

## Bestimmung und Erklärung der kantonalen Mengenindizes der OKP-Leistungen

**Zentrum für Wirtschaftspolitik**

**Leitung: Prof. Dr. Reto Schleiniger**

**Mitarbeit: Prof. Dr. Tilman Slembeck**

**Betriebsökonom FH Jonas Blöchliger**

**September 2007**

## Inhaltsverzeichnis

Management Summary.....	3
1 Einleitung .....	5
2 Indexberechnungen .....	6
2.1 Methodik der Indexberechnung.....	6
2.2 Daten und Datenaufbereitung.....	7
2.2.1 Auswahl von Gesundheitsleistungen .....	7
2.2.2 Bearbeitung der ausgewählten Kostenblöcke.....	8
2.2.3 Interkantonale Leistungstransfers .....	12
2.2.4 Spitalsubventionen .....	13
2.3 Ergebnisse der Indexberechnungen .....	16
2.3.1 Indizes pro Kopf und netto Subventionen: Alle Leistungen .....	17
2.3.2 Indizes pro Kopf und netto Subventionen: Spital stationär .....	20
2.3.3 Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: Spital stationär .....	23
2.3.4 Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: Alle Leistungen .....	25
2.3.5 Ergebnisse der Indexberechnungen im Überblick .....	28
3 Ursachenanalyse.....	32
3.1 Statistische Analyse: Alle Leistungen.....	35
3.2 Statistische Analyse: Stationäre Spitalleistungen.....	38
3.3 Statistische Analyse: Ambulante Leistungen Ärzte .....	39
3.4 Statistische Analyse: Medikamente.....	41
3.5 Zusammenfassung der Ursachenanalyse.....	43
Anhang.....	46
Literatur .....	55

## Management Summary

Die Kosten pro Kopf der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) variieren in der Schweiz von Kanton zu Kanton stark. Das Ziel der vorliegenden Studie ist es, diese Kostendifferenzen in Mengen- und Preisdifferenzen aufzuschlüsseln und die resultierenden Mengenunterschiede ökonometrisch zu erklären.

Zur Bestimmung der Mengen- und Preisdifferenzen werden kantonale Mengen- und Preisindizes für die Jahre 2004 und 2005 berechnet. Dabei zeigt sich als erstes Ergebnis, dass die Abweichungen der einzelnen Kantone vom nationalen Durchschnitt in beiden Jahren jeweils ungefähr gleich gross sind und die berechneten Indizes somit strukturelle regionale Unterschiede ausdrücken.

Als weiteres allgemeines Resultat ergibt sich, dass die Mengen- und Preiseffekte häufig gleichgerichtet sind. Kantone mit grossen Mengen weisen also oft auch hohe Preise aus und umgekehrt. In den meisten Fällen dominiert zudem der Mengeneffekt den Preiseffekt. Unterschiedliche Kosten sind also, nicht nur, aber zum grossen Teil die Folge von unterschiedlichen Mengen.

Die Preisindizes werden einmal ohne und einmal mit Berücksichtigung der kantonalen Spitalsubventionen berechnet. Da die Kantonsbeiträge an die stationären Spitalkosten von Kanton zu Kanton stark variieren, ergeben sich beim Übergang von der Netto- zur Bruttobetrachtung einige Änderungen. Namentlich weisen die Kantone Genf und Neuenburg in der Bruttobetrachtung, also inklusive der kantonalen Subventionen, die mit Abstand höchsten Preise aus.

Die Kantone mit deutlich überdurchschnittlichen Kosten lassen sich nach deren Mengen- und Preisstruktur unterteilen. In den Kantonen Genf und, weniger ausgeprägt, Waadt ergeben sich sowohl hohe Preise wie auch grosse Mengen pro Kopf. Basel Stadt und Tessin weisen ebenso grosse Mengen pro Kopf aus, allerdings bei durchschnittlichen Preisen. Im Unterschied dazu sind in den Kantonen Bern und Neuenburg die Preise hoch, aber die Mengen nur durchschnittlich.

Bei den Kantonen mit tiefen Kosten zeichnen sich Graubünden, St. Gallen mit den beiden Appenzell, Uri und, weniger ausgeprägt, Glarus durch tiefe Preise und kleine Mengen aus. In Luzern mit Ob- und Nidwalden, Schwyz und Zug ergeben sich kleine Mengen bei durch-

schnittlichen Preisen. Tiefe Preise und durchschnittliche Mengen zeigen sich einzig beim Kanton Wallis im Jahre 2004.

Während in bisherigen Studien kantonale Kostenunterschiede erklärt wurden, ermöglicht die Aufschlüsselung der Kosten in Mengen und Preise eine ökonometrische Analyse der kantonalen Mengenunterschiede. Dabei zeigt sich, dass weder der Preis noch das Einkommen einen nennenswerten Einfluss auf die verbrauchten Mengen ausüben.

Von den untersuchten sozioökonomischen Faktoren hat ein so genannter Deprivationsindex, der sich als Summe der Arbeitslosen-, Armuts-, und Invaliditätsquote berechnet, einen mengenausweitenden Einfluss auf das Total der untersuchten Gesundheitsleistungen und auf den Medikamentenverbrauch. Auf die Menge der ambulanten Ärzteleistungen ist der Einfluss allerdings negativ.

Ein signifikant positiver Effekt geht auch vom Frauenanteil aus, und zwar auf das Total der Leistungen, die ambulanten Ärzteleistungen und auf die Medikamente. Im Unterschied dazu zeigt sich wenig Evidenz für den Einfluss der Altersstruktur. Die Hypothese, dass in Kantonen mit einem grossen Anteil von alten Personen grössere Mengen konsumiert werden, kann mit den vorliegenden Daten nicht gestützt werden.

Von den angebotsseitigen Faktoren ist die Ärztedichte signifikant. Kantone mit höherer Ärztedichte konsumieren mehr Gesundheitsleistungen. Ein analoges Ergebnis ergibt sich auch in Bezug auf die Apothekendichte und den Medikamentenverbrauch.

Es verbleibt der Einfluss der direkten Medikamentenabgabe durch Ärzte. Erstaunlicherweise geht aus den vorliegenden Schätzungen hervor, dass eine höhere Dichte von selbstdispensierenden Ärzten mit einem geringeren Medikamentenverbrauch einhergeht. Auf jeden Fall zeigt sich in den vorliegenden Daten keine Evidenz zur Stützung der Hypothese, dass die Selbstdispensation zu einem höheren Konsum von Medikamenten führt.

## 1 Einleitung

Die vorliegende Studie verfolgt eine zweifache Zielsetzung. Einmal sollen mit den Zahlen aus dem Datenpool von Santésuisse die kantonal unterschiedlichen Gesundheitskosten in Mengen- und Preiseffekte aufgeschlüsselt werden. Dazu werden in Abschnitt 2 für die Gesundheitsleistungen der obligatorischen Krankenpflegeversicherung (OKP) kantonale Mengen- und Preisindizes für die Jahre 2004 und 2005 berechnet, welche die kantonalen Abweichungen vom nationalen Durchschnitt beschreiben.

In einem zweiten Schritt geht es darum, die berechneten kantonalen Mengenunterschiede, wie sie in den unterschiedlichen Mengenindizes ausgedrückt sind, auf ihre Ursachen hin statistisch zu analysieren. Diese Ergebnisse werden in Abschnitt 3 präsentiert. Im Unterschied zu bestehenden Studien über kantonale Unterschiede werden dabei erstmals Mengen- und nicht Kostendifferenzen untersucht. Das ermöglicht unter anderem auch, einen eventuellen Preiseinfluss auf die Menge der Gesundheitsleistungen abzuschätzen.

## 2 Indexberechnungen

Bevor die Ergebnisse der Indexberechnungen im Abschnitt 2.3 dargestellt und diskutiert werden, wird in den Abschnitten 2.1 sowie 2.2 die Methodik der Berechnung und die Datenaufbereitung erläutert.

### 2.1 Methodik der Indexberechnung<sup>4</sup>

Regionale Preisindizes werden vor allem für die Bestimmung von Kaufkraftparitäten verwendet. Kaufkraftparitäten sind diejenigen Wechselkurse, welche einen bestimmten Warenkorb in verschiedenen Ländern gleich teuer machen. Mit diesen Paritäten können dann die nominellen Bruttoinlandproduktzahlen preisbereinigt und damit die Kaufkraft der verschiedenen Länder miteinander verglichen werden. Obwohl die Fragestellung bei den Gesundheitskosten auf den ersten Blick anders erscheint, lässt sich die Methodik der Kaufkraftbestimmung auch auf den Gesundheitsbereich anwenden.

Im Unterschied zur Erstellung von Indizes in einem Längsschnitt ist bei einer Querschnittsanalyse die Wahl der Referenz mit mehreren Fragen verbunden. Grundsätzlich bestehen zwei Möglichkeiten zur Bestimmung der Referenzregion. Entweder es wird eine bestimmte Region als Referenz ausgewählt (so genannte Asymetric Star Method) oder man konstruiert eine künstliche Durchschnittsregion, welche als Referenz dient (so genannte Symetric Star Method). Im vorliegenden Fall wird die Schweiz als durchschnittliche Referenzregion ausgewählt. Damit können die unten berechneten Indizes im Vergleich zur gesamten Schweiz interpretiert werden.

Formal werden die schweizerischen Durchschnittspreise als mengengewichtete Durchschnitte der kantonalen Preise berechnet. Damit wird den grösseren Kantonen ein grösseres Gewicht beigemessen. Die Preis- und Mengenindizes werden gemäss der Laspeyres- respektive der Paascheformel bestimmt. Das Produkt aus dem Laspeyres-Preisindex und dem Paasche-Mengenindex ergibt dann den so genannten Wertindex, welcher das Verhältnis der Kosten eines Kantons im Vergleich zur Schweiz beschreibt. Zur Bestimmung der Mengenindizes pro Kopf werden die ursprünglichen Mengenindizes durch den entsprechenden

---

<sup>4</sup> Die Ausführungen in diesem Abschnitt basieren auf Hill, Robert, 1997

Bevölkerungsanteil einer Region dividiert. Die Preisindizes ändern beim Übergang zur pro Kopf Betrachtung nicht.

Die hier verwendete Methode ist der Gruppe der Average Basket Methoden entnommen und wird auch als ECLAC-Methode bezeichnet (United Nations Economic Commission for Latin America and the Caribbean). Eine formale Darstellung der Indexberechnung findet sich im Anhang.

## **2.2 Daten und Datenaufbereitung**

Als Datengrundlage dienen die OKP-Bruttoleistungen aus dem Datenpool von Santésuisse. Konkret werden Behandlungsdaten aus der Rechnungsstellerstatistik für die Jahre 2004 (Stand September 2005) und 2005 (Stand Juni 2006) verwendet. Um die leicht unterschiedlichen kantonalen Abdeckungsgrade der Daten auszugleichen, wurden diese auf einen 100-prozentigen Abdeckungsgrad hochgerechnet.

Das Grundproblem liegt nun darin, dass diese Zahlen hauptsächlich in Form von Bruttoleistungen vorliegen, also als Produkt von Preis und Menge. Zur Indexberechnung müssen aber für alle Leistungen jeweils Preise und Mengen bekannt sein bzw. bestimmt werden. Neben der Bruttoleistung muss also mindestens eine Preis- oder eine Mengenangabe vorliegen. Die folgenden Unterabschnitte zeigen, welche Gesundheitsleistungen einbezogen und wie die Daten der einzelnen Leistungen aufbereitet werden. Zudem wird erläutert, wie die Probleme der interkantonalen Leistungstransfers und der unterschiedlich hohen kantonalen Spitalsubventionen angegangen werden.

### **2.2.1 Auswahl von Gesundheitsleistungen**

Tabelle 1 zeigt die von Santésuisse verwendeten Kostenblöcke und zwar absteigend nach Bruttoleistungen des Jahres 2004 geordnet. In den Indexberechnungen werden die ersten neun Kostenblöcke bis und mit SPITEX berücksichtigt. Die restlichen Kategorien fließen nicht in die Berechnungen ein, da deren Mengen bzw. Preisbestimmungen problematisch ist und ihr Anteil an den Gesamtkosten mit jeweils kleiner als 1.5 Prozent gering ist.

Tabelle 1: Prozentualer Kostenanteil der einzelnen Leistungsarten 2004 und 2005

Rang	Leistungsart	Prozente 2004	Prozente 2005
1	Ärzte ambulante Behandlung	23.592	22.804
2	Spital stationär	23.311	23.813
3	Apotheken	13.973	14.110
4	Spital ambulant	13.186	14.045
5	Pflegeheime	7.210	7.746
6	Medikamente Ärzte	7.055	6.961
7	Physiotherapeuten	2.428	2.442
8	Laboratorien	2.356	2.348
9	SPITEX	1.811	1.894
10	übrige	1.263	0.734
11	Unbekannt	1.184	1.063
12	Spital Pflegeheim-Tarife	1.019	0.392
13	Chiropraktoren	0.347	0.335
14	Zahnärzte	0.333	0.296
15	MiGel	0.315	0.357
16	Ergotherapeuten	0.179	0.200
17	Krankenpflege	0.108	0.121
18	Hebammen	0.104	0.110
19	Transport/Rettung	0.090	0.098
20	Ernährungsberater	0.063	0.063
21	Heilbäder	0.037	0.037
22	Logopäden	0.018	0.017

### 2.2.2 Bearbeitung der ausgewählten Kostenblöcke

#### *Ärzte ambulante Behandlung*

Bei den ambulanten Ärztebehandlungen besteht mit dem Tarmed bereits eine Grundlage zur Mengen- und Preisbestimmung. Als standardisierte Leistung wird deshalb ein Taxpunkt gewählt, und der Preis dafür ist der - kantonal unterschiedliche - Taxpunktwert.

In einigen Kantonen haben sich die Taxpunktwerte im Laufe der Jahre 2004 bzw. 2005 verändert. In diesen Fällen wurde ein zeitlich gewichteter Durchschnitt berechnet.

#### *Spital stationär*

Der stationäre Spitalbereich weist neben den ambulanten Ärzteleistungen den grössten Kostenanteil auf und ist besonders problematisch, da für die vielen Spitalleistungen im

Unterschied zu den ambulanten Ärztebehandlungen keine flächendeckenden Pauschalpreise bestehen und entsprechend auch keine standardisierten Leistungen definiert sind. Deshalb wird für die Indexberechnung ein Spitaltag pro Spitalkategorie als standardisierte Leistung ausgewählt. Damit wird unterstellt, dass ein Spitaltag in einer bestimmten Spitalkategorie in allen Kantonen die gleich grosse Leistung darstellt. Diese Annahme kann hinterfragt werden. Vor Einführung der DRG ist aber der nach Spitalkategorien differenzierte Spitaltag die kleinste standardisierte Leistung, für die auch Daten vorhanden sind. Mit der so definierten Menge und den Bruttoleistungen lassen sich dann auch die Preise pro Spitaltag und Kategorie berechnen.

Die Daten von Santésuisse sind nach dreizehn verschiedenen Spitalkategorien aufgeteilt. Spitäler der Kategorien Spezialkliniken Pädiatrie, Spezialkliniken Geriatrie und Spezialkliniken Gynäkologie/Neonatologie gibt es allerdings in 20, 21 bzw. 22 Kantonen gar nicht. Gleichzeitig ist der Anteil dieser Kategorien an den gesamten stationären Spitalkosten sehr gering (um ein Prozent). Deshalb werden sie in den Indexberechnungen nicht berücksichtigt. Damit verbleiben zehn Spitalkategorien<sup>5</sup>, die jeweils als eigene Leistungsart in die Berechnung eingehen.

Ein weiteres Problem bei den stationären Spitalleistungen ergibt sich dadurch, dass nicht alle Spitalkategorien in allen Kantonen vorhanden sind und einzelne kleine Kantone nur sehr wenige Kategorien aufweisen.

Deshalb werden diejenigen Kantone mit anderen Kantonen konsolidiert, welche nur sehr wenige Spitalkategorien anbieten und gleichzeitig einen grossen Anteil (>30%) der Spitalleistungen in einem einzigen anderen Kanton beziehen. Das ist bei Ob- und Nidwalden der Fall, die rechnerisch mit Luzern verschmolzen werden, und bei den beiden Appenzell, die zusammen mit St. Gallen geführt werden. Damit verbleiben von den ursprünglich 26 noch 22 Kantone bzw. Regionen.

