspital ja/nein) erklärt. Aus Platzgründen wird hier auf eine entsprechende Darstellung der Resultate verzichtet. Als Illustration der Zweckmässigkeit der Gruppierung in Kantonen mit bzw. ohne Universitätsspital soll hier beispielhaft die Gruppe «Medikamente Arzt» untersucht werden. A priori scheint das vierte Kriterium «Selbstdispensation ja/nein» für diese Kostengruppe «natürlicher» zu sein, zumindest für *Niveaudaten*. Die transformierten Daten stellen aber das *relative Wachstum* und somit die Dynamik in den Vordergrund.

Anhand der Tabelle 9-12 bis Tabelle 9-14 werden Eigenschaften einer Kategorisierung der Kostengruppe «Medikamente Arzt» nach dem Kriterium deutsche/lateinische¹²⁹ Schweiz illustriert. Die Werte der robusten Skalenschätzer für die Residuen («s» in der Notation der unteren Tabellen) für die unterschiedlichen Modelle sind jeweils in den untersten Zeilen aufgeführt: je kleiner die Residuen – d.h. je kleiner die «s»-Werte – desto höher der Erklärungsgehalt der entsprechenden Modelle. Die Parameter in den folgenden Tabellen wurden alle *robust* geschätzt (MM-Schätzer).

Tabelle 9-12 Sprache/Kultur: Deutsche Schweiz/lateinische Schweiz

	Deutsche Schweiz		Lateinische Schweiz		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.075	11.4	Trend	0.11	3.88
A65	7.13	1.01	A65	-168.8	12.36
Arztallg	432	1.47	Arztallg	4736	5.56
Arztspez	296	1.72	Arztspez	985	1.59
Fr	-1.36	2.66	Fr	-1.74	1.92
s=0.039			s=0.094		

Die grössere Gruppe der Deutschschweizer Kantone ist aufgrund der vielen Beobachtungen einigermaßen stabil gegenüber kleineren Veränderungen (Störungen) der Modellstruktur. Die Stabilität der Schätzer für die kleinere Gruppe der lateinischen Kantone wird in den folgenden beiden Tabellen untersucht. Links stehen Resultate ohne Störung, rechts die Schätzwerte unter Einbezug der Störung. Ein Vergleich der Schätzwerte zeigt auf, ob das Modell einigermaßen «stabil» bleibt.

Tabelle 9-13 «Störung» der Modellstruktur: ohne «A65»

	Lateinische Schweiz (ungestört)		Lateinische Schweiz (ohne A65)		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.11	3.89	Trend	0.13	4.57
A65	-168.8	12.36	A65	\	\
Arztallg	4736	5.56	Arztallg	-867	0.88
Arztspez	985	1.59	Arztspez	-916	1.23
Fr	-1.74	1.93	Fr	3.01	3.08
s=0.094			s=0.108		

Tabelle 9-14 «Störung» der kantonalen Einteilung: ohne TI

	Lateinische Schweiz (ungestört)		Lateinische Schweiz (ohne TI)		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.11	3.89	Trend	0.14	5.61
A65	-168.8	12.36	A65	20.98	1.71
Arztallg	4736	5.56	Arztallg	-2652	3.68
Arztspez	985	1.59	Arztspez	82.68	0.15
Fr	-1.74	1.93	Fr	2.50	3.10
s=0.094			s=0.083		

129 GE, VD, NE, FR, JU, VS, TI

Ein Vergleich der linken und rechten Hälften der obigen Tabellen (ungestört/gestört) zeigt, dass die Schätzer sehr empfindlich auf die Wahl der erklärenden Variablen (mit/ohne «A65»¹³⁰) und der Auswahl der Kantone (mit/ohne TI) in beliebige Richtungen ausschlagen.

Als nächstes wird die Einteilung in Kantone mit¹³¹ bzw. ohne Universitätsspital in den Tabelle 9-15 bis Tabelle 9-18 untersucht.

Tabelle 9-15 Kantone mit vs. Kantone ohne Universitätsspital

	Ohne Unispital			Mit Unispital	
	Koeffizienten	t -Werte		Koeffizienten	t -Werte
Trend	0.081	9.42	Trend	0.077	7.84
A65	8.67	3.07	A65	-6.07	1.81
Arztallg	578	2.58	Arztallg	1339	2.69
Arztspez	222.6	1.65	Arztspez	1133	1.96
Fr	-2.09	4.72	Fr	-2.10	3.97
s=0.036			s=0.025		

Die grössere Gruppe der Kantone ohne Universitätsspital ist aufgrund der vielen Beobachtungen einigermassen stabil gegenüber geringfügigen Veränderungen (Störungen) der Modellstruktur. Die Stabilität der kleineren Gruppe der Kantone mit Universitätsspital wird in nachfolgenden Tabellen untersucht. Da die Variable A65 nur schwach signifikant ist wird in Tabelle 9-16 untersucht, ob das Modell empfindlich ist auf eine entsprechende Elimination der Variablen.

Tabelle 9-16 «Störung»: ohne A65

	Mit Unispital (ungestört)		Mit Unispital (ohne A65)		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.077	7.84	Trend	0.09	8.84
A65	-6.07	1.81	A65	\	\
Arztallg	1339	2.69	Arztallg	938	2.76
Arztspez	1133	1.96	Arztspez	1490	2.29
Fr	-2.10	3.97	Fr	-2.37	3.41
s=0.025			S=0.026		

Die Resultate verdeutlichen, dass die Modellstruktur stabil ist. Der Kanton BE könnte aufgrund seines vergleichsweise geringeren Urbanitätsgrades eine Sonderstellung einnehmen, die das Gesamtbild in dieser Gruppe beeinträchtigen könnte. Die Schätzergebnisse in Tabelle 9-17 zeigen, dass diese Vermutung unzutreffend ist, da die geschätzten Parameterwerte unter einer entsprechenden «Störung» sich nur geringfügig verändern.

130 Die demographischen Variablen korrelieren relativ stark, was möglicherweise ein Anzeichen für Multikollinearität ist.

131 GE, VD, BE, BS, ZH

Tabelle 9-17 «Störung»: ohne A65, A85 und ohne BE

	Mit Unispital (ungestört)		Mit Unispital (ohne A65/BE)		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.077	7.84	Trend	0.09	8.67
A65	-6.07	1.81	A65	\	\
Arztallg	1339	2.69	Arztallg	923	3.29
Arztspez	1133	1.96	Arztspez	1391	2.52
Fr	-2.10	3.97	Fr	-1.87	2.30
s=0.025			s=0.023		

Nebst den Kantonen mit Universitätsspital könnten auch Kantone mit hohem Urbanitätsgrad oder mit grösseren zentralen Spitaleinheiten die Gruppe erweitern.

Tabelle 9-18 «Störung»: zusätzliche Kantone BL,LU,SG

	Mit Unispital (ungestört)		Mit Unispital und BL,LU,SG		
	Koeffizienten	t -Werte	Koeffizienten	t -Werte	
Trend	0.077	7.84	Trend	0.064	5.79
A65	-6.07	1.81	A65	-4.83	1.20
Arztallg	1339	2.69	Arztallg	1650	3.25
Arztspez	1133	1.96	Arztspez	1873	2.56
Fr	-2.10	3.97	Fr	-1.83	2.30
S=0.025			s=0.033		

Es zeigt sich, dass keine der simulierten «Störungen» zu einem erheblichen Unterschied der geschätzten Parameterwerte führt.

9.5.3 Résumé

Das Kriterium «mit bzw. ohne Universitätsspital» empfiehlt sich für eine erste grobe Unterscheidung der kantonalen Kostendynamiken aufgrund folgender Eigenschaften:

- Die geschätzten Modelle in beiden Kantongruppen unterscheiden sich signifikant, vgl. Tabelle 9-15.
- Die geschätzten Modelle sind in beiden Kantongruppen stabil. Insbesondere belegt Tabelle 9-18, dass die Kriterien «Kantone mit Universitätsspital» und «Kantone mit hohem Urbanitätsgrad» vergleichbar sind hinsichtlich der Dynamik der Kostenentwicklung. Der Kanton BE verändert die Zusammensetzung der Gruppe der Kantone mit Universitätsspital nur geringfügig, vgl. Tabelle 9-17. Die robusten Skalenschätzer für die Residuen sind in allen betrachteten «Störfällen» etwa gleich gross geblieben.
- Die «s»-Werte (durchschnittliche Grössen der Residuen von den zentralen Modellen) sind in beiden Gruppen etwa gleich gross (im Unterschied zu der Aufteilung nach dem Kriterium «deutsche/lateinische Schweiz», vgl. Tabelle 9-12: die Gruppe «lateinische Schweiz» scheint sehr heterogen zu sein). Überdies sind die «s»-Werte beim Kriterium «Universitätsspital ja/nein» kleiner, was auf eine bessere Anpassung (Trennung) hinweist.

Fazit: Die Einteilung der Kantone nach dem Kriterium «mit/ohne Universitätsspital» führt in den wichtigen Kostengruppen zu stabilen Auftrennungen der Kantone und besseren Modellanpassungen.

9.6 Robuste Verfahren

Die Ausführungen in vorliegendem Abschnitt beschränken sich auf einen kurzen Überblick über wichtige robuste Schätzmethoden (vgl. z.B. [14] für weiterführende Darstellungen).

Die unbekannt Parameter a_1, \dots, a_6 in der Modellgleichung (3)

$$K_t = a_1 t + a_2 A65_t + a_3 Arztallg_t + a_4 Arztspez_t + a_5 VE_t + a_6 Fr_t + r_t$$

müssen nach Zuordnung der Kantone in die Gruppen mit bzw. ohne Universitätsspital geschätzt werden. Das traditionelle KQ-Anpassungskonzept basiert auf der Lösung des folgenden Minimierungsproblems

$$\hat{\beta} = \arg \left(\min_{\beta} \sum_{t=1}^T \rho(Y_t - \beta X_t) \right)$$

wobei Y_t die abhängige Variable, X_t die erklärende(n) Variable(n) und $\rho(\cdot) = (\cdot)^2$ die quadratische Anpassungsfunktion bezeichnen (der Ausdruck «arg()» bedeutet hier «Lösung des Minimierungsproblems»). Die Wahl quadrierter Abstände in obigem Anpassungskonzept ist a priori rein willkürlich (man könnte beispielsweise absolute statt quadratische Abweichungen in Betracht ziehen), so dass der Anwender mit einem Entscheidungsproblem konfrontiert wird. Es lässt sich nun zeigen, dass dieses Entscheidungsproblem im Rahmen spezieller Modellannahmen gelöst werden kann: KQ-Schätzer sind genau dann «optimal», wenn die unerklärten Modellabweichungen (Störterme) unabhängig und identisch normalverteilt sind.

Leider sind KQ-Schätzer empfindlich auf Abweichungen dieser restriktiven Modellannahmen, vgl. beispielsweise Tabelle 5-3. In den nächsten Abschnitten werden deshalb wichtige Verallgemeinerungen des traditionellen KQ-Anpassungskonzeptes vorgestellt.

9.6.1 M-Schätzer

Grosse seltene Modellabweichungen (Ausreisser) verzerren den KQ-Schätzer, weil die Bedeutung dieser Beobachtungen durch die quadratische Anpassungsfunktion $\rho(\cdot) = (\cdot)^2$ künstlich aufgebläht wird. Bei robusten Schätzern wird deshalb die quadratische Funktion $\rho(\cdot) = (\cdot)^2$ des KQ-Schätzers durch eine «langsamer» anwachsende positive Funktion ersetzt. Allerdings folgt aus dem obigen Resultat (Effizienz von KQ-Schätzern), dass der resultierende Schätzer für (unkontaminierte) normalverteilte Beobachtungen ineffizient ist. Die Schätzgüte muss nun im Austausch zwischen den widersprüchlichen Anforderungen «Robustheit» und «Effizienz» beurteilt werden.

Betrachte das allgemeine Schätzproblem

$$(8) \quad \hat{\beta} = \arg \left(\min_{\beta} \sum_{t=1}^T \rho \left(\frac{Y_t - \beta X_t}{\sigma} \right) \right)$$

wobei σ ein bestimmtes Skalierungsmass der Residuen bezeichnet¹³². Eine Lösung dieser Minimierungsaufgabe erfüllt die sog. Normalgleichungen¹³³

$$\sum_{t=1}^T \psi \left(\frac{Y_t - \beta X_t}{\sigma} \right) X_t = 0$$

wobei $\psi(\cdot)$ die Ableitung des Distanzmasses $\rho(\cdot)$ bezeichnet. Für den speziellen KQ-Schätzer gilt $\psi(\cdot) = 2(\cdot)$, d.h. die Ableitung ist eine lineare Funktion. Bekannte alternative Anpassungsfunktionen (bzw. Ableitungen davon) sind beispielsweise

¹³² Für normalverteilte Zufallsvariablen kann die Standardabweichung verwendet werden. Dieses Mass ist aber sehr empfindlich auf Ausreisser und empfiehlt sich daher nicht für vorliegende Problemstellung.

¹³³ Es wird angenommen, dass $\rho(\cdot)$ differenzierbar ist. Die Ableitung einer differenzierbaren Funktion verschwindet im Minimum.

- die L_1 -Norm (Absolutwert):
$$\psi(x) = \begin{cases} -1, & x < 0 \\ 0, & x = 0 \\ +1, & x > 0 \end{cases}$$
- Huber's ψ -Funktion
$$\psi(x) = \begin{cases} -1, & x < -c \\ x/c, & -c \leq x \leq c, \text{ vgl. [18].} \\ +1, & x > c \end{cases}$$
- Tukey's bisquare Funktion:
$$\psi(x) = \begin{cases} \frac{6x}{c^2} - \frac{12x^3}{c^4} + \frac{6x^5}{c^6}, & |x| \leq c \\ 0, & x > c \end{cases}$$
- Yohai und Zamar's optimale ψ -Funktion mit Gewichten $g_1 = -1.944, g_2 = 1.728, g_3 = -0.312, g_4 = 0.016$, vgl. [43]:

$$\psi(x) = \begin{cases} 0, & \left| \frac{x}{c} \right| > 3 \\ c \left[g_1 \frac{x}{c} + g_2 \frac{x^3}{c^3} + g_3 \frac{x^5}{c^5} + g_4 \frac{x^7}{c^7} \right], & 2 < \left| \frac{x}{c} \right| \leq 3 \\ x, & \left| \frac{x}{c} \right| \leq 2 \end{cases}$$

Eine gewisse Zwitterigkeit des Schätzansatzes – in Bezug auf Effizienz und Robustheit – lässt sich am Verlauf Huber's ψ -Funktion erkennen. Die entsprechende Anpassungsfunktion $\rho(\cdot)$ ist quadratisch für $-c < x < c$ (Bereich der «normalverteilten» Beobachtungen: Effizienzanspruch) und linear für $|x| > c$ (Bereich der Ausreisser: Robustheit). Ausreisser werden deshalb schwächer gewichtet. Bei den anderen beiden Anpassungsfunktionen verschwindet die Ableitung (ψ -Funktion) sogar in den entsprechenden Ausreisserbereichen. Damit verschmelzen «kleine» und «grosse» Ausreisser zu einer einzigen «Entität». Den entsprechenden Beobachtungen wird also ein konstantes Gewicht zugeordnet (unabhängig von der «Grösse» des Ausreissers). Entsprechende Schätzer werden als M-Schätzer bezeichnet. Mit Ausnahme des Absolutbetrages sind alle obigen Anpassungsfunktionen $\rho(\cdot)$ lokal quadratisch um Null.

Im Unterschied zu KQ-Schätzern sind die Anpassungsfunktionen ρ i.a. nicht mehr konvex, so dass die entsprechenden Normalgleichungen multiple Lösungen aufweisen können (viele lokale Optima). Unter allen möglichen Lösungen kommt jedoch nur diejenige als Schätzer in Frage, die (8) global minimiert. «Gute» Startwerte für die unbekannt Parameter im iterativen Schätzverfahren sind also von grosser Bedeutung, vgl. Abschnitt 9.6.2.

Als robustes Skalierungsmass σ kann eine normierte Version des Medians der absoluten Abweichungen verwendet werden

$$s_{MAV} := \frac{\text{Median } |r_t|}{0.6745}$$

wobei $r_t = Y_t - \beta X_t$ die Residuen bezeichnen. Die Normierungskonstante $\frac{1}{0.6745}$ in diesem Ausdruck wurde so bestimmt, dass das robuste Skalierungsmass mit der Standardabweichung im Fall normalverteilter Störterme vergleichbar ist.

Wichtige Eigenschaften von M-Schätzer sind

- Hohe Effizienz
- I.a. Mehrfachlösungen bei den Normalgleichungen
- Höhere Robustheit als KQ-Schätzer aber Anfälligkeit auf Hebelpunkte (Ausreisser sowohl in der abhängigen als auch in der erklärenden Variablen).

Als Startwerte für den M-Schätzer können z.B. KQ-Schätzer verwendet werden. Eine weitaus bessere Wahl, die insbesondere eine hohe Robustheit des Schätzers gewährleistet, wird nachfolgend kurz präsentiert.

9.6.2 S-Schätzer

Bei sogenannten S- (Skalen-) Schätzern werden die unbekannt Parameter nach folgendem Verfahren ermittelt, vgl. [29] und [30]:

1. Für einen beliebigen Parametervektor β wird der Ausdruck

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho \left(\frac{Y_i - \beta X_i}{s(\beta)} \right) = 0.5$$

nach $s(\beta)$ iterativ aufgelöst. Es kann gezeigt werden, dass der resultierende Wert ein robustes Skalierungsmass ist. Die Konstante 0.5 auf der rechten Seite der Gleichung führt zu einem konsistenten Schätzer, wenn die Störterme $r_i = Y_i - \beta X_i$ normalverteilt sind.

2. Der Vektor β_0 , welcher $s(\beta)$ minimiert wird als S-Schätzer für den unbekannt Parametervektor definiert und der entsprechende minimale Wert s_0 von $s(\beta)$ heisst S-Skalenschätzer.

Die entsprechenden S-Schätzer besitzen folgende Eigenschaften:

- Relativ geringe Effizienz
- Eindeutige Lösung
- Hohe Robustheit falls $\rho(\cdot)$ beschränkt ist

M- und S-Schätzer unterscheiden sich fast diametral bezüglich ihrer Vor- und Nachteile. Der folgende MM-Schätzer vereint die jeweiligen Vorteile beider Schätzer.

9.6.3 MM-Schätzer

Der MM-Schätzer ist ein M-Schätzer, für welchen als Startwert für die unbekannt Parameter bei der Auflösung der Normalgleichungen ein robuster S-Schätzer eingesetzt wird und als Skalenschätzer s_0 verwendet wird, vgl. oben. Es kann gezeigt werden, dass der MM-Schätzer die Robustheit vom S-Schätzer und die Effizienz vom M-Schätzer erbt. Das Statistik-Paket R stellt einen MM-Schätzer zur Verfügung, der auf Tukey's bisquare Funktion beruht. Die unbekannt Parameter in der Modellgleichung (3) werden entsprechend geschätzt, vgl. dazu [24].

9.6.4 Zeitabhängige Parameter

Bei vorliegender Problemstellung muss davon ausgegangen werden, dass sich die Parameter in Modellgleichung (3) im Zeitablauf verändern werden. Es ist also eine zusätzliche Modellflexibilität erforderlich, um Veränderungen im Zusammenhangsgefüge abzubilden. Die entsprechende Methode ist einfach: die

Varianz des Störterms im Zeitpunkt t wird künstlich mit $\frac{1}{\alpha^{T-t}}$ aufgebläht wobei $0 < \alpha \leq 1$ ein gewisser a priori bestimmter «Diskontierungsfaktor» ist. Die entsprechende Beobachtung im Zeitpunkt t erhält dadurch ein Gewicht von $\alpha^{(T-t)/2} \leq 1$. Für $\alpha = 0.8$ sind beispielsweise die Gewichte für die Beobachtungen in den Zeitpunkten $T, T-1, T-2, T-3$ entsprechend 1, 0.89, 0.8 und 0.71. Damit wird der Erklärungsgehalt der vergangenen Beobachtung im Zeitpunkt $T-3$ bereits um etwa 30% verringert im Vergleich zur aktuellen Beobachtung. Diese Einstellung wurde beim OKP-Prognosemodell verwendet.

9.7 Zustandsraum und Random-Coefficient-Modelle

Die vorigen beiden Abschnitte thematisierten die Quantifizierung der Effekte der erklärenden Variablen in (3). In den Residuen r_t dieser Modellgleichungen stecken aber i.a. noch verwertbare Informationen. Techniken zur Erfassung dieser «Residualinformation» werden im vorliegenden Abschnitt vorgestellt.

9.7.1 Random-Coefficient-Modell

Eine Unterscheidung der Kantone nach dem Kriterium «Universitätsspital: ja/nein» berücksichtigt zwar wichtige Aspekte der kantonalen «Eigenheiten». Es ist aber zu erwarten, dass diese «grobe» Unterteilung das Abbild der komplexen föderalistischen Struktur in den OKP Pro-Kopf Kosten nur teilweise erfasst. Differenziertere Aspekte können mithilfe sog. Random-Coefficient (RC-) Modelle extrahiert werden (weiterführende Literatur und Beispiele zum Thema Random-Coefficient-Modelle findet man z.B. in [12], [26], [35], [36], [37]).

Zur Illustration des Konzepts wird folgendes einfaches Beispiel betrachtet. Zwei «ähnliche» Zeitreihen X_t, Y_t werden anhand von AR(1)-Modellen beschrieben:

$$(9) \quad \begin{aligned} X_t &= a_0 + a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t &= b_0 + b_1 Y_{t-1} + \nu_t \end{aligned}$$

Die Störterme werden einfachheitshalber als paarweise unabhängig und normalverteilt vorausgesetzt. Die beiden Modelle können alternativ in der Form

$$(10) \quad \begin{aligned} X_t &= (\mu + \Delta_\mu) + (\alpha + \Delta_\alpha) X_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t &= (\mu - \Delta_\mu) + (\alpha - \Delta_\alpha) Y_{t-1} + \nu_t \end{aligned}$$

aufgeschrieben werden, wobei folgender Zusammenhang die unterschiedlichen Parametersets in (9) und (10) verbindet

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu \\ \Delta_\mu \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} a_1 \\ b_1 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \Delta_\alpha \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Die Grössen μ, α können als «gemeinsame» Parameter der beiden Zeitreihen interpretiert werden und die Abweichungen $\Delta_\mu, \Delta_\alpha$ stellen die spezifischen Effekte der Zeitreihen dar. Wenn diese spezifischen Effekte verschwinden, dann sind die beiden Zeitreihenmodelle (bis auf möglicherweise unterschiedliche Skalierungen der Störterme) identisch, so dass nur die beiden gemeinsamen Parameter (anstelle der ursprünglichen vier) geschätzt werden müssen. Dies kann von Vorteil sein, wenn – wie in vorliegendem Fall – nur wenige Beobachtungen zur Verfügung stehen.

Die Abweichungen $\pm\Delta_\mu, \pm\Delta_\alpha$ um die zentralen Parameterwerte können auch als Zufallsvariablen betrachtet werden mit Erwartungswert Null (zentriert). Die spezifischen Modellstrukturen der beiden Zeitreihen X_t, Y_t können dann als Abweichungen um ein gemeinsames zentrales «Modellgerüst» mit Parametern μ, α aufgefasst werden. Letztere fassen die «Gemeinsamkeiten» in beiden Zeitreihen zusammen. Folgende Varianten sind nun interessant:

1. Wenn die Varianzen der spezifischen Effekte bzw. Zufallsvariablen verschwinden, dann liegt ein gemeinsames Modell für beide Zeitreihen mit nur zwei Parametern vor.
2. Wenn die Varianzen der spezifischen Effekte sehr gross (unendlich) sind, dann wird der Wertebereich der beiden Zufallsvariablen nicht eingeschränkt, so dass zwei unabhängige Modelle mit vier Parametern für die beiden Zeitreihen vorliegen.

3. Wenn die Varianzen endlich und verschieden von Null sind, dann resultieren zwar zwei verschiedene Modelle für die beiden Zeitreihen, aber die Modelle bzw. die Schätzer für die unbekannt Parameter sind nicht völlig unabhängig voneinander. Je nach Grösse der Varianzen fliesst dann mehr (kleine Varianzen) oder weniger (grosse Varianzen) Information aus dem Datensatz einer bestimmten Zeitreihe in die Bestimmung der Parameter für die andere Zeitreihe ein.

Die Varianzen der spezifischen Effekte können folglich als «Steuergrössen» (sog. *Hyperparameter*) für die Schätzung der unbekannt Parameter obiger AR-Modelle interpretiert werden. Diese Anschauung weist in Bezug auf das vorliegende Prognoseproblem für die OKP-Kostenentwicklung Vorteile auf. Die beiden erstgenannten Varianten (Varianz Null bzw. unendlich) müssen ausgeschlossen werden, weil einerseits die kantonalen Kostenentwicklungen einen gewissen Differenzierungsgrad erfordern, andererseits aber zu wenig Beobachtungen vorliegen, um die unbekannt Parameter separat für jeden Kanton zu schätzen. Es ist also ein Kompromiss notwendig zwischen diesen beiden extremen Modellauslegungen.

Ein «bestmöglicher» Kompromiss ist das Resultat einer optimalen Steuerung der Schätzprozedur über die Varianzen der spezifischen Parameterabweichungen (diese Varianzen werden als Hyperparameter bezeichnet). Damit wird eine optimale Ergänzung der Information im kurzen Längsschnitt durch den Querschnitt über alle Kantone angestrebt. Diese Modellauslegung ist mit der Vorstellung vereinbar, *dass kantonale Kostenentwicklungen sowohl einer gemeinsamen suprakantonalen als auch einer spezifischen föderalistisch geprägten Dynamik ausgesetzt sind.*

Das Problem der Bestimmung der Hyperparameter erfordert vertiefte Einblicke in die Struktur von Zustandsraummodellen und wird in Abschnitt 9.7.5 nachgeholt.

