

Eine Methode der statistischen Komponentenzerlegung

Konzept einer erweiterten Index-Analyse
volkswirtschaftlicher Änderungsraten

Herbert Reichelt



Wissenschaftliches Institut
der Ortskrankenkassen

**Eine Methode
der
statistischen
Komponentenzerlegung**

Konzept einer erweiterten Index-Analyse
volkswirtschaftlicher Änderungsraten

Herbert Reichelt



Wissenschaftliches Institut
der Ortskrankenkassen

Eine Methode der statistischen Komponentenzerlegung

**Konzept einer erweiterten Index-Analyse
volkswirtschaftlicher Änderungsraten**

WIdO-Materialien, Band 31, Bonn 1988

Herausgeber:
Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen (WIdO)
Kortrijker Straße 1
5300 Bonn 2

Bearbeiter: Herbert Reichelt

Der Verfasser dankt Herrn Dr. Thomas Schäfer (Friedrichshafen),
Herrn Gisbert W. Selke (WIdO) sowie Herrn Dr. Volker Ulrich
und Herrn Prof. Dr. Eberhard Wille (Universität Mannheim)
für die Durchsicht des gesamten Manuskriptes und die vielen wertvollen
Anregungen zur Verbesserung von Inhalt und Darstellung.

Jeglicher Nachdruck, Wiedergabe, Vervielfältigung und Verbreitung
(gleich welcher Art), auch von Teilen des Werkes oder von
Abbildungen, bedarf der ausdrücklichen Genehmigung des Herausgebers.

Der vorliegende Bericht ist ein Diskussionsbeitrag des Wissenschaftlichen
Instituts der Ortskrankenkassen und keine Meinungsäußerung des AOK-Bundes-
verbandes.

Inhaltsverzeichnis

1 Warum Komponentenzerlegung?	1
2 Preis- und Mengenkomponten; die Indexkonzepte von Laspeyres und Paasche	4
2.1 Der "Ein-Produkt-Fall"	4
2.2 Das Problem der Mengengewichtung	4
2.3 Konsistenz-Probleme von Preis- und Mengenindices	6
3 Die Differenzierung der Mengenkomponten	10
3.1 Stückzahlkomponente und Strukturkomponente	10
3.2 Die Strukturkomponente als "Index" der Marktanteile	11
4 Strukturkomponenten - ein universelles Mittel zur Analyse dynamischer volkswirtschaftlicher Parameter	13
4.1 Der durchschnittliche Verordnungswert	14
4.2 Strukturkomponente mißt "Verteuerung ohne Preiserhöhung"	15
4.3 Änderung der Verordnungsstruktur auf unterschiedlichen Ebenen des Marktes	16
4.4 Exkurs: Die Systematisierung des Arzneimittelmektes im GKV-Arzneimittelindex	16
4.5 Strukturkomponenten in der vertikalen und horizontalen Marktgliederung . .	22
4.6 Das Inter-/Intra-Schema	26
4.7 Zusammenfassende Darstellung der einzelnen Strukturkomponenten	30
5 Warenkorbveränderungen - ein Dilemma der Indextheorie	32
5.1 Die Behandlung "nicht vorhandener Produkte"	32
5.2 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als Residualgrößen	35
5.3 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als selbständige Struktureffekte	38
5.4 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als integrative Bestandteile der Strukturkomponente	41
5.4.1 Vermeidung von "Komponentenvielfalt"	44
5.4.2 Relevante Marktzugangskomponenten	45
5.5 Die Warenkorbkomponente	48
6 Zusammenfassende Darstellung der Komponentenzerlegung für die Ausgabendynamik bei den Fertigarzneimitteln	51
7 Berechnung einzelner Teilmarkt-Beiträge zu den Gesamtmarkt-Komponenten	54
8 Umrechnung der Indexzahlen in Absolutbeträge	62
8.1 Ein additives Modell der Komponentenzerlegung	62
8.2 Logarithmierung der Indexgleichung	63
9 Der allgemeine Charakter des Konzeptes der Komponentenzerlegung	68
10 Ausblick	71

1 Warum Komponentenzerlegung?

Immer wenn es um die Analyse volkswirtschaftlicher Dynamik geht, stehen Interpretationen von Änderungsraten an. Nominale volkswirtschaftliche Wachstumsraten, wie beispielsweise die periodenbezogene Veränderung des Sozialproduktes, müssen in aller Regel erst in reale, also "inflationsbereinigte" Größen umgewandelt werden, damit sie an Aussagekraft gewinnen. Im Grunde ist mit dieser Vorgehensweise bereits der erste wesentliche Schritt einer "statistischen Komponentenzerlegung" gemacht. Ein grundsätzliches Problem bei der Bewertung von Wertveränderungen (also von Umsatzänderungen, Ausgabenentwicklungen, nominalen volkswirtschaftlichen Wachstumsraten usw.) besteht in der Trennung von Preis- und Mengenkompone-
 nente. Man will wissen, welcher Anteil der Wachstumsraten lediglich durch Preisveränderungen entstanden ist und welcher Anteil durch "echte", also "reale" Mengenausweitung, welcher Anteil also als "reales" Wachstum bezeichnet werden kann.

Die Differenzierung von Wachstumsraten in eine Preis- und Mengenkompone-
 nente gehört daher in der volkswirtschaftlichen (Index-)Statistik zur Grundausstattung.¹ Das weitergehende Konzept der statistischen Komponentenzerlegung, das hier vorgestellt wird, baut auf dieser Differenzierung auf und ermöglicht insbesondere durch die Nutzung analytischer Schnittlinien durch die beobachteten (Teil-)Märkte und Wirtschaftssektoren die Extrahierung einer Reihe aussagefähiger Indices und Meßzahlen, die eine differenzierte inhaltliche Analyse und Interpretation des wirtschaftlichen Geschehens wirkungsvoll unterstützen und vorbereiten können.

Das hier vorgestellte methodische Instrumentarium wurde für die Analyse der Arzneimittelausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) und ihrer Dynamik entwickelt.² Daher wird das Konzept im folgenden auch am Beispiel der Arzneimittelausgaben erläutert. Schon recht früh kristallisierte sich aber der "universelle" Charakter des Analyse-Instrumentariums her-

¹vgl. z.B. O. Anderson: Indexzahlen. In: W. Albers et al. (Hrsg.): Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft (HdWW), Viertes Band, Stuttgart usw. 1978, S. 98 ff.

²Wichtige Grundlagen dazu haben Dieter Paffrath, Heinz Berg sowie der im Februar 1982 tödlich verunglückte ehemalige Leiter des WIdO, Ulrich Geißler geschaffen. Eine erste zusammenfassende Darstellung des bereits weiterentwickelten Konzeptes ist 1985 veröffentlicht worden. Vgl. H. Berg, D. Paffrath, H. Reichelt: Komponenten der Ausgabendynamik der Fertigarzneimittel im GKV-Arzneimittelbereich. In: Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen, Ch. von Ferber, U.E. Reinhardt, H. Schaefer, T. Thiemeyer (Hrsg.): Kosten und Effizienz im Gesundheitswesen. Gedenkschrift für Ulrich Geißler. München 1985, S. 291 ff.

aus. Denn erstens haben Begriffe wie etwa "Strukturkomponente" längst den Kreis "esoterischer Arzneimittelmärkte-Statistiker" verlassen und sind zu einer geläufigen und vielzitierten Größe in der ökonomischen und sozialwissenschaftlichen Diskussion um das bundesdeutsche Gesundheitswesen geworden.³ Zweitens wurde das methodische Instrumentarium nach seiner mehrjährigen theoretischen Weiterentwicklung und praktischen Bewährung im "GKV-Arzneimittelindex"⁴ auch von anderen Forschungsprojekten übernommen, die sich mit inhaltlich zwar anderen, aber formal-statistisch ähnlich strukturierbaren Gegenständen auseinandersetzen, nämlich mit dem Krankenhauswesen und der ärztlichen Leistungsstatistik.⁵

Wenn am Schluß dieses Beitrages der "allgemeine Charakter" des Verfahrens zusammenfassend dargestellt wird, kristallisiert sich die Flexibilität der Methode deutlich heraus. Zugleich wird der Versuch unternommen, den Wert des rein analytischen Verfahrens für die Aufbereitung der inhaltlichen Momente des jeweils untersuchten Gegenstandes anzudeuten.

Die selbstgestellte Eingangsfrage "warum Komponentenzerlegung?" soll also mit Hilfe der folgenden Darstellung so beantwortet werden:

- weil sie in der Regel das vorhandene Datenmaterial für die inhaltliche Interpretation wirkungsvoll aufbereiten kann,
- weil sie dem jeweiligen Untersuchungsgegenstand gut und unaufwendig angepaßt werden kann,
- weil sie ein mathematisch einfaches Verfahren ist,
- das einer relativ raschen EDV-Aufbereitung zugänglich ist,
- und nicht zuletzt: weil sie auch für (i. d. R. an EDV und Mathematik nur begrenzt interessierte) Praktiker aus Wirtschaft und Politik nachvollziehbar bleibt und ihre Ergebnisse leicht zu interpretieren sind.

³vgl. z.B. R. Koch, R. Klopffleisch, A. Maywald: Die Gesundheit der Nation. Köln 1986, S. 270.

⁴Der "GKV-Arzneimittelindex" wird als Gemeinschaftsprojekt der Spitzenverbände der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV), der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) und der Apothekerschaft (ABDA/DAV) im WIdO durchgeführt. Das Projekt wurde 1980 mit Unterstützung der Bundesministerien für Forschung und Technologie sowie für Arbeit und Sozialordnung begonnen und ging 1983 in die gemeinschaftliche Finanzierung durch die o.g. Verbände über. Zu den Einzelheiten der Konzeption und Organisation vgl. WIdO: GKV-Arzneimittelindex. Projektbeschreibung. Bonn 1981; D. Paffrath: GKV-Arzneimittelindex. In: Die Ortskrankenkasse 66 (1984), S. 286 - 292; H. Reichelt: Der GKV-Arzneimittelindex. Transparenz als Forschungsprogramm. In: Die Ortskrankenkasse 68 (1986), S. 389 - 391.

⁵vgl. dazu auch Kapitel 9 sowie die Materialien im Anhang dieser Arbeit.

Insgesamt also ein hehrer Anspruch, der da für die statistische Komponentenzerlegung proklamiert wird: ein Verfahren, das einfach und dennoch ergiebig ist? Im folgenden wird das Verfahren erläutert.

2 Preis- und Mengenkomponenten; die Indexkonzepte von Laspeyres und Paasche

2.1 Der "Ein-Produkt-Fall"

Wie bereits ausgeführt wurde, besteht der erste wesentliche Schritt der Komponentenzerlegung in der Trennung der gesamten nominalen Wertveränderung in eine Preis- und Mengenkomponente. Soweit dies für die Entwicklung eines einzelnen homogenen Produktes geschehen soll, handelt es sich um eine relativ unproblematische Aufgabe. Für beide verglichenen Perioden - im folgenden werden sie der üblichen Terminologie entsprechend "Basisperiode" (t_0) und "Berichtsperiode" (t_1) genannt - müssen lediglich die abgesetzten Mengen des Produktes bekannt sein sowie die jeweiligen Preise des Produktes:

- p^1 = Preis des Produktes in der Berichtsperiode,
- p^0 = Preis des Produktes in der Basisperiode,
- q^1 = abgesetzte Menge des Produktes in der Berichtsperiode,
- q^0 = abgesetzte Menge des Produktes in der Basisperiode.

Dann läßt sich die Meßzahl I_U für das nominale Umsatzwachstum darstellen als

$$I_U = \frac{u^1}{u^0} = \frac{p^1 \cdot q^1}{p^0 \cdot q^0} = \frac{p^1}{p^0} \cdot \frac{q^1}{q^0} = I_P \cdot I_Q$$

- u^1 = Umsatz des Produktes in der Berichtsperiode,
- u^0 = Umsatz des Produktes in der Basisperiode.

Der Faktor $I_P = \frac{p^1}{p^0}$ gibt dabei an, in welchem Ausmaß das Umsatzwachstum I_U durch die Preisveränderung beeinflusst ist, der Faktor $I_Q = \frac{q^1}{q^0}$ zeigt an, wie die Entwicklung der abgesetzten Menge den Umsatz des Produktes beeinflusst hat. I_P wäre demnach die Preiskomponente, I_Q die Mengenkomponente.

2.2 Das Problem der Mengengewichtung

Bei genauerem Hinsehen erweist sich bereits diese einfache und plausible Formel als wenig eindeutig. Lassen sich die abgesetzten Mengen noch eindeutig bestimmen, so stellt sich bei der Bestimmung der Preise die Frage, welche Preise in die Gleichung eingesetzt werden können. Ändert sich der Preis des Produktes nämlich während einer Periode, so beschreibt die Gleichung

den Sachverhalt nur dann richtig, wenn für p^1 und p^0 die *mengengewichteten* Durchschnittspreise der jeweiligen Periode eingesetzt werden, die sich analytisch als

$$p^1 = \frac{u^1}{q^1} \text{ und } p^0 = \frac{u^0}{q^0} \text{ bestimmen lassen.}$$

(u^1 = Umsatz des Produktes in der Berichtsperiode;
 u^0 = Umsatz des Produktes in der Basisperiode)

Eine ungewichtete arithmetische Mittelung der Preise über die Zeit (also gewichtet lediglich mit der Zahl der Tage (Wochen, Monate ...), für die die jeweiligen unterschiedlichen Preise gültig waren), führt nämlich in der Regel nicht zu einer angemessenen Beschreibung. Dies mag ein einfaches (fiktives) Beispiel deutlich machen:

Der Absatz eines homogenen Produktes X soll in den Jahren 1985 und 1986 beobachtet werden. Für das Jahr 1986 wird ein um 10,25 % erhöhter Umsatz festgestellt. Es stellt sich die Frage der Aufteilung in Preis- und Mengenkomponeute. Es galten die folgenden Preise und Absatzmengen:

Absatzmengen	
1985	1986
1000 Stück	1050 Stück

Preise	
1985	1986
Jan. - März 1800,- DM	Jan. - Dez. 2100,- DM
Apr. - Okt. 1900,- DM	
Nov. - Dez. 2100,- DM	

Da sich die abgesetzte Menge lediglich um 5 % erhöht hat ($I_Q = 1,05$), sollte bei einer Gesamtumsatzsteigerung von 10,25 % die Preiskomponente I_P ebenfalls 1,05 bzw. 5 % betragen. Bildet man jedoch zeitgewichtete Durchschnittspreise, so ergibt sich für 1985 ein Durchschnittspreis von 1 908,33 DM, für 1986 von 2 100,- DM, was eine Steigerung von rd. 10 % und keineswegs von 5 % ausmacht. Die "richtige" Steigerungsrate von 5 % ergibt sich aber dann, wenn man berücksichtigt, daß von Januar 1985 bis März 1985 überhaupt kein Produkt verkauft wurde, im Zeitraum April bis Oktober 1985

500 Stück und von November bis Dezember 1985 nochmals 500 Stück abgesetzt wurden. Der *mengengewichtete* Durchschnittspreis beträgt also 1985 2 000,- DM und der Preis des Jahres 1986 liegt mit 2 100,- DM genau 5 % darüber.

Diese Überlegungen klingen reichlich banal. Leider wird die Bedeutung dieser Zusammenhänge für die Berechnung von Preisindices aber oft unterschätzt und wird häufig erst dann reflektiert, wenn durch derartige saisonale Schwankungen der Absatzmengen die Anwendung ungewichteter Durchschnittspreise zu deutlichen Verzerrungen bei der Indexberechnung führt. Weiter unten wird im Rahmen der Überlegungen zur "Warenkorbkomponente" dieser Zusammenhang nochmals aufgegriffen.⁶

2.3 Konsistenz-Probleme von Preis- und Mengenindices

Abgesehen von dem Problem der Gewichtung bei der Bestimmung der Durchschnittspreise ist der "Ein-Produkt-Fall" jedoch wirklich unproblematisch. Sollen Preis- und Mengenkomponente jedoch über eine Menge aus mehreren Produkten oder über ganze (Teil-)Märkte isoliert werden, werden sofort grundsätzliche indextheoretische Probleme aufgeworfen. Die Veränderung des Gesamtumsatzes läßt sich wiederum als Vergleich des Umsatzes der Berichtsperiode mit dem Umsatz der Basisperiode darstellen:

$$I_U = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

- I_U = Index für das Umsatzwachstum,
- n = Zahl der beobachteten Produkte,
- p_i^1 = Preis des Produktes i in der Berichtsperiode,
- p_i^0 = Preis des Produktes i in der Basisperiode,
- q_i^1 = Absatzmenge des Produktes i in der Berichtsperiode,
- q_i^0 = Absatzmenge des Produktes i in der Basisperiode.

Wieder soll I_U in die Komponenten I_P (Preisindex) und I_Q (Mengenindex) differenziert werden:

$$I_U = I_P \cdot I_Q$$

⁶vgl. Kapitel 5.5 dieser Arbeit

Der Preisindex I_P soll nun angeben, welcher Anteil von I_U auf die Veränderungen der Einzelpreise der Produkte zurückzuführen ist. Zu diesem Zweck müssen die Einzelpreise miteinander verglichen werden. Zugleich müssen sie jedoch mit den jeweiligen Absatzmengen q_i gewichtet werden, denn die Preisveränderung eines Produktes mit einer hohen Absatzmenge wirkt sich auf das nominale Umsatzwachstum stärker aus als die gleiche Preisveränderung bei wenig verkauften Produkten. Für eine solche Mengengewichtung steht jedoch eine Vielzahl alternativer Mengen zur Verfügung. Neben den "Extremfällen", nämlich einerseits den Mengen der Basisperiode und andererseits den Mengen der Berichtsperiode, bietet sich für eine Gewichtung letztlich auch jede beliebige Aufteilung dieser Mengen an, insbesondere auch das arithmetische Mittel der Mengen aus Basis- und Berichtsperiode.

Mit der Entscheidung für einen der "Extremfälle" hat man sich zugleich für eines der beiden in der Praxis wohl am weitesten verbreiteten Indexkonzepte entschieden, nämlich entweder das Laspeyres-Konzept oder das Paasche-Konzept.

Nach der Laspeyres-Formel (Gewichtung mit den Mengen der Basisperiode) wäre

$$I_P^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

und nach der Paasche-Formel (Gewichtung mit den Mengen der Berichtsperiode) wäre

$$I_P^{(P)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)}$$

Beide Alternativen führen in der Regel zu geringfügig unterschiedlichen Resultaten. Für die praktische Anwendung sind die Unterschiede zumeist vernachlässigbar. Leider führt aber die Entscheidung für eines der beiden Indexkonzepte zunächst nur in ein neues indextheoretisches Dilemma. Denn analoge Überlegungen, wie hier für den Preisindex dargelegt wurden, gelten selbstverständlich auch für den Mengenindex.

Ganz allgemein besteht das Konzept sowohl der Laspeyres- als auch der Paasche-Index-Berechnung darin, alle Parameter konstant zu halten, auf die sich der spezifische Indexwert *nicht* beziehen soll, und im Periodenvergleich

die tatsächlich beobachteten Werte lediglich für denjenigen Parameter einzusetzen, für den der Indexwert ermittelt werden soll. Bei der Anwendung der Laspeyres-Formel werden für die konstant zu haltenden Parameter jeweils die Werte der Basisperiode verwendet, bei Anwendung der Paasche-Formel werden für diesen Zweck die Werte der Berichtsperiode eingesetzt.

Dementsprechend stellt sich für den Mengenindex, der mit Hilfe konstant gehaltener Preise berechnet wird, die analoge Frage: Konstanthaltung unter Verwendung der Preise aus der Basisperiode (Laspeyres) oder der Berichtsperiode (Paasche), also entweder:

$$I_Q^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

oder:

$$I_Q^{(P)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}$$

Dann führt aber die multiplikative Verknüpfung von Laspeyres-Preisindex und Laspeyres-Mengenindex (wie auch die Verknüpfung der beiden Paasche-Indices) nicht bzw. nur in sehr speziellen Fällen zur Indexzahl des Umsatzwachstums. In aller Regel gilt nämlich:

$$I_U \neq I_P^{(L)} \cdot I_Q^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

und ebenso:

$$I_U \neq I_P^{(P)} \cdot I_Q^{(P)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}$$

Laspeyres- und Paasche-Indices genügen nicht der in der indextheoretischen Diskussion mit Faktor-Umkehr-Test bezeichneten Validitätsprüfung.⁷ Die Forderung, daß Indices dem Faktor-Umkehr-Test genügen, stellt nur eine

⁷vgl. M.R. Spiegel: Theory and Problems of Statistics. New York usw. 1972, S. 315.

von mehreren formal-mathematischen Bedingungen dar, die an valide Indices gestellt werden. Ohne auf alle diese formalen Anforderungen einzugehen, sei darauf hingewiesen, daß bisher noch kein Index entwickelt werden konnte, der allen diesen Anforderungen genügt.⁸

Die Indexgleichung $I_U = I_P \cdot I_Q$ gilt allerdings dann, wenn zur Berechnung von I_P und I_Q in dem einen Fall die Laspeyres-Formel verwendet wird und in dem anderen Fall die Paasche-Formel, also:

$$I_U = I_P^{(L)} \cdot I_Q^{(P)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)}$$

bzw:

$$I_U = I_P^{(P)} \cdot I_Q^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

Daher liegt es nahe, bei der Berechnung von I_P und I_Q auf beide Konzepte zurückzugreifen.⁹ In der folgenden Darstellung der weitergehenden Komponentenzerlegung wird die Preiskomponente nach Laspeyres, die Mengenkomponeute nach Paasche berechnet. Die umgekehrte Alternative (Paasche-Preisindex, Laspeyres-Mengenindex) muß selbstverständlich als gleichberechtigt angesehen werden.

⁸Laspeyres- und Paasche-Indices genügen auch weiteren formalen Anforderungen nicht, nämlich dem Perioden-Umkehr-Test (time reversal test) und dem Zirkular-Test (cyclical or circular test). Vgl. ebenda, S. 314 ff.

⁹Der Weg einer Verknüpfung beider Indices in einer Berechnungsformel ist mit dem "Fisher-Ideal-Index" beschriftet worden. Er stellt das geometrische Mittel aus Laspeyres- und Paasche-Index dar. Auf diese Weise vermag er sowohl den Perioden-Umkehr-Test als auch den Faktor-Umkehr-Test zu erfüllen. Allerdings werden diese theoretischen Vorzüge durch Unhandlichkeit und geringe Verbalisierungsmöglichkeit bzw. wenig eingängige Interpretation erkauft.

3 Die Differenzierung der Mengenkomponente

3.1 Stückzahlkomponente und Strukturkomponente

Während die Preiskomponente eine Größe darstellt, für die eine weitere Differenzierung - jedenfalls auf globaler Ebene - kaum Erkenntnisgewinn verspricht, bietet sich die Mengenkomponente für eine weitergehende Differenzierung geradezu an. Insbesondere sind es zwei globale Effekte, die sich in der Mengenkomponente niederschlagen, nämlich

- die Entwicklung der abgesetzten Stückzahl (unabhängig von den produktspezifischen Einzelqualitäten) und
- die Veränderung in der Zusammensetzung des Warenkorbs der abgesetzten Produkte.

Die erste dieser beiden Komponenten ist als ungewichtete Meßzahl zu verstehen, für die zweite ist der treffende Ausdruck "Strukturkomponente" geprägt worden. In die Indexgleichung $I_U = I_P \cdot I_Q$ läßt sich die Differenzierung analytisch recht einfach implementieren, nämlich durch Erweiterung der Mengenindexformel mit dem ungewichteten "Stückzahlindex" I_Z .¹⁰

$$\begin{aligned} I_U &= I_P \cdot I_Q = I_P \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1)}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0)} \\ &= I_P \cdot \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1}{\sum_{i=1}^n q_i^0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^0}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^1} \end{aligned}$$

In dieser Gleichung stehen nunmehr anstelle des Mengenindex I_Q die beiden Faktoren I_Z ("Stückzahlindex") und I_S (Strukturkomponente), wobei gilt:

$$I_Z = \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1}{\sum_{i=1}^n q_i^0} \quad \text{und} \quad I_S = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^0}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^1}$$

¹⁰Auch wenn I_Z eine ungewichtete Meßzahl darstellt, wird im folgenden der einheitlichen Terminologie wegen von "Index" gesprochen. Gleiches gilt für die später eingeführte "Verordnungszahlenkomponente" I_V . Vgl. zum Unterschied zwischen Indices und Meßzahlen: O. Anderson: Indexzahlen, a.a.O.

Welchen Wert hat nun diese Trennung des Mengenindex in I_Z und I_S ? Die Isolierung einer "Stückzahlkomponente" macht natürlich nur für solche Wirtschaftsbereiche einen Sinn, in denen es um vergleichsweise homogene Güter geht. Die Berechnung einer "Stückzahlkomponente" über ein beliebiges Sammelsurium einzelner Produkte wie Leberwürste, Bleistifte, Automobile und Briefmarken wird nicht weiterhelfen können. Jedoch existiert in jeder Volkswirtschaft eine Vielzahl relativ homogener (Teil-)Märkte. Für den Absatz von Automobilen beispielsweise dürfte diese Differenzierung (und vor allem ihre weiter unten dargestellten weiteren Ableitungen) zu aufschlußreichen Resultaten führen. Für den Arzneimittelmarkt hat sich diese analytische Trennung durch praktische Anwendung bewährt.

3.2 Die Strukturkomponente als "Index" der Marktanteile

Was mißt eigentlich die Strukturkomponente ?

Wegen

$$I_S = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^1) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^0}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot q_i^0) \cdot \sum_{i=1}^n q_i^1}$$

läßt sich ebenfalls formulieren:

$$I_S = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot \frac{q_i^1}{\sum_{j=1}^n q_j^1})}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 \cdot \frac{q_i^0}{\sum_{j=1}^n q_j^0})}$$

denn die Summen $\sum_{j=1}^n q_j^0$ und $\sum_{j=1}^n q_j^1$ lassen sich auch als Konstanten auffassen und somit in die übergreifende Summierung integrieren. In dieser Schreibweise wird erkennbar, daß die Strukturkomponente ein preisgewichteter Index der *Marktanteile* der einzelnen Produkte ist. Denn die Parameter, die dieser Index in Beziehung setzt, sind $\frac{q_i^1}{\sum_{j=1}^n q_j^1}$ und $\frac{q_i^0}{\sum_{j=1}^n q_j^0}$. Diese beiden Parameter beschreiben aber genau den Marktanteil des Produktes i in der Berichts- und der Basisperiode (gemessen in der Zahl der abgesetzten Produkte). Ein Index, der die Entwicklung der Marktanteile beschreibt, zeichnet sich allerdings durch eine Besonderheit aus. Es ist nicht möglich, den Marktanteil

eines Produktes zu verändern und den Marktanteil aller anderen Produkte unverändert zu lassen. Daher kann der gesamte Indexwert I_S - im Gegensatz etwa zum Preisindex - auch nicht einen höheren Wert als 1 dadurch bekommen, daß im Durchschnitt der zu messende Parameter bei *allen* Produkten in der Berichtsperiode einen höheren Wert aufweist als in der Basisperiode. Für den Parameter "Marktanteil" wäre dies paradox. Ein Indexwert von mehr als 1 kann bei I_S *ausschließlich* durch die *Verschiebung* der Marktanteile zwischen Produkten mit unterschiedlicher Preisgewichtung zustande kommen. I_S erhält dann einen Zahlenwert von mehr als 1, wenn im Durchschnitt die Marktanteile der Produkte mit einem *überdurchschnittlichen* Preis angestiegen sind (und damit zugleich im Durchschnitt die Marktanteile der Produkte mit unterdurchschnittlichem Preis zurückgegangen sind), und I_S erhält einen Zahlenwert von weniger als 1, wenn im Durchschnitt die Marktanteile der Produkte mit unterdurchschnittlichem Preis angestiegen sind.

4 Strukturkomponenten - ein universelles Mittel zur Analyse dynamischer volkswirtschaftlicher Parameter

Damit die folgenden mathematischen Ableitungen einigermaßen anschaulich bleiben, sollen die weiteren Überlegungen zur Komponentenzerlegung nicht mehr vollkommen abstrakt, sondern ausschließlich am Beispiel des Arzneimittelmarktes (genauer: der Arzneimittelausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung, GKV) abgehandelt werden.

Damit wird die "abgesetzte Menge" q_i eines Produktes i zur Verordnungshäufigkeit des pharmazeutischen Artikels i , weshalb für die weiteren Überlegungen für die Menge die Notation v_i gewählt wird, und der "Stückzahlindex" I_Z zum "Verordnungszahlenindex" I_V wird. Also:

$$I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$$

- I_U = Index für das Wachstum des zu Lasten der GKV abgerechneten Fertigarzneimittel-Umsatzes in Apotheken,
- I_P = Preiskomponente des Arzneimittelumsatz-Wachstums,
- I_V = Meßzahl für die Veränderung der Verordnungshäufigkeit,
- I_S = Strukturkomponente des Arzneimittelumsatz-Wachstums (Komponente zur Messung der ausgabenwirksamen Veränderungen der Verordnungsstruktur).

Für den Arzneimittelmarkt bietet sich die Differenzierung des Mengenindex in I_V und I_S im übrigen in ganz besonderer Weise an, insofern die beiden abgeleiteten Größen jeweils unterschiedliche Aspekte des ärztlichen Verordnungsverhaltens bezeichnen, die wiederum in sehr unterschiedlicher Weise von äußeren Einflußfaktoren berührt werden können. Bedenkt man die hohe Korrelation zwischen der Zahl der Arztbesuche und der Zahl der ausgestellten Arzneimittelrezepte, so wird deutlich, daß sich Änderungen in der Morbiditätsstruktur der Bevölkerung sehr unterschiedlich auf die beiden Komponenten auswirken können. Aber auch Markt- und Absatzstrategien der Arzneimittelhersteller werden sich in sehr unterschiedlicher Weise in den beiden Komponenten niederschlagen. So mag etwa eine generelle Ausweitung des Außendienstes den Ärzten die Verordnung von neuen und i. d. R. relativ teuren Produkten nahebringen, was sich v. a. in der Strukturkomponente bemerkbar machen würde. Weitere subjektive Momente (u. a. Änderung wissenschaftlicher Lehrmeinungen) werden sich möglicherweise ebenfalls sehr unterschiedlich in den beiden Komponenten niederschlagen.

Mit der Differenzierung sind also bereits erste Ansatzpunkte für eine inhaltliche Ursachenanalyse freigelegt. Im folgenden soll gezeigt werden, wie Strukturkomponenten weiter aufbereitet werden können, um inhaltliche Analysen zur Erforschung einzelner Momente und Ursachen der Ausgabendynamik im Arzneimittelsektor vorzubereiten.

4.1 Der durchschnittliche Verordnungswert

Ausgehend von der Identität

$$I_U = I_P \cdot I_Q = I_P \cdot I_V \cdot I_S$$

läßt sich unmittelbar ein weiterer Indexwert I_W ableiten, der die Entwicklung des durchschnittlichen Verordnungswertes beschreibt:

$$I_W = I_P \cdot I_S$$

Dann gilt:

$$I_U = I_V \cdot I_W$$

und es wird deutlich, daß die Umsatzentwicklung von den beiden Parametern

- Entwicklung der Verordnungshäufigkeit und
- Entwicklung des durchschnittlichen Wertes der Verordnungen

abhängig ist. Wodurch wird nun aber seinerseits die Entwicklung des durchschnittlichen Verordnungswertes bestimmt?

