

**Zeitschrift:** Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker  
= Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of  
Swiss Actuaries

**Herausgeber:** Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

**Band:** - (1986)

**Heft:** 1

  

**Artikel:** Eine Formel zur Ursachenanalyse der Kostensteigerung im  
Gesundheitswesen

**Autor:** Vogt, Arthur

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-967048>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

**Download PDF:** 30.01.2025

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

ARTHUR VOGT, Bern

## Eine Formel zur Ursachenanalyse der Kostensteigerung im Gesundheitswesen\*

### 1 Ausgangslage

In dieser Untersuchung soll der Einfluß der Verschiebung der Altersstruktur in der entsprechenden Ursachenanalyse von *Schmid* (1985, S. 314.6) explizit angegeben werden. Es werden dieselben Bezeichnungen verwendet, wobei die Beobachtungsperiode mit 1 (statt nicht gekennzeichnet) und die Basisperiode mit 0 (statt mit einem Strich) gekennzeichnet werden. Damit erhalten wir für die Basisperiode  $j=0$  und die Beobachtungsperiode  $j=1$  die folgenden Grundgrößen:

$K^j(x)$  Durchschnittliche Kosten einer  $x$ -jährigen Person in der Zeitperiode  $j$ ,

$L^j(x)$  Risikobestand der  $x$ -jährigen Person in der Zeitperiode  $j$ ,

$E^j(x)$  Anzahl  $x$ -jährige, die in der Zeitperiode  $j$  erkrankten,

$G^j(x)$  Anzahl Grundleistungen, die in der Zeitspanne  $j$  an die  $x$ -jährigen erbracht werden,

$W^j$  Taxpunktwert in der Zeitperiode  $j$ .

Zu jeder Grundgröße gehört ein Entwicklungsfaktor:

$$dK(x) = \frac{K^1(x) L^1(x)}{K^0(x) L^0(x)} \quad \text{Erhöhung der Gesamtkosten der } x\text{-jährigen Personen,}$$

$$dL(x) = \frac{L^1(x)}{L^0(x)} \quad \text{Bestandesänderung der } x\text{-jährigen Personen,}$$

$$de(x) = \frac{E^1(x)/L^1(x)}{E^0(x)/L^0(x)} \quad \text{Änderung der Zahl der Erkrankten pro } x\text{-jährige Person,}$$

\* Ein besonderer Dank gebührt den Herren Prof. *H. Schmid* und *H. Bickel* von der Krankenkasse KKB für die bereitwillige Erstellung der numerischen Illustrationen.

$$dg(x) = \frac{G^1(x)/E^1(x)}{G^0(x)/E^0(x)} \quad \text{Änderung der Zahl der Grundleistungen, die pro } x\text{-jährigen Erkrankten erbracht werden,}$$

$$dW = \frac{W^1}{W^0} \quad \text{Änderung des Taxpunktwertes.}$$

Neben diesen altersspezifischen Entwicklungsfaktoren gibt es die nachstehenden globalen Entwicklungsfaktoren<sup>1</sup>:

$$dK = \frac{\sum K^1(x) L^1(x)}{\sum K^0(x) L^0(x)} \quad \text{Wachstumsfaktor der Gesamtkosten,}$$

$$dL = \frac{\sum L^1(x)}{\sum L^0(x)} \quad \text{Entwicklungsfaktor des Gesamtbestandes,}$$

$$de = \frac{\sum E^1(x)/\sum L^1(x)}{\sum E^0(x)/\sum L^0(x)} \quad \text{Änderung der Zahl der Erkrankten pro Versicherten,}$$

$$dg = \frac{\sum G^1(x)/\sum E^1(x)}{\sum G^0(x)/\sum E^0(x)} \quad \text{Änderung der Zahl der insgesamt erbrachten Grundpositionen pro Erkrankten.}$$

*Schmid* (1985) zerlegt nun den Entwicklungsfaktor  $dK = 1,793$  zwischen der Basisperiode 1976 und der Beobachtungsperiode 1982 in seine Komponenten und erhält<sup>2</sup>:

$$dL = 1,102, \quad dg = 1,062,$$

$$de = 1,164, \quad dW = 1,192.$$

<sup>1</sup> In diesem Aufsatz steht das Summenzeichen  $\sum$  immer für die Summation von  $x = 0$  bis Schlußalter  $\omega$ .