Eine Begründung der vorgeschlagenen Methodik beruht auf den Limitationen herkömmlicher Paneldatenmodellen. «Traditionelle» Paneldatenmodelle können grob in vier Klassen eingeteilt werden: Fixed-Effects-, Random-Effects-, SUR- (Seemingly Unrelated Regressions) und Random-Coefficient-Modelle, vgl. z.B. [17], [20] und [34]. Leider eignet sich keiner dieser Ansätze für die vorliegende Problemstellung. Gründe dafür sind

- Die geringe Anzahl Beobachtungen
 - o beim SUR-Ansatz kann z.B. die 26*26-dimensionale Varianz-Kovarianzmatrix der 26 kantonalen Residuen nicht bestimmt werden
 - o beim traditionellen Swamy-Schätzer für Random-Coefficient-Modelle (vgl. [36]) können die unbekannt Parameter gar nicht geschätzt werden: 6 unbekannt Parameter stehen nur 5 Beobachtungen gegenüber (das Jahr 1997 fällt als Basisjahr weg).
- Die Verletzung der Normalverteilungsannahme (die «traditionellen» Ansätze basieren auf KQ-Schätzern)
- Eine ineffiziente Optimierung aufgrund von «in-sample» Fehlern, vgl. Abschnitt 9.7.4

In den folgenden Abschnitten wird deshalb ein allgemeinerer Ansatz präsentiert, der auf sog. Zustandsraummodellen aufbaut.

9.7.2 Zustandsraummodelle

Die folgenden Ausführungen beschränken sich auf Anwendungen in Zusammenhang mit dem OKP-Prognosemodell. Überblicke und weiterführende Literatur zum Thema Zustandsraummodelle finden sich z.B. in [8], [11],[13], [15], [16] und [23].

Ein einfaches Zustandsraummodell besteht aus zwei Gleichungen

$$\begin{aligned}\xi_t &= A\xi_{t-1} + \nu_t \\ X_t &= H_t\xi_t + \eta_t\end{aligned}$$

wobei ν_t, η_t paarweise unabhängige und identisch verteilte (normalverteilte) Störterme, ξ_t einen *unbeobachtbaren* Zustandsvektor und X_t einen *beobachtbaren* Prozess (hier die Residuen von Gleichung (3)) bezeichnen. Die erste Gleichung beschreibt die zeitliche Dynamik bzw. den Übergang des «alten» in den «neuen» Zustand und heisst *Zustandsgleichung*. Die zweite Gleichung beschreibt den Zusammenhang zwischen dem unbeobachtbaren Zustandsvektor und den Daten und heisst *Beobachtungs- oder Messgleichung*. Diese Zusammenhänge – Dynamik und Messung – werden durch zufällige Abweichungen (Rauschen) ν_t, η_t gestört.

Im Zeitpunkt t sind alle Grössen mit Ausnahme der Störterme und des Zustandsvektors bekannt. Da mehr Unbekannte als Gleichungen vorliegen, können die interessierenden Merkmale demnach nicht exakt bestimmt werden. Das Ziel besteht nun darin, einen effizienten Schätzer für den unbeobachtbaren Zustandsvektor herzuleiten.

Als illustratives Beispiel wird hier erneut ein einfacher AR(1)-Prozess $X_t = a_0 + a_1X_{t-1} + \varepsilon_t$ herangezogen. Zwei alternative Zustandsraumformulierungen wären beispielsweise

$$\begin{aligned}\xi_t &= \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \end{pmatrix}, A = Id, \nu_t = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, H_t = (1 \quad X_{t-1}), \eta_t = \varepsilon_t \text{ sowie} \\ \xi_t &= \begin{pmatrix} 1 \\ X_t \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ a_0 & a_1 \end{pmatrix}, \nu_t = \begin{pmatrix} 0 \\ \varepsilon_t \end{pmatrix}, H_t = (0 \quad 1), \eta_t = 0\end{aligned}$$

vgl. [39]. Die zweite Formulierung ist in Bezug zu obiger Interpretation etwas «unnatürlicher», da der Zustandsvektor ξ_t direkt beobachtbar ist. Die erste Darstellung entspricht eher der beschriebenen Modellphilosophie, da die Parameter des AR(1)-Modells i.a. unbekannt – d.h. nicht direkt beobachtbar – sind. Die Umformulierung der einfachen AR(1)-Prozessgleichung in zwei getrennte Gleichungen mag auf den ersten Blick etwas umständlich erscheinen. Der grosse Vorteil dieser Darstellung zeigt sich allerdings erst dann, wenn auf die rigide Annahme konstanter Parameterwerte im AR(1)-Prozess verzichtet wird. Es sei also

$$(11) \quad X_t = a_{0t} + a_{1t}X_{t-1} + \varepsilon_t$$

wobei die Parameter sich nun im Zeitablauf verändern dürfen. Eine entsprechende (mögliche) Modellspezifikation in der Form eines Zustandsraummodells ist

$$\begin{aligned}\xi_t &= \begin{pmatrix} a_{0t} \\ a_{1t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{0t-1} \\ a_{1t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \nu_{0t} \\ \nu_{1t} \end{pmatrix} \\ X_t &= (1, \quad X_{t-1})\xi_t + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Der unbeobachtbare Zustandsraum- bzw. Parametervektor (a_{0t}, a_{1t}) wird dabei als zweidimensionaler Random-Walk-Prozess modelliert: in jedem Zeitpunkt t wird der «neue» Parameterwert a_{it} aus einer Überlagerung des «alten» a_{it-1} -Wertes und einem (i.a. kleinen) Störterm ν_{it} gebildet, $i=0,1$. Wenn die Varianzen der Störterme ν_{it} in obigem Zustandsraummodell verschwinden, dann resultiert der einfache AR(1)-Prozess mit konstanten Parametern als Spezialfall des allgemeineren Prozesses (11). In Analogie zu vorigem Abschnitt können die Varianzen der Störterme ν_{it} als Hyperparameter betrachtet werden, die die Flexibilität bzw. die Adaptivität des Modells auf Veränderungen in der Datenstruktur (Strukturbrüche) anpassen.

In Zusammenhang mit realen Wirtschaftsreihen wird in [9] gezeigt, dass traditionelle Zeitreihenmodelle mit konstanten Parametern im Vergleich zu Modellen mit zeitabhängigen Intercepts (α_{0t}) i.a. schlechter abschneiden. Grund dafür dürften Strukturbrüche in den beobachteten Zeitreihen¹³⁴ sein. Aus ähnlichen Überlegungen werden beim OKP-Prognosemodell zeitabhängige kantonale Intercepts verwendet. Zur Illustration ist der Verlauf des (zeitabhängigen) «Grand-Means» für die KG «Spital ambulant» in Abbildung 7-3 (linke Graphik) ersichtlich.

Eine Schätzung des unbekanntes Zustandsraum- bzw. Parametervektors ξ_t beruht auf folgendem rekursiven Schätzalgorithmus.

9.7.3 Der Kalman-Filter

Als Vorlage dient hier das einfache Zustandsraummodell

$$\begin{aligned}\xi_t &= \xi_{t-1} + \nu_t \\ X_t &= H_t \xi_t + \varepsilon_t\end{aligned}$$

mit $H_t = (1 \quad X_{t-1})$. Die Übergangsmatrix in der Zustandsraumgleichung ist hier einfach zu einer Identität «verkommen». ξ_t ist der unbekanntes Parametervektor und X_t sind Beobachtungen (in unserem Fall stellen X_t die Residuen r_t in Modellgleichung (3) dar).

Rekursionen:

Es kann gezeigt werden, dass in dieser speziellen Modellkonfiguration die Rekursionen

$$(12) \quad \begin{aligned}\xi_{t+1|t} &= \xi_{t|t-1} + K_t e_t \\ e_t &= X_t - H_t \xi_{t|t-1} \\ K_t &= \Sigma_{t|t-1} H_t^T (N + H_t \Sigma_{t|t-1} H_t^T)^{-1} \\ \Sigma_{t+1|t} &= \Sigma_{t|t-1} - K_t H_t \Sigma_{t|t-1} + M\end{aligned}$$

zu einem effizienten Schätzer für ξ_t führen, wenn die Störterme ν_t, η_t paarweise unabhängig und identisch normalverteilt sind, vgl. z.B. [13], Kapitel 13. Dabei bezeichnen

- $\xi_{t+1|t}$ den Schätzer aufgrund der in X_1, \dots, X_t enthaltenen Information (bis und mit t),
- $\Sigma_{t+1|t}$ die Varianz-Kovarianzmatrix des Schätzers $\xi_{t+1|t}$,
- K_t die sog. Kalman-Gain,
- e_t der «echte» out of sample Prognosefehler
- N die Varianz-Kovarianzmatrix der Innovationen ε_t (letztere sind die «wahren» Werte von e_t d.h. diejenigen Prognosefehler, die zu beobachten wären durch einsetzen des unbeobachtbaren Parametervektors ξ_t),
- M die Varianz-Kovarianzmatrix von ν_t in der Zustandsgleichung für ξ_t .

Für vorgegebene Initialwerte $\xi_{1|0}, \Sigma_{1|0}$ und Varianz-Kovarianzmatrizen M, N können die obigen Gleichungen rekursiv aufgelöst werden.

¹³⁴ Ihre Resultate legen nahe, dass Strukturbrüche in empirischen und speziell in ökonomischen Zeitreihen adäquat durch Niveaushiftungen der Reihen (Intercept) beschrieben werden können.

Interpretationen:

Unter den getroffenen Verteilungsannahmen über die Störterme sind $\xi_{t+1|t}, \Sigma_{t+1|t}$ die ersten beiden bedingten Momente (bedingter Erwartungswert und bedingte Varianz) des normalverteilten optimalen Schätzers für den unbekanntem Zustands- bzw. Parametervektor ξ_t im Zeitpunkt t . Die vollständige (bedingte) Verteilungsfunktion des Schätzers ist also in jedem Zeitpunkt bekannt, so dass beispielsweise Hypothesentests durchgeführt werden können. Der eigentliche Parameterschätzwert aufgrund der Information bis und mit t – sog. Punktschätzer – ist in $\xi_{t+1|t}$ enthalten. Mit zunehmender Anzahl Beobachtungen wird der Punktschätzer laufend an die neue Information in den Beobachtungen X_t angepasst.

Die Startwerte $\xi_{1|0}, \Sigma_{1|0}$ können als *a priori Wissen* im Sinne eines Bayesianischen Ansatzes interpretiert werden: wenn die positiv definite Varianz-Kovarianzmatrix $\Sigma_{1|0}$ «gross» ist (d.h. «grosse» Eigenwerte besitzt), dann wird dem Startwert $\xi_{1|0}$ eine geringe Bedeutung attestiert (hohe Unsicherheit bzgl. des a priori Wissens).

Der KQ-Schätzer als Spezialfall:

Der traditionelle KQ-Schätzer ist als Spezialfall in obigem allgemeinen Schätzalgorithmus enthalten, nämlich wenn

- M verschwindet (Modell mit konstanten Parametern) und
- alle Eigenwerte von $\Sigma_{1|0}$ unendlich gross sind (es wird kein a priori Wissen vorausgesetzt)

In dieser speziellen Konfiguration ist $\xi_{t+1|t}$ in jedem beliebigen Zeitpunkt t identisch mit dem gewöhnlichen KQ-Schätzer auf der Basis des Datensatzes X_1, \dots, X_t (bis und mit t).

Der zeitliche Verlauf von $\xi_{t+1|t}$ reflektiert den Einfluss einzelner Beobachtungen auf den ermittelten Schätzwert und kann dazu dienen, «abnormale» Beobachtungen (z.B. Ausreisser) zu identifizieren. Wenn die Initialvarianzen (Diagonalelemente von $\Sigma_{1|0}$) endlich sind, dann konkretisiert der resultierende Schätzer $\xi_{t+1|t}$ einen Kompromiss zwischen dem entsprechenden KQ-Schätzer und dem in $\xi_{1|0}$ formalisierten a priori Wissen.

Initialisierungsvorschriften:

Bei vorliegender Problemstellung (kantonale OKP-Kosten) ist der Startwert $\xi_{1|0}$ 52-dimensional, bestückt mit 26 intercepts und 26 AR(1)-Koeffizienten. Folgende Initialisierungsvorschriften sind möglich (vgl. Abschnitt 9.7.4):

- Die 26 kantonalen AR(1)-Koeffizienten in $\xi_{1|0}$ werden mit 0 initialisiert (keine Abhängigkeitsstruktur in den Residuen r_t von Modellgleichung (3)) und die 26 kantonalen Intercepts werden mit den durchschnittlichen beobachteten 26 kantonalen Niveaus der Residuen initialisiert.
- Die 26 kantonalen AR(1)-Koeffizienten in $\xi_{1|0}$ werden mit 1 (Residuen r_t von Modellgleichung (3)) werden als Random-Walk-Prozesse interpretiert) und die 26 kantonalen Intercepts werden mit 0 initialisiert (kein Drift). Im OKP-Prognosemodell wird bei der Initialisierungsvorschrift unterschieden, ob ein Kanton ein Universitätsspital hat oder nicht, vgl. Abschnitt 9.7.5 für genauere Angaben diesbezüglich.

Die unbekanntem 52-dimensionalen Varianz-Kovarianzmatrizen $\Sigma_{1|0}$ und M, N werden hier als Diagonalmatrizen definiert und ihre Diagonalelemente werden numerisch so bestimmt, dass die mittleren quadratischen «echten» Prognosefehler e_t minimiert werden, vgl. Abschnitt 9.7.4.

«Echte» out-of-sample Prognosefehler:

Die «echten» (26-dimensionalen) out-of-sample Prognosefehler e_t beruhen auf Abweichungen der Prognosewerte $\hat{X}_t := H_t \xi_{t|t-1}$ von den realisierten Beobachtungen X_t . Da der Prognosewert \hat{X}_t , der sich als Nebenprodukt aus obigen Rekursionen ergibt, *nur auf Informationen bis und mit $t-1$* beruht wird da-

durch – im Gegensatz zu herkömmlichen Prognoseverfahren – eine praxisnahe echte Prognosesituation abgebildet¹³⁵ (genauere Angaben zu diesem Problemkreis und die sich daraus ergebenden Vorteile befinden sich in Abschnitt 9.7.4).

Die «Mechanik» hinter den Kalman-Rekursionen:

Die erste Gleichung in (12) zeigt, wie die neue Information in X_t umgesetzt wird, um den provisorischen (alten) Schätzwert $\hat{\xi}_{t|t-1}$ zu aktualisieren bzw. dessen bedingten Erwartungswert an die neue Information optimal anzupassen. Massgebend bei diesem «Korrekturschritt» sind der Prognosefehler e_t – der sich aufgrund des alten $\hat{\xi}_{t|t-1}$ ergibt – und die Gewichtung des Fehlers bzw. die Kalman-Gain K_t :

- Wenn der Prognosefehler verschwindet, dann wird sinnvollerweise der bisherige Schätzwert $\hat{\xi}_{t|t-1}$ nicht revidiert, da die Prognose perfekt war. Es gilt dann $\hat{\xi}_{t+1|t} = \hat{\xi}_{t|t-1}$.
- Die Kalman-Gain $K_{t-1} = \Sigma_{t|t-1} H_t^T (N + H_t \Sigma_{t|t-1} H_t^T)^{-1}$ kann als *signal-to-noise ratio* interpretiert werden. Man bemerke zunächst, dass $H_t \Sigma_{t|t-1} H_t^T$ die Varianz-Kovarianzmatrix der Prognose $\hat{X}_t := H_t \hat{\xi}_{t|t-1}$ von X_t aufgrund der Information bis und mit $t-1$ darstellt (Varianz der Prognosefunktion um den unbekanntem bedingten Erwartungswert). Wenn die Varianz-Kovarianzmatrix N der Innovationen ε_t «gross» ist im Vergleich zur Prognosevarianz $H_t \Sigma_{t|t-1} H_t^T$, dann wird der Nenner (invertierte Matrix) in der Kalman-Gain «gross» sein im Vergleich zum Zähler. Die Gewichtungsmatrix K_{t-1} (bzw. ihre Eigenwerte) werden also entsprechend klein sein, so dass der beobachtete Prognosefehler e_t heruntergewichtet wird in der ersten Gleichung in (12). Demzufolge wird die Anpassung des aktualisierten Schätzwertes $\hat{\xi}_{t|t-1}$ bescheiden sein.

Die letzte Gleichung in (12) zeigt die Entwicklung der bedingten Varianz des Schätzers auf:

- Für ein Modell mit konstanten Parametern verschwindet die Varianz-Kovarianzmatrix M , so dass der Ausdruck für $\Sigma_{t+1|t}$ mit zunehmendem t immer kleiner wird (genauer: die Eigenwerte der positiv definiten Matrizen $\Sigma_{t+1|t}$ konvergieren mit zunehmendem t monoton gegen Null). Die Interpretation ist einfach: mit zunehmender Informationsmenge wird der Schätzer präziser (Konsistenz), folglich wird seine Varianz kleiner (für $t \rightarrow \infty$ verschwindet die Varianz wegen der Konsistenz des Schätzers).
- Wenn mindestens einer der Parameter zeitveränderlich ist, dann verschwindet M nicht mehr und die Varianz des entsprechenden Schätzers konvergiert nicht mehr gegen Null (für $t \rightarrow \infty$). Es liegt in der Natur des resultierenden Schätzproblems, dass die gewonnene Flexibilität zu Lasten der Konsistenz geht. Dieser Umstand ist jedoch nicht sonderlich gravierend, weil asymptotische Betrachtungen (Konsistenz) bei vorliegenden Zeitreihenlängen ohnehin gegenstandslos sind. Zeitveränderliche Intercepts erhöhen jedoch die Flexibilität des Modells.

9.7.4 Initialisierung der Kalman-Gleichungen: «Modellphilosophie», Flexibilität und Strukturbrüche

Vorbemerkungen:

- Unter den obigen Verteilungsannahmen liefert der Kalman-Filter effiziente Maximum-Likelihood-Schätzer für den unbekanntem Zustandsraumvektor. Wenn die Störterme nicht normalverteilt sind, dann kann der Filter z.B. aufgrund des sog. LTS¹³⁶-Prinzips relativ leicht robustifiziert werden. Dazu wird ein bestimmter Anteil an Beobachtungen, z.B. diejenigen 10% Beobachtungen mit den grössten absoluten Prognoseabweichungen einfach ignoriert und das System wird neu geschätzt¹³⁷. Der Preis für diese Robustifizierung ist ein geringfügiger Effizienzverlust und eine Verlangsamung des Schätzalgorithmus.

¹³⁵ Der zu prognostizierende Wert X_{T+1} am Ende einer Zeitreihe der Länge T steht ja für die Schätzung der Parameter im Zeitpunkt T trivialerweise auch nicht zur Verfügung; dieser Umstand wird durch den obigen Algorithmus exakt nachgebildet.

¹³⁶ Least-Trimmed-Squares..

¹³⁷ Ausreisser werden mühelos entdeckt, weil es sich um out-of-sample Prognosen handelt.

- Ein Vorteil des obigen Formalismus liegt in der Möglichkeit, fehlende oder «falsche» Beobachtungen X_t durch Schätzer bzw. Prognosen $\hat{X}_t := H_t \xi_{t|t-1}$ zu ersetzen (der sog. Kalman Smoother liefert noch bessere Schätzwerte). Auf diese Möglichkeit wurde hier jedoch verzichtet.
- Die Ausrichtung der Schätzprozedur auf die «echten» out of sample Prognosefehler e_t ist ein grosser Vorteil des ausgewählten Ansatzes, weil die beobachteten Zeitreihen sehr kurz sind. *Schätzer, die auf einer Minimierung echter (quadratischer) out of sample Prognosefehler beruhen sind immun gegenüber Overfitting. Im Gegensatz zu traditionellen Verfahren werden also keine «fiktiven» Zusammenhänge vorgetäuscht.*

Overfitting:

Das Overfittingproblem wird hier an einem anschaulichen Beispiel illustriert. Angenommen, es liegen sechs Beobachtungen X_1, \dots, X_6 vor, die als Realisationen unabhängiger identisch verteilter Zufallsvariablen (weisses Rauschen) simuliert wurden. Durch Verwendung eines falschen AR(3)-Modell-Ansatzes können dann drei Gleichungen aufgeschrieben werden

$$\begin{aligned} X_4 &= a_1 X_3 + a_2 X_2 + a_3 X_1 + \varepsilon_4 \\ X_5 &= a_1 X_4 + a_2 X_3 + a_3 X_2 + \varepsilon_5 \\ X_6 &= a_1 X_5 + a_2 X_4 + a_3 X_3 + \varepsilon_6 \end{aligned}$$

Wegen der postulierten Unabhängigkeit müssen theoretisch alle Parameterwerte identisch Null sein. Da das Gleichungssystem gleich viele unbekannte Parameter a_1, a_2, a_3 wie Gleichungen aufweist, kann es jedoch (unter relativ allgemeinen Voraussetzungen) exakt aufgelöst werden. Deshalb würde hier der traditionelle KO-Schätzer zu einer Lösung mit Null-Residuen (100%-Erklärung von «Rauschen») führen. In Wahrheit sollten aber die Residuen gar nicht verschwinden, denn die wahren Parameterwerte a_1, a_2, a_3 sind konstruktionsbedingt alle identisch Null.

Es würde also eine exakte Scheinanpassung und ein fiktiver Zusammenhang zwischen den Beobachtungen suggeriert, was mit dem Begriff Overfitting («Über»-Anpassung) umschrieben wird. Die resultierende Prognosefunktion für die zukünftigen Beobachtungen X_7, X_8, \dots wäre natürlich unzweckmässig (die beste Prognosefunktion ist hier die Konstante Null).

Das Schätz- bzw. Prognoseproblem für obiges Beispiel kann mit dem obigen Zustandsraumformalismus wie folgt gelöst werden:

1. Ausgehend vom AR(3)-Modellansatz (mit konstanten Parametern) wird im Initialschätzer $\xi_{1|0}$ ein einfaches plausibles «a-priori-Modell» formalisiert, z.B. $\xi_{1|0} = (0, 0, 0)'$.
2. Die Rekursionen (12) können für eine beliebige positiv definite Varianz-Kovarianzmatrix $\Sigma_{1|0}$ ¹³⁸ des Initialschätzers und einer beliebigen positiven Zahl σ^2 ¹³⁹ durchlaufen werden.
3. Die unbekannte Varianz σ^2 der Innovationen kann durch die empirische Varianz der «echten» Prognosefehler e_t a posteriori geschätzt werden. Die Rekursionen (12) werden mit dem ermittelten Schätzwert für σ^2 erneut durchlaufen und führen dann zu neuen Prognosefehlern, die als Basis für einen verbesserten Schätzer für die unbekannte Varianz σ^2 dienen.
4. Dieses Vorgehen wird so lange iteriert, bis ein gewisses Konvergenzkriterium erfüllt ist¹⁴⁰. Da der resultierende Schätzer $\hat{\sigma}^2$ für σ^2 abhängig vom gewählten $\Sigma_{1|0}$ sein wird, kann er auch als Funktion dieser (diagonalen) Start-Varianz-Kovarianzmatrix betrachtet werden $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\Sigma_{1|0})$.

¹³⁸ Einfachheitshalber wird $\Sigma_{1|0}$ als diagonal betrachtet, so dass jedes der Diagonalelemente die Unsicherheit über den entsprechenden Startwert in $\xi_{1|0}$ reflektiert.

¹³⁹ Die Varianz-Kovarianzmatrix N der Innovationen ist hier die skalare Grösse σ^2 und M verschwindet, da die Parameter konstant sind: damit können die Rekursion (12) durchlaufen werden.

¹⁴⁰ Die Konvergenz ist i.a. in wenigen Schritten erreicht.

5. Die Schätzprozedur für die unbekannt AR-Parameter minimiert dann $\hat{\sigma}^2$ numerisch als Funktion der Diagonalelemente von $\Sigma_{1|0}$ d.h. die Schritte 2-4 werden solange durchlaufen, bis $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\Sigma_{1|0})$ als Funktion von $\Sigma_{1|0}$ minimal ist bzw. bis ein bestimmtes Konvergenzkriterium erfüllt ist.

Da die bestmögliche (wahre) Prognosefunktion in obigem Beispiel die Konstante Null ist, werden die quadratischen «echten» out of sample Prognoseabweichungen – und der darauf aufbauende Schätzer $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\Sigma_{1|0})$ – eher dann klein sein, wenn die Schätzer für die unbekannt AR-Parameter verschwinden. Dies ist bei obigem Schätzverfahren dann der Fall, wenn $\Sigma_{1|0}$ (bzw. die Eigenwerte der Matrix) klein ist, weil dann dem Initialschätzer $\xi_{1|0} = (0, 0, 0)'$ eine grosse Bedeutung bzw. eine hohe Präzision attestiert wird¹⁴¹.

Man könnte an dieser Stelle natürlich einwenden, dass bei diesem Vergleich die Güte der zuletzt beschriebenen Schätzprozedur vom (optimalen) Startwert $\xi_{1|0}$ profitiere. Dieser an sich gerechtfertigte Einwand ist aber zugleich eine Rechtfertigung für die gewählte Methodik, denn das OKP-Prognosemodell kann auf dieselbe Weise von «günstigen» a-priori Initialschätzern Vorteil nehmen.