Neben der Preisentwicklung der Arzneimittel wirken sich auf den durchschnittlichen Verordnungswert auch alle Umschichtungen im Verordnungsspektrum aus. Werden nämlich vermehrt teure Arzneimittelpackungen verordnet, so steigt der durchschnittliche Verordnungswert an. Dies kann durch eine Vielzahl von Faktoren bedingt sein (z.B. Therapiewandel aufgrund von Arzneimittel-Neuentwicklungen; vermehrte Dauertherapie, die mit der Verordnung größerer und damit auch teurerer Arzneimittelpackungen verbunden ist; gesetzliche Bestimmungen, die - wie im Falle des §182 f RVO tatsächlich geschehen - billige, aber therapeutisch umstrittene Arzneimittel von der Erstattungspflicht ausschließen; usw.). Umgekehrt bedeutet eine verstärkte Verordnung von preisgünstigen Arzneimitteln zugleich eine Absenkung des durchschnittlichen Verordnungswertes. In der aktuellen Marktentwicklung

geschieht auch dies tatsächlich, und zwar durch die zunehmende Verordnung von preisgünstigen Zweitanmelderpräparaten ("Generika") bei Arzneimitteln, die nicht mehr dem Patentschutz unterliegen.¹¹

4.2 Strukturkomponente mißt "Verteuerung ohne Preiserhöhung"

In welcher Weise sich derartige Entwicklungen auch tatsächlich in der Strukturkomponente niederschlagen, kann man sich unter Rückgriff auf die in Kapitel 3 dargestellte Interpretationsmöglichkeit der einzelnen Indices oder Umsatzkomponenten¹² verdeutlichen: Ausgehend von der Identität $I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$ würde jede der drei Komponenten I_P , I_V oder I_S die Umsatzentwicklung allein determinieren, wenn sich die Parameter der jeweils anderen beiden Komponenten nicht verändert hätten und diese somit einen Zahlenwert von 1 hätten. Also: Die Strukturkomponente I_S gibt an, wie sich der Umsatz entwickelt hätte, wenn sowohl Preise als auch Zahl der verordneten Arzneimittelpackungen von der Basisperiode zur Berichtsperiode hin konstant geblieben wären, wenn sich aber die tatsächlich beobachteten Umschichtungen im Verordnungsspektrum (im "verordneten Warenkorb") vollzogen hätten.

Es gilt aber auch

$$I_W = I_P \cdot I_S$$

und damit wird zugleich deutlich, daß (unter der Annahme $I_P = 1$) die Strukturkomponente I_S diejenige Änderung des durchschnittlichen Verordnungswertes angibt, die auch ohne Preiserhöhung zustande gekommen wäre. I_S ist damit ein Index für ein scheinbar paradoxes Phänomen, nämlich die "Verteuerung" der Arzneimittel ohne Preiserhöhung. Diese "Verteuerung" wird zwar vordergründig getragen von dem Verordnungsverhalten der behandelnden Ärzte. Es darf aber nicht verkannt werden, daß die Marketingstrategien der Arzneimittelhersteller, so u. a. die Plazierung neuer Arzneimittel, neuartiger Darreichungsformen und größerer oder neuartiger Packungen (z.B. Kalenderpackungen) die Strukturkomponente nicht unwesentlich beeinflussen.

¹¹vgl. dazu U. Schwabe, D. Paffrath (Hrsg.): Arneiverordnungs-Report '87. Stuttgart 1987, S. 13 ff.

¹²Die Begriffe werden im folgenden zwar der Einfachheit halber synonym verwendet. Es muß aber beachtet werden, daß nicht alle abgeleiteten Umsatzkomponenten wirklich Indices sind. Vgl. auch die Ausführungen in Kapitel 3.

4.3 Änderung der Verordnungsstruktur auf unterschiedlichen Ebenen des Marktes

Die Strukturkomponente mißt also, in welchem Umfang die Ausgaben durch eine veränderte Zusammensetzung der "Verordnungsmenge" angestiegen (oder auch gesunken) sind. Diese Veränderung der Verordnungsstruktur kann in unterschiedlichen Richtungen verlaufen, und es ist deshalb wünschenswert, die Einzelbewegungen voneinander abzugrenzen. Eine Verteuerung der Arzneimittelversorgung durch derartige Strukturveränderungen kann - in einer ersten groben Unterscheidung - auf drei Ebenen verlaufen:

- Es werden zwar dieselben Arzneimittel verordnet, jedoch in größeren oder teureren Packungen.
- Es werden zwar Arzneimittel derselben Indikationsgebiete verordnet, jedoch innerhalb der Indikationsgebiete teurere Arzneimittel.
- Es werden vermehrt Arzneimittel aus "teuren" Indikationsgebieten verordnet.

Diese Dreiteilung mag zunächst wenig hilfreich erscheinen, ihre Bedeutung für die weitere Analyse wird aber deutlich, wenn man die spezifischen Marktstrukturen und die besonderen Systematisierungsmöglichkeiten im Bereich des Arzneiverbrauchs beachtet. Deshalb soll an dieser Stelle in Form eines Exkurses eine Gliederung und Systematisierung des Arzneimittelmarktes vorgestellt werden, die sich aus der therapeutischen und pharmakologischen Klassifikation im GKV-Arzneimittelindex ergibt.

4.4 Exkurs: Die Systematisierung des Arzneimittelmarktes im GKV-Arzneimittelindex

Der GKV-Arzneimittelindex, den das Wissenschaftliche Institut der Ortskrankenkassen (WIdO) im Auftrag der Spitzenverbände der GKV, der Ärzteschaft und Apothekerschaft erstellt, wurde im Jahre 1980 mit Förderung der Bundesregierung begonnen. Das Projekt hat zum Ziel, durch quantitative und qualitative Analysen die Transparenz des Arzneimittelmarktes zu erhöhen und so die Möglichkeiten einer wirtschaftlich und therapeutisch rationalen Arzneimittelversorgung der GKV-Versicherten zu verbessern.

Für dieses Projekt wurde im WIdO eine Systematik des Arzneimittelmarktes erarbeitet, die sich in der Praxis nunmehr über mehrere Jahre bewährt hat

und für einen Großteil der im Gesundheitswesen tätigen Selbstverwaltungsorgane mittlerweile fast einen "Standard" bildet. Ein wichtiges Merkmal dieses "Standards" ist die Integration unterschiedlicher Systematisierungsversuche der Hersteller, des Handels und der medizinischen Wissenschaft in einem einheitlichen Konzept.

Die Arzneimitteldatei des WIdO umfaßt zur Zeit ca. 60 000 pharmazeutische Artikel, d. h. Fertigarzneimittel in einer bestimmten Wirkstärke, Darreichungsform und Packungsgröße. Von diesen 60 000 Artikeln wurden im Jahre 1986 lediglich rd. 20 000 Artikel in nennenswertem Umfang verordnet. Dies könnte man als den "relevanten Markt" bezeichnen. Das ändert allerdings nichts daran, daß wegen der insgesamt weit über 140 000 beim Bundesgesundheitsamt zugelassenen Arzneyspezialitäten¹³ der bundesdeutsche Arzneimittelmarkt durch eine (auch für Fachleute) kaum noch überschaubare Produktvielfalt charakterisiert ist.

Alle pharmazeutischen Artikel, die in der Bundesrepublik Deutschland gehandelt werden, sind über die vom Arzneibüro der Bundesvereinigung Deutscher Apothekerverbände (ABDA) vergebenen Pharma-Zentralnummer ("ABDA-Nr.") eindeutig identifizierbar. Im WIdO wurde darüber hinaus allen pharmazeutischen Artikeln, die unter demselben Handelsnamen angeboten werden, eine einheitliche Warenzeichennummer zugeordnet.

Der Handelsname wird von den Pharma-Firmen auch absatzstrategisch eingesetzt. Daher tritt nicht selten der Fall ein, daß unter demselben Handelsnamen (z.B. "Kytta") unterschiedlichste Arzneistoffe für wiederum unterschiedlichste Indikationen angeboten werden. So werden beispielsweise "Kytta-Balsam Salbe", "Kytta-Fluid Liniment" und "Kytta-Gel", die alle aus unterschiedlichen Arzneistoffen zusammengesetzt sind, in der Indikationsgruppe "Antirheumatika" angeboten, "Kytta-Plasma" und "Kytta-Salbe", wiederum mit anderen Inhaltsstoffen, werden als "Antiphlogistika" eingruppiert, "Kytta-Nagelsalbe" gehört zur Indikationsgruppe "Dermatika", "Kytta-Sedativum", das wiederum andere Arzneistoffe enthält, gehört zur Indikationsgruppe "Sedativa". Daher würde der Handelsname "Kytta", der in diesem Fall übrigens zugleich der Firmenname des Herstellers ist, als Klassifizierungsmerkmal für pharmakologische oder therapeutische Zwecke kaum zu einer sinnvollen Aggregation von pharmazeutischen Artikeln führen.

Deshalb wurde im Rahmen des GKV-Arzneimittelindex die Warenzeichennummer durch eine zusätzliche Kennzeichnung ergänzt, mit der die Artikel

¹³vgl. Bundesverband der Pharmazeutischen Industrie: pharma daten 85. Frankfurt/Main 1985, S. 38.

eines Handelsnamens in pharmakologisch sinnvolle Aggregate ("Standardaggregate") getrennt werden. Ein Standardaggregat enthält solche pharmazeutischen Artikel, die unter demselben Handelsnamen angeboten werden und zusätzlich die gleiche Wirkstoffzusammensetzung enthalten sowie für dieselben Anwendungsgebiete zugelassen sind.¹⁴

Die Hersteller bzw. die "Rote-Liste-Kommission" ordnen die einzelnen pharmazeutischen Artikel jeweils einem bestimmten Hauptanwendungsgebiet (einer Indikationsgruppe der "Roten Liste") zu.¹⁵ Auch dieses Gruppierungsmerkmal wird im WIdO zur Systematisierung des Arzneimittelmarktes verwendet.

Neben der "Rote-Liste"-Klassifikation wird im WIdO auch ein anderes Gruppierungsmerkmal erarbeitet, nämlich eine sogenannte ATC-Klassifikation (Anatomisch-therapeutisch-chemische Klassifikation).¹⁶ Das ATC-Gliederungsprinzip orientiert sich stärker an den therapeutischen und pharmakologischen Implikationen der Fertigarzneimittel. Das Gliederungsprinzip der "Roten Liste" ist dagegen auch von den Markt- und Absatzstrategien der Hersteller mitbestimmt. Dieses Manko der "Rote-Liste"-Klassifikation äußert sich nicht zuletzt in der Tatsache, daß in den vergangenen Jahren einzelne Arzneimittel ohne erkennbaren sachlichen Grund häufiger die Indikationsgruppe der "Roten Liste" gewechselt haben. Hier sind offenbar Marketing-Überlegungen der Hersteller ausschlaggebend gewesen.

Die nebenstehende Übersicht stellt die unterschiedlichen Gliederungsprinzipien der "Roten Liste" und der ATC-Klassifikation gegenüber.

Auch wenn der ATC-Klassifikation eine größere Aussagefähigkeit zugeschrieben werden muß, hat die "Rote Liste"-Gruppierung einen Vorteil. Sie ist den Ärzten seit vielen Jahren vertraut, weil der Bundesverband der Pharmazeutischen Industrie (BPI) alle Ärzte jährlich mit der "Roten Liste" versorgt. Die weitere Darstellung arbeitet deshalb mit dem Gliederungsprinzip der "Roten Liste". Alternative Klassifikationen (wie ATC) sind jedoch ohne weiteres analog zu verwenden.

¹⁴Für Einzelheiten der pharmakologisch-therapeutischen Klassifikation vgl. U. Schwabe: Pharmakologisch-therapeutische Analyse der kassenärztlichen Arzneiverordnungen in der Bundesrepublik Deutschland. Hrsg.: WIdO. Bonn 1983.

¹⁵Bundesverband der Pharmazeutischen Industrie (Hrsg.): Rote Liste, Jahrgänge 1978 ff.

¹⁶vgl. Nordic Council on Medicines: Nordisk Läkemedels-Statistik 1981 - 1983. Bd. III: Riktlinjer för ATC klassificering. Uppsala 1985.

ROTE LISTE

19

05. Analgetika / Antirheumatika

s. auch Antiphlogistika ab 22 001
s. auch Corticoide ab 30 001
s. auch Spasmolytika ab 76 001

1. Interna

1. Narkoanalgetika

- 1.A. Pflanzliche Narkoanalgetika
1.A.1. Opium (unbesetzt)
1.B. Chemisch definierte Narkoanalgetika
1.B.1. Morphin u. Derivate
1.B.2. Andere Narkoanalgetika
ab 05 001
ab 05 007

2. Andere starke Analgetika

- 2.1. Einzelstoffe
2.2. Kombinationen
ab 05 014
ab 05 019

3. Analgetika / Antirheumatika

- 3.A. Pflanzliche Analgetika / Antirheumatika
3.A.1. Einzelstoffe
3.A.2. Kombinationen
3.A.2.1. Kombinationen pflanzlicher Analgetika / Antirheumatika
ab 05 026
ab 05 027
ab 05 033

3.B. Chemisch definierte Analgetika / Antirheumatika

- 3.B.1. Einzelstoffe
3.B.1.1. 3,5-Pyrazolinon-Derivate (Pyrazolonverbindungen)
3.B.1.2. Paracetamol
3.B.1.3. 3,5-Pyrazolidindion-Derivate (Phenylbutazonverbindungen)
3.B.1.4. Salicylsäurederivate
3.B.1.5. Anthranilsäure-/Arylessigsäure- u. Arylpropionsäurederivate
3.B.1.6. Azapropazon, Isoxicam, Piroxicam, Proquazone, Tenoxicam
3.B.1.7. Penicillamin / Goldverbindungen / Schwefelpräparate / Chloroquin und -Derivate
3.B.1.8. Andere Stoffe
3.B.2. Kombinationen
3.B.2.1. Kombinationen mit Sedaiva/Psychopharmaka u./ohne andere Stoffe
3.B.2.2. Kombinationen mit Codein u. Sedaiva
3.B.2.3. Kombinationen mit Codein u. -Derivaten
3.B.2.4. Kombinationen mit Corticoiden
3.B.2.4.1. Corticoide u. Phenylbutazon- bzw. Pyrazolonverbindungen u. Vitamine u./ohne andere Stoffe (unbesetzt)
3.B.2.4.2. Corticoide u. Phenylbutazon- bzw. Pyrazolonverbindungen u./ohne andere Stoffe (unbesetzt)
3.B.2.4.3. Corticoide u. andere Stoffe
3.B.2.5. Kombinationen mit Phenylbutazon
3.B.2.5.1. Phenylbutazon- u. Pyrazolonverbindungen u./ohne andere Stoffe
3.B.2.5.2. Phenylbutazonverbindungen u. andere Stoffe
ab 05 175
ab 05 183
ab 05 188
ab 05 204
ab 05 206
ab 05 211
ab 05 214
ab 05 240

Hauptgruppenverzeichnis

- 01 Abmagerungsmittel
02 Aldosteron-Antagonisten
03 Alkalose- u. Acidosetherapeutika
04 Analeptika
05 Analgetika/Antirheumatika
06 Anthelminthika
07 Antiallergika
08 Antianämika
09 Antiarrhythmika
10 Antibiotika/Chemotherapeutika
11 Antidiabetika
12 Antidota
13 Antiemetika-Antivertiginosa
14 Antiepileptika
15 Antifibrinolytika
16 Antihypertonika
17 Antihypoglykämika
18 Antihypotonika
19 Antikoagulantia
20 Antimykotika
21 Antiparasitäre Mittel (extern)
22 Antiphlogistika
23 Antitussiva u. Expektorantia
24 Arteriosklerosemittel
25 Balneotherapeutika u. Mittel zur Wärmerherapie
26 Beta-Rezeptorenblocker u. Calcium-antagonisten
27 Broncholytika u. Asthmastatika
28 Cholegoga u. Gallenwegstherapeutika
29 Cholinergika
30 Corticoide
31 Dermatika
32 Desinfizientia/Antiseptika
33 Diätetika/Ernährungstherapeutika
34 Diagnostika u. Mittel zur Diagnosevorbereitung
35 Diuretika
36 Durchblutungsfördernde Mittel
37 Emetika
38 Entwöhnungsmittel
39 Enzyminhibitoren
40 Enzympräparate
41 Fibrinolytika
42 Geriatrika
43 Gichtmittel
44 Mittel gegen grippale Infekte u. Erkältungskrankheiten (Grippemittel)
45 Gynäkologika
46 Hämorrhoidenmittel
47 Hämostyptika/Antihämorrhagika
- 48 Hypnotika/Sedativa
49 Hypophysen-, Hypothalamushormone u. ihre Hemmstoffe
50 Immunsuppressiva
51 Infusions- u. Standardinjektionslösungen
52 Kardiaka
53 Karies- u. Parodontosemittel
54 Koronarmittel
55 Laxantia
56 Lebertherapeutika
57 Lipidsenker
58 Lokalanästhetika
59 Magen-Darm-Mittel
60 Migränemittel
61 Mineralstoffpräparate
62 Mund- u. Rechenstherapeutika
63 Muskelrelaxantia
64 Narkosemittel
65 Nebenschilddrüsenhormone u. ihre Hemmstoffe
66 Neuraltherapeutika
67 Ophthalmika
68 Otologika
69 Parkinsonmittel u. andere Antihyperkinetika
70 Psychofarmaka
71 Rhinologika
72 Roborantia-Tonika
73 Schilddrüsenstherapeutika
74 Sera u. Impfstoffe
75 Sexualhormone u. ihre Hemmstoffe
76 Spasmolytika
77 Sulfonamide
78 Thrombozytenaggregationshemmer
79 Tuberkulosemittel
80 Umstimmungsmittel/Immunstimulanzien
81 Urologika
82 Venenmittel/Antivarkosa
83 Vitamine
84 Wundbehandlungsmittel
85 Zytostatika u. Metastasenhemmer
86 Präparateserien/Reg. Homöopathika
87 Biomaterialien/medizinische Kunststoffe

ATC- classification system

09 Sodium phosphate	Infuusiopuskuri «Leiras» inf.kons. Infuusiopuskuri «Orion» inf.kons. Na-phosph.-konsentraatti «Orion» inf.kons.	C Cardiovascular system
30 Combinations of electrolytes	Elektrolyter for postoperativt bruk POP «ACO» inf.kons. Tracefusin «Leiras» inf.kons.	C 01 Cardiac therapy
31 Electrolytes in comb. with other drugs	Addamel «Vitrum» inf.kons. Ped-el «Vitrum» inf.kons.	C 01 A Cardiac glycosides
B 05 X B Amino acids		C 01 A A Digitalis glycosides
01 Arginine chloride	Argininklorid «NAF» inf.kons.	01 Acetyldigitoxin
B 05 X C Vitamins		02 Acetyldigoxin
	Solvit «Vitrum» inf. subst. Vitalipid adult «Vitrum» inf.kons. Vitalipid infant «Vitrum» inf.kons.	03 Digitalis leaves
B 05 X X Other I. V. solution additives		04 Digitoxin
02 Trometamol	Ac-Tham «Leiras» inf.kons. Addex-THAM «Pharmacia» inf.kons.	
B 05 Z Haemodialytics		05 Digoxin
B 05 Z A Haemodialytics, concentrates		
	Acyls 1 «ACO» dialyseksn. Acyls 2 «ACO» dialyseksn. Hemodial «Leiras» dialyseksn. Renalys 20 «Ferrosan» dialyseksn. Renalys 10 «Ferrosan» dialyseksn. Renalys Ca 3 «Ferrosan» dialyseksn.	Cardigoxin «Star» tabl., inj. Cedoxin «SANDOZ» tabl. Digoxin «ACO» inj., tabl. Digoxin «D.A.» inj., sirup., tabl. Digoxin «Medipolar» tabl. Digoxin «Orion» inj., tabl. Digoxin «Wellcome» sirup. Digoxin semi «Orion» tabl. Lanacrist «Draco» inj., tabl. Lanadix «Leiras» inj., tabl. Lanoxin «Wellcome» inj., løsn., tabl. Medigoxin «Medica» tabl.
B 06 Other haematological agents, incl. fibrinolytics and hyaluronidase		06 Lanatoside C
B 06 A Other haematological agents, incl. fibrinolytics and hyaluronidase		07 Deslanoside
B 06 A A Enzymes		
01 Brinolase	Brinastrase «Astra» t inj.	C 01 A B Scilla glycosides
02 Plasmin and desoxyribonuclease	Elast «Parke Davis & Co» salve, t løsn.	01 Proscillaridine
03 Hyaluronidase	Hyalas «Leo» t inj. Hyason «Organon» t inj. Penetrase «Løvens kemiske Fabrik» t inj.	C 01 A C Strophantus glycosides
04 Chymotrypsin	Chymar «Armour» t inj., tabl.	01 G-strophanthin
05 Streptokinase	Kabikinas «Kabi» t inj. Streptase «Behringwerke» t inj. Streptokinas «Behringwerke» t inj. Varidase «Lederle» t inj., resoribl., t løsn.	C 01 B Antiarrhythmics
		C 01 B A Alkaloids, plain
		01 Quinidine
		Cardioquin «Ferring» tabl.

			Indikationsgruppe 1
STAGG 1	STAGG a ...	STAGG x	Indikationsgruppe i
	D/ST 1		Indikationsgruppe i + 1
	...		
	D/ST y	Packung 1	
		Packung z	
			Indikationsgruppe 87

Abbildung 1: Gliederung des Fertigarzneimittelmarktes
 Quelle: Arzneiverordnungs-Report '87, a.a.O.

Aus den Ausführungen zur Klassifizierung und Systematisierung des Arzneimittelmarktes läßt sich also zusammenfassend ableiten:

- Der Markt gliedert sich auf einer ersten (Hierarchie-)Stufe in zur Zeit 87 Indikationsgruppen (nach "Roter Liste").
- Jede Indikationsgruppe läßt sich in eine Vielzahl von Standardaggregaten unterteilen.
- Jedes Standardaggregat besteht aus einer mehr oder minder großen Zahl einzelner pharmazeutischer Artikel.

Darüber hinaus hat es sich als sinnvoll erwiesen, die Standardaggregate in einzelne Subaggregate zu unterteilen, die diejenigen pharmazeutischen Artikel eines Standardaggregates zusammenfassen, die über die gleiche Wirkstoffzusammensetzung hinaus auch gleiche Darreichungsform und Wirkstärke besitzen. Diese Artikel unterscheiden sich noch ausschließlich durch die unterschiedliche Packungsgröße.

Die geschilderte Systematisierung des Arzneimittelmarktes ist in Abbildung 1 zusammenfassend dargestellt.

4.5 Strukturkomponenten in der vertikalen und horizontalen Marktgliederung

Die geschilderte Systematisierung des Arzneimittelmarktes führt zu einer vertikalen (hierarchischen) Differenzierung und auf jeder (Hierarchie-)Stufe wiederum zu einer horizontalen Aufgliederung. Diese Schnittlinien durch den Markt erlauben nun die oben bereits angesprochene weitere Differenzierung der Strukturkomponente in interessante Teilkomponenten. Für diese statistische Komponentenzerlegung ist lediglich erforderlich, auf jeder einzelnen Hierarchiestufe die Strukturkomponente gesondert zu berechnen, und zwar mit Hilfe einer gedanklichen Fiktion.

Zweckmäßigerweise beginnt man auf der höchsten Hierarchiestufe, in dem vorliegenden Fall bei den Indikationsgruppen. Geht man davon aus, daß die einzelnen Elemente der betrachteten Hierarchiestufe, hier: die Indikationsgruppen, selbst einzelne Produkte seien, so ließe sich eine "Strukturkomponente der Indikationsgruppen" (I_{SI}) berechnen:

$$I_{SI} = \frac{\sum_{i=1}^{ind} (v_i^1 \cdot \tilde{p}_i^1) \cdot \sum_{i=1}^{ind} v_i^0}{\sum_{i=1}^{ind} (v_i^0 \cdot \tilde{p}_i^1) \cdot \sum_{i=1}^{ind} v_i^1}$$

wobei aber zu beachten ist, daß die $\tilde{p}_i^1$ nunmehr als *mengengewichtete Durchschnittspreise* der einzelnen Indikationsgruppen in die Gleichung eingehen müssen, also:

- ind = Zahl der Indikationsgruppen,
- v_i^0, v_i^1 = Zahl der verordneten Arzneimittelpackungen in der Indikationsgruppe i , (Basisperiode, Berichtsperiode),
- $\tilde{p}_i^1$ = "Preis der Indikationsgruppe" i , berechnet als mengengewichteter Durchschnittspreis der Indikationsgruppe (Berichtsperiode):

$$\tilde{p}_i^1 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (v_j^1 \cdot p_j^1)}{\sum_{j=1}^{n_i} v_j^1}, \text{ wobei wiederum:}$$

- n_i = Zahl der pharmazeutischen Artikel in der Indikationsgruppe i ,
 p_j^1 = Preis des pharmazeutischen Artikels j in der Indikationsgruppe i (Berichtsperiode),
 v_j^1 = Verordnungszahl des pharmazeutischen Artikels j in der Indikationsgruppe i (Berichtsperiode).

Mit der Berechnung von I_{SI} ist es bereits gelungen, eine wichtige Teilkomponente zu isolieren, denn I_{SI} quantifiziert genau jene Ausgabenveränderung, die durch eine Verschiebung der Marktanteile zwischen den einzelnen Indikationsgruppen zustande kommt. Steigt der Marktanteil überdurchschnittlich "teurer" Indikationsgruppen an, so erhöhen sich die Ausgaben, steigt der Marktanteil unterdurchschnittlich "teurer" Gruppen, so sinken die Ausgaben. Derartige Marktanteilsverschiebungen können z.B. durch Veränderungen in der Morbiditätsstruktur entstehen, sie können - wie bereits gezeigt - durch gesetzliche Maßnahmen induziert sein, sie können aber auch durch die Änderung therapeutischer Lehrmeinungen bedingt sein, wie etwa die zunehmende Ersetzung von Herzglykosiden durch Diuretika, die eine Annäherung an international seit langem gepflegte Therapiegewohnheiten bedeutet.¹⁷

Da die Komponente I_{SI} also ganz offenbar diejenigen Verschiebungen in der Verordnungsstruktur berührt, die sich zwischen den Indikationsgruppen vollziehen, wird sie nunmehr mit *Inter-Indikationsgruppen-Komponente* bezeichnet.

Dort, wo es eine *Inter-Indikationsgruppen-Komponente* gibt, erwartet man auch die Existenz eines entsprechenden Intra-Pendants. In der Tat läßt sich aus der Isolierung von I_{SI} ableiten, daß - da I_{SI} ja ein Teil der gesamten Strukturkomponente ist - der "Rest" der Strukturkomponente die Ausgabenwirkung mißt, die von Marktanteilsverschiebungen *innerhalb* der einzelnen Indikationsgruppen ausgeht.

Analytisch ist die Bestimmung dieser komplementären Intra-Komponente sehr einfach. Da ja die gesamte Strukturkomponente I_S bekannt ist, ergibt sie sich einfach als Quotient

$$\frac{I_S}{I_{SI}}$$

Auf diese Weise läßt sich nunmehr auf jeder der geschilderten Hierarchiestufen verfahren. Stets läßt sich mit Hilfe der gedanklichen Fiktion, es handele sich um einzelne homogene Produkte, die einen einheitlichen Preis,

¹⁷vgl. H. Scholz: Kardiaka. In: U. Schwabe, D. Paffrath (Hrsg.): Arzneiverordnungs-Report '86. Stuttgart 1986, S. 191.

nämlich den jeweiligen mengengewichteten Durchschnittspreis (der Gruppe, des Standardaggregates, des Subaggregates) hätten, eine Inter- und eine Intra-Komponente statistisch isolieren. Die Intra-Komponente ergibt sich dabei stets analytisch als multiplikatives Komplement der Inter-Komponente zur gesamten Strukturkomponente I_S .

Die Intra-Komponenten lassen sich allerdings nicht nur als analytische Komplemente zu den Inter-Komponenten auffassen, sondern sind auch für sich einer sinnvollen inhaltlichen Interpretation zugänglich. Sie stellen nämlich zugleich die gewichteten Mittelwerte der internen Struktureffekte aller Elemente der jeweiligen Hierarchiestufe dar. Für die Ebene der Indikationsgruppen soll dies beispielhaft gezeigt werden:

$$\frac{I_S}{I_{SI}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^1)}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n v_i^0}{\sum_{i=1}^n v_i^1}}{\frac{\sum_{j=1}^{ind} (v_j^1 \cdot \frac{\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^1 \cdot p_{j,k}^1)}{n_j})}{\sum_{j=1}^{ind} (v_j^0 \cdot \frac{\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1)}{n_j})} \cdot \frac{\sum_{j=1}^{ind} v_j^0}{\sum_{j=1}^{ind} v_j^1}}$$

$$\frac{I_S}{I_{SI}} = \frac{\sum_{j=1}^{ind} (v_j^0 \cdot \frac{\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^1 \cdot p_{j,k}^1)}{n_j})}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)}$$

$$\frac{I_S}{I_{SI}} = \frac{\sum_{j=1}^{ind} (\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) \cdot (\frac{\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^1 \cdot p_{j,k}^1)}{n_j} \cdot \frac{\sum_{k=1}^{n_j} v_{j,k}^0}{\sum_{k=1}^{n_j} v_{j,k}^1}))}{\sum_{j=1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1)}$$

$$\frac{I_S}{I_{SI}} = \frac{\sum_{j=1}^{ind} (\sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) \cdot I_{S_j})}{\sum_{j=1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1)}$$

- ind = Zahl der Indikationsgruppen,
 n = Zahl aller pharmazeutischen Artikel,
 n_j = Zahl der pharmazeutischen Artikel in der Indikationsgruppe j ,
 v_i^0, v_i^1 = Verordnungszahl des pharmazeutischen Artikels i (Basisperiode, Berichtsperiode),
 v_j^0, v_j^1 = Verordnungszahl der Indikationsgruppe j (Basisperiode, Berichtsperiode),
 p_i^1 = Preis des pharmazeutischen Artikels i (Berichtsperiode),
 $v_{j,k}^0, v_{j,k}^1$ = Verordnungszahl des pharmazeutischen Artikels k in der Indikationsgruppe j (Basisperiode, Berichtsperiode),
 $p_{j,k}^1$ = Preis des pharmazeutischen Artikels k in der Indikationsgruppe j (Berichtsperiode),
 I_{S_j} = Strukturkomponente der Indikationsgruppe j .

Im folgenden wird allerdings auf diese inhaltliche Interpretationsmöglichkeit für die Intra-Komponenten verzichtet, um die Komplexität der formalen Darstellung zu reduzieren.¹⁸

Auf der Ebene der Standardaggregate läßt sich analog zur Ebene der Indikationsgruppen eine "Inter-Standardaggregate-Komponente" ableiten, die aber im Rahmen des GKV-Arzneimittelindex traditionell mit "Intermedikamenteneffekt" bezeichnet wird.

Der Intermedikamenteneffekt (I_{SM}) wäre also:

$$I_{SM} = \frac{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^1 \cdot \tilde{p}_a^1) \cdot \sum_{a=1}^{agg} v_a^0}{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^0 \cdot \tilde{p}_a^1) \cdot \sum_{a=1}^{agg} v_a^1}$$

wobei nunmehr gelten soll:

¹⁸Eine weitere, anders ausgerichtete inhaltliche Interpretationsmöglichkeit für die Intra-Komponenten wird in anderem Zusammenhang geboten (vgl. Kapitel 7).