Auch nach der Elimination von drei Spitalkategorien und der Zusammenlegung von zwei mal drei Kantonen bieten nach wie vor mehrere Kantone nicht alle Spitalleistungen an. Es stellt sich daher die Frage, wie mit den fehlenden Werten in diesen Kantonen umgegangen werden soll.

---

<sup>5</sup> Es sind dies die Kategorien Zentrumsversorgung Niveau 1 (Universitätsspitäler) und Niveau 2, Grundversorgung Niveau 3, Niveau 4 und Niveau 5, Spezialkliniken Chirurgie, Rehabilitationskliniken, diverse Spezialkliniken sowie psychiatrische Kliniken Niveau 1 und Niveau 2.

Ein Ausschluss der Leistung bei den Kantonen, welche die Leistung nicht anbieten, würde zu einer starken Verzerrung der Mengenindizes führen, weil dabei ignoriert würde, dass der Kanton einzelne Leistungen gar nicht, also eigentlich mit der Menge Null anbietet.

Wenn aber die Menge Null bei diesen Leistungen berücksichtigt wird, muss auch mit einer Hilfskonstruktion ein Preis für diese Leistung festgelegt werden. Ein Preis in der Höhe von Null wäre dabei wenig sinnvoll, weil dadurch impliziert würde, die Leistung könnte gratis angeboten werden. In den Indexberechnungen wird deshalb bei den fehlenden Werten nicht ein Preis von Null, sondern der gewichteter Durchschnittspreis der Schweiz verwendet, der sich aus denjenigen Kantonen berechnet, welche die entsprechende Leistung tatsächlich anbieten. Dieses Vorgehen wird sowohl für die Netto- wie auch für die Bruttobetrachtung gewählt (vgl. dazu Abschnitt 2.2.4). Als Implikation davon ergibt sich, dass durch den Einbezug von eigentlich nicht existierenden Leistungen keine Abweichung des kantonalen Preisindexes von Schweizer Durchschnitt entsteht.

### *Apotheken*

Bei den von Apotheken verkauften Leistungen wird von der Annahme ausgegangen, dass keine kantonalen Preisunterschiede bestehen, dass also ein Medikament in der ganzen Schweiz zum gleichen Preis verkauft wird<sup>6</sup>. Deshalb sind nur Kosteninformationen nötig. Eine Aufteilung in Mengen und Preise erfolgt dann über eine Normierung der Mengen, und zwar so, dass der Preis pro Mengeneinheit gleich eins ist. Diese Normierung ist zwar willkürlich, sie hat aber keinen Einfluss auf das Ergebnis, da diesbezüglich nur relative Preisunterschiede relevant sind.

### *Spital ambulant*

Auch hier ist der Tarmed die Grundlage. Als standardisierte Leistung wird wiederum ein Taxpunkt gewählt, und der Preis dafür ist der - kantonal unterschiedlicher - Taxpunkt-wert. Als Folge dieses Vorgehens werden die wenigen ambulanten Spitalleistungen, die nicht über den Tarmed abgerechnet werden, nicht berücksichtigt.

---

<sup>6</sup> Die möglichen kleinen Preisdifferenzen aufgrund kantonal unterschiedlicher Apotheker- und Patientenpauschalen werden hier nicht berücksichtigt.

### *Pflegeheime*

Es wird grundsätzlich wie bei den stationären Spitalleistungen vorgegangen. Als kleinste standardisierte Leistung wird ein Pfl egetag gewählt. Die Anzahl Pfl egetage wird dabei allerdings nicht aus dem Datenpool entnommen, sondern stammt direkt aus einer kantonalen Umfrage bei den Pflegeheimen für das Jahr 2004. Da zum Zeitpunkt der Berechnung der neuen Indizes keine verlässlichen Zahlen zu den Pfl egetagen des Jahres 2005 vorlagen, wurden die Bruttoleistungen und die Pfl egetage aus dem Jahr 2004 auch für die 2005-er Berechnung verwendet. Dieses Vorgehen scheint insofern vertretbar, als die Zielsetzung der Studie in der Erklärung struktureller Unterschiede zwischen den Kantonen und nicht in der Beschreibung und Analyse der zeitlichen Entwicklung liegt.

Ebenso aufgrund der Datengrundlage wird im Unterschied zu den Spitälern keine weitere Unterscheidung in verschiedene Pflegekategorien vorgenommen.

### *Medikamente Ärzte*

Wie bei den Apotheken wird von der Annahme ausgegangen, dass keine kantonalen Preisunterschiede bestehen. Deshalb sind nur Kosteninformationen nötig. Eine Aufteilung in Mengen und Preise erfolgt dann wiederum über eine Normierung. Für die vorliegende Analyse liesse sich diese Leistungsart ohne Informationsverlust mit den Apotheken verschmelzen.

### *Physiotherapeuten*

Als Preisinformation werden die kantonalen ausgehandelten Taxpunktwerte für Physiotherapeuten herangezogen. Aus den Bruttoleistungen lassen sich dann die Mengen in Form von Taxpunkten bestimmen.

### *Laboratorien*

Auch bei den Laboratorien wird über eine Mengennormierung angenommen, dass schweizweit keine Preisdifferenzen bestehen.

### *Spitex*

Hier ist das Vorgehen analog zu den Physiotherapeuten.

Aufgrund des Ausschlusses von verschiedenen Leistungen gehen von den gesamten OKP-Bruttoleistungen in der Höhe von knapp 20 Milliarden Franken pro Jahr noch etwas unter 18 Milliarden Franken, also rund 90 Prozent in die Indexberechnung ein.

### 2.2.3 Interkantonale Leistungstransfers

Bei der Indexberechnung auf Grundlage der absoluten Bevölkerungszahlen unterscheiden sich die Wert- und Mengenindizes naturgemäss stark je nach Grösse des Kantons. In Bezug auf die Prämienproblematik ist aber eine pro Kopf-Betrachtung aussagekräftiger. Deshalb werden die Wert- und Mengenindizes bevölkerungsstandardisiert berechnet. Dabei stellt sich aber das Problem der Bestimmung der geeigneten Bevölkerungszahl, weil die Leistungserbringer der einzelnen Kantone auch Personen bedienen, die ausserhalb des Kantons wohnhaft sind. Da die Berechnungen auf der Rechnungsstellerstatistik basieren, ist nicht die Wohnbevölkerung eines Kantons von Bedeutung, sondern die Bevölkerung, welche sich von den Leistungserbringern eines Kantons behandeln lässt. Diese behandelte Bevölkerung - oder auch die Bevölkerung des Einzugsgebietes eines Kantons - muss deshalb speziell berechnet werden. Dazu werden die jeweiligen Matrizen der interkantonalen Verrechnungsströme zwischen der Versicherten- und der Rechnungsstellerstatistik verwendet. Zuerst werden diese Ströme mit dem Preisindex des Leistungserbringerkantons preisbereinigt. Dadurch ergeben sich neue Matrizen, welche die grenzüberschreitenden mengenmässigen Leistungen beschreiben. Wenn nun beispielsweise von den 568 Millionen Leistungen, welche von Fribourgern in Anspruch genommen wurden, 40 Millionen im Kanton Bern bezogen wurden, dann werden 7 Prozent ( $40/568$ ) der Fribourger Wohnbevölkerung dem Einzugsgebiet des Kantons Bern zugerechnet. Umgekehrt wird aber auch ein Teil der Berner Wohnbevölkerung dem Einzugsgebiet des Kantons Fribourg zugeordnet.

Das Resultat dieser Umrechnung ist in der Tabelle 2 beispielhaft für alle Leistungen und das Jahr 2004 dargestellt. Die Tabelle zeigt, dass auch nach der Zusammenfassung von Ob- und Nidwalden mit Luzern sowie den beiden Appenzell mit St. Gallen noch einige vor allem kleinere Kantone wie Uri, Schwyz und Glarus, aber auch Solothurn, Gesundheitsleistungen in grossem Ausmass importieren (negatives Vorzeichen). Daneben bestehen weiterhin regionale Zentren wie Basel Stadt, das viele Leistungen nach Basel-Landschaft exportiert (positives Vorzeichen). Im Unterschied zu Basel Stadt übernimmt der andere Stadtkanton Genf per Saldo keine solche Zentrumsfunktion. In Genf sind die Importe und Exporte im Jahre 2004 praktisch gleich gross, daher ergibt kaum ein Unterschied in der versicherten und der behandelten Bevölkerungszahl.

Tabelle 2: Versicherte und behandelte kantonale Bevölkerung, 2004

Kanton	Versicherte	Behandelte	Differenz in %
AG	569'894	568'378	-0.27
BE	958'362	981'467	+2.41
BL	265'849	199'740	-24.87
BS	183'321	311'165	+69.74
FR	250'415	194'400	-22.37
GE	399'343	396'632	-0.68
GL	38'762	28'279	-27.04
GR	194'100	203'998	+5.10
JU	69'667	66'919	-3.94
NE	168'943	145'386	-13.94
SH	75'372	60'959	-19.12
SO	249'403	161'112	-35.40
SZ	136'280	68'185	-49.97
TG	234'138	245'445	+4.83
TI	316'266	307'860	-2.66
UR	35'371	22'133	-37.43
VD	641'826	696'965	+8.59
VS	293'163	317'392	+8.26
ZG	103'786	100'310	-3.35
ZH	1'266'164	1'363'682	+7.70
SG/AI/AR	530'476	536'040	+1.05
LU/OW/NW	430'831	435'284	+1.03
Total	7'411'732	7'411'732	

Es ist zu beachten, dass dieses Vorgehen je nach betrachtetem Kostenblock und Jahr zu anderen behandelten Bevölkerungszahlen eines Kantons führt, da bei der Berechnung von Subindizes wie z. B. der stationären Spitalleistungen die spezifische Import-Export-Matrix des entsprechenden Jahres für diesen Kostenblock verwendet wird.

#### 2.2.4 Spitalsubventionen

Wenn in der Nomenklatur des Datenpools von Santésuisse von Bruttoleistungen gesprochen wird, dann bedeutet dies, dass in den Zahlen auch Franchise und Selbstbehalt der Versicherten einbezogen sind<sup>7</sup>. Nicht enthalten sind aber die Kantonsbeiträge an die öffentlichen Spitäler und eventuelle Quersubventionen der Privatversicherungen bei priva-

<sup>7</sup> Leistungen, welche von den Versicherten nicht gemeldet werden, sind natürlich in den verwendeten Daten nicht enthalten.

ten Spitälern. Indizes, die auf Basis der Bruttoleistungen berechnet werden, geben daher ein Bild aus Sicht der Preise bzw. Tarife, welche den Versicherten der OKP belastet werden. Ein anderes Bild aus Sicht der Vollkosten ergibt sich, wenn die Bruttoleistungen der Spitäler um diese Subventionen aufgestockt werden.

Neben der Nettobetrachtung ohne Subventionen wird im Folgenden auch eine Bruttobetrachtung auf Basis der Vollkosten berechnet. Dazu ist ein Einbezug der Subventionen nötig, der aufgrund der teilweise dürftigen Datenlage bei den Spitalsubventionen nicht ohne Annahmen auskommt.

Bei der Bestimmung der Vollkosten im stationären Spitalbereich wird grundsätzlich zwischen kantonalen Subventionen an öffentliche Spitäler und eventuellen Quersubventionen durch die Privatversicherung bei den privaten Spitälern unterschieden.

Zur Berechnung der kantonalen Subventionen an die öffentlichen Spitäler wird die BFS-Statistik *Nettofinanzbedarf der Kantone und Gemeinden für die Krankenhäuser* verwendet, welche die Zahlungen der öffentlichen Hand an die Spitäler in einer Investitions- und in einer laufenden Rechnung festhält. Um Investitionsschwankungen zu glätten, werden die Investitionen als Jahresdurchschnitt über die Jahre 1998 bis 2004 bzw. 2005 berechnet. Die laufenden Zahlungen werden um die F+E Beiträge an die Universitätsspitäler gekürzt. Da die BFS-Zahlen nicht nach Spitalkategorien unterteilt vorliegen, wird pro Kanton nur ein Faktor bestimmt, der das Verhältnis der OKP-Leistungen an den Vollkosten über alle Kategorien hinweg beschreibt<sup>8</sup>.

Bei den vom BFS ausgewiesenen kantonalen Subventionen an öffentliche Spitäler muss speziell beachtet werden, dass es sich dabei um Zahlungen an Personen handelt, die im entsprechenden Kanton wohnen – und nicht um Zahlungen an die Leistungserbringer eines Kantons. Deshalb müssen die Subventionen mittels der Bruttoleistungsmatrix der stationären Spitalleistungen in Subventionszahlungen an Leistungserbringer eines Kantons umgerechnet werden. Nach dieser Umrechnung kann dann auf der Ebene der Rechnerstellerstatistik weitergearbeitet werden.

---

<sup>8</sup> Die vom BAG kürzlich veröffentlichten *Kennzahlen der Schweizer Spitäler 2004* weisen zwar nach Kategorien unterteilte Beiträge und Subventionen an Spitäler auf. Die Zahlen der BAG-Publikation weichen aber stark von den BFS-Subventionszahlen ab und sind zudem nur teilweise kompatibel mit den Santésuisse-Daten. Aus diesem Grund wurde auf eine Verwendung der BAG-Zahlen verzichtet.

**Tabelle 3: Kantonale OKP-Anteile an den Vollkosten der öffentlichen Spitäler 2004 und 2005**

Kanton/Region	2004	2005
AG	0.38	0.39
BE	0.31	0.33
BL	0.42	0.42
BS	0.42	0.39
FR	0.39	0.36
GE	0.27	0.28
GL	0.37	0.40
GR	0.36	0.36
JU	0.31	0.27
NE	0.25	0.22
SH	0.36	0.34
SO	0.41	0.39
SZ	0.42	0.41
TG	0.39	0.41
TI	0.35	0.36
UR	0.39	0.43
VD	0.38	0.39
VS	0.31	0.36
ZG	0.37	0.37
ZH	0.40	0.41
SGAIAR	0.40	0.40
LUOWNW	0.35	0.37

Aus Tabelle 3 geht hervor, dass die OKP-Anteile an den Vollkosten der stationären Leistungen der öffentlichen Spitäler in den Kantonen Neuenburg und Genf mit deutlich unter 30 Prozent am geringsten sind. Auch die Kantone Jura, Bern und – für das Jahr 2004 – Wallis zeichnen sich durch tiefe OKP-Anteile und entsprechend hohe Subventionsanteile aus. Auf der anderen Seite der Skala liegen mit einem OKP-Anteil von 40 Prozent und mehr die Kantone Basel Land, Schwyz, Zürich sowie St. Gallen mit den beiden Appenzell. Weiter erwähnenswert ist der Kanton Wallis, der mit einer Zunahme des OKP-Anteils um 5 Prozentpunkte die grösste Veränderung zwischen den beiden Jahren aufweist. Ansonsten sind die ausgewiesenen Anteile über die Zeit hinweg recht stabil.

Bei der Berechnung der Vollkosten der stationären Spitalleistungen von Privatspitalern müssen eventuelle Quersubventionen der Privatspitäler aus den Zusatzversicherungen berücksichtigt werden. Solche Subventionen können einerseits an allgemein Versicherte bei Privatspitalern mit Allgemeinabteilung (z. B. Kanton Bern) und andererseits an Zusatzver-

sicherte, die anrechenbare allgemein versicherte Leistungen beziehen, fliessen. Zur Berechnung der Vollkosten in den Privatspitälern wird zwischen Kantonen mit und ohne Tarifverträge unterschieden.

Bei den Kantonen mit Tarifverträgen kann der in den Verträgen abgemachte Kostendeckungsgrad zur Berechnung des Quersubventionsanteils verwendet werden. Bei einem vertraglich festgelegten Kostendeckungsgrad von beispielsweise 90 Prozent wird also eine zusätzliche Subventionierung in der Höhe von 10 Prozent angenommen. Eine Umrechnung zwischen Rechnungssteller- und Versichertenstatistik ist dabei nicht nötig, weil der Vertrag mit dem Leistungserbringer besteht und unabhängig vom Wohnortkanton der Patienten gilt.