«Modellphilosophie»:

Zentral bei obigen Überlegungen war die Vorstellung, dass die Daten (in unserem Fall die Modellresiduen r_t) durch ein möglichst *einfaches* und *plausibles* «Start-Modell», das im Initialschätzer $\xi_{1|0}$ formalisiert wird, gut beschrieben werden können. Damit wird die Einbindung von a priori Wissen ermöglicht. Wenn die Daten nun Evidenz gegen dieses einfache Benchmark-Modell zeigen, dann wird der Schätzer $\xi_{t|t-1}$ mit zunehmendem t von $\xi_{1|0}$ abweichen und zwar umso schneller, desto $\Sigma_{1|0}$ «grösser» ist. $\Sigma_{1|0}$ wird nun so bestimmt, dass die Summe der quadratischen «out of sample» Prognosefehler minimiert wird. Folglich muss das entstehende komplexere Zeitreihenmodell das einfache Startmodell in Bezug auf die «echte» Prognoseperformance schlagen. Diese Vorstellung bzw. Modellphilosophie liegt im Kern des verwendeten Prognoseansatzes: *ein komplexeres Prognosemodell lässt sich nur dann rechtfertigen, wenn seine Prognoseeigenschaften denjenigen einfacher und plausibler Modelle überlegen sind*¹⁴².

Als einfache Initialmodelle für die Residuen r_t in Modellgleichung (3) bieten sich unterschiedliche Varianten an wie z.B.

- weisses Rauschen
- stationärer AR(1)-Prozess
- Random-Walk Prozess

Wie können nun diese einfachen Modellvorstellungen in Einklang mit a priori Wissen gebracht werden?

A priori Wissen:

In den Residuen stecken diejenigen Effekte, die nicht angemessen durch die erklärenden Variablen abgebildet werden konnten (kantonale «Eigenheiten»). Es wird *vermutet*, dass sich diese kantonalen Effekte im Zeitablauf nicht allzu erratisch sondern mit einer gewissen Regelmässigkeit (stationärer AR(1)-Prozess oder Random-Walk) entwickeln werden: wenn beispielsweise der Kanton ZH in der Gruppe der Kantone mit Universitätsspital ein vergleichsweise eher geringeres relatives Wachstum der gesamten OKP Pro-Kopf Kosten aufweist als die anderen Kantone, dann wird sich dieses Verhältnis von einem Jahr zum anderen nicht plötzlich umkehren, weil mittel- bis langfristige strukturelle kantonale Unterschiede

141 Der Mechanismus in den Kalman-Rekursionen führt nämlich dazu, dass $\Sigma_{t|t-1} \leq \Sigma_{1|0}$ (das Ungleichheitszeichen bezieht sich auf die Eigenwerte der Matrizen), so dass die Gewichtungsmatrizen K_t für alle t ebenfalls «klein» sein werden, wenn $\Sigma_{1|0}$ «klein» ist. Folglich wird die Bedeutung der Beobachtungen in der ersten Gleichung in abgeschwächt, so dass $\xi_{t|t-1} \approx \xi_{1|0}$ für alle t .

142 In diesem Sinn ist der vorgeschlagene Ansatz vergleichbar mit sog. BVAR-Modellen, vgl. dazu [22].

(Urbanitätsgrad, Altersstruktur der Bevölkerung usw.) die entsprechenden Kostenentwicklungen antreiben. Dass diese Annahme für die KG «Spital ambulant» zutreffend ist, wird in Abbildung 7-1 illustriert: die Residuen neigen zu einer gewissen dauerhaften «Positionierung» der Kantone (vgl. beispielsweise die Kantone GL und FR). Nach «Entzug» dieser Information in den Residuen schwankt der Residualprozess (Rauschen) in Abbildung 7-2 viel erratischer.

Ein grosser Vorteil des gewählten Zustandsraummodellansatzes ist, dass beliebige Varianten unmittelbar in ξ_{10} formal abgebildet werden können. Die beobachtete Persistenz in den kantonalen Residuen kann z.B. mithilfe von Random-Walk-Modellen ($\xi_{10} = \mathbf{1}$) abgebildet werden: die kantonalen AR(1)-Koeffizienten sind im Initialmodell identisch Eins¹⁴³. Diese Initialisierungsvorschrift wird oft in Zusammenhang mit instationären ökonomischen Zeitreihen vorgeschlagen, vgl. [22]. Die genauen Initialisierungsvorschriften im OKP-Prognosemodell werden im nächsten Abschnitt 9.7.5 genauer erläutert.

Strukturbrüche und Modellflexibilität:

Die Varianz-Kovarianzmatrix M steuert die Veränderungsrate des zeitabhängigen Parametervektors. Die Werte in dieser Matrix sind i.a. unbekannt und müssen geschätzt werden. Als Schätzkriterium bietet sich die echte out of sample Prognoseperformance des resultierenden Modells an.

Die Varianz-Kovarianzmatrix M steuert die *Flexibilität* bzw. die *Adaptivität* des Prognosemodells. Eine Optimierung dieser Hyperparameter passt die Adaptivität des Zustandsraummodells an die Eigenschaften bzw. an die Anforderungen des Datensatzes an.

Wenn Strukturbrüche in einer Zeitreihe keine seltenen Ereignisse darstellen, dann erhöhen sich die Anforderungen an die Flexibilität des Modells. «Grosse» Werte von M werden dann bevorzugt. Bei einigermaßen stabilen Datenstrukturen werden die Anforderungen an die Flexibilität des Modells geringer. Jede Beobachtung (auch zeitlich weit zurückliegende) ist dann nützlich für die Bestimmung der unbekannt Parameter. «Kleine» Werte von M werden somit bevorzugt. Wenn M verschwindet (Null-Matrix), dann liegt ein Modell mit konstanten Parametern für die Residuen r_t in der Modellgleichung (3) vor. Alle Beobachtungen – also auch diejenigen die weiter in der Vergangenheit zurückliegen – werden dann gleich gewichtet: 1997 ist genauso wichtig wie 2002 für die Prognose von 2003. Dass dies für vorliegende Problemstellung eine wohl eher unzutreffende Modellannahme sein dürfte bestätigt nur zu gut, dass traditionelle Schätzverfahren in diesem Zusammenhang ungeeignet sind.

9.7.5 Kombination Random-Coefficient-Modell/Zustandsraummodell

Traditionelle Schätzansätze für Paneldatenmodelle erweisen sich hier aus technischen Gründen als unzureichend, insbesondere weil sie anfällig auf Modellabweichungen sind, weil die Zeitreihen sehr kurz sind und weil traditionelle Schätzverfahren auf «in sample» Prognosefehlern abstützen, vgl. Abschnitt 9.7.1. Es wäre also wünschenswert, die in Abschnitt 9.7.4 skizzierte «Modellphilosophie» (basierend auch echten Prognosefehlern) auf den Querschnitt auszuweiten.

Diese Erweiterung soll hier anhand des einfachen zweidimensionalen Modells mit konstanten Parametern aus Abschnitt 9.7.2 illustriert werden. Betrachte deshalb

$$\begin{aligned} X_t &= a_0 + a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t &= b_0 + b_1 Y_{t-1} + \nu_t \end{aligned}$$

¹⁴³ Diese Vorschriften beziehen sich nur auf diejenigen Komponenten im Vektor ξ_{10} , die die AR(1)-Koeffizienten abbilden (in ξ_{10} sind auch noch die intercepts enthalten).

wobei die Störterme wieder aus Gründen der Übersichtlichkeit als paarweise unabhängig und normalverteilt angenommen werden. Die beiden Modelle können in der Form

$$\begin{aligned} X_t &= (\mu + \Delta_\mu) + (\alpha + \Delta_\alpha)X_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t &= (\mu - \Delta_\mu) + (\alpha - \Delta_\alpha)Y_{t-1} + \nu_t \end{aligned}$$

aufgeschrieben werden, wobei

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} a_0 \\ b_0 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu \\ \Delta_\mu \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} a_1 \\ b_1 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \Delta_\alpha \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Das entsprechende Zustandsraummodell lautet dann

$$\begin{aligned} \xi_t &= \xi_{t-1} \\ Z_t &= H_t \xi_t + \eta_t \end{aligned}$$

wobei

$$(13) \quad Z_t = \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix}, \xi_t = \begin{pmatrix} \mu \\ \Delta_\mu \\ \alpha \\ \Delta_\alpha \end{pmatrix}, H_t = \begin{pmatrix} 1 & 1 & X_{t-1} & X_{t-1} \\ 1 & -1 & Y_{t-1} & -Y_{t-1} \end{pmatrix}, \eta_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{pmatrix}$$

Die obigen Parameter können auch zeitabhängig sein, womit eine Verbindung zu Abschnitt 9.7.2 gegeben ist. Der Verlauf des gemeinsamen zentralen zeitabhängigen Parameters μ_t (Grand-Mean) und die Abweichungen $\Delta\mu$ (spezifische kantonale Effekte) um das Grand-Mean sind in Abbildung 7-3 für die KG «Spital ambulant» sichtbar.

Um den Kalman-Filter zu starten, werden Initialwerte ξ_{10} benötigt, die ein einfaches Benchmark-Modell formalisieren.

- Die *kantonale Abweichungen der AR-Koeffizienten* ($\Delta\alpha$ in obigem Beispiel) um den gemeinsamen «zentralen» Parameterwert α wird mit Null initialisiert im OKP-Prognosemodell. Das Benchmark-Initial-Modell bildet also eine *einheitliche* Abhängigkeitsstruktur über die jeweiligen Kantonskategorien (mit bzw. ohne Universitätsspital) ab. Wenn die Prognoseleistung auf der Basis der echten Prognosefehler durch eine flexiblere Anpassung an die kantonalen Strukturen verbessert werden kann, dann wird das geschätzte Modell von diesem Benchmark mit zunehmender Informationsmenge abweichen (vgl. «Modellphilosophie», Abschnitt 9.7.4). Entsprechende Abweichungen sind beispielsweise in Abbildung 7-3, rechte Graphik, zu beobachten.
- Als Startwerte für den *gemeinsamen «zentralen» AR-Parameter* (α) bieten sich beispielsweise die Werte 0.5 (stationärer Prozess) oder Eins (Random-Walk) an. Für die Residuen in der Modellgleichung (3) wurde im OKP-Prognosemodell unterschieden, ob der jeweilige Kanton ein Universitätsspital hat oder nicht. In der ersten Gruppe (mit Universitätsspital) wurde der AR-Koeffizient mit 1 initialisiert (Random-Walk Benchmark) und in der zweiten mit 0.5 (stationärer Prozess).
- Die Intercepts (zentrales Grand-Mean und Abweichungen) werden alle mit 0 initialisiert.

Die resultierenden Initial-Benchmark-Modelle sind also stationäre um Null zentrierte AR(1)-Prozesse (Kantone ohne Universitätsspital) bzw. driftlose Random-Walk Prozesse (Kantone mit Universitätsspital).

9.8 Intervallprognosen: eine Darstellung der damit verbundenen Problematik

Eine Intervallprognose ist eine Aussage über die Wahrscheinlichkeit, dass eine zukünftige Beobachtung innerhalb eines bestimmten Intervalls («Sicherheitsbereich») um die Punktprognose zu liegen kommt. Sie ist also im Wesentlichen eine spezielles Mass für die Güte der Punktprognose: je schmaler das Intervall bei einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit (Konfidenz), desto genauer die Prognose.

Bei der Konstruktion von Prognoseintervallen ergeben sich grundsätzliche Probleme, die in diesem Abschnitt untersucht werden. Zum besseren Verständnis werden deshalb in Abschnitt 9.8.1 die wesentlichen Grundzüge bei der klassischen Konstruktion von Prognoseintervallen kurz zusammengefasst. Ein Bezug zu den Eigenschaften des vorliegenden Datensatzes wird in Abschnitt 9.8.2 hergeleitet. Es wird gezeigt, dass die Annahmen des klassischen Ansatzes unvereinbar sind mit den Eigenschaften des verwendeten Datenmaterials. Aus diesem Grund wird ein Lösungsansatz präsentiert, der zusätzliche Informationen verwertet, die für die Aufstellung der Punktprognose in Abschnitt 8.1 unberücksichtigt blieb. Abschliessend werden spezielle Probleme in Zusammenhang mit Wachstumsraten in Abschnitt 9.8.3 erörtert.

9.8.1 Einführung

Eine Punktprognose (vgl. Tabelle 8-4) ist ein Schätzer für die zukünftige Realisation bzw. ein Schätzer für den *durchschnittlich zu erwartenden zukünftigen Wert*. Formal spricht man auf Modellebene von einem bedingten Erwartungswert, der in einem gewissen Sinn im «Zentrum»¹⁴⁴ der möglichen zukünftigen Realisationen liegt. Damit wird unterstellt, dass der wahre Wert i.a. abweichen wird von der im Vorfeld etablierten Punktprognose. Die Untersuchung über das Ausmass dieser Abweichungen oder – etwas genauer – *das Ausmass von «seltenen» grossen Abweichungen* liegt im Vordergrund bei den folgenden Betrachtungen.

Typischerweise sind Prognoseintervalle (des Weiteren mit PI abgekürzt) Aussagen wie z.B. «der zukünftige Wert liegt mit 90% Wahrscheinlichkeit im Intervall [x,y]», wobei x die untere und y die obere Intervallgrenzen bezeichnen. Oft liegen PI symmetrisch um die eigentliche Punktprognose. Die Breite $y-x > 0$ ist natürlich i.a. eine Funktion der «Konfidenz» bzw. der postulierten Wahrscheinlichkeit: so würde z.B. ein 99%-PI im Allgemeinen breiter (überdeckend) angelegt als ein entsprechendes 90%-PI. Dass damit eine Aussage über «seltene» und «grosse» (im Absolutbetrag) Abweichungen angestrebt wird zeigt sich daran, dass nur 10% der Prognosefehler ausserhalb des 90%-Prognoseintervalles liegen dürfen.

Erwartungsgemäss hängen Eigenschaften wie z.B. die Symmetrie oder die Breite von PI stark von der Verteilung der Prognosefehler ab. Für *Normalverteilte* zufallsvariablen kann ein PI zum Konfidenzniveau $(1 - \alpha) * 100\%$ (wobei $0 < \alpha < 1$) nach der Regel

$$(14) \quad \hat{X}_{T+k} \pm z(1 - \alpha / 2) \sigma_k$$

konstruiert werden, wobei $z(1 - \alpha / 2)$ das sog. $(1 - \alpha / 2) * 100\%$ -Quantil der Standardnormalverteilung, \hat{X}_{T+k} die k -Schritt Punktprognose (bedingter Erwartungswert) und σ_k die Standardabweichung der k -Schritt Prognosefehler bezeichnen. Die Breite des resultierenden PI hängt also von der durchschnittlichen Grösse der Prognosefehler (gemessen an σ_k) und der Konfidenz (Vertrauen) ab. Es bleibt hier festzuhalten, dass diese einfache Regel von der Verteilungsannahme (hier die Normalverteilung) abhängt. Im allgemeinen Fall sind PI mehr oder weniger komplizierte Ausdrücke in den Daten, wobei die funktionalen Zusammenhänge von der Form der postulierten Verteilung abhängen.

Zur Illustration dieser Sachverhalte werden in Tabelle 9-19 beispielhaft PI für standardisierte Zufallsvariablen unter zwei verschiedenen Verteilungsannahmen verglichen.

¹⁴⁴ Mit diesem Zentrumsbegriff wird keine herkömmliche geometrische Symmetrie gemeint. Bei schiefen Verteilungen der Prognosefehler werden z.B. die zukünftigen Beobachtungen nicht «symmetrisch» um den bedingten Erwartungswert liegen.

Tabelle 9-19 Prognoseintervalle: ein Vergleich

Normalvert. standardisiert	UPI	OPI
50%	-0.67	0.67
90%	-1.65	1.65
99%	-2.58	2.58
t-Vert. mit 3 FG, standardisiert		
50%	-0.44	0.44
90%	-1.36	1.36
99%	-3.37	3.37

Die Zahlen in der obigen Tabelle bedeuten, dass eine standardisierte Normalverteilte Zufallsvariable mit 99% Wahrscheinlichkeit Werte im (symmetrischen) Intervall [-2.58, 2.58] annimmt. Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass PI i.a. nicht nur vom Erwartungswert und der Varianz – die in allen betrachteten Fällen identisch sind – sondern auch von der *Form* der Verteilungsfunktion abhängen. Die geometrische Symmetrie der Intervalle ist hier eine Folge der Symmetrie der untersuchten Verteilungen.

9.8.2 Intervallprognosen und Eigenschaften des Datensatzes

Drei Aspekte dominieren bei der Konstruktion von PI in Zusammenhang mit dem OKP-Prognosemodell.

1. Als Folge des sog. Prämiengenehmigungsverfahrens unterliegt das Wachstum der OKP-Kosten einem gewissen «Monitoring». Es ist deshalb unwahrscheinlich, dass «extreme» Wachstumsraten in die eine oder die andere Richtung beobachtet werden. Würde jedoch eine Verteilungsannahme getroffen wie z.B. die klassische Normalverteilung, so wären extreme Ereignisse zwar selten aber auf Modellebene zumindest möglich. Durch eine unvorsichtige Anwendung von (14) könnten demnach Intervallgrenzen generiert werden, die aufgrund der gegenwärtigen allgemeinen Entwicklung wohl eher als «unplausibel» zu bezeichnen wären (z.B. negative Wachstumsraten der Gesamtkosten in der Schweiz¹⁴⁵). Dieses Problem betrifft Punktprognosen nur in geringerem Ausmass, weil der bedingte Erwartungswert innerhalb des PI liegt und somit keine Aussage über zu erwartende «extreme» Ereignisse liefert.
2. Tabelle 9-19 offenbart, dass Prognoseintervalle stark von der Form der Verteilungshypothese abhängen.
3. «Ausreisser» im Datenmaterial beeinträchtigen die Herleitung «extremer» Quantile der Verteilungsfunktion. Die Berechnung der Intervallgrenzen für PI mit «hoher» Konfidenz (grösser als 90% z.B.) wird also dadurch z.T. erheblich erschwert.
4. «Extreme» bzw. seltene Ereignisse werden aufgrund der Kürze des Datensatzes gar nicht beobachtet.

Insgesamt muss festgestellt werden, dass bei der Aufstellung von PI die Frage nach der geeigneten Verteilung der Störterme sich viel ausdrücklicher aufdrängt als bei der Herleitung von Punktprognosen¹⁴⁶.

Die Resultate in diesem Bericht belegen, dass klassische Annahmen bei vorliegender Problemstellung unzuweckmässig sind. Andererseits lässt sich aufgrund des kurzen Beobachtungszeitraums keine eindeutig

¹⁴⁵ Aus der verzerrten Perspektive des Prämienzahlers kann man nur hoffen, dass solche Ereignisse in Zukunft einmal plausibel werden.

¹⁴⁶ Die grundlegende Idee bei der Herleitung von Punktprognosen bzw. bei der Schätzung der unbekannt Parameter der Regressionsmodelle bestand ja gerade darin, geeignete robuste Ansätze auszuwählen, die nicht oder nur in geringem Masse von speziellen (unzuweckmässigen) Verteilungsannahmen abhängen.

bessere Verteilungsannahme empirisch belegen. Deshalb wird bei der Aufstellung von PI weiterhin auf den traditionellen «Kunstgriff» – in Gleichung (14) formalisiert – abgestellt. *Allerdings besteht die Möglichkeit durch bisher noch nicht ausgeschöpfte Zusatzinformationen die Prognoseintervalle zu korrigieren.* Unkorrigierte (und demnach falsch spezifizierte) Intervallgrenzen bedürfen also einer gewissen Vorsicht bei ihrer Interpretation. Die entsprechenden Tabellen in Abschnitt 9.9.4 fassen Resultate zu theoretischen (aufgrund der Normalverteilungsannahme falsch spezifizierten) 90%-PI zusammen.

Bei der Herleitung von Punktprognosen wurde die Information im Datensatz einigermaßen erschöpfend ausgewertet. Bei der Aufstellung von PI stimmt diese Aussage jedoch nicht. Als zusätzliche Informationsquellen bieten sich z.B. die *empirischen Verteilungen der Modellresiduen* oder der Wachstumsraten an. Aufgrund des kurzen Datensatzes fokussiert sich das Interesse dabei nur auf wenige – nämlich die extremen – Beobachtungen, die zur Plausibilisierung und – wenn als notwendig erachtet – auch zur Korrektur der oberen und unteren theoretischen Grenzen der PI herangezogen werden können.

- Aktuell liegen sechs Beobachtungen (1997-2002) vor, aus denen für jeden Kanton und in jeder Kostengruppe fünf historische Wachstumsraten abgeleitet werden können.
- Die Grenzen der theoretischen (notwendigerweise falsch spezifizierten) modellbasierten Prognoseintervalle werden nun mit den beobachteten kantonalen historischen Extrema der Wachstumsraten verglichen. Liegt eine theoretische Grenze jenseits der beobachteten empirischen Spannweite einer bestimmten Zeitreihe, dann wird die Intervallgrenze entsprechend gestutzt.

Der Vorteil der angestrebten Korrektur liegt darin, «unplausible» Prognoseintervalle – d.h. solche, die offensichtlich durch die Historie der Zeitreihen widerlegt werden – zu vermeiden, womit auch eine Lösung für den ersten Problemkreis (siehe oben) bereitgestellt wird.

Die Notwendigkeit einer Validierung und gegebenenfalls einer angemessenen Korrektur der theoretischen Grenzen der PI ergibt sich aus der Tatsache, dass es für den vorliegenden Datensatz äusserst schwierig erscheint, eine passende theoretische Verteilungsannahme zu postulieren. Eine Einbindung der beobachteten Historie und der darin enthaltenen Informationen über die empirischen Verteilungen erscheint aus diesem Grund unerlässlich.

Nachteilig erweist sich momentan der Umstand, dass nur fünf Beobachtungen (für Wachstumsraten oder erste Differenzen) pro Zeitreihe vorliegen. Dies wiederum bedeutet, dass die Spannweite der empirischen Beobachtungen einem Konfidenzniveau von «nur» etwa $100-100/5=80\%$ entspricht. Mit zunehmender Länge der Beobachtungsreihen können aber Extrema über längere Zeiträume beobachtet werden, so dass die Konfidenzniveaus dann sukzessive nach oben angepasst werden können. Mit 11 Beobachtungen beispielsweise – d.h. 10 Wachstumsraten – liessen sich bereits Konfidenzniveaus von $100-100/10=90\%$ realisieren.

Entsprechend korrigierte PI für die Wachstumsraten werden in separaten Tabellen in Abschnitt 9.9.4 angegeben.

9.8.3 Intervallprognosen für Wachstumsraten

Die Bestimmung von *modellbasierten* (theoretischen) Prognoseintervallen für Wachstumsraten mit Prognosehorizont $k>1$ (also z.B. die Wachstumsrate für das Jahr 2004 ausgehend von der aktuellen Datenlage) stellt aus methodischer Sicht eine zusätzliche Schwierigkeit dar, weil Differenzen und Verhältnisse von Prognosewerten betrachtet werden wie z.B. im Ausdruck $\frac{\hat{X}_{2004} - \hat{X}_{2003}}{\hat{X}_{2003}} * 100\%$. Die Unsicherheit,

147 Die Zeitreihenmodelle im Prognosemodell entsprechen AR(1)-Prozessen.

die mit der Quotientenbildung verbunden ist (der wahre Wert X_{2003} des Nenners ist unbekannt und wird durch \hat{X}_{2003} ersetzt) kann ignoriert werden, weil sich der Effekt nur im unteren Promillebereich bemerkbar macht. Der Effekt in der Differenz $\hat{X}_{2004} - \hat{X}_{2003}$ ist aber i.a. nicht vernachlässigbar. Die angesprochenen Effekte sollen hier an einfachen AR(1)-Prozessen¹⁴⁷ $X_t = a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ illustriert werden. Für den AR(1)-Prozess ist es nicht schwierig nachzuweisen, dass

$$(15) \quad \text{Var}(\hat{X}_{T+k+1} - \hat{X}_{T+k}) = \sigma^2 (1 + (a_1 - 1)^2 \sum_{j=0}^{k-1} a_1^{2j})$$

An diesem Ausdruck lässt sich leicht erkennen, dass die Varianz der Differenz in den Spezialfällen $a_1 = 0$ (weisses Rauschen) und $a_1 = 1$ (Random-Walk) unabhängig vom Prognosehorizont k ist. Dass die Unsicherheit mit zunehmendem Prognosehorizont nicht steigt sondern konstant bleibt mag auf erste Sicht erstaunen und hängt damit zusammen, dass sich Prognosefehler durch die Differenzenbildung teilweise gegenseitig aufheben können (z.B. im Fall des Random-Walk-Modells). Für das OKP-Prognosemodell liegen die AR(1)-Parameter mit wenigen Ausnahmen in einem Bereich zwischen 0.7 und 0.9 (vgl. z.B. (7)), so dass die Unsicherheit aufgrund von (15) sich nur mässig erhöht – weniger als man vielleicht intuitiv erwarten würde – mit anwachsendem Prognosehorizont k . Die Korrektur (15) wurde in der Berechnung der theoretischen k -Schritt-Intervallprognosen für die Wachstumsraten angewendet.

Bei Wachstumsraten wächst die Unsicherheit mit zunehmendem Prognosehorizont aufgrund der festgestellten Modellstruktur weniger schnell als intuitiv erwartet. Dieses Phänomen hängt mit Auslöschungseffekten zusammen, die durch die Differenzenbildung im Zähler der Wachstumsraten zustande kommen.

9.9 Prognosen der OKP Pro-Kopf-Kosten: empirische Resultate

Die nachfolgenden Prognosen beruhen auf einer Extrapolation der *erklärenden* Variablen¹⁴⁸ mithilfe univariater ARIMA-Modelle, vgl. Abschnitt 8.1. Im Zeitpunkt der Untersuchung stehen Daten für das Jahr 2002 für alle Variablen (mit Ausnahme des Volkseinkommens, das nur bis 2001 vorliegt) zur Verfügung. Eine Prognose für 2004 beruht demnach auf einer 2-Schritt Prognose der Kostenentwicklung.