<sup>2</sup> Die hier vorliegenden Ergebnisse basieren auf dem Zahlenmaterial der Krankenkasse KKB der Rechnungsjahre 1976 und 1982 für die reinen Arztkosten ohne Medikamente. Im Gegensatz dazu liegen den Zahlen in *Schmid* (1985) zusätzlich die Kosten ohne Medikamente aller ambulanten Rechnungssteller zugrunde. Zum Vergleich sind die hier verwendeten und in Klammern die abweichenden Werte von *Schmid* (1985) angegeben:

$$dK = 1,793 \text{ (statt 1,884),} \quad dg = 1,062 \text{ (statt 1,079),}$$

$$de = 1,164 \text{ (statt 1,136),} \quad dK' = 1,624 \text{ (statt 1,610).}$$

Da das Produkt dieser vier Faktoren nur  $dK' = 1,624$  ergibt und nicht  $dK = 1,793$ , erklären sie nicht die gesamte Kostensteigerung. Es wäre z.B. noch die Änderung der den einzelnen Grundleistungen zugeordneten Anzahl Taxpunkte zu berücksichtigen. Ein weiterer der möglichen Gründe für die Abweichungen besteht darin, daß die Arztkosten der ganzen Schweiz berücksichtigt werden, während die Änderung des Taxpunktwertes nur den Arztevertrag des Kantons Bern betrifft.

## 2 Direkte Berechnung der Morbiditätsindices

Wir wollen nun den Wachstumsfaktor  $de$  in einen "reinen" Erkrankungshäufigkeitsindex  $\varepsilon$  und einen Index  $\varepsilon_s$  zerlegen, der die durch Altersstrukturveränderung bedingte Zunahme der Erkrankungshäufigkeit beschreibt. Dazu gibt es zunächst zwei Möglichkeiten. Man kann von der Veränderung der Erkrankungshäufigkeit ausgehen, die sich ergäbe, wenn in beiden Perioden die aktuelle Altersstruktur gelten würde. Damit erhält man

$$\varepsilon^{\text{paasche}} = \frac{\sum E^1(x)}{\sum E^0(x) \frac{L^1(x)}{L^0(x)}} = 1,130 \quad (1)$$

und die fiktive Anzahl Erkrankter bei damaligen Erkrankungshäufigkeiten mit aktuellen Beständen, dividiert durch die effektive Anzahl Erkrankter von damals, wobei dieses Verhältnis noch anhand der Bestände normiert werden muß

$$\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum E^0(x) \frac{L^1(x)}{L^0(x)} / \sum E^0(x)}{\sum L^1(x) / \sum L^0(x)} = 1,030. \quad (2)$$

Die Indices wurden in Analogie zum Preis- und Mengenindexproblem (siehe *Fischer* [1922]) nach Laspeyres (Gewichtung anhand der Basisperiode) und Paasche (Gewichtung anhand der Beobachtungsperiode) benannt. Wie der Preisindex von Paasche mal den Mengenindex von Laspeyres den Wertindex ergibt, ergibt hier der Erkrankungshäufigkeitsindex  $\varepsilon^{\text{paasche}}$  mal den Altersstrukturverschiebungsindex  $\varepsilon_s^{\text{laspeyres}}$  den Faktor  $de$ .