Bei den Kantonen ohne Tarifverträge muss aufgrund der fehlenden Informationen mit letztlich nicht überprüfbar Annahmen gearbeitet werden. Es wird davon ausgegangen, dass in diesen Kantonen den Privatspitälern durch die OKP eine Referenztaxe in Höhe der OKP-Leistungen an öffentliche Spitäler bezahlt wird und dass die privaten Spitäler die gleichen Vollkosten aufweisen wie die öffentlichen Spitäler desselben Kantons. Damit wird für die Kantone ohne Tarifverträge bei den Privatspitälern der gleiche Aufrechnungsfaktor verwendet wie bei den öffentlichen Spitälern. Im Unterschied zu den öffentlichen Spitälern wird aber bei diesen Privatspitälern die Differenz zwischen anrechenbaren Kosten und Vollkosten nicht über kantonale Subventionen, sondern über eine Quersubventionierung durch die Privatversicherungen gedeckt.

## 2.3 Ergebnisse der Indexberechnungen

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Indexberechnungen dargestellt und diskutiert. Dabei werden im nächsten Abschnitt zuerst die Ergebnisse über alle Leistungen hinweg und in der Nettobetrachtung, also ohne Berücksichtigung der Subventionen, präsentiert. Dann folgen in den Abschnitten 2.3.2 und 2.3.3 die spezifischen Ergebnisse für die stationären Spitalleistungen, zuerst in der Nettobetrachtung und dann in der Bruttobetrachtung unter Einschluss der Spitalsubventionen. Zum Schluss zeigt Abschnitt 2.3.4 wie die Berücksichtigung der Subventionen die Indizes über alle Leistungen hinweg beeinflusst.

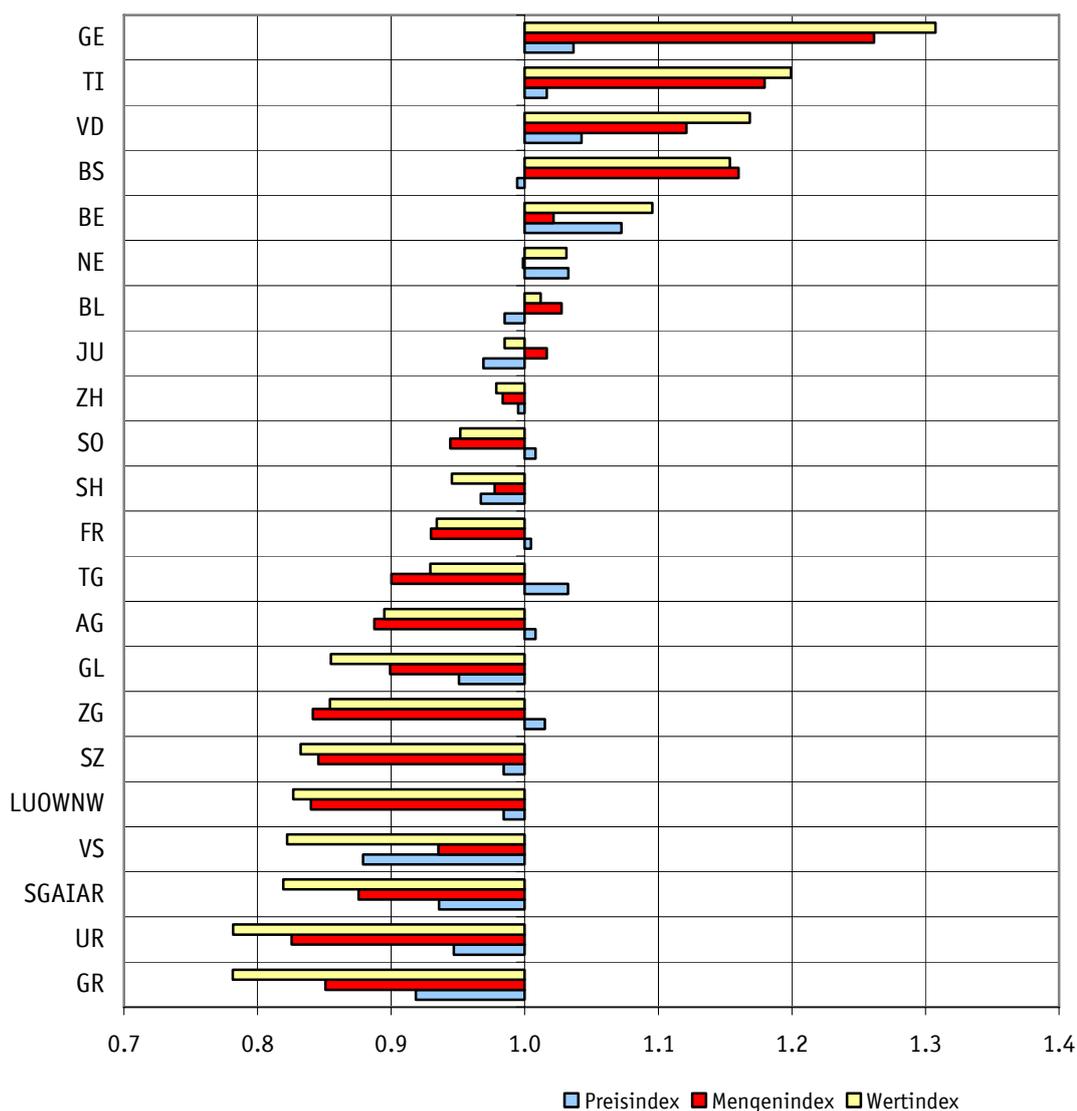
---

<sup>11</sup> Es sei nochmals daran erinnert, dass sich der Wertindex als Produkt des Mengen- und des Preisindex ergibt.

### 2.3.1 Indizes pro Kopf und netto Subventionen: Alle Leistungen

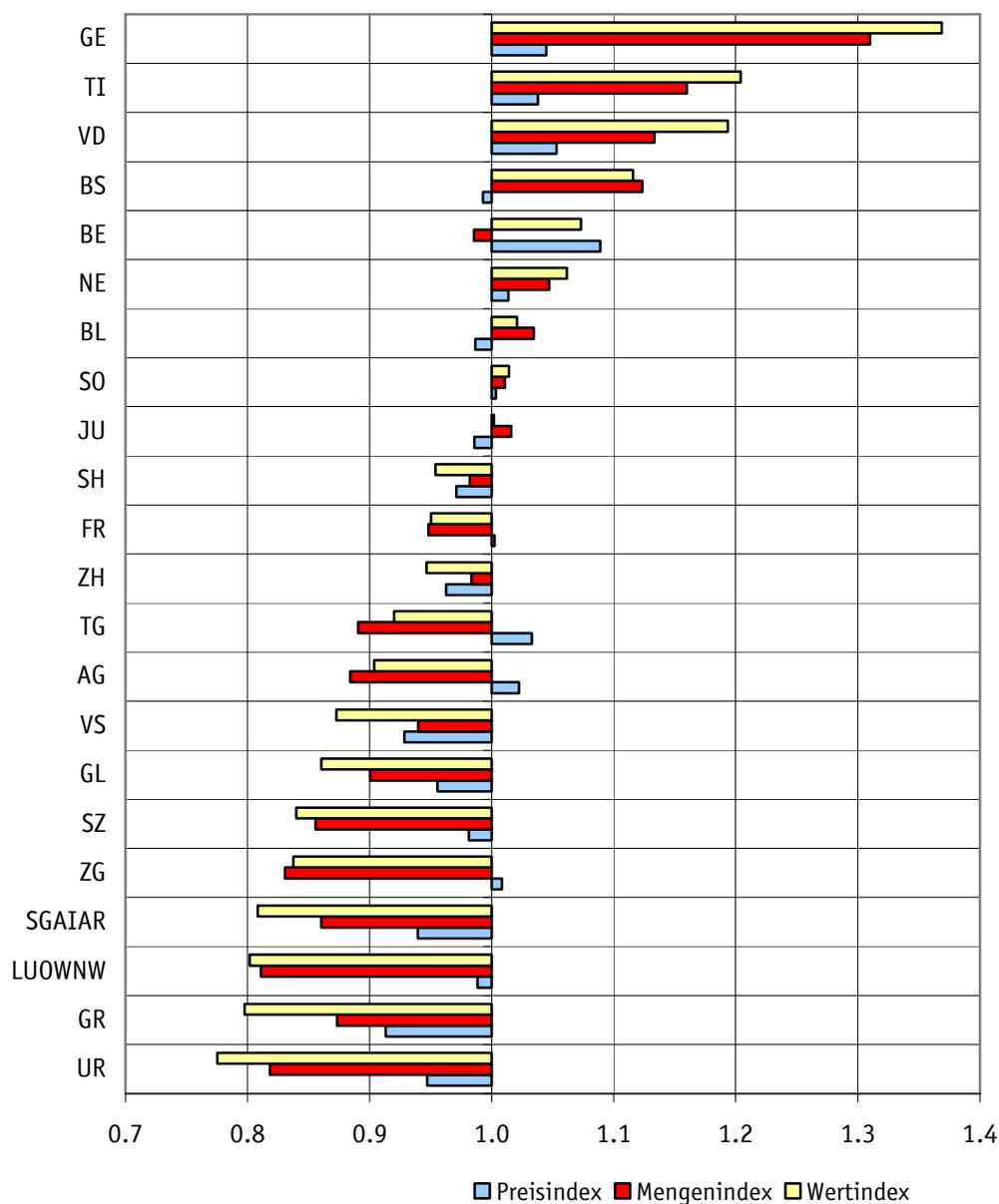
Die Darstellung der Preis-, Mengen- und Wertindizes über alle Gesundheitsleistungen pro Kopf und netto Subventionen in Abbildung 1 und Abbildung 2 ergibt für die beiden Jahre 2004 und 2005 ein sehr ähnliches Bild, v. a. was die Rangierung nach dem Wertindex betrifft. So bilden die Kantone Genf, Tessin, Waadt und Basel Stadt in beiden Jahren die Gruppe mit den deutlich höchsten Wertindizes von über 1.1. Demgegenüber stehen die acht kostengünstigen Regionen Uri, Graubünden, Luzern mit Ob- und Nidwalden, St. Gallen mit den beiden Appenzell, Zug, Schwyz, Glarus und das Wallis, deren Wertindizes in beiden Jahren deutlich unter 0.9 liegen. Die grosse Varianz des ausgewiesenen Wertindex ist nichts anderes als ein Abbild der grossen kantonalen Prämienunterschiede. Während Genf bei den pro Kopf Kosten mehr als 30 Prozent über dem nationalen Durchschnitt liegt, sind Graubünden und Uri über 20 Prozent darunter.

Abbildung 1: Indizes pro Kopf und netto Subventionen: alle Leistungen 2004



Bei der Betrachtung der Aufteilung des Wertindex in Mengen- und Preisindex<sup>11</sup> zeigt sich bei fast allen Kantonen am Rande des Spektrums, dass sich ihre Position aufgrund einer Kombination von Mengen und Preiseffekten ergibt, dass also Mengen und Preise in die gleiche Richtung zeigen. Ausnahmen dabei bilden lediglich Basel Stadt im oberen und Zug im unteren Bereich. Bei beiden Kantonen ergibt sich die Abweichung des Wertindex fast ausschliesslich aufgrund des Mengeneffektes, während die Preise leicht gegenläufig und sehr nahe am nationalen Durchschnitt sind.

Abbildung 2: Indizes pro Kopf und netto Subventionen: alle Leistungen 2005



Neben der mehrheitlich gleichen Ausrichtung von Preis- und Mengeneffekten ist zusätzlich festzustellen, dass der Mengeneffekt in den meisten Fällen stärker als der Preiseffekt

ist, und zwar in beiden Jahren in 17 von 22 Fällen. Grafisch kommt dies dadurch zum Ausdruck, dass in den Abbildungen die roten im Vergleich zu den blauen Säulen in der Regel deutlich grösser sind. Entsprechend gross sind auch die Mengendifferenzen. So werden im Kanton Genf rund 50 Prozent mehr Gesundheitsleistungen pro Kopf konsumiert als im Kanton Graubünden. Die Kostendifferenz kann also in diesem Fall zu einem grossen Teil auf Mengenunterschiede zurückgeführt werden. Sie wird aber durch gleichgerichtete Preisunterschiede noch vergrössert.

Eine untypische Preis- und Mengenstruktur zeigt sich beim Kanton Bern mit einem dominierenden Kostentreibenden Preiseffekt und beim Kanton Wallis, das seine kostengünstige Position mehr den tiefen Preisen als den kleinen Mengen verdankt.

Weiter erwähnenswert ist der Kanton Thurgau, dessen kostengünstige Position sich trotz überdurchschnittlich hoher Preise aufgrund der kleinen Mengen ergibt. Dabei sei nochmals darauf hingewiesen, dass in diesem Abschnitt Nettopreise ausgewiesen werden, also Preise ohne Berücksichtigung von Spitalsubventionen.

Die Ähnlichkeit der beiden Abbildungen 1 und 2 weist darauf hin, dass die ausgewiesenen Ergebnisse durchaus strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen ausdrücken, die über die Zeit hinweg zum grossen Teil bestehen bleiben. Dies kommt auch in Tabelle 4 zum Ausdruck, welche die prozentualen Indexabweichungen im Jahre 2005 im Vergleich zum Jahr 2004 aufzeigt.

Nur der Kanton Wallis weist bei den Preisen und, als Folge davon, beim Wertindex eine Abweichung von über fünf Prozent aus. Erwähnenswert sind zudem Solothurn und Neuenburg mit Mengenzunahmen von sieben bzw. knapp fünf Prozent. Diese Veränderungen erklären sich v. a. durch höhere Preise und grössere Mengen im stationären Spitalbereich, ein Kostenblock der im nächsten Abschnitt gesondert betrachtet wird.

Tabelle 4: Alle Leistungen netto und pro Kopf: Indexabweichungen 2005 zu 2004 in Prozenten

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
AG	1.40%	-0.38%	1.02%
BE	1.56%	-3.54%	-2.03%
BL	0.19%	0.67%	0.86%
BS	-0.14%	-3.16%	-3.30%
FR	-0.23%	1.98%	1.74%
GE	0.79%	3.86%	4.68%
GL	0.50%	0.13%	0.64%
GR	-0.56%	2.66%	2.09%
JU	1.73%	-0.03%	1.70%
LUOWNW	0.42%	-3.43%	-3.02%
NE	-1.82%	4.86%	2.94%
SGAIAR	0.39%	-1.72%	-1.33%
SH	0.42%	0.49%	0.91%
SO	-0.46%	7.05%	6.56%
SZ	-0.28%	1.21%	0.92%
TG	0.05%	-1.05%	-1.00%
TI	2.11%	-1.67%	0.40%
UR	0.04%	-0.88%	-0.84%
VD	1.03%	1.10%	2.14%
VS	5.62%	0.49%	6.14%
ZG	-0.65%	-1.29%	-1.93%
ZH	-3.25%	-0.02%	-3.26%

### 2.3.2 Indizes pro Kopf und netto Subventionen: Spital stationär

Im Unterschied zu den Ergebnissen über alle Leistungen hinweg ergeben sich bei der spezifischen Betrachtung der stationären Spitalleistungen grössere Abweichungen zwischen den beiden Jahren, und zwar nicht nur in der Nettobetrachtung, sondern auch in der Bruttobetrachtung unter Einbezug der Spitalsubventionen. Wenn die Abweichungen im stationären Spitalbereich auch nachverfolgt und beschrieben werden können, so zeigt sich in den nicht sehr stabilen Ergebnissen wahrscheinlich auch ein Datenproblem. So muss wegen – noch – fehlender Standardisierung der Leistungen von der Annahme aus-

gegangen werden, dass ein Spitaltag pro Spitalkategorie in allen Kantonen die gleiche Leistung darstellt. Weiter stellt sich die Frage, wie akkurat die Angaben zu den Spitaltagen im Einzelnen sind. Ein weiterer Unsicherheitsfaktor im stationären Spitalbereich ergibt sich dadurch, dass in vielen Kantonen nicht alle Spitalkategorien bestehen und deshalb in diesen Fällen Preisannahmen getroffen werden müssen, um überhaupt Indizes über die gesamten stationären Spitalleistungen bestimmen zu können<sup>15</sup>.