- agg = Zahl aller Standardaggregate des Marktes,
 v_a^0, v_a^1 = Zahl der verordneten Arzneimittelpackungen des Standardaggregates a (Basisperiode, Berichtsperiode),
 $\tilde{p}_a^1$ = "Preis des Standardaggregates a "; berechnet als mengen-
 gewichteter Durchschnittspreis des Standardaggregates (Berichts-
 periode):

$$\tilde{p}_a^1 = \frac{\sum_{k=1}^{m_a} (p_k^1 \cdot v_k^1)}{\sum_{k=1}^{m_a} v_k^1}, \text{ wobei}$$

- m_a = Zahl der pharmazeutischen Artikel des Standardaggregates a ,
 p_k^1 = Preis des pharmazeutischen Artikels k des Standardaggregates a (Berichtsperiode),
 v_k^1 = Verordnungszahl des pharmazeutischen Artikels k des Standardaggregates a (Berichtsperiode).

4.6 Das Inter-/Intra-Schema

Aus der Abfolge von Inter- und Intra-Komponenten lässt sich zunächst das folgende Schema ableiten:

Hierarchiestufe	Inter-Komponente	Intra-Komponente
Indikationsgruppen	A I_{SI} (Inter-Indikations- gruppen-Komponente)	B
Standardaggregate	C I_{SM} (Intermedikamenten- effekt)	D
Darreichungsformen-/ Stärken-Aggregate (Subaggregate)	E	F
Einzelne pharmazeutische Artikel	G I_S (Gesamt-Struktur- komponente)	—

Auf der Ebene der einzelnen pharmazeutischen Artikel kann keine Intra-Komponente berechnet werden, da es sich um jeweils einzelne, in sich homogene Produkte handelt. Zu beachten ist aber auch, daß die Inter-Komponente auf dieser Ebene gleichbedeutend ist mit der Gesamt-Strukturkomponente I_S . Denn I_S beschreibt ja gerade die Ausgabenwirkung aller Umschichtungen im Verordnungsspektrum und damit eben die Umschichtungen zwischen allen einzelnen pharmazeutischen Artikeln des Marktes - unabhängig davon, welchen Standardaggregaten und Indikationsgruppen diese Artikel jeweils zugehören.

Die Berechnung von Inter- und Intra-Komponenten auf allen Ebenen der vertikalen Marktgliederung hat indessen lediglich heuristischen Wert. Es muß nunmehr inhaltlich entschieden werden, welche (aus den Größen A, B, C, D, E, F, G des Schemas abgeleiteten) Komponenten als wirklich aussagefähige Strukturkomponenten ausgewiesen werden sollen. Dabei sollte die multiplikative Verknüpfung der Teilkomponenten sich wiederum zur gesamten Strukturkomponente ergänzen.

Zunächst muß entschieden werden, welche Stufe der Gliederungshierarchie als "Zentrum" angesehen werden soll, von dem aus in beiden Richtungen (also nach "oben" und "unten") weiter ausdifferenziert wird. Es ist nämlich keineswegs zwingend, auf der höchsten Hierarchiestufe mit der Gliederung zu beginnen und lediglich nach "unten" weitere Untergliederungen der so gewonnenen Intra-Komponente durchzuführen. Die Frage des Startpunktes der weiteren Differenzierung sollte vielmehr *sachgerecht* entschieden werden.

Konkret für den hier gestellten Sachverhalt: Die Ebene der Indikationsgruppen bietet sich aus inhaltlichen Gründen nicht für den Startpunkt an. Es wurde bereits darauf hingewiesen, daß die Zugehörigkeit der einzelnen Produkte zu unterschiedlichen Indikationsgruppen nicht nur von im engeren Sinne sachlichen Kriterien abhängt, sondern auch von Marktstrategien der Hersteller beeinflußt wird. Außerdem wechselt die Zuordnung im Zeitablauf.

Im vorliegenden Fall wurde der Startpunkt auf die Ebene der Standardaggregate gelegt. Dann kann man unter Rekurs auf das zuvor dargestellte Schema unmittelbar die folgenden Differenzierungen ableiten:

$$C = I_{SM} \text{ (Intermedikamenteneffekt)}$$

Der Intermedikamenteneffekt gibt an, welche Ausgabenwirkung dadurch zustande kam, daß in der Berichtsperiode andere Arzneimittel (Standardaggregate) verordnet wurden als in der Basisperiode:

$$D = I_{INM} \text{ (Intramedikamenteneffekt)}$$

Der Intramedikamenteneffekt gibt an, welche Ausgabenwirkung dadurch zustande kam, daß von denselben Arzneimitteln andere Packungsformen (Wirkstärken, Darreichungsformen, Packungsgrößen) verordnet wurden. Analytisch läßt sich diese Komponente als

$$I_{INM} = \frac{I_S}{I_{SM}} \text{ ableiten.}$$

Der Intramedikamenteneffekt läßt sich seinerseits wiederum weiter untergliedern, nämlich in eine Komponente, die angibt, welche Ausgabenwirkung dadurch zustande kam, daß von denselben Arzneimitteln andere Wirkstärken oder Darreichungsformen verordnet wurden:

$$I_{DS} = \frac{E}{C} = \frac{\bar{E}}{I_{SM}}$$

und eine weitere Komponente, die angibt, welche Ausgabenwirkung dadurch zustande kam, daß *innerhalb* derselben Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate andere Packungsgrößen verordnet wurden:

$$F = I_{PAK} = \frac{G}{E} = \frac{I_S}{E}$$

Diese Differenzierungen kann man sich verdeutlichen, wenn man beachtet, daß die Größe E nach dem Inter-/Intra-Schema jene Ausgabenwirkung beschreibt, die auf Verschiebungen zwischen allen Darreichungsformen-/Stärken-Aggregaten zurückzuführen ist. Diese Umschichtungen vollziehen sich aber nicht nur innerhalb der Standardaggregate, sondern auch über die "Grenzen" der Standardaggregate hinweg.

Die Größe E zerfällt daher in zwei Komponenten, nämlich

- Verschiebungen zwischen Darreichungsformen-/Stärken-Aggregaten *innerhalb* der einzelnen Standardaggregate und
- Verschiebungen zwischen Darreichungsformen-/Stärken-Aggregaten *verschiedener* Standardaggregate.

Die letztgenannte Komponente, die sozusagen die "grenzüberschreitende" Umschichtung der Subaggregate messen würde, ist aber bereits mit dem Intramedikamenteneffekt I_{SM} exakt quantifiziert, so daß sich die auf der hier verhandelten Ebene einzig interessante Größe, nämlich bezogen auf die Umschichtungen innerhalb der Standardaggregate, analytisch als $I_{DS} = \frac{E}{I_{SM}}$ ergibt.

Abgeleitete Größen wie I_{DS} , die nicht als Komplement zur Gesamt-Strukturkomponente berechnet werden, sondern zu anderen Teilkomponenten (hier als Komplement von I_{SM} zu E), lassen sich übrigens dennoch vollkommen analog zur oben dargestellten Interpretation der Intra-Komponenten auch als gewichtete Mittelwerte interner Struktureffekte auffassen. Zur Verdeutlichung dieser Tatsache ist wiederum eine gedankliche Fiktion hilfreich. Wenn man sich vorstellt, daß es lediglich die im speziellen Fall betrachteten Hierarchiestufen der vertikalen Gliederung gäbe (im vorliegenden Fall also lediglich Standardaggregate und Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate, aber keine einzelnen pharmazeutischen Artikel), dann würden die Elemente der unteren Hierarchiestufe die Gesamt-Strukturkomponente dieses fiktiven Marktes bilden. Dementsprechend ließe sich dann diese fiktive Gesamt-Strukturkomponente in eine Inter- und Intra-Komponente differenzieren.

Konkret für die Größe I_{DS} bedeutet dies beispielsweise folgendes: Unter der Annahme, die Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate seien einzelne, nicht weiter untergliederte Produkte, wäre E die Gesamt-Strukturkomponente dieses (fiktiven) Marktes. Dementsprechend wäre die Größe D' , die an die Stelle von D träte, nunmehr ein (fiktiver) Intramedikamenteneffekt, der als gewichtetes Mittel aller internen Struktureffekte der Standardaggregate zu verstehen ist. Dabei müssen diese internen Struktureffekte freilich so berechnet sein, als seien die Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate die nicht mehr unterteilbaren einzelnen Produkte.

Unter diesen Bedingungen gilt aber $D' = \frac{E}{C} = \frac{E}{I_{SM}} = I_{DS}$.

Diese Zusammenhänge mögen etwas verwirrend erscheinen. Letztlich geht es lediglich darum, sich jeweils Märkte vorzustellen, in denen das Inter-/Intra-Schema auf zwei Ebenen der vertikalen Gliederung reduziert ist. Aus der Fiktion solcher Märkte heraus lassen sich alle komplementär abgeleiteten Größen einer plausiblen inhaltlichen Interpretation zuführen.

Analoge Überlegungen wie für I_{DS} gelten für den Packungsgrößeneffekt I_{PAK} . Die Größe G (bzw. die Gesamt-Strukturkomponente I_S) mißt die Ausgabenwirkung der Umschichtungen zwischen *allen* pharmazeutischen Artikeln. Der Packungsgrößeneffekt soll aber lediglich angeben, welche Ausgabenwirkung von den Umschichtungen zwischen den pharmazeutischen Artikeln *innerhalb* der einzelnen Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate ausgegangen ist. Daher ergibt sich I_{PAK} als jener Teil der Gesamt-Strukturkomponente, der von den Umschichtungen über die "Grenzen" der Darreichungsformen-/Stärken-Aggregate hinweg befreit ist. Die Ausgabenwirkung dieser "grenzüberschrei-

tenden" Umschichtungen wird aber gerade mit der Größe E quantifiziert, so daß I_{PAK} als $\frac{I_S}{E}$ beschrieben werden kann.

Ausgehend von dem vorgestellten Inter-/Intra-Schema läßt sich die Einstiegs-ebene C/D auch nach "oben" hin ausdifferenzieren. Der gesamte Intermedikamenteneffekt I_{SM} läßt sich nämlich ebenfalls in zwei Komponenten gliedern:

- eine Komponente, die angibt, welcher Anteil des Intermedikamenteneffektes auf Verschiebungen *innerhalb* der Indikationsgruppen zurückgeht, und
- eine Komponente, die die Ausgabenwirkung jener Verschiebungen mißt, die über die "Grenzen" der Indikationsgebiete hinweg verlaufen.

Letztere Komponente ist nun aber gerade die Inter-Indikationsgruppen-Komponente (I_{SI}), deren Berechnungsformel bereits oben dargestellt wurde. Die andere Komponente, die Intra-Indikationsgruppen-Komponente I_{ING} , ergibt sich demnach wiederum analytisch als

$$I_{ING} = \frac{I_{SM}}{I_{SI}}$$

4.7 Zusammenfassende Darstellung der einzelnen Strukturkomponenten

Zusammenfassend ergibt sich also aus dem Inter-/Intra-Schema das in Abbildung 2 dargestellte differenzierte Bild der Strukturkomponentenzerlegung.

Neben der vertikalen Marktgliederung läßt sich auch die horizontale Gliederung - die ja ohnehin erst die Berechnung von Strukturkomponenten ermöglicht - für weitere Differenzierungen nutzen. Dies geschieht durch eine Partikularisierung der Analyse. So läßt sich beispielsweise jede Indikationsgruppe als eigenständiger Teilmarkt betrachten, für den eigene Preis- und Mengenkomponenten, aber auch alle relevanten Strukturkomponenten berechnet werden können - natürlich mit Ausnahme solcher Komponenten, die ein höheres Aggregationsniveau voraussetzen, also hier: mit Ausnahme der Inter- und Intra-Indikationsgruppen-Komponente.

Analoges gilt für jedes Standardaggregat, das sich ebenfalls als eigenständiger Teilmarkt mit eigenständigen Preis-, Mengen- und Strukturkomponenten betrachten läßt. Auf diese Weise läßt sich neben der differenzierten Gesamt-

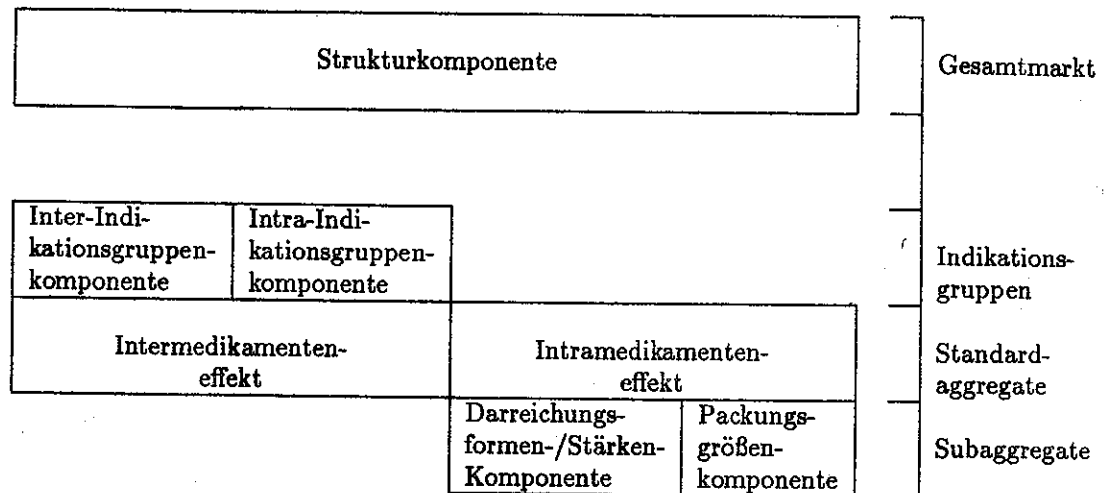


Abbildung 2: Differenzierte Strukturkomponentenzerlegung

markt-Analyse zusätzlich eine sehr feingliedrige Marktstrukturanalyse vorbereiten, die die Abschätzung wichtiger Einzelentwicklungen in Teilmärkten ermöglicht.

5 Warenkorbveränderungen - ein Dilemma der Indextheorie

Ein erhebliches Problem der Indextheorie besteht in der Behandlung der Marktdynamik.¹⁹ Wie lassen sich Veränderungen des Warenkorbes in das Konzept der Komponentenzzerlegung integrieren? Mit der Einführung der Strukturkomponenten ist bereits viel gewonnen. Indessen wird ein - sowohl unter theoretischen wie auch praktischen Gesichtspunkten - interessanter Extremfall damit noch nicht erfaßt: Wie soll man verfahren, wenn ein Produkt nur in einer der beiden betrachteten Perioden vorhanden ist? Dieses Problem ist in der Praxis natürlich um so gravierender, je stärker die Dynamik des betrachteten Marktes ausgeprägt ist. Der Arzneimittelmarkt zeichnet sich bekanntlich durch ein hohes Maß an Dynamik aus. Von Seiten der Hersteller wird nicht selten gerade das beständige Streben nach Produktinnovation als Ursache der Ausgabenexpansion angegeben.

5.1 Die Behandlung "nicht vorhandener Produkte"

Worin besteht nun das Problem? Grundsätzlich würden bei einer Ignorierung der Marktdynamik unterschiedliche Gesamtheiten in die Indexberechnung eingehen - mit der Folge, daß die einzelnen Indices u. U. von der Marktdynamik erheblich verfälscht würden. Ein einfaches (fiktives) Beispiel mag dies verdeutlichen.

Gegeben seien drei Produkte A, B und C. Während A nur in der Basisperiode vorhanden ist und C lediglich in der Berichtsperiode, steht Produkt B in beiden Perioden zur Verfügung:

	Periode 0		Periode 1	
	Preis	abgesetzte Menge	Preis	abgesetzte Menge
A (1)	10,- DM	5 Stück	—	—
B (2)	5,- DM	20 Stück	5,20 DM	20 Stück
C (3)	—	—	10,- DM	5 Stück

¹⁹vgl. J. Pfanzagl: Allgemeine Methodenlehre der Statistik. Bd. I. Berlin 1967, S.75 ff.

Würde man numehr versuchen, einen Laspeyres-Preisindex als

$$\frac{\sum_{i=2}^3 (p_i^1 \cdot q_i^0)}{\sum_{i=1}^2 (p_i^0 \cdot q_i^0)}$$

zu berechnen, so würde sich rechnerisch eine Preissenkung um rd. 30,7 % ergeben:

$$\frac{5,20 \cdot 20 + 10 \cdot 0}{5 \cdot 20 + 10 \cdot 5} = \frac{104}{150}$$

Die Absatzzahlen legen jedoch die Vermutung nahe, daß Produkt A durch das Produkt C mit dem gleichen Preis ersetzt wurde. Aber auch dies kann nur eine Vermutung sein, denn über die qualitativen Unterschiede von A und C kann lediglich spekuliert werden. Selbst wenn die Produkte A und C genauer bekannt wären und C tatsächlich als "Nachfolgeprodukt" für A gewertet werden könnte, bliebe die Beurteilung einer qualitativen Veränderung doch in den meisten Fällen subjektiv und damit strittig.

Der Preisindex läßt sich in dem vorliegenden Fall offensichtlich nur für das Produkt B bestimmen, das in beiden Perioden am Markt vorhanden war. Demnach beträgt der Preisindex im vorliegenden Fall $\frac{20 \cdot 5,20}{20 \cdot 5,00} = 1,04$. Das entspricht einer Preissteigerungsrate von 4 %. Die Konvention, den Preisindex nur über solche Produkte zu berechnen, die in beiden verglichenen Perioden verfügbar waren, schafft allerdings ein neues Dilemma. Zwar kann man die übrigen Produkte bei der Preisindex-Berechnung ignorieren, nicht aber bei der Berechnung von Mengen- und Strukturkomponenten. Sonst ergäbe sich nämlich der paradoxe Fall, daß eine Mengenausweitung eventuell nur deshalb nicht ausgewiesen werden könnte, weil sie durch neu eingeführte Produkte getragen wird. Auch hier mag ein fiktives Beispiel das Problem verdeutlichen. Der A, B, C-Fall braucht zu diesem Zweck nur geringfügig verändert zu werden:

	Periode 0		Periode 1	
	Preis	abgesetzte Menge	Preis	abgesetzte Menge
A (1)	10,- DM	5 Stück	—	—
B (2)	5,- DM	20 Stück	5,20 DM	20 Stück
C (3)	—	—	10,- DM	100 Stück

Obgleich von dem neu eingeführten Produkt C in der Berichtsperiode mit 100 Stück 20mal so viel abgesetzt wurde wie von Produkt A in der Basisperiode, würde bei einer Beschränkung der Berechnung auf diejenigen Produkte, die in beiden Perioden vorhanden waren, keinerlei Mengenausweitung angezeigt, denn das Produkt B, das dann allein in die Berechnung einging, hat eine konstante Absatzmenge von 20 Stück zu verzeichnen.

Offenbar müssen die Daten für beide Perioden komplettiert werden, wenn eine sinnvolle Indexberechnung möglich sein soll. Wie aber verfährt man mit den Preisen und Mengen "nicht vorhandener Produkte"? Die Mengen dieser "nicht vorhandenen Produkte" stellen dabei das geringere Problem dar, denn eine Zuweisung von $q_i = 0$ bzw. $v_i = 0$ für diejenige Periode, in der das Produkt nicht im Markt war, berührt die Indexberechnung nicht. Problematischer ist die Behandlung der "Preisprobleme". In der indextheoretischen Diskussion werden diverse Modelle angeboten, die von der Einsetzung fiktiver Preise analog zur Gesamtpreisentwicklung bis hin zu Versuchen reichen, Qualitätsänderungen in Preismesszahlen zu überführen.²⁰

Hier soll ein Kompromiß zwischen den (zumeist vergeblichen) Perfektionismusbemühungen der Qualitätsmessung und der pauschalen Angleichung an die Gesamtmarktentwicklung eingeschlagen werden. Die "fehlenden Preise" werden als fiktive Preise berechnet. Zu diesem Zweck wird angenommen, daß sich die Preise der betroffenen Produkte genau so entwickelt hätten wie der Durchschnitt eines Warenkorbes möglichst ähnlicher Produkte. Um es wieder konkret auf den Arzneimittelmarkt zu beziehen: Die fiktiven Preise werden so festgelegt, wie es sich aus der Preisentwicklung des jeweiligen Standardaggregates ergibt, dem der betroffene pharmazeutische Artikel angehört. Für Neueinführungen ergibt sich dementsprechend:

$$p_i^0 = \frac{p_i^1}{I_{P(AGG)}}$$

p_i^0 = fiktiver Preis des pharmazeutischen Artikels i in der Basisperiode,

p_i^1 = tatsächlicher Preis des pharmazeutischen Artikels i in der Berichtsperiode,

$I_{P(AGG)}$ = Preisindex des Standardaggregates, dem der Artikel i angehört.

²⁰vgl. ebenda, S. 78 ff.

Für Marktabgänge gilt dann analog:

$$p_i^1 = p_i^0 \cdot I_{P(AGG)}$$

wobei nunmehr p_i^1 der fiktive Preis und p_i^0 der tatsächliche Preis ist.

Tritt der Fall ein, daß im Periodenvergleich ein gesamtes Standardaggregat in einer Periode fehlt, so wird an Stelle von $I_{P(AGG)}$ der Preisindex $I_{P(IND)}$ der Indikationsgruppe verwendet, dem der pharmazeutische Artikel angehört.

5.2 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als Residualgrößen

Theoretisch gäbe es für das aufgeworfene "Preisproblem" auch eine alternative Lösung. Man könnte nämlich den durch die neu eingeführten Produkte erzielten Umsatz als eigenständige "Neueinführungs"- oder "Marktzugangs"-Komponente in das Modell einführen und analog dazu die Umsatzminderung durch die vom Markt zurückgezogenen Produkte als "Marktabgangs"-Komponente. Insbesondere deshalb, weil für den Arzneimittelmarkt immer wieder die Rolle der Neuentwicklungen für die Ausgabenentwicklung thematisiert wird, erscheint eine derartige Lösung auf den ersten Blick durchaus plausibel.

Alle bislang ausgewiesenen Komponenten der Ausgabenentwicklung wären dann allerdings auf den Marktanteil derjenigen Produkte beschränkt, die in beiden verglichenen Perioden verfügbar waren. Dieser Teil des Marktes wird im folgenden mit dem Begriff "kontinuierlicher Markt" bzw. "kontinuierlicher Marktanteil" bezeichnet. Die Indexgleichung $I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$ müßte demnach in einer modifizierten Form dargestellt werden als

$$I_{U(k)} = I_{P(k)} \cdot I_{V(k)} \cdot I_{S(k)}$$

und müßte nunmehr um eine Marktzugangskomponente I_{MZU} und eine Marktabgangskomponente I_{MAB} ergänzt werden:

$$I_U = I_{P(k)} \cdot I_{V(k)} \cdot I_{S(k)} \cdot I_{MZU} \cdot I_{MAB}$$

In dieser multiplikativen Verknüpfung sollen I_{MZU} und I_{MAB} den Umsatzzuwachs durch die Neueinführungen bzw. die Umsatzminderungen durch die vom Markt ausgeschiedenen Produkte quantifizieren. Dies läßt sich bewerkstelligen, indem man mit I_{MZU} den Umsatz des kontinuierlichen Marktanteils

plus der Neueinführungen in Beziehung setzt zum Umsatz des kontinuierlichen Marktes:

$$I_{MZU} = \frac{u^1(k+n)}{u^1(k)} = \frac{u^1}{u^1(k)}$$

Die Marktabgangskomponente wird entsprechend durch den Quotienten der Umsätze des kontinuierlichen Marktanteils einerseits und des kontinuierlichen Marktanteils *plus* der Marktabgänge andererseits quantifiziert:

$$I_{MAB} = \frac{u^0(k)}{u^0(k+a)} = \frac{u^0(k)}{u^0}$$

$u^0(k), u^1(k)$ = Umsatz des kontinuierlichen Marktanteils (Basisperiode, Berichtsperiode),

$u^1(k+n)$ = Umsatz des kontinuierlichen Marktanteils plus der Neueinführungen (Berichtsperiode),

$u^0(k+a)$ = Umsatz des kontinuierlichen Marktanteils plus der Marktabgänge (Basisperiode),

u^0, u^1 = Gesamtumsatz (Basisperiode, Berichtsperiode).

Die Gesamtmarkt-Gleichung bliebe durch diese Modellkonstruktion im Gleichgewicht, denn es gilt:

$$\begin{aligned} I_U &= I_{P(k)} \cdot I_{V(k)} \cdot I_{S(k)} \cdot I_{MZU} \cdot I_{MAB} \\ &= I_{U(k)} \cdot I_{MZU} \cdot I_{MAB} \\ &= \frac{u^1(k)}{u^0(k)} \cdot \frac{u^1}{u^1(k)} \cdot \frac{u^0(k)}{u^0} = \frac{u^1}{u^0} \end{aligned}$$

Leider könnte eine derartige Integration von Marktabgangs- und Marktzugangskomponenten in das Modell dem Problem nicht gerecht werden. Dies mag wiederum durch ein (fiktives) Beispiel erläutert werden.

Gegeben sei ein Markt mit zwei Indikationsgruppen, die je drei Standardaggregate enthalten. Eines dieser insgesamt sechs Standardaggregate ist allerdings erst in der Berichtsperiode auf den Markt gebracht worden, demnach eine Neueinführung. Insgesamt sollen folgende Verordnungsdaten gelten:

	Indikationsgruppe 1						Indikationsgruppe 2					
	Periode 0			Periode 1			Periode 0			Periode 1		
	u	p	v	u	p	v	u	p	v	u	p	v
Agg. 1	—	—	—	60	10	6	200	20	10	200	20	10
Agg. 2	130	10	13	100	10	10	300	30	10	300	30	10
Agg. 3	130	10	13	100	10	10	400	40	10	400	40	10
Σ	260		26	260		26	900		30	900		30

Aufgrund dieser Daten muß also von folgendem Sachverhalt ausgegangen werden: Zwischen den beiden Indikationsgruppen hat es insgesamt keinerlei Verschiebungen in der Verordnungsstruktur gegeben. Die Verordnungshäufigkeit ist insgesamt und auch in beiden Gruppen konstant geblieben. Der durchschnittliche Verordnungswert blieb ebenfalls in beiden Gruppen unverändert.

Die Analyse des kontinuierlichen Marktes zeichnet jedoch ein gänzlich anderes Bild: Danach hätte die Zahl der Verordnungen von 56 auf 50 abgenommen. $I_{V(k)}$ wäre also: $\frac{50}{56} = 0,893$. Das entspricht einem Rückgang um 10,7%. In der Indikationsgruppe 1 wäre der Rückgang sogar -23,1%. Da Indikationsgruppe 2 vollkommen konstant blieb, würde somit zwangsläufig auch eine deutliche Inter-Indikationsgruppen-Komponente ausgewiesen, nämlich: $\frac{(900+200) \cdot 56}{(900+260) \cdot 50} = 1,062$ bzw. +6,2%.

Diese statistischen Effekte würden zwar ausgeglichen durch die Marktzugangskomponente I_{MZU} , die sich als $\frac{1160}{1100} = 1,055$ (bzw. +5,5%) ergäbe. Insgesamt würde jedoch die Aussagekraft der einzelnen statistischen Komponenten erheblich geschwächt, wenn die Komponenten des kontinuierlichen Marktanteils vollkommen losgelöst von derartigen Warenkorbveränderungen betrachtet werden. Das fiktive Beispiel kann insofern sehr deutlich machen, daß sich derartige Warenkorbveränderungen und Strukturkomponenten nicht sinnvoll voneinander trennen lassen.

Die Einführung von I_{MAB} und I_{MZU} als residuale Marktabgangs- und -zugangskomponenten stellt - wie gezeigt - keine befriedigende Lösung des "Dynamik-Problems" dar. Die Verwendung fiktiver Preise zur Ergänzung der Marktdaten für die Marktabgänge und Neueinführungen - so wie oben dargestellt - läßt sich offenbar ohne Verlust der konzeptionellen Geschlossenheit nicht umgehen.

5.3 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als selbständige Struktureffekte

Dennoch muß auf eine Isolierung der Umsatzwirkung durch die beschriebene Marktdynamik nicht verzichtet werden. Marktzugangs- und -abgangskomponenten können vielmehr als multiplikative Bestandteile der Strukturkomponenten abgebildet werden. Zur Vereinfachung der Terminologie soll für die folgenden Ausführungen das Symbol ST für jedwede (beliebige) Strukturkomponente stehen. Die folgenden Überlegungen gelten also für alle bisher abgeleiteten Teilkomponenten der Strukturkomponente (z. B. Intermedikamenteneffekt, Intramedikamenteneffekt, Packungsgrößenkomponente usw.) gleichermaßen.

Die Vorgehensweise für die alternative Isolierung der Zugangskomponenten (ZUG) und Marktabgangskomponenten (ABG) setzt eine Differenzierung des jeweils betrachteten (Teil-)Marktes in vier Produktmengen voraus:

- g = Menge aller Produkte des Marktes,
- k = Menge der Produkte des kontinuierlichen Marktanteils,
- n = Menge der neu eingeführten Produkte,
- a = Menge der aus dem Markt ausgeschiedenen Produkte.

Die Marktzugangskomponente soll nun angeben, welcher Anteil der Strukturkomponente(n) auf die Entwicklung der neu eingeführten Produkte zurückzuführen ist. Eine Isolierung dieser Zugangskomponente gelingt, wenn die jeweilige Strukturkomponente ST für die Menge $(k + n)$ in Beziehung gesetzt wird zur Strukturkomponente, die sich für die Menge (k) ergibt. Wird ST nunmehr als Funktion der (Teil-)Menge verstanden, über die die jeweilige Strukturkomponente berechnet wird, so ergibt sich aus diesen Überlegungen

$$ZUG = \frac{ST(k+n)}{ST(k)}$$

oder analog dazu

$$ABG = \frac{ST(k+a)}{ST(k)}$$

Diese Formulierung führt jedoch nicht unmittelbar zu einer stimmigen Differenzierung der Strukturkomponenten, da

$$ST(g) \neq ST(k) \cdot \frac{ST(k+n)}{ST(k)} \cdot \frac{ST(k+a)}{ST(k)}$$

Das Problem läßt sich lösen, indem *ZUG* und *ABG* jeweils asymmetrisch zueinander formuliert werden, also entweder

$$ZUG = \frac{ST(k+n)}{ST(k)} \quad \text{und} \quad ABG = \frac{ST(g)}{ST(g-a)}$$

oder

$$ZUG = \frac{ST(g)}{ST(g-n)} \quad \text{und} \quad ABG = \frac{ST(k+a)}{ST(k)}$$

Dann ergäben sich nämlich die beiden (alternativen) Gleichungen

$$ST(g) = ST(k) \cdot \frac{ST(k+n)}{ST(k)} \cdot \frac{ST(g)}{ST(g-a)}$$

bzw.

$$ST(g) = ST(k) \cdot \frac{ST(g)}{ST(g-n)} \cdot \frac{ST(k+a)}{ST(k)}$$

Da $(k + a + n) = (g)$ ist, gilt entsprechend $(g - n) = (k + a)$ bzw. $(g - a) = (k + n)$. Daher wären die beiden (alternativen) Gleichungen nunmehr stimmig.

Mit dieser Differenzierung der Strukturkomponente(n) in $ST(k)$, *ZUG* und *ABG* lassen sich recht aussagefähige Resultate erzielen. Je nachdem, ob die neu eingeführten Produkte überdurchschnittlich teuer sind oder unterdurchschnittliche Preise aufweisen, wird *ZUG* nämlich größer als 1 (umsatzsteigernder Effekt) oder kleiner als 1 (umsatzmindernder Effekt). Analoges gilt für *ABG*. Die Marktabgangskomponente wird dann größer als 1, wenn die aus dem Markt ausgeschiedenen Produkte relativ preisgünstig waren und nunmehr im Verordnungsspektrum durch teurere Produkte ersetzt werden. *ABG* wird dagegen umsatzmindernd ausgewiesen, wenn relativ teure Produkte aus dem Markt ausscheiden und dafür vergleichsweise preisgünstige Produkte verordnet werden.

