IBES DISKUSSIONSBEITRAG
Institut für Betriebswirtschaft und Volkswirtschaft

Nr. 197

Dezember 2012

Standardisierung des Überschusses (der Einnahmen *und* der Kosten) bei Arztpraxen

Berücksichtigung evtl. unterschiedlicher Kosten bei der Behandlung von PKV und GKV Patienten

Prof. Dr. Peter Michael von der Lippe

WIWIINF
FAKULTÄT WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN
UNIVERSITÄT DUISBURG ESSEN

Standardisierung des Überschusses (der Ein- nahmen *und* der Kosten) bei Arztpraxen

Berücksichtigung evtl. unterschiedlicher Kosten bei der Behandlung von PKV und GKV Patienten

Prof. Dr. Peter von der Lippe (plippe@vwl.uni-due.de)

Impressum: Institut für Betriebswirtschaft und Volkswirtschaft (IBES)
Universität Duisburg-Essen
Universitätsstraße 12
45141 Essen
E-Mail: IBES-Diskussionsbeitrag@medman.uni-due.de

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung 4

1. Annahmen, Notation 5

2. Wichtige Eigenschaften von λ_1 und λ_2 5

3. Standardisierung des Überschusses (Si) 6

4. Wie hängen die drei Überschüsse (Salden) S, S_1 und S_2 zusammen? 6

5. Die Differenz zwischen den Salden S_1 (ZI) undS_2 7

6. Prozentualer Unterschied zwischen den Salden S_1 (ZI) undS_2 8

7. Allgemeine Aussagen über den Faktor f und über das Verhältnis von λ_1 zu λ_2 10

8. Standardisierung des Überschusses in einem Schritt 14

9. Aggregationsprobleme 15

10. Verwendung externer Werte für ein aggregiertes β bzw. λ_2 20

Einige Schlussfolgerungen 22

Zusammenfassung

Der Beitrag ist eine Fortführung des IBES Diskussionsbeitrags Nr. 191 "Standardsierung der Einnahmen einer Arztpraxis, Methoden der Honorarumrechnung auf Einnahmen einer "Normpraxis", die ausschließlich EBM-Leistungen (für GKV Patienten) in Vollzeit erbringt". Dort wurde eine Berechnungsmethode dargestellt, die vom Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung (ZI) bei der "Standardisierung" von im ZI Praxispanel (ZiPP) ermittelten Honorareinnahmen von Praxen angewendet wurde.

Die Methode (hier Lambda-Methode genannt) wurde vom ZI bei einem "ZI-Forum" am 20. 11. 2012 in Berlin vorgestellt und in der Diskussion wurde eingewendet, dass diese Methode nicht akzeptabel erscheint, solange diese nicht auch die (evtl. differenzierten) Kosten bei der Behandlung von PKV und GKV Patienten berücksichtigt. Dieser Einwand gab den Anlass für die nachfolgende Betrachtung.

Sie behandelt jedoch nur formale Zusammenhänge bei einer entsprechenden Erweiterung des "Basismodells" der Lambda-Methode um die Kosten. In Analogie zu den Größen α und $\lambda = 1+(\alpha-1)p$ (wobei p der Anteil der Privatpatienten an den Patienten ist), die die Einnahmeseite betreffen werden hier die Größen β und $\lambda_2 = 1+(\beta-1)p$ eingeführt, die die Kostenseite betreffen (was bisher λ genannt wurde heißt hier im Folgenden λ_1). Behandelt wird u.a. die Frage ob man a priori einen Wertebereich angeben kann, in dem sich der Koeffizient β bewegen muss. Bei $\beta > 1$ misst die Größe β, um wie viel teurer die Behandlung eines PKV Patienten im Vergleich zu einem GKV Patienten ist. Es werden auch Überlegungen angestellt, wie man die β - Koeffizienten der einzelnen Praxen zu einem β für eine größere Gruppe (z.B. eine ärztliche Fachgruppe) aggregieren kann.