Aufgrund dieser verschiedenen Unsicherheitsfaktoren bei der Berechnung der stationären Spitalleistungen können zufällige Einflüsse einen relativ grossen Einfluss auf die ausgewiesenen Ergebnisse haben. Entsprechend lassen sich die Unterschiede zwischen den beiden Jahren nicht immer vollständig erklären. Eine Möglichkeit, das Problem von zufälligen, nicht erklärbaren Abweichungen zu vermindern, besteht darin, die vorliegenden Daten über die beiden betrachteten Jahre hinweg zu aggregieren, was zu einer Glättung der zufälligen Ausreisser führt. Daher werden für die stationären Spitalleistungen Indizes über den gesamten Zeitraum der beiden Jahre bestimmt. Als Resultat ergibt sich ein Bild der strukturellen Mengen-, Preis- und Wertdifferenzen zwischen den Kantonen über die zwei Jahre 2004 und 2005 hinweg. Die Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse dieser Berechnungen in der Nettobetrachtung. Im Unterschied zu den Indizes über alle Leistungen hinweg ergibt sich insofern ein weniger einheitliches Bild, als bei den stationären Spitalleistungen Mengen- und Preiseffekte häufiger und stärker gegenläufig sind.

Hohe Wertindizes ergeben sich in den Kantonen Tessin, Bern, Thurgau, Basel Stadt und Solothurn. Die beiden Kantone mit den deutlich höchsten Mengen pro Kopf sind Basel Stadt und das Tessin; ein Bild, das sich in diesen beiden Kantonen bereits bei den Indizes über alle Leistungen hinweg gezeigt hat.

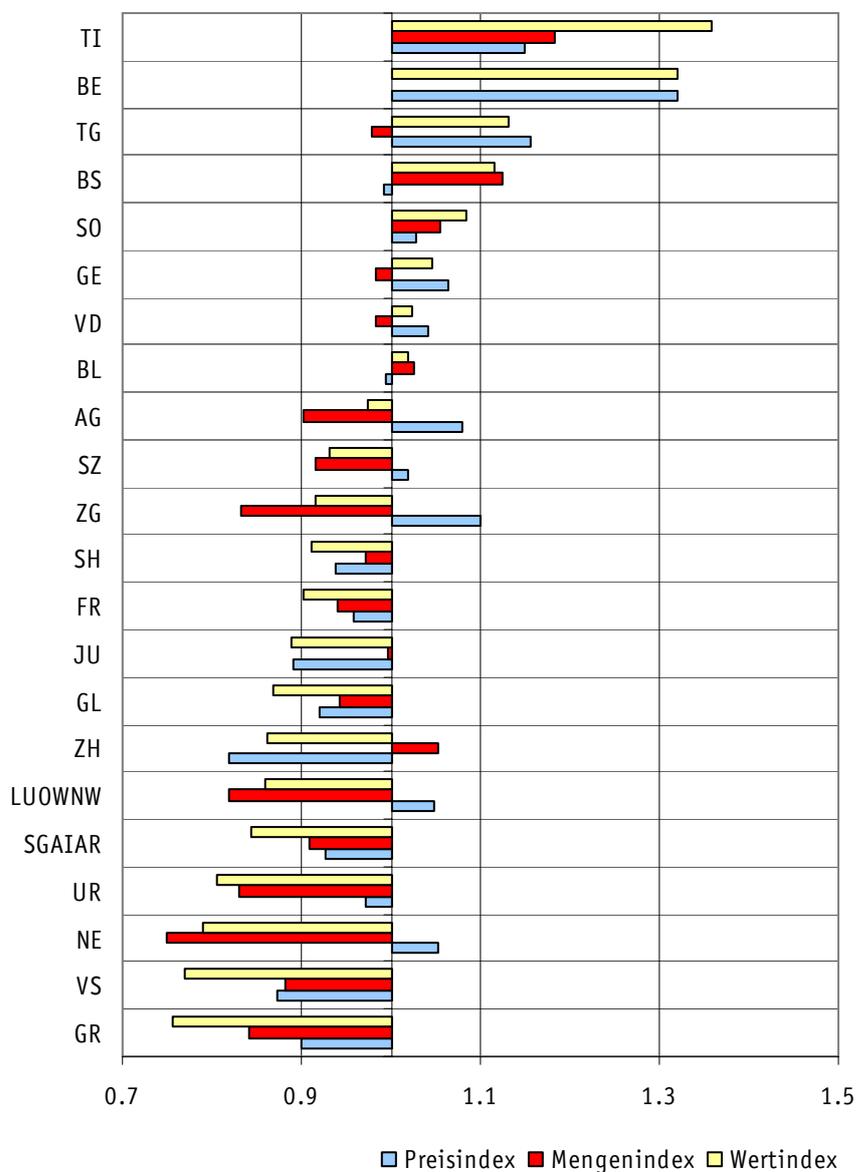
Hohe Nettopreise zeigen sich beim Kanton Tessin, dann beim Kanton Thurgau und sehr ausgeprägt bei Bern. Ebenso weisen die Kantone Zug und Aargau überdurchschnittliche Nettopreise auf, allerdings bei stark unterdurchschnittlichen Mengen.

Tiefe Wertindizes von 0.8 und darunter zeigen sich in Abbildung 3 bei Graubünden, dem Wallis, Neuenburg und Uri. Beim Kanton Neuenburg ergibt sich der tiefe Wertindex trotz überdurchschnittlicher Preise aufgrund des dominierenden Mengeneffektes. Die gleiche Preis-Mengen-Struktur ist auch bei Luzern mit Ob- und Nidwalden, bei Zug und beim Aargau festzustellen.

---

<sup>15</sup> Wie erwähnt wird in diesem Fall der Schweizerische Durchschnittspreis eingesetzt.

Abbildung 3: Indizes pro Kopf und netto Subventionen: Spital stationär 2004 bis 2005



Tiefe Nettopreise im stationären Spitalbereich zeigen sich neben dem Wallis v. a. bei Zürich, dann auch bei Graubünden und dem Jura. Der Kanton Zürich, der neben Bern den grössten Anteil an den gesamtschweizerischen Kosten aufweist, verdankt seine kostengünstige Position im stationären Spitalbereich alleine den tiefen Nettopreisen, während die Mengen pro Kopf leicht überdurchschnittlich sind.

### 2.3.3 Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: Spital stationär

Während Abbildung 3 die Nettosicht darstellt, zeigt Abbildung 4 den stationären Spitalbereich aus der Perspektive der Vollkosten, also unter Einbezug der Subventionen, deren Berechnung in Abschnitt 2.2.4 erläutert wurde.

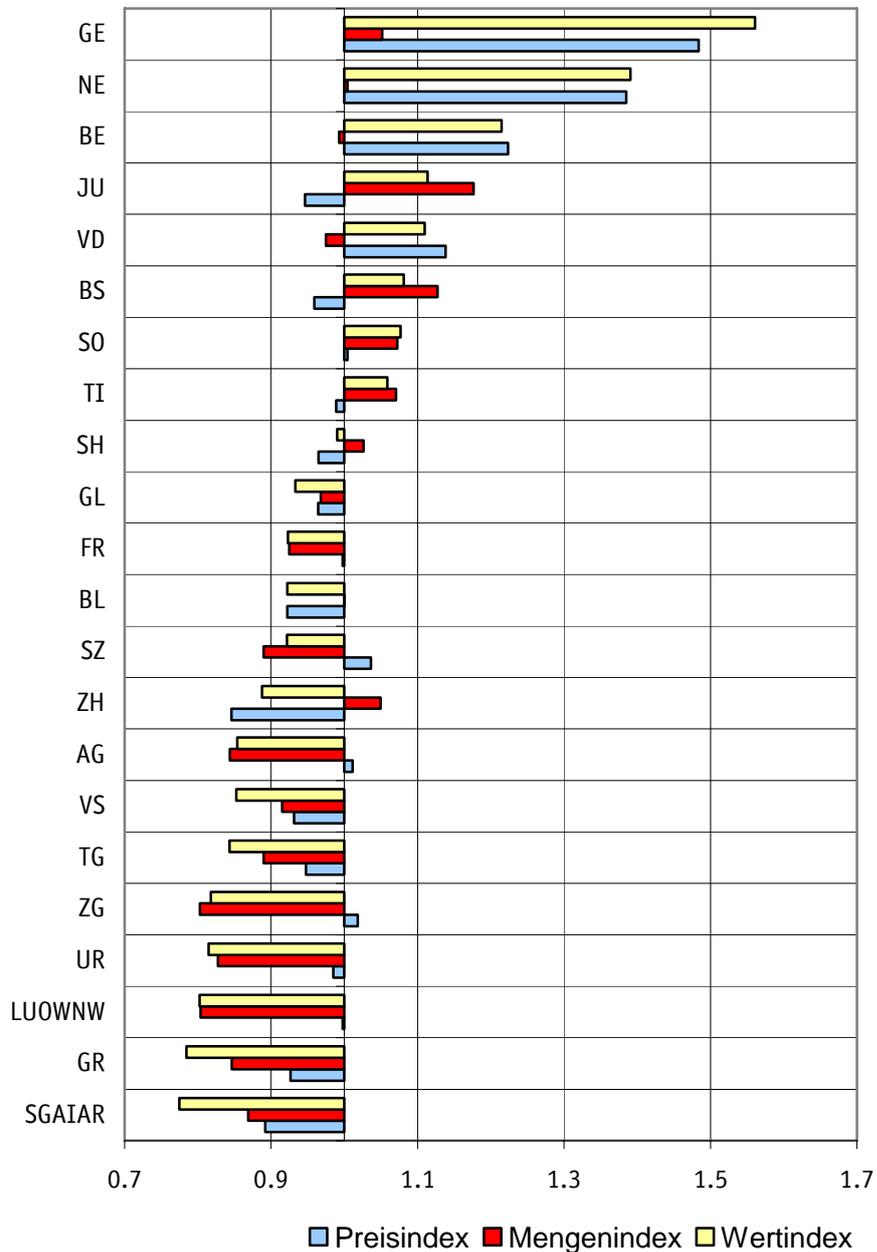
Da bei der Bruttobetrachtung von anderen Kosten aber gleichen absoluten Mengen in Form von Spitaltagen ausgegangen wird, ist im Vergleich zur Nettobetrachtung v. a. eine Änderung der Preisindizes zu erwarten. Weil aber die Kosten der einzelnen betrachteten Spitalkategorien eines Kantons nicht mit dem gleichen Faktor erhöht werden, kann sich auch der Mengenindex ändern. Dies ist ausgeprägt bei Neuenburg der Fall. Dort steigt der Mengenindex im Vergleich zur Nettobetrachtung deutlich an, weil in Neuenburg die Differenz der Brutto- und Nettopreise in denjenigen Spitalkategorien mit relativ grossen Mengenanteilen gross ist. Entsprechend stärker werden diese relativ hohen Mengen in der Bruttobetrachtung gewichtet. Während im Kanton Jura der Mengenindex aus dem gleichen Grund zunimmt, kommt es in den Kantonen Tessin und Thurgau zu einer Abnahme des Mengenindexes.

Neben diesen indextechnischen Änderungen interessieren beim Übergang von der Netto- zur Bruttobetrachtung v. a. die Preisänderungen aufgrund der unterschiedlichen Subventionsanteile in den Kantonen. In diesem Zusammenhang stechen Genf und Neuenburg hervor, die wegen der tiefen OKP-Anteile an den Vollkosten nun die weitaus höchsten Preise und damit auch die höchsten Kosten aufweisen. An dritter Stelle bezüglich Wertindex folgt Bern, dessen hohe pro Kopf Kosten sich wie in Genf und Neuenburg fast ausschliesslich wegen der überdurchschnittlich hohen Bruttopreise ergeben. Auch die anderen Verschiebungen von der Netto- zur Bruttobetrachtung lassen sich durch die unterschiedlichen Subventionsanteile erklären. So ist der Kanton Tessin, der in der Nettobetrachtung an erster Stelle steht, in der Bruttobetrachtung aufgrund eines durchschnittlichen OKP-Anteils an den Gesamtkosten nur noch auf Position acht zu finden

Auf der anderen Seite der Skala weist nun St. Gallen mit den beiden Appenzell aufgrund eines OKP-Anteils von hohen 40 Prozent die tiefsten Vollkosten pro Kopf aus. Aus dem gleichen Grund werden auch Luzern mit Ob- und Nidwalden, Zug, Aargau, Basel Land und

v. a. Thurgau relativ kostengünstiger, während das Wallis umgekehrt in Richtung Mitte rückt.

Abbildung 4: Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: Spital stationär 2004 bis 2005



Die Kantone Zürich und Waadt weisen zwar auch hohe OKP-Anteile um 40 Prozent aus. Wegen der fehlenden Tarifverträge bei den Privatspitälern wird dort aber mit relativ hohen Quersubventionen aus der Privatversicherung gerechnet, was den Preisindex in der Bruttobetrachtung tendenziell erhöht. Der gleiche Effekt wirkt auch bei Genf und Neuenburg, den beiden Kanton mit den höchsten Bruttopreisen.

Die starken Verschiebungen der Rangierung zwischen der Netto- und Bruttobetrachtung, wie sie sich in den Abbildungen 3 und 4 zum Ausdruck kommen, weisen darauf hin, wie vorsichtig man bei der Interpretation der Preisindizes der Nettobetrachtung sein muss. Diese geben zwar Auskunft darüber, welche impliziten Preise der OKP angelastet werden. Aufgrund der starken Unterschiede bei den kantonalen Subventionsanteilen können diese Preise aber teilweise deutlich von den Vollkostenpreisen der Bruttobetrachtung abweichen.

Bemerkenswert ist zudem, dass sich die Preisvarianz in der Bruttobetrachtung gegenüber der Nettosicht nicht verringert. Deshalb lassen sich hohe Nettopreise generell nicht mit geringen Subventionen erklären und umgekehrt. Um ein extremes Beispiel zu nennen: Genf ist in der Nettobetrachtung deutlich teurer als Graubünden. Weil aber die Genfer Spitäler stärker subventioniert werden als diejenigen des Kantons Graubünden, vergrößert sich der Preisunterschied in der Bruttobetrachtung noch.

#### **2.3.4 Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: Alle Leistungen**

Unter Verwendung der Bruttozahlen der stationären Spitalleistungen wie sie im letzten Abschnitt vorgestellt wurden lässt sich abschliessend eine Bruttobetrachtung über alle Leistungen erstellen. In dieser Bruttobetrachtung sind wie schon bei der in Abschnitt 2.3.1 vorgestellten Nettobetrachtung über alle Leistungen hinweg die Ergebnisse für 2004 und 2005 recht ähnlich. So zeigen die Abbildungen 5 und 6 der Bruttobetrachtung, dass Genf, Waadt, Basel Stadt, Bern, Neuenburg, Tessin und Jura die sieben Kantone sind, die in beiden Jahren einen überdurchschnittlichen Wertindex aufweisen. Im Vergleich zur Nettobetrachtung ist in den Kantonen Genf und Neuenburg aufgrund der hohen Subventionsanteile im stationären Spitalbereich der Preisindex in der Bruttobetrachtung auch über alle Leistungen hinweg erwartungsgemäss deutlich höher. Entsprechend sind auch die Auswirkungen auf den Wertindex in der Bruttobetrachtung, der im Falle von Genf rund 50 Prozent über dem Schweizerischen Durchschnitt zu liegen kommt.

Auch die Gruppe der Kantone mit den tiefsten Wertindizes ist in beiden Jahren beinahe unverändert. Uri, Schwyz, St. Gallen mit den beiden Appenzell, Graubünden, Luzern mit Ob- und Nidwalden und Zug weisen jeweils die tiefsten Wertindizes auf. Im Vergleich zur Nettobetrachtung rückt der Kanton Wallis etwas zur Mitte, was durch den v. a. im Jahr 2004 relativ hohen Subventionsanteil erklärbar ist. Weiter fällt auf, dass die tiefen Wertindizes zum allergrössten Teil aufgrund unterdurchschnittlicher Mengen zustande kommen. In den Regionen Uri, Luzern mit den Ob- und Nidwalden, Schwyz und Zug ist dies

ausgeprägt der Fall. Bei den zwei letztgenannten entspricht der Preisindex in der Brutto-  
betrachtung ziemlich genau dem gesamtschweizerischen Durchschnitt, der tiefe Wertin-  
dex ergibt sich alleine aufgrund der unterdurchschnittlichen Mengen.