Das Ausscheiden oder die Neueinführung von Produkten mit einem exakt durchschnittlichen Preis hat auf *ZUG* und *ABG* keinerlei Wirkung, da die Berechnung von $ST(k)$, $ST(k+n)$ und $ST(g-n)$ unter derartigen Bedingungen zu identischen Resultaten führt und somit die Quotienten *ZUG* und *ABG* einen Zahlenwert von 1 (Umsatzneutralität) aufweisen.

Da die Differenzierung von *ST* in $ST(k)$, *ZUG* und *ABG* für alle einzelnen Strukturkomponenten möglich ist, ließe sich mit diesem Modell bereits eine sehr feingliedrige Analyse der Marktdynamik durchführen. Dennoch soll ein alternatives Konzept zur Isolierung von Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten vorgestellt werden, das die Aussagekraft dieser Komponenten noch erheblich stärken kann.

Das Konzept zur Berechnung von *ZUG* und *ABG* als multiplikative Bestandteile der Strukturkomponente(n) *ST* weist nämlich noch immer eine Schwäche auf. Es ist nicht flexibel genug. Die Berechnung von *ZUG* und *ABG* nach dem skizzierten Verfahren führt nämlich nur dann zu durchweg konsistenten Ergebnissen, wenn die "Neueinführungen" tatsächlich erst in der Berichtsperiode auf den Markt gebracht werden und entsprechend die "Marktabgänge" tatsächlich zu Beginn der Berichtsperiode vollkommen aus dem Markt ausgeschieden sind. Dieser Sachverhalt wird unmittelbar einsichtig, wenn man sich vergegenwärtigt, daß eine Produktmenge, die in beiden Perioden am Markt verfügbar ist, in aller Regel neben den Struktureffekten durch Marktanteilsänderung der gesamten Gruppe zusätzlich auch interne Struktureffekte aufweist. Sind die "Neueinführungen" beispielsweise (wenigstens zum Teil) auch in der Basisperiode verfügbar, so ist zu berücksichtigen, daß es auch *innerhalb* dieses Teilmarktes Umschichtungen in der Verordnungsstruktur geben kann.

Die Bedeutung dieses Sachverhaltes kann man sich wiederum durch einen konstruierten "Extremfall" verdeutlichen. Gegeben sei eine Gesamt-Strukturkomponente *ST* von 1,05. Marktabgänge sind nicht zu verzeichnen, sondern lediglich eine gewisse Zahl von neu eingeführten Produkten. Die Strukturkomponente des kontinuierlichen Marktes *ST(k)* soll nun ebenfalls exakt 1,05 betragen. Demnach wird *ZUG* zwangsläufig mit 1 ausgewiesen. Daraus ergibt sich aber im Rückschluß, daß auch $ST(k+n) = 1,05$ sein muß. Sofern von der Produktmenge (*n*) Verordnungen lediglich für die Berichtsperiode vorliegen, ist dies genau dann der Fall, wenn der Durchschnittspreis der Neueinführungen mit dem Durchschnittspreis der Menge (*k*) identisch ist. Da es innerhalb der Neueinführungen logischerweise keine Verschiebungen gegeben haben kann - in der Basisperiode war die Verordnungsmenge der Neueinführungen Null - kommt damit richtig zum Ausdruck, daß die Entwicklung der Neueinführungen umsatzneutral war. Läßt man jedoch auch für die Neueinführungen zu, daß sie in der Basisperiode bereits verordnet wurden, so gibt es für den Beispielfall auch eine andere Lösung. Nimmt man nämlich an, daß der kontinuierliche Markt und die Neuzugänge zufällig vollkommen gleichartige Verordnungsmengen, Preise und Steigerungsraten aufweisen - mithin also auch vollkommen identische *interne* Strukturkomponenten - so ergibt sich paradoxerweise ebenfalls das Ergebnis $ST(k) = 1,05$ und *ZUG* = 1. Da aber nach der Konstruktion des Beispielfalles die internen Strukturkomponenten der Mengen (*k*) und (*n*) identisch sein sollen und damit austauschbar sind, wäre zu fordern, daß sie auch einen gleichartigen Niederschlag bei der Differenzierung der Strukturkomponenten finden.

Weil dies - zumindest in Extremfällen - aber keineswegs der Fall ist, sollte das bisher vorgestellte Konzept der Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten nur für solche Fälle Verwendung finden, in denen die Definition der Neueinführungen und der Marktabgänge strikt nach der Periodengrenzung der beiden verglichenen Perioden vorgenommen wird, so daß definitionsgemäß für Neueinführungen stets $v_i^0 = 0$ und für die Marktabgänge stets $v_i^1 = 0$ gilt.

Eine solche Einengung des Konzeptes von Zugangs- und Abgangskomponenten erscheint jedoch - zumindest für den Arzneimittelmarkt - als unbefriedigend, weil in aller Regel die Einführungsphase für ein Arzneimittel den Zeitraum eines Jahres übersteigt. Der Begriff der "Neueinführung" sollte deshalb weniger als statistischer "Lückenbüßer" in das Modell integriert werden, sondern eine stärker inhaltlich ausgerichtete Bedeutung erhalten. Für das statistische Modell kann dies nur bedeuten, daß für jede denkbare zeitliche Abgrenzung von Neueinführungen und Marktabgängen eine stimmige Konzeption entwickelt werden muß. Wie kann dies geschehen?

5.4 Marktzugangs- und Marktabgangskomponenten als integrative Bestandteile der Strukturkomponente

Zur Lösung des geschilderten Problems wird die oben eingeführte Marktgliederung in die Teilmengen (k, n, a) nochmals aufgegriffen, nunmehr aber in veränderter Weise für eine Differenzierung der Strukturkomponenten genutzt. Ausgangspunkt der Differenzierung ist die Fragestellung: Wie wäre die Strukturkomponente ausgefallen, wenn die Verordnungen in jeweils zwei der drei Teilmengen konstant geblieben wären, wenn aber die Verordnungen der Produkte aus der dritten Teilmenge die tatsächlich beobachteten Entwicklungen genommen hätten? Die (formale) Beantwortung dieser Frage ist identisch mit der Isolierung einer Komponente, die den "Beitrag" einer Teilmenge zum gesamten Struktureffekt zum Ausdruck bringt. Es soll dabei gelten:

$$I_S = I_{SKON} \cdot I_{SNEU} \cdot I_{SALT}$$

- I_S = Gesamt-Strukturkomponente,
- I_{SKON} = Strukturkomponenten-Beitrag des kontinuierlichen Marktes,
- I_{SNEU} = Strukturkomponenten-Beitrag der Neueinführungen,
- I_{SALT} = Strukturkomponenten-Beitrag der Marktabgänge.

Nach der ausformulierten Fragestellung läßt sich beispielsweise I_{SKON} dabei wie folgt isolieren:

$$I_{SKON} = \frac{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^0 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^0 + \sum_{j \in neu} v_j^0 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}{(\sum_{i \in kon} (v_i^0 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^0 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^0 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}$$

kon = Menge der pharmazeutischen Artikel des kontinuierlichen Marktes,

neu = Menge der neu eingeführten pharmazeutischen Artikel,

alt = Menge der "Marktabgangs-Artikel".

In dieser Formulierung wird allein die Umsatzwirkung der veränderten Verordnungsweise bei Produkten des kontinuierlichen Marktes gemessen. Da die Verordnungsstruktur des "Restmarktes" zugleich konstant gehalten wird, enthält I_{SKON} nicht nur die *interne* Strukturkomponente des kontinuierlichen Marktes, sondern *auch* die relative Gewichtsverschiebung in der Verordnungsstruktur zwischen (k) und dem "Restmarkt". Diese Gewichtsverschiebung zwischen (k) und "Restmarkt" ist allerdings nur in dem Maße enthalten, wie sie aus der Veränderung von (k) resultiert und nicht aus der Veränderung des "Restmarktes", denn letzterer wird ja bei der Isolierung von I_{SKON} fiktiv konstant gehalten.

Für die Isolierung von I_{SNEU} und I_{SALT} kann nun analog verfahren werden. Wegen der multiplikativen Verknüpfung

$$I_S = I_{SKON} \cdot I_{SNEU} \cdot I_{SALT}$$

sollte die fiktive Konstanthaltung des jeweiligen "Restmarktes" jedoch mit jeweils Basis-/Berichtsperioden-versetzten Verordnungsmengen vollzogen werden, also:

$$I_{SNEU} = \frac{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^1 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^0 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^0 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^1 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}$$

und

$$I_{SALT} = \frac{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^1 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^1 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^1 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^1 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^1 + \sum_{k \in alt} v_k^1)}$$

Auf diese Weise erhält man durch die multiplikative Verknüpfung von I_{SKON} , I_{SNEU} und I_{SALT} sowie nach Kürzung des entstehenden Ausdrucks:

$$\frac{(\sum_{i \in kon} (v_i^1 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^1 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^1 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^0 + \sum_{j \in neu} v_j^0 + \sum_{k \in alt} v_k^0)}{(\sum_{i \in kon} (v_i^0 \cdot p_i^1) + \sum_{j \in neu} (v_j^0 \cdot p_j^1) + \sum_{k \in alt} (v_k^0 \cdot p_k^1)) \cdot (\sum_{i \in kon} v_i^1 + \sum_{j \in neu} v_j^1 + \sum_{k \in alt} v_k^1)}$$

Dieser Ausdruck ist aber genau I_S , so daß die Identität

$$I_S = I_{SKON} \cdot I_{SNEU} \cdot I_{SALT}$$

gewahrt geblieben ist.

Es ist - wie schon zuvor an einigen Stellen der Abhandlung - darauf hinzuweisen, daß die fiktive Konstanzhaltung der jeweiligen "Restmarkt"-Verordnungsmenge auch mit anders versetzten Gewichtsschemata möglich ist. Letztlich lassen sich diese alternativen Berechnungsweisen auch als Änderung in der Reihenfolge bei der Berechnung von I_{SKON} , I_{SNEU} und I_{SALT} interpretieren. Alle alternativen Berechnungsweisen führen zu geringfügig unterschiedlichen Resultaten. In aller Regel sind die Unterschiede derart gering, daß sie für die praktische Anwendung bedeutungslos sind. Auch hier wäre natürlich die quasi "gewaltsame" Anpassung der Berechnungsformeln an die Anforderungen des Faktor-Umkehr-Testes denkbar, wie sie vom Fisher-Ideal-Index her bekannt ist.²¹ Es wäre demnach das geometrische Mittel aus allen jeweils denkbaren alternativen Kombinationen der Konstanzhaltung über v^0 oder v^1 zu bilden. Indessen ist der praktische Nutzen einer solchen Verkomplizierung nicht ohne weiteres erkennbar. Statt dessen würde jedoch die Möglichkeit der unmittelbaren Verbalisierung dieser bereits recht komplexen Zusammenhänge zwangsläufig entfallen ("Wie hätte sich der Umsatz entwickelt, wenn ..."). Zudem - das sei hier bereits angedeutet - würde sich das Problem der geometrischen Mittelung über eine kombinatorische Vielfalt in den folgenden Abschnitten der Abhandlung potenzieren.

Die Teilkomponenten I_{SKON} , I_{SNEU} und I_{SALT} lassen sich grundsätzlich wieder auf allen Ebenen der vertikalen und horizontalen Marktgliederung anwenden, so daß eine Vielzahl von weiteren Teilkomponenten gefunden werden kann, die jeweils spezifische Informationsbedarfe decken können, z. B.: "Welche Wirkung haben die Neueinführungen in der Indikationsgruppe xy gehabt?"

²¹vgl. auch Kapitel 2 dieser Arbeit

5.4.1 Vermeidung von "Komponentenvielfalt"

Während der Sinn einer Anwendung der Differenzierung in $ISKON$, $ISNEU$ und $ISALT$ für einzelne Teilmärkte wie Indikationsgruppen unmittelbar einsichtig ist, verschwimmt die Interpretation einer derartigen Zerlegung einzelner Teil-Strukturkomponenten (wie etwa des Intermedikamenteneffektes) jedoch in sehr undeutliche Konturen. Denn die derart berechnete Zugangskomponente des Intermedikamenteneffektes beziffert nicht etwa - was man vielleicht erwarten würde - die Umsatzwirkung der zunehmenden Verordnung neu eingeführter Standardaggregate. Sie wird vielmehr beeinflusst durch alle Umschichtungen der Verordnungsstruktur, die auf die zunehmende Verordnung neu eingeführter pharmazeutischer Artikel zurückgeht. In diesem Kontext wiederum mißt sie die Umsatzwirkung auch solcher Verschiebungen zwischen den unterschiedlichen Standardaggregaten, die durch neu eingeführte pharmazeutische Artikel von längst im Markt etablierten Standardaggregaten zustande kommt.

Dieser verwirrende Zusammenhang soll wieder durch ein einfaches fiktives Beispiel erläutert werden. Gegeben seien drei Standardaggregate, die in beiden Perioden am Markt angeboten wurden. Zahl und Art der angebotenen pharmazeutischen Artikel bleiben unverändert - mit einer Ausnahme: zu Standardaggregat 1 wird eine neue Packungsgröße eingeführt. Es sollen folgende Daten gelten:

Pck.	Standardaggregat 1						Standardaggregat 2						Standardaggregat 3					
	Periode 0			Periode 1			Periode 0			Periode 1			Periode 0			Periode 1		
	u	p	v	u	p	v	u	p	v	u	p	v	u	p	v	u	p	v
1	50	5	10	50	5	10	10	5	2	10	5	2	300	30	10	300	30	10
2	60	3	20	60	3	20	100	10	10	100	10	10	1000	50	20	1000	50	20
3	100	20	5	100	20	5	50	10	5	50	10	5	—	—	—	2000	100	20
Σ	210		35	210		35	160		17	160		17	1300		30	3300		50

Zweierlei geht aus diesen Beispiel-Daten unmittelbar hervor. Erstens hat es eine umsatzrelevante Umschichtung zwischen den Standardaggregaten gegeben. Denn während Standardaggregat 1 und 2 absolut konstant geblieben sind, hatte Standardaggregat 3 (mit einem deutlich überdurchschnittlichen Preis) einen erheblichen Zuwachs zu verzeichnen. Zweitens ist festzuhalten, daß im Periodenvergleich *kein neu eingeführtes Standardaggregat* zu verzeichnen ist, sondern lediglich eine *neu eingeführte Packung* eines schon länger verfügbaren Standardaggregates. Es kann aber gezeigt werden, daß die Neuzugangskomponente des Intermedikamenteneffektes dennoch von 1 abweicht, wenn sie wie oben beschrieben berechnet wird.

Denn zur Berechnung des Intermedikamenteneffektes werden die Verordnungszahlen der einzelnen Standardaggregate mit dem Durchschnittspreis der Standardaggregate gewichtet. Standardaggregat 3 müßte dabei jedoch so aufgegliedert werden, daß die Packungen 1 und 2 mit einem Durchschnittspreis $\bar{p}^1 = \frac{3300}{50} = 66$ zum kontinuierlichen Marktanteil gerechnet werden, Packung 3 mit demselben Durchschnittspreis $\bar{p}^1 = 66$ aber zu den Neueinführungen. Es würde sich daher eine Neuzugangskomponente des Intermedikamenteneffektes von

$$\frac{((35 \cdot 6 + 17 \cdot 9,4 + 30 \cdot 66) + (0 + 0 + 20 \cdot 66)(0 + 0 + 0)) \cdot ((35 + 17 + 30) + (0) + (0))}{((35 \cdot 6 + 17 \cdot 9,4 + 30 \cdot 66) + (0 + 0 + 0)(0 + 0 + 0)) \cdot ((35 + 17 + 30) + (20) + (0))} = 1,26$$

ergeben. Dieses Ergebnis würde verbalisiert lauten: Wäre im Vergleich der beiden Perioden alles konstant geblieben, hätte jedoch allein die durch Neueinführungen induzierte Umschichtung zwischen den Standardaggregaten stattgefunden, so wäre der Umsatz um 26 % angestiegen. Das Ergebnis suggeriert also eine Umschichtung durch neu eingeführte Standardaggregate. Tatsächlich hat aber lediglich eine durch neue pharmazeutische Artikel (längst verfügbarer Standardaggregate) induzierte Umschichtung der Verordnungsstruktur stattgefunden.

Zur Vermeidung von Mißverständnissen: das Ergebnis ist nicht falsch. Die Frage ist aber, ob das, was mit derart berechneten Neuzugangskomponenten ausgesagt werden kann, überhaupt von Interesse ist, und ob damit relevante Meßergebnisse geliefert werden.

Für den Arzneimittelmarkt zumindest kann diese Frage negativ beantwortet werden. Was man allerdings wirklich wissen will, wird auf die beschriebene Weise gerade nicht gemessen, nämlich:

- Welche Umsatzwirkung hatte die Einführung neuer Medikamente (neuer Standardaggregate)?
- Welche Umsatzwirkung hatte die Einführung neuer (z.B. teurerer) Arzneimittelpackungen von bereits länger am Markt gehandelten Medikamenten?

Mit der beschriebenen Isolierung der Neuzugangskomponenten werden diese beiden Wirkungen nämlich unvermeidbar und untrennbar vermischt.

5.4.2 Relevante Marktzugangskomponenten

Aber auch für die Beantwortung der gestellten Fragen läßt sich ein Lösungsweg angeben. Dazu ist allerdings erforderlich, die Abgrenzung von Neuzu-

gängen (bzw. auch von Marktabgängen) in unterschiedlichen Berechnungsschritten jeweils anders vorzunehmen.

Das Prinzip ist recht einfach. Für jede Stufe der hierarchischen Marktgliederung werden die einzelnen pharmazeutischen Artikel nur dann als Neueinführung gewertet, wenn sie einem Element angehören, das *insgesamt* neu auf den Markt gebracht wurde. Es lassen sich dann - sieht man einmal von der Möglichkeit "neuer" Indikationsgruppen ab - drei Berechnungen durchführen, mit denen die Strukturkomponente - und zwar nur die Gesamt-Strukturkomponente I_S (!) - in Komponenten für den kontinuierlichen Markt, für die Neuzugänge und für die Marktabgänge differenziert werden kann. Die drei Komponenten werden im folgenden mit den Symbolen KON , NEU und ALT bezeichnet und als Funktion der jeweiligen Abgrenzungsebenen dargestellt.

Werden also lediglich solche pharmazeutischen Artikel als Neueinführungen gewertet, die einem neu eingeführten Standardaggregat angehören (Analoges gilt stets für die Marktabgänge), dann erhält man:

$$I_S = KON(agg) \cdot NEU(agg) \cdot ALT(agg)$$

Wertet man alle pharmazeutischen Artikel als Neueinführungen, die einem neu auf den Markt gebrachten Subaggregat, also einer neuen Darreichungsform oder Wirkstärke, angehören, so erhält man:

$$I_S = KON(ds) \cdot NEU(ds) \cdot ALT(ds)$$

Wertet man schließlich *alle* pharmazeutischen Artikel als Neueinführung, die seit dem gesetzten Abgrenzungsdatum auf den Markt gebracht wurden, unabhängig davon, ob sie einem "neuen" oder "alten" Standardaggregat oder Subaggregat angehören, so erhält man:

$$I_S = KON(pak) \cdot NEU(pak) \cdot ALT(pak)$$

Auf dieser Ebene wurde allerdings ohnehin die Gesamt-Strukturkomponente in I_{SKON} , I_{SNEU} und I_{SALT} differenziert, so daß also gilt:

$$\begin{aligned} KON(pak) &= I_{SKON} \\ NEU(pak) &= I_{SNEU} \\ ALT(pak) &= I_{SALT} \end{aligned}$$

Die weiteren Überlegungen werden nunmehr anhand der Faktoren $NEU(agg)$, $NEU(sd)$ und $NEU(pak)$, also für die Umsatzeffekte der Neueinführungen durchgeführt, weil dies der inhaltlich interessanteste Aspekt

dieser Zerlegung ist. Für *KON* und *ALT* gelten aber vollkommen analoge Überlegungen.

NEU(agg) quantifiziert die Umsatzwirkung aller Umschichtungen im Verordnungsspektrum, die von neu eingeführten Artikeln der neuen Standardaggregate ausgeht. Also quantifiziert *NEU(agg)* die Umsatzwirkung, die von der vermehrten Verordnung der neu eingeführten Standardaggregate ausgeht. Damit ist mit *NEU(agg)* aber bereits die erste Frage ("Umsatzwirkung neuer Medikamente") beantwortet. Im folgenden soll diese Komponente mit I_{MNEU} bezeichnet werden.

NEU(ds) quantifiziert die Umsatzwirkung aller Umschichtungen im Verordnungsspektrum, die durch neu eingeführte Artikel mit neuer Darreichungsform oder Wirkstärke ausgeht. In *NEU(ds)* ist die Umsatzwirkung durch die vermehrte Verordnung neuer Standardaggregate aber zwangsläufig mit enthalten, so daß erst der Quotient

$$I_{DSNEU} = \frac{NEU(ds)}{NEU(agg)}$$

angibt, welcher Teil dieser Umsatzwirkung auf die Verordnung neuer Darreichungsformen/Wirkstärken bei bereits länger verfügbaren Standardaggregaten entfällt.

Die letzte relevante Neueinführungskomponente erhält man durch analoge Vorgehensweise auf der Ebene der einzelnen pharmazeutischen Artikel. *NEU(pak)* quantifiziert die Umsatzwirkung der vermehrten Verordnung aller neu eingeführten pharmazeutischen Artikel. Will man jedoch jenen Teil isolieren, der auf die vermehrte Verordnung neuer Artikel von bereits länger am Markt gehandelten Standardaggregaten und Subaggregaten ausgeht, so ist der Quotient

$$I_{PKNEU} = \frac{NEU(pak)}{NEU(ds)}$$

zu bilden.

Damit ist es aber nun möglich, die gesamte Neuzugangskomponente I_{SNEU} sinnvoll zu differenzieren:

$$I_{SNEU} = I_{MNEU} \cdot I_{DSNEU} \cdot I_{PKNEU}$$

Wie man durch Ausformulierung erkennen kann, ist die Gleichung im Gleichgewicht, denn es gilt:

$$I_{SNEU} = NEU(agg) \cdot \frac{NEU(ds)}{NEU(agg)} \cdot \frac{NEU(pak)}{NEU(ds)} = NEU(pak)$$

Mit dieser Differenzierung vermag man nun also die Neueinführungskomponente zu differenzieren in

- einen Teil I_{MNEU} , der die Umsatzwirkung von neu eingeführten Medikamenten (Standardaggregaten) beschreibt,
- einen Teil I_{DSNEU} , der die Umsatzwirkung von neu eingeführten Darreichungsformen und Wirkstärken bekannter Medikamente (Standardaggregate) beschreibt, und
- einen Teil I_{PKNEU} , der die Umsatzwirkung von neu eingeführten Packungsgrößen bereits länger verfügbarer Darreichungsformen und Wirkstärken (und damit natürlich auch bereits länger verfügbarer Medikamente) beschreibt.

Die für die Neueinführungen geschilderte Differenzierung läßt sich analog für den kontinuierlichen Marktanteil und für die Marktabgänge durchführen. Indessen ist die Aussagekraft dieser Differenzierungen in der Praxis nicht als groß einzustufen. Im Rahmen des GKV-Arzneimittelindex werden vielmehr die Komponenten I_{SKON} und I_{SALT} zu einer einzigen "Altmarkt"-Strukturkomponente zusammengefaßt, die nicht weiter differenziert wird.

Mit der Differenzierung der Neuzugangskomponente in I_{MNEU} , I_{DSNEU} und I_{PKNEU} ist vom Weg der fortschreitenden Differenzierung in einem geschlossenen Konzept abgewichen worden. Die Strukturkomponente stellt nunmehr den Ausgangspunkt für zwei Schienen weiterer Komponentenzerlegungen dar, die miteinander nicht mehr in direkter Beziehung stehen:

$$1) \quad I_S = I_{SM} \cdot I_{DS} \cdot I_{PAK}$$

$$2) \quad I_S = I_{SKON} \cdot I_{SALT} \cdot I_{SNEU} \\ = I_{SKON} \cdot I_{SALT} \cdot I_{MNEU} \cdot I_{DSNEU} \cdot I_{PKNEU}$$

Dieses "Opfer" eines formalen Bruchs mag man aber angesichts der gewonnenen inhaltlichen Stringenz verschmerzen.

5.5 Die Warenkorbkomponente

Bevor die geschilderte Komponentenzerlegung noch einmal zusammenfassend abgebildet wird, bleibt ein spezielles Problem abzuhandeln, das zu Beginn der Ausführung (Kapitel: Preis- und Mengenkompontenten) bereits erwähnt wurde: das Problem saisonaler Warenkorb-Schwankungen, das an dieser

Stelle noch um einen spezifischen Aspekt der "Neueinführungs"-Problematik ergänzt werden soll.

Der Laspeyres-Preisindex hat einen für praktische Anwendungszwecke unschätzbaren Vorteil gegenüber anderen Indices. Er kann ohne Kenntnis der aktuellen Mengen berechnet werden. Der Index

$$I_P = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0)}$$

kann bereits dann vollständig berechnet werden, wenn ein fester Warenkorb (der Basisperiode) mit den aktuellen Preisen gewichtet werden kann. Es wird also mit diesem Index die Frage beantwortet: "Was würde der Warenkorb der Basisperiode zu aktuellen Preisen kosten?" Die aktuellen Preise lassen sich in aller Regel einfacher ermitteln als die aktuellen Mengen. Aber: Die aktuellen Preise sind dann, wenn sie ohne Kenntnis der aktuellen Mengen verwendet werden, jeweils nur *punktuell* "richtig". Werden die Preise über einen längeren Zeitraum verglichen, so können sie ohne Kenntnis der zugehörigen Mengen lediglich *ungewichtet* (bzw. nur mit der Gültigkeitsdauer gewichtet) gemittelt werden. Damit wird das oben beschriebene Problem der saisonalen Schwankungen im Warenkorb virulent.

Für die praktische Anwendung kann dieses Problem vernachlässigbar sein, es kann aber auch durchaus relevante Größenordnungen annehmen. Von Bedeutung kann das Problem insbesondere dann sein, wenn zum gleichen Sachverhalt - bedingt durch solche saisonalen Effekte - unterschiedliche Preisindices produziert werden. Im GKV-Arzneimittelindex wird neben der jährlichen Berichterstattung, in deren Rahmen die bislang vorgestellte Komponentenzerlegung verwendet wird, auch ein monatlicher Preisindex veröffentlicht, der mit einem festen Warenkorb berechnet wird. Dabei finden alle Artikel Berücksichtigung, die von einem gesetzten Basismonat an bis zu dem aktuellen Monat, für den der Preisindex bestimmt wird, kontinuierlich am Markt angeboten wurden. Die Artikel werden mit der Mengenstruktur des Basisjahres gewichtet.

Werden die so berechneten monatlichen Preisindices über eine ganze Periode gemittelt, so können sich gegenüber der Preiskomponente, die sich aus der Komponentenzerlegung der jährlichen Berichterstattung ergibt, Abweichungen ergeben, und zwar aus zwei Gründen:

- 1) wegen der saisonalen Schwankungen (s.o.),
- 2) weil im Warenkorb der monatlichen Preisindexberechnung solche Artikel, die nicht über den gesamten Zeitraum hinweg am Markt angeboten wurden, nicht berücksichtigt werden. Die Neueinführungen sind im festen Warenkorb des Basismonats noch nicht enthalten. Die von den Herstellern vom Markt zurückgenommenen Artikel nehmen an der Preisentwicklung nicht mehr teil und werden deshalb mit dem Zeitpunkt ihres Ausscheidens aus dem Markt ebenfalls nicht mehr berücksichtigt.

In der Preiskomponente der jährlichen Berichterstattung sind jedoch alle diese Artikel - entweder mit fiktiven Preisen oder mit ihren tatsächlichen Umsätzen und Mengen - enthalten. Auch die saisonalen Schwankungen schlagen sich in der Jahres-Preiskomponente nieder. Deshalb ist es erforderlich, die Preiskomponente der jährlichen Berichterstattung in zwei Komponenten zu differenzieren, nämlich

- den Preisindex, der sich als Mittelwert der monatlich berechneten Laspeyres-Preisindices ergibt,
- und eine "Warenkorbkomponente", die als statistischer Korrekturfaktor die Abweichung des über die Monatswerte gemittelten Preisindex von der mengengewichteten Jahres-Preiskomponente angibt.

Erfahrungsgemäß fällt die Warenkorbkomponente zahlenmäßig sehr gering aus. Sie stellt aber ein probates Mittel dar, die monatliche und jährliche Preisindex-Berechnung zu vereinheitlichen. Letztlich ist die Einführung der Warenkorb-Komponente in das Modell ein Tribut an die praxisgerechte Darstellung.

6 Zusammenfassende Darstellung der Komponentenzerlegung für die Ausgabendynamik bei den Fertigarzneimitteln

Nachdem alle relevanten Einzelkomponenten des Ausgabenwachstums abgeleitet wurden, läßt sich nunmehr zusammenfassend das folgende Bild der Komponentenzerlegung im Arzneimittelbereich zeichnen:

Das Ausgabenwachstum läßt sich zunächst gliedern in die beiden Komponenten

- Preiskomponente und
- Mengenkompente.

Die Preiskomponente wird wiederum differenziert in den

- Preisindex als Mittelwert der monatlichen Preisindices und die
- Warenkorbkomponente.

Die Mengenkompente wird differenziert in

- Verordnungszahlen-Komponente und
- Strukturkomponente.

Die Strukturkomponente ihrerseits wird weiter untergliedert in

- Intermedikamenteneffekt und
- Intramedikamenteneffekt.

Diese beiden Komponenten werden sodann - in unterschiedlichen Richtungen der vertikalen Marktgliederung - weiter unterteilt: der Intermedikamenteneffekt in eine

- Inter-Indikationsgruppen-Komponente und eine
- Intra-Indikationsgruppen-Komponente.

Der Intramedikamenteneffekt gliedert sich in eine

- Darreichungsformen-/Wirkstärken-Komponente und eine
- Packungsgrößenkomponente.

Für die Strukturkomponente wird allerdings auch eine zweite Ausdifferenzierung vollzogen, nämlich in die

- Strukturkomponente des "Altmarktes" und eine
- Neueinführungskomponente.

Letztere wird ihrerseits nochmals untergliedert in

- Neueinführungskomponente der Standardaggregate (durch neue Medikamente),
- Neueinführungskomponente der Darreichungsformen und Wirkstärken,
- Neueinführungskomponente der Packungsgrößen.

Dieses differenzierte Bild der Ausgabendynamik des Fertigarzneimittelmarktes, das in Abbildung 3 graphisch zusammengefaßt wurde, läßt sich für den Gesamtmarkt und (mit der Einschränkung, daß ggf. einzelne vertikale Differenzierungen entfallen) auch für jede Indikationsgruppe und jeden anderen beliebig definierten Teilmarkt bis hin zum einzelnen Standardaggregat zeichnen.