Nicht behandelt werden jedoch die wohl sehr viel gravierenderen Datenprobleme einer entsprechenden Erweiterung der Standardisierungsmethode: Wie gelangt man empirisch zu Kosten einer Behandlung, differenziert nach Art der Patienten (bzw. nach Art der Vergütung der Leistungen)? Ist eine vergleichbare Behandlung überhaupt unterschiedlich teuer bei PKV und bei GKV Patienten (wie dies ja implizit bei einem Koeffizienten $\beta \neq 1$ angenommen wird)? Wie kann eine Praxis bei einer Befragung, wie etwa dem ZiPP zahlenmäßige Angaben darüber machen, zu welchem Prozentsatz z.B. Mieten, Gehälter, oder auch Abschreibungen kausal auf die Behandlung von Privatpatienten zurückzuführen sind?

Wenn mit dem Argument der Nichtberücksichtigung der Kosten Berechnungen im Rahmen des ZiPP zugunsten der amtlichen Kostenstrukturerhebung (KSE) verworfen werden fragt es sich natürlich: welche statistische Informationen bezüglich unterschiedlicher Behandlungskosten von Privat- und Kassenpatienten können der KSE entnommen werden?

1. Annahmen, Notation

Subskripte *	Patiententypen P = PKV, G = GKV; Praxis i = 1,..., n
Patienten	Anzahl der Patienten N_P, N_G, $N = N_P + N_G$
Werte **	Einnahmen: E_{Pi}, E_{Gi}, $E_i = E_{Pi} + E_{Gi}$, Kosten: K_{Pi}, K_{Gi}, $K_i = K_{Pi} + K_{Gi}$
pro Patient	$e_{Pi} = E_{Pi}/N_{Pi}$, $k_{Pi} = K_{Pi}/N_{Pi}$ entsprechend e_{Gi} und k_{Gi}

abgeleitete Größen	Anteile: $p_i = N_{Pi}/N_i$, $1-p_i = N_{Gi}/N_i$, Koeffizienten $\alpha_i = e_{Pi}/e_{Gi}$, ("Aufschlagsfaktor") und neu $\beta_i = \frac{k_{Gi}}{k_{Pi}} = \frac{K_{Gi}}{K_{Pi}} \cdot \frac{p_i}{1-p_i}$

zur Standardisierung benutzte Koeffizienten	$\lambda_{1i} = 1+(\alpha_i-1)p_i$ (das ist, was bisher einfach λ_i genannt wurde) und als neuer Parameter $\lambda_{2i} = 1+(\beta_i-1)p_i$

* wenn nicht erforderlich kann das Subskript i weggelassen werden. Die Bezeichnung der konkreten Praxis mit i ist aber besonders wichtig bei der Behandlung von Aggregationsproblemen.
** allgemein: Produkt aus Menge und Preis.

Definitionsgleichungen $E_i = N_i p_i e_{pi} + N_i(1-p_i)e_{Gi} = N_i e_{Gi}\lambda_{1i}$ und analog

$K_i = N_i p_i k_{pi} + N_i(1-p_i)k_{Gi} = N_i k_{Gi}\lambda_{2i}$

Standardisierte Größen $\hat{E}_i = N_i e_{Gi} = \frac{E_i}{\lambda_{1i}}$ und $\hat{K}_i = N_i k_{Gi} = \frac{K_i}{\lambda_{2i}}$

2. wichtige Eigenschaften von λ_1 und λ_2

$\lambda_1 = 1+(\alpha-1)p$ ist linear abhängig von p bei gegebenem α (und von α bei gegebenem p)

	λ_1
$p = 0$	1
$p = 0{,}5$	$\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\alpha$
$p = 1$	α

	λ_1
$\alpha < 1$	$\lambda_1 < 1 \Rightarrow \hat{E} > E$
$\alpha = 1$	$\lambda_1 = 1 \Rightarrow \hat{E} = E$
$\alpha > 1$	$\lambda_1 > 1 \Rightarrow \hat{E} < E$

Es gilt $1 \leq \lambda_1 \leq \alpha$ (weil $\alpha \geq 1$ angenommen werden darf). Für λ_2 gelten genau die gleichen Zusammenhänge,[1] nur mit β statt α und mit einer Beziehung zwischen $\hat{K}$ und K analog zu der zwischen $\hat{E}$ und E.