Abbildung 5: Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: alle Leistungen 2004

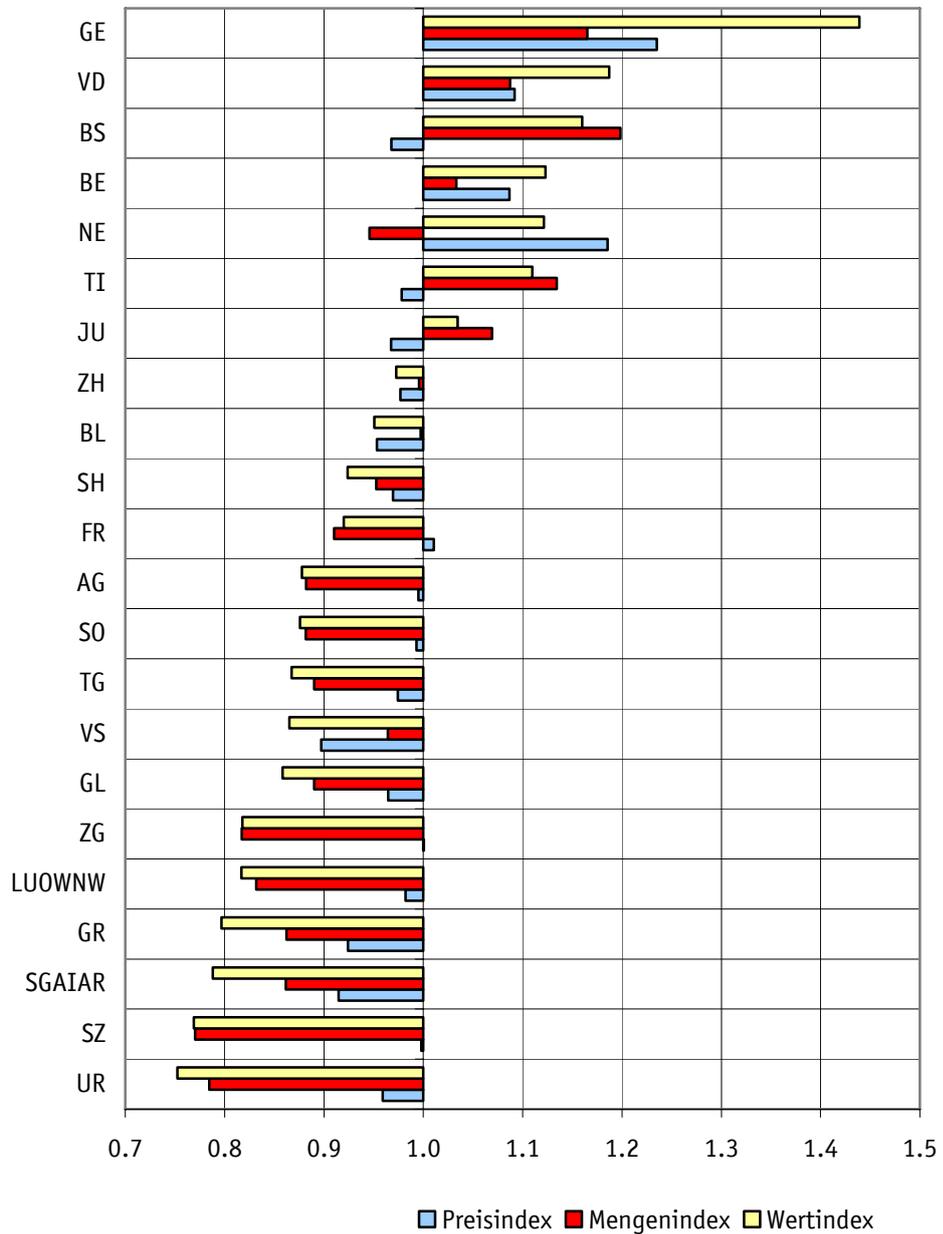
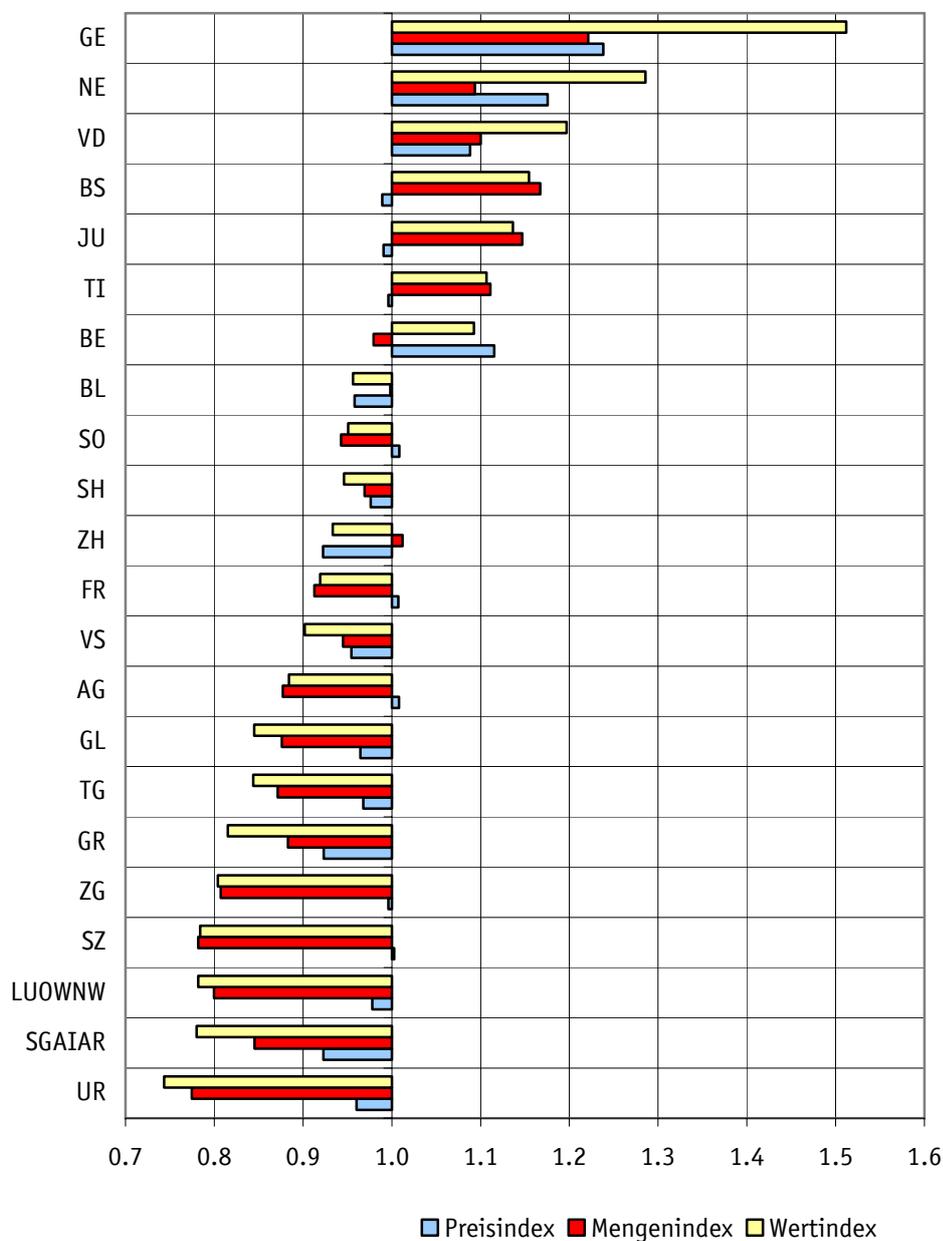


Abbildung 6: Indizes pro Kopf und brutto Subventionen: alle Leistungen 2005



Bei allen Gemeinsamkeiten über die zwei Jahre hinweg sei zum Schluss auch nochmals auf die Unterschiede hingewiesen, wie sie in ausgewiesen sind. Es stechen die Mengenzunahmen in den Kantonen Solothurn, Jura und v. a. Neuenburg hervor. Im ähnlichen Ausmass verändern sich auch die Wertindizes in diesen Kantonen. Diese Zunahmen sind zum grössten Teil auf die deutlichen Zunahmen der Mengen pro Kopf bei den stationären Spitalleistungen zurückzuführen.

Die Zunahme des Mengen- und Wertindex in Neuenburg in der Tabelle 5 ist die einzige Veränderung von über 10 Prozent zwischen den beiden untersuchten Jahren. In diesem Zusammenhang sei auch darauf hingewiesen, dass durch die Einsetzung von Durchschnittspreisen bei fehlenden Spitalkategorien Wertdifferenzen tendenziell stärker als Mengendifferenzen denn als Preisdifferenzen ausgewiesen werden.

**Tabelle 5: Alle Leistungen brutto: Indexabweichungen 2005 zu 2004 in Prozenten**

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
AG	1.28%	-0.55%	0.73%
BE	2.65%	-5.20%	-2.69%
BL	0.52%	0.09%	0.61%
BS	2.19%	-2.60%	-0.47%
FR	-0.34%	0.29%	-0.05%
GE	0.25%	4.81%	5.08%
GL	0.00%	-1.57%	-1.57%
GR	-0.10%	2.37%	2.27%
JU	2.38%	7.27%	9.82%
LUOWNW	-0.43%	-3.86%	-4.27%
NE	-0.83%	15.62%	14.66%
SGAIAR	0.87%	-1.89%	-1.04%
SH	0.68%	1.74%	2.43%
SO	1.55%	6.91%	8.57%
SZ	0.46%	1.51%	1.98%
TG	-0.65%	-2.08%	-2.71%
TI	1.83%	-2.06%	-0.27%
UR	0.12%	-1.28%	-1.16%
VD	-0.35%	1.18%	0.83%
VS	6.36%	-1.98%	4.26%
ZG	-0.45%	-1.21%	-1.66%
ZH	-5.56%	1.62%	-4.03%

### 2.3.5 Ergebnisse der Indexberechnungen im Überblick

Der Vergleich der kantonalen Mengen-, Preis- und Wertindizes der OKP-Leistungen über die Jahre 2004 und 2005 zeigt über alle Leistungen hinweg ein recht einheitliches Bild. Dies bedeutet, dass die Preis- und Mengenabweichungen der Kantone vom gesamtschweizerischen Mittel in einem Jahr nicht zufällig sind, sondern Ausdruck einer strukturellen

Abweichung darstellen, die sich in den meisten Fällen auch im nächsten Jahr feststellen lässt. Eine Einschränkung zu diesem homogenen Bild ist in Bezug auf die stationären Spitalleistungen angebracht. Bei diesem Kostenblock sind die Unterschiede der beiden untersuchten Jahre grösser und lassen sich wahrscheinlich nicht in jedem Fall durch spezielle Ereignisse oder Faktoren erklären. Ein Teil dieser Unterschiede dürfte aufgrund von zufälligen Einflüssen entstehen, die sich nicht zuletzt aufgrund der wenig spezifischen Datensituation im stationären Spitalbereich verstärkt. Um den Effekt dieser zufälligen Einflüsse zu vermindern wurden deshalb in den Abschnitten 2.3.2 und 2.3.3 für die stationären Spitalleistungen aggregierte Indizes über die beiden Jahre 2004 und 2005 hinweg berechnet.

Das Gesamtbild über alle Leistungen hinweg wird nochmals in Abbildung 7 präsentiert. Darin werden die Preis- und die Mengenindizes jeweils als ungewichteter Durchschnitt der vier Berechnungen Netto 2004, Netto 2005, Brutto 2004 und Brutto 2005 ausgewiesen und in einem Preis-Mengen-Diagramm abgetragen<sup>18</sup>. Aufgrund der Position im Preis-Mengen-Diagramm lassen sich nun Kantonsgruppen mit ähnlichen Indizeigenschaften bilden.

Rechts oben im Diagramm sind Genf und, weniger ausgeprägt, Waadt platziert. Die beiden Kantone weisen in beiden Jahren sowohl überdurchschnittliche Preise wie auch Mengen aus. Entsprechend hoch sind demzufolge auch ihre Wertindizes. Hohe Wertindizes ergeben sich auch bei den Kantonen Basel Stadt, Tessin, Bern und Neuenburg. Während dies bei Basel Stadt und dem Tessin eine Folge der überdurchschnittlichen Mengen ist, erklärt sich dies bei Bern und Neuenburg in erster Linie durch überdurchschnittliche Preise.

Zur Gruppe der Kantone mit Indizes nahe am Schweizer Durchschnitt zählen Schaffhausen, Zürich und Basel Landschaft sowie, mit Einschränkung, Jura, Solothurn und Freiburg.

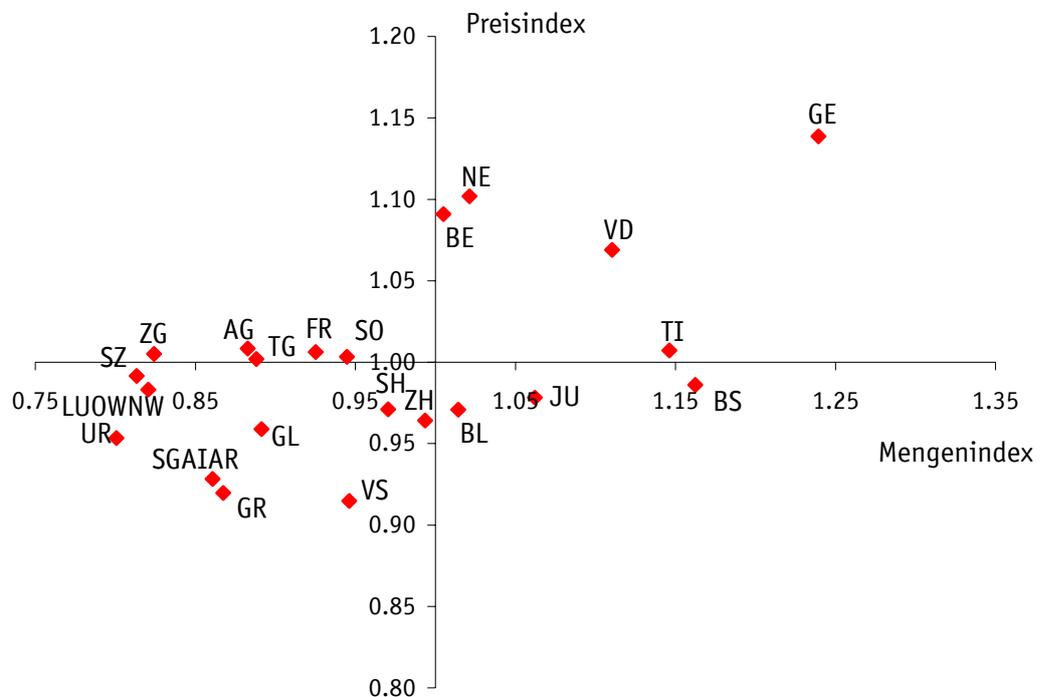
Weit links bzw. links unten in den Diagrammen befinden sich die kostengünstigsten Regionen Schwyz, Zug, Luzern mit Ob- und Nidwalden, Uri, St. Gallen mit den beiden Appenzell, Graubünden und, etwas weniger ausgeprägt, Glarus. Während bei den drei erst-

---

<sup>18</sup> Die Ausgangswerte zur Berechnung der Durchschnitte sind im Anhang in den Tabellen A1, A2, A3 und A4 aufgeführt.

genannten fast ausschliesslich der Mengeneffekt spielt, wird dieser bei den vier anderen auch noch durch einen gleichgerichteten Preiseffekt verstärkt.

Abbildung 7: Durchschnittliche Preis- und Mengenindizes 2004 und 2005



Eine weniger extreme Position nehmen die Kantone Thurgau und Aargau ein, die ziemlich genau auf der Mengenachse aber deutlich links vom Durchschnitt liegen.

Es verbleibt der Kanton Wallis mit tiefen Preisen (v. a. im Jahr 2004) und leicht unterdurchschnittlichen Mengen.

Das Diagramm zeigt auch, dass die Kombination von kleinen Mengen und hohen Preisen einerseits und von grossen Mengen und tiefen Preisen andererseits in ausgeprägter Form nicht vorkommt. Es gibt also keine Region, die deutlich in den Quadranten links oben oder rechts unten positioniert ist. Damit wird nur nochmals bildlich ausgedrückt, was bereits bei der Diskussion der Ergebnisse erwähnt wurde, dass nämlich Mengen- und Preiseffekte häufig gleichgerichtet sind.

Ebenso zeigt die Abbildung, dass die Streuung in der Horizontalen grösser ist als in der Vertikalen<sup>19</sup>. Damit kommt zum Ausdruck, dass in der Regel der Mengeneffekt stärker als der Preiseffekt ist und daher kantonale Kostenunterschiede mehr durch kantonale Mengenunterschiede als durch kantonale Preisdifferenzen erklärt werden können. Die Erklärung dieser unterschiedlichen Mengen ist Thema des folgenden Abschnittes 3.