Um das Prognosemodell zu validieren, werden in Abschnitt 9.9.1 die letzten zwei verfügbaren Datenpunkte – für die Jahre 2001 und 2002 – bei der Schätzung der unbekannt Parameter zurückbehalten. Die entsprechenden «echten» Prognosen werden daraufhin mit den realisierten Werten für die beiden verbleibenden Jahre 2001 und 2002 und mit der Prognoseperformance zwei einfacher Benchmarks verglichen. Eine Analyse dieser Resultate befindet sich in Abschnitt 9.9.2. Abschnitt 9.9.3 vergleicht die Prognoseperformance des Modells für die Jahre 2001 und 2002 mit denjenigen der dreizehn grössten Versicherer¹⁴⁹. Ein- und Zwei-Schrittprognosen für die Jahre 2003 und 2004 werden schliesslich in Abschnitt 9.9.4 mit zugehörigen Prognoseintervallen (theoretische und korrigierte PI) angegeben und analysiert.

9.9.1 Validierung

Die Prognosegüte des Modells wird für die gesamten OKP Pro-Kopf-Kosten für die Jahre 2001 und 2002 überprüft. Zu diesem Zweck wird der Stützbereich für die Schätzung auf Beobachtungen von 1997 bis und mit 2000 eingeschränkt (sog. «echte» Prognosesituation, da keine zukünftige Information verwendet wird). Diese Einschränkung auf Beobachtungen vor 2001 gilt für die Kosten sowie für die erklärenden Variablen. Die Prognosen der erklärenden Variablen erweisen sich in diesem Fall als äusserst problematisch, da für jede Reihe nur *eine* Beobachtungsgleichung¹⁵⁰ übrig bleibt, um die AR(1)-Parameter der entsprechenden spezifischen AR(1)-Modelle zu schätzen. Von *Zeitreihenanalyse* kann also hier nicht gesprochen werden. Diesem Umstand sollte bei der Begutachtung der Validierungsergebnisse Beachtung geschenkt werden.

Die Resultate können in Tabelle 9-20 eingesehen werden. Das prozentuale Wachstum in den beiden letzten Spalten wurde aufgrund der Vorschrift $\frac{X_{t+1} - X_t}{X_t} * 100\%$ errechnet.

148 Demographische Variablen, Arztdichten, Anteil an Versicherten mit maximaler Franchise und Volkseinkommen.

149 Bei der Interpretation dieser Resultate ist eine gewisse Vorsicht gefordert, weil die zugrundeliegenden Informationsmengen nicht identisch sind.

150 Das Basisjahr 1997 ist unbrauchbar da alle Wert Null sind, 1998 und 1999 entfallen, weil AR(1)-Modelle geschätzt werden und in gewissen Kantonen Differenzen betrachtet werden.

Tabelle 9-20 Validierung: «echte» 1- und 2-Schrittprognosen für die Jahre 2001 und 2002

Gesamt Kosten	J1997	Daten			Prognosen		Wachstum	
		J1998	J1999	J2000	1-Schritt	2-Schritt	%-Wachs- tum	%-Wachs- tum
CH	1797.3	1933.0	2013.6	2161.2	2280.5	2428.3	5.52%	6.48%
AG	1466.8	1611.5	1744.9	1876.7	2020.1	2163.5	7.64%	7.10%
AI	1136.9	1161.8	1307.4	1438.3	1547.6	1670.2	7.60%	7.92%
AR	1352.3	1429.0	1555.8	1676.2	1791.7	1907.8	6.89%	6.48%
BE	1645.7	1851.0	1945.0	2160.5	2343.0	2546.4	8.44%	8.68%
BL	1865.1	1957.5	2094.0	2225.5	2348.6	2476.9	5.53%	5.46%
BS	2526.2	2697.9	2786.9	2928.8	3082.7	3245.8	5.25%	5.29%
FR	1970.7	1866.6	1950.7	2020.4	2085.7	2151.0	3.23%	3.13%
GE	2705.9	2962.9	2952.1	3084.8	3228.9	3409.5	4.67%	5.59%
GL	1520.7	1592.4	1750.2	1875.3	2024.5	2151.7	7.96%	6.28%
GR	1454.7	1529.9	1664.4	1838.4	1984.3	2129.3	7.94%	7.30%
JU	1997.4	2125.0	2326.1	2352.2	2535.8	2651.2	7.81%	4.55%
LU	1364.1	1470.6	1551.3	1667.8	1764.6	1872.2	5.80%	6.10%
NE	2063.6	2333.7	2186.6	2588.9	2704.9	2963.6	4.48%	9.57%
NW	1281.1	1348.3	1439.0	1600.9	1727.1	1859.3	7.88%	7.66%
OW	1375.8	1498.6	1532.3	1650.6	1753.8	1867.7	6.25%	6.49%
SG	1426.6	1508.7	1628.8	1715.8	1832.1	1948.5	6.78%	6.35%
SH	1694.7	1812.4	2032.0	2140.0	2275.0	2419.6	6.31%	6.36%
SO	1549.7	1756.0	1832.9	1949.1	2068.6	2198.5	6.13%	6.28%
SZ	1429.3	1453.5	1575.5	1699.8	1795.7	1910.1	5.64%	6.37%
TG	1659.4	1736.5	1819.8	1897.1	1979.7	2062.4	4.36%	4.18%
TI	2260.1	2339.6	2425.8	2641.6	2808.5	2986.5	6.32%	6.34%
UR	1429.8	1463.3	1553.4	1682.0	1800.9	1920.1	7.07%	6.62%
VD	2380.8	2431.3	2481.1	2676.1	2853.2	3033.7	6.62%	6.33%
VS	1662.9	1669.0	1769.4	1933.0	2068.4	2202.3	7.01%	6.47%
ZG	1365.6	1472.9	1545.1	1664.5	1753.4	1863.6	5.34%	6.29%
ZH	1819.7	2004.3	2068.4	2171.8	2309.9	2452.0	6.35%	6.15%
(Ungewichteter) Durchschnitt							6.33%	6.36%

Der ungewichtete Durchschnitt in der letzten Zeile entspricht dem arithmetischen Mittel der kantonalen Wachstumsraten (ohne Berücksichtigung der kantonalen Bevölkerungen bzw. der Anzahl Versicherter Personen). Die Prognosewerte werden in Tabelle 9-21 mit den realisierten Ist-Werten in den Jahren 2001 und 2002 verglichen. Die Prozentualen Fehler in Tabelle 9-21 entsprechen der Vorschrift $\frac{\hat{X}_t - X_t}{X_t} * 100\%$, wobei \hat{X}_t und X_t Prognose- und Ist-Werte bezeichnen und t für die Jahre 2001 bzw. 2002 steht. Das Vorzeichen der Fehler weist auf Über- (positives Vorzeichen) oder Unterschätzung (negatives Vorzeichen) der Ist-Werte hin.

Tabelle 9-21 Validierung: Prozentuale Prognosefehler

Gesamtkosten	1-Schritt	2001		2-Schritt	2002	
		Ist-Werte	%-Fehler		Ist-Werte	%-Fehler
CH	2280.5	2272.3	0.36%	2428.3	2354.1	3.15%
AG	2020.1	1981.3	1.96%	2163.5	2064.5	4.79%
AI	1547.6	1539.0	0.56%	1670.2	1669.8	0.02%
AR	1791.7	1748.5	2.47%	1907.8	1796.2	6.21%
BE	2343.0	2223.8	5.36%	2546.4	2311.5	10.16%
BL	2348.6	2362.1	-0.57%	2476.9	2452.9	0.98%
BS	3082.7	3098.7	-0.52%	3245.8	3122.0	3.96%
FR	2085.7	2154.7	-3.20%	2151.0	2265.5	-5.05%
GE	3228.9	3365.6	-4.06%	3409.5	3483.5	-2.12%
GL	2024.5	1947.2	3.97%	2151.7	2020.5	6.49%
GR	1984.3	1844.1	7.61%	2129.3	1875.1	13.56%
JU	2535.8	2526.3	0.38%	2651.2	2618.8	1.23%
LU	1764.6	1788.1	-1.31%	1872.2	1844.9	1.48%
NE	2704.9	2718.3	-0.49%	2963.6	2754.0	7.61%
NW	1727.1	1637.1	5.49%	1859.3	1678.9	10.75%
OW	1753.8	1693.4	3.56%	1867.7	1727.1	8.14%
SG	1832.1	1800.3	1.77%	1948.5	1897.2	2.70%
SH	2275.0	2251.9	1.02%	2419.6	2304.0	5.02%
SO	2068.6	2039.1	1.45%	2198.5	2167.5	1.43%
SZ	1795.7	1876.5	-4.30%	1910.1	1870.4	2.12%
TG	1979.7	1973.1	0.34%	2062.4	2121.1	-2.77%
TI	2808.5	2768.3	1.45%	2986.5	2933.6	1.80%
UR	1800.9	1850.4	-2.67%	1920.1	1768.9	8.55%
VD	2853.2	2851.9	0.05%	3033.7	2912.1	4.17%
VS	2068.4	2030.7	1.86%	2202.3	2117.5	4.00%
ZG	1753.4	1848.3	-5.13%	1863.6	1946.1	-4.24%
ZH	2309.9	2276.6	1.46%	2452.0	2336.4	4.95%

Die Performance des Prognosemodells wird in Tabelle 9-22 anhand von Gütemassen zusammengefasst.

1. Als Gütemasse werden das arithmetische Mittel (MAD) der *Beträge* und der Median (MedAD) der *Beträge* der prozentualen Fehler über alle Kantone aufgeführt.
2. Der Bias ist das arithmetische Mittel der prozentualen Fehler und zeigt auf, ob und in welchem Ausmass das Prognosemodell tendenziell eher über- (positives Vorzeichen) oder unterschätzt (negatives Vorzeichen).

Als Massstab für einen ersten Vergleich werden zwei einfache Benchmarks verwendet. Die beiden Benchmark-Modelle extrapolieren die Zeitreihen aufgrund folgender einfachen Vorschriften:

- Das prognostizierte Wachstum in einem Kanton ist identisch mit dem Wachstum in der letzten beobachteten Periode für die entsprechende Zeitreihe (sog. I(2)-Modell).
- Das prognostizierte Wachstum in einem Kanton ist identisch mit dem durchschnittlichen Wachstum von 1997 bis 2000 für die entsprechende Zeitreihe (Spezifische Trends)¹⁵¹.

¹⁵¹ Der Unterschied zwischen diesen beiden Methoden liegt im wesentlichen im «Gedächtnis» der resultierenden Vorschrift: während bei ersterer nur das letzte beobachtete Wachstum bestimmend ist für die Extrapolation, fliessen bei der zweiten alle beobachteten Zuwächse im Zeitfenster gleichgewichtet in die Extrapolationsformel ein. Das OKP-Prognosemodell versucht gewissermassen einen bestmöglichen Kompromiss zwischen diesen beiden «Extremen» zu realisieren.

Tabelle 9-22 Validierung: Gütemasse

	2001: Einschritt			2002: Zweischritt		
	Modell	I(2)	Spez. Trends	Modell	I(2)	Spez. Trends
MAD	2.3%	3.3%	3.4%	4.6%	7.5%	5.5%
MedAD	1.8%	2.8%	2.9%	4.2%	5.8%	5.3%
Bias	0.7%	-	-	3.7%		

Unkorrigierte¹⁵² Neunzigprozent-Intervallprognosen für die Gesamtkosten für die Jahre 2001 und 2002 befinden sich in Tabelle 9-23. Kantone in kursiver Schrift signalisieren Übertretungen der 1-Schrittprognoseintervalle, Kantone in fetter Schrift signalisieren Übertretungen der 2-Schrittprognoseintervalle (kursiv und fett bedeutet Übertretungen in beiden Jahren).

Tabelle 9-23 Validierung: 90%-Prognoseintervalle für die OKP Pro-Kopf Kosten

Intervallprognose	2001			2002		
	Unteres PI 1-Schritt	Ist-Werte	Oberes PI 1-Schritt	Unteres PI 2-Schritt	Ist-Werte	Oberes PI 2-Schritt
CH	2189.2	2272.3	2375.6	2243.2	2354.1	2628.8
AG	1936.6	1981.3	2107.1	1998.0	2064.5	2342.7
AI	1478.3	1539.0	1620.2	1534.5	1669.8	1818.0
AR	1711.9	1748.5	1875.3	1757.3	1796.2	2071.1
BE	2224.5	2223.8	2467.8	2313.7	2311.5	2802.4
BL	2252.4	2362.1	2449.0	2281.6	2452.9	2689.0
BS	2947.4	3098.7	3224.3	2971.0	3122.0	3545.9
FR	1994.8	2154.7	2180.7	1979.8	2265.5	2337.0
GE	3079.2	3365.6	3385.8	3106.6	3483.5	3741.8
GL	1939.0	1947.2	2113.9	1985.9	2020.5	2331.3
GR	1894.7	1844.1	2078.2	1956.2	1875.1	2317.5
JU	2384.1	2526.3	2697.1	2387.3	2618.8	2944.3
LU	1693.5	1788.1	1838.6	1729.1	1844.9	2027.1
NE	2574.3	2718.3	2841.9	2717.4	2754.0	3232.1
NW	1648.0	1637.1	1810.0	1706.9	1678.9	2025.2
OW	1683.7	1693.4	1826.8	1726.2	1727.1	2020.8
SG	1757.6	1800.3	1909.8	1800.6	1897.2	2108.5
SH	2180.4	2251.9	2373.6	2228.3	2304.0	2627.4
SO	1982.0	2039.1	2159.0	2025.4	2167.5	2386.5
SZ	1722.8	1876.5	1871.7	1764.0	1870.4	2068.2
TG	1898.2	1973.1	2064.7	1903.4	2121.1	2234.6
TI	2679.3	2768.3	2943.9	2736.2	2933.6	3259.7
UR	1728.7	1850.4	1876.2	1773.9	1768.9	2078.4
VD	2711.7	2851.9	3002.1	2752.8	2912.1	3343.2
VS	1983.2	2030.7	2157.3	2030.6	2117.5	2388.5
ZG	1681.1	1848.3	1828.8	1718.6	1946.1	2020.8
ZH	2208.0	2276.6	2416.5	2246.8	2336.4	2675.8

¹⁵² Diese basieren auf der Normalverteilung, vgl. Abschnitt 9.8.2. Für eine Korrektur wie in Abschnitt 9.8.3 vorgeschlagen wären mehr Beobachtungen erforderlich.

Die (halben) Längen der PI in Tabelle 9-24 können wie folgt interpretiert werden: 90% der zu erwartenden prozentualen Prognosefehler (1- oder 2-Schritt) werden betragsmässig kleiner als der entsprechende Tabellenwert sein (bei diesen Zahlen ist aufgrund der geschilderten Problematik in Abschnitt 9.8.2 Vorsicht geboten, denn wegen den wenigen Beobachtungen können nur unkorrigierte Intervalle angegeben werden).

Tabelle 9-24 Validierung: (halbe) Längen der 90%-Prognoseintervalle für die OKP Pro-Kopf Kosten

	1-Schritt	2-Schritt		1-Schritt	2-Schritt
CH	4.09%	7.94%	NW	4.69%	8.56%
AG	4.22%	7.97%	OW	4.08%	7.89%
AI	4.58%	8.49%	SG	4.16%	7.90%
AR	4.56%	8.22%	SH	4.25%	8.25%
BE	5.19%	9.60%	SO	4.28%	8.21%
BL	4.19%	8.22%	SZ	4.15%	7.96%
BS	4.49%	8.86%	TG	4.21%	8.03%
FR	4.46%	8.30%	TI	4.71%	8.76%
GE	4.75%	9.32%	UR	4.10%	7.93%
GL	4.32%	8.03%	VD	5.09%	9.73%
GR	4.62%	8.48%	VS	4.21%	8.13%
JU	6.17%	10.50%	ZG	4.21%	8.11%
LU	4.11%	7.96%	ZH	4.51%	8.75%
NE	4.95%	8.68%			

9.9.2 Analyse der Ergebnisse

Die obigen Aussagen müssen auf dem Hintergrund der Eigenschaften des vorliegenden Datenmaterials einer eingehenden Analyse unterzogen werden.

1. Punktprognosen:

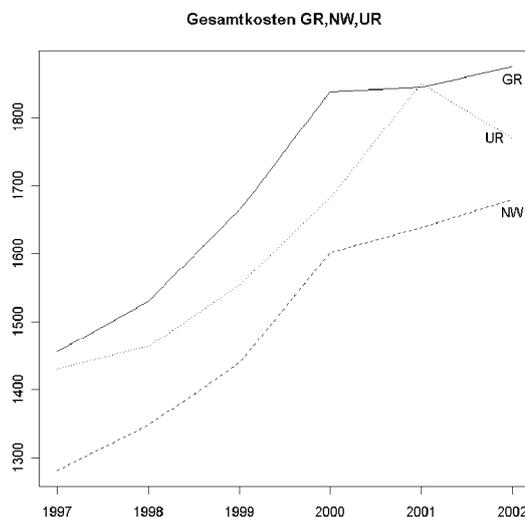
- a. Gemessen am durchschnittlichen Betrag der relativen Fehler schneidet das OKP-Prognosemodell im Schnitt um 40% (1-Schritt) bzw. 20% (2-Schritt) besser ab, als der beste konkurrierende Benchmark, vgl. Tabelle 9-22. Der Bias bzw. der systematische Prognosefehler von 3.7% für die 2-Schrittprognose (vgl. Tabelle 9-22) gibt einen ersten Hinweis für die schwächere (relative) Leistung des OKP-Modells für das Jahr 2002: anscheinend «überschiessen» die Prognosen die Ist-Werte im Schnitt um 3.7%. Der Grund für diesen systematischen Prognosefehler wird in unterer Tabelle 9-25 erkennbar: im Jahr 2002 findet ein markanter Einbruch im Wachstum der Pro-Kopf-Kosten gemessen an Abrechnungsdaten statt. Nach Untersuchung der einzelnen Kostengruppen zeigt sich, dass dieser Einbruch vor allem auf die Kostengruppen «Medikamente Arzt» und «Spital ambulant» zurückzuführen ist. Die Gründe für den beobachteten Wachstumseinbruch sind im Zeitpunkt der Untersuchung ungeklärt¹⁵³. Abbildung 9-8 verdeutlicht, warum das Wachstum in den Kantonen GR, NW und UR um 13%, 10% und 8.55% im Jahr 2002 (2-Schritt-Prognose) überschätzt wurde. Der beobachtete Wachstumseinbruch kann mit den zur Verfügung stehenden erklärenden Variablen (Beobachtungen bis und mit 2000) nicht vorausgesagt werden.

¹⁵³ Die betrachteten Kosten sind z.B. empfindlich auf Abrechnungsverzögerungen.

Tabelle 9-25 Durchschnittliches %-Wachstum der Pro-Kopf-Kosten

Durchschn. %-Wachstum	J1998	J1999	J2000	J2001	J2002
	5.74%	4.88%	6.84%	5.39%	3.22%

Abbildung 9-8 Wachstumseinbrüche in den Zeitreihen GR/NW/UR



- b. OKP-Prognosemodell und Benchmarks unterscheiden sich methodisch. Diese Unterschiede werden aber durch das relativ homogene Wachstum zwischen 1997 und 2000 (keine Strukturbrüche) z.T. verwischt, was einen Angleich der Prognoseperformance begünstigt.
- c. Die Reihen sind keine Zeitreihen mehr, da bei der obigen Validierung *nur eine Beobachtungsgleichung* – diejenigen, welche das Jahr 1999 mit 2000 verknüpft – verwendet werden kann für die Schätzung der unbekannt (Zeitreihen-) Parameter. Die Regressionsparameter beruhen auf Beobachtungen über drei Jahre hinweg (das Basisjahr 1997 wird durch die entsprechende Transformation unbrauchbar, da alle Werte definitionsgemäss Null sind). Der gewählte OKP-Modellansatz („out of sample“-Kriterium) neigt in dieser Situation dazu, kantonale Unterschiede zu verwischen, da sonst Gleichungssysteme undeterminiert wären¹⁵⁴. Dies führt zu einer relativ stark ausgeprägten «Konsensprognose» in welcher kantonale Spezifitäten nur schwach zum Ausdruck kommen. Trotz dieser Einwände schneidet das OKP-Prognosemodell im Vergleich am besten ab (konkurrierende Prognoseverfahren unterliegen schliesslich denselben ungünstigen «Rahmenbedingungen»). Vergleiche mit den Versicherern in Abschnitt 9.9.3 klassieren das Prognosemodell in der vorliegenden Untersuchungssituation (Prognosen für 2001 und 2002 aufgrund einer einzigen Beobachtungsgleichung) ebenfalls im Spitzenbereich.

2. Intervallprognosen

- a. Bei der Aufstellung von Prognoseintervallen muss nebst der Unsicherheit bzgl. zukünftiger Werte der Residuen r_t in der Modellgleichung¹⁵⁵ auch die Unsicherheit bzgl. zukünftiger Werte der erklärenden Variablen berücksichtigt werden.
- i. Prognosen der erklärenden Variablen beruhen auf ARIMA-Modellen vgl. Abschnitt 8.1. Die resultierende Unsicherheit kann also quantitativ erfasst werden. In Anbetracht der Kürze der Zeitreihen ist dieses Resultat jedoch mit äusserster Vorsicht zu interpretieren.

¹⁵⁴ Eine stärkere Berücksichtigung kantonaler Eigenheiten wird erst mit anwachsendem Datensatz möglich.

¹⁵⁵ Prognosen der Residuen werden mit einem Zustandsraummodell erstellt, vgl. Abschnitt 9.7.

- ii. Bei den Residuenprognosen stehen pro Kanton für das betrachtete Zeitfenster bei der Validierung nur zwei Beobachtungen zur Verfügung, was eine reliable Schätzung der Prognosevarianz verunmöglicht. Deshalb wurden die kantonsspezifischen Varianzen gepoolt. In Anlehnung an die Punktprognose werden also auch bei der Intervallprognose kantonale Spezifitäten notgedrungen abgeschwächt.
- b. Prognoseintervalle beruhen in erhöhtem Mass auf der Richtigkeit der getroffenen Modellannahmen, da ihre Breite auf Quantilen der Verteilung der Störterme beruht. Unter den angekündeten methodischen Einwänden ist deshalb die gute Übereinstimmung zwischen beobachteten und zu erwartenden Intervallüberschreitungen¹⁵⁶ bemerkenswert.
- c. Die höhere Anzahl Unterschreitungen bei der 2-Schrittprognose (vier) hängt mit dem beobachteten Wachstumseinbruch im Jahr 2002 zusammen, vgl. Tabelle 9-25.

Als Benchmark für den Prognosevergleich dienten in diesem Abschnitt relativ einfache «Prognoseregeln». Interessant(er) wäre ein Vergleich des Prognosemodells mit anspruchsvolleren und/oder ausgereifteren Verfahren. Als Alternative bieten sich beispielsweise Prognosen der Krankenversicherer an. Die Resultate der entsprechenden BAG-Untersuchung werden im folgenden Abschnitt dokumentiert.

9.9.3 Prognosen von OKP-Bruttokosten des Kostenprognosemodells im Vergleich mit Prognosen von Krankenversicherungen (BAG)

Um die Qualität des Kostenprognosemodells besser beurteilen zu können, werden Prognosen für die wichtigsten Kostengruppen mit Kostenprognosen von Versicherungen verglichen. Die Angaben der Versicherungen stammen aus den Datenerhebungen, welche das BAG jährlich bei allen Versicherern im Rahmen der Prämien genehmigung durchführt. Die Daten umfassen u. a. Risikobestände und Bruttokosten der wichtigsten Kostengruppen für die verschiedenen Kantone. In jedem Erhebungsjahr werden jeweils die effektiven Werte des Vorjahrs, Hochrechnungen für das laufende Jahr sowie Prognosen für das nächste Jahr erhoben.

Für die Prognosevergleiche werden nur die wichtigsten Kostengruppen «Arzt ambulant», «Medikamente» (Arzt und Apotheken), «Spital stationär», «Spital ambulant» sowie die gesamten Bruttokosten betrachtet. Die Untersuchung beschränkt sich zudem auf Versicherungen, welche im betrachteten Zeitraum mehr als 100'000 Versicherte auswiesen und der Prämien genehmigung Prognosen für mindestens 18 Kantone einreichten. Grossen Versicherungen stehen am ehesten zuverlässige Prognoseinstrumente und ausreichend hohe Risikobestände für genaue Prognosen für zur Verfügung. Zusätzlich wurden die kantonalen Mittelwerte der Kostenprognosen über alle Versicherungen (d. h. nicht nur der grossen Versicherungen) berechnet und in den Prognosevergleich aufgenommen. Alle Kostenangaben wurden in Kosten pro Kopf umgerechnet, wodurch sich Ungenauigkeiten der Risikobestandschätzungen nicht auf die Genauigkeit der Kostenschätzungen auswirken sollten.

Beim Prognosevergleich zwischen dem KPM mit den Versicherern ist zu berücksichtigen, dass den Prognosen unterschiedliche Datensätze zugrunde liegen: Das KPM verwendet für die vorliegende Untersuchung nach Kantonen aggregierte Bruttokosten nach Abrechnungsjahren aus dem Datenpool von santésuisse, währenddem den Versicherern wesentlich detailliertere Daten über ihren Versichertenstamm zur Verfügung stehen. *Ein direkter Vergleich der kantonalen Pro-Kopf Gesamtkosten 2000 – 2002 des Datenpools mit den entsprechenden kantonalen Mittelwerten aus den Angaben der Prämien genehmigung ergab eine mittlere Abweichung von ca. 3%.* Es erscheint deshalb kaum sinnvoll, Niveauwerte der Pro-Kopf Kostenprognosen der Versicherer und des KPM miteinander zu vergleichen.