[1] Wir gehen damit hier (und wohl im Falle von α realistischerweise) davon aus, dass sowohl α als auch β nicht kleiner als 1 sein können.

3. Standardisierung des Überschusses (S_i)

nach Art des ZI: (1) $\hat{S}_{1i} = \frac{E_i}{\lambda_{1i}} - K_i = \hat{E}_i - K_i$

geforderte Erweiterung (2) $\hat{S}_{2i} = \frac{E_i}{\lambda_{1i}} - \frac{K_i}{\lambda_{2i}} = \hat{E}_i - \hat{K}_i$

Daten (nicht standardisiert) (3) $S_i = E_i - K_i$.

Interpretation (i zur Vereinfachung weggelassen)

(3a) $S = N(e_G\lambda_1 - k_G\lambda_2)$

(1a) $\hat{S}_1 = N(e_G - k_G\lambda_2)$

(2a) $\hat{S}_2 = N(e_G - k_G)$

4. Wie hängen die drei Überschüsse (Salden) S, S_1 und S_2 zusammen?

Wenn $\beta > 1$ (also wenn PKV Patienten mehr Kosten verursachen als GKV Patienten) dann ist $\lambda_2 > 1$ und damit $\hat{K} < K$, also auch $\hat{S}_1 < \hat{S}_2$ (Standardisierung nach Art des ZI ergibt zu kleine Überschüsse (Vorwurf GKV-Spitzenverband)).

(1b) $\hat{S}_1 = \frac{1}{\lambda_1}[S - K(\alpha - 1)p]$

Interpretation: $\alpha = 1$ oder $p = 0 \Rightarrow \lambda_1 = 1$ und $\hat{S}_1 = S$

$p = 1 \Rightarrow \lambda_1 = \alpha$ und $\hat{S}_1 = \frac{E}{\alpha} - K$

$(\alpha - 1)p = \lambda_1 - 1 = \frac{E - E_0}{E_0}$ wenn eine Praxis (mit Privatpatientenanteil von p) Einnahmen in Höhe von E und die reine GKV Praxis die Einnahmen E_0 hat (entsprechende Interpretation mit den Kosten bei $(\beta-1)p = \lambda_2 - 1$ als $(K-K_0)/K_0$).[2]

Für $\hat{S}_2$ erhält man aus den Definitionsgleichungen nach einigen Umformungen

(2b) $\hat{S}_2 = \frac{1}{\lambda_1}\left[S - \frac{Kp(\alpha - \beta)}{\lambda_2}\right]$

[2] Der Ausdruck $(\alpha-1)p$ gibt also an, um wie viel Prozent höher die Einnahmen der Praxis (mit Privatpatienten) gegenüber einer reinen GKV Praxis sind. Entsprechend gibt $(\beta-1)p$ an, um viel Prozent höher die Kosten sind.

Die Differenz α - β ist von besonderem Interesse. Wenn $\alpha = \beta$ ist, heißt das nicht, dass die Praxis an PKV Patienten nichts mehr verdient. Solange sie an GKV Patienten per saldo verdient, weil etwa $e_G = 12$ und $k_G = 10$ ist, verdient sie auch an PKV Patienten, etwa bei $\alpha = \beta = 1{,}2$ $e_P = 14{,}4$ was mehr ist als $k_P = 12$.

(2c) $\hat{S}_2 = \hat{S}_1 + \frac{K(\beta-1)p}{\lambda_2} = \hat{S}_1 + Nk_G(\beta-1)p = \hat{S}_1 + Z$ mit $(\beta-1)p = \lambda_2 - 1$, und auch

(2d) $$\hat{S}_2 = \underbrace{\frac{S}{\lambda_1} - \frac{K(\lambda_1-1)}{\lambda_1}}_{\leftarrow \text{ soweit ist das } \hat{S}_1 \rightarrow} + \frac{K(\lambda_2-1)}{\lambda_2},$$

was sich für weitere Interpretationen besonders eignen dürfte (die ersten beiden Ausdrücke ergeben $\hat{S}_1$ und der dritte Ausdruck ist offensichtlich gleich Z). Immer dann, wenn wegen $\beta > 1$ die Behandlung von Privatpatienten teurer ist als die von GKV Patienten ist $\hat{S}_1 < \hat{S}_2$.