Umsatzwachstum ($\approx$ Ausgabenwachstum)											
Preiskomponente		Mengenkomponente									
Preisindex der Monats- werte	Warenkorb- komponente	Verordnungs- zahlen- komponente	Struktur- komponente								
			<table> <tr> <th colspan="2">Inter- medika- menten- effekt</th><th colspan="2">Intra- medika- menten- effekt</th></tr> <tr> <td>a</td><td>b</td><td>c</td><td>d</td></tr> </table>	Inter- medika- menten- effekt		Intra- medika- menten- effekt		a	b	c	d
Inter- medika- menten- effekt		Intra- medika- menten- effekt									
a	b	c	d								

- a = Inter-Indikationsgruppen-Komponente
 b = Intra-Indikationsgruppen-Komponente
 c = Darreichungsformen-/Wirkstärken-Komponente
 d = Packungsgrößenkomponente

- e = Neueinführungskomponente der Standardaggregate
 f = Neueinführungskomponente der Darreichungsformen
 und Wirkstärken
 g = Neueinführungskomponente der Packungsgrößen

Struktur- komponente		
"Alt- markt"- Komp.	Neuein- führungs- komp.	
	e	f g

Abbildung 3:
 Graphische Darstellung der Komponentenzerlegung
 im GKV-Arzneimittelindex
 Zerlegung der Ausgabendynamik bei den Fertigarzneimitteln.

7 Berechnung einzelner Teilmarkt-Beiträge zu den Gesamtmarkt-Komponenten

Mit der vorgestellten Komponentenzerlegung wird ein erster Schritt zur Analyse der Ursachen des Ausgabenwachstums unternommen. Es zeigt sich nunmehr ein sehr komplexes Gebilde unterschiedlichster Steigerungsraten und Wachstumskomponenten, die in ihrem jeweiligen Kontext gut zu interpretieren sind und insofern auch inhaltliche Hypothesen unterstützen und z. T. erst provozieren können. Dennoch bleibt die Relevanz einzelner Komponenten von Teilmärkten für das Gesamtergebnis noch unzureichend geklärt. So mag man zwar den subjektiven Eindruck gewinnen, daß eine hohe Strukturkomponente des Gesamtmarktes vor allem durch einige auffällige Indikationsgruppen bedingt war. Aber läßt sich dies auch objektivieren? M. a. W.: Läßt sich der "Beitrag" einzelner Teilmärkte zu den Wachstumskomponenten übergeordneter Märkte und v. a. des Gesamtmarktes messen?

Im Grunde wurde diese Frage bereits in einem anderen Zusammenhang geklärt. Denn für die Berechnung der Neueinführungskomponenten wurden ja bereits "Beiträge" einzelner Teilmärkte zur Strukturkomponente berechnet. Es handelt sich um die Teilmärkte "kontinuierlicher Marktanteil", Neueinführungen und Marktabgänge.

Nunmehr muß das dort verwendete Konzept aber in einen universellen Zusammenhang gestellt werden. Zu diesem Zweck müssen lediglich die Teilmärkte (k, n, a) durch beliebige andere Teilmärkte ersetzt werden, z. B. durch die einzelnen Indikationsgruppen. Damit könnte also - da es ja 87 Indikationsgruppen gibt - die Strukturkomponente des Gesamtmarktes in 87 Teilmarkt-"Beiträge" oder Teilmarkt-Komponenten zerlegt werden.

Die Strukturkomponente muß demnach vollkommen analog zu der bereits dargestellten Differenzierung für die Teilmärkte (k, n, a) aufgegliedert werden. Für jede Indikationsgruppe ist die Frage zu stellen: Welche Strukturkomponente hätte es gegeben, wenn sich zwar die Verordnungen der betroffenen Indikationsgruppe so entwickelt hätten, wie tatsächlich zu beobachten war, wenn aber alle anderen 86 Gruppen in ihrer Verordnungsstruktur vollkommen konstant geblieben wären.

Für eine beliebige Indikationsgruppe i beispielsweise wäre der zu berechnende Teilmarkt-"Beitrag"

$$S_{B_i} = \frac{\left(\sum_{j=1}^i \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^1 \cdot p_{j,k}^1) + \sum_{j=i+1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^{i-1} v_l^1 + \sum_{l=i}^{ind} v_l^0 \right)}{\left(\sum_{j=1}^{i-1} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^1 \cdot p_{j,k}^1) + \sum_{j=i}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^i v_l^1 + \sum_{l=i+1}^{ind} v_l^0 \right)}$$

- ind = Zahl der Indikationsgruppen,
 n_j = Zahl der Artikel in der Indikationsgruppe j ,
 $v_{j,k}^0, v_{j,k}^1$ = Zahl der Verordnungen des Artikels k der Indikationsgruppe j (Basisperiode, Berichtsperiode),
 $p_{j,k}^1$ = Preis des Artikels k der Indikationsgruppe j (Berichtsperiode),
 v_l^0, v_l^1 = Summe der Verordnungen aller pharmazeutischen Artikel der Indikationsgruppe l (Basisperiode, Berichtsperiode).

Es gilt dann: $I_S = \prod_{i=1}^{ind} S_{B_i}$

S_{B_i} sollte aber nicht auf die Anwendung für Indikationsgruppen beschränkt bleiben. Vielmehr sind *beliebige* Zusammenstellungen von Gruppen, Aggregaten, einzelnen Artikeln usw. denkbar, die - soweit sie nur technisch abgrenzbar sind - zu Teilmärkten definiert werden können, deren "Beitrag" zur Gesamtmarktentwicklung (oder auch zur Entwicklung anderer, übergeordneter Teilmärkte) auf diese Weise berechnet werden kann.

Außerdem ist diese Art der Berechnung von Teilmarkt-"Beiträgen" nicht auf die Strukturkomponente beschränkt, sondern läßt sich auf *alle* (Teil-) Komponenten des Umsatzwachstums anwenden. Stets ist lediglich die Frage zu klären, welche Parameter teilweise konstant zu halten sind. Für die Entwicklung des Gesamtumsatzes beispielsweise ist das Problem recht einfach zu lösen. Der "Beitrag" einer Indikationsgruppe i zum gesamten Umsatzwachstum ist:

$$U_{B_i} = \frac{\sum_{j=1}^i u_j^1 + \sum_{j=i+1}^{ind} u_j^0}{\sum_{j=1}^{i-1} u_j^1 + \sum_{j=i}^{ind} u_j^0}$$

u_j^0, u_j^1 = Umsatz der Indikationsgruppe j (Basisperiode, Berichtsperiode).

Der Gesamtumsatzzuwachs I_U ergibt sich wieder als Produkt aller Teilmarktbeiträge:

$$I_U = \prod_{i=1}^{ind} U_{B_i}$$

Auf die gleiche Weise kann man auch mit der Verordnungszahlenkomponente I_V verfahren. Ebenfalls relativ unkompliziert sehen die Teilmarktbeiträge zur Preiskomponente aus. Der Beitrag der Indikationsgruppe i läßt sich bestimmen als

$$P_{B_i} = \frac{\sum_{j=1}^i \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) + \sum_{j=i+1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^0)}{\sum_{j=1}^{i-1} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^1) + \sum_{j=i}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{j,k}^0 \cdot p_{j,k}^0)}$$

Die Berechnung der Beiträge einzelner Teilmärkte zu den differenzierten Strukturkomponenten ist nur wenig komplizierter. Soweit es sich um solche Strukturkomponenten handelt, die analog zur Gesamt-Strukturkomponente berechnet werden können, ist auch bei der Berechnung der Teilmarktbeiträge vollkommen analog zur Berechnung der Teilmarktbeiträge zur Gesamt-Strukturkomponente zu verfahren. Dies gilt beispielsweise für den Intermedikamenteneffekt oder die Inter-Indikationsgruppen-Komponente. Es gilt prinzipiell für alle "Inter-Effekte" des in Kapitel 4.6 dargestellten "Inter-/Intra"-Schemas. Denn die Berechnung der "Inter-Effekte" unterscheidet sich von der Berechnung der Gesamt-Strukturkomponente ja lediglich dadurch, daß statt der Parameter für die einzelnen pharmazeutischen Artikel die entsprechenden Parameter für die Aggregate oder Gruppen in die Berechnungsformel eingesetzt werden.

Anders ist bei der Berechnung von Teilmarktbeiträgen zu einzelnen Strukturkomponenten vorzugehen, wenn die Teilkomponenten selbst als multiplikatives Komplement zu anderen Komponenten berechnet werden. Dies gilt beispielsweise für den Packungsgrößeneffekt oder den Intramedikamenteneffekt. Letzterer ergab sich analytisch als $I_{INM} = \frac{I_S}{I_{SM}}$, also als Komplement des Intermedikamenteneffektes zur Gesamt-Strukturkomponente. Dementsprechend ist aber auch der Teilmarktbeitrag beispielsweise der Indikationsgruppe i als Komplement des "Intermedikamenteneffektes-Beitrages" zum "Strukturkomponenten-Beitrag" zu berechnen. Also:

$$INM_{B_i} = \frac{S_{B_i}}{SM_{B_i}}$$

- INM_{B_i} = "Beitrag" der Indikationsgruppe i zum Intramedikamenteneffekt des Gesamtmarktes,
 SM_{B_i} = "Beitrag" der Indikationsgruppe i zum Intermedikamenteneffekt des Gesamtmarktes,
 S_{B_i} = "Beitrag" der Indikationsgruppe i zur Gesamt-Strukturkomponente des Gesamtmarktes.

Es läßt sich allerdings zeigen, daß dieser Berechnungsweg derartiger Beiträge nur *ein möglicher* Weg, aber keineswegs ein zwingender Weg ist.

Es gilt:

$$K_g = \prod_{i=1}^n K_{B_i}$$

- K_g = beliebige Komponente des Gesamtmarktes,
 K_{B_i} = Beitrag eines Teilmarktes i zur Komponente K_g ,
 n = Zahl der Teilmärkte.

Zugleich gilt aber auch für jede Komponente des Gesamtmarktes, daß sie das Produkt ihrer Teilkomponenten darstellt:

$$K_g = \prod_{j=1}^m T_{g_j}$$

- m = Zahl der Teilkomponenten von K_g ,
 T_{g_j} = Teilkomponente j der Komponente K_g .

Daher ist aber auch zu fordern, daß

$$T_j = \prod_{i=1}^n T_{B_i}$$

- T_{B_i} = Beitrag des Teilmarktes i zur Teilkomponente T_j des Gesamtmarktes.

Dennoch ist keine eindeutige Lösung des Problems möglich, wie ein einfaches anschauliches Beispiel mit fünf Teilmärkten eindrucksvoll belegen kann:

	T_1	T_2	K
Teilmarkt A	T_{1,B_a}	$T_{2,B_a}(?)$	K_{B_a}
Teilmarkt B	T_{1,B_b}	$T_{2,B_b}(?)$	K_{B_b}
Teilmarkt C	T_{1,B_c}	$T_{2,B_c}(?)$	K_{B_c}
Teilmarkt D	T_{1,B_d}	$T_{2,B_d}(?)$	K_{B_d}
Teilmarkt E	T_{1,B_e}	$T_{2,B_e}(?)$	K_{B_e}
Gesamtmarkt	$T_{1,g}$	$T_{2,g}$	K_g

Auch wenn man davon ausgeht, daß alle Größen mit Ausnahme der Teilmarktbeiträge für T_2 ermittelt sind und zudem $T_{2,g} = \prod_{j=1}^5 T_{2,B_j}$ gelten soll, so gibt es keine eindeutige Lösung, denn die Bedingung $T_{2,g} = \prod_{j=1}^5 T_{2,B_j}$ kann offenbar durch eine beliebig große Zahl von Kombinationen erfüllt werden. Erst wenn man zusätzlich fordert, daß stets auch die multiplikative Verknüpfung $K_{B_j} = T_{1,B_j} \cdot T_{2,B_j}$ gelten soll, so wird die Lösung des Problems trivial. Nun mag diese zusätzliche Forderung plausibel sein, zu unmittelbar einleuchtenden Ergebnissen führt sie leider nicht. Um dies an einem Beispiel zu zeigen, müssen die Berechnungsformeln für den Inter- und den Intramedikamenteneffekt in Erinnerung gerufen werden. Führt man nämlich die komplementäre Erschließung des Intramedikamenteneffektes mit Hilfe der Berechnungsformeln der Strukturkomponente und des Intermedikamenteneffektes durch, so erhält man:

$$I_{INM} = \frac{I_S}{I_{SM}} = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^1) \cdot \sum_{i=1}^n v_i^0}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1) \cdot \sum_{i=1}^n v_i^1} = \frac{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^1 \cdot \tilde{p}_a^1) \cdot \sum_{a=1}^{agg} v_a^0}{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^0 \cdot \tilde{p}_a^1) \cdot \sum_{a=1}^{agg} v_a^1}$$

- n = Zahl aller pharmazeutischen Artikel,
 agg = Zahl aller Standardaggregate,
 v_i^0, v_i^1 = Zahl der Verordnungen des Artikels i
 (Basisperiode, Berichtsperiode),
 p_i^1 = Preis des Artikels i (Berichtsperiode),
 v_a^0, v_a^1 = Zahl der Verordnungen des Standardaggregates a
 (Basisperiode, Berichtsperiode),
 $\tilde{p}_a^1$ = gewichteter Durchschnittspreis des Standardaggregates a (Berichtsperiode).

Es gilt aber:

$$1) \sum_{i=1}^n v_i^0 = \sum_{a=1}^{agg} v_a^0$$

$$2) \sum_{i=1}^n v_i^1 = \sum_{a=1}^{agg} v_a^1$$

$$3) \sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^1) = \sum_{a=1}^{agg} (v_a^1 \cdot \tilde{p}_a^1)$$

Denn bei 1) und 2) handelt es sich in beiden Fällen um die Gesamtheit der Verordnungen aus Basis- bzw. Berichtsperiode. Und bei 3) handelt es sich in jedem Fall um den Gesamtumsatz der Berichtsperiode.

Daher läßt sich die Gleichung $I_{INM} = \frac{I_S}{I_{SM}}$ nach Ausformulierung und entsprechenden Kürzungen auch schreiben als

$$I_{INM} = \frac{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^0 \cdot \tilde{p}_a^1)}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)}$$

Daß es sich dabei um eine sinnvolle, d.h. vor allem auch eine *interpretationsfähige* Größe handelt, ist unmittelbar einsichtig. Denn es handelt sich um den mengengewichteten Vergleich von zweierlei Preisen der Berichtsperiode, nämlich den (mit den Mengen der Basisperiode (!) gewichteten) Durchschnittspreisen der Standardaggregate in der Berichtsperiode einerseits und den (mit den Mengen der Basisperiode gewichteten) Einzelpreisen der Berichtsperiode. Da es sich in beiden Fällen um Preise der Berichtsperiode handelt, erwartet man möglicherweise gar keinen Unterschied. Wäre der vorliegende "Preisvergleich" mit den Mengen der Berichtsperiode gewichtet, so wäre auch tatsächlich kein Unterschied vorhanden. Zähler und Nenner des Bruches wären absolut identisch, nämlich in beiden Fällen der Gesamtumsatz der Berichtsperiode.

Durch die Gewichtung mit den Mengen der Basisperiode tritt jedoch ein bemerkenswerter Effekt ein. Man muß sich lediglich die Frage vorlegen, auf welche Weise denn ein Standardaggregat einen Durchschnittspreis $\tilde{p}_a^1$ erhalten kann, der von dem mengengewichteten Mittelwert der Einzelpreise dieses Standardaggregates unterschieden ist. Da p_a^1 ein Durchschnittspreis ist, der aber als mengengewichteter Mittelwert der *Berichtsperiode* zustande kommt,

ist von der Größe $\frac{\sum_{a=1}^{agg} (v_a^0 \cdot \tilde{p}_a^1)}{\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)}$ immer dann ein umsatzrelevanter Effekt zu erwarten

ten, wenn für den größeren Teil (gemessen an den Verordnungen der Basisperiode v^0) der pharmazeutischen Artikel in der Berichtsperiode der Durchschnittspreis des Standardaggregates, dem sie angehören, größer ist als der Einzelpreis des jeweiligen Artikels. Ist nämlich in der überwiegenden Zahl der Fälle $\tilde{p}_a^1 > p_a^1$, so kann dies nur auf eine Erhöhung des durchschnittlichen Verordnungswertes im Standardaggregat a zurückzuführen sein, die durch eine Umschichtung der Verordnungsstruktur *innerhalb* des Standardaggregates hin zu teureren pharmazeutischen Artikeln bedingt ist.

Was bedeutet dies nun aber für die Berechnung der "Beiträge" einzelner Teilmärkte zum Intramedikamenteneffekt? Ausgehend von der Berechnungsformel, d. h. vor allem von deren inhaltlicher Bedeutung, würde man den "Beitrag" einer beliebigen Indikationsgruppe i definieren wollen als

$$INM'_{B_i} = \frac{(\sum_{j=1}^i \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^0 \cdot \tilde{p}_{a,j}^1) + \sum_{j=i+1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^0 \cdot p_{k,j}^1))}{(\sum_{j=1}^{i-1} \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^0 \cdot \tilde{p}_{a,j}^1) + \sum_{j=i}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^0 \cdot p_{k,j}^1))}$$

- INM'_{B_i} = "Beitrag" der Indikationsgruppe i zum
Intramedikamenteneffekt des Gesamtmarktes,
 ind = Zahl der Indikationsgruppen,
 agg_j = Zahl der Standardaggregate in der Indikationsgruppe j ,
 n_j = Zahl der pharmazeutischen Artikel in der Indikationsgruppe j ,
 $v_{a,j}^0$ = Zahl der Verordnungen des Standardaggregates a
in der Indikationsgruppe j (Basisperiode),
 $v_{k,j}^0$ = Zahl der Verordnungen des pharmazeutischen
Artikels k in der Indikationsgruppe j (Basisperiode),
 $\tilde{p}_{a,j}^1$ = Preis des Standardaggregates a in der Indikationsgruppe j
(Berichtsperiode),
 $p_{k,j}^1$ = Preis des pharmazeutischen Artikels k
in der Indikationsgruppe j (Berichtsperiode).

Diese Größe erfüllt in jedem Fall die Forderung $T_j = \prod_{j=1}^n T_{B_j}$,

denn $\prod_{i=1}^{ind} INM'_{B_i} = I_{INM}$.

Es läßt sich aber zeigen, daß die zweite Forderung, nämlich

$$S_{B_i} = INM_{B_i} \cdot SM_{B_i} \quad (i = 1, \dots, ind)$$

durch INM'_{B_i} nicht erfüllt wird. Zu diesem Zweck muß lediglich die analytische "Komplementärlösung" $INM_{B_i} = \frac{s_{B_i}}{SM_{B_i}}$ der Größe INM'_{B_i} gegenübergestellt werden:

$$INM_{B_i} = \frac{\left(\sum_{j=1}^i \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^1 \cdot p_{k,j}^1) + \sum_{j=i+1}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^0 \cdot p_{k,j}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^{i-1} v_l^1 + \sum_{l=i}^{ind} v_l^0 \right)}{\left(\sum_{j=1}^{i-1} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^1 \cdot p_{k,j}^1) + \sum_{j=i}^{ind} \sum_{k=1}^{n_j} (v_{k,j}^0 \cdot p_{k,j}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^i v_l^1 + \sum_{l=i+1}^{ind} v_l^0 \right)}$$

$$= \frac{\left(\sum_{j=1}^i \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^1 \cdot p_{a,j}^1) + \sum_{j=i+1}^{ind} \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^0 \cdot p_{a,j}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^{i-1} v_l^1 + \sum_{l=i}^{ind} v_l^0 \right)}{\left(\sum_{j=1}^{i-1} \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^1 \cdot p_{a,j}^1) + \sum_{j=i}^{ind} \sum_{a=1}^{agg_j} (v_{a,j}^0 \cdot p_{a,j}^1) \right) \cdot \left(\sum_{l=1}^i v_l^1 + \sum_{l=i+1}^{ind} v_l^0 \right)}$$

Diese Größe läßt sich auch nach Kürzung des Bruches nicht in INM'_{B_i} überführen.

Wieder einmal gilt es also, ein Dilemma mit "Gewalt" aufzulösen. Es muß offenbar eine Entscheidung zwischen einer mathematisch-formal konsistenten Lösung (INM_{B_i}) und einer leichter interpretierbaren Lösung (INM'_{B_i}) gefällt werden.

Im GKV-Arzneimittelindex wurde in diesem Fall ein pragmatischer Weg beschritten. Die Komplementärlösungen sind EDV-mäßig erheblich leichter zu realisieren und wurden deshalb bevorzugt. Indessen gilt auch hier - wie bislang überall, wo unterschiedliche Berechnungsweisen zur Disposition standen: Beide Berechnungsformeln führen zu sehr ähnlichen Zahlenwerten; für die praktische Anwendung ist die Frage, welche Berechnungsformel angewendet werden soll, bedeutungslos.

8 Umrechnung der Indexzahlen in Absolutbeträge

Eine weitere denkbare Methode zur Ermittlung spezifischer "Beiträge" einzelner Teilmärkte zu den Gesamtmarkt-Komponenten besteht in der Umrechnung der prozentualen Steigerungsraten in Absolutbeträge. Wenn man die Aussage: "Die Strukturkomponente der Indikationsgruppe xy beträgt 10 %" (bzw. als Indexwert 1,1) überführen könnte in die Aussage: "Die Strukturkomponente der Indikationsgruppe xy hat einen Ausgabenzuwachs von yz DM verursacht, so wäre die umständliche Berechnung von Teilmarktbeiträgen verzichtbar. Denn die in absolute Wachstumsbeträge umgerechneten Einzelkomponenten aller Teilmärkte sollten sich - zumindest theoretisch - wieder zum (absoluten) gesamten Umsatzwachstum addieren.

Diese Vorstellung, verbunden mit der Tatsache, daß DM-Beträge gedanklich leichter zu fassen sind als prozentuale Steigerungsraten, hat immer wieder Versuche ausgelöst, die multiplikativen Indexmodelle durch additive zu ersetzen.

8.1 Ein additives Modell der Komponentenzerlegung

Ein sehr einfaches additives Modell ist vor einiger Zeit für die Berechnung der Preiskomponente von Institut für medizinische Statistik (IMS) vorgeschlagen worden.²² Das Prinzip dieses Modells besteht darin, aus dem Quotienten des Preisindex eine Subtraktion zu machen. Dem Laspeyres-Preisindex entspricht in einem derartigen Modell die Berechnungsformel

$$Abs(P) = \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1) - \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0)$$

Dieses Modell läßt sich letztlich auf alle bislang ausgewiesenen Einzelkomponenten anwenden. Im Einzelfall muß allerdings ein Gewichtungssparameter eingeführt werden. Dies ist etwa ganz augenscheinlich bei der Verordnungszahlen-Komponente der Fall. Die absolute, in DM gemessene, Umsatzwirkung von I_V kann nämlich nicht in der Differenz der beiden Verordnungsvolumina ($\sum_{i=1}^n v_i^1 - \sum_{i=1}^n v_i^0$) bestehen. Hier ist es notwendig, mit dem durchschnittlichen Wert je Verordnung (entweder der Basis- oder der Berichtsperiode) zu

²²IMS (Institut für medizinische Statistik): Komponenten des Wachstums 79:78 (Angebotsunterlagen). Frankfurt/Main 1980.

gewichten. Denn nur dann kann der Absolutbetrag $Abs(V)$ angeben, um welchen Betrag der Gesamtumsatz angestiegen wäre, wenn sich lediglich die Zahl der Verordnungen wie beobachtet verändert hätte, wenn aber alles andere - damit also auch der durchschnittliche Verordnungswert - gleich geblieben wäre.

Es ist leicht einzusehen, daß ein solches Modell zu stimmigen Resultaten führen wird. Das Grundmodell

$$I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$$

würde in diesem additiven Modell der Gleichung entsprechen:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^1) - \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0) &= \left(\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1) - \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0) \right) \\ &+ \left(\sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n (v_j^1 \cdot p_j^1)}{\sum_{j=1}^n v_j^1}) - \sum_{i=1}^n v_i^0 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n (v_j^1 \cdot p_j^1)}{\sum_{j=1}^n v_j^1} \right) \\ &+ \left(\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n (v_j^1 \cdot p_j^1)}{\sum_{j=1}^n v_j^1}) - \sum_{i=1}^n v_i^0 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n (v_j^0 \cdot p_j^1)}{\sum_{j=1}^n v_j^0} \right) \end{aligned}$$

Allerdings sind auch hier wieder alternative Gleichungen denkbar, in denen andere Gewichtungsparemeter verwendet werden. Dies ist kein Nachteil des Modells. Nachteilig erscheint aber doch die sehr komplizierte Berechnungsweise bei diversen Teilkomponenten, die hier auch gar nicht mehr dargestellt werden soll.

8.2 Logarithmierung der Indexgleichung

Es soll statt dessen ein gänzlich anderer Weg aufgezeigt werden, der zur Ermittlung von Absolutbeträgen direkt aus dem multiplikativen Modell führt. Auch hier soll die Ableitung nur anhand des Grundmodells $I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$ erfolgen. Es ist aber leicht einzusehen, daß die Absolutbeträge für alle weiteren Teilkomponenten sich auf vollkommen analoge Weise angeben lassen. Wird die Gleichung $I_U = I_P \cdot I_V \cdot I_S$ logarithmiert, so erhält man unmittelbar eine additive Darstellung des Zusammenhangs:

$$\ln(I_U) = \ln(I_P) + \ln(I_V) + \ln(I_S)$$

Diese additive Darstellung gibt allerdings noch nicht direkt absolute DM-Beträge für die jeweiligen Komponenten an. Durch einfache Umformung der

Gleichung erhält man jedoch:

$$(u^1 - u^0) = \left[\frac{\ln(I_P)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0) \right] + \left[\frac{\ln(I_V)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0) \right] + \left[\frac{\ln(I_S)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0) \right]$$

Nunmehr addieren sich die drei additiven Glieder auf der rechten Seite der Gleichung zur Gesamt-Umsatzdifferenz $(u^1 - u^0)$. Die einzelnen Glieder geben damit auch die Absolutbeträge der Komponenten wieder, aus denen sie durch Logarithmierung abgeleitet wurden, denn die weiteren Umformungen waren ausschließlich linearer Natur.

Daß dieses Modell allgemeinen Charakter aufweist, ist unmittelbar einzusehen. Auf diese Weise kann der Absolutbetrag einer beliebigen Komponente K dargestellt werden als $\left[\frac{\ln(K)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0) \right]$. Es handelt sich also um ein recht einfach zu handhabendes Berechnungsmodell, das in bezug auf den Grad der Komplexität der ursprünglichen Komponenten vollkommen invariant ist.

Immer dann, wenn es alternative Verfahren gibt, mit denen man den gleichen Sachverhalt statistisch abbilden kann, möchte man gern wissen, ob und in welcher Weise sich die Ergebnisse der beiden Verfahren unterscheiden. Im vorliegenden Fall soll das zuerst beschriebene additive Verfahren mit dem Verfahren der Logarithmierung der multiplikativen Gleichung anhand eines einfachen Beispiels, nämlich des Preisindex, verglichen werden.

Demnach läßt sich die Frage formal darstellen als:

$$\sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1) - \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0) \stackrel{?}{=} \frac{\ln(I_P)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0)$$

Zur Vereinfachung wird gesetzt:

$$X = \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1)$$

Außerdem gilt:

$$\begin{aligned} u^1 &= \sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^1) \\ u^0 &= \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^0) \end{aligned}$$

Dann läßt sich ableiten:

$$X - u^0 \stackrel{?}{=} \frac{\ln(I_P)}{\ln(I_U)} \cdot (u^1 - u^0)$$

$$\ln(I_U) \cdot (X - u^0) \stackrel{?}{=} \ln(I_P) \cdot (u^1 - u^0)$$

$$I_U^{(X-u^0)} \stackrel{?}{=} I_P^{(u^1-u^0)}$$

$$\left(\frac{u^1}{u^0}\right)^{(X-u^0)} \stackrel{?}{=} \left(\frac{X}{u^0}\right)^{(u^1-u^0)}$$

Diese Gleichung ist jedoch lediglich für die trivialen Fälle $X = u^0$ oder $X = u^1$ oder $u^1 = u^0$ richtig. In den meisten Fällen weichen die Ergebnisse der beiden vorgestellten Berechnungsweisen also voneinander ab.

Diese Abweichungen können im vorliegenden Fall - ganz im Gegensatz zu den bisherigen Situationen, in denen sich unterschiedliche Berechnungsweisen anboten - sogar recht drastisch ausfallen. Ein einfaches fiktives Beispiel mag dies deutlich machen.

Es soll für eine bestimmte Produktmenge gelten:

$$I_U = I_P \cdot I_Q$$

$$\frac{u^1}{u^0} = \frac{X}{u^0} \cdot \frac{u^1}{X} \quad \text{bzw.} \quad \frac{u^1}{u^0} = \frac{u^1}{Y} \cdot \frac{Y}{u^0}$$

$$\left(X = \sum_{i=1}^n (v_i^0 \cdot p_i^1), \quad Y = \sum_{i=1}^n (v_i^1 \cdot p_i^0) \right)$$

$$\frac{6000}{1000} = \frac{3000}{1000} \cdot \frac{6000}{3000} \quad \text{bzw.} \quad \frac{6000}{1000} = \frac{6000}{2000} \cdot \frac{2000}{1000}$$

Für diesen speziellen Fall liefern also Laspeyres- und Paasche-Indices sowohl für die Preise als auch für die Mengen jeweils exakt dieselben Werte. Daher wäre auch zu erwarten, daß die Absolutbeträge, die den Umsatzzuwachs durch Preisänderungen und Mengenzuwachs ausdrücken sollen, in beiden Fällen gleich ausgewiesen werden.

Die Beträge, die das einfache additive Modell liefert, tun dies aber ganz offensichtlich nicht. Anstelle des Laspeyres-Preisindex wird der Absolutbetrag von $(3000 - 1000 = 2000)$ geliefert, für den Paasche-Preisindex $(6000 - 2000 = 4000)$. Das Verfahren reagiert ganz offenbar in Extremfällen (hier: 500 %ige Steigerung des Umsatzes) sehr anfällig auf die zugrundeliegende Index-Methode. Die ausgewiesenen Beträge schwanken in diesem Fall selbst um 100 %. Ein solches Verfahren wird man demnach nicht uneingeschränkt anwenden wollen.

Das "logarithmische Verfahren" dagegen liefert für diese beiden Alternativen stets dasselbe Resultat, nämlich für den Laspeyres-Preisindex einen Absolutbetrag von $(\frac{\ln(3)}{\ln(6)} \cdot 5000 = 3065,74)$ und für den Paasche-Preisindex ebenfalls $(\frac{\ln(3)}{\ln(6)} \cdot 5000 = 3065,74)$.

Das logarithmische Verfahren bleibt in seiner Berechnungsweise viel näher am ursprünglichen multiplikativen Indexmodell, das in seiner Invarianz hinsichtlich der Laspeyres-/Paasche-Indices gegenüber dem additiven Modell Vorzüge hat.

Mit Hilfe des logarithmischen Verfahrens läßt sich jedes beliebige Produkt von Komponenten als eine Addition von Absolutbeträgen darstellen, wenn für das Gesamtprodukt eine Differenzmenge (i. d. R.: $u^1 - u^0$) bekannt ist. Damit lassen sich also für jede Indikationsgruppe wie für den Gesamtmarkt solche additiven logarithmischen Darstellungen ableiten. Daraus leitet sich zugleich ab, daß die Addition über die Absolutbeträge aller Teilkomponenten aller Indikationsgruppen (bzw. allgemeiner: Teilmärkte) wiederum zur Umsatzdifferenz ($u^1 - u^0$) des Gesamtmarktes führen muß.