Es ist nun naheliegend, auch umgekehrt vorzugehen und den Erkrankungshäufigkeitsindex von Laspeyres

$$\varepsilon^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum E^1(x) \frac{L^0(x)}{L^1(x)}}{\sum E^0(x)} = 1,148 \quad (3)$$

und den Altersstrukturverschiebungsindex von Paasche

$$\varepsilon_s^{\text{paasche}} = \frac{\sum E^1(x) / \sum E^1(x) \frac{L^0(x)}{L^1(x)}}{\sum L^1(x) / \sum L^0(x)} = 1,014 \quad (4)$$

zu bilden, wobei ebenfalls gilt

$$\varepsilon^{\text{laspeyres}} \varepsilon_s^{\text{paasche}} = 1,148 \cdot 1,014 = de = 1,164. \quad (5)$$

Dieses Vorgehen kann auf die Anzahl Grundleistungen pro Erkrankten übertragen werden. Dabei werden "reine" Grundleistungshäufigkeitsindices  $\gamma$  und entsprechende Altersstrukturveränderungsindices  $\gamma_s$  gebildet:

$$\gamma^{\text{paasche}} = \frac{\sum G^1(x)}{\sum G^0(x) \frac{E^1(x)}{E^0(x)}} = 1,023, \quad (6)$$

$$\gamma_s^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum G^0(x) \frac{E^1(x)}{E^0(x)} / \sum G^0(x)}{\sum E^1(x) / \sum E^0(x)} = 1,038, \quad (7)$$

$$\gamma^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum G^1(x) \frac{E^0(x)}{E^1(x)}}{\sum G^0(x)} = 1,022, \quad (8)$$

$$\gamma_s^{\text{paasche}} = \frac{\sum G^1(x) / \sum G^1(x) \frac{E^0(x)}{E^1(x)}}{\sum E^1(x) / \sum E^0(x)} = 1,039. \quad (9)$$

Wiederum gilt

$$\gamma_s^{\text{paasche}} \gamma_s^{\text{laspeyres}} = \gamma_s^{\text{laspeyres}} \gamma_s^{\text{paasche}} = dg. \quad (10)$$

Die gegenüber *Schmid* (1985) erweiterte Ursachenanalyse des Gesamtkostenindex  $dK'$  ist in der Graphik auf Seite 100 dargestellt. Bemerkenswert ist, daß bei der Zerlegung von  $dg$  die Altersstrukturverschiebungskomponente  $\gamma_s$  von größerer Bedeutung ist als die Verhaltenskomponente  $\gamma$ . Weiter ist das Auseinanderklaffen der beiden "Ecklösungen" bei der Zerlegung von  $de$  auffällig. Welches ist nun die "richtige" Zerlegung? Der Autor schlägt im Sinne von *Fisher* (1922) eine "Kreuzung" der beiden Lösungen vor, z.B. das geometrische Mittel:

$$\varepsilon^{\text{fisher}} = \sqrt{\varepsilon^{\text{paasche}} \varepsilon^{\text{laspeyres}}} = 1,139, \quad (11)$$

$$\varepsilon_s^{\text{fisher}} = \sqrt{\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} \varepsilon_s^{\text{paasche}}} = 1,022, \quad (12)$$

$$\gamma^{\text{fisher}} = \sqrt{\gamma^{\text{paasche}} \gamma^{\text{laspeyres}}} = 1,0225, \quad (13)$$

$$\gamma_s^{\text{fisher}} = \sqrt{\gamma_s^{\text{laspeyres}} \gamma_s^{\text{paasche}}} = 1,0385, \quad (14)$$

Die Faktoren in der Graphik auf der folgenden Seite geben Verhältnisse der Größen zwischen den Rechnungsjahren 1982 und 1976 der Krankenkasse KKB für die ambulanten Arztkosten ohne Medikamente an.