Die Abweichungen der *relativen* Pro-Kopf Kostenänderungen zwischen Datenpool und der Prämien genehmigung sind im Vergleich dazu kleiner. Abbildung 9-9 vergleicht die relativen Änderungen der kantonalen Gesamtkosten für die Jahre 2000-2001 und 2001-2002. Jeder Punkt in der Abbildung stellt

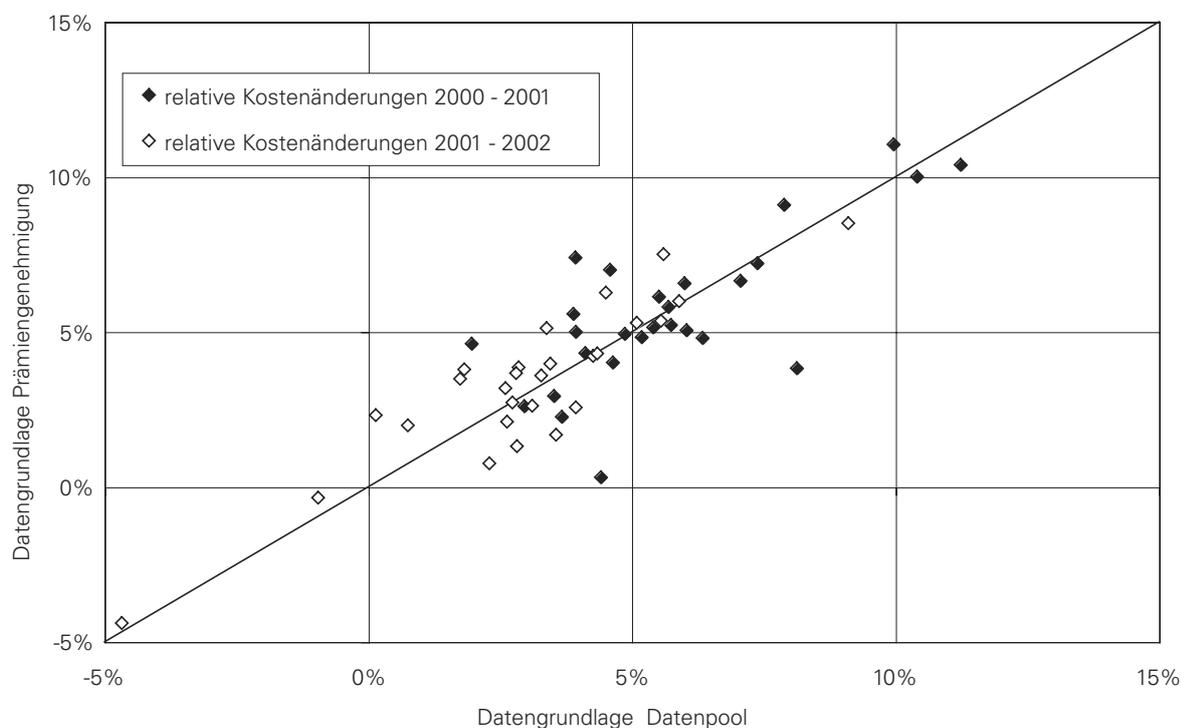
¹⁵⁶ Bei der 1-Schritt Prognose wurden drei Überschreitungen beobachtet. Theoretisch werden zwei bis drei Beobachtungen ausserhalb der Intervalle erwartet (10% Überschreitungen bei 26 kantonalen Prognosen).

die Änderung der Gesamtkosten eines Kantons dar. Die mittleren Differenzen zwischen den relativen Kostenänderungen des Datenpools und den Angaben zur Prämien genehmigung liegen bei ca. 1% (in Bezug auf die Gesamtkosten). Die entsprechenden Differenzen für die einzelnen Kostengruppen dürften prozentual eher höher sein, wurden aber nicht untersucht. Der Datenvergleich macht deutlich, dass durch die Streuung der Kosten Prognoseunterschiede von mindestens einem Prozentpunkt allein durch die unterschiedlichen Datengrundlagen bedingt sein können. Für die einzelnen Kostengruppen ist diese Unsicherheit eher grösser als für die Gesamtkosten.

Mögliche Gründe für unterschiedliche effektive Kosten zwischen den Angaben der Prämien genehmigung und dem Datenpool:

- Versicherer sind nicht verpflichtet Kostenprognosen für Kantone zu machen, in denen sie weniger als 300 Versicherte haben (zu kleiner Risikobestand für zuverlässige Prognosen).
- Die Abdeckung des Datenpools im Jahr 2003 betrug 94.3% und ist somit nicht ganz vollständig.

Abbildung 9-9 Relative Änderungen der Gesamtkosten für die verschiedenen Kantone in den Jahren 2000-2001 und 2001-2002 auf den Datengrundlagen des Datenpools und der Prämien genehmigung



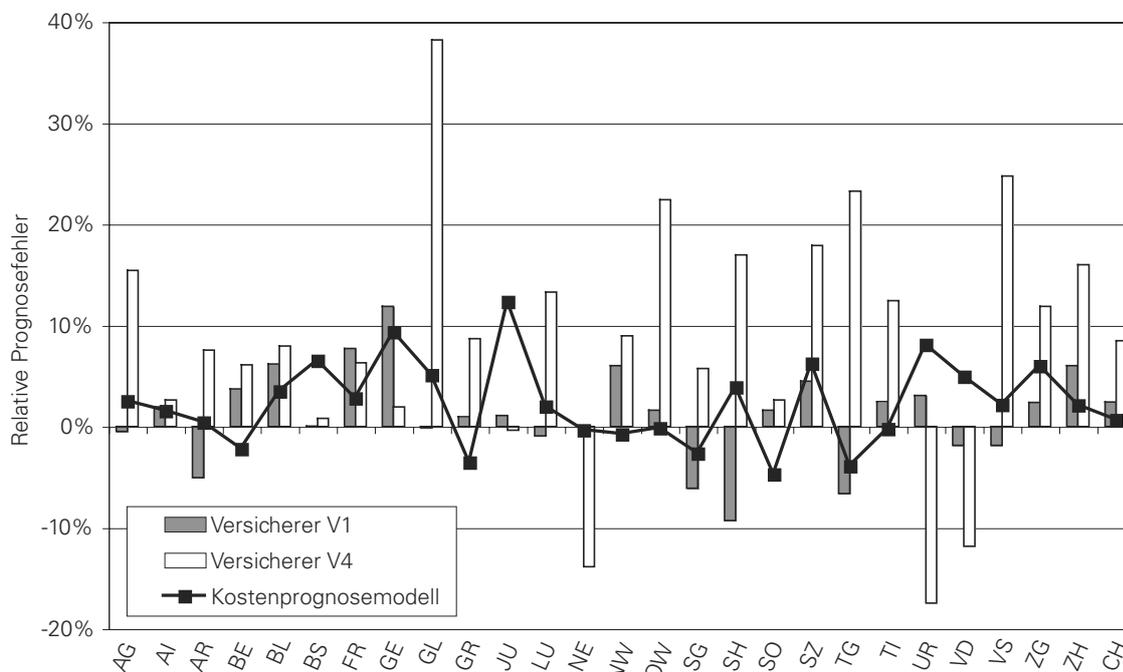
Im Folgenden werden Prognosen des Kostenprognosemodells und der Versicherer für die verschiedenen Kostengruppen und Kantone mit den effektiven Kosten verglichen und daraus die Prognosegenauigkeiten bestimmt. Die Untersuchung beschränkt sich dabei auf die Erhebungsjahre 2001 und 2002.

Beispielsweise wurden für alle Versicherungen für das Erhebungsjahr 2001 die Genauigkeit der Hochrechnungen (für 2001) und der Prognosen (für 2002) überprüft, in dem sie mit den effektiven Kosten 2001 und 2002 verglichen wurden. Diese wurden den Erhebungen der Jahre 2002 und 2003 entnommen. Da Rechnungen von den Leistungserbringern oft mit Verzögerung gestellt werden und daher bei den Versicherungen erst in den Folgejahren berücksichtigt werden, müssten eigentlich auch Veränderungen der Rückstellungen mitberücksichtigt werden. Darauf wurde aber verzichtet, da die Rückstellungen nicht nach Kostengruppen ausgewiesen sind.

Mit dem KPM wurden ebenfalls Kostenprognosen für die Erhebungsjahre 2001 und 2002 berechnet. Für das Jahr 2001 wurden ausschliesslich Inputdaten bis zum Jahr 2000 verwendet und daraus mit einer 1-Schrittprognose Hochrechnung für das Jahr 2001 und mit einer 2-Schrittprognose Prognosen für das Jahr 2002 erstellt. Analog dazu dienten Inputdaten bis zum Jahr 2001 zur Berechnung der 1- und 2-Schrittprognosen im Erhebungsjahr 2002. Die berechneten Prognosen wurden dann mit den Angaben des Datenpools verglichen.

Pro Kanton und Kostengruppe wurden die Prognosefehler, d. h. die relativen Abweichungen der Prognosen von den effektiven Kosten bestimmt. Als Beispiel sind in Abbildung 9-10 die relativen Prognosefehler der Versicherer V1 und V4 sowie des Kostenprognosemodells für die Gesamtkosten des Jahres 2003 aus dem Erhebungsjahr 2002 dargestellt. Die Abbildung verdeutlicht insbesondere, dass die Kostenprognosen der Versicherer oft von recht unterschiedlicher Qualität sind, siehe auch die folgenden Abbildungen.

Abbildung 9-10 Relative Prognosefehler der Gesamtkosten 2003 aus dem Erhebungsjahr 2002 der beiden Versicherer V1 und V4, des Mittelwerts über alle Versicherungen sowie des Kostenprognosemodells (2-Schrittprognose).



Für den folgenden Vergleich werden die *Mediane* der Absolutbeträge der Prognosefehler verwendet. Im Unterschied zu mittleren quadratischen Prognosefehlern werden durch dieses Mass ungenaue Prognosen in einigen Kantonen etwa auf Grund niedriger Risikobestände oder mangelhafter Datengrundlagen weit weniger stark gewichtet (vgl. Fussnote 158). In Abbildung 9-11 bis Abbildung 9-14 werden die Absolutbeträge der relativen Prognosefehler pro Versicherung und Kostengruppe als Boxplots (ohne Outliers) angegeben. Die Reihenfolgen der Versicherungen in den einzelnen Diagrammen sind durch die Mediane d. h. die «mittleren» Prognosegenauigkeiten bestimmt.

Beim direkten Vergleich der Prognoseperformance muss berücksichtigt werden, dass die Informationsbasis der konkurrierenden «Parteien» unterschiedlich ist:

- Das KPM verwendet im vorliegenden Vergleich kantonal aggregierte Abrechnungsdaten aus dem Datenpool, während den Versicherern *detaillierte Angaben nach Abrechnung und Behandlungsbeginn für jeden Versicherten* vorliegen.
- Für die Hochrechnungen des laufenden Jahres sind den Versicherern die Kosten für das erste Halbjahr bekannt. Dem KPM stehen diese Angaben nicht zur Verfügung, d. h. die Prognosen des KPM sind echte «out of sample» Prognosen (ausschliesslich auf der Basis von Vorjahresdaten).

- *Kleine Risikobestände in einzelnen Kantonen erhöhen die Wahrscheinlichkeit von Fehlprognosen der Versicherer*¹⁵⁷. Das KPM macht stets Prognosen für die gesamte Kantonsbevölkerung.

Abbildung 9-11 1-Schritt Prognose, Daten bis 2000

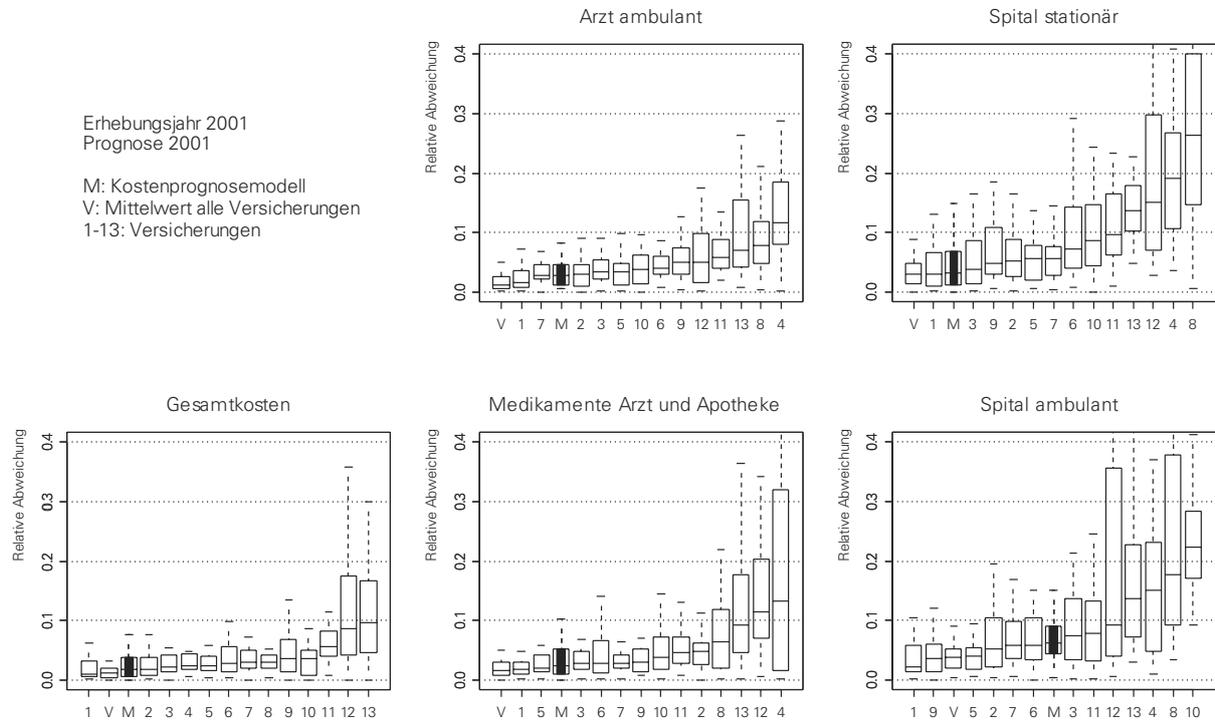
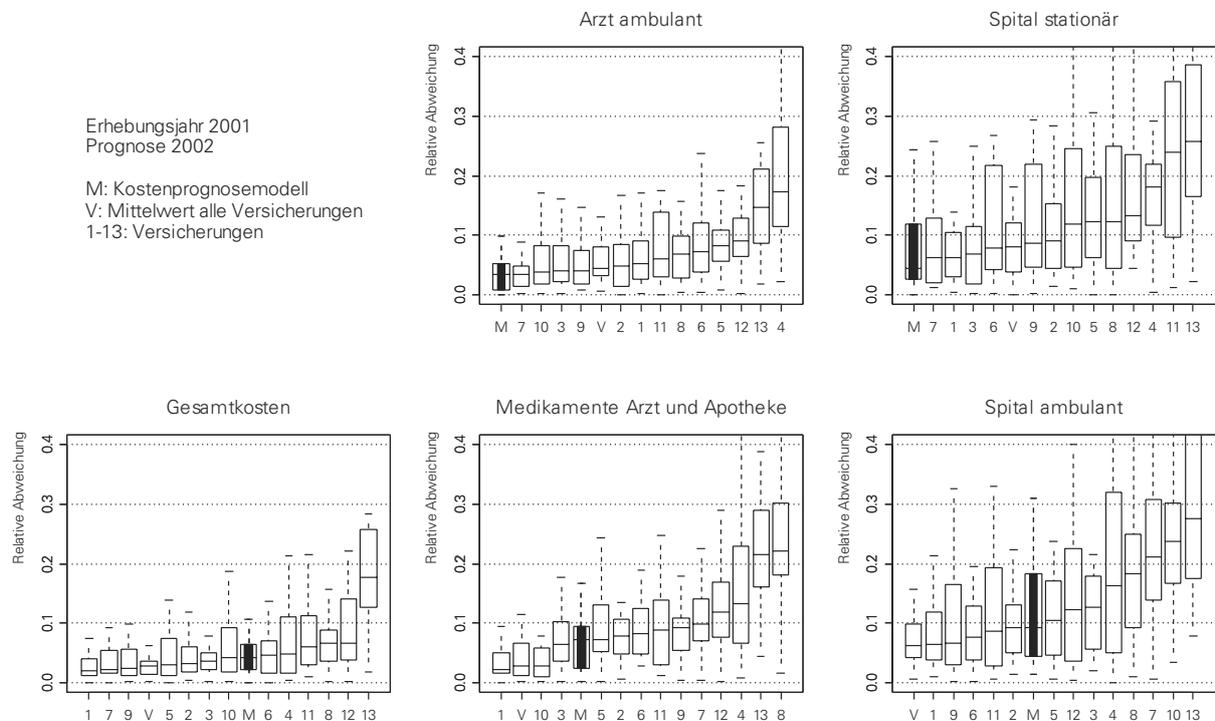


Abbildung 9-12 2-Schritt Prognosen, Daten bis 2000



¹⁵⁷ Aus diesem Grund wird bei den Vergleichen auch der Median herbeigezogen, weil diese Statistik weniger empfindlich auf einzelne (kantonale) Ausreisser ist als das arithmetische Mittel bei der Auswertung der durchschnittlichen Prognoseperformance.

Abbildung 9-13 1-Schrittprognosen, Daten bis 2001

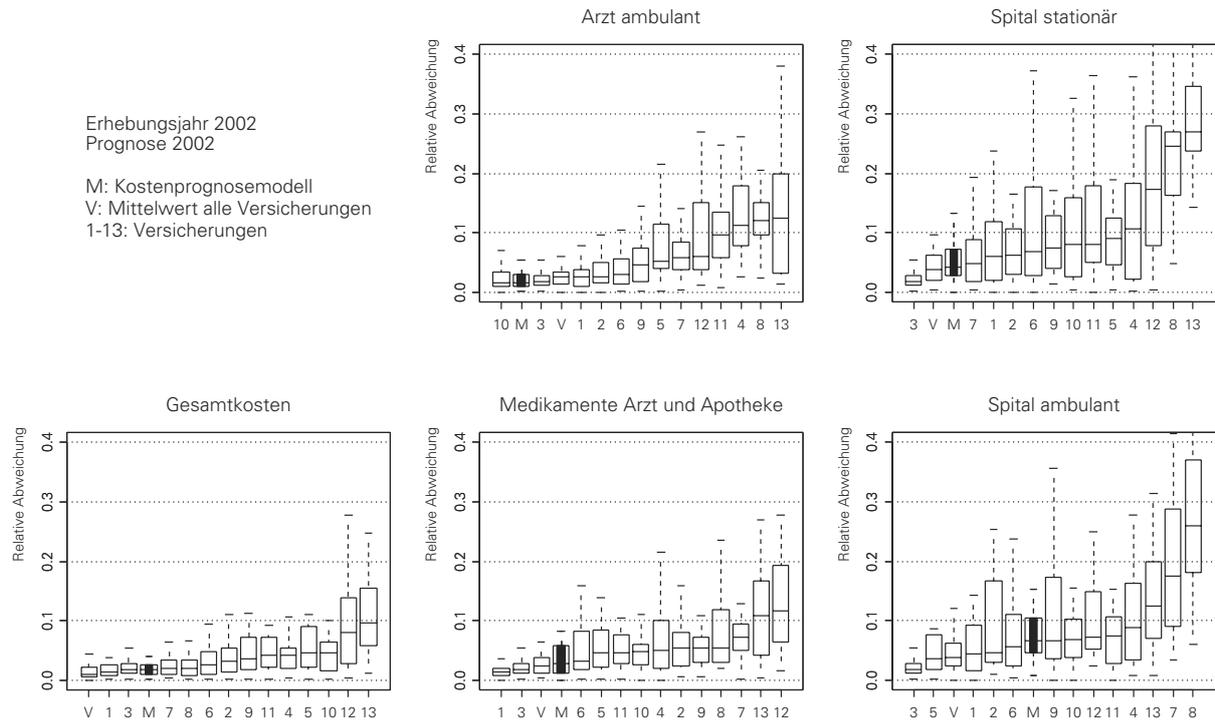


Abbildung 9-14 2-Schrittprognosen, Daten bis 2001

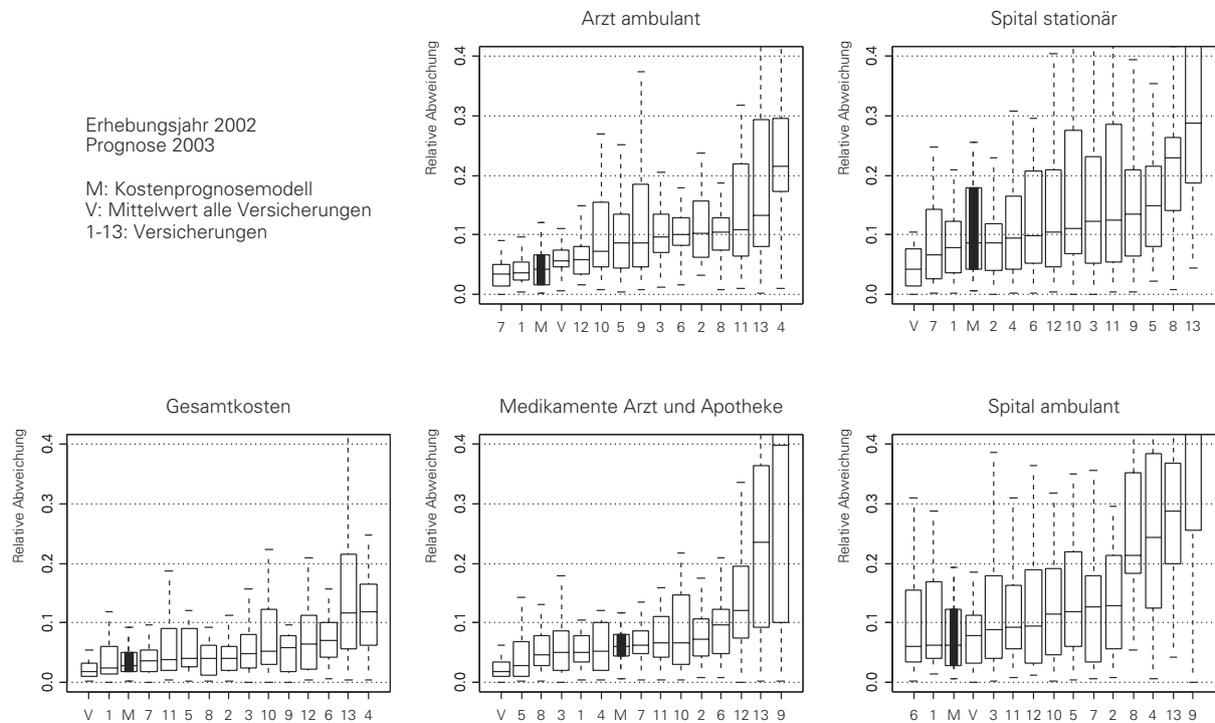


Tabelle 9-26 und Tabelle 9-27 fassen die Rangfolge der 13 grössten Versicherer, der Konsensprognose und des KPM in Bezug auf ihre Prognosegüte zusammen.

Tabelle 9-26 Durchschnitt und Median der Ränge 1-Schritt Prognose

Vers. Nr.	1-Schrittprognosen, Daten bis 2001														
	3	Ø	1	KPM	6	2	10	5	9	4	7	11	8	12	13
Gesamt	3	1	2	4	7	8	13	12	9	11	5	10	6	14	15
Arzt	3	4	5	2	7	6	1	10	8	13	10	12	14	11	15
Spitamb	1	3	4	7	6	5	9	2	8	12	14	11	15	10	13
Spitstat	1	1	5	3	7	6	9	11	8	12	4	10	14	13	15
Medik.	2	3	1	4	5	10	8	6	11	9	13	7	12	15	14
Mittel	2	2.4	3.4	4	6.4	7	8	8.2	8.8	11	9.2	10	12.2	12.6	14.4
Med.	2	3	4	4	7	6	9	10	8	12	10	10	14	13	15

Tabelle 9-27 Durchschnitt und Median der Ränge 2-Schritt Prognose

Vers. Nr.	2-Schrittprognosen, Daten bis 2001														
	Ø	1	KPM	7	5	3	6	11	10	12	2	8	4	9	13
Gesamt	1	2	3	4	6	9	13	5	10	12	8	7	15	11	14
Arzt	4	2	3	1	7	9	10	13	6	5	11	12	15	8	14
Spitamb	4	2	3	10	9	5	1	6	8	7	11	12	13	15	14
Spitstat	1	3	4	2	13	10	7	11	9	8	5	14	6	12	15
Medik.	1	5	7	8	2	4	12	9	11	13	11	3	6	15	14
Mittel	2.2	2.8	4	5	7.4	7.4	8.6	8.8	8.8	9	9.2	9.6	11	12.2	14.2
Med.	1	2	3	4	7	9	10	9	9	8	11	12	13	12	14

Bemerkungen:

- Mit Beobachtungen bis zum Jahr 2000 kann aufgrund der Modellstruktur (Basisjahrdaten und Differenzen, AR(1)-Modelle) nur eine Beobachtungsgleichung aufgestellt werden, so dass Vergleiche streng genommen unzulässig sind. Deshalb wurden die Vergleiche in der Aufstellung der obigen Tabellen mit Beobachtungen bis 2001 (zwei Beobachtungsgleichungen) herangezogen.
- Das KPM schneidet bei beiden Prognosehorizonten im Spitzenbereich ab.
- Die 2-Schrittprognose ist praktisch bedeutsamer, weil sie Aussagen über die Kostenentwicklung im Folgejahr macht.
- Die Rangfolge gewisser Versicherer ist stark vom Prognosehorizont abhängig (vgl. beispielsweise die Versicherer 3 und 7).