---

<sup>19</sup> Die Standardabweichung des Mengenindex ist rund doppelt so gross wie diejenige des Preisindex.

### 3 Ursachenanalyse

In der Literatur werden die Determinanten zur Erklärung der Höhe von Gesundheitskosten oder Gesundheitsleistungen selten theoretisch hergeleitet und häufig ad hoc festgelegt. Culyer nennt diese Suche nach den Einflussfaktoren „A quest without compass“<sup>20</sup> und bringt damit zum Ausdruck, wie schwierig es ist, ein umfassendes Modell des komplexen Gesundheitsmarktes theoretisch zu formulieren. Schweizer Studien sind in dieser Hinsicht keine Ausnahme. Dennoch hat sich eine Reihe von Determinanten herauskristallisiert, die immer wieder in entsprechenden Analysen erscheinen. Typischerweise sind dies eine Reihe von sozioökonomischen Faktoren zur Beschreibung der Nachfrage. Angebotsseitig wird regelmässig die Ärztedichte zur Überprüfung der Hypothese der angebotsinduzierten Nachfragesteigerung verwendet, obwohl natürlich auch andere theoretische Überlegungen zu einem positiven Zusammenhang von Ärztedichte und konsumierten Gesundheitsleistungen führen können. Für die Gesundheitspolitik von besonderem Interesse sind zudem institutionelle Faktoren, weil damit untersucht werden kann, ob und wie stark sich die Kosten durch eine Regulierung dieser Faktoren beeinflussen lassen. Bei einer interkantonalen Analyse können solche institutionellen Faktoren allerdings nur untersucht werden, wenn zwischen den Kantonen auch tatsächlich verschiedene Regulierungen vorliegen. Dies ist in der Schweiz v. a. bei der ärztlichen Selbstdispensation von Medikamenten der Fall.

Von den uns bekannten neueren Arbeiten in der Schweiz hatten die Studie der ZHW<sup>21</sup> und der KOF<sup>22</sup> beide die Erstellung von Kostenprognosen zum Ziel. Sie enthalten zwar auch einzelne kantonale Querschnittsschätzungen, konzentrieren sich aber von der Fragestellung her auf Längsschnittanalysen. Kantonale Querschnittsschätzungen werden in zwei Arbeiten von Vatter und Rüefli einerseits und von Crivelli et al. andererseits vorgestellt. Beide Analysen untersuchen die kantonal unterschiedlichen pro Kopf Kosten von OKP-Leistungen.

Neu an der vorliegenden Arbeit ist, dass nicht die Kosten als Produkt von Menge und Preis, sondern nur Mengen, ausgedrückt in Mengenindizes, erklärt werden. Und zwar wird dies sowohl für alle Gesundheitsleistungen wie auch einzeln für die stationären Spitalleistungen, die ambulanten ärztlichen Leistungen und die Medikamente gemacht. Mit diesem Vorgehen ist es auch möglich, zu untersuchen, ob die Preise neben dem direkten Einfluss

---

<sup>20</sup> Zitiert in Gerdtham, Ulf und Jönsson, Bengt, 2000

<sup>21</sup> Wildi, Marc et al., 2004

<sup>22</sup> Abrahamsen, Yngve und Schips, Bernd, 2002

auf die Kosten auch einen indirekten Einfluss über die Mengen ausüben. Sollten etwa höhere Preise zu geringeren Mengen führen, so würde dies den Preiseinfluss auf die Kosten abschwächen und umgekehrt.

Ein weiterer Unterschied zu den Arbeiten von Vatter und Crivelli liegt bei der vorliegenden Studie darin, dass die von uns verwendeten Daten auf der Rechnungsstellerstatistik beruhen. Die Variable Gesundheitsleistungen pro Kopf bezieht sich deshalb, wie schon mehrfach erwähnt, nicht auf die Bevölkerung eines bestimmten Kantons, sondern auf die Bevölkerung, welche von den Leistungserbringern eines bestimmten Kantons behandelt wird.

**Tabelle 6: Determinanten und ihr denkbarer Einfluss auf Gesundheitsleistungen**

	alle Leistungen	Ärzte ambulant	Spital stationär	Medika- mente
<b>nachfrageseitige Variablen</b>				
Einkommen pro Kopf	X	X	X	X
Altersstruktur (Crivelli, Vatter, ZHW, KOF)	X	X	X	X
Geschlecht	X	X	X	X
Bevölkerungsdichte (Crivelli, Vatter)	X	X	X	X
Arbeitslosigkeit (Vatter, ZHW)	X	X	X	X
Armut	X	X	X	X
Invalidität	X	X	X	X
<b>angebotsseitige Variablen</b>				
Ärztendichte (Crivelli, Vatter, ZHW)	X	XXX		
Preis	X	XXX		
Bettendichte	X		XXX	
Apothekendichte	X			XXX
Selbstdispensation	X			XXX

Tabelle 6 zeigt in der ersten Spalte die Auswahl der zwölf Einflussfaktoren, die im Folgenden in die statistische Analyse einfließen. In Klammer ist jeweils angegeben, in wel-

cher Studie die Variable einen signifikanten Einfluss auf die totalen pro Kopf Kosten im Rahmen einer Regressionsanalyse zeigte. Erwähnenswert dabei ist, dass das Einkommen in keiner Studie einen signifikanten Einfluss auf die Gesundheitskosten ausübt<sup>23</sup>; dies im Unterschied zu internationalen Querschnittsanalysen, bei welchen das Einkommen ein wichtiger Einflussfaktor darstellt<sup>24</sup>. Die Determinanten sind in nachfrageseitige und angebotsseitige Variablen unterteilt. Der Preis ist den angebotsseitigen Variablen zugeteilt, weil unterstellt wird, dass bei versicherten Leistungen die Nachfrage kaum auf Preise reagiert. Interessant ist dagegen die Frage, ob Ärzte ein Einkommensziel verfolgen und deswegen Mengen an Preise anpassen, also zum Beispiel auf eine Preissenkung mit einer Mengensteigerung reagieren. Dazu ist allerdings anzumerken, dass die Höhe des angestrebten Einkommens von Region zu Region unterschiedlich sein kann. Daher liesse sich die Hypothese besser in einer Längsschnittanalyse testen.

Die drei Kreuze in den Zellen der Tabelle zeigen zudem, welche Beziehungen zwischen den Determinanten und den einzelnen Gesundheitsleistungen von besonderem Interesse sind. Im Zusammenhang mit der angebotsinduzierten Nachfragesteuerung sind dies speziell der Zusammenhang zwischen Ärztedichte sowie Preis und ambulanten ärztlichen Leistungen, zwischen Bettendichte und stationären Spitalleistungen und zwischen Selbstdispensation sowie Apothekendichte und Medikamenten. Die Variable Selbstdispensation wird dabei als Anzahl Ärzte mit Selbstdispensation pro Bevölkerung gemessen und entstammt einer Statistik von Interpharma<sup>25</sup>. Eine Beschreibung aller verwendeten erklärenden Variablen befindet sich in Anhang (Tabelle A7).

Zur statistischen Untersuchung der postulierten Zusammenhänge zwischen dem Mengenindex und den in Tabelle 6 aufgelisteten Variablen stehen lediglich 44 Beobachtungen zur Verfügung (22 Regionen bzw. Kantone für zwei Jahre). Eine Regression mit vielen erklärenden Faktoren ist deshalb problematisch, weil die verbleibende Anzahl der Freiheitsgrade gering und dadurch die Streuung der geschätzten Parameter gross ist. Um die Anzahl der berücksichtigten Einflussfaktoren zu reduzieren, werden deshalb die Altersstruktur sowie die drei Variablen Arbeitslosigkeit, Armut und Invalidität in jeweils einem Indikator zusammengefasst.

---

<sup>23</sup> Es ist zu beachten, dass Variablen, welche keine Einträge in Klammern aufweisen, in den erwähnten Studien zum Teil nicht berücksichtigt wurden. In diesen Fällen können die Studien natürlich keine Aussage über den Einfluss der Variablen machen.

<sup>24</sup> Gerdtham, Ulf und Jönsson, Bengt, S. 45. Eine Erklärung dieser unterschiedlichen Ergebnisse kann darin liegen, dass einkommensbestimmte Nachfragesteigerungen nach obligatorischen Versicherungsleistungen v. a. über den politischen Prozess wirksam werden, zum Beispiel über eine Ausweitung des Leistungskataloges. In diesem Fall kann es aber innerhalb der Schweiz nicht zu Unterschieden kommen.

<sup>25</sup> Interpharma, Das Gesundheitswesen in der Schweiz, Ausgaben 2005 und 2006.

Die Altersstruktur wird durch das so genannte Billeter-Mass beschrieben, welches die Anzahl der unter 15-Jährigen abzüglich der Anzahl der über 50-Jährigen zur Bevölkerung zwischen 15 und 50 Jahren ins Verhältnis setzt. Das Mass steigt also mit zunehmender Anzahl Jugendlicher und mit abnehmender Anzahl älterer Personen und gilt in der Fachliteratur als gebräuchlicher Index zur Beschreibung der demografischen Struktur<sup>26</sup>.

Weil davon ausgegangen wird, dass Arbeitslosigkeit, Armut und Invalidität jeweils zu einer vermehrten Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen führt, wird ein so genannter Deprivationsindex gebildet, der sich als Summe der Arbeitslosen-, der Armuts- und der Invaliditätsquote errechnet. Dieser Index variiert zwischen den Kantonen von minimal 6 bis maximal 20 Prozent.

Mit den verbleibenden Variablen werden nun Regressionen zur Erklärung der unterschiedlichen Mengenindizes geschätzt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen werden dann dazu verwendet, die berücksichtigte Anzahl der Bestimmungsfaktoren weiter zu reduzieren, indem diejenigen Variablen, welche in der Schätzung überhaupt kein Einfluss zeigen, eliminiert werden. Durch dieses Vorgehen leitet sich ein Modell her, dessen Schätzergebnisse in den folgenden Abschnitten dargestellt werden.

### 3.1 Statistische Analyse: Alle Leistungen

Bei der Erklärung des Mengenindex über alle Gesundheitsleistungen hinweg zeigen von den theoretisch denkbaren Determinanten die Variablen Einkommen, Preis und Bevölkerungsdichte keinen nennenswerten Einfluss<sup>27</sup>. Aufgrund dieser Ergebnisse bezüglich des Preises ist davon auszugehen, dass der Preis nur direkte Auswirkungen auf die Kosten hat und kein zusätzlicher indirekter Einfluss über die Mengen besteht. Speziell ergibt sich keine Evidenz dafür, dass tiefere Preise zu höheren Mengen führen und damit Kosteneinsparungen aufgrund der tieferen Preise abgeschwächt werden.

Die verbleibenden vier Variablen Billeter, Weiblich, Ärztedichte und Deprivation erklären rund 85 Prozent der Varianz der abhängigen Variablen, und zwar sowohl bei der Netto- wie auch bei der Bruttobetrachtung<sup>28</sup> (s. Tabelle 7 und Tabelle 8). Dabei ist Einfluss der

---

<sup>26</sup> Hoffmann, Elke und Höhne, Anke, 1998

<sup>27</sup> Die Variablen Bettendichte, Apothekendichte und Selbstdispensation werden nur zur Erklärung der Teilindizes stationäre Spitalleistungen und Medikamente verwendet.

<sup>28</sup> Wie bereits weiter oben erwähnt, ergeben sich aufgrund der unterschiedlichen Gewichtung in der Netto- und Bruttobetrachtung unterschiedliche Mengenindizes. Welcher der beiden Indizes in einem engeren Zusammenhang zu den erklärenden Variablen steht, lässt sich theoretisch nicht begründen. Aus diesem Grunde werden Schätzungen mit beiden Mengenindizes durchgeführt.

Deprivationsvariablen in allen Spezifikationen mindestens auf dem 5 Prozent Niveau signifikant. Zusammen führen also grössere Arbeitslosigkeit, Armut und Invalidität zu einer stärkeren Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen. In Zahlen ausgedrückt heisst dies, dass die Erhöhung der Deprivationsrate um einen Prozentpunkt den Mengenindex der Gesundheitsleistungen um einen bis drei Prozentpunkte erhöht.

Tabelle 7: Regressionsresultate: Mengenindex alle Leistungen netto

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	-3.542* (0.0134)	-5.172** (0.000)	-4.778** (0.001)	0.4189** (0.000)	-3.275** (0.002)
Billeter	0.042 (0.772)	0.16 (0.225)	0.0677 (0.665)	-0.246* (0.039)	
Weiblich	8.389** (0.006)	11.88** (0.000)	10.98** (0.001)		7.81** (0.001)
Ärztendichte	69.49* (0.012)	82.89** (0.002)		95.167** (0.001)	69.997** (0.00996)
Deprivation	1.082 (0.09)		1.59* (0.0186)	2.379** (0.000)	1.187* (0.0377)
Adj. R <sup>2</sup>	0.860	0.853	0.838	0.834	0.863

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Tabelle 8: Regressionsresultate: Mengenindex alle Leistungen brutto

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	-1.3545 (0.325)	-5.092** (0.000)	-2.122 (0.112)	0.339** (0.000)	-3.157** (0.004)
Billeter	-0.286 (0.0548)	-0.0126 (0.93)	-0.27 (0.0738)	-0.409** (0.000)	
Weiblich	3.587 (0.22)	11.60** (0.000)	5.196 (0.0678)		7.4879** (0.001)
Ärztendichte	43.15 (0.106)	73.877* (0.0155)		54.128* (0.034)	39.74 (0.148)
Deprivation	2.52** (0.000)		2.828** (0.000)	3.0678** (0.000)	1.9288** (0.0018)
Adj. R <sup>2</sup>	0.868	0.818	0.862	0.866	0.858

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Das Geschlecht hat in allen Spezifikationen das erwartete positive Vorzeichen, welches ausdrückt, dass Frauen mehr Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen als Männer. Der Wert des geschätzten Parameters variiert allerdings und ist in einer Spezifikation (Gleichung 1 der Bruttoschätzung) nicht signifikant.

Im Vergleich zum Geschlecht ist die Evidenz der Altersvariablen Billeter uneinheitlicher, indem v. a. in der Nettobetrachtung der geschätzte Parameter nur in der vierten Gleichung signifikant ist - und das erwartete Vorzeichen aufweist<sup>29</sup>. Hier zeigt sich das grundsätzliche Problem der Multikollinearität zwischen den Variablen bei gleichzeitig wenigen Beobachtungen. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Variablen Weiblich und Billeter beträgt - 0.62. Das bedeutet, dass in Kantonen mit einem hohen Frauenanteil tendenziell auch der Anteil der Alten gross bzw. der Anteil der Jungen klein ist. Da Frauen eine höhere Lebenserwartung als Männer aufweisen, ist die Korrelation mit dem Alter nicht zufällig, sondern ursächlich bedingt. Deshalb lassen sich die beiden Faktoren kaum getrennt voneinander beobachten. Es ist daher nicht auszuschliessen, dass die geschätzten Parameter der Altersvariablen in den Gleichungen 4 der Netto- und Bruttobetrachtung nach unten verzerrt sind und damit auch eine zu hohe Signifikanz aufweisen. Für den Einfluss der Altersstruktur auf die Gesundheitsleistungen besteht daher kaum Evidenz.

Als letzte Variable verbleibt die Ärztedichte, deren positiver Einfluss auf die Mengen v. a. in der Nettobetrachtung deutlich zum Ausdruck kommt. Die fehlende Signifikanz in Gleichungen 1 und 5 der Bruttoschätzung ist möglicherweise die Folge der hohen Korrelation der Ärztedichte mit den Variablen Weiblich (Korrelationskoeffizient 0.82) und Deprivation (Korrelationskoeffizient 0.81). Der Einfluss der Ärztedichte bleibt im Übrigen auch unter Berücksichtigung der Bevölkerungsdichte signifikant. Der Einfluss verliert aber deutlich an Signifikanz, wenn der Kanton Genf, der sich sowohl durch grosse Mengen als auch durch hohe Ärztedichte auszeichnet, von der Schätzung ausgenommen wird.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die drei Variablen weiblich, Deprivation und Ärztedichte den erwarteten positiven Einfluss auf die Mengen ausüben. Ob ein solcher Effekt auch von zunehmendem Alter ausgeht, lässt sich aus den vorliegenden Daten weniger eindeutig herauslesen.