*Graphik*

Formel zur Ursachenanalyse der Kostensteigerung von 62,4% (Faktor 1,624) in 4 bzw. 6 Komponenten graphisch logarithmisch dargestellt

$dK' = 1,624$	$dW = 1,192$ Verhältnis der Taxpunktwerte problemlos, eindeutig, solange nur der Ärztevertrag eines Kantones betrachtet wird.			
	$dg = 1,062$	$\gamma_s^{\text{laspeyres}} = 1,038$	$\gamma_s^{\text{paasche}} = 1,039$	$\gamma_s^{\text{fisher}} = 1,0385$
		$\gamma^{\text{paasche}} = 1,023$	$\gamma^{\text{laspeyres}} = 1,022$	$\gamma^{\text{fisher}} = 1,0225$
	$de = 1,164$	$\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} = 1,030$	$\varepsilon_s^{\text{paasche}} = 1,014$	$\varepsilon_s^{\text{fisher}} = 1,022$
		$\varepsilon^{\text{paasche}} = 1,130$	$\varepsilon^{\text{laspeyres}} = 1,148$	$\varepsilon^{\text{fisher}} = 1,139$
$dL = 1,102$ Bestandesindex von Dutot problemlos, eindeutig				

Dieses "Kreuzen" ist im vorliegenden Zusammenhang auch von der Theorie her sinnvoll. Bei Preisindices wird ein solches Vorgehen von der ökonomischen Theorie des Preisindex kritisiert. Solange nun keine entsprechende "biometrische Theorie der Morbidität" besteht, ist das Kreuzen im Sinne der statistischen Indextheorie durchaus legitim (vgl. Vogt [1979, S. 83]).

### 3 Die Analogie mit dem Preis- und Mengenindexproblem

Die nachstehende Tabelle soll die Analogie zwischen dem Preis- und Mengenindexproblem und den beiden hier dargestellten "Indexproblemen" verdeutlichen<sup>3</sup>. Die Erkrankungshäufigkeitsindices  $\varepsilon$  nach (1) und (3) sowie die Grundleistungshäufigkeitsindices  $\gamma$  nach (6) und (8) ergeben sich direkt aus der Tabelle. Um die Strukturveränderungsindices  $\varepsilon_s$  nach (2) und (4) sowie  $\gamma_s$  nach (7) und (9) zu erhalten, hat man von der Tatsache Gebrauch zu machen, daß die Mengenfunktionen  $L$  und  $E$  Inhalte sind, d.h. daß man die Anzahl Versicherter bzw. Erkrankter verschiedenen Alters sinnvollerweise zusammenzählen kann, im Gegensatz zu den Mengen beim Preisindexproblem (wo man im allgemeinen nicht "Äpfel und Birnen" und noch weniger andere Güter zusammenzählen kann). Wir können somit die "idealen" Indices der Versicherten bzw. Erkrankten (nach Dutot, vgl. Formel (2.1) von Vogt [1979])

$$dL = (\sum L^1(x))/(\sum L^0(x)) \quad (15)$$

und

$$dE = (\sum E^1(x))/(\sum E^0(x)) \quad (16)$$

bilden. Alsdann erhält man die Strukturveränderungsindices<sup>4</sup> wie folgt:

$$\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} = \lambda_e^{\text{laspeyres}}/dL, \quad (17)$$

$$\varepsilon_s^{\text{paasche}} = \lambda_e^{\text{paasche}}/dL \quad (18)$$

und

$$\gamma_s^{\text{laspeyres}} = \lambda_g^{\text{laspeyres}}/dE, \quad (19)$$

$$\gamma_s^{\text{paasche}} = \lambda_g^{\text{paasche}}/dE. \quad (20)$$

<sup>3</sup> Im wesentlichen handelt es sich um eine Ergänzung der Tabelle auf Seite 13 in Vogt (1979), in der dem Preis- und Mengenindexproblem das demographische Fruchtbarkeits- und Bevölkerungsindexproblem und das Lohn- und Beschäftigtenindexproblem gegenübergestellt sind.

<sup>4</sup> Entsprechen Größe  $S$  in Ziffer 1.4.5 von Vogt (1979). Bei den Größen  $de$  und  $dg$  handelt es sich übrigens um Indices nach Drobisch II (Formel (2.5) in Vogt (1979)), die das Identitätsaxiom nicht erfüllen.