Es gilt nicht (!), daß die Addition über die Teilkomponenten der einzelnen Teilmärkte auch zum Absolutbetrag für die gleiche Teilkomponente des Gesamtmarktes führt. Dies liegt für die Strukturkomponente auf der Hand. Denn die Strukturkomponente des Gesamtmarktes enthält ja neben der Summe der Intermedikamenteneffekte *innerhalb* der Indikationsgruppen auch noch die Umsatzwirkung der Marktanteilsverschiebungen *zwischen* den Indikationsgruppen selbst. Somit kann eine Addition über die einzelnen Absolutbeträge der Strukturkomponenten in den Teilmärkten schon theoretisch nicht zum Absolutbetrag der Gesamt-Strukturkomponente führen.

Theoretisch erwartet werden kann die "richtige" Addition lediglich für solche Teilkomponenten, die von den Marktanteilsverschiebungen zwischen den Teilmärkten unbeeinflusst sind. Dies sind alle "Intra-Effekte" der Teilmärkte,

also im vorliegenden Fall wären

$$\sum_{i=1}^{ind} Abs(I_{SM_i}) = Abs(I_{ING_g})$$

$$\sum_{i=1}^{ind} Abs(I_{INM_i}) = Abs(I_{INM_g})$$

$$\sum_{i=1}^{ind} Abs(I_{DS_i}) = Abs(I_{DS_g})$$

$$\sum_{i=1}^{ind} Abs(I_{PAK_i}) = Abs(I_{PAK_g})$$

Darüber hinaus gilt es für die Preiskomponenten:

$$\sum_{i=1}^{ind} Abs(I_{P_i}) = Abs(I_{P_g})$$

Für alle "übergeordneten" Strukturkomponenten sowie die Verordnungszahlen-Komponente kann diese Addition nicht zum Gesamtmarkt-Ergebnis führen.

Darüber hinaus lassen sich auch hier gewisse Schwächen in der Konsistenz des Modells nicht vermeiden. Man würde nämlich intuitiv auch erwarten, daß die im vorangehenden Abschnitt ausgewiesenen Teilmarktbeiträge als Absolutbeträge ausgedrückt sich zum Absolutbetrag der jeweiligen (Teil-) Komponente des Gesamtmarktes addieren. Dies ist jedoch schon wegen der bereits beschriebenen Nicht-Eindeutigkeit der einzelnen Teilmarktbeiträge nicht möglich und gilt wie vieles andere bei der Komponentenzerlegung nur näherungsweise. Besonders paradox mag es scheinen, wenn selbst die aus dem Produkt $(\prod_{i=1}^{ind} U_{B_i} = I_U)$ abgeleiteten einzelnen Absolutbeträge nicht für jeden Teilmarkt exakt die tatsächliche Umsatzdifferenz dieses Teilmarktes angeben, obwohl ja letztlich die Summierung über alle einzelnen Umsatzdifferenzen der Teilmärkte $\sum_{i=1}^{ind} (u_i^1 - u_i^0)$ fraglos die gesamte Umsatzdifferenz korrekt abbilden würde.

Indessen sind all dies Schwächen des Modells, die den Theoretiker nervös werden lassen, die aber für die nutzbringende praktische Anwendung des Modells nicht ins Gewicht fallen. Die Abweichungen, um die es hierbei geht, sind in aller Regel vernachlässigbar klein und haben für die Vorbereitung politischer oder wirtschaftlicher Entscheidungen keinerlei Bedeutung.

9 Der allgemeine Charakter des Konzeptes der Komponentenzerlegung

Die Diskussion des Konzeptes der Komponentenzerlegung erfolgte in den vorangegangenen Kapiteln ausschließlich am Beispiel des Arzneimittelmarktes. Es muß aber betont werden, daß die Grundzüge des Konzeptes universeller Natur sind.

Durch die bisherigen Ausführungen ist gezeigt worden, daß eine gewinnbringende Anwendung der statistischen Komponentenzerlegung nur sehr geringe, häufig gegebene Voraussetzungen an den Untersuchungsgegenstand stellt.

1. Es muß sich um einen (Teil-)Markt handeln, in dem (volks)wirtschaftliche Änderungsraten analysiert werden können und sollen.
2. Der beobachtete Markt muß eine hinreichend homogene Struktur aufweisen. Denn die Analyse struktureller Veränderungen in einem Markt mit sehr heterogener Produktpalette ist nur wenig aussagefähig. Märkte, für die eine hinreichend homogene Produktpalette angenommen werden darf, existieren aber zahlreich. Der Arzneimittelmarkt sowie die im folgenden exemplarisch aufgeführten Anwendungsgebiete sind fraglos nur ein kleiner Teil davon. Denkbar ist die Anwendung der Methode ebenso im Rahmen der Analyse spezifischer Wirtschaftsbranchen, etwa: Automobilmarkt, HiFi-Markt, Elektro-Haushaltsgeräte usw. usf. Letztlich gibt es hier keine Beschränkung. Ganz allgemein kann festgestellt werden: Das vorgestellte Verfahren führt überall dort zu sinnvollen und aussagekräftigen Resultaten, wo sich eine sinnvoll zu interpretierende Stückzahlkomponente isolieren läßt.
3. Der beobachtete Markt sollte in vertikaler wie horizontaler Richtung sinnvoll zu untergliedern sein. Wesentlich ist hier die sinnvolle Zusammenfassung einzelner Produkte zu Gruppen und Obergruppen mit einer hierarchischen Struktur. Erst unter dieser Voraussetzung wird die Berechnung der einzelnen Strukturkomponenten zu sinnvollen (d.h. interpretationsfähigen) "Inter"- und "Intra-Effekten" führen.

Um ein beliebiges Beispiel herauszugreifen: Einen Teilmarkt für Elektrohaushaltsgeräte mag man z.B. untergliedern in Spülmaschinen, Elektroherde, Kühlgeräte, Waschmaschinen/Wäschetrockner etc. Die einzelnen Produktgruppen lassen sich auf einer tieferen Hierarchiestufe weiter differenzieren:

Kühlgeräte bspw. werden unterteilt in Kühlschränke, Kühl-/Gefrierkombinationen, Tiefkühlgeräte. Auf der nächst tieferen Hierarchiestufe lassen sich die Kühlschränke z. B. wieder untergliedern in solche ohne Tiefkühlfach, solche mit *—, ** —, ***—Tiefkühlfach. Soweit diese Differenzierungen selbst sinnvoll sind, werden auch die über die Strukturkomponenten gewonnenen Aussagen sinnvoll sein.

Für den vorgestellten Fall könnten mögliche Fragen lauten: Wie haben sich insgesamt die Umsätze der Branche entwickelt? Wie hat sich insgesamt die Zahl der abgesetzten Geräte entwickelt? Welche Umsatzwirkung ging von der Verschiebung der Nachfrage zwischen Kühlschränken mit *—Tiefkühlfach und solchen mit ** — oder ***—Tiefkühlfach aus? ...

Um nicht mißverstanden zu werden: Die Struktur und die tatsächliche Entwicklung im Markt der Elektrohaushaltsgeräte ist mir unbekannt. Es sollte nur deutlich gemacht werden, daß eine hierarchische Gliederung des Marktes, die zu sinnvollen und aussagefähigen Strukturkomponenten führt, in einer großen Zahl von Fällen gelingt.

Sobald die geschilderten Voraussetzungen erfüllt sind, können auf jeder Ebene der Markthierarchie die geschilderten "Inter"- und "Intra-Effekte" ermittelt werden und vollkommen analog zu den Ausführungen zum Arzneimittelmarkt zu interpretationsfähigen Aussagebündeln verdichtet werden.

Daß eine gewinnbringende Anwendung des Konzeptes der Komponentenzerlegung weit über den Arzneimittelmarkt hinaus möglich ist, kann aber nicht nur theoretisch begründet werden, sondern ist durch empirische Studien im Krankenhausbereich und im Bereich der ambulanten ärztlichen Versorgung bereits hinreichend dokumentiert.²³ Im Anhang zu dieser Arbeit sind die Grundkonzepte und einige Ergebnisse dieser Anwendungen abgedruckt. Bei der Analyse der Krankenhausaussgaben wird nahezu analog zum GKV-Arzneimittelindex verfahren. Dabei werden formal die Arzneimittel-Verordnungen v_i durch Krankenhaus-Pflegetage t_i ersetzt, die jeweils mit einem bestimmten Preis p_i , nämlich dem Pflegesatz des beobachteten Krankenhauses verknüpft sind.

²³vgl. dazu die Materialien im Anhang

Eine sehr instruktive Weiterentwicklung hat das Konzept bei der Analyse der ärztlichen Honorarentwicklung erfahren. Die Einführung des sog. magischen Erklärungsquadrates²⁴ ermöglicht eine äußerst übersichtliche Gesamtschau. Im Prinzip ist dabei auch die Verknüpfung unterschiedlicher Sektoren des Gesundheitswesens möglich. Für eine Zusammenführung der Analyse ärztlicher Honorarentwicklung und Entwicklung der Arzneimittelausgaben der GKV ist dies bereits geschehen.²⁵

Im Grundzug stellt das magische Erklärungsquadrat eine systematische Verknüpfung verschiedener Änderungsraten dar. Die Benennung von Beziehungsgrößen erlaubt dabei beliebige Komponentenzerlegungen durch Quotientenbildung. Freilich beschränkt sich die Differenzierungsmöglichkeit auf typische "X je Y"-Beziehungen. Die übersichtliche Darstellungsweise schafft aber eine Vielzahl häufig äußerst aufschlußreicher Erklärungsketten von der Art:

$$A = \frac{A}{B} \cdot \frac{B}{C} \cdot \frac{C}{D} \cdot \frac{D}{E} \cdot E,$$

wobei die Größen $\frac{A}{B}$, $\frac{B}{C}$ usw. je nach Konstruktion der Erklärungskette durchaus selbständige Einflußfaktoren darstellen können. In diesem Sinne kann man das "magische Quadrat" in vielen Fällen auch komplementär zum Konzept der Strukturkomponentenzerlegung verwenden.²⁶

²⁴vgl. H. Berg, G. Eberle, D. Paffrath: Ärztliche Honorarentwicklung 1980 - 1983. Ein "magisches Erklärungsquadrat". In: Sozialer Fortschritt 33 (1984), S. 245 - 250.

²⁵vgl. E. Westphal: Arzneimittelmärkte im Umbruch? In: AOK-Bundesverband (Hrsg.): Lebendige Krankenversicherung. Presseseminar Maria Laach 1985. S. 37 - 45.

²⁶vgl. ebenda

10 Ausblick

Mit dem Konzept der statistischen Komponentenzerlegung ist eine Methode vorgestellt worden, die wichtige Aufschlüsse für eine inhaltliche Analyse unterschiedlichster Gegenstandsbereiche liefern kann. Soweit (volks)wirtschaftliche Änderungsraten "erklärt" werden sollen, ist das vorgestellte Verfahren für die Vorbereitung derartiger Analysen gut geeignet. Wichtig ist dabei allerdings, das Verfahren nicht zu überziehen. Eine sinnvolle Vorbereitung inhaltlicher Analysen muß auch die Auswahl der "richtigen" Komponenten beinhalten und kann nicht in der Erzeugung einer - beliebig ausdehnbaren - Komponentenvielfalt bestehen.

Die Stärken des Verfahrens liegen sicherlich in seiner Einfachheit und seiner Flexibilität, die eine i.d.R. gute Anpassung des formalen Apparates an den Untersuchungsgegenstand erlauben. Als Schwäche wird mancher empfinden, daß an unterschiedlichen Stellen der Komponentenzerlegung keine eindeutigen Lösungen existieren, sondern jeweils unterschiedliche, m.E. durchaus gleichberechtigte, Lösungswege eingeschlagen werden können.

Für den an formaler Stringenz und Konsistenz interessierten Theoretiker mag dies ein echter Mangel sein, in der Praxis ist diese Tatsache faktisch bedeutungslos, weil die unterschiedlichen Lösungswege stets zu rechnerisch nahezu identischen Resultaten führen. Lediglich bei der Konstruktion von in der Praxis irrelevanten Extremfällen können diese Unterschiede eine nennenswerte Größenordnung erlangen.

Die Anwendung des Konzeptes der statistischen Komponentenzerlegung hat sich im GKV-Arzneimittelindex und in anderen Projekten des WIdO fraglos bewährt. Die Tatsache, daß der Arzneimittelindex auf der Grundlage einer Zufallstichprobe erstellt wird, wirft freilich auch die Frage nach den stichprobentheoretischen Implikationen des Modells auf. Es stellt sich also - wie bei jeder Zufallstichprobe - die Frage, inwieweit die aus der Stichprobe gewonnenen Indexwerte von den Indexwerten in der Grundgesamtheit abweichen können. Die Errechnung von Stichprobenschätzfehlern für Indices wurde bisher im WIdO noch nicht angegangen. Bislang sind mir aber auch anderweitig noch keine derartige Arbeiten bekannt geworden. Möglicherweise besteht hier also noch Forschungsbedarf. Im GKV-Arzneimittelindex wird die Komplexität dieses statistischen Problems allerdings noch erhöht durch die Tatsache, daß eine regional geschichtete Stichprobe gezogen wird, die zudem bezogen auf das eigentliche Merkmal, die *Arzneiverordnung*, Klumpeneffekte aufweist, weil auf jedem gezogenen Rezeptblatt mehrere Arzneiverordnungen

aufgeführt sein können (im Durchschnitt rd. 1,8 Verordnungen je Rezeptblatt). Diese theoretischen Probleme sind noch nicht erschöpfend behandelt. Bislang wurden im WIdO lediglich mit Hilfe von Computer-Simulationen die Verteilungen bestimmter Indices nachgezeichnet. Eine systematische wahrscheinlichkeitstheoretische Analyse dieses Problemfeldes steht also noch aus und stellt sicherlich eine interessante und lohnenswerte Aufgabe für zukünftige theoretische Weiterentwicklungen dar.

Es sollte aber generell für das in dieser Arbeit vorgestellte methodische Konzept beachtet werden: Es befindet sich noch in der Entwicklung. Weiterentwicklungen sind denkbar und werden bei der Übertragung auf weitere Gegenstandsbereiche vielleicht sogar unausweichlich. Keineswegs ausgeschlossen ist auch, daß an einzelnen Stellen des formalen Gebäudes noch Korrekturen erforderlich sind. Gerade deshalb ist die Diskussion um das vorgestellte Konzept erforderlich und unbedingt gewünscht. Hinweise auf Fehler, mögliche Verbesserungen, Vereinfachungen und Weiterentwicklungen werden im WIdO gern aufgenommen. Lieber wäre uns freilich schon, daß alles richtig ist ...

Anhang

Anwendungsbeispiel Arzneimittelausgaben

**Quelle: U. Schwabe, D. Paffrath (Hrsg.): Arzneiverordnungs-Report '87
Gustav Fischer-Verlag Stuttgart 1987**

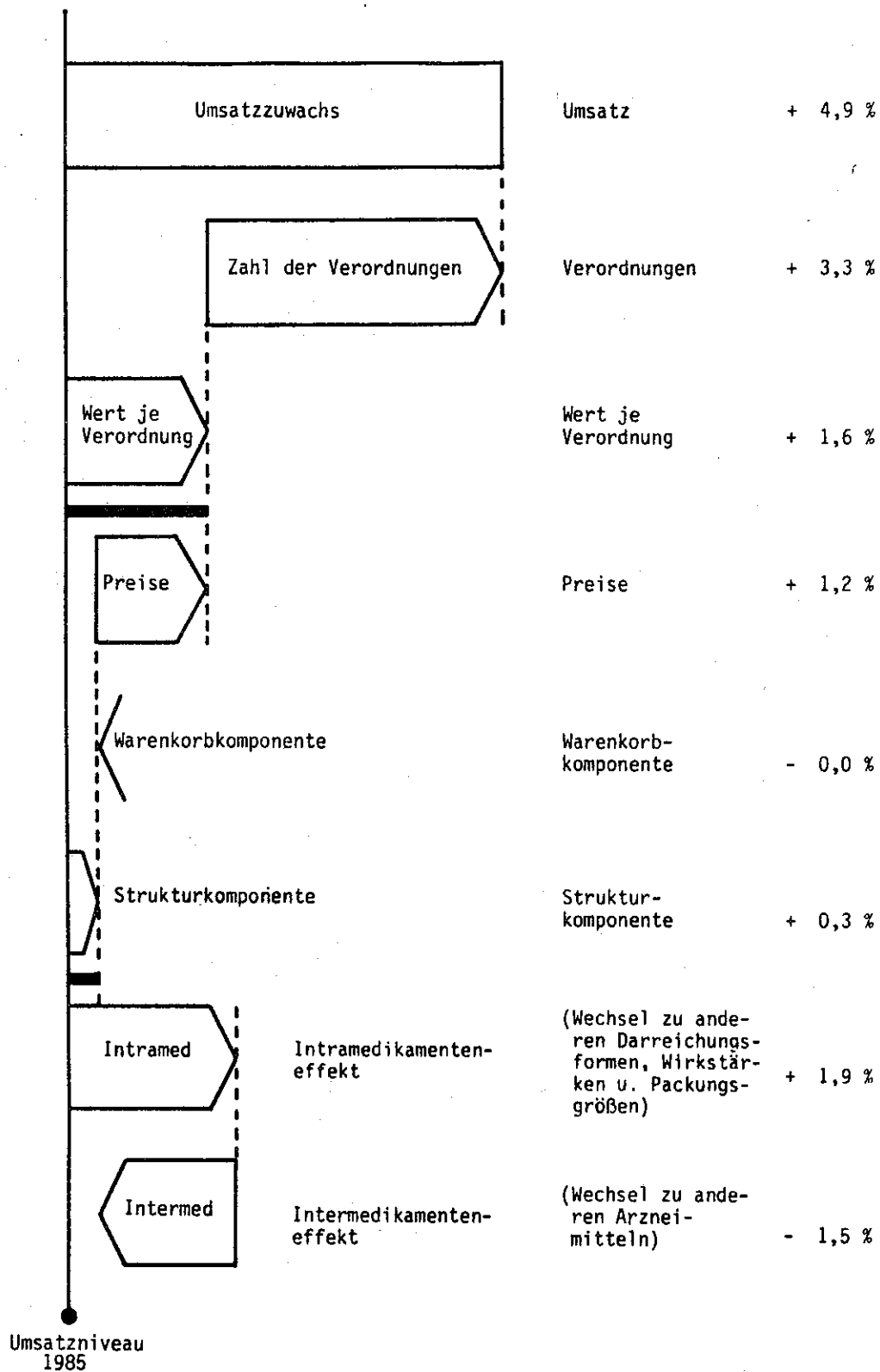


Abbildung 2: Graphische Darstellung der Umsatzentwicklung 1985/1986 (Komponentenzerlegung)

Erläuterungen zu Tabelle 31.3: Indikationsgruppenüberblick 1986

Preis-, Mengen- und Strukturentwicklung 85/86															
Veränderungswerte: 1. Zeile Indexwert in % 2. Zeile Äquivalent Mio. DM															
Indikationsgruppe Nr. Bezeichnung	Wert je VO	VO '86 in Mio	Ant. VO	Umsatz '86 in Mio DM	Ant. Ums.	Verord- nungen	Wert je VO	Preis- index	Waren- korb	Struk- turk.	Inter- med.	Intra- med.	Darr/ Stärk.	Pack- gröss.	Gesamt umsatz
1 Abmagerungsmittel	21.43	0.0	0.0	1.0	0.0	-26.0 -0.4	-12.5 -0.2	4.5 0.1	-1.5 -0.0	-15.0 -0.2	-13.4 -0.2	-1.8 -0.0	-0.5 -0.0	-1.3 -0.0	-35.2 -0.5
2 Aldosteron- Antagonisten	84.38	2.5	0.4	206.9	1.2	-2.9 -6.1	1.9 4.0	0.0 0.0	-0.0 -0.0	1.9 4.0	-2.2 -4.7	4.2 8.6	0.7 1.4	3.5 7.2	-1.0 -2.1
5 Analgetika/ Antirheumatika	16.90	74.7	11.1	1262.0	7.1	3.2 39.4	-0.6 -7.6	0.9 11.7	-0.0 -0.3	-1.5 -18.9	-2.0 -25.6	0.5 6.7	-0.6 -7.0	1.1 13.7	2.6 31.8
6 Anthelmintika	19.62	0.4	0.1	8.2	0.0	-17.5 -1.7	5.4 0.5	1.4 0.1	0.2 0.0	3.8 0.3	-2.7 -0.2	6.6 0.6	13.6 1.1	-6.1 -0.6	-13.1 -1.2
7 Antiallergika	16.72	7.6	1.1	127.3	0.7	9.7 10.9	5.9 6.7	2.1 2.5	-0.2 -0.2	3.9 4.5	1.3 1.6	2.5 2.9	0.0 0.0	2.5 2.9	16.1 17.6
8 Antianämika	23.06	4.5	0.7	104.1	0.6	1.4 1.5	0.4 0.5	2.4 2.4	0.0 0.0	-1.9 -2.0	-3.4 -3.6	1.6 1.7	0.3 0.3	1.3 1.4	1.9 1.9
9 Antiarrhythmika	84.84	2.7	0.4	227.7	1.3	0.3 0.6	4.7 10.2	1.3 3.0	0.0 0.1	3.3 7.1	1.2 2.6	2.1 4.6	0.1 0.1	2.0 4.4	5.0 10.8

- 1 Nummer und Bezeichnung der Indikationsgruppe gemäß Roter Liste
- 2 Durchschnittswert brutto je Verordnung in der Indikationsgruppe
- 3 Anzahl der Verordnungen (verordneten Arzneimittelpackungen) in der Indikationsgruppe in Mio.
- 4 Stückzahlmäßiger Marktanteil der Indikationsgruppe in v.H.
- 5 Umsatz in der Indikationsgruppe in Mio. DM
- 6 Umsatzmäßiger Marktanteil der Indikationsgruppe in v.H.

- 7 Veränderung der Verordnungszahl
- 8 Veränderung des durchschnittlichen Wertes je Verordnung
- 9 Preisindex nach Laspeyres (Durchschnitt der 12 Monate)
- 10 Warenkorbbestandteile: statistischer Korrekturfaktor, der die Wirkung von saisonalen Schwankungen und Warenkorberänderungen auf die Preiskomponente beschreibt
- 11 Veränderungen des durchschnittlichen Wertes je Verordnung in der Indikationsgruppe aufgrund struktureller Nachfrageveränderung gesamt
- 12 Veränderung des durchschnittlichen Wertes je Verordnung aufgrund veränderter Nachfrage nach den unterschiedlichen Arzneimitteln (Standardaggregate) der Indikationsgruppe
- 13 Veränderung des durchschnittlichen Wertes je Verordnung aufgrund veränderter Nachfrage nach Stärken, Darreichungsformen und Packungsgrößen identischer Arzneimittel
- 14 Veränderung des durchschnittlichen Wertes je Verordnung aufgrund veränderter Nachfrage nach Stärken und Darreichungsformen identischer Arzneimittel
- 15 Veränderung des durchschnittlichen Wertes je Verordnung aufgrund veränderter Nachfrage nach Packungsgrößen identischer Darreichungsformen und Stärken
- 16 Veränderung des Umsatzes

Für alle Veränderungswerte gilt:

1. Zeile: Indexwert in v.H.
2. Zeile: Äquivalent in Mio. DM

noch Tabelle 31.3

Indikationsgruppenübersicht 1986

Preis-, Mengen- und Strukturentwicklung 85/86

Veränderungswerte: 1. Zeile Indexwert in %, 2. Zeile Äquivalent Mio. DM															
Indikationsgruppe Nr. Bezeichnung	Wert je VO	VO '86 in Mio	Ant. VO	Umsatz'86 in Mio DM	Ant. Ums.	Verord- nungen	Wert je VO	Preis- index	Waren- korb	Struk- tur	Inter- med.	Intra- med.	Darr/ Stärk.	Pack- gröss.	Gesamt umsatz
84 Wundbehandlungs- mittel	14.63	6.1	0.9	89.4	0.5	8.5 6.8	7.3 5.8	1.3 1.1	-0.1 -0.1	6.0 4.8	2.7 2.2	3.1 2.6	0.2 0.2	2.9 2.4	16.5 12.6
85 Zytostatika und Metastasenhemmer	141.22	0.5	0.1	70.3	0.4	-5.6 -4.1	5.0 3.4	1.6 1.1	-0.4 -0.3	3.7 2.6	2.6 1.8	1.1 0.8	3.9 2.7	-2.7 -2.0	-0.9 -0.7
99 nicht in Roter Liste	20.89	8.3	1.2	173.9	1.0	26.1 34.2	10.8 15.2	1.5 2.2	0.2 0.3	8.9 12.6	9.6 13.6	-0.6 -0.9	-1.2 -1.7	0.6 0.8	39.7 49.4
Gesamtmarkt GKV-Rezepte mit Fertigarzneimitteln	26.27	675.4	100	17746.7	100	3.3 560.1	1.6 266.9	1.2 211.7	-0.0 -5.1	0.3 60.3	-1.5 -257.8	1.9 318.1	0.3 44.9	1.6 273.2	4.9 827.1
Rezepturen, Galenika u. Desensibilisierungsmittel	24.79	15.3	38.4	379.3	32.5	22.4 69.7	-1.3 -4.5								20.8 65.2
Verbandstoffe	16.39	10.8	27.3	176.7	15.1	16.1 23.5	8.9 13.4								26.4 36.9
Krankenpflegeartikel	56.99	8.3	21.0	473.9	40.5	56.6 177.4	-7.2 -29.4								45.4 148.0
Andere Nicht- Fertigarzneimittel*	26.65	5.2	13.1	139.0	11.9	18.2 23.9	-20.6 -33.0								-6.1 -9.0
Summe Nicht- Fertigarzneimittel	29.53	39.6	100	1168.9	100	25.7 238.8	0.3 3.2								26.1 242.0
Gesamtmarkt GKV-Rezepte	26.46	715.0		18915.6		4.3 774.1	1.6 294.6								6.0 1068.7

Gliederung des Intermedikamenteneffektes bei den Fertigarzneimitteln

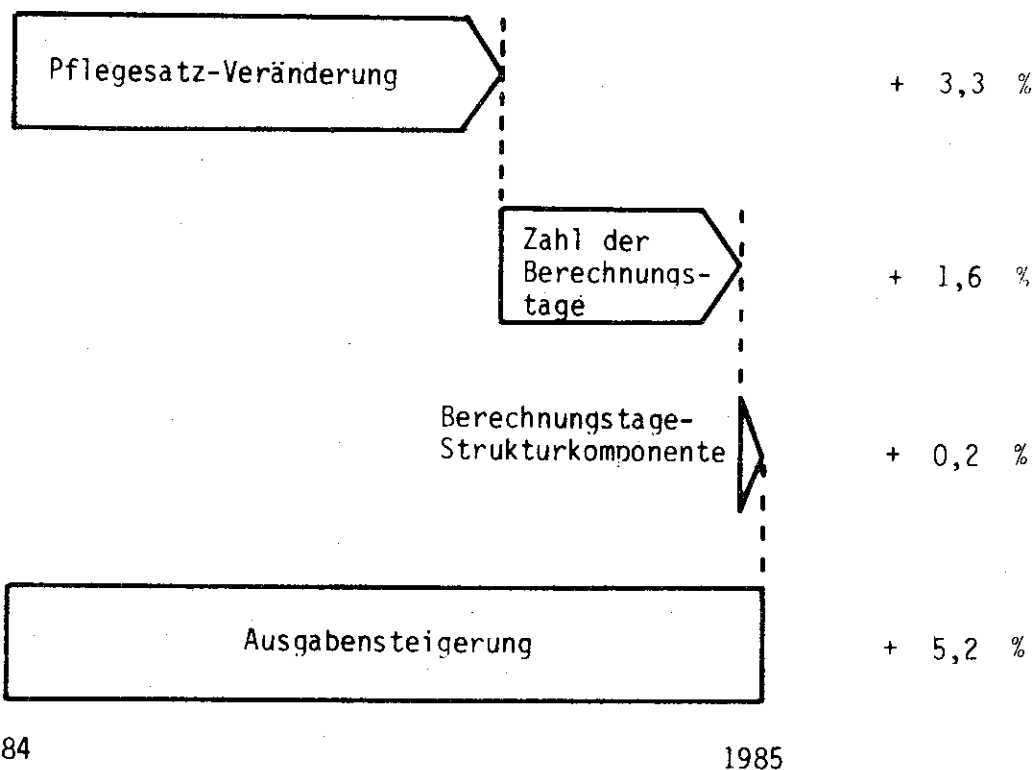
Intermed.-Effekt Gesamt	davon: Inter-Indik.	davon: Intra-Indik.
-1.5	-0.8	-0.7
-257.8	-142.2	-115.6

* Einschließlich nicht-identifizierter Verordnungspositionen

Anwendungsbeispiel Krankenhausindex

**Quelle: WIdO: Präsentationspapier Krankenhausindex
Bonn, Dezember 1986**

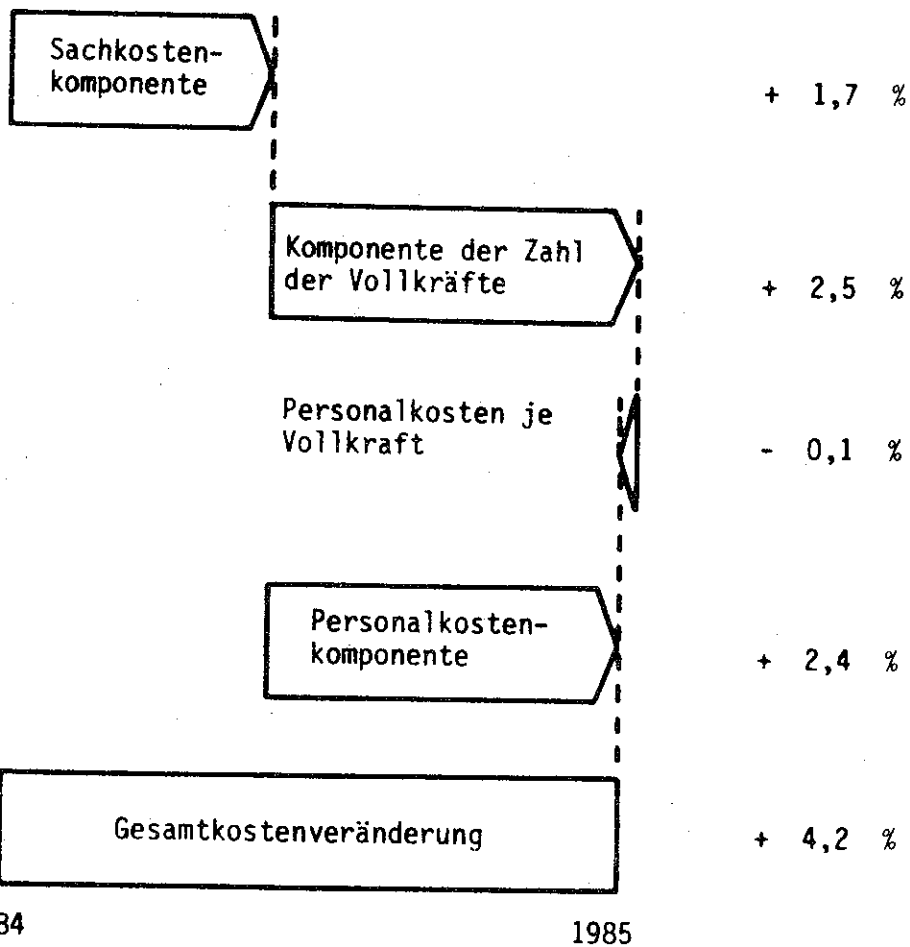
Entwicklung der GKV-Ausgaben
für den Krankenhaussektor



Ausgabenentwicklung der Krankenkassen sowie Beitrag der Pflegesätze, Berechnungstage, Pflege tage, Fallzahlen und der Verweildauer zur Ausgabenentwicklung differenziert nach Art der Krankenhäuser (1984/1985)

Krankenhausart	Ausgaben- veränderung der Kran- kenkassen in v. H.	Pflegesatz- veränderung in v. H.	Berechnungs- tage- veränderung in v. H.	Veränderung der Pflege tage		
				insgesamt in v. H.	davon Fallzahl- veränderung in v. H.	Verweild. veränderung in v. H.
KRH mit 12 Fachabt./ Universitätskliniken	2,51	2,31	0,34	0,45	1,52	- 1,05
KRH mit 9 - 11 Fachabt.	5,15	2,40	2,54	2,23	6,41	- 3,95
KRH mit 7 - 8 Fachabt.	3,13	3,23	- 0,02	- 0,28	1,92	- 2,17
KRH mit 5 - 6 Fachabt.	8,69	3,49	4,42	4,26	1,73	2,49
KRH mit 4 Fachabt.	5,12	3,68	1,49	1,43	2,26	- 0,80
KRH mit 3 Fachabt.	4,42	3,35	0,98	0,28	1,68	- 1,38
KRH mit 2 Fachabt.	4,51	3,08	1,10	0,84	2,01	- 1,15
KRH mit 1 Fachabt./ Fach-KRH	6,74	4,25	2,43	2,26	2,25	0,02
Fach-KRH für Psychia- trie und/oder Neurologie	4,40	5,37	- 0,99	- 1,05	1,21	- 2,23
Belegkrankenhäuser	2,50	4,35	- 1,59	- 3,95	- 2,42	- 1,57
Insgesamt	5,18	3,32	1,63	1,32	2,09	- 0,75

Beitrag einzelner Kostenkomponenten zum Gesamtkostenanstieg



Gesamtkostenentwicklung sowie Beitrag der Sachkosten, Personalkosten,
Anzahl der Vollkräfte und Personalkosten je Vollkraft zur Gesamtkostenentwicklung
differenziert nach Art der Krankenhäuser (1985 im Vergleich zum Vorjahr)

Krankenhausart	Kosten insgesamt Veränderung in v. H.	Beitrag der ...			
		Sach- kosten	Personal- kosten	davon: Anzahl der Vollkräfte	Personal- kosten je Vollkraft
KRH mit 12 Fachabt./ Universitätskliniken	+ 4,9	+ 2,4	+ 2,4	+ 2,1	+ 0,3
KRH mit 9 - 11 Fachabt.	+ 6,8	+ 3,0	+ 3,7	+ 7,0	- 3,1
KRH mit 7 - 8 Fachabt.	+ 4,4	+ 1,7	+ 2,6	+ 2,3	+ 0,4
KRH mit 5 - 6 Fachabt.	+ 4,7	+ 1,5	+ 3,1	+ 2,8	+ 0,3
KRH mit 4 Fachabt.	+ 4,1	+ 1,6	+ 2,5	+ 1,7	+ 0,8
KRH mit 3 Fachabt.	+ 2,6	+ 1,3	+ 1,3	+ 2,1	- 1,0
KRH mit 2 Fachabt.	+ 3,5	+ 1,7	+ 1,8	+ 1,8	0,0
KRH mit 1 Fachabt./ Fach-Krankenhaus	+ 4,5	+ 1,8	+ 2,7	+ 1,6	+ 1,0
Fach-KRH für Psychia- trie und/oder Neurologie	+ 2,5	+ 0,4	+ 2,1	+ 1,4	+ 0,7
Belegkrankenhäuser	+ 3,6	+ 1,0	+ 2,1	+ 1,1	+ 1,5
Insgesamt	+ 4,2	+ 1,7	+ 2,4	+ 2,5	- 0,1

Anwendungsbeispiel Ausgaben für ambulante ärztliche Versorgung

**Quelle: H.-M. von Stackelberg: Leistungsreport Ärzte
In: Die Ortskrankenkasse 68 (1986), S. 391 ff.**

Hans-Magnus von Stackelberg, WIdO

Leistungsreport Ärzte

Ein Konzept

Welche Leistungen erhalten die Versicherten von den niedergelassenen Ärzten in der Bundesrepublik Deutschland, wie verändern sich die Leistungsmengen und -struktur? Diese Fragen sind der Ausgangspunkt für

ein Projekt, in dem das ärztliche Leistungsgeschehen durchleuchtet werden soll. Im folgenden wird die vom Wissenschaftlichen Institut der Ortskrankenkassen (WIdO) erarbeitete Konzeption vorgestellt.