Interpretation: $\beta = 1$ oder $p = 0$ oder $\alpha = \beta \Rightarrow \lambda_2 = \lambda_1 = 1$ und $Z = 0$ also auch $\hat{S}_2 = \hat{S}_1$

(kein Unterschied zur Standardisierung nach Art des ZI und wegen $\beta = 1$ ist die Behandlung eines Privatpatienten nicht teurer als die eines GKV Patienten)

$p = 1 \Rightarrow \lambda_2 = \beta$ und $\hat{S}_2 = \hat{S}_1 + \frac{K(\beta-1)}{\beta} = \hat{S}_1 + K - \frac{K}{\beta} = \frac{E}{\alpha} - \frac{K}{\beta}$ in diesem Fall ist auch Z leicht zu interpretieren, denn dann ist $Z = Np(k_P - k_G) = N(k_P - k_G)$.

Nach (2c) und (2d) ist der Ausdruck Z von besonderem Interesse. Im folgenden Abschnitt soll er genauer untersucht werden.

5. Die Differenz zwischen den Salden S_1 (ZI) und S_2

Mit $K = k_G N(1-p) + k_P Np = k_G N\lambda_2$ und der Definition für β erhält man

(4) $$Z = \frac{K(\beta-1)p}{\lambda_2} = Nk_G p(\beta-1) = Np(k_P - k_G).$$

Bei $N_P = Np$ Privatpatienten kostet deren Behandlung Npk_P. Die gleiche Anzahl von GKV Patienten würdedagegen Npk_G kosten.

Wir haben damit drei Einflussfaktoren für den Unterschied der Überschüsse $\hat{S}_1$ und $\hat{S}_2$:

- $Nk_G = K_0$, das sind die Kosten der reinen GKV Praxis
- der Privatpatientenanteil p und
- $\beta - 1 = \frac{k_P - k_G}{k_G}$

bzw. zwei Einflussfaktoren, wenn man die Einflussfaktoren 2 und 3 zusammennimmt zu $(\beta - 1)p = \lambda_2 - 1$, was oben ja bereits interpretiert wurde als relative Mehrkosten der Praxis (verglichen mit den Kosten K_0 der reinen GKV Praxis), also $(\beta - 1)p = \frac{K - K_0}{K_0}$.

Zur Veranschaulichung geben wir ein paar Werte in der folgenden Tabelle an (wir wählen $K_0 = Nk_G = 100$, denn dann drücken die Zahlen zugleich auch Prozentsätze aus).

Zum in Tab. 1 grün markierten Feld:

Bei einem Privatpatientenanteil von 30% (also p = 0,3) und $\beta = k_P/k_G = 1{,}2$ wären die Kosten der Praxis um 6% höher als die der reinen GKV Praxis. Das scheint trivial zu sein.[3]

Tab.1

p	β				
	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5
0,1	1	2	3	4	5
0,2	2	4	6	8	10
0,3	3	6	9	12	15
0,4	4	8	12	16	20
0,5	5	10	15	20	25

Nach der absoluten Differenz soll nun die relative Differenz (d.h. der prozentuale Unterschied zwischen den Salden [oder Überschüssen]) betrachtet werden.