Aus Vergleichsgründen wurden die Schätzungen aus Tabelle 7 und Tabelle 8 auch mit dem Wertindex anstelle des Mengenindex durchgeführt. Dabei ergeben sich tendenziell äh-

---

<sup>29</sup> Andere Variablen zur Beschreibung der Altersstruktur wie der Anteil der über 64-Jährigen bzw. der Anteil der über 75-Jährigen zeigen einen noch geringeren Einfluss auf den Mengenindex.

liche Ergebnisse, allerdings ist die Signifikanz bei einigen Parametern geringer und der Determinationskoeffizient  $R^2$  liegt mit rund 80 Prozent unter dem hier ausgewiesenen Niveau von etwa 85 Prozent<sup>30</sup>. Diese Ergebnisse überraschen nicht, da sich der Wertindex als Produkt des Mengen- und Preisindex berechnet, mit dem Preis also eine zusätzliche Grösse enthält, die mit den hier berücksichtigten Variablen kaum erklärt werden kann.

### 3.2 Statistische Analyse: Stationäre Spitalleistungen

Das Problem der Multikollinearität bei gleichzeitig wenigen Beobachtungen stellt sich bei den stationären Spitalleistungen noch ausgeprägter als bei der Ursachenanalyse über alle Gesundheitsleistungen hinweg, weil für diesen Bereich durch die Aggregation über die beiden Jahre nur 22 Beobachtungen zur Verfügung stehen. Bei so wenigen verbleibenden Freiheitsgraden ist aber der Streubereich der geschätzten Parameter gross und ihre Aussagekraft entsprechend gering. Der Vollständigkeit halber seien hier die Resultate für die Bruttomengen dennoch vorgestellt<sup>31</sup>.

Tabelle 9: Regressionsresultate: Stationäre Spitalleistungen brutto

	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstante	5.384 (0.102)	-3.115 (0.078)	0.448** (0.000)	-1.368 (0.599)
Billeter	-1.035** (0.008)	-0.428 (0.224)	-0.629* (0.018)	
Weiblich	-10.495 (0.13)	7.712* (0.037)		4.131 (0.447)
Deprivation	4.56** (0.007)		2.42** (0.002)	1.989 (0.189)
Adj. $R^2$	0.588	0.410	0.556	0.418

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Das Einkommen sowie die Bevölkerungs- und Bettendichte sind in keiner der Spezifikationen signifikant. Speziell letztere Variable ist insofern von Interesse, weil keine Evidenz besteht, dass eine grössere Bettendichte zu mehr Spitaltagen führt.

<sup>30</sup> Vgl. dazu Tabellen A8 und A9 im Anhang.

<sup>31</sup> In die Nettobetrachtung sind die Schätzergebnisse noch weniger aussagekräftig.

Es verbleiben die Determinanten Altersstruktur, Geschlecht und Deprivation. Dabei weisen das Alter und die Deprivation die erwarteten positiven Vorzeichen auf, während der Parameter der Variablen weiblich je nach Spezifikation sogar das Vorzeichen wechselt. Am Plausibelsten erscheinen die Resultate der Spezifikation 3, wobei wegen der Reduktion auf nur zwei Variablen nicht ausgeschlossen werden kann, dass die geschätzten Parameter verzerrt sind und den Einfluss von in der Schätzung nicht berücksichtigten Faktoren enthalten.

### 3.3 Statistische Analyse: Ambulante Leistungen Ärzte

Der Mengenindex der ambulanten Leistungen der Ärzte entspricht den Taxpunkten pro behandelte Bevölkerung und damit, aufgrund des Zeittarifcharakters des Tarmed, ungefähr der Behandlungszeit pro Kopf.

Als erstes Ergebnis der Regressionsanalyse zeigt sich, dass weder der Preis, gemessen als Taxpunktwert, noch das Einkommen der behandelten Bevölkerung einen Einfluss auf die Menge ausüben. Die Hypothese, dass Ärzte tiefere Preise durch grössere Mengen kompensieren, kann also mit den vorhandenen Daten nicht gestützt werden. Der fehlende Einfluss des Einkommens steht in Einklang mit den oben erwähnten Studien zur Erklärung der kantonalen Kostendifferenzen.

Im Unterschied zu den Schätzresultaten zur Erklärung der totalen Mengendifferenzen ergibt sich bei den ambulanten ärzteleistungen neben der Ärztedichte auch bei der Bevölkerungsdichte ein signifikanter positiver Einfluss, obwohl die Korrelation der beiden Variablen mit 0.77 hoch ist. Die Bevölkerungsdichte dient normalerweise als Indikator für die Urbanität einer Region und fasst damit eine Reihe von unspezifischen und mengenausweitenden Faktoren zusammen.

Die fünf Variablen der Tabelle 10 erklären zusammen knapp 80 Prozent der Mengenvarianz zwischen den Kantonen. Dabei ist erwähnenswert, dass die Variable Ärztedichte alleine 72 Prozent zu erklären vermag. Ebenso ist diese Variable in allen überprüften Spezifikationen ohne Ausnahme höchst signifikant, namentlich auch in der Schätzung ohne Berücksichtigung von Genf. Die Höhe des geschätzten Parameters von 208.8 sagt aus, dass, ausgehend von einem Kanton mit tiefer Dichte, eine Verdoppelung der Dichte die ambulanten ärzteleistungen pro Kopf um rund 25 Prozentpunkte ausdehnt. Es sei an dieser Stelle aber erwähnt, dass die Kausalitätsrichtung zwischen Ärztedichte und ambulanten

Ärzteleistungen statistisch nicht begründet werden kann, sondern von theoretischen Überlegungen abgeleitet werden muss.

**Tabelle 10: Regressionsresultate: Ambulante Leistungen Ärzte<sup>32</sup>**

Konstante	-4.907 (0.051)
Billeter	0.681** (0.006)
Weiblich	11.75* (0.029)
Ärztedichte	208.8** (0.002)
Deprivation	-2.685* (0.015)
Bevölkerungsdichte	2.4e-4* (0.013)
Adj. R <sup>2</sup>	0.786

Signifikanzniveaus: 0 \*\*\*\* 0.01 \*\*\* 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Von den anderen berücksichtigten Variablen zeigt das Geschlecht (Weiblich) den erwarteten positiven Einfluss; ein Effekt, der schon beim Index über alle Leistungen hinweg sichtbar wurde. Der Anteil der Frauen an der Gesamtbevölkerung variiert in den Kantonen von 49.4 bis 52.7 Prozent. Eine Erhöhung des Anteils um einen Prozentpunkt führt gemäss der Schätzung aus Tabelle 10 zu einer Erhöhung der ambulanten Ärzteleistungen pro Kopf um rund 12 Prozentpunkte.

Die Resultate bezüglich der Einflussgrössen Alter und Deprivation sind überraschend. Der geschätzte Parameter der Variablen Billeter ist signifikant positiv. Das bedeutet, dass die Mengen der ambulanten Ärzteleistungen umso höher sind, je mehr junge (< 15 Jahre) und je weniger alte Menschen (> 50 Jahre) sich in einer Region behandeln lassen. Dieses unerwartete Resultat bestätigt sich auch, wenn die Schätzung mit den Altersvariablen "Anteil über 64-Jährige" bzw. "Anteil über 75-Jährige" durchgeführt wird. Aus den vorliegenden Daten ergibt sich also keine Evidenz, dass eine ältere Bevölkerungsstruktur zu

<sup>32</sup> Auf die Darstellung anderer Spezifikationen wird hier verzichtet, da die Regression trotz teilweise ausgeprägter Multikollinearität ausschliesslich Parameter generiert, die mindestens auf dem 5 Prozent Niveau signifikant sind.

mehr ambulanten ärztlichen Leistungen führt. Wenn schon, dann zeigt sich dieser Effekt eher bei den stationären Spitalleistungen und dem Index über alle Leistungen, allerdings auch dort nicht mit aller Deutlichkeit (vgl. Tabelle 7 bis Tabelle 9).

Auch der negative Einfluss der Variablen Deprivation auf die ambulanten Ärzteleistungen mag erstaunen. Eine mögliche Erklärung des negativen Zusammenhanges könnte in der Franchise und dem Selbstbehalt liegen, welche sehr tiefe Einkommenschichten davon abhält, häufig den Arzt aufzusuchen. Ein anderer Grund könnte darin liegen, dass sich diese Bevölkerungsschichten eher direkt von den Spitälern und weniger von den frei praktizierenden Ärzten ambulant behandeln lassen.

### 3.4 Statistische Analyse: Medikamente

Bei den Medikamenten wird je eine Schätzung für die Ärzte und Apotheken zusammen und eine für die Apotheken alleine durchgeführt. Von besonderem Interesse ist dabei die Variable "Dichte Selbstdispensation", welche den Anteil der Ärzte mit Medikamentenabgabe an der Bevölkerung misst. Diese Determinante weist bei den Apotheken erwartungsgemäss ein negatives Vorzeichen aus (s. Tabelle 12), da der Medikamentenverkauf der Apotheken umso kleiner ist, je mehr Ärzte Medikamente direkt abgeben.

Bemerkenswert ist aber, dass die Variable Selbstdispensation auch auf das Total der Medikamentenmenge einen negativen Einfluss hat<sup>33</sup>. Je grösser die Dichte der Ärzte mit Medikamentenabgabe, umso geringer ist also der gesamte Medikamentenverbrauch. Interessanterweise ist dieses Ergebnis über verschiedene Spezifikationen hinweg stabil. Auch der Einbezug der Bevölkerungsdichte als erklärende Variable oder der Ausschluss der beiden Stadtkantone Genf und Basel Stadt ändert wenig am Ergebnis. Die Hypothese, dass eine grössere Selbstdispensionsdichte zu einer Ausdehnung des Medikamentenkonsums führt, lässt sich also mit dem verwendeten Datenmaterial nicht stützen.

Im Unterschied zur Selbstdispensionsdichte zeigt sich bei der Apothekendichte ein positiver Zusammenhang mit den Mengen. Der Einfluss ist bei den von den Apotheken abgegebenen Mengen besonders gross und signifikant (s. Tabelle 12) und verliert sich etwas, wenn das Total der Medikamente über Apotheken und Ärzte betrachtet wird (Tabelle 11). Das Ergebnis bezüglich der Apothekendichte ändert sich übrigens auch unter Berücksich-

---

<sup>33</sup> Beck, Konstantin, Kunze, Ute und Oggier, Willy geben einen Überblick über die bisherigen konträren empirischen Ergebnisse zu diesem Aspekt und führen eigene Schätzungen durch, welche einen positiven Zusammenhang ergeben.

tigung der Bevölkerungsdichte nicht. Im Unterschied zur Ärztedichte korreliert die Apothekendichte auch nur schwach mit der Bevölkerungsdichte.

**Tabelle 11: Regressionsresultate: Medikamente Ärzte und Apotheken**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	-2.365 (0.109)	-3.541* (0.010)	-7.028** (0.000)	-1.468 (0.367)	0.492** (0.000)
Weiblich	5.928 (0.055)	8.412** (0.003)	15.845** (0.000)	3.793 (0.260)	
Dichte Selbst- dispensation	-107.15** (0.001)	-140.13** (0.000)	-137.19** (0.000)		-94.921** (0.004)
Deprivation	2.956** (0.000)	2.793** (0.000)		3.518** (0.000)	4.018** (0.000)
Apothekendichte	225.70 (0.091)		150.12 (0.336)	511.94** (0.000)	349.13** (0.005)
Adj. R <sup>2</sup>	0.894	0.889	0.849	0.874	0.887

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

**Tabelle 12: Regressionsresultate: Medikamente Apotheken**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	2.019 (0.621)	-4.978 (0.228)	-13.024** (0.000)	7.577 (0.193)	-0.042 (0.789)
Weiblich	-4.276 (0.613)	10.490 (0.219)	27.710** (0.000)	-17.202 (0.152)	
Dichte Selbst- dispensation	-559.56** (0.000)	-755.08** (0.000)	-656.83** (0.000)		-569.46** (0.000)
Deprivation	9.579** (0.000)	8.699** (0.000)		12.596** (0.000)	8.818** (0.000)
Apothekendichte	1338.4** (0.001)		1111.3* (0.020)	2903.9** (0.000)	1247.8** (0.000)
Adj. R <sup>2</sup>	0.921	0.898	0.876	0.837	0.923

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Ein signifikant positiver Einfluss geht zudem von der Deprivationsvariablen aus. Arbeitslosigkeit, Armut und Invalidität gehen also mit einem höheren Medikamentenkonsum einher. Weniger klar zum Ausdruck kommt der Einfluss des Geschlechts. Der Parameter der Variablen Weiblich ist v. a. in den Spezifikationen ohne Deprivationsvariable signifikant – und positiv. Aufgrund der hohen Korrelation der zwei Variablen von 0.87 enthält der so geschätzte Parameter allerdings auch den Deprivationseinfluss.

Gar keinen Einfluss auf die Medikamentenmenge konnte von den Altersvariablen abgeleitet werden. Aus diesem Grunde erscheinen diese auch nicht in Tabelle 11 und Tabelle 12.

### 3.5 Zusammenfassung der Ursachenanalyse

Wenn auch aufgrund der beschränkten Anzahl der Beobachtungen eine detaillierte Analyse der Determinanten des Ausmasses der Gesundheitsleistungen schwierig ist, so lassen sich mit dem vorhandenen Datenmaterial doch einige interessante Erkenntnisse ableiten.

An erster Stelle sei angemerkt, dass der Preis in keiner der durchgeführten Schätzungen einen nennenswerten Einfluss auf die Mengen ausübt. Nachfrageseitig erstaunt dieses Resultat weniger, da die untersuchten Gesundheitsleistungen, mit Ausnahme des Selbstbeschlages und der Franchise, durch die obligatorische Versicherung abgedeckt sind und daher der Preis nicht direkt vom Konsumenten bezahlt werden muss. Aber auch angebotsseitig ist keine Reaktion auf unterschiedliche Preise festzustellen. Man kann also davon ausgehen, dass Preise nur einen direkten Einfluss auf die Kosten haben und kein zusätzlich indirekter Einfluss über die Mengen besteht.

Auch das Einkommen, gemessen als Durchschnittseinkommen einer Region, hat keinen signifikanten Einfluss auf die in Anspruch genommenen Mengen. Das Ergebnis überrascht nicht, da die obligatorische Versicherung ja unabhängig vom Einkommen besteht und alle Einkommensschichten Anspruch auf die gleichen Grundleistungen haben. Der Einfluss des Einkommens dürfte sich viel eher im überobligatorischen Bereich zeigen, der aber von der vorliegenden Analyse ausgeschlossen ist.

Ein deutlicher Effekt auf die Menge der Gesundheitsleistungen geht von der Deprivationsvariablen aus, welche Arbeitslosigkeit, Armut und Invalidität zusammenfasst. Eine Erhöhung dieser Quoten geht mit einer substantiellen Steigerung der gesamten Gesundheitsleistungen der OKP sowie der Medikamentenmenge einher. Der Befund ist bezüglich Invalidität trivial, er zeigt aber zudem auf, dass Arbeitslosigkeit und Armut ein Krankheitsrisiko darstellen. Allerdings dreht sich dieser Effekt bei den ambulanten ärztlichen Leistungen

ins Negative. In Regionen mit höherer Deprivationsvariablen werden weniger ärzteleistungen pro Kopf bezogen. Ex post kann man versuchen, dieses Ergebnis mit Franchise und Selbstbehalt zu erklären, dass also ärmere Personen weniger den Arzt aufsuchen, weil sie mindestens einen Teil der Kosten selber tragen müssen. Dann stellt sich allerdings die Frage, warum dieser Effekt bei den Medikamenten nicht spielt. Eine Beantwortung dieser Frage lässt das vorhandene Datenmaterial nicht zu.

Der Frauenanteil an der Bevölkerung variiert in den Kantonen zwischen 49.4 und 52.7 Prozent und beeinflusst die Menge der Gesundheitsleistungen durchwegs positiv, wobei die Signifikanz des Effektes aufgrund der hohen Korrelation mit der Deprivationsvariablen unter Umständen etwas beeinträchtigt wird. Aus diesem Grunde ist auch die Höhe des geschätzten Parameters mit Vorsicht zu geniessen. Dennoch lässt sich aus den Schätzungen ablesen, dass eine Erhöhung des Frauenanteils um einen Prozentpunkt die Menge der Gesundheitsleistungen um mehrere Prozentpunkte ansteigen lässt.