Für die ambulante Behandlung ihrer Versicherten haben die gesetzlichen Krankenkassen 1984 pro niedergelassenen Arzt im Durchschnitt 317 300 DM gezahlt.¹ Seit Jahren steigt der Gesamtbetrag kontinuierlich an, den die Krankenkassen für die ambulante ärztliche Versorgung ihrer Versicherten aufbringen. Waren es 1970 noch 5,5 Milliarden DM, so erhöhten sich im Laufe von 14 Jahren die Ausgaben für die ambulante Behandlung um das 3,5fache auf 18,9 Milliarden DM im Jahre 1984. Allein die Ortskrankenkassen stellten 1984 für die kassenärztliche Behandlung ihrer Versicherten 8,0 Milliarden DM zur Verfügung.

Welche kassenärztlichen Leistungen haben die Krankenkassen mit diesen hohen Geldbeträgen finanziert? Folgt das Leistungsspektrum der Kassenärzte in der Bundesrepublik Deutschland adäquat den sich ständig wandelnden Anforderungen, die die medizinische Wissenschaft sowie die Mitglieder der Krankenkassen und ihre Arbeitgeber anlegen?

Die Antwort auf diese Fragen ist für die Krankenkassen und ihre Mitglieder von hohem Interesse. Die Selbstverwaltung des AOK-Bundesverbandes hat sich das Ziel gesetzt, den AOK-Mitgliedern eine vollwertige medizinische Versorgung zu akzeptablen Beitragssätzen zu garantieren. Wilhelm Heitzer, Vorstandsvorsitzender des AOK-Bundesverbandes: „In den nächsten Jahren wird es darauf ankommen, qualitatives Wachstum zu erzeugen und eine rein quantitative Expansion, die keine bessere Versorgung unserer Versicherten bedeutet, zu bremsen.“² Zur Verwirklichung dieses Zieles ist die genaue Kenntnis und sachverständige Beurteilung des ärztlichen Leistungsspektrums unabdingbar.

In dem Ziel einer möglichst guten Versorgung der Versicherten sind sich Krankenkassen und Ärzteschaft einig. Die Ärzte fordern hierbei den Vorrang der medizinischen Prioritäten in der Gesundheitspolitik. Prioritäten können weder bestimmt noch überprüft werden, ohne das tatsächliche Leistungsspektrum der Ärzteschaft zu kennen. Die Ärzte haben also ein ureigenes Interesse, ihre Leistungen in der Öffentlichkeit darzustellen.

Bisher reichten die bekannten Informationen zur Beurteilung des ärztlichen Leistungsspektrums nicht aus. Die zur Zeit in Deutschland herrschende Datenlage ist mehr von finanzstatistischen Sachverhalten geprägt. Angaben über die dahinterstehenden Leistungen und Ergebnisse sind nur gelegentlich vorhanden beziehungsweise kaum veröffentlicht. Das WIdO hat deshalb ein Konzept entwickelt, mit dessen Hilfe auch in diesem Sektor die Globalentwicklungen in aussagefähigere Teilkomponenten zerlegt werden können.

Das Konzept

Bei der folgenden Darstellung des Analysekonzeptes wird zunächst von der Einzelleistungsvergütung der Ärzteschaft ausgegangen. Die Auswirkungen der Pauschalierung im Laborbereich und der Anbindung der Ausgabensteigerungen an die Grundlohnsumme können aber ohne weiteres berücksichtigt werden.

Zentrale Kennziffer sind die als Umsatz bezeichneten Ausgaben der Krankenkassen für ärztliche Behandlung. Ihre Veränderung im Zeitablauf gilt es zu erklären.

Der Umsatz setzt sich aus Mengen (Häufigkeiten, mit denen bestimmte Leistungen abgerechnet werden) zusammen, die mit Preisen bewertet werden. Aber auch bei konstanter Gesamtzahl der erbrachten Leistungen und unveränderten Preisen sind Umsatzänderungen möglich, wenn sich die Abrechnungsstruktur ändert; so führt zum Beispiel ein Ersatz von „teuren“ durch „billige“ Abrechnungsziffern zu einer Umsatzminderung. Damit sind die drei Hauptkomponenten der Umsatzentwicklung genannt: Preise, Mengen und Struktur. Auf diese drei Hauptkomponenten sollen die Ausgabenzuwächse im Bereich der ambulanten ärztlichen Versorgung zurückgeführt werden. Jede dieser drei Hauptkomponenten läßt sich noch weiter untergliedern, so daß eine differenzierte Analyse der Ausgabenentwicklung möglich ist.

Preise

Die Preiskomponente soll den Einfluß der Preise auf die Ausgabenentwicklung wiedergeben. In der kassenärztlichen Versorgung ist der Ausdruck „Preis“ ungebrauchlich. Was soll also unter Preisen verstanden werden?

In der Regel wird in der kassenärztlichen Versorgung kein DM-Betrag für die einzelnen Leistungen vereinbart, sondern es finden Preisverhandlungen auf zwei Ebenen statt: Auf Bundesebene werden die Leistungen mit *Punktzahlen* bewertet; sie werden im Bewertungsmaßstab für kassenärztliche Leistungen (BMÄ) zusammengestellt. Die Punktzahlen legen das wertmäßige Verhältnis der Leistungen zueinander fest (Struktur), aber nicht die absolute Höhe der Vergütung (Niveau).

Erst aus der Festlegung der Gesamtvergütung zwischen den Landesverbänden der Krankenkassen mit den Kassenärztlichen Vereinigungen ergibt sich, wie die Punkte in DM umzurechnen sind. Während früher nur ein allgemeiner *Punktwert* vereinbart wurde, der als Umrechnungsfaktor für alle Leistungen galt, gibt es seit einiger Zeit differenziertere Regelungen (reduzierter Punktwert, Laborpunktwert, Anbindung der Ausgabenentwicklung für ambulante ärztliche Leistungen an die Entwicklung der Grundlohnsumme).

Das Analysekonzept sieht vor, die Preiskomponente in eine Punktzahlkomponente und eine Punktwertkomponente zu untergliedern.

Mengen

Werden die Versicherten häufiger krank und konsultieren ihren Arzt, so erhöht sich das Leistungsvolumen der Kassenärzte. Dies soll in dem Analysekonzept als *Fallzahleneffekt* berücksichtigt werden. Die abgerechneten Leistungen können aber auch zunehmen, weil die Ärzte die Patienten

1 Vgl. zu den Zahlenangaben z. B.: AOK-Bundesverband (Hrsg.): Statistisches Handbuch 1985 Vertragspartner, Bonn 1985.

2 Wilhelm Heitzer: Perspektiven der Selbstverwaltung. Statement für die Pressekonferenz am 14.4.1986, Manuskript, S. 5.

häufiger zu ihren Kollegen anderer Fachrichtung überweisen. Daher soll der Fallzahleneffekt aufgeteilt werden nach der Veränderung der Zahl der Originalscheine einerseits und der Sekundärscheine andererseits. Schließlich ist auch vorgesehen, die Mengenausweitung aufgrund eines Anstieges der Zahl der abgerechneten Leistungen je Krankenschein als *Einzelleistungseffekt* auszuweisen.

Struktur

Für strukturelle Untersuchungen sollen die Leistungen in Gruppen zusammengefaßt werden. So ist eine Gruppenbildung nach den Kapiteln des BMA vorgesehen, welche die Leistungen in Allgemeine Leistungen und grob nach Fachrichtungen einteilt. Eine andere Klassifikation fußt auf den Leistungsgruppen, die die Kassenärztlichen Vereinigungen bei der Zusammenstellung der Abrechnungsergebnisse nach Formblatt 3 verwenden (vgl. Tabelle).

Struktureffekte treten innerhalb von Leistungsgruppen, aber auch zwischen ihnen auf. Um im obigen Beispiel zu bleiben: Mißt man das Verhältnis von „teuren“ und „billigen“ Leistungen jeweils in einer Gruppe und vergleicht die Daten mit den Vorjahreswerten, so ist das Ergebnis der Intragruppeneffekt. Hingegen mißt der Intergruppeneffekt Strukturänderungen, die das Verhältnis der Gruppen zueinander betreffen.

Ein detaillierter Vergleich des Abrechnungsspektrums ist mit den sogenannten Hitlisten möglich, in denen die Abrechnungspositionen dargestellt werden können, die nach den Kriterien Umsatz und Abrechnungshäufigkeit führend sind.

Arztgruppen

Die Ausgabenveränderung wird bei einer Einzelleistungsvergütung zwar rechnerisch durch die multiplikative Verknüpfung der Preis-, Mengen- und Struktureffekte vollständig erklärt, eine wesentliche Einflußgröße auf den Umsatz ist jedoch bisher vernachlässigt worden: die (Fach-) Arztgruppen. Es liegt nahe, der Frage nachzugehen, ob und gegebenenfalls wie sich das Abrechnungsverhalten der Ärzte in den unterschiedlichen Fachrichtungen voneinander unterscheidet. Hierfür sollen fachgruppenspezifische Auswertungen der Abrechnungen erstellt werden. So ist zum Beispiel überprüfbar, ob es zu einer Zunahme von Einzelleistungen je Fall bei relativ teuren Arztgruppen gekommen ist oder ob die Fallzahlen bei denjenigen Fachärzten gestiegen sind, die höher bewertete Leistungen abrechnen als der Durchschnitt.

Leistungsreport Ärzte: Vergleich 1984 – Übersicht nach Leistungsgruppen*

Leistungsgruppe	Häufigkeit		Umsatz		Preis-effekt	Veränderung in %		
	in Mio.	in %	in Mio. DM	in %		Menge	Struktur	Umsatz
1 Beratungen	338,8	30,0	2515,2	22,6	2,4	-0,4	0,0	2,1
2 Besuche	38,4	3,4	992,3	8,9	2,4	2,2	-0,1	4,6
3 Allgemeine Leistungen	41,2	3,6	209,4	1,9	2,4	5,2	1,4	9,3
4 Sonderleistungen	395,7	35,0	4171,1	37,5	2,5	3,9	1,7	8,3
5 Physikalisch-medizinische Leistungen	67,5	6,0	327,4	2,9	2,4	5,4	0,8	8,9
6 Laborleistungen	202,8	18,0	1325,2	11,9	-2,4	2,7	0,3	0,5
7 Röntgenleistungen	33,4	3,0	1369,2	12,3	2,4	4,4	0,9	7,9
10 Keine Angabe	11,5	1,0	224,5	2,0	2,4	-1,7	0,5	1,2
Alle	1129,3	100,0	11134,3	100,0	1,9	2,4	1,0	5,4

Gliederung des Struktureffektes:

Intragruppeneffekt	0,826 %
Intergruppeneffekt	0,218 %

Gliederung des Mengeneffektes:

Fallzahleneffekt	1,20 %
Einzelleistungseffekt	1,19 %

* Basis: Abrechnungsdaten der Allgemeinen Ortskrankenkassen, Betriebskrankenkassen, Innungskrankenkassen und landwirtschaftlichen Krankenkassen.

Erste Ergebnisse

Ein erster Vergleich zeigt, daß die Ortskrankenkassen, Betriebskrankenkassen, Innungskrankenkassen und landwirtschaftlichen Krankenkassen im Jahre 1984 für die ärztliche Versorgung ihrer Versicherten 5,4 % mehr aufgewendet haben als im Vorjahr.³ Fast die Hälfte dieses Ausgabenwachstums ist auf einen Anstieg der erbrachten Einzelleistungen zurückzuführen (2,4 %), der Preisanstieg bewirkte 1,9 % der Ausgabenerhöhung, und die Veränderungen in der Struktur der abgerechneten ärztlichen Leistungen ließen die Ausgaben um 1,0 % steigen (vgl. Tabelle).

Die gesetzlichen Krankenkassen wollen die ärztliche Gesamtvergütung bis Mitte 1988 losgelöst von den erbrachten Einzelleistungen pauschal um den prozentualen Grundlohnanstieg der Krankenkassen-

mitglieder erhöhen; anschließend ist eine Rückkehr zur Honorierung nach Einzelleistungen vorgesehen. Die Zeit der Pauschalierung soll für eine Umstrukturierung des Bewertungsmaßstabes für kassenärztliche Leistungen genutzt werden. Das ärztliche Leistungsgeschehen steht während dieser Zeitspanne also im Mittelpunkt des Interesses. Für die Überprüfung der Auswirkungen der neuen Vergütungsregelungen auf das ärztliche Handeln bilden die Informationen, wie sie der „Leistungsreport Ärzte“ aufzeigt, wertvolle Grundlagen.

Mit Projekten wie dem „Leistungsreport Ärzte“ oder dem „GKV-Arzneimittelindex“ dokumentieren die Krankenkassen aber auch einen Wandel in ihrem Selbstverständnis: Sie wollen nicht mehr nur die Zahlmeisterrolle im Gesundheitswesen einnehmen, sondern die Gesundheitspolitik auf der Basis solider Daten und mit sachverständiger Interpretation aktiv zugunsten ihrer Versicherten mitgestalten.

³ Vgl. Leistungsreport Ärzte, Index-Konzept und erste Ergebnisse. WIdO-Materialien Band 28 (in Vorbereitung).

Das "magische Erklärungsquadrat"

**Quelle: H. Berg, G. Eberle, D. Paffrath: Ärztliche Honorarentwicklung 1980-1983
In: Sozialer Fortschritt 33 (1984), S. 245 ff.**

Geschäftsführender Vorstand: D. SCHEWE, Min.-Dir. a. D., Vorsitzender — Dr. E. STANDFEST, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut des DGB, Stellvertreter — Prof. Dr. D. ZÜLLNER, Stellvertreter — Diplompolitologe HARALD EICHNER — Erweiterter Vorstand: Prof. Dr. G. W. BRÜCK — Dr. HANS O. MESSEDAAT, Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände — ALFRED SCHMIDT, Deutscher Gewerkschaftsbund — HANS-H. SCHMIDT, ehem. MdB — Dipl.-Kaufmann ACHIM SEFFEN, Institut der deutschen Wirtschaft — W. STEINJAN, Ministerialdirigent — Prof. Dr. h. c. JOSEF STINGL — OLAF SUND, Präsident des Landesarbeitsamtes Nordrhein-Westfalen — Prof. Dr. MAX WINGEN, Präsident des Statistischen Landesamtes Baden-Württemberg — Dr. JOHANNES DOEHRING, Ehrenvorsitzender — HEINRICH LUNEN-DONK, Ehrenmitglied

Ärztliche Honorarentwicklung 1980–1983

— ein „magisches Erklärungsquadrat“ —

Von Heinz Berg, Gudrun Eberle und Dieter Paffrath, Bonn

1. Problemstellung

Das abgerechnete kassenärztliche Leistungsvolumen (der sog. Leistungsbedarf) steigt sowohl absolut wie je Mitglied um durchschnittlich 4–5 vH pro Jahr. Wo liegen die Ursachen dieser Entwicklung? Gemeinhin wird vermutet, daß sowohl eine Zunahme der Morbidität und/oder Inanspruchnahmeintensität der Versicherten als auch eine Zunahme der ärztlichen Behandlungsintensität hierzu beitragen. Demnach wäre der erstgenannte Einflußkomplex grundsätzlich von der Versichertengemeinschaft, der zweitgenannte Einflußkomplex grundsätzlich von den Kassenärzten zu vertreten, wobei jedoch Interdependenzen zwischen Morbiditäts- und Behandlungsintensität berücksichtigt werden müssen. Seit dem III. Quartal 1979 untersuchen das Wissenschaftliche Institut der Ortskrankenkassen (WIdO) und das Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland (ZI) gemeinsam, inwieweit Morbiditätseinflüsse bzw. systeminterne Einflüsse an der Entwicklung der Fallzahlen beteiligt sind. Für die Jahre 1980 bis 1983 liegen inzwischen vergleichbare Werte vor.

Die Ergebnisse dieser Studie sowie Interdependenzen der Entwicklungen der interessierenden Bereiche sollen im folgenden in einer gleichermaßen umfassenden wie übersichtlichen Form dargestellt werden, nämlich als „magisches Erklärungsquadrat“.

2. Das „magische Quadrat“ des WIdO

„Magische Quadrate“ sind spezielle Anordnungen von Zahlen, die bestimmten arithmetischen Gesetzmäßigkeiten folgen und häufig gleichzeitig weitere Informationen vermitteln. Albrecht Dürer verwendete in seinem Bild „Melancholie“ ein magisches Quadrat, in dem sich längs, quer und diagonal addiert die gleichen Summen ergeben und in der unteren Zeile das Entstehungsjahr des Bildes (1514) erscheint.

Wir möchten in diesem Beitrag ebenfalls eine Art magisches Quadrat vorstellen (siehe Abbildung 1); allerdings ist der Hintergrund ernster. Das magische Quadrat des Wissenschaftlichen Instituts der Ortskrankenkassen zur Honorarentwicklung in der Kassenärztlichen Versorgung 1980 bis 1983 ist der Versuch, die Honorardynamik für ambulante ärztliche Leistungen anhand bereits gemeinsam mit dem Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland veröffentlichter Zahlen¹ übersichtlich und aufschlußreich darzustellen.

Die Darstellung ergibt sich aus den Daten von fünf KV-Bereichen, die sich als weitgehend repräsentativ für die Bundesrepublik erwiesen haben. Da im Rahmen dieser Stichprobe weder das Honorarvolumen noch die Zahl der anspruchsberechtigten Familienmitglieder erfaßt werden können, wurden diese Daten aus anderen Statistiken herangezogen.² Auf diese Weise lassen sich die mit diesen beiden Bereichen verknüpften Beziehungsgrößen zwar nicht exakt, aber dennoch akzeptabel bestimmen.

Das Quadrat enthält 49 Veränderungsraten, die aus den Entwicklungen in folgenden sieben Bereichen errechnet worden sind:

- Honorarvolumen
- Punktzahlen
- Fälle insgesamt
- Zahl der Originalscheine
- Zahl der Anspruchsberechtigten
- Zahl der Mitglieder
- Zahl der niedergelassenen Ärzte.

Es handelt sich dabei um Beziehungsgrößen, die bei der Analyse der ärztlichen Honorarentwicklung im allgemeinen diskutiert werden. Davon sind die 21 Werte im linken, unteren Dreieck des Quadrats lediglich die reziproken Werte zu denen im rechten, oberen Dreieck³; sie sind deshalb in Halbton gedruckt.

¹ Zentralinstitut für die Kassenärztliche Versorgung/Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen: Frühinformationen zur Fallzahlenentwicklung (Quartalsberichte). Aus diesem Projekt stammen alle Daten, ausgenommen das Honorarvolumen und die Zahl der Anspruchsberechtigten.

² Die Zahl der anspruchsberechtigten Familienangehörigen wurde für 1980 und 1981 anhand der Ergebnisse des Mikrozensus und für 1983 anhand der Ergebnisse einer Erhebung der einzelnen Kassenarten bestimmt (Statistische Informationen des BdO, Reihe 1: Versicherte, Nr. 9, 1984).

Die Angaben zum Honorarvolumen beziehen sich auf die in der Stichprobe berücksichtigten Kassenarten, jedoch auf das gesamte Bundesgebiet und nicht nur auf die 5 KV-Bereiche. (Quelle: Kassenärztliche Bundesvereinigung, Gesamtrechnungsergebnisse).

³ Das Produkt der jeweiligen Umkehrung ergibt naturgemäß den Wert 1. Beispiel: Veränderung Punktzahl je Honorarvolumen ($-0,3 \text{ vH} = 0,97$) $\times$ Veränderung Honorarvolumen je Punktzahl ($+3,1 \text{ vH} = 1,031$) $= 1$.

In der Hauptdiagonalen des Quadrates (von links oben nach rechts unten) stehen fettgedruckt die Veränderungsdaten für das Honorarvolumen, für die Zahl der abgerechneten Punkte usw., und zwar die Gesamtveränderungen von 1980 bis 1983. In allen übrigen

Feldern stehen die Veränderungen für die einzelnen Beziehungszahlen wie z. B. Punkte je Fall, Punkte je Originalschein usw. — also jeweils der Faktor der linken Randspalte bezogen auf die einzelnen Faktoren der Kopfzeile. (Vgl. Abbildung 1 und 1 a)

Abbildung 1: Veränderungen ausgewählter Orientierungsdaten zur ambulanten ärztlichen Behandlung von 1980 bis 1983 auf der Datenbasis der Frühinformation zur Fallzahlenentwicklung¹⁾

Denner Zähler	Honorar- volumen ²⁾ 1	Punkt- zahl 2	Fall- zahl 3	Orgi- nalsch. 4	Anspr.- berecht. 5	Mit- glied 6	Arzt 7
Honorar- volumen ²⁾	+ 12,7	+ 3,1	+ 15,1	+ 17,8	+ 15,5	+ 14,4	+ 5,9
Punkt- zahl	+ 3,0	+ 9,3	+ 11,6	+ 14,2	+ 12,0	+ 11,0	+ 2,7
Fall- zahl	- 13,1	- 10,4	- 2,1	+ 2,3	+ 0,3	- 0,6	- 8,0
Orgi- nalsch.	- 15,1	- 12,4	2,2	- 4,3	- 1,9	- 2,8	- 10,1
Anspr.- berecht.	- 13,4	- 10,1	0,9	2,0	- 2,4	- 0,9	- 8,3
Mit- glied	- 12,6	- 9,9	0,6	2,3	0,9	- 1,5	- 7,4
Arzt	- 5,9	- 2,7	- 8,0	- 11,2	- 9,0	- 11,0	+ 6,4

¹⁾ Dieses gemeinsame Projekt des ZI und des WIdO enthält Daten der Orts-, Betriebs-, Innungs-, Landwirtschaftlichen Krankenkassen und der Bundesknappschaft aus den KV-Bereichen Schleswig-Holstein, Nordrhein, Westfalen-Lippe, Südbaden und Niedersachsen.

²⁾ Die Veränderungen des Honorarvolumens (Ausgaben für Behandlung durch Ärzte) bezieht sich auf die in ¹⁾ genannten Kassenarten, jedoch auf das gesamte Bundesgebiet, da diese Daten nicht im Rahmen der Frühinformationen erfaßt werden.

Die Anordnung der Daten in einem Quadrat läßt sich u. a. deswegen als „magisch“ bezeichnen, weil es aufgrund der speziellen Anordnung und bestimmter mathematischer Gesetzmäßigkeiten interessante Zusammenhänge vermittelt.

3. Praktische Anwendung des magischen Quadrats

Das Faszinierende (oder auch „Magische“) an dem Quadrat liegt darin, daß es gleichzeitig mehrere Zwecke erfüllt:

- es ist eine Erklärungshilfe.
- es ist eine erschöpfende Darstellung aller (evtl.) interessierenden Veränderungsdaten im Honorarwesen,
- es ist eine Rechenhilfe.

Zu (a)

Das Honorargeschehen ist gekennzeichnet durch das Zusammenwirken vieler Faktoren, von deren Heterogenität das magische Quadrat einen Eindruck vermittelt.

Wenn auch „Erklären“ sicherlich mehr bedeutet als die Benennung rein rechnerischer Beziehungen, so können doch letztere manche Hilfen für Erklärungsversuche geben.

In dem magischen Quadrat gilt eine allgemeine Gesetzmäßigkeit: Wenn man beliebige Rechtecke einzeichnet, deren linke untere Ecke ein Element der Hauptdiagonalen ist, dann wird der Wert in der gegenüberliegenden Ecke „erklärt“ durch die beiden Werte links oben und rechts unten. Dieses ist in Abbildung 2 verdeutlicht.

Abbildung 1a: Interpretationshilfe zum „magischen Quadrat“ am Beispiel der Fallzahl, Mitgliederzahl und Arztzahl

		Fall- zahl 3		Mit- glied 6	Arzt 7
Fall- zahl		Gesamtver- änderung der Fall- zahlen		Gesamtver- änderung d. Bezie- hungszahl Fälle je Mitglied	Gesamtver- änderung d. Bezie- hungszahl Fälle je Arzt
Mit- glied				Gesamtver- änderung der Zahl d. Mitgl.	Gesamtver- änderung d. Bezie- hungszahl Mitgl. je Arzt
Arzt					Gesamtver- änderung der Zahl der Ärzte

1) Dieses gemeinsame Projekt des ZI und des WIdO enthält Daten der Orts-, Betriebs-, Innungs-, Landwirtschaftlichen Krankenkassen und der Bundesknappschaft aus den KV-Bereichen Schleswig-Holstein, Nordrhein, Westfalen-Lippe, Südbaden und Niedersachsen.

Wir wollen dieses an zwei Beispielen erläutern. Das „Erklärungsrechteck“ I der Abbildung 2 ist mit der linken unteren Ecke bei der Veränderung der Anspruchsberechtigten in der Hauptdiagonalen verankert. Es dient dazu, eine Veränderung der Originalscheine je Arzt um - 10,1 vH zu erklären. Man erkennt, daß sich diese - 10,1 vH zusammensetzen aus einer Verminderung der Anspruchsberechtigten je Arzt um 8,3 vH und einer Verminderung der Originalscheine je Anspruchsberechtigten um 1,9 vH.

„Erklärungsrechteck“ II zeigt, warum das Honorarvolumen je Arzt um 5,9 vH zugenommen hat: Zwar haben die Fälle je Arzt um 8,0 vH abgenommen, dieser Rückgang wurde aber überkompensiert durch den Anstieg des Honorarvolumens je Fall um 15,1 vH.

Insgesamt kann man 35 solcher „Erklärungsrechtecke“ bilden – mehr, als man vermutlich überblicken kann.

Außer den genannten Erklärungsmodellen lassen sich noch weitere ermitteln. Zum Abschluß dieses Abschnittes sei kurz eine Art „Erklärungskaskade“ vorgestellt:

Der Anstieg des Honorarvolumens je Arzt um 5,9 vH ergibt sich aus folgenden Faktoren, die multiplikativ verknüpft werden (Differenzen durch Rundungen möglich):

Honorarvolumen je Punkt:	+ 3,1 vH (1,031)	
↓	×	
Punkt je Fall:	+ 11,6 vH (1,116)	+ 17,7 vH
↓	×	
Fälle je Originalschein:	+ 2,3 vH (1,023)	
↓	×	
Originalscheine je Anspruchsberechtigten:	- 1,9 vH (0,981)	
↓	×	
Anspruchsberechtigte je Mitglied:	- 0,9 vH (0,991)	- 10,0 vH
↓	×	
Mitglieder je Arzt:	- 7,4 vH (0,926)	
Honorarvolumen je Arzt:	5,9 vH (1,059)	

Die drei erstgenannten positiven Steigerungsraten, die zusammengekommen den Anstieg des Honorarvolumens je Originalschein bestimmen, machen 17,8 vH

Abbildung 2: Veränderungen ausgewählter Orientierungsdaten zur ambulanten ärztlichen Behandlung von 1980 bis 1983 auf der Datenbasis der Frühinformation zur Fallzahlenentwicklung¹⁾

— Mathematische Zusammenhänge —

Nenner Zähler	Honorar- volumen ²⁾ 1	Punkt- zahl 2	Fall- zahl 3	Origi- nalsch. 4	Anspr.- berecht. 5	Mit- glied 6	Arzt 7
Honorar- volumen ²⁾	+ 12,7	+ 3,1	+ 15,1	+ 17,8	+ 15,5	+ 14,4	+ 5,9
Punkt- zahl	- 2,0	+ 9,3	+ 11,6	+ 14,2	+ 12,0	+ 11,0	+ 2,7
Fall- zahl	- 15,1	- 12,4	- 2,1	+ 2,3	+ 0,3	- 0,6	- 8,0
Origi- nalsch.	- 15,1	- 12,4	- 2,2	- 4,3	- 1,9	- 2,8	- 10,1
Anspr.- berecht.	- 13,4	- 10,7	- 0,3	+ 2,0	- 2,4	- 0,9	- 8,3
Mit- glied	- 12,6	- 9,9	+ 0,6	+ 2,5	+ 0,9	- 1,5	- 7,4
Arzt	- 5,6	- 2,7	+ 8,7	+ 11,2	+ 9,0	+ 8,0	+ 6,4

¹⁾ Dieses gemeinsame Projekt des ZI und des WIdO enthält Daten der Orts-, Betriebs-, Innungs-, Landwirtschaftlichen Krankenkassen und der Bundesknappschaft aus den KV-Bereichen Schleswig-Holstein, Nordrhein, Westfalen-Lippe, Südbaden und Niedersachsen.