Gegeben		
Güter $x = 0, 1, \dots, \omega$	Alter $x = 0, 1, \dots, \omega$	Alter $x = 0, 1, \dots, \omega$
Situationen $j = \begin{cases} 0 & \text{Basissituation} \\ 1 & \text{Beobachtungssit.} \end{cases}$	Situationen $j = \begin{cases} 0 & \text{Basissituation} \\ 1 & \text{Beobachtungssit.} \end{cases}$	Situationen $j = \begin{cases} 0 & \text{Basissituation} \\ 1 & \text{Beobachtungssit.} \end{cases}$
Wert $v$	Anzahl Erkrankte $E$	Anzahl Grundleistungen $G$
Mengen $q^j(x)$	Anzahl Versicherte des Alters $x$ $L^j(x)$	Anzahl Erkrankter des Alters $x$ $E^j(x)$
Preise $p^j(x) = v^j(x)/q^j(x)$	altersspezifische Erkrankungshäufigkeiten $E^j(x)/L^j(x)$	altersspezifischer Medizin-konsum pro Erkrankten $G^j(x)/E^j(x)$
Wertindex $V = \sum v^1(x)/\sum v^0(x)$	Erkranktenindex $dE = \sum E^1(x)/\sum E^0(x)$	Grundleistungsindex $dG = \sum G^1(x)/\sum G^0(x)$
Problem		
Zerlegung von $V$ in eine Preiskomponente $P$ und eine Mengenkomponeute $Q$	Zerlegung von $dE$ in eine Erkrankungshäufigkeitskomponente $\epsilon$ und eine Bestandeskomponente $\lambda_e$	Zerlegung von $dG$ in eine Verhaltenskomponente $\gamma$ und eine Bestandeskomponente $\lambda_g$
Die beiden "Ecklösungen":		
$P^{paasche} = \frac{\sum v^1(x)}{\sum q^1(x)p^0(x)}$	$\epsilon^{paasche} = \frac{\sum E^1(x)}{\sum L^1(x)(E^0(x)/L^0(x))}$	$\gamma^{paasche} = \frac{\sum G^1(x)}{\sum E^1(x)(G^0(x)/E^0(x))}$
$Q^{laspeyres} = \frac{\sum q^1(x)p^0(x)}{\sum v^0(x)}$	$\lambda_e^{laspeyres} = \frac{\sum L^1(x)(E^0(x)/L^0(x))}{\sum E^0(x)}$	$\lambda_g^{laspeyres} = \frac{\sum E^1(x)(G^0(x)/E^0(x))}{\sum G^0(x)}$
.....	.....	.....
$P^{laspeyres} = \frac{\sum q^0(x)p^1(x)}{\sum v^0(x)}$	$\epsilon^{laspeyres} = \frac{\sum L^0(x)(E^1(x)/L^1(x))}{\sum E^0(x)}$	$\gamma^{laspeyres} = \frac{\sum E^0(x)(G^1(x)/E^1(x))}{\sum G^0(x)}$
$Q^{paasche} = \frac{\sum v^1(x)}{\sum q^0(x)p^1(x)}$	$\lambda_e^{paasche} = \frac{\sum E^1(x)}{\sum L^0(x)(E^0(x)/L^1(x))}$	$\lambda_g^{paasche} = \frac{\sum G^1(x)}{\sum E^0(x)(G^1(x)/E^1(x))}$

#### 4 Der Einfluß der Altersstrukturverschiebung insgesamt

Falls man nur Daten über  $K$ ,  $L$  und  $W$  und nicht über  $E$  und  $G$  zur Verfügung hat, kann man die Analyse wie folgt vornehmen. Man zerlegt den Gesamtkostenindex

$$dK = \frac{\sum K^1(x) L^1(x)}{\sum K^0(x) L^0(x)} = 1,793 \quad (21)$$

in einen Bestandesindex von Laspeyres

$$dL^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum K^0(x) L^1(x)}{\sum K^0(x) L^0(x)} = 1,191 \quad (22)$$

