Eine Formel zur Ursachenanalyse der Kostensteigerung im Gesundheitswesen

Autor(en): **Vogt, Arthur**

Objekttyp: **Article**

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

Band (Jahr): **- (1986)**

Heft 1

PDF erstellt am: **27.07.2024**

Persistenter Link: https://doi.org/10.5169/seals-967048

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:

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

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

$$de(x) = \frac{E^1(x)/L^1(x)}{E^0(x)/L^0(x)}$$ Änderung der Zahl der Erkrankten pro x-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.

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

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

Neben diesen altersspezifischen Entwicklungsfaktoren gibt es die nachstehenden globalen Entwicklungsfaktoren[1]:

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

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

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

$$dg = \frac{\sum G^1(x)/\sum E^1(x)}{\sum G^0(x)/\sum E^0(x)}$$ 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[2]:

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

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

[1] In diesem Aufsatz steht das Summenzeichen $\sum$ immer für die Summation von $x = 0$ bis Schlußalter ω.

[2] 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 ambulanter Rechnungssteller zugrunde. Zum Vergleich sind die hier verwendeten und in Klammern die abweichenden Werte von *Schmid* (1985) angebeben:

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

$de = 1{,}164$ (statt 1,136), $\quad dK' = 1{,}624$ (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 Ärztevertrag des Kantons Bern betrifft.

2 Direkte Berechnung der Morbiditätsindices

Wir wollen nun den Wachstumsfaktor *de* in einen "reinen" Erkrankungshäufigkeitsindex ε und einen Index ε_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

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

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

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

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

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

und den Altersstrukturverschiebungsindex von Paasche

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

zu bilden, wobei ebenfalls gilt

$$\varepsilon^{\text{laspeyres}}\ \varepsilon^{\text{paasche}} = 1,148 \cdot 1,014 = de = 1,164. \tag{5}$$

Dieses Vorgehen kann auf die Anzahl Grundleistungen pro Erkrankten übertragen werden. Dabei werden "reine" Grundleistungshäufigkeitsindices γ und entsprechende Altersstrukturveränderungsindices γ_s gebildet:

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

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

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

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

Wiederum gilt

$$\gamma^{\text{paasche}} \, \gamma_s^{\text{laspeyres}} = \gamma^{\text{laspeyres}} \, \gamma_s^{\text{paasche}} = dg. \tag{10}$$

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 γ_s von größerer Bedeutung ist als die Verhaltenskomponente γ. 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:

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

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

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

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

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

<table>
<tr><td rowspan="6">$dK' =$ 1,624</td><td>$dW =$ 1,192</td><td colspan="3">Verhältnis der Taxpunktwerte problemlos, eindeutig, solange nur der Ärztevertrag eines Kantones betrachtet wird.</td></tr>
<tr><td rowspan="2">$dg =$ 1,062</td><td>$\gamma_s^{\text{laspeyres}} = 1{,}038$</td><td>$\gamma_s^{paasche} = 1{,}039$</td><td>$\gamma_s^{\text{fisher}} = 1{,}0385$</td></tr>
<tr><td>$\gamma^{\text{paasche}} = 1{,}023$</td><td>$\gamma^{\text{laspeyres}} = 1{,}022$</td><td>$\gamma^{\text{fisher}} = 1{,}0225$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">$de =$ 1,164</td><td>$\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} = 1{,}030$</td><td>$\varepsilon_s^{\text{paasche}} = 1{,}014$</td><td>$\varepsilon_s^{\text{fisher}} = 1{,}022$</td></tr>
<tr><td>$\varepsilon^{\text{paasche}} = 1{,}130$</td><td>$\varepsilon^{\text{laspeyres}} = 1{,}148$</td><td>$\varepsilon^{\text{fisher}} = 1{,}139$</td></tr>
<tr><td>$dL =$ 1,102</td><td colspan="3">Bestandesindex von Dutot problemlos, eindeutig</td></tr>
</table>

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[3]. Die Erkrankungshäufigkeitsindices ε nach (1) und (3) sowie die Grundleistungshäufigkeitsindices γ nach (6) und (8) ergeben sich direkt aus der Tabelle. Um die Strukturveränderungsindices ε_s nach (2) und (4) sowie γ_s nach (7) und (9) zu erhalten, hat man von der Tatsache Gebrauch zu machen, daß die Mengenfuntionen 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])

$$dL = (\sum L^1(x))/(\sum L^0(x)) \tag{15}$$

und

$$dE = (\sum E^1(x))/(\sum E^0(x)) \tag{16}$$

bilden. Alsdann erhält man die Strukturveränderungsindices[4] wie folgt:

$$\varepsilon_s^{\text{laspeyres}} = \lambda_e^{\text{laspeyres}}/dL, \tag{17}$$

$$\varepsilon_s^{\text{paasche}} = \lambda_e^{\text{paasche}}/dL \tag{18}$$

und

$$\gamma_s^{\text{laspeyres}} = \lambda_g^{\text{laspeyres}}/dE, \tag{19}$$

$$\gamma_s^{\text{paasche}} = \lambda_g^{\text{paasche}}/dE. \tag{20}$$

[3] 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.

[4] 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.

Übertragung der Begriffe um den Preisindex auf die Morbidität

Gegeben		
Güter $x = 0, 1, \ldots, \omega$	Alter $x = 0, 1, \ldots, \omega$	Alter $x = 0, 1, \ldots, \omega$
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 Medizinkonsum 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 Mengenkomponente Q	Zerlegung von dE in eine Erkrankungshäufigkeitskomponente ε und eine Bestandeskomponente λ_e	Zerlegung von dG in eine Verhaltenskomponente γ und eine Bestandeskomponente λ_g
Die beiden "Ecklösungen":		
$P^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum v^1(x)}{\sum q^1(x)p^0(x)}$	$\varepsilon^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum E^1(x)}{\sum L^1(x)(E^0(x)/L^0(x))}$	$\gamma^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum G^1(x)}{\sum E^1(x)(G^0(x)/E^0(x))}$
$Q^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum q^1(x)p^0(x)}{\sum v^0(x)}$	$\lambda_e^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum L^1(x)(E^0(x)/L^0(x))}{\sum E^0(x)}$	$\lambda_g^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum E^1(x)(G^0(x)/E^0(x))}{\sum G^0(x)}$
$P^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum q^0(x)p^1(x)}{\sum v^0(x)}$	$\varepsilon^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum L^0(x)(E^1(x)/L^1(x))}{\sum E^0(x)}$	$\gamma^{\text{laspeyres}} = \dfrac{\sum E^0(x)(G^1(x)/E^1(x))}{\sum G^0(x)}$
$Q^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum v^1(x)}{\sum q^0(x)p^1(x)}$	$\lambda_e^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum E^1(x)}{\sum L^0(x)(E^0(x)/L^1(x))}$	$\lambda_g^{\text{paasche}} = \dfrac{\sum G^1(x)}{\sum E^0(x)(G^1(x)/E^1(x))}$

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

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

in einen Bestandesindex von Laspeyres

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

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

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

oder einen Bestandesindex von Paasche

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

und einen Kostenindex von Laspeyres

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

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

$$dL^{\text{fisher}} = \sqrt{dL^{\text{laspeyres}}\; dL^{\text{paasche}}} = 1{,}185 \tag{26}$$

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

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

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

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 additve set functions. This permits the assessment of both the impact overall and by subcomponents of shifts of the age structure on morbidity changes.