6. Prozentualer Unterschied zwischen den Salden S_1 (ZI) und S_2

Mit $K = k_G N(1-p) + k_P N p = k_G N \lambda_2$ und der Definitionen für β erhält man

$$(5) \qquad \frac{\hat{S}_1}{\hat{S}_2} = \frac{E\lambda_2 - K\lambda_1\lambda_2}{E\lambda_2 - K\lambda_1} = 1 - \frac{K\lambda_1(\lambda_2 - 1)}{E\lambda_2 - K\lambda_1} = 1 - \frac{\lambda_1\lambda_2 Z}{E\lambda_2 - K\lambda_1} = 1 - Z_{(1)} \text{ mit } Z_{(1)} = \frac{Z}{\hat{S}_2}.$$

Die umgekehrte Relation zeigt an, um wie viel der ZI-Saldo $\hat{S}_1$ zu groß ist und mit welchem Faktor f er evtl. multipliziert werden muss, um auch den höheren Kosten der reinen Privatpraxis gerecht zu werden. Der Faktor ist

$$(6) \qquad f = \frac{\hat{S}_2}{\hat{S}_1} = \frac{E\lambda_2 - K\lambda_1}{E\lambda_2 - K\lambda_1\lambda_2} = 1 + \frac{K\lambda_1(\lambda_2 - 1)}{E\lambda_2 - K\lambda_1\lambda_2} = 1 + \frac{K(\beta - 1)p}{\lambda_2 \hat{S}_1} = 1 + Z_{(2)} \text{ mit } Z_{(2)} = \frac{Z}{\hat{S}_1}$$

und er dürfte von größerem Interesse sein, als 1/f in Gl. (5).[4] Es zeigt sich weiter, dass bei gegebenen Werten für E, K und λ_1 der Zusammenhang zwischen f und λ_1 linear ist in $1/\lambda_2$ denn aus (6) folgt

---

[3] Die entsprechenden Werte für λ_2 erhält man einfach indem man den Wert im Feld (hier also 6) durch 100 dividiert und 1 addiert. im grün markierten Feld ist das also $\lambda_2 = 1{,}06$.

(7) $$f = \frac{\hat{S}_2}{\hat{S}_1} = \frac{E\lambda_2 - K\lambda_1}{\lambda_2(E - K\lambda_1)} = c + (1-c)\frac{1}{\lambda_2} \text{ mit } c = \frac{E}{E - \lambda_1 K}.$$ [5]

Es ist überraschend, dass f erheblich größer sein kann als 1 (und damit $Z_{(2)}$ beträchtliche positive Werte annahmen kann), sobald sowohl λ_1 als auch λ_2 (und vor allem auch p) entsprechend groß sind. Wir zeigen das mit einem Zahlenbeispiel: E = 100, K = 70 in Tab. 2

Tab.2

		λ_2				
λ_1	c	1	1,05	1,1	1,15	1,2
1	10/3	1	1,111[(a)]	1,2121	1,3044	1,3889
1,1	100/23	1	1,1594	1,3043	1,4367	1,5580
1,2	100/16	1	1,25[(b)]	1,4773	1,6848	1,875
1,3	50 *	1	1,4815	1,9192	2,319[(c)]	2,6852

* die Funktion f lautet also $50 - 49(1/\lambda_2)$

Ablesebeispiele:

a) hier ist $\hat{S}_1 = 100 - 70 = 30$ und $\hat{S}_2 = 100 - 70/1{,}05 = 33{,}33$ also $\hat{S}_2$ um 11,11% größer als $\hat{S}_1$

b) $\hat{S}_1 = 100/1{,}2 - 70 = 13{,}33$ und $\hat{S}_2 = 100/1{,}2 - 70/1{,}05 = 16{,}67 = 1{,}25 \cdot 13{,}33$

c) $\hat{S}_1 = 6{,}923$ und $\hat{S}_2 = 16{,}0535$ was das 2,3188 fache von $\hat{S}_1$ ist.

Bei dieser Betrachtung ist zu beachten, dass λ_1 bzw. λ_2 auch vom Privatpatientenanteil p abhängen und nicht nur von α bzw. β. Wenn p = 1 ist, nehmen λ_1 bzw. λ_2 ihre maximalen Werte ein mit $\lambda_1 = \alpha$ bzw. $\lambda_2 = \beta$. Nehmen wir an, diese Situation sei in der obigen Tabelle (Tab. 2) gegeben.