und einen Kostenindex (nicht Preisindex) von Paasche (vgl. *Schmid* [1985, Seite 314.4])

$$dK^{\text{paasche}} = \frac{\sum K^1(x) L^1(x)}{\sum K^0(x) L^1(x)} = 1,505 \quad (23)$$

oder einen Bestandesindex von Paasche

$$dL^{\text{paasche}} = \frac{\sum K^1(x) L^1(x)}{\sum K^1(x) L^0(x)} = 1,180 \quad (24)$$

und einen Kostenindex von Laspeyres

$$dK^{\text{laspeyres}} = \frac{\sum K^1(x) L^0(x)}{\sum K^0(x) L^0(x)} = 1,519. \quad (25)$$

Durch Kreuzen erhält man die entsprechenden Indices von *Fisher*:

$$dL^{\text{fisher}} = \sqrt{dL^{\text{laspeyres}} dL^{\text{paasche}}} = 1,185 \quad (26)$$

$$dK^{\text{fisher}} = \sqrt{dK^{\text{laspeyres}} dK^{\text{paasche}}} = 1,512 \quad (27)$$

Den Bestandesindex (26) zerlegen wir wie oben weiter in den "eigentlichen Bestandesindex"  $dL$  von Dutot und den Altersstrukturveränderungskoeffizienten

$$S^{\text{fisher}} = dL^{\text{fisher}}/dL = 1,185/1,102 = 1,075. \quad (28)$$

Wir erhalten also insgesamt einen Einfluß von 7,5% für die Altersstrukturverschiebung (gegenüber 79,3% Totalkostensteigerung). Diese 7,5% enthalten gemäß Formel (12) 2,2% wegen den Erkrankungshäufigkeiten pro Versicherten und gemäß Formel (14) 3,85% wegen der Zahl der Grundleistungen pro Erkrankten. Der Rest könnte erst durch eine feinere Auswertung der Daten analysiert werden, d.h. nicht nur einer Zerlegung von  $dK' = 1,642$ , sondern einer Zerlegung von  $dK = 1,793$ .

Arthur Vogt  
Bundesamt für  
Privatversicherungswesen  
3003 Bern

## Bibliographie

- Fisher, I.* (1922): The Making of Index Numbers. Reprint der dritten Auflage 1927 bei Augustus M. Kelley. New York 1967.
- Schmid, H.* (1985): Datenanalyse in der Krankenversicherung, Teil I. Schriftenreihe des Schweizerischen Institutes für Gesundheits- und Krankenhauswesen, Aarau.
- Vogt, A.* (1979): Das statistische Indexproblem im Zwei-Situationen-Fall. Diss. ETH 6448, Zürich.

## **Zusammenfassung**

In dieser Arbeit wird die statistische Preisindextheorie auf die Messung der Morbiditätsänderung übertragen. Es wird von der Tatsache Gebrauch gemacht, daß die den Gütermengen entsprechenden Größen (Anzahl Versicherte, Anzahl Erkrankte) Inhalte sind, d.h. addierbar. Dies erlaubt es, den Einfluß der Altersstrukturverschiebung auf die Morbiditätsänderung, gesamthaft und unterteilt in Subkomponenten, anzugeben.

## **Résumé**

Dans le présent article, la théorie statistique de l'indice des prix est appliquée pour mesurer les changements de morbidité. On utilise le fait que les entités qui correspondent aux quantités de marchandises (nombre d'assurés, nombre de personnes malades) sont des fonctions d'ensemble additives, ce qui permet d'indiquer l'influence du déplacement de la structure des âges sur le changement de la morbidité d'une manière globale bien que réparti par sous-composantes.

## **Summary**

In this article the statistical price index theory is applied to the measurement of changes of morbidity rates. Hereby the fact is used that those items which correspond to the quantities of goods (i.e. number of insureds, number of sick persons) are additive set functions. This permits the assessment of both the impact overall and by subcomponents of shifts of the age structure on morbidity changes.