²⁾ Die Veränderungen des Honorarvolumens (Ausgaben für Behandlung durch Ärzte) bezieht sich auf die in ¹⁾ genannten Kassenarten, jedoch auf das gesamte Bundesgebiet, da diese Daten nicht im Rahmen der Frühinformationen erfaßt werden.

aus und sind Ergebnis der Verhandlungen zwischen den Vertragspartnern bzw. Ergebnis des Verhaltens der Ärzte. Allein die Faktoren, die Ärzte relativ autonom bestimmen, nämlich: wie stark ein Fall „ausgelastet“ wird und wie häufig durch Überweisung neue Fälle entstehen, machen schon 14,2 vH aus; zusammen mit der Honorarvereinbarungskomponente von 3,1 vH ergeben sich + 17,8 vH im Bereich der ärztlichen Verhaltensparameter.

Demgegenüber gehen die Faktoren der Primärinanspruchnahme je Arzt zurück, am stärksten die Zahl der Mitglieder je Arzt um 7,4 vH.

Zu (b)

Aus den bislang verfügbaren Statistiken zur Honorarentwicklung konnte meist nur eine Untermenge dessen entnommen werden, was zur Erklärung dieser Entwicklung beiträgt. Eine umfassende Darstellung aller interessierenden Zusammenhänge fehlte. Das magische Quadrat des WIdO zur Honorarentwicklung enthält deshalb systematisch alle Veränderungsdaten von Beziehungszahlen, die sich aus den im allgemeinen diskutierten Faktoren errechnen lassen.

Zu (c)

Aus den gegebenen Veränderungen, die auf der Hauptdiagonalen ausgewiesen sind, lassen sich die Veränderungen aller daraus kombinierbarer Beziehungszahlen als Quotienten der Werte der Hauptdiagonalen errechnen. Da eine Addition bzw. Subtraktion von Prozentsätzen in diesem Zusammenhang nur ungefähre Anhaltswerte liefert, müssen die jeweiligen gegebenen Prozentwerte multiplikativ verbunden werden. Aus Gründen der rechnerischen Vereinfachung werden die Prozentwerte in Raten umformuliert⁴⁾ (Beispiel: + 10 vH = 1,10; - 10 vH = 0,9).

Beispiele: Aus der Veränderung des Honorarvolumens (+ 12,7 vH = 1,127) und der Veränderung der Punktzahl (+ 9,3 vH = 1,093) ergibt sich durch Division die Veränderung der Beziehungszahl „Honorarvolumen je Punktzahl“ ($1,127 : 1,093 = 1,031 = + 3,1 \text{ vH}$).⁵⁾

$$4 \text{ Rate} = 1 + \frac{\text{Quote (vH)}}{100}$$

⁵⁾ Durch Vertauschen von Zähler und Nenner ergibt sich der reziproke Wert: Veränderung der Punktzahl je Honorarvolumen, d. h., $1,093 : 1,127 = 0,970 = - 3,0 \text{ vH}$.

Aus der Veränderung der Originalscheine ($-4,3 \text{ vH} = 0,957$) und der Veränderung der Zahl der Ärzte ($+6,4 \text{ vH} = 1,064$) ergibt sich durch Division die Veränderung der Beziehungszahl „Originalschein je Arzt“ ($0,957 : 1,064 = 0,899 = -10,1 \text{ vH}$).

Aus der Veränderung der Punktzahlen ($+9,3 \text{ vH} = 1,093$) und der Veränderung der Originalscheine ($-4,3 \text{ vH} = 0,957$) ergibt sich durch Division die Veränderung der Beziehungszahl „Punktzahl je Originalschein“ ($1,093 : 0,957 = 1,142 = 14,2 \text{ vH}$).

Darüber hinaus stehen auch die schon berechneten Raten außerhalb der Hauptdiagonalen in einer rechnerischen Beziehung: Aus beliebigen schon berechneten Raten lassen sich immer dann weitere berechnen, wenn sich die Zähler und Nenner der miteinander verknüpften Größen geeignet kürzen lassen. In den obigen Beispielen wurden die Beziehungszahlen „Originalschein je Arzt“ und „Punktzahl je Originalschein“ errechnet. Aus diesen beiden berechneten Daten läßt sich durch Multiplikation als weitere Beziehungszahl die „Punktzahl je Arzt“ errechnen, da sich bei dieser Art der multiplikativen Verbindung die Originalscheine kürzen lassen:

$$\frac{\text{Punktzahl}}{\text{Arzt}} = \frac{\text{Originalschein}}{\text{Arzt}} \times \frac{\text{Punktzahl}}{\text{Originalschein}}$$

Die Möglichkeiten einer solchen Berechnung ist also immer dann gegeben, wenn die zu verknüpfenden Raten paarweise gemeinsame Größen enthalten. In der o. g. Gleichung enthalten zwei Raten als gemeinsame Größe „Arzt“ bzw. zwei Raten als gemeinsame Größe „Originalschein“.

4. Bewertung der Entwicklung des ärztlichen Honorars anhand des magischen Quadrats

— Wachsende Arztdichte

Beginnt man im untersten rechten Feld, so läßt sich feststellen, daß die Zahl der Ärzte von 1980 bis 1983 um $6,4 \text{ vH}$ gestiegen ist. Im gleichen Zeitraum hat die Zahl der Mitglieder (Pflicht-, freiwillige Mitglieder und Rentner) um $1,5 \text{ vH}$ abgenommen, so daß die Zahl der Mitglieder je Arzt um $7,4 \text{ vH}$ zurückgegangen ist. Da die Zahl der Anspruchsberechtigten insgesamt (Mitglieder einschließlich anspruchsberechtigter Familienangehörige) aufgrund einer deutlichen Abnahme der Zahl der Familienmitversicherten stärker als die Zahl der Mitglieder gesunken ist, nämlich um $-2,4 \text{ vH}$, hat sich die Arztdichte — auf alle Anspruchsberechtigten bezogen — noch deutlicher verbessert (Rückgang der Anspruchsberechtigten je Arzt um $-8,3 \text{ vH}$).

— Rückläufige Primäranspruchnahme

Die Zahl der insgesamt abgerechneten Originalscheine je Mitglied, die als Indikator für das Inanspruchnahmeverhalten der Versicherten gewertet werden kann, ist im Vergleich zur Mitgliederentwicklung ($-1,5 \text{ vH}$) mit $-2,8 \text{ vH}$ überproportional zurückgegangen. Das bedeutet, daß die Mitglieder 1983 von sich aus den Arzt seltener aufgesucht haben als 1980.

Bezieht man die insgesamt abgerechneten Originalscheine auf alle Anspruchsberechtigten, so ist der Rückgang mit $-1,9 \text{ vH}$ im Vergleich zum Rückgang der Zahl aller Anspruchsberechtigten ($-2,4 \text{ vH}$) unterproportional. Hieraus wird deutlich, daß zwar die Mitglieder sehr viel weniger Primärkontakte haben, bei den anspruchsberechtigten Familienangehörigen die Primärkontakte jedoch etwas zugenommen haben.

Beim einzelnen Arzt ist ein Rückgang der Primäranspruchnahme (Originalscheine) um $-10,1 \text{ vH}$ festzustellen, da sich die zunehmenden Arztszahlen und die rückläufige Zahl der Originalscheine in ihrem Effekt verstärken.

— Zunahme der Überweisungen

Anhand der Entwicklung der Fallzahlen insgesamt (Original- und Überweisungsscheine) zeigt sich, daß der deutliche Rückgang der Primärkontakte ($-4,3 \text{ vH}$) durch einen Anstieg der abgerechneten Überweisungsscheine teilweise kompensiert wurde (Rückgang der Fallzahlen insgesamt: $-2,1 \text{ vH}$).

Je Anspruchsberechtigten wird so aus einer Abnahme der Primärkontakte von $-1,9 \text{ vH}$ ein leichter Zuwachs an Fällen um $+0,3 \text{ vH}$; je Mitglied wird der Rückgang der Originalscheine von $-2,8 \text{ vH}$ durch eine Abnahme der Fälle insgesamt auf nur mehr $0,6 \text{ vH}$ kompensiert.

Aufgrund der zunehmenden Zahl von Überweisungen konnte der Rückgang der Fallzahlen je Arzt auf -8 vH begrenzt werden, wohingegen die Primärkontakte um $10,1 \text{ vH}$ rückläufig waren.

— Ausweitung des Leistungsvolumens

Trotz rückläufiger Fallzahlen und einer sinkenden Zahl von Anspruchsberechtigten stieg die Zahl der insgesamt abgerechneten Punkte mit $9,3 \text{ vH}$ deutlich an. Dies hatte zur Folge, daß die Punktzahlen je Fall um $11,6 \text{ vH}$, die Punktzahlen je Originalschein sogar um $14,2 \text{ vH}$ gestiegen sind. Für jeden Anspruchsberechtigten wurden durchschnittlich $12,0 \text{ vH}$ mehr Punktzahlen abgerechnet, je Mitglied stiegen die Punktzahlen um $11,0 \text{ vH}$. Diese beachtliche Ausweitung des Leistungsvolumens führte schließlich dazu, daß der einzelne Arzt trotz eines Rückgangs der Fälle je Arzt um $8,0 \text{ vH}$ im Jahre 1983 um $2,7 \text{ vH}$ mehr Punktzahlen abgerechnet hat als 1980.

In Verbindung mit den $3,1 \text{ vH}$ mehr Honorarvolumen je Punkt ergeben diese $2,7 \text{ vH}$ mehr Punkte je Arzt $5,9 \text{ vH}$ mehr Honorarvolumen je Arzt. Berücksichtigt man die gestiegene Arztszahl, dann ergibt sich eine Steigerung des gesamten Honorarvolumens um $12,7 \text{ vH}$.

Aus der obersten Zeile läßt sich desweiteren entnehmen, daß das Leistungsvolumen je Originalschein ($+17,8 \text{ vH}$) stärker gestiegen ist als das Leistungsvolumen der Überweisungsscheine (Zunahme des Honorarvolumens je Fall insgesamt: $+15,1 \text{ vH}$).

Das magische Quadrat zeigt also eine ganze Reihe von aufschlußreichen Substitutionseffekten:

Während die Zahl der Mitglieder um $1,5 \text{ vH}$ zurückging, stiegen die Punktzahlen je Mitglied um $11,0 \text{ vH}$. Obgleich die Zahl der Anspruchsberechtigten insgesamt sogar um $2,4 \text{ vH}$ abnahm, stieg das Leistungsvolumen (Punktzahlen) je Anspruchsberechtigten um $12,0 \text{ vH}$. Zwar ging die Zahl Fälle insgesamt (Original- und Überweisungsscheine) um $2,1 \text{ vH}$ zurück, jedoch entfielen auf jeden einzelnen Fall im Durchschnitt $11,6 \text{ vH}$ mehr Punkte.

Aus diesen Ergebnissen wird deutlich, daß die expansive Entwicklung auf dem ambulanten ärztlichen Sektor hauptsächlich durch das Überweisungsverhalten der Ärzte und die Ausweitung des Leistungsvolumens je Fall hervorgerufen wurde.

Die Faktoren im magischen Quadrat des WIdO

Honorarvolumen:

Gemeint ist hier das Honorar für ärztliche Leistungen, das die betreffenden Kassenarten für die kassenärztliche Versorgung tatsächlich ihren Rechnungsergebnissen zufolge gezahlt haben.

Punkte:

Die ärztliche Gebührenposition wird zunächst als eine bestimmte Anzahl von Punkten erfaßt. Die Punkte multipliziert mit dem Punktwert (der nach Leistungsarten differenziert sein kann) ergibt das ärztliche Honorar. Allerdings können Abschläge vereinbart sein, die am Ende des Jahres zu einer Verminderung des Honorars führen.

Fälle:

Wann immer ein Versicherter etwa mit einem (Original-)Krankenschein, einem Überweisungsschein o. ä. beim Arzt erscheint, wird er zu einem Behandlungs-„Fall“. Maximal viermal im Jahr kann der Versicherte zum „Fall“ bei seinem Hausarzt werden. Durch Überweisungen können daraus weitere Fälle bei anderen Ärzten werden. Es werden nur Fälle im Rahmen der kassenärztlichen Versorgung erfaßt. Krankenhausfälle sind beispielsweise nicht aufgeführt.

Originalscheine:

Hiermit sind die Krankenscheine gemeint, die der Versicherte von seiner Krankenkasse erhält und beim behandelnden Arzt abgibt. Sie sind Ausdruck der Primäranspruchnahme.

Anspruchsberechtigte:

Anspruchsberechtigt sind in der GKV die Mitglieder und mitversicherten Familienangehörigen. Die Anspruchsberechtigung im Rahmen der Familienhilfe wird

i. d. R. nur im Bedarfsfalle geprüft, d. h. wenn ein konkreter Leistungsanspruch geltend gemacht wird. Amtliche Angaben zur Zahl derjenigen, die als Familienangehörige (potentiell) Leistungen zu Lasten der GKV in Anspruch nehmen könnten, liefern der Mikrozensus und einzelne Kassenerhebungen.

Mitglieder:

Man muß Anspruchsberechtigte und Mitglieder der GKV unterscheiden. Man kann das recht komplizierte Mitgliedschaftsrecht vereinfacht so darstellen: Die Mitglieder sind diejenigen, die aufgrund einer eigenen Erwerbstätigkeit und Zahlung von Beiträgen die Mittel für die späteren Ausgaben für sich und die Mitversicherten aufbringen. Sie setzen sich zusammen aus Pflichtmitgliedern, freiwilligen Mitgliedern und Rentnern.

Ärzte:

Gemeint sind hier die Ärzte, die an der kassenärztlichen Versorgung teilnehmen.

Bestell- Nr.	Gesundheitsökonomie/Systemfragen des Gesundheitswesens
-	Personalentwicklung im Gesundheitswesen in Vergangenheit und Zukunft - Analyse der Vergangenheit - Überlegungen zur Personalentwicklung in der Zukunft. WIdO-Materialien, Bd. 2, Bonn 1978 (vergriffen)
-	Gesundheitsökonomische Aspekte der Vergütungspolitik - Bericht über das WIdO-Colloquium zu Fragen der Vergütungspolitik. WIdO-Schriftenreihe, Bd. 3, 1. Auflage, Bonn 1979 (vergriffen)
M - 8	Leistung und Finanzierung des Gesundheitswesens in den 80er Jahren - Fragen und Antworten zur zukünftigen Entwicklung. WIdO-Materialien, Bd. 8, Bonn 1979, kostenfrei*
M - 14	Leistungssteigerungen im Gesundheitswesen bei Nullwachstum - Fragen und Antworten zur rationellen Mittelverwendung im Gesundheitswesen. WIdO-Materialien, Bd. 14, Bonn 1981, kostenfrei*
MS-G 1	Kostenentwicklung im Gesundheitswesen im internationalen Vergleich - Statements von Uwe E. Reinhardt, Princeton, USA; Brian Abel-Smith, London; Simone Sandier, Paris und Antonio Brenna, Mailand auf der WIdO-Presskonferenz am 28. September 1981. WIdO-MS, Bonn 1981, kostenfrei, begrenzte Auflage
MS-G 2	Laienmedizin und Selbsthilfe in der gesundheitlichen Versorgung der Bundesrepublik Deutschland. WIdO-MS, Bonn 1981, kostenfrei, begrenzte Auflage
MS-G 3	Toward an Economic Policy for Health - WIdO-Statement at the Symposium "Salute ed Economia" in Rome, November 1981. WIdO-MS, Bonn 1981, kostenfrei, begrenzte Auflage
M - 19	Personalentwicklung im Gesundheitswesen 1976 - 1980. WIdO-Materialien, Bd. 19, Bonn 1983, 7,00 DM
M - 21	Strukturfragen im Gesundheitswesen in der Bundesrepublik Deutschland. WIdO-Materialien, Bd. 21, Bonn 1983, 7,00 DM
M - 30	Ordnungspolitik im Gesundheitswesen - Ausgangspunkte und Konzepte WIdO-Materialien, Bd. 30, Bonn 1987, 10,00 DM

- Bestell- Gesundheitsökonomie/Systemfragen des Gesundheitswesens
Nr.
-
- Kosten und Effizienz im Gesundheitswesen.
Gedenkschrift für Ulrich Geißler; herausgegeben von Christian von Ferber, Uwe E. Reinhardt, Hans Schaefer, Theo Thiemeyer und Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen.
1. Auflage, 1985, Oldenbourg-Verlag, München,
(ISBN 3-486-52291-4)
- Bezugsquelle: Buchhandel
Preis: 78,00 DM
- Bilanz der Kostendämpfungspolitik im Gesundheitswesen
1977 - 1984.
Gutachten erstellt im Auftrag der Hans-Böckler-Stiftung
Hrsg.: Wissenschaftliches Institut der Ortskrankenkassen
1. Auflage, 1986, Asgard-Verlag Dr. Werner Hippe KG,
Sankt Augustin
(ISBN 3-537-76701-3)
- Bezugsquelle: Buchhandel
Preis: 9,80 DM
- Systemfragen der Gesetzlichen Krankenversicherung
- W. Steinmüller, Erfordernisse des Datenschutzes bei der
wissenschaftlichen Auswertung von Informationen der ge-
setzlichen Krankenversicherung.
WIdO-Materialien, Bd. 6, Bonn 1979 (vergriffen)
- S - 5 Verfassungsrechtliche Aspekte der Beitragssatzunterschiede
in der gesetzlichen Krankenversicherung. Mit Beiträgen von
Hermann Soell, Renate Jaeger und Ulrich Geißler.
WIdO-Schriftenreihe, Bd. 5, 1. Auflage, Bonn 1980, 10,00 DM
- M - 12 Krankenschein-Ausgabesysteme 1976/1979.
WIdO-Materialien, Bd. 12, Bonn 1980, kostenfrei*
- The Health Care and Social Security System of the Federal
Republic of Germany - A Survey. Report prepared for the
Symposion "Public Health Care and Social Security" at
Brasilia, September 1981.
WIdO-MS, Bonn 1981 (vergriffen)
- S - 7 Ausgewogene Absicherung von Gesundheitsrisiken. Gutachten im
Auftrag des Senators für Gesundheit, Soziales und Familie
des Landes Berlin.
WIdO-Schriftenreihe, Bd. 7, 1. Auflage, Bonn 1984, 19,80 DM

Bestell- Nr.	Epidemiologie/Krankheitsursachen/Behandlungsformen
-	Verlust an Lebensjahren - durch vorzeitigen Tod - nach Krankheitsarten - 1952 und 1975. WIdO-Materialien, Bd. 5, Bonn 1979 (vergriffen)
-	Gesundheitspolitisch relevante Herz- und Kreislauferkran- kungen - Epidemiologie - Prävention - Rehabilitation. WIdO-Materialien, Bd. 7, Bonn 1979 (vergriffen)
M - 9	Erkrankungen der Bewegungsorgane durch Entzündung, Abnut- zung, Fehlbelastung; Entstehungsbedingungen - Erschei- nungsbilder - Behandlung - Wiederherstellung. WIdO-Materialien, Bd. 9, Bonn 1980, kostenfrei*
M - 10	Alkohol-, Medikamenten- und Drogensucht. WIdO-Materialien, Bd. 10, Bonn 1980, kostenfrei*
M - 15	Psychiatrische Erkrankungen des erwachsenen Menschen - Entstehung, Verlauf, Behandlungsstrategien - . WIdO-Materialien, Bd. 15, Bonn 1982, kostenfrei*
M - 17	Die medizinische Versorgung chronisch kranker Kinder. WIdO-Materialien, Bd. 17, Bonn 1982, 7,00 DM
M - 23	Zahn-, Mund- und Kieferkrankheiten; Ursachen - Möglichkeiten - zweckmäßige Behandlungsformen. WIdO-Materialien, Bd. 23, Bonn 1984, 7,00 DM
M - 20	Stoffwechselerkrankungen, Diabetes, Gicht, Adipositas. WIdO-Materialien, Bd. 20, Bonn 1985, 7,00 DM
M - 26	Der Schwerverletzte in der Unfallmedizin - präklinische/ klinische Versorgung/Rehabilitation. WIdO-Materialien, Bd. 26, Bonn 1987, 7,00 DM
M - 27	Klinik und Therapie allergischer Erkrankungen. WIdO-Materialien, Bd. 27, Bonn 1986, 7,00 DM

Bestell- Nr.	Prävention/Früherkennung
-	Gesundheitsvorsorge und Krankheitsfrüherkennung - Teil 1: Bestandsaufnahme - Teil 2: Erfahrungen und Perspektiven. WIdO-Materialien, Bd. 4, Bonn 1978 (vergriffen)
-	Zahnmedizinische Prophylaxe - aktuelle Bestandsaufnahme - Schlußfolgerungen für die Praxis. Bericht der Kommission Zahnmedizinische Prophylaxe. WIdO-Schriftenreihe, Bd. 4, 1. Auflage, Bonn 1979 (vergriffen)
M - 18	Früherkennung, Therapie und Nachsorge bei Tumorerkrankungen. WIdO-Materialien, Bd. 18, Bonn 1983, 7,00 DM
MS-P 1	Dokumentation des Diskussionsforums "Zahnmedizinische Prophylaxe". WIdO-MS, Bonn 1983, kostenfrei, begrenzte Auflage
MS-P 2	Argumentationshilfen gegen Einwände zur Fluoridprophylaxe. WIdO-MS, Bonn 1983, kostenfrei
MS-P 3	Zur Prophylaxe der Zahnkaries durch Zuckersubstitute. Sonderdruck Zbl. Bakt. Hyg., I. Abt. Orig. B 179, 477 - 495, 1984, kostenfrei, begrenzte Auflage
M - 25	Fluoridkarte der Bundesrepublik Deutschland. WIdO-Materialien, Bd. 25, Bonn 1985, 7,00 DM (z. Z. vergriffen)
MS-P 4	Prävention und AOK. Diskussionsgrundlage für eine strategische Orientierung. Sonderdruck DOK 15/16, 1985, kostenfrei, begrenzte Auflage
M - 29	Pro oder Kontra Fluorid? Diskussion und Schlußfolgerungen. WIdO-Materialien, Bd. 29, Bonn 1986, 7,00 DM
MS-P 5	Prävention - Gesundheit und Marktinteressen - ein Widerspruch? Experten zur gesunden Ernährung - Dokumentation eines Round-Table-Gesprächs. WIdO-MS, Bonn 1987, kostenfrei*

Bestell- Ambulante medizinische Versorgung
Nr.

- Materialien zur kassenärztlichen Bedarfsplanung.
WIdO-Materialien, Bd. 1, Bonn 1977,
(vergriffen s. Schriftenreihe Band 1)
- S - 1 Kassenärztliche Bedarfsplanung - Analyse der regionalen Ver-
teilung von Ärzten und Zahnärzten - Ziele und Methoden der
Planung - Planungsmodell Stadt- und Landkreis Heilbronn.
WIdO-Schriftenreihe, Bd. 1, 1. Auflage, Bonn 1978, 19,70 DM
- Das Ärzteangebot bis zum Jahr 2000 - Analyse - Bewertungs-
gesichtspunkte - Maßnahmen.
WIdO-Schriftenreihe, Bd. 2, 1. Auflage, Bonn 1978
(vergriffen)
- Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Umfang/Struktur des
ambulanten ärztlichen Leistungsvolumens und der Arztdichte.
Bd. 25, Schriftenreihe Gesundheitsforschung des Bundesmi-
nisteriums für Arbeit und Sozialordnung, 1. Auflage, Bonn
1980, 8,50 DM
Bezugsquelle: Pressestelle des BMA, Bonn
- M - 28 Leistungsreport Ärzte. Indexkonzept und erste Ergebnisse.
WIdO-Materialien, Bd. 28, Bonn 1986, 7,00 DM

Zahnärztliche Versorgung

- Das Zahnärzteangebot bis zum Jahr 2000 - Dokumentation und
Prognose.
WIdO-Materialien, Bd. 3, Bonn 1978 (vergriffen)

Bestell- Stationäre Versorgung
Nr.

STAT-1 Krankenhäuser 1984 - Ein statistischer Spiegel.
1. Auflage, Bonn 1986, 10,00 DM

STAT-2 Krankenhäuser 1985 - Ein statistischer Spiegel.
1. Auflage, Bonn 1986, 10,00 DM

STAT-3 Krankenhäuser 1986 - Ein statistischer Spiegel.
1. Auflage, Bonn 1988, 10,00 DM

- Die Krankenhaus-Kostenfunktion
Der Einfluß von Diagnosespektrum und Bettenauslastung auf
die Kosten im Krankenhaus.
1. Auflage, Bonn 1987, AOK-Verlag GmbH,
(ISBN 3-553-41621-1)

Bezugsquelle: Buchhandel/Verlag
Preis: 19,85 DM zuzügl. Versandkosten

- Adäquate stationäre Versorgung von Alters- und Langzeit-
kranken.
Bd. 157, Schriftenreihe Gesundheitsforschung des Bundes-
ministeriums für Arbeit und Sozialordnung, 1. Auflage, Bonn
1987, 25,00 DM
Bezugsquelle: Pressestelle des BMA, Bonn

Bestell- Heil- und Hilfsmittel/Arzneimittel
Nr.

- Preis- und Mengenkompente der Arzneimittelausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung.
Bd. 33, Schriftenreihe Gesundheitsforschung des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, 1. Auflage, Bonn, 1980, 7,00 DM
Bezugsquelle: Pressestelle des BMA, Bonn

- M - 11 Die Entwicklung auf dem Markt für Heil- und Hilfsmittel und ihre Einflußfaktoren.
WIdO-Materialien, Bd. 11, Bonn 1980, kostenfrei*

- Preisbildung, Produktivität und Wettbewerb auf dem Markt der Sehhilfen.
Bd. 45, Schriftenreihe Gesundheitsforschung des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, 1. Auflage, Bonn 1981, 15,50 DM
Bezugsquelle: Pressestelle des BMA, Bonn

- M - 16 Hämophilie - Krankheit, Markt, internationale Faktor-VIII-Preise -.
WIdO-Materialien, Bd. 16, Bonn 1982, 25,00 DM

- M - 22 Der Einfluß demographischer Entwicklungen auf die Arzneimittelausgaben der gesetzlichen Krankenversicherung bis zum Jahre 2000.
WIdO-Materialien, Bd. 22, Bonn 1984, 7,00 DM

- S - 6 Der europäische Arzneimittelmarkt - Arzneimittelpreisvergleich, Arzneimittelverbrauchsvergleich, Rahmenbedingungen -.
WIdO-Schriftenreihe, Bd. 6, 1. Auflage, Bonn 1984, 19,80 DM

* Bei Abnahme von mehr als 5 Exemplaren wird eine Schutzgebühr von 10,00 DM je Mehrexemplar berechnet.

Die vorstehenden Publikationen können, sofern keine anderen Bezugsquellen angegeben sind, beim Wissenschaftlichen Institut der Ortskrankenkassen, Kortrijker Straße 1, Postfach 20 03 44, 5300 Bonn 2, angefordert werden.

GKV – ARZNEIMITTELINDEX

Veröffentlichungsverzeichnis

Bestell- Nr.	Berichte
GKV-B 1	1. Projektbeschreibung. Bonn 1981 Bezugsquelle: WIdO Preis: kostenfrei
GKV-B 2	2. Analyse von Struktur und Entwicklung der Arzneimittelausgaben der Krankenversicherung der Rentner (Berichtsband + 6 Materialbände). Bonn 1983 Bezugsquelle: WIdO Preis: Berichtsband plus 6 Materialbände 20,00 DM
GKV-B 3	3. Ulrich Schwabe: Pharmakologisch-therapeutische Analyse der kassenärztlichen Arzneiverordnungen in der Bundesrepublik Deutschland. (Mit Daten des Jahres 1981.) Bonn 1983 Bezugsquelle: WIdO Preis: 28,90 DM
	4. Neuere Entwicklungen auf dem Pharmamarkt 1982. Pharmakologisch-therapeutische Interpretation. Bonn 1983 (vergriffen)
GKV-B 5	5. Arzneiverordnungen 1983 aus Daten des GKV-Arzneimittelindex. Statistische Übersichten und pharmakologisch-therapeutische Interpretation. Bonn 1984 Bezugsquelle: WIdO Preis: 10,00 DM
GKV-B 6	6. Peter S. Schönhöfer et al.: Arzneitherapie in der kassen- und vertragsärztlichen Versorgung. (Mit Daten des Jahres 1981.) Bonn 1985 Bezugsquelle: WIdO Preis: 10,00 DM

GKV – ARZNEIMITTELINDEX

Veröffentlichungsverzeichnis

Bestell- Berichte
Nr.

- 7. Ulrich Schwabe, Dieter Paffrath (Hrsg.): Arzneiverordnungs-Report '85. Statistische Übersichten und pharmakologisch-therapeutische Interpretation.
1. Auflage, 1985, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, (ISBN 3-437-11038-1)
- Bezugsquelle: Buchhandel
 Preis: 19,80 DM
- GKV-B 8 8. Verordnungsstruktur bei Arzneimitteln der Preisvergleichsliste. 1983 und 1984 im Vergleich. Verordnungen und Einsparpotentiale. Bonn 1985
- Bezugsquelle: Wido
 Preis: 19,80 DM
- 9. Ulrich Schwabe, Dieter Paffrath (Hrsg.): Arzneiverordnungsreport '86. Statistische Übersichten und pharmakologisch-therapeutische Interpretation.
1. Auflage, 1986, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, (ISBN 3-437-71107-8)
- Bezugsquelle: Buchhandel
 Preis: 24,80
- 10. Ulrich Schwabe, Dieter Paffrath (Hrsg.): Arzneiverordnungsreport '87
Enthält: aktuelle Daten zu den führenden 2000 Arzneimitteln, pharmakologisch-therapeutische Kommentierung des Verordnungsgeschehens und der wichtigsten Entwicklungstendenzen; Analyse der Generika-Verordnungen; Arzneiverbrauch nach Altersgruppen.
1. Auflage, 1987, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart (ISBN 3-437-11128-0)
- Bezugsquelle: Buchhandel
 Preis: 28,00 DM

Die vorstehenden Publikationen können, sofern keine anderen Bezugsquellen angegeben sind, beim Wissenschaftlichen Institut der Ortskrankenkassen, Kortrijker Straße 1, Postfach 20 03 44, 5300 Bonn 2, angefordert werden.