Für den Einfluss der Altersstruktur auf die Gesundheitsleistungen besteht nur wenig Evidenz. Über alle Leistungen hinweg ergibt sich nur in der Spezifikation ohne Geschlechtsvariable ein hoch signifikanter und negativer Einfluss (Aufgrund der Definition der Altersvariablen bedeutet ein negatives Vorzeichen, dass die Gesundheitsleistungen mit dem Alter zunehmen). In dieser Spezifikation enthält der geschätzte Parameter wegen der hohen Korrelation aber auch den Einfluss des Geschlechts und darf nicht alleine als Alterseffekt interpretiert werden. Bei den ambulanten ärzteleistungen zeigt sich sogar ein positiver Zusammenhang. Die Hypothese, dass Junge weniger und Alte mehr Gesundheitsleistungen in Anspruch nehmen, kann also mit der vorliegenden Querschnittsanalyse über die Kantone hinweg nicht gestützt werden.

Die sozioökonomischen Variablen Deprivation, Geschlecht und Alter sind alle nachfrageseitig von Bedeutung. Sie lassen sich typischerweise auch nicht über Regulierungen beeinflussen. In dieser Beziehung sind die angebotsseitigen Variablen von grösserem Interesse. Allen voran zeigt sich hier die Ärztedichte als signifikanter mengenbestimmender Faktor und zwar sowohl bei den ambulanten ärzteleistungen wie auch beim Total der untersuchten Gesundheitsleistungen. Dieser Einfluss zeigt sich auch unter Berücksichtigung der Bevölkerungsdichte. Die Ärztedichte lässt sich deshalb nicht als Indikator für den Urbanitätsgrad einer Region interpretiert werden, sondern steht für sich selber. Der positive Zusammenhang zwischen Gesundheitsleistungen und Ärztedichte scheint also eindeutig zu sein, Fragezeichen kann man höchstens bei der implizierten Kausalitätsrichtung anbringen.

Ein ganz ähnliches Bild ergibt sich bei den Medikamenten und der Apothekendichte. Auch hier zeigt sich ein klar positiver Zusammenhang. Die kausale Struktur bei den Medikamenten ist allerdings aufgrund des ursächlichen Zusammenhangs zwischen den erklärenden Variablen Apothekendichte und Selbstdispensationsdichte komplex. Denn in Kantonen ohne Medikamentenabgabe durch Ärzte sind die Patienten natürlich mehr auf Apotheken angewiesen, entsprechend dürfte deren Dichte auch grösser sein. Die Ergebnisse von Tabelle 12, welche sich nur auf die von Apotheken abgegebenen Mengen bezieht, erstaunen deshalb nicht. Interessanter ist dagegen, dass auch bei den von Apotheken und Ärzten zusammen abgegebenen Medikamenten die Apothekendichte einen mengensteigernden Effekt hat.

Es verbleibt die Selbstdispensationsdichte der Ärzte mit einem nicht erkläraren dämpfenden Effekt auf das Total der abgegebenen Medikamente. Weiteren Aufschluss könnte hier nur der Bezug von zusätzlichen Beobachtungen geben. Ansonsten muss man sich damit begnügen, dass aus den vorliegenden Beobachtungen kein Hinweis abzulesen ist, dass die Selbstdispensation der Ärzte den Medikamentenverbrauch erhöht.

## Anhang

### Formale Darstellung der Indexberechnungen

Die Beträge der einzelnen Kostenblöcke (Laufindex  $i$ ) für die gesamte Schweiz ergeben sich durch die Aufsummierung der regionalen Kosten ( $W$ ) und Mengen ( $M$ ) über alle Kantone (Laufindex  $k$ ).

$$W_{CH}^i = \sum_k W_k^i$$

$$M_{CH}^i = \sum_k M_k^i$$

Die Schweizer Preise ( $P$ ) der einzelnen Leistungen lassen sich dann als Verhältnis von Wert und Menge berechnen. Damit wird ein mengengewichteter Durchschnitt der regionalen Preise gebildet.

$$P_{CH}^i = \frac{W_{CH}^i}{M_{CH}^i} = \frac{\sum_k W_k^i}{\sum_k M_k^i} = \frac{\sum_k M_k^i P_k^i}{\sum_k M_k^i} = \sum_k \frac{M_k^i}{M_{CH}^i} P_k^i$$

Nun können die Laspeyres-Preisindizes (LPI) und Paasche-Mengenindizes (PMI) für die einzelnen Kantone in Bezug auf die Schweiz berechnet werden.

$$LPI_k^i = \frac{\sum_i M_{CH}^i P_k^i}{\sum_i M_{CH}^i P_{CH}^i}$$

$$PMI_k^i = \frac{\sum_i M_k^i P_k^i}{\sum_i M_{CH}^i P_k^i}$$

Zur Bestimmung der Mengenindizes pro Kopf werden die Mengen durch die entsprechende Bevölkerung ( $Bev$ ) geteilt.

$$PMI_k^i(\text{proKopf}) = \frac{\sum_i \frac{M_k^i}{Bev_k} P_k^i}{\sum_i \frac{M_{CH}^i}{Bev_{CH}} P_k^i} = PMI_k^i \frac{Bev_{CH}}{Bev_k}$$

Tabelle A1: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und netto Subventionen: Alle Leistungen, 2004

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
GR	0.9185	0.8507	0.7813
UR	0.9470	0.8255	0.7817
SGAIAR	0.9357	0.8755	0.8192
VS	0.8791	0.9353	0.8222
LUOWNW	0.9843	0.8398	0.8266
SZ	0.9843	0.8454	0.8321
ZG	1.0150	0.8415	0.8541
GL	0.9508	0.8991	0.8549
AG	1.0082	0.8875	0.8948
TG	1.0324	0.9002	0.9293
FR	1.0046	0.9299	0.9342
SH	0.9671	0.9775	0.9454
SO	1.0081	0.9441	0.9518
ZH	0.9950	0.9835	0.9786
JU	0.9691	1.0164	0.9851
BL	0.9849	1.0276	1.0120
NE	1.0326	0.9987	1.0312
BE	1.0724	1.0216	1.0955
BS	0.9944	1.1601	1.1537
VD	1.0425	1.1210	1.1686
TI	1.0166	1.1797	1.1993
GE	1.0366	1.2614	1.3076

Tabelle A2: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und netto Subventionen: Alle Leistungen, 2005

Kanton	LPI	PMI	WI
UR	0.9473	0.8183	0.7751
GR	0.9133	0.8733	0.7976
LUOWNW	0.9884	0.8111	0.8017
SGAIAR	0.9394	0.8605	0.8083
ZG	1.0084	0.8307	0.8376
SZ	0.9815	0.8557	0.8398
GL	0.9556	0.9003	0.8603
VS	0.9285	0.9399	0.8727
AG	1.0223	0.8841	0.9039
TG	1.0329	0.8907	0.9201
ZH	0.9627	0.9834	0.9467
FR	1.0023	0.9483	0.9505
SH	0.9712	0.9823	0.9540
JU	0.9859	1.0161	1.0018
SO	1.0035	1.0107	1.0142
BL	0.9867	1.0345	1.0207
NE	1.0138	1.0472	1.0616
BE	1.0890	0.9855	1.0732
BS	0.9930	1.1235	1.1156
VD	1.0532	1.1332	1.1936
TI	1.0380	1.1600	1.2041
GE	1.0447	1.3101	1.3687

Tabelle A3: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und netto Subventionen: Spital stationär, 2004-2005

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
GR	0.9005	0.8409	0.7572
VS	0.8723	0.8826	0.7699
NE	1.0533	0.7492	0.7892
UR	0.9720	0.8296	0.8064
SGAIAR	0.9279	0.9088	0.8433
LUOWNW	1.0480	0.8199	0.8592
ZH	0.8183	1.0536	0.8622
GL	0.9196	0.9436	0.8677
JU	0.8917	0.9975	0.8895
FR	0.9580	0.9409	0.9013
SH	0.9388	0.9709	0.9115
ZG	1.0995	0.8328	0.9157
SZ	1.0180	0.9150	0.9315
AG	1.0798	0.9022	0.9741
BL	0.9942	1.0254	1.0194
VD	1.0423	0.9827	1.0242
GE	1.0643	0.9826	1.0458
SO	1.0290	1.0548	1.0854
BS	0.9922	1.1252	1.1164
TG	1.1567	0.9779	1.1312
BE	1.3199	1.0005	1.3207
TI	1.1497	1.1825	1.3595

Tabelle A4: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und brutto Subventionen: Spital stationär, 2004-2005

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
SGAIAR	0.8921	0.8685	0.7747
GR	0.9268	0.8461	0.7842
LUOWNW	0.9980	0.8039	0.8022
UR	0.9849	0.8272	0.8147
ZG	1.0185	0.8028	0.8176
TG	0.9478	0.8897	0.8432
VS	0.9316	0.9151	0.8526
AG	1.0115	0.8438	0.8535
ZH	0.8457	1.0494	0.8876
SZ	1.0363	0.8895	0.9218
BL	0.9222	1.0002	0.9224
FR	0.9980	0.9249	0.9230
GL	0.9642	0.9679	0.9333
SH	0.9649	1.0265	0.9905
TI	0.9892	1.0705	1.0589
SO	1.0042	1.0725	1.0770
BS	0.9593	1.1272	1.0813
VD	1.1384	0.9748	1.1097
JU	0.9465	1.1767	1.1138
BE	1.2235	0.9927	1.2146
NE	1.3849	1.0042	1.3907
GE	1.4838	1.0520	1.5609

Tabelle A5: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und brutto Subventionen: Alle Leistungen, 2004

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
UR	0.9590	0.7846	0.7524
SZ	0.9981	0.7704	0.7689
SGAIAR	0.9149	0.8616	0.7883
GR	0.9241	0.8624	0.7970
LUOWNW	0.9822	0.8317	0.8170
ZG	1.0006	0.8172	0.8177
GL	0.9645	0.8901	0.8585
VS	0.8972	0.9642	0.8651
TG	0.9743	0.8902	0.8673
SO	0.9931	0.8818	0.8758
AG	0.9951	0.8821	0.8778
FR	1.0106	0.9102	0.9198
SH	0.9696	0.9528	0.9238
BL	0.9532	0.9973	0.9506
ZH	0.9768	0.9957	0.9727
JU	0.9676	1.0692	1.0346
TI	0.9783	1.1344	1.1097
NE	1.1856	0.9459	1.1215
BE	1.0867	1.0333	1.1229
BS	0.9679	1.1985	1.1600
VD	1.0918	1.0872	1.1871
GE	1.2351	1.1652	1.4391

Tabelle A6: Preis-, Mengen- und Wertindex pro Kopf und brutto Subventionen: Alle Leistungen, 2005

Kanton	Preisindex	Mengenindex	Wertindex
UR	0.9601	0.7745	0.7436
SGAIAR	0.9229	0.8453	0.7801
LUOWNW	0.9780	0.7997	0.7821
SZ	1.0027	0.7820	0.7841
ZG	0.9961	0.8073	0.8042
GR	0.9232	0.8829	0.8151
TG	0.9680	0.8716	0.8438
GL	0.9645	0.8761	0.8450
AG	1.0079	0.8773	0.8842
VS	0.9543	0.9451	0.9019
FR	1.0072	0.9128	0.9194
ZH	0.9225	1.0119	0.9335
SH	0.9762	0.9693	0.9462
SO	1.0085	0.9427	0.9508
BL	0.9581	0.9982	0.9564
BE	1.1155	0.9796	1.0927
TI	0.9962	1.1110	1.1067
JU	0.9907	1.1469	1.1362
BS	0.9891	1.1674	1.1546
VD	1.0881	1.1000	1.1969
NE	1.1757	1.0937	1.2859
GE	1.2382	1.2212	1.5121

Tabelle A7: Variablenliste

Variable	Beschreibung	Quelle	Minimum/Maximum
Billeter	Anteil Bevölkerung unter 15 Jahren minus Bevölkerung über 50 Jahren an Bevölkerung zwischen 15 und 50 Jahren	BfS	<i>-0.560/-0.224</i>
Weiblich	Anteil Frauen an Gesamtbevölkerung	BfS	<i>0.494/0.527</i>
Ärztendichte	Anzahl Arztpraxen pro Einwohner	<i>BfS</i>	<i>0.00123/0.00385</i>
Apothekendichte	Anzahl Apotheken pro Einwohner	<i>BfS</i>	<i>0.000036/0.00065</i>
Deprivation	Summe der Arbeitslosen-, Sozialhilfebezüger- und IV-Bezügerquote	Seco, BfS	<i>0.0623/0.203</i>
Bevölkerungsdichte	Bevölkerung pro km <sup>2</sup>	BfS	<i>26.43/5047.3</i>
Bettendichte	Anzahl Spitalbetten pro Einwohner	BfS	0.00226/0.0130
Selbstdispensationsdichte	Anzahl Ärzte mit Selbstdispensation pro Einwohner	Interpharma	0/0.00186

Tabelle A8: Regressionsresultate: Wertindex alle Leistungen netto

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	-5.456** (0.0097)	-6.864** (0.000)	-6.821** (0.001)	0.354** (0.000)	-3.835* (0.0145)
Billeter	0.257 (0.2345)	0.3602 (0.0622)	0.285 (0.203)	-0.165 (0.335)	
Weiblich	12.305** (0.0061)	15.324** (0.000)	15.168** (0.001)		8.796** (0.007)
Ärztedich	76.75 (0.0531)	88.32* (0.0211)		114.41** (0.006)	79.813* (0.045)
Deprivation	0.949 (0.314)		1.496 (0.112)	2.827** (0.000)	1.481 (0.08)
Adj. R <sup>2</sup>	0.793	0.7928	0.7776	0.7548	0.7907

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

Tabelle A9: Regressionsresultate: Wertindex alle Leistungen brutto

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Konstante	-5.175* (0.03)	-8.008** (0.000)	-7.256** (0.003)	0.251** (0.002)	-2.571 (0.149)
Billeter	0.413 (0.099)	0.621** (0.008)	0.456 (0.089)	0.019 (0.921)	
Weiblich	11.491* (0.023)	17.567** (0.000)	15.855** (0.003)		5.855 (0.115)
Ärztedich	116.987* (0.012)	140.27** (0.002)		152.157** (0.001)	121.908* (0.01)
Deprivation	1.91 (0.081)		2.744* (0.016)	3.664** (0.000)	2.765** (0.006)
Adj. R <sup>2</sup>	0.8188	0.8088	0.7915	0.7981	0.8104

Signifikanzniveaus: 0 "\*\*\*\*" 0.01 "\*\*" 0.05, in Klammern jeweiliger p-Wert

## Literatur

- Abrahamsen, Yngve und Schips, Bernd, Quantitative Analyse des Systems der Krankenversicherung, Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, Schlussbericht, 2002
- Beck, Konstantin, Kunze, Ute und Oggier, Willy, Selbstdispensation: Kosten treibender oder Kosten dämpfender Faktor? *Managed Care* 6, 2004
- Crivelli, Luca, Filippini, Massimo und Mosca, Ilaria, Federalism and Regional Health Care Expenditures: An Empirical Analysis for the Swiss Cantons, *Health Economics* 15, 2006, p. 535-541
- Gerdtham, Ulf and Jönsson, Bengt, International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data, and Econometric Analysis, in: *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, Elsevier Science, 2000, p. 12-53
- Hill, Robert J., A Taxonomy of Multilateral Methods for Making International Comparisons of Prices and Quantities, *Review of Income and Wealth*, Series 43, Number 1, March 1997
- Hoffmann, Elke und Höhne Anke, Aging Population: Demografische Alterung in Deutschland, Deutsches Zentrum für Altersfragen, Informationsdienst Altersfragen 3/4, 1998
- Interpharma, Das Gesundheitswesen in der Schweiz, Ausgaben 2005 und 2006.
- Vatter, Adrian und Rüefli, Christian, Kostendifferenzen im Gesundheitswesen zwischen den Kantonen, Bundesamt für Sozialversicherung, Bern, 2001
- Wildi, Marc et al. , Erklärungs- und Prognosemodell für die obligatorische Kranken- und Pflegeversicherung, Zürcher Hochschule Winterthur, Institut für Datenanalyse und Prozessdesign, Zwischenbericht, 2004