Die Ergebnisse der Prognosevergleiche können wie folgt zusammengefasst werden:

- Die Prognosen des KPM liegen im Vergleich zu den Prognosen der betrachteten Versicherer im Spitzenbereich.
 - In vielen Fällen unterscheiden sich die Ergebnisse des KPM von der besten Prognose nur um wenige Prozentpunkte und liegen daher in einem Bereich, der allein auf Grund der unterschiedlichen Datengrundlagen zu erwarten ist.
 - Die Streuungen der Prognosen des KPM sind ungefähr gleich gross wie die Streuungen von guten Prognosen der Versicherungen.
 - Das KPM ist gemäss den untersuchten Daten ein geeignetes Instrument, um kantonale Durchschnittskosten über 1-2 Jahre vorauszusagen.
-

Es ist vorgesehen, dass das BAG entsprechende Prognosevergleiche auch in Zukunft durchführt und publiziert, damit die Genauigkeit und Tauglichkeit des Kostenprognosemodells fortlaufend besser beurteilt werden kann.

9.9.4 Prognosen für das Wachstum in den Jahren 2003 und 2004

Ein- und Zweischrittprognosen für die Jahre 2003 und 2004 können unter Berücksichtigung aller Beobachtungen (1997-2002) aufgestellt werden, vgl. Tabelle 9-28 und Tabelle 9-29 (die ersten drei Beobachtungen für die Jahre 1997, 1998 und 1999 wurden in Tabelle 9-28 aus Platzgründen entfernt).

Punktprognosen (PP), unkorrigierte untere und obere 90%-Prognoseintervalle (UPI,OPI) der absoluten Kosten sind in Tabelle 9-28 eingetragen. Prognosen der prozentualen Veränderungen befinden sich in Tabelle 9-29 (Punkt, untere und obere Prognoseintervalle). Die prozentualen Veränderungen 2003 (1-Schritt)

und 2004 (2-Schritt) werden gemäss den Vorschriften $\frac{\hat{X}_{2003} - X_{2002}}{X_{2002}} * 100\%$ bzw. $\frac{\hat{X}_{2004} - \hat{X}_{2003}}{\hat{X}_{2003}} * 100\%$ berechnet, wobei \hat{X}_{2003} , \hat{X}_{2004} Prognosewerte für die Jahre 2003 (1-Schritt) und 2004 (2-Schritt) bezeichnen.

Für die Berechnung der PI und der damit verbundenen Probleme wird auf Abschnitt 9.8 verwiesen. Für die prozentualen Zuwachsraten werden nebst den theoretischen (90%) PI auch korrigierte (empirische) PI in einer separaten Tabelle 9-30 ausgewiesen, die auf den beobachteten empirischen Verteilungen der Wachstumsraten beruhen (statt auf der unzweckmässigen Annahme der NV), vgl. Abschnitt 9.8.2. Aufgrund der noch geringen Anzahl Beobachtungen ist das entsprechende Konfidenzniveau momentan nur etwa 80%.

Tabelle 9-28 1- und 2-Schritt Prognosen der OKP-Gesamtkosten für die Jahre 2003/2004

Gesamtkosten	J2000	Daten J2001	J2002	2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
				UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	2161.2	2272.3	2354.1	2381.6	2454.2	2529.0	2429.1	2563.0	2704.3
AG	1876.7	1981.3	2064.5	2104.1	2163.8	2225.3	2155.8	2268.7	2387.6
AI	1438.3	1539.1	1669.8	1720.2	1788.8	1860.1	1787.3	1910.4	2042.0
AR	1676.2	1748.5	1796.2	1796.2	1871.6	1962.9	1816.8	1960.4	2115.3
BE	2160.5	2223.8	2311.5	2334.2	2414.5	2497.7	2370.4	2521.8	2683.0
BL	2231.7	2366.9	2454.6	2509.6	2585.1	2662.9	2575.5	2715.6	2863.3
BS	2962.3	3136.6	3160.4	3160.4	3280.5	3407.8	3177.6	3395.6	3628.5
FR	2020.4	2154.7	2265.5	2301.7	2373.0	2446.5	2359.0	2488.0	2624.2
GE	3084.8	3365.6	3483.5	3511.2	3677.4	3851.5	3558.4	3856.9	4180.5
GL	1875.4	1947.2	2020.5	2052.3	2115.8	2181.2	2101.0	2215.6	2336.4
GR	1838.4	1844.1	1875.1	1881.2	1972.3	2067.8	1919.6	2066.6	2224.8
JU	2352.1	2526.3	2618.8	2662.2	2770.1	2882.3	2683.8	2871.0	3071.4
LU	1667.8	1788.1	1844.9	1889.8	1946.4	2004.7	1931.8	2036.1	2146.1
NE	2588.9	2718.3	2754.0	2754.0	2856.8	2971.2	2781.6	2972.0	3175.5
NW	1600.9	1637.1	1678.9	1718.4	1802.0	1889.8	1756.6	1899.7	2054.5
OW	1650.6	1693.4	1727.1	1756.6	1823.0	1891.9	1794.7	1906.1	2024.4
SG	1715.8	1800.3	1897.2	1927.1	1992.8	2060.8	1976.1	2086.5	2203.0
SH	2140.0	2251.9	2304.0	2321.5	2409.9	2501.8	2355.4	2510.9	2676.7
SO	1949.1	2039.1	2167.5	2198.7	2279.2	2362.6	2251.9	2396.6	2550.5
SZ	1699.8	1876.5	1870.4	1919.1	2007.7	2100.4	1912.9	2052.9	2203.1
TG	1897.1	1973.1	2121.1	2137.4	2212.6	2290.4	2181.4	2313.8	2454.2
TI	2641.6	2768.3	2933.6	2992.7	3113.9	3240.1	3065.3	3267.9	3484.0
UR	1682.1	1850.4	1768.9	1780.0	1889.3	2005.3	1768.9	1934.5	2118.4
VD	2676.1	2851.9	2912.1	2959.9	3076.2	3197.1	3014.2	3228.7	3458.4
VS	1933.0	2030.7	2117.6	2172.7	2238.3	2305.8	2232.7	2351.7	2477.0
ZG	1664.5	1848.3	1946.1	1960.9	2063.3	2171.1	2022.4	2187.2	2365.5
ZH	2171.8	2276.6	2336.4	2336.4	2416.2	2500.4	2353.1	2501.3	2658.9

Tabelle 9-29 Prozentuale Veränderungen der OKP-Gesamtkosten (theoretische 90% PI)

Gesamtkosten (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	1.17%	4.25%	7.43%	0.71%	4.43%	7.90%
AG	1.92%	4.81%	7.79%	1.48%	4.85%	8.23%
AI	3.02%	7.13%	11.40%	2.40%	6.80%	12.04%
AR	0.00%	4.19%	9.28%	-0.63%	4.74%	10.04%
BE	0.98%	4.46%	8.05%	0.46%	4.44%	8.59%
BL	2.24%	5.32%	8.49%	1.78%	5.05%	8.96%
BS	0.00%	3.80%	7.83%	-0.57%	3.51%	8.43%
FR	1.60%	4.75%	7.99%	1.13%	4.85%	8.48%
GE	0.80%	5.57%	10.57%	0.08%	4.88%	11.32%
GL	1.58%	4.72%	7.95%	1.10%	4.72%	8.44%
GR	0.33%	5.19%	10.28%	-0.40%	4.78%	11.04%
JU	1.66%	5.78%	10.06%	1.04%	3.64%	10.70%
LU	2.43%	5.50%	8.66%	1.97%	4.61%	9.14%
NE	0.00%	3.73%	7.89%	-0.56%	4.03%	8.51%
NW	2.35%	7.33%	12.56%	1.60%	5.42%	13.35%
OW	1.71%	5.55%	9.54%	1.13%	4.56%	10.14%
SG	1.58%	5.04%	8.63%	1.06%	4.70%	9.16%
SH	0.76%	4.60%	8.58%	0.18%	4.19%	9.18%
SO	1.44%	5.15%	9.00%	0.88%	5.15%	9.58%
SZ	2.60%	7.34%	12.30%	1.89%	2.25%	13.05%
TG	0.77%	4.32%	7.99%	0.24%	4.57%	8.54%
TI	2.01%	6.15%	10.45%	1.39%	4.95%	11.09%
UR	0.63%	6.81%	13.36%	-0.30%	2.40%	14.35%
VD	1.64%	5.63%	9.78%	1.04%	4.96%	10.41%
VS	2.60%	5.70%	8.89%	2.14%	5.07%	9.37%
ZG	0.76%	6.02%	11.56%	-0.03%	6.00%	12.40%
ZH	0.00%	3.42%	7.02%	-0.51%	3.52%	7.56%

Tabelle 9-30 Prozentuale Veränderungen der OKP-Gesamtkosten (empirische 80% PI)

Gesamtkosten (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	3.40%	4.25%	7.43%	3.23%	4.43%	7.86%
AG	3.85%	4.81%	7.79%	3.79%	4.85%	8.32%
AI	3.02%	7.13%	11.40%	2.40%	6.80%	12.04%
AR	2.73%	4.19%	8.87%	2.27%	4.74%	9.33%
BE	2.93%	4.46%	8.05%	2.81%	4.44%	8.71%
BL	3.71%	5.32%	7.10%	3.45%	5.05%	7.35%
BS	0.76%	3.80%	6.80%	0.30%	3.51%	7.25%
FR	1.60%	4.75%	6.65%	0.99%	4.85%	6.79%
GE	0.80%	5.57%	9.50%	-0.21%	4.88%	9.79%
GL	3.77%	4.72%	7.95%	3.69%	4.72%	8.51%
GR	0.33%	5.19%	10.28%	-0.34%	4.78%	11.10%
JU	1.66%	5.78%	9.47%	0.80%	3.64%	9.78%
LU	3.18%	5.50%	7.80%	2.83%	4.61%	8.15%
NE	0.00%	3.73%	7.89%	-0.56%	4.03%	8.51%
NW	2.35%	7.33%	11.25%	1.64%	5.42%	11.88%
OW	1.99%	5.55%	8.92%	1.47%	4.56%	9.44%
SG	4.03%	5.04%	7.96%	3.60%	4.70%	8.12%
SH	2.31%	4.60%	8.58%	2.14%	4.19%	9.35%
SO	4.12%	5.15%	9.00%	4.04%	5.15%	9.65%
SZ	2.60%	7.34%	10.39%	1.62%	2.25%	10.57%
TG	3.45%	4.32%	7.50%	3.25%	4.57%	7.91%
TI	3.52%	6.15%	8.90%	3.11%	4.95%	9.30%
UR	0.63%	6.81%	10.01%	-0.54%	2.40%	10.25%
VD	2.05%	5.63%	7.86%	1.61%	4.96%	8.29%
VS	2.60%	5.70%	8.89%	2.08%	5.07%	9.31%
ZG	4.82%	6.02%	11.04%	4.34%	6.00%	11.50%
ZH	2.63%	3.42%	7.02%	2.57%	3.52%	7.62%

9.9.5 Diskussion der Ergebnisse

Interessant ist ein Vergleich mit den 1- und 2-Schrittprognosefunktionen aus der Validierungsphase:

- Die durchschnittlichen¹⁵⁸ prozentualen Wachstumsraten über alle Kantone in Tabelle 9-29 sind mit 5.27% (1-Schritt Prognose) und 4.56% (bedingte Prognose für 2004) kleiner als entsprechende gemittelte Prognosewerte in Tabelle 9-20 (6.33% und 6.36%). Dies ist eine direkte Folge des in 2002 verzeichneten Wachstumseinbruchs. Der Verlauf der durchschnittlichen Wachstumsraten (über alle Kantone ungewichtet, vgl. Fussnote 159) ist Tabelle 9-31 zu entnehmen. Die Zahlenwerte suggerieren, dass die Wachstumsraten in den Abrechnungsdaten negativ autokorreliert sind: einem «grossen» Wert tendiert ein «kleinerer» zu folgen. Diese einfache Progression, die nur im Jahr 2002 durchbrochen wird, wird durch die 1- und 2-Schrittprognosefunktionen in den beiden letzten Zellen der Tabelle offensichtlich fortgesetzt, da der durchschnittliche Einschrittprognosewert (5.3%) grösser als der durchschnittliche 2-Schrittprognosewert (4.58%) ist. Die Beobachtung für das Jahr 2002 wirkt sich in der Angleichung der folgenden Prognosewerte auf ein insgesamt tieferes Niveau aus.

Tabelle 9-31 Entwicklung der durchschnittlichen Wachstumsraten

J1998	J1999	J2000	J2001	J2002	2003 (1-Schritt)	2004 (bedingt)
5.74%	4.88%	6.84%	5.39%	3.22%	5.27%	4.56%

- Die Längen der Prognoseintervalle in Tabelle 9-29 sind heterogener als in Tabelle 9-24. Dies verdeutlicht, dass die kantonalen Spezifitäten im längeren Datensatz stärker zum Ausdruck kommen. Grund dafür dürften die zwei zusätzlichen Beobachtungen 2001 und 2002 sein, die zu einer besseren Auflösung des kantonalen Effekts beitragen.
- Der starke Wachstumseinbruch in gewissen Kantonen im Jahr 2002 (vgl. z.B. GR, NW oder UR) drückt sich in breiteren %-Prognoseintervallen (höhere Unsicherheit) in Tabelle 9-29 aus.

9.9.6 Prognosen für die übrigen Kostengruppen

Punkt- und Intervallprognosen für das Pro-Kopf Kostenwachstum in den grössten Kostengruppen der OKP sind in den folgenden Tabellen verzeichnet. Für die wichtigsten Kostengruppen werden empirische PI für die Wachstumsraten in separaten Tabellen ausgewiesen.

¹⁵⁸ Ungewichtete Durchschnitte d.h. der Anteil der Kantone an der Gesamtbevölkerung in der Schweiz bleibt z.B. unberücksichtigt (deshalb sind diese Zahlen auch nicht mit den CH-Prognosewerten vergleichbar).

Tabelle 9-32 Spital stationär: Absolutwerte

Spital stat.	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	507.71	513.86	513.23	498.60	514.05	529.98	495.18	517.96	541.78
AG	454.31	469.85	477.56	468.15	484.73	501.89	466.40	491.62	518.20
AI	419.56	407.81	461.80	427.36	461.67	498.75	422.82	472.29	527.55
AR	421.32	417.38	443.53	423.97	444.60	466.24	420.35	449.77	481.24
BE	459.07	447.42	459.54	436.77	457.87	479.99	427.60	460.88	496.75
BL	576.90	569.48	566.11	559.31	585.80	613.55	560.93	600.21	642.23
BS	848.41	748.87	684.14	595.57	656.21	723.03	546.37	629.69	725.70
FR	482.56	487.47	507.67	500.63	518.39	536.78	505.52	531.95	559.76
GE	580.74	647.71	654.94	601.20	667.56	741.23	576.59	680.17	802.35
GL	443.20	458.42	478.21	473.75	492.12	511.19	482.00	507.65	534.67
GR	523.98	500.93	454.24	422.80	449.83	478.58	402.19	439.78	480.89
JU	638.15	652.72	648.84	626.13	652.31	679.60	617.79	658.53	701.95
LU	415.91	412.96	387.75	361.09	378.76	397.29	349.05	373.78	400.27
NE	675.62	698.97	651.60	604.22	641.70	681.51	583.99	635.54	691.64
NW	374.71	360.02	350.77	334.54	352.70	371.84	329.16	355.43	383.80
OW	369.01	364.47	347.17	327.71	341.35	355.55	316.54	335.53	355.66
SG	423.01	428.60	451.09	433.03	451.61	470.98	429.23	455.91	484.24
SH	497.93	473.81	509.81	474.78	508.96	545.61	463.89	512.20	565.54
SO	445.23	450.92	464.87	451.17	473.52	496.97	445.62	481.10	519.41
SZ	394.52	413.40	387.48	379.72	401.89	425.35	370.24	401.50	435.39
TG	530.68	539.59	621.58	583.66	638.48	698.45	576.96	655.83	745.49
TI	684.49	712.34	771.83	770.68	805.57	842.05	790.93	843.40	899.34
UR	412.53	445.08	391.64	377.33	409.48	444.37	347.34	390.49	439.00
VD	598.02	618.67	562.78	502.94	548.07	597.26	484.26	544.28	611.73
VS	499.68	501.44	432.33	390.04	433.25	481.24	373.12	433.30	503.19
ZG	366.87	429.43	463.00	431.02	475.91	525.48	423.67	488.51	563.26
ZH	484.42	499.75	503.56	474.13	503.64	534.99	461.71	502.41	546.70

Tabelle 9-33 Spital stationär: prozentuale Veränderungen (90%)

Spital stat. (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-2.85%	0.16%	3.26%	-3.30%	0.76%	3.73%
AG	-1.97%	1.50%	5.09%	-2.49%	1.42%	5.63%
AI	-7.46%	-0.03%	8.00%	-8.57%	2.30%	9.20%
AR	-4.41%	0.24%	5.12%	-5.11%	1.16%	5.85%
BE	-4.95%	-0.36%	4.45%	-5.64%	0.66%	5.17%
BL	-1.20%	3.48%	8.38%	-1.90%	2.46%	9.11%
BS	-12.95%	-4.08%	5.69%	-14.28%	-4.04%	7.15%
FR	-1.39%	2.11%	5.73%	-1.91%	2.62%	6.28%
GE	-8.21%	1.93%	13.17%	-9.73%	1.89%	14.86%
GL	-0.93%	2.91%	6.90%	-1.51%	3.16%	7.50%
GR	-6.92%	-0.97%	5.36%	-7.81%	-2.23%	6.31%
JU	-3.50%	0.54%	4.74%	-4.11%	0.95%	5.37%
LU	-6.88%	-2.32%	2.46%	-7.56%	-1.31%	3.18%
NE	-7.27%	-1.52%	4.59%	-8.13%	-0.96%	5.51%
NW	-4.63%	0.55%	6.00%	-5.40%	0.78%	6.82%
OW	-5.60%	-1.68%	2.42%	-6.19%	-1.70%	3.03%
SG	-4.00%	0.11%	4.41%	-4.62%	0.95%	5.05%
SH	-6.87%	-0.17%	7.02%	-7.88%	0.64%	8.10%
SO	-2.95%	1.86%	6.91%	-3.67%	1.60%	7.66%
SZ	-2.00%	3.72%	9.77%	-2.86%	-0.10%	10.68%
TG	-6.10%	2.72%	12.37%	-7.42%	2.72%	13.81%
TI	-0.15%	4.37%	9.10%	-0.83%	4.70%	9.81%
UR	-3.65%	4.56%	13.46%	-4.88%	-4.64%	14.80%
VD	-10.63%	-2.61%	6.13%	-11.84%	-0.69%	7.44%
VS	-9.78%	0.21%	11.31%	-11.28%	0.01%	12.98%
ZG	-6.91%	2.79%	13.50%	-8.36%	2.65%	15.10%
ZH	-5.84%	0.02%	6.24%	-6.72%	-0.24%	7.18%

Tabelle 9-34 Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)

Spital stat. (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-0.12%	0.16%	3.26%	-0.14%	0.76%	3.75%
AG	0.22%	1.50%	5.09%	0.12%	1.42%	5.73%
AI	-6.53%	-0.03%	8.00%	-7.02%	2.30%	9.69%
AR	-2.07%	0.24%	5.12%	-2.25%	1.16%	6.02%
BE	-2.54%	-0.36%	3.61%	-3.00%	0.66%	4.07%
BL	-1.20%	3.48%	8.38%	-1.59%	2.46%	9.42%
BS	-11.73%	-4.08%	5.68%	-13.04%	-4.04%	6.99%
FR	-1.39%	2.11%	5.43%	-2.16%	2.62%	5.67%
GE	-5.84%	1.93%	13.17%	-6.43%	1.89%	15.45%
GL	-0.93%	2.91%	6.90%	-1.51%	3.16%	7.50%
GR	-6.92%	-0.97%	5.36%	-7.81%	-2.23%	6.31%
JU	-3.50%	0.54%	4.74%	-4.11%	0.95%	5.37%
LU	-6.10%	-2.32%	2.46%	-6.39%	-1.31%	3.46%
NE	-7.27%	-1.52%	4.59%	-8.13%	-0.96%	5.51%
NW	-3.92%	0.55%	5.39%	-4.62%	0.78%	6.09%
OW	-5.60%	-1.68%	2.42%	-6.19%	-1.70%	3.03%
SG	-1.36%	0.11%	4.41%	-1.47%	0.95%	5.16%
SH	-5.37%	-0.17%	7.02%	-5.76%	0.64%	8.49%
SO	-2.95%	1.86%	6.91%	-4.04%	1.60%	7.29%
SZ	-2.00%	3.72%	7.88%	-3.17%	-0.10%	8.19%
TG	1.56%	2.72%	12.37%	1.47%	2.72%	13.90%
TI	-0.01%	4.37%	8.35%	-0.64%	4.70%	8.98%
UR	-3.65%	4.56%	7.89%	-5.56%	-4.64%	7.89%
VD	-9.03%	-2.61%	6.13%	-9.51%	-0.69%	7.92%
VS	-9.78%	0.21%	5.65%	-11.69%	0.01%	6.05%
ZG	-3.58%	2.79%	13.50%	-4.06%	2.65%	15.58%
ZH	-2.92%	0.02%	3.52%	-3.40%	-0.24%	4.01%

Tabelle 9-35 Spital ambulant: Absolutwerte

Spital amb.	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	284.22	306.20	310.99	308.41	329.26	351.52	313.44	347.99	386.34
AG	245.05	278.46	284.87	284.49	303.93	324.71	291.03	323.68	359.99
AI	199.29	209.08	205.65	199.73	217.40	236.62	200.48	228.22	259.80
AR	257.41	257.86	244.71	227.30	256.26	288.92	224.44	269.52	323.66
BE	299.72	305.42	302.13	286.81	316.54	349.35	283.19	329.46	383.28
BL	257.35	336.31	329.71	306.06	344.73	388.28	309.32	368.60	439.23
BS	337.75	468.39	416.80	372.75	440.76	521.17	358.95	458.39	585.37
FR	218.11	243.80	245.00	240.86	259.26	279.07	242.65	272.24	305.43
GE	422.82	448.12	441.91	416.08	459.13	506.65	405.62	477.04	561.02
GL	256.07	270.04	300.76	297.99	320.62	344.97	310.05	346.86	388.05
GR	165.18	173.70	180.52	176.33	189.06	202.72	179.74	200.31	223.23
JU	353.51	394.24	390.88	384.01	410.07	437.91	374.62	417.79	465.93
LU	216.78	247.04	256.39	255.55	271.73	288.93	262.52	289.66	319.62
NE	388.54	373.02	348.69	333.01	372.15	415.89	323.12	380.85	448.90
NW	249.50	254.52	269.06	267.99	285.88	304.96	273.72	303.56	336.66
OW	260.55	273.73	273.23	265.73	282.18	299.65	267.30	294.45	324.35
SG	189.42	194.60	192.41	185.36	201.12	218.22	186.60	211.10	238.81
SH	269.46	327.20	306.25	285.40	316.20	350.33	281.28	327.52	381.35
SO	254.92	276.98	300.62	300.34	324.10	349.73	306.58	347.57	394.05
SZ	189.68	224.77	224.32	215.77	234.55	254.96	217.43	246.76	280.04
TG	275.37	268.53	310.38	286.18	319.55	356.82	284.87	335.97	396.24
TI	299.87	339.16	345.72	357.23	380.44	405.15	370.86	409.31	451.75
UR	252.25	308.85	262.79	237.15	273.37	315.13	228.79	281.67	346.77
VD	458.53	482.63	488.26	498.87	535.79	575.45	503.03	561.87	627.59
VS	221.59	239.35	295.15	287.32	319.13	354.46	310.40	363.05	424.62
ZG	240.42	257.87	280.49	278.58	298.81	320.50	287.72	321.47	359.18
ZH	273.30	287.53	296.28	292.63	316.23	341.72	296.32	335.23	379.25

Tabelle 9-36 Spital ambulant: prozentuale Veränderungen (90%)

Spital amb. (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-0.83%	5.88%	13.03%	-1.83%	5.69%	14.11%
AG	-0.13%	6.69%	13.99%	-1.16%	6.50%	15.08%
AI	-2.88%	5.71%	15.06%	-4.17%	4.98%	16.46%
AR	-7.12%	4.72%	18.07%	-8.89%	5.17%	20.07%
BE	-5.07%	4.77%	15.63%	-6.55%	4.08%	17.26%
BL	-7.17%	4.56%	17.77%	-8.93%	6.92%	19.75%
BS	-10.57%	5.75%	25.04%	-13.02%	4.00%	27.93%
FR	-1.69%	5.82%	13.91%	-2.82%	5.01%	15.12%
GE	-5.85%	3.90%	14.65%	-7.31%	3.90%	16.26%
GL	-0.92%	6.60%	14.70%	-2.05%	8.19%	15.91%
GR	-2.32%	4.73%	12.30%	-3.38%	5.95%	13.43%
JU	-1.76%	4.91%	12.03%	-2.76%	1.88%	13.10%
LU	-0.33%	5.98%	12.69%	-1.27%	6.60%	13.70%
NE	-4.50%	6.73%	19.27%	-6.18%	2.34%	21.15%
NW	-0.40%	6.25%	13.34%	-1.40%	6.19%	14.41%
OW	-2.75%	3.27%	9.67%	-3.65%	4.35%	10.63%
SG	-3.67%	4.52%	13.41%	-4.90%	4.96%	14.74%
SH	-6.81%	3.25%	14.39%	-8.32%	3.58%	16.07%
SO	-0.09%	7.81%	16.34%	-1.28%	7.24%	17.61%
SZ	-3.81%	4.56%	13.66%	-5.07%	5.20%	15.03%
TG	-7.80%	2.96%	14.96%	-9.41%	5.14%	16.76%
TI	3.33%	10.04%	17.19%	2.32%	7.59%	18.26%
UR	-9.76%	4.02%	19.91%	-11.83%	3.04%	22.30%
VD	2.17%	9.74%	17.86%	1.04%	4.87%	19.08%
VS	-2.65%	8.12%	20.09%	-4.27%	13.76%	21.89%
ZG	-0.68%	6.53%	14.27%	-1.76%	7.58%	15.43%
ZH	-1.23%	6.73%	15.34%	-2.43%	6.01%	16.63%

Tabelle 9-37 Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)

Spital amb. (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	1.56%	5.88%	12.93%	0.71%	5.69%	13.79%
AG	2.30%	6.69%	13.64%	1.45%	6.50%	14.49%
AI	-1.64%	5.71%	15.06%	-2.19%	4.98%	17.01%
AR	-5.10%	4.72%	18.07%	-5.84%	5.17%	20.81%
BE	-1.08%	4.77%	15.63%	-1.52%	4.08%	17.70%
BL	-1.96%	4.56%	17.77%	-2.45%	6.92%	20.24%
BS	-10.57%	5.75%	25.04%	-12.02%	4.00%	28.94%
FR	-1.69%	5.82%	11.78%	-3.26%	5.01%	12.22%
GE	-1.39%	3.90%	8.59%	-2.13%	3.90%	9.34%
GL	5.28%	6.60%	14.70%	5.27%	8.19%	16.10%
GR	2.75%	4.73%	12.30%	2.60%	5.95%	13.58%
JU	-1.76%	4.91%	11.52%	-2.91%	1.88%	12.37%
LU	3.78%	5.98%	12.69%	3.62%	6.60%	13.86%
NE	-4.50%	6.73%	19.27%	-6.18%	2.34%	21.15%
NW	2.01%	6.25%	13.34%	1.69%	6.19%	14.72%
OW	-0.18%	3.27%	9.67%	-0.44%	4.35%	10.89%
SG	-1.13%	4.52%	12.59%	-2.15%	4.96%	13.61%
SH	-6.40%	3.25%	14.39%	-7.13%	3.58%	16.79%
SO	6.25%	7.81%	14.43%	5.41%	7.24%	14.82%
SZ	-3.81%	4.56%	13.66%	-5.07%	5.20%	15.03%
TG	-2.49%	2.96%	14.96%	-3.48%	5.14%	16.58%
TI	3.33%	10.04%	13.10%	2.09%	7.59%	13.33%
UR	-9.76%	4.02%	19.91%	-11.83%	3.04%	22.30%
VD	2.17%	9.74%	16.20%	0.62%	4.87%	16.75%
VS	0.11%	8.12%	20.09%	-0.50%	13.76%	22.49%
ZG	4.81%	6.53%	14.27%	4.69%	7.58%	15.56%
ZH	3.04%	6.73%	14.42%	2.19%	6.01%	15.27%

Tabelle 9-38 Arztleistungen: Absolutwerte

Arzt- leist.	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	531.79	561.00	569.37	564.39	587.55	611.67	566.62	603.44	642.65
AG	451.35	471.88	471.16	470.90	488.52	506.80	474.07	500.81	529.07
AI	360.19	396.25	426.87	430.50	459.60	490.66	446.65	494.00	546.37
AR	409.56	433.44	430.12	392.83	435.32	482.40	383.26	447.73	523.05
BE	490.34	529.39	532.95	537.18	560.94	585.75	545.75	583.84	624.58
BL	632.75	654.98	670.75	665.92	687.63	710.04	671.66	705.10	740.19
BS	683.07	712.45	697.32	665.45	697.05	730.15	645.16	693.40	745.24
FR	487.01	536.02	550.37	539.64	570.93	604.04	542.41	588.36	638.19
GE	878.9	939.0	954.3	939.6	994.4	1052.4	932.9	1023.8	1123.5
GL	475.01	476.61	481.18	472.43	492.26	512.92	472.91	503.52	536.12
GR	443.15	451.85	457.73	439.82	466.52	494.85	443.69	481.18	521.83
JU	414.79	451.98	447.85	442.51	472.70	504.94	428.40	472.85	521.92
LU	373.02	394.66	405.19	405.60	417.66	430.09	411.77	430.92	450.96
NE	464.90	512.21	523.54	500.89	538.11	578.10	495.26	552.68	616.76
NW	383.03	389.15	398.19	395.37	419.89	445.93	392.65	433.45	478.49
OW	400.15	394.19	389.57	384.67	406.81	430.23	384.83	416.08	449.86
SG	444.05	468.06	486.24	476.75	503.71	532.18	486.10	521.73	559.97
SH	488.94	501.45	499.69	491.70	520.84	551.72	488.61	534.58	584.87
SO	495.37	515.82	540.27	538.34	562.27	587.26	545.95	584.27	625.27
SZ	466.83	512.51	520.31	516.02	546.28	578.30	516.95	559.70	605.98
TG	425.03	448.18	453.85	446.87	465.92	485.77	448.74	478.43	510.09
TI	617.51	637.15	646.32	635.11	677.19	722.06	631.56	688.81	751.25
UR	409.55	432.23	427.32	415.59	437.71	461.02	412.07	446.10	482.95
VD	587.52	646.95	653.97	646.79	680.64	716.27	651.73	701.06	754.13
VS	436.15	469.52	483.05	480.95	503.94	528.04	487.33	520.51	555.95
ZG	446.50	471.87	482.36	470.56	499.16	529.50	476.83	516.03	558.45
ZH	614.85	636.87	644.11	630.83	658.53	687.44	628.44	669.77	713.82

Tabelle 9-39 Arztleistungen: prozentuale Veränderungen (90%)

Arzt Leist. (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-0.87%	3.19%	7.43%	-1.49%	2.70%	8.06%
AG	-0.06%	3.68%	7.56%	-0.62%	2.52%	8.15%
AI	0.85%	7.67%	14.95%	-0.17%	7.49%	16.04%
AR	-8.67%	1.21%	12.15%	-10.15%	2.85%	13.80%
BE	0.79%	5.25%	9.91%	0.13%	4.08%	10.61%
BL	-0.72%	2.52%	5.86%	-1.21%	2.54%	6.36%
BS	-4.57%	-0.04%	4.71%	-5.25%	-0.52%	5.42%
FR	-1.95%	3.74%	9.75%	-2.80%	3.05%	10.65%
GE	-1.55%	4.20%	10.28%	-2.41%	2.95%	11.20%
GL	-1.82%	2.30%	6.60%	-2.44%	2.29%	7.24%
GR	-3.91%	1.92%	8.11%	-4.79%	3.14%	9.04%
JU	-1.19%	5.55%	12.75%	-2.20%	0.03%	13.83%
LU	0.10%	3.08%	6.15%	-0.35%	3.17%	6.61%
NE	-4.33%	2.78%	10.42%	-5.39%	2.71%	11.57%
NW	-0.71%	5.45%	11.99%	-1.63%	3.23%	12.97%
OW	-1.26%	4.43%	10.44%	-2.11%	2.28%	11.34%
SG	-1.95%	3.59%	9.45%	-2.78%	3.58%	10.33%
SH	-1.60%	4.23%	10.41%	-2.47%	2.64%	11.34%
SO	-0.36%	4.07%	8.70%	-1.02%	3.91%	9.39%
SZ	-0.82%	4.99%	11.15%	-1.70%	2.46%	12.07%
TG	-1.54%	2.66%	7.03%	-2.17%	2.69%	7.69%
TI	-1.74%	4.78%	11.72%	-2.71%	1.72%	12.76%
UR	-2.74%	2.43%	7.89%	-3.52%	1.92%	8.70%
VD	-1.10%	4.08%	9.53%	-1.87%	3.00%	10.34%
VS	-0.44%	4.33%	9.31%	-1.15%	3.29%	10.06%
ZG	-2.45%	3.48%	9.77%	-3.34%	3.38%	10.72%
ZH	-2.06%	2.24%	6.73%	-2.71%	1.71%	7.40%

Tabelle 9-40 Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)

Arzt Leist. (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	1.49%	3.19%	5.49%	1.19%	2.70%	5.79%
AG	-0.06%	3.68%	6.38%	-0.59%	2.52%	6.81%
AI	6.13%	7.67%	13.19%	5.53%	7.49%	13.65%
AR	-0.76%	1.21%	8.34%	-1.45%	2.85%	9.02%
BE	0.79%	5.25%	9.91%	0.40%	4.08%	10.88%
BL	2.01%	2.52%	3.62%	1.90%	2.54%	3.75%
BS	-2.12%	-0.04%	4.71%	-2.61%	-0.52%	5.25%
FR	-1.95%	3.74%	9.75%	-3.10%	3.05%	10.36%
GE	1.01%	4.20%	6.84%	0.58%	2.95%	7.27%
GL	0.34%	2.30%	6.60%	0.19%	2.29%	7.39%
GR	0.47%	1.92%	8.11%	0.36%	3.14%	9.14%
JU	-0.91%	5.55%	8.97%	-1.66%	0.03%	9.71%
LU	1.68%	3.08%	5.80%	1.37%	3.17%	6.11%
NE	2.21%	2.78%	10.42%	1.96%	2.71%	11.40%
NW	1.60%	5.45%	9.72%	0.99%	3.23%	10.33%
OW	-1.26%	4.43%	9.53%	-2.18%	2.28%	10.22%
SG	1.75%	3.59%	5.86%	1.44%	3.58%	6.17%
SH	-0.35%	4.23%	6.44%	-0.86%	2.64%	6.95%
SO	2.75%	4.07%	8.70%	2.65%	3.91%	9.49%
SZ	1.24%	4.99%	9.78%	0.60%	2.46%	10.42%
TG	1.26%	2.66%	5.45%	0.95%	2.69%	5.76%
TI	-1.25%	4.78%	6.27%	-1.82%	1.72%	6.83%
UR	-1.14%	2.43%	6.33%	-1.70%	1.92%	6.89%
VD	-0.85%	4.08%	9.53%	-1.33%	3.00%	10.60%
VS	-0.44%	4.33%	7.65%	-1.29%	3.29%	8.01%
ZG	2.22%	3.48%	7.42%	1.83%	3.38%	7.81%
ZH	-0.72%	2.24%	6.73%	-1.27%	1.71%	7.30%

Tabelle 9-41 Medikamente Arzt: Absolutwerte

Med- Arzt	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	166.33	170.39	169.66	163.29	173.76	184.91	160.33	178.11	197.87
AG	64.53	65.03	62.91	58.74	63.39	68.42	56.57	64.12	72.67
AI	233.20	254.23	276.80	282.04	300.23	319.60	290.57	325.01	363.54
AR	276.28	295.23	289.87	272.24	299.82	330.20	267.58	312.84	365.76
BE	247.83	231.63	222.34	200.86	223.12	247.84	188.51	222.82	263.38
BL	256.44	267.02	273.14	269.47	285.29	302.04	270.16	299.71	332.49
BS	64.25	63.45	62.70	57.53	62.47	67.85	54.24	62.24	71.42
FR	40.45	35.01	38.21	34.73	39.76	45.53	33.99	41.52	50.72
GE	13.17	16.05	16.26	14.70	17.04	19.76	13.78	17.58	22.44
GL	351.71	358.00	355.87	346.02	372.05	400.03	348.03	390.85	438.94
GR	170.57	166.91	166.63	159.64	175.16	192.19	159.95	184.74	213.37
JU	32.84	33.79	37.82	34.61	39.05	44.07	32.88	40.27	49.33
LU	294.73	319.88	322.81	325.23	344.21	364.29	330.78	366.00	404.96
NE	13.77	20.72	22.14	17.32	23.10	30.80	15.90	24.06	36.42
NW	258.57	275.46	280.60	282.02	301.18	321.64	284.48	320.05	360.06
OW	269.52	291.50	304.08	301.90	318.86	336.77	303.96	334.24	367.54
SG	311.68	329.23	333.03	325.17	345.36	366.81	324.40	358.77	396.78
SH	152.61	163.21	156.78	150.30	161.23	172.95	147.10	165.16	185.44
SO	307.49	316.68	322.68	308.58	337.08	368.22	303.59	352.34	408.93
SZ	297.68	326.54	322.81	326.30	351.10	377.78	322.89	364.31	411.04
TG	280.01	302.39	295.95	284.49	305.35	327.73	275.29	313.01	355.88
TI	28.27	19.95	23.91	16.16	22.16	30.39	13.37	21.11	33.33
UR	335.14	363.23	359.60	355.18	378.75	403.87	354.65	395.82	441.78
VD	13.45	9.72	11.00	7.77	10.29	13.63	7.06	10.59	15.90
VS	21.20	22.18	24.82	24.43	26.34	28.39	24.74	27.90	31.47
ZG	249.24	267.78	270.52	263.18	282.48	303.19	259.59	292.68	329.98
ZH	207.82	216.27	209.84	189.57	208.43	229.18	179.61	207.71	240.21

Tabelle 9-42 Medikamente Arzt: prozentuale Veränderungen (90%)

Medik. Arzt (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-3.76%	2.42%	8.99%	-4.68%	2.50%	9.98%
AG	-6.63%	0.77%	8.76%	-7.74%	1.14%	9.96%
AI	1.89%	8.47%	15.46%	0.91%	8.25%	16.51%
AR	-6.08%	3.43%	13.91%	-7.51%	4.34%	15.49%
BE	-9.66%	0.35%	11.47%	-11.17%	-0.13%	13.14%
BL	-1.34%	4.45%	10.58%	-2.21%	5.05%	11.50%
BS	-8.26%	-0.37%	8.20%	-9.44%	-0.37%	9.48%
FR	-9.11%	4.06%	19.15%	-11.09%	4.43%	21.41%
GE	-9.60%	4.81%	21.53%	-11.77%	3.18%	24.04%
GL	-2.77%	4.55%	12.41%	-3.86%	5.05%	13.59%
GR	-4.19%	5.12%	15.34%	-5.59%	5.47%	16.88%
JU	-8.48%	3.27%	16.53%	-10.24%	3.13%	18.52%
LU	0.75%	6.63%	12.85%	-0.13%	6.33%	13.78%
NE	-21.75%	4.34%	39.13%	-25.67%	4.16%	44.34%
NW	0.51%	7.34%	14.63%	-0.52%	6.26%	15.72%
OW	-0.72%	4.86%	10.75%	-1.55%	4.82%	11.63%
SG	-2.36%	3.70%	10.14%	-3.27%	3.88%	11.11%
SH	-4.13%	2.84%	10.32%	-5.18%	2.44%	11.44%
SO	-4.37%	4.46%	14.11%	-5.70%	4.53%	15.56%
SZ	1.08%	8.76%	17.03%	-0.07%	3.76%	18.27%
TG	-3.87%	3.17%	10.74%	-4.93%	2.51%	11.87%
TI	-32.42%	-7.31%	27.13%	-36.18%	-4.74%	32.30%
UR	-1.23%	5.32%	12.31%	-2.21%	4.51%	13.36%
VD	-29.37%	-6.44%	23.92%	-32.80%	2.98%	28.47%
VS	-1.56%	6.13%	14.42%	-2.72%	5.94%	15.67%
ZG	-2.71%	4.42%	12.08%	-3.78%	3.61%	13.23%
ZH	-9.66%	-0.67%	9.21%	-11.01%	-0.35%	10.70%

Tabelle 9-43 Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)

Medik. Arzt (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-0.43%	2.42%	8.99%	-0.64%	2.50%	10.19%
AG	-3.27%	0.77%	8.76%	-3.57%	1.14%	10.26%
AI	2.47%	8.47%	14.77%	1.54%	8.25%	15.69%
AR	-1.81%	3.43%	11.64%	-2.82%	4.34%	12.65%
BE	-6.54%	0.35%	11.47%	-7.05%	-0.13%	13.65%
BL	2.29%	4.45%	10.58%	2.11%	5.05%	11.65%
BS	-7.54%	-0.37%	8.20%	-8.08%	-0.37%	10.02%
FR	-9.11%	4.06%	11.80%	-11.67%	4.43%	12.38%
GE	1.28%	4.81%	21.53%	0.80%	3.18%	24.09%
GL	-0.60%	4.55%	12.41%	-0.98%	5.05%	13.98%
GR	-2.14%	5.12%	11.79%	-3.19%	5.47%	12.84%
JU	-7.13%	3.27%	11.92%	-8.56%	3.13%	13.35%
LU	0.92%	6.63%	11.20%	0.14%	6.33%	11.97%
NE	-15.61%	4.34%	39.13%	-17.10%	4.16%	45.84%
NW	1.86%	7.34%	13.37%	1.00%	6.26%	14.23%
OW	3.89%	4.86%	9.59%	3.45%	4.82%	10.00%
SG	1.15%	3.70%	10.14%	0.96%	3.88%	11.30%
SH	-3.94%	2.84%	10.32%	-4.45%	2.44%	11.95%
SO	1.89%	4.46%	14.11%	1.70%	4.53%	15.75%
SZ	1.08%	8.76%	12.77%	-0.37%	3.76%	13.07%
TG	-2.13%	3.17%	8.65%	-2.94%	2.51%	9.46%
TI	-29.43%	-7.31%	27.13%	-31.09%	-4.74%	33.96%
UR	-1.00%	5.32%	10.49%	-1.86%	4.51%	11.35%
VD	-27.73%	-6.44%	23.92%	-29.33%	2.98%	30.07%
VS	3.54%	6.13%	14.42%	3.35%	5.94%	15.86%
ZG	1.02%	4.42%	11.45%	0.24%	3.61%	12.23%
ZH	-2.97%	-0.67%	9.21%	-3.15%	-0.35%	10.87%

Tabelle 9-44 Apotheken: Absolutwerte

Apoth.	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	285.08	304.88	338.94	346.10	365.72	386.44	361.56	394.85	431.21
AG	361.21	377.16	420.58	434.17	457.17	481.38	455.95	494.93	537.23
AI	28.62	40.91	44.57	39.73	47.49	56.77	39.10	50.67	65.65
AR	45.66	49.55	56.02	52.80	60.14	68.49	53.95	65.54	79.61
BE	234.74	252.49	285.14	295.82	311.15	327.28	313.64	340.71	370.12
BL	184.82	202.57	232.98	245.66	256.47	267.75	263.94	282.80	303.01
BS	463.67	560.04	631.17	641.02	693.31	749.85	670.85	759.22	859.23
FR	434.79	464.40	509.41	526.09	552.16	579.53	554.62	595.66	639.75
GE	611.69	656.32	732.18	728.03	792.27	862.18	739.26	852.35	982.75
GL	59.05	57.27	59.53	55.11	61.80	69.31	54.29	64.08	75.65
GR	226.84	250.21	272.03	275.20	296.70	319.87	289.46	321.81	357.78
JU	482.71	521.79	584.89	574.80	633.40	697.98	588.83	683.16	792.61
LU	51.52	54.69	61.01	62.02	65.45	69.07	65.69	71.35	77.48
NE	553.25	605.84	661.75	656.67	716.78	782.40	672.53	771.81	885.74
NW	48.38	53.94	60.57	61.37	67.19	73.55	63.70	74.04	86.06
OW	34.79	39.41	46.87	46.92	51.35	56.20	50.43	56.97	64.36
SG	56.41	61.12	68.06	67.82	72.98	78.53	71.91	79.06	86.92
SH	299.82	324.16	341.07	342.75	372.36	404.52	351.87	401.24	457.54
SO	122.98	131.16	153.89	153.21	165.74	179.29	161.82	182.76	206.40
SZ	56.42	65.10	69.70	70.13	75.68	81.67	73.56	81.62	90.56
TG	60.97	65.68	74.20	75.84	79.84	84.06	80.44	87.15	94.42
TI	559.53	580.09	639.94	620.19	693.47	775.42	635.64	742.27	866.78
UR	31.15	32.81	35.51	35.68	38.32	41.16	36.80	41.19	46.10
VD	541.32	591.18	660.81	669.62	714.76	762.94	703.16	771.22	845.87
VS	454.40	469.43	520.80	518.53	561.25	607.48	535.67	598.75	669.26
ZG	74.71	80.48	91.79	93.52	99.33	105.51	99.94	108.79	118.43
ZH	201.39	215.62	236.22	236.29	251.02	266.68	243.03	265.83	290.76

Tabelle 9-45 Apotheken: prozentuale Veränderungen

Apotheken (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	2.11%	7.90%	14.02%	1.25%	7.97%	14.93%
AG	3.23%	8.70%	14.46%	2.41%	8.26%	15.32%
AI	-10.87%	6.54%	27.36%	-13.49%	6.69%	30.48%
AR	-5.73%	7.36%	22.26%	-7.69%	8.98%	24.50%
BE	3.75%	9.12%	14.78%	2.94%	9.50%	15.63%
BL	5.44%	10.08%	14.93%	4.75%	10.27%	15.65%
BS	1.56%	9.84%	18.80%	0.32%	9.51%	20.15%
FR	3.27%	8.39%	13.77%	2.51%	7.88%	14.57%
GE	-0.57%	8.21%	17.75%	-1.88%	7.58%	19.19%
GL	-7.41%	3.83%	16.43%	-9.10%	3.69%	18.32%
GR	1.17%	9.07%	17.59%	-0.02%	8.47%	18.86%
JU	-1.73%	8.29%	19.33%	-3.23%	7.86%	20.99%
LU	1.65%	7.28%	13.21%	0.80%	9.01%	14.11%
NE	-0.77%	8.32%	18.23%	-2.13%	7.68%	19.72%
NW	1.32%	10.92%	21.42%	-0.12%	10.21%	23.00%
OW	0.12%	9.56%	19.90%	-1.30%	10.94%	21.45%
SG	-0.35%	7.23%	15.38%	-1.48%	8.33%	16.61%
SH	0.49%	9.17%	18.60%	-0.81%	7.76%	20.02%
SO	-0.44%	7.70%	16.50%	-1.66%	10.27%	17.82%
SZ	0.61%	8.58%	17.17%	-0.58%	7.85%	18.46%
TG	2.21%	7.61%	13.29%	1.40%	9.15%	14.14%
TI	-3.09%	8.37%	21.17%	-4.80%	7.04%	23.09%
UR	0.48%	7.92%	15.91%	-0.64%	7.49%	17.11%
VD	1.33%	8.16%	15.46%	0.31%	7.90%	16.55%
VS	-0.44%	7.77%	16.64%	-1.67%	6.68%	17.98%
ZG	1.88%	8.22%	14.95%	0.93%	9.52%	15.96%
ZH	0.03%	6.27%	12.90%	-0.91%	5.90%	13.89%

Tabelle 9-46 Prozentuale Veränderungen (emp. Verteilung)

Apotheken (emp. PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	5.02%	7.90%	13.46%	4.39%	7.97%	14.09%
AG	4.42%	8.70%	14.46%	3.70%	8.26%	15.25%
AI	-10.87%	6.54%	27.36%	-13.29%	6.69%	30.67%
AR	-1.47%	7.36%	22.26%	-2.13%	8.98%	25.16%
BE	7.30%	9.12%	14.78%	7.29%	9.50%	15.90%
BL	8.07%	10.08%	14.93%	7.67%	10.27%	15.56%
BS	7.88%	9.84%	18.80%	7.59%	9.51%	20.16%
FR	3.27%	8.39%	12.71%	2.18%	7.88%	13.03%
GE	3.75%	8.21%	13.28%	3.03%	7.58%	13.99%
GL	-3.02%	3.83%	16.42%	-4.48%	3.69%	17.88%
GR	7.25%	9.07%	12.66%	6.61%	8.47%	12.82%
JU	6.42%	8.29%	19.33%	5.63%	7.86%	20.48%
LU	5.30%	7.28%	12.59%	4.75%	9.01%	13.13%
NE	2.05%	8.32%	18.23%	1.58%	7.68%	20.19%
NW	8.73%	10.92%	17.86%	7.76%	10.21%	18.26%
OW	7.46%	9.56%	18.92%	6.60%	10.94%	19.78%
SG	5.16%	7.23%	15.38%	5.00%	8.33%	16.76%
SH	5.12%	9.17%	17.19%	4.22%	7.76%	18.10%
SO	6.16%	7.70%	16.50%	6.29%	10.27%	18.18%
SZ	3.83%	8.58%	17.17%	3.48%	7.85%	18.81%
TG	6.09%	7.61%	13.29%	6.06%	9.15%	14.35%
TI	3.67%	8.37%	11.97%	3.05%	7.04%	12.59%
UR	3.79%	7.92%	15.91%	3.48%	7.49%	17.42%
VD	2.90%	8.16%	12.73%	2.16%	7.90%	13.47%
VS	3.31%	7.77%	15.14%	2.42%	6.68%	16.02%
ZG	4.57%	8.22%	14.95%	4.29%	9.52%	16.23%
ZH	0.42%	6.27%	12.90%	-0.42%	5.90%	13.93%

Tabelle 9-47 Pflegeheime: Absolutwerte

Pflege- heime	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	164.85	175.62	196.78	198.42	215.36	233.74	204.12	235.33	271.31
AG	134.57	134.86	153.13	157.68	170.35	184.05	163.60	187.50	214.88
AI	70.29	82.94	95.99	98.59	108.51	119.43	103.47	121.22	142.02
AR	125.68	138.97	169.26	167.76	194.01	224.37	175.39	221.22	279.03
BE	208.02	218.74	256.15	262.23	289.27	319.09	274.86	324.00	381.93
BL	96.54	99.90	130.63	127.56	143.07	160.47	135.87	162.86	195.21
BS	237.39	307.64	377.69	386.38	442.75	507.34	408.58	506.59	628.10
FR	163.33	176.66	192.31	191.12	206.24	222.57	192.12	219.96	251.83
GE	217.90	255.07	268.69	267.41	295.12	325.70	274.83	326.42	387.69
GL	131.72	148.03	165.01	165.82	180.37	196.21	169.36	195.74	226.23
GR	107.76	108.13	143.83	142.47	162.53	185.43	155.53	190.16	232.50
JU	184.00	204.43	232.50	236.71	256.96	278.96	244.46	282.17	325.69
LU	143.52	164.02	167.48	170.49	186.28	203.53	176.72	205.07	237.98
NE	226.76	245.18	302.39	295.88	335.11	379.53	311.79	379.23	461.24
NW	101.84	107.60	111.81	109.14	117.92	127.40	108.18	124.03	142.19
OW	124.41	132.80	152.67	162.11	176.15	191.40	174.22	200.91	231.69
SG	126.16	136.58	141.95	138.20	151.86	166.88	138.71	161.78	188.67
SH	232.88	234.07	255.26	247.85	274.10	303.14	248.98	293.30	345.50
SO	127.70	137.96	153.87	153.88	168.64	184.81	156.92	183.40	214.36
SZ	115.32	132.35	136.50	136.23	151.10	167.58	140.71	166.20	196.30
TG	144.31	153.36	161.99	157.58	170.11	183.64	155.23	178.24	204.65
TI	164.11	170.21	187.02	184.53	202.06	221.25	187.21	217.12	251.80
UR	97.01	103.50	117.63	121.19	130.99	141.59	125.63	144.36	165.88
VD	189.19	186.17	203.48	195.36	214.73	236.01	197.18	230.01	268.30
VS	99.26	111.04	126.52	130.92	141.37	152.66	136.15	155.95	178.63
ZG	101.08	131.12	140.07	137.67	162.52	191.86	142.69	182.55	233.56
ZH	186.84	193.47	210.99	207.06	225.99	246.65	208.05	240.99	279.14

Tabelle 9-48 Pflegeheime: prozentuale Veränderungen

Pflegeheime (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	0.83%	9.44%	18.78%	-0.46%	9.28%	20.18%
AG	2.97%	11.25%	20.19%	1.73%	10.06%	21.53%
AI	2.71%	13.04%	24.41%	1.16%	11.72%	26.12%
AR	-0.89%	14.62%	32.55%	-3.21%	14.03%	35.24%
BE	2.37%	12.93%	24.57%	0.79%	12.01%	26.32%
BL	-2.34%	9.53%	22.85%	-4.13%	13.83%	24.84%
BS	2.30%	17.23%	34.33%	0.06%	14.42%	36.89%
FR	-0.62%	7.25%	15.73%	-1.80%	6.65%	17.01%
GE	-0.48%	9.84%	21.22%	-2.02%	10.61%	22.92%
GL	0.49%	9.31%	18.91%	-0.83%	8.52%	20.35%
GR	-0.95%	13.00%	28.92%	-3.04%	17.00%	31.31%
JU	1.81%	10.52%	19.98%	0.50%	9.81%	21.40%
LU	1.79%	11.22%	21.52%	0.38%	10.09%	23.07%
NE	-2.15%	10.82%	25.51%	-4.10%	13.17%	27.71%
NW	-2.39%	5.47%	13.95%	-3.57%	5.18%	15.22%
OW	6.19%	15.38%	25.37%	4.81%	14.06%	26.87%
SG	-2.64%	6.98%	17.56%	-4.09%	6.53%	19.15%
SH	-2.91%	7.38%	18.76%	-4.45%	7.00%	20.46%
SO	0.01%	9.59%	20.10%	-1.43%	8.75%	21.68%
SZ	-0.20%	10.69%	22.77%	-1.83%	9.99%	24.58%
TG	-2.72%	5.02%	13.37%	-3.88%	4.78%	14.62%
TI	-1.33%	8.04%	18.31%	-2.73%	7.45%	19.85%
UR	3.03%	11.36%	20.37%	1.78%	10.20%	21.72%
VD	-3.99%	5.53%	15.99%	-5.42%	7.12%	17.55%
VS	3.48%	11.74%	20.66%	2.24%	10.31%	22.00%
ZG	-1.71%	16.03%	36.98%	-4.37%	12.33%	40.12%
ZH	-1.86%	7.11%	16.90%	-3.21%	6.64%	18.37%

Tabelle 9-49 PhysiotherapeutInnen: Absolutwerte

Physio.	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	56.09	62.13	62.27	62.87	65.98	69.24	63.41	68.43	73.85
AG	47.89	56.05	55.17	55.24	60.01	65.20	55.80	62.89	70.88
AI	28.25	31.35	33.22	33.11	35.54	38.16	34.16	37.95	42.17
AR	38.11	43.92	43.47	39.67	45.68	52.60	38.90	48.40	60.22
BE	53.94	58.46	59.17	59.78	63.20	66.81	60.39	66.25	72.68
BL	68.33	69.79	71.94	71.17	74.00	76.94	71.72	76.06	80.67
BS	78.15	79.97	82.55	80.06	85.03	90.31	78.79	87.31	96.74
FR	45.91	45.36	47.05	45.72	48.78	52.05	45.76	50.39	55.48
GE	85.93	107.34	106.71	94.32	109.16	126.34	89.30	110.95	137.85
GL	49.91	53.60	56.08	56.04	58.79	61.69	56.97	61.63	66.67
GR	52.66	56.06	52.69	49.92	55.41	61.50	49.61	57.33	66.25
JU	50.75	59.71	57.16	61.07	64.50	68.12	58.75	63.82	69.34
LU	48.22	58.69	54.64	55.35	60.53	66.19	54.86	62.42	71.02
NE	49.92	56.46	55.77	54.67	58.92	63.51	54.70	61.48	69.10
NW	50.55	52.54	53.91	54.71	57.65	60.75	55.66	60.44	65.63
OW	52.51	57.25	59.87	60.67	63.71	66.90	61.99	66.71	71.80
SG	46.00	52.50	53.71	53.32	56.92	60.76	54.55	59.66	65.26
SH	58.47	73.85	67.03	66.13	74.77	84.55	64.63	77.13	92.05
SO	52.30	55.00	60.27	60.42	63.48	66.70	62.79	67.63	72.84
SZ	49.21	54.60	54.43	53.14	57.22	61.61	52.40	58.24	64.73
TG	53.56	55.23	56.18	53.78	57.30	61.06	52.92	58.43	64.50
TI	83.70	88.15	88.54	90.06	95.89	102.10	90.57	98.47	107.06
UR	38.02	40.75	40.66	40.77	43.08	45.51	40.96	44.66	48.71
VD	65.17	71.56	72.27	70.90	75.59	80.60	72.29	79.45	87.32
VS	54.00	57.76	57.71	58.29	61.45	64.78	59.16	63.96	69.16
ZG	55.04	69.65	67.25	66.49	74.98	84.55	65.13	76.86	90.72
ZH	50.29	56.04	56.12	56.90	60.66	64.68	56.95	62.60	68.81

Tabelle 9-50 PhysiotherapeutInnen: prozentuale Veränderungen

Physio. (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	0.97%	5.96%	11.20%	0.22%	3.72%	11.99%
AG	0.13%	8.79%	18.19%	-1.17%	4.80%	19.60%
AI	-0.35%	6.98%	14.85%	-1.45%	6.78%	16.03%
AR	-8.75%	5.08%	21.00%	-10.82%	5.95%	23.39%
BE	1.03%	6.81%	12.92%	0.16%	4.83%	13.83%
BL	-1.07%	2.86%	6.95%	-1.66%	2.78%	7.57%
BS	-3.01%	3.01%	9.41%	-3.92%	2.67%	10.37%
FR	-2.83%	3.68%	10.62%	-3.81%	3.29%	11.66%
GE	-11.61%	2.30%	18.40%	-13.70%	1.64%	20.81%
GL	-0.08%	4.84%	10.00%	-0.82%	4.83%	10.78%
GR	-5.25%	5.16%	16.72%	-6.81%	3.47%	18.45%
JU	6.83%	12.83%	19.17%	5.93%	-1.05%	20.12%
LU	1.29%	10.77%	21.14%	-0.13%	3.13%	22.70%
NE	-1.98%	5.66%	13.88%	-3.12%	4.35%	15.11%
NW	1.47%	6.93%	12.67%	0.66%	4.84%	13.53%
OW	1.34%	6.41%	11.75%	0.57%	4.72%	12.55%
SG	-0.72%	5.97%	13.12%	-1.73%	4.82%	14.19%
SH	-1.34%	11.56%	26.15%	-3.27%	3.15%	28.34%
SO	0.25%	5.33%	10.67%	-0.51%	6.54%	11.47%
SZ	-2.36%	5.13%	13.20%	-3.49%	1.78%	14.41%
TG	-4.28%	2.00%	8.69%	-5.22%	1.96%	9.69%
TI	1.72%	8.30%	15.31%	0.73%	2.70%	16.36%
UR	0.27%	5.95%	11.94%	-0.58%	3.69%	12.84%
VD	-1.90%	4.60%	11.53%	-2.88%	5.10%	12.57%
VS	1.00%	6.48%	12.25%	0.18%	4.09%	13.12%
ZG	-1.13%	11.49%	25.73%	-3.02%	2.51%	27.86%
ZH	1.39%	8.09%	15.24%	0.38%	3.20%	16.32%

Tabelle 9-51 Labor: Absolutwerte

Labor	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	54.15	57.47	58.87	59.26	61.49	63.81	60.37	64.00	67.84
AG	37.54	39.60	41.01	41.63	42.90	44.20	42.61	44.68	46.85
AI	23.75	27.33	30.51	30.93	33.61	36.54	32.55	36.86	41.73
AR	30.53	31.96	31.14	29.91	32.33	34.94	29.94	33.57	37.63
BE	48.62	49.78	51.28	52.09	53.79	55.54	53.01	55.97	59.11
BL	50.84	51.74	53.20	53.04	54.50	56.01	53.44	55.86	58.40
BS	51.45	52.17	52.99	51.86	53.73	55.67	51.44	54.48	57.69
FR	57.88	63.21	66.26	66.65	69.55	72.58	68.18	72.59	77.29
GE	129.15	143.46	147.85	146.99	157.06	167.82	146.25	162.91	181.47
GL	28.37	28.56	29.12	27.81	29.41	31.10	27.37	29.69	32.21
GR	38.92	40.20	39.60	38.85	41.46	44.25	39.33	43.17	47.38
JU	49.68	50.59	51.07	49.76	52.80	56.03	49.29	53.94	59.03
LU	34.14	35.76	38.60	38.95	40.33	41.75	40.25	42.46	44.79
NE	62.08	70.54	73.33	72.20	77.09	82.31	72.98	80.62	89.05
NW	46.24	46.24	45.54	45.52	49.12	53.01	45.63	51.36	57.80
OW	42.73	43.34	45.06	44.90	46.49	48.13	45.56	47.84	50.23
SG	29.21	29.93	31.42	31.00	32.45	33.96	31.63	33.59	35.67
SH	35.44	37.14	37.75	37.76	39.78	41.91	38.13	41.42	44.99
SO	44.83	45.42	47.13	46.34	48.62	51.01	46.66	50.26	54.14
SZ	35.65	40.29	41.33	41.06	43.53	46.15	41.72	45.33	49.26
TG	36.11	37.85	37.36	37.31	39.08	40.93	37.82	40.51	43.39
TI	98.10	102.46	103.23	103.14	108.68	114.51	103.48	111.37	119.86
UR	30.80	35.90	35.31	34.28	37.29	40.57	34.20	38.65	43.67
VD	77.36	86.53	87.40	86.92	92.63	98.71	89.50	97.94	107.17
VS	59.80	63.99	67.10	69.76	72.21	74.74	72.55	76.28	80.21
ZG	50.90	53.58	53.16	52.61	55.39	58.31	53.18	57.22	61.55
ZH	48.71	51.82	53.49	53.34	55.85	58.48	54.16	58.01	62.13

Tabelle 9-52 Labor: prozentuale Veränderungen

Labor (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	0.68%	4.46%	8.39%	0.11%	4.07%	8.98%
AG	1.50%	4.59%	7.77%	1.04%	4.16%	8.24%
AI	1.36%	10.17%	19.75%	0.04%	9.65%	21.18%
AR	-3.97%	3.81%	12.21%	-5.13%	3.83%	13.47%
BE	1.59%	4.90%	8.32%	1.09%	4.07%	8.83%
BL	-0.31%	2.44%	5.27%	-0.73%	2.49%	5.70%
BS	-2.13%	1.40%	5.06%	-2.66%	1.38%	5.61%
FR	0.59%	4.97%	9.54%	-0.07%	4.37%	10.22%
GE	-0.58%	6.23%	13.51%	-1.60%	3.72%	14.60%
GL	-4.50%	0.98%	6.78%	-5.32%	0.97%	7.65%
GR	-1.90%	4.70%	11.75%	-2.89%	4.13%	12.80%
JU	-2.55%	3.40%	9.72%	-3.45%	2.15%	10.67%
LU	0.93%	4.48%	8.16%	0.40%	5.29%	8.71%
NE	-1.54%	5.13%	12.24%	-2.54%	4.58%	13.30%
NW	-0.03%	7.88%	16.42%	-1.22%	4.55%	17.70%
OW	-0.35%	3.17%	6.81%	-0.88%	2.90%	7.36%
SG	-1.33%	3.27%	8.08%	-2.02%	3.52%	8.80%
SH	0.02%	5.39%	11.04%	-0.78%	4.11%	11.89%
SO	-1.68%	3.15%	8.22%	-2.40%	3.39%	8.98%
SZ	-0.67%	5.31%	11.65%	-1.56%	4.14%	12.60%
TG	-0.13%	4.60%	9.55%	-0.84%	3.67%	10.29%
TI	-0.08%	5.28%	10.93%	-0.88%	2.47%	11.78%
UR	-2.91%	5.62%	14.90%	-4.19%	3.63%	16.29%
VD	-0.55%	5.98%	12.94%	-1.53%	5.74%	13.99%
VS	3.97%	7.62%	11.40%	3.42%	5.64%	11.97%
ZG	-1.05%	4.18%	9.68%	-1.83%	3.30%	10.51%
ZH	-0.28%	4.41%	9.32%	-0.99%	3.87%	10.06%

Tabelle 9-53 Spitex: Absolutwerte

Spitex	J2000	Daten		2003 (1-Schritt-Prognose)			2004 (2-Schritt-Prognose)		
		J2001	J2002	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OPI
CH	32.53	36.11	38.63	37.25	41.92	47.18	37.47	45.37	54.92
AG	20.60	23.31	25.36	25.34	27.94	30.80	25.98	30.50	35.81
AI	19.59	24.39	28.67	28.57	33.26	38.72	29.43	38.57	50.56
AR	19.61	23.73	25.83	24.19	29.10	35.00	25.96	32.77	41.36
BE	40.17	45.08	47.91	46.52	51.20	56.34	47.02	54.71	63.66
BL	32.20	35.67	37.47	37.47	40.73	44.28	37.69	43.68	50.61
BS	25.98	30.28	36.45	33.13	40.02	48.35	32.51	42.99	56.86
FR	24.04	29.72	32.57	31.56	36.79	42.88	32.75	40.88	51.02
GE	39.23	48.41	51.37	42.16	58.92	82.34	40.99	67.33	110.57
GL	26.89	33.26	33.21	34.02	38.57	43.73	35.98	43.09	51.61
GR	21.09	22.11	28.18	25.50	30.40	36.24	26.62	34.60	44.97
JU	86.17	94.19	98.49	81.90	105.48	135.85	76.93	112.80	165.41
LU	23.23	24.88	26.87	25.53	28.39	31.58	25.22	29.91	35.48
NE	41.16	42.23	15.04	—	—	—	—	—	—
NW	17.90	21.28	22.26	19.69	24.63	30.79	18.52	27.02	39.42
OW	30.66	29.64	34.94	32.61	38.48	45.40	33.74	42.31	53.05
SG	27.95	30.23	32.53	30.19	35.04	40.68	31.17	37.55	45.24
SH	29.37	32.22	35.21	31.25	38.02	46.25	29.72	40.83	56.08
SO	34.26	40.16	46.89	43.82	51.63	60.83	43.38	56.50	73.59
SZ	21.60	25.66	25.45	23.88	27.90	32.61	24.24	30.22	37.67
TG	26.65	30.55	32.31	31.83	35.42	39.41	32.28	37.73	44.11
TI	21.42	24.72	30.20	28.77	35.30	43.31	30.18	40.43	54.15
UR	27.75	31.04	35.80	34.87	39.60	44.96	35.80	43.90	53.82
VD	58.14	66.14	70.91	68.06	77.54	88.34	71.10	84.78	101.10
VS	21.68	25.20	31.48	30.97	36.20	42.32	33.33	41.58	51.87
ZG	18.54	18.66	21.31	20.51	22.75	25.24	21.19	25.03	29.55
ZH	34.09	35.39	37.31	34.67	38.85	43.52	34.15	40.38	47.74

Tabelle 9-54 Spitex: prozentuale Veränderungen

Spitex (90% PI)	2003			2004		
	UPI	PP	OPI	UPI	PP	OP
CH	-3.59%	8.50%	22.11%	-5.40%	8.22%	24.15%
AG	-0.08%	10.15%	21.43%	-1.62%	9.17%	23.12%
AI	-0.32%	16.04%	35.09%	-2.77%	15.96%	37.95%
AR	-6.34%	12.65%	35.50%	-9.19%	12.63%	38.92%
BE	-2.90%	6.87%	17.61%	-4.36%	6.87%	19.23%
BL	-0.01%	8.70%	18.16%	-1.31%	7.23%	19.58%
BS	-9.10%	9.82%	32.67%	-11.93%	7.42%	36.09%
FR	-3.11%	12.94%	31.65%	-5.52%	11.12%	34.45%
GE	-17.92%	14.70%	60.28%	-22.82%	14.26%	67.12%
GL	2.44%	16.13%	31.67%	0.38%	11.73%	34.00%
GR	-9.50%	7.87%	28.58%	-12.11%	13.81%	31.69%
JU	-16.84%	7.10%	37.94%	-20.44%	6.94%	42.57%
LU	-5.02%	5.65%	17.51%	-6.62%	5.35%	19.29%
NE	---	---	---	---	---	---
NW	-11.51%	10.65%	38.37%	-14.83%	9.73%	42.52%
OW	-6.68%	10.12%	29.93%	-9.20%	9.95%	32.90%
SG	-7.20%	7.71%	25.03%	-9.44%	7.16%	27.62%
SH	-11.23%	7.99%	31.36%	-14.11%	7.39%	34.87%
SO	-6.55%	10.10%	29.73%	-9.05%	9.45%	32.67%
SZ	-6.17%	9.64%	28.11%	-8.54%	8.29%	30.88%
TG	-1.48%	9.62%	21.96%	-3.14%	6.54%	23.81%
TI	-4.72%	16.90%	43.42%	-7.96%	14.52%	47.40%
UR	-2.60%	10.59%	25.56%	-4.57%	10.86%	27.81%
VD	-4.02%	9.34%	24.57%	-6.03%	9.34%	26.85%
VS	-1.61%	15.00%	34.42%	-4.11%	14.85%	37.34%
ZG	-3.75%	6.75%	18.40%	-5.33%	10.00%	20.15%
ZH	-7.07%	4.11%	16.64%	-8.75%	3.95%	18.52%

Bemerkungen:

- Der letzte Beobachtungswert für den Kanton NE in der Kostengruppe SpiteX ist fehlerhaft, so dass in den Tabelle 9-53 und Tabelle 9-54 auf eine entsprechende Extrapolation verzichtet wurde.
- Die prozentualen Prognoseintervalle für die Kostengruppen sind breiter als für die Gesamtkosten (Aggregationseffekt). Dieser Effekt ist auch bei den CH-Prognosen im Vergleich zu den kantonalen Prognosen beobachtbar.
- Der Wachstumseinbruch im Jahr 2002 erhöht die Unsicherheit insbesondere in den KG «Spital ambulant» und «Medikamente Arzt».

10 Literaturverzeichnis

- [1] Abrahamsen Y. & Schips B. (2002). Schlussbericht Quantitative Analyse des Systems der Krankenpflegeversicherung. Konjunkturforschungsstelle der ETH.
- [2] Beck K. (2000). Wenn der Leistungsanstieg statistisch gar nicht nachweisbar ist. *Managed Care* 6: 43-46. www.medpoint.ch/other/managed_care/062000/17_gesundheitsstatistik.pdf.
- [3] Beck K. & Käser-Meier U. (2003). *Managed Care* 2003 2: 24-26
- [4] BL & AO (2003). Vaud, toujours dans le trio le plus cher. *Numerus* 1, *Statistique Vaud*.
- [5] Brockwell P.J. & Davis A.D. (1993). *Time Series: Theory and Methods*. New York: Springer Verlag.
- [6] BSV (2003). Die Franchisen 1997-2001. Statistiken zur Sozialen Sicherheit.
- [7] BfS (2004). Kantonale Volkseinkommen. http://www.statistik.admin.ch/stat_ch/ber04/du0404.htm.
- [8] Caines P.E. (1988). *Linear Stochastic Systems*. New York, John Wiley & Sons.
- [9] Clements M.P. & Hendry D.F. (2000). *Forecasting Economic Time Series*. Cambridge. Cambridge University Press.
- [10] Coplan Empirische Sozialforschung (2002). Wirkungsanalyse KVG: Kostendifferenzen zwischen den Kantonen. BSV, Forschungsbericht Nr. 15/01.
- [11] Durbin J. (2001). *Time Series Analysis by State Space Models*. Oxford University Press.
- [12] Estima (2000). *RATS Version 5 User's Guide*.
- [13] Hamilton J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton.
- [14] Hampel F. & Ronchetti E.M & Rousseuw P.J. & Stahel W.A. (1986). *Robust Statistics: the Approach Based on Influence Functions*. New York: John Wiley & Sons.
- [15] Harvey A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*.
- [16] Harvey A.C. (1993). *Time series Models* (2nd Edition). The MIT Press.
- [17] Hsiao C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge. Cambridge University Press.
- [18] Huber P.J. (1981). *Robust Statistics*. New-York: John Wiley & Sons, Inc.
- [19] Huber F, Marti C., Götschi A.S., Weber A. (2002). Managed Care in der Schweiz. Geschichtlicher Abriss und Bedeutung der finanziellen Anreize. *Schweizerische Ärztezeitung*; 83 Nr. 48: 2629-2632.
- [20] Laird N.M. & Ware J.H. (1982). Random-Effects Models for Longitudinal Data. *Biometrics* 38; 963-974.
- [21] Lehmann H. (2003). *Managed Care: Kosten senken mit alternativen Kranken-versicherungsformen?* PhD Thesis; Zürich: Verlag Rüegger.
- [22] Litterman R. (1986). Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 4: 25-38.
- [23] Maddala G.S. & Kim In-Moo (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.

- [24] Marazzi A. (1993). Algorithms, Routines and S Functions for Robust Statistics.
- [25] Martin, R.D. & Zamar, R.H. (1993). Bias Robust Estimates of Scale. *Annals of Statistics* 21: 991-1017.
- [26] Nicholls D.F. & Quinn B.G. (1982). Random Coefficient Autoregressive Models: an Introduction. Lecture Notes in Statistics, 11. Springer-Verlag, New York.
- [27] Prognos AG (1997). Evaluation neuer Formen der Krankenversicherung (Synthesebericht). BSV, Forschungsbericht Nr. 1/98.
- [28] Prognos (1997). Selbstgetragene Gesundheitskosten. BSV, Forschungsbericht Nr. 4/98.
- [29] Rousseeuw P.J. and Yohai V. (1984). Robust Regression by Means of S-Estimators. In Robust and Non-Linear Time Series Analysis, J.Franke, W.Hardle & R.D.Martins (Eds), Lecture Notes in Statistics, 26, 256-272, Springer-Verlag.
- [30] Ruckstuhl A. (2004). Einführung in die robusten Schätzmethoden. Unpublizierte Kursunterlagen für den Nachdiplomkurs in angewandter Statistik an der ETH Zürich.
- [31] Rüefli C. & Vatter A (2001). Kostendifferenzen im Gesundheitswesen zwischen den Kantonen. BSV: Forschungsbericht Nr. 14/01.
- [32] Sottas G (2004). Assurance-maladie – Modèle de prévision des coûts de l'assurance obligatoire des soins. Préanalyse des données du Datenpool santé suisse sous l'angle de l'année du début de traitement. Rapport interne de la section statistique et mathématique, OFSP/BAG.
- [33] S-Plus 6 for Windows (2001). Guide to Statistics, Volume I: 362-363.
- [34] Srivastava, V. K. & Dwivedi, T. D. (1979). Estimation of seemingly unrelated regression equations: a brief survey. *Journal of Econometrics*, 10:15-32.
- [35] Stier W. (2001). Methoden der Zeitreihenanalyse. Berlin: Springer-Verlag.
- [36] Swamy P.A.V.B. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, Vol. 38: 311-323.
- [37] Tsay R.S. (2002). Analysis of Financial Time Series. New York, John Wiley & Sons.
- [38] Werblow A. & Felder S. (2002). Der Einfluss von freiwilligen Selbstbehalten in der gesetzlichen Krankenversicherung: Evidenz aus der Schweiz. Mimeo, Universität Magdeburg.
- [39] Wildi M. (1997). Estimation of AR- and MA-Parameters of Non-Linear SETARMA-Processes. Operations Research Proceedings 1997, Springer Verlag.
- [40] Wildi M. (2004). Signalextraction and Early Detection of Turning-Points. Lecture notes in Statistics, Springer Verlag.
- [41] Yohai V.J. (1997). A New Robust Model Selection Criterion for Linear Models: RFPE (unpublished note).
- [42] Yohai, V.J. & Stahel, W.A. & Zamar, R.H. (1991). A Procedure for Robust Estimation and Inference in Linear Regression. In *Directions in Robust Statistics and Diagnostics, Part II*, W.A. Stahel & S.W. Weisberg (Eds.). New York: Springer-Verlag.
- [43] Yohai V.J. & Zamar R.H. (1998). Optimal Locally Robust M-estimates of Regression. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 64: 309-323.
- [44] Zweifel P. & Felder S. & Meiers M. (1999). Ageing of Population and Health Care Expenditure: a Red Herring? *Health Economics* 8: 485-496. Giamconsequam et eniam, si.