Nimmt man aber im Vergleich dazu eine Praxis mit p = ½ statt p = 1 an, dann ist, wie die folgende Tabelle (Tab. 3; umseitig) zeigt, der Faktor f bei $\alpha = 1{,}2$ und $\beta = 1{,}1$ nicht mehr 1,4773 sondern nur noch 1,1594.

Tabellenfelder in Tab. 3, die so auch in Tab. 2 erscheinen sind farblich markiert.

Bei einem p von ¼ statt ½ entsprechen sich $\alpha = 1{,}2$ und $\lambda_1 = 1{,}05$, $\alpha = 1{,}4$ und $\lambda_1 = 1{,}1$ usw. und es entsprechen sich $\beta = 1{,}1$ und $\lambda_2 = 1{,}025$, $\beta = 1{,}2$ und $\lambda_2 = 1{,}05$ usw., d.h. das Ausmaß in dem die ZI-Standardisierung zu groß erscheint (der Faktor f) wird entsprechend geringer wenn p kleiner wird.

[4] Zur Interpretation: $\beta = 1$ oder $p = 0$ oder $\alpha = \beta \Rightarrow \lambda_2 = \lambda_1$ und $Z = 0$ also auch $Z_{(1)} = Z_{(2)} = 0$, d.h. absolut und relativ kein Unterschied zwischen den Salden.

[5] Man beachte, dass i.d.R. die Größe c > 1 ist und damit 1-c negativ ist.

Tab. 3

		$\lambda_2 = 1 + (\beta - 1)\ ½$				
		1	1,025	1,05	1,075	1,1
λ_1	α	$\beta = 1$	$\beta = 1{,}05$	$\beta = 1{,}1$	β 1,15	$\beta = 1{,}2$
1	1	1	1,0569	1,1111	1,1628	1,2121
1,05	1,1	1	1,0676	1,1321	1,1935	1,2521
1,1	1,2	1	1,0817	1,1594	1,2336	1,3043
1,15	1,3	1	1,1007	1,1966	1,2880	1,3753
1,2	1,4	1	1,1280	1,25*	1,3663	1,4773
1,25	1,5	1	1,1707	1,3333	1,4884	1,6364
1,3	1,6	1	1,2466	1,4815	1,7054	1,9192

* Vgl. Fußnote b in Tab. 2

Für die Frage, wie relevant die Nichtberücksichtigung von evtl. höheren Kosten bei der Standardisierung nach Art des ZI ist, kommt es entscheidend auf den Privatpatientenanteil p an.

Ist p nicht beträchtlich, dürfte der Einwand, $\hat{S}_1$ sei zu klein, wenig relevant sein.

7. Allgemeine Aussagen über den Faktor f und über das Verhältnis von λ_1 zu λ_2

Es sind erstaunlich wenig Feststellungen, die man a priori über den Wertebereich von λ_1 und λ_2 machen kann. Beide Größen können nicht kleiner als 1 sein, weil sonst α und β kleiner als 1 wären. Damit $\hat{S}_1$ nicht negativ wird, muss gelten

(8) $\lambda_1 < \frac{E}{K}$ (wobei wir von E/K > 1 ausgehen können, weil sonst der S < 0 wäre).

Damit auch $\hat{S}_2$ nicht negativ wird muss neben (8) auch gelten

(8a) $\frac{\lambda_1}{\lambda_2} < \frac{E}{K}$,

was aber für *jedes* $\lambda_2 > 1$ zutrifft, wenn (8) erfüllt ist und was dann auch zugleich sicherstellt, dass $\hat{S}_2 > \hat{S}_1$ ist und damit $f > 1$ ist. (8a) ist also keine über (8) hinausgehende zusätzliche Bedingung. Schon aus (2c) geht hervor, dass bei $\beta > 1$ $\hat{S}_2$ nicht negativ werden kann, solange $\hat{S}_1$ nicht negativ ist. Es lassen sich also a priori nur zwei Aussagen treffen:

1. λ_1 und λ_2 sind beide > 1 (das ist auch ausreichend für f > 1) und
2. $\lambda_1 < E/K$ (damit $\hat{S}_1 > 0$)

wenn E > K angenommen wird. Es muss insbesondere nicht notwendig $\lambda_2 < \lambda_1$ sein. Man könnte jedoch zu Aussagen über λ_2 (bzw. β) gelangen, wenn man weitere Bedingungen einführt, wie

3. dass der Reinertrag aus der Behandlung von Privatpatienten also $E_P - K_P$ nicht negativ sein darf (vgl. unten Gl. 9) oder

4. dass der Überschuss S = E – K nicht negativ sein darf (Gl. 10).

Wir demonstrieren die Zusammenhänge an dem Zahlenbeispiel, das (hinsichtlich E und K) schon den Tabellen 2 und 3 zugrundelag und auf das wir auch im nächsten Abschnitt wieder zurückkommen werden. Wie bei gegebenem λ_1 der zulässige Wert für λ_2 von Bedingung 2 über 3 und 4 für immer größer wird ist vor allem in Tab. 6 deutlich zu sehen.

Es sei wieder E = 100, K = 70, und damit E/K = 100/70 = 1,4285. Bei λ_1 = 1,4 ist $\hat{S}_1$ = 1,42857. Man kann f mit (7) und $c = E/(E - \lambda_1 K) = 50$ berechnen und erhält dann für $\hat{S}_2$ und f die Werte der Tab. 4. Wie man sieht, wird $\hat{S}_2$ bei konstantem $\hat{S}_1$ = 1,42857 mit größerem λ_2 immer größer und damit wird auch f immer größer (was schon aus dem Vergleich von (2) mit (1) deutlich hervorgeht).

Tab. 4

λ_2	$\hat{S}_2$	f
$1{,}1 < \lambda_1$	19,699	1,4773
$1{,}2 = \lambda_1$	25	1,875
$1{,}3 > \lambda_1$	29,487	2,212
$1{,}4 > \lambda_1$	33,333	2,5
$1{,}5 > \lambda_1$	36,667	2,75

Es kann also β und damit auch λ_2 sehr groß werden (λ_2 insbesondere auch größer als λ_1).

Was bedeutet das für die Kosten einer konkreten Praxis (mit p > 0) im Vergleich zur reinen GKV Praxis (mit p = 0)? Wie groß kann λ_2 maximal sein?

*Wir gehen wieder vom **Zahlenbeispiel** aus:*

Dann ist bei den angenommenen Werten für p = 0,2 und λ_1 = 1,2 ist $\alpha = (\lambda_1 - 1)/p + 1$ = 2 und wenn dann die Kosten K bei β = 1 und damit λ_2 = 1 (unabhängig von p) wegen

$K = N(1\text{-}p)k_G + Npk_P = k_G N \lambda_2$

genau 70 sein sollen muss Nk_G = 70 sein (es sei k_G = 7 und N = 10)[6]. Wenn dann die Einnahmen $E = Ne_G\lambda_1$ = 100 sind, muss bei λ_1 = 1,2 gelten e_G = 100/12 = 25/3 = 8,33 und (wegen α = 2) e_P = 50/3 = 16,67. Weil im folgenden λ_1 nicht variiert wird sondern nur β variiert wird

[6] Bei k_G = 7 und N_G = N(1-p) = 8 Kassenpatienten kosten diese im Folgenden stets K_G = 56, während die Kosten der Privatpatienten ($K_P = K - K_G$) mit steigendem β immer größer werden.

gilt stets $E_P = Npe_P = 33{,}33$ und $E_G = N(1\text{-}p)e_G = 66{,}67$ und zusammen ist E konstant, nämlich $E = E_P + E_G = 100$. Konstant sind ferner die Patientenzahlen $N_P = 2$ und $N_G = 8$ sowie $k_G = 7$. Wir variieren jetzt nur β und damit λ_2 und erhalten Tab. 5:

Tab. 5

konstant sind hier $p = 0{,}2$, $E_P = 33{,}33$, $E_G = 66{,}67$ und $E = E_P+E_G = 100$, $K_G = 56$

β	$\lambda_2 = 1+(\beta\text{-}1)0{,}2$	$K_P = Npk_G\beta = 14\beta$	$K = Nk_G\lambda_2 = 70\lambda_2$
1	1	14	70 = 14 + 56
1,25	1,05	17,5	73,5 = 17,5 + 56
1,5	1,1	21	77 = 21
1,75	1,15	24,5	80,5 = 24,5 + 56
2	1,2	28	84 = 28 + 56
2,25	1,25	31,5	87,5 = 31,5 + 56
2,38 (a)	1,2762	33,33	89,33 = 33,33 + 56
2,5	1,3	35 > 33,33	91 = 35 + 56
2,75	1,35	38,5	94,5 = 38,5 + 56
3	1,4	42	98 = 42 + 56
3,14 (b)	1,428 = 10/7	44	100 = 44 + 56
3,25	1,45	45,5	101,5 > E = 100

(a) dieser Wert für β entspricht der Bedingung (9) bzw. (9a) oder $K_P = E_P$

(b) dieser Wert für β entspricht der Bedingung $K_P + K_G = E_P + E_G$ oder $K = E$ (also $S = 0$)

Die folgende Tab. 6 markiert noch einmal die Werte für β, die für die Erfüllung bestimmter Bedingungen von Interesse sind. Auf die Bedingungen hinsichtlich β, die für $E_P > K_P$ und $E > K$ erfüllt sein müssen, wird dann im Text nach der Tabelle weiter eingegangen.

Tab. 6

Konstant sind hier $\alpha = 2$, $\lambda_1 = 1{,}2$ $e_G = 25/3$, $k_G = 7$ ($e_G/k_G = 1{,}19$), $N = 10$, $E = 100$ und $E/\lambda_1 = 83{,}33$

β	λ_2/λ_1	β/α	K/E	$\hat{S}_1$	Gleichung/ Bedingung
1	$1/1{,}2 = 0{,}833 < e_G/k_G$	$1/2 = 0{,}5 < e_G/k_G$	0,7	13,333	$\hat{S}_1 = \hat{S}_2$
1,25	1,05/1,2 = 0,875	1,25/2 = 0,625	0,735	9,833	ab β > 1 ist $\hat{S}_2 > \hat{S}_1$
1,5	1,1/1,2 = 0,9167	1,5/2 0,75	0,77	6,33	
1,9524	1,1905/1,2 = 0,9921	1,95/2 = 0,9762	0,833	0	8b, 8 ($\hat{S}_1 > 0$)
2	1,2/1,2 = 1	$2/2 = 1 < e_G/k_G$	0,84	- 0,667	jetzt $\hat{S}_1 < 0$
2,3809	$1{,}0604 < e_G/k_G$	$2{,}38/2 = 1{,}19 = e_G/k_G$	0,893	- 6	9 ($E_P = K_P$)
2,5	1,3/1,2 =	$2{,}5/2 = 1{,}25 > e_G/k_G$	0.91	- 7,667	
3,14	$1{,}428/1{,}2 = e_G/k_G$	$3{,}14/2 = 1{,}57 > e_G/k_G$	1	- 16,67	10 (K = E)
3,25	$1{,}45/1{,}2 = 1{,}21 > e_G/k_G$	$3{,}25/2 = 1{,}62 > e_G/k_G$	1,015	- 18,17	K > E (S < 0)*

* Das bedeutet: Die Praxis mit 20% Privatpatienten ($p = 0{,}2$) erwirtschaftet einen Defizit $S = E - K = 100 - 101{,}5 = -1{,}5$ (vgl. Tab. 5) und auch die Standardisierungen nach S_1 ergibt – 18,17, aber die reine GKV Praxis (im Sinne einer Standardisierung nach S_2) hat noch einen Überschuss in Höhe von 13,33!!

Da einerseits $E/\lambda_1 = 83{,}33$ konstant ist, andererseits wegen $K = Nk_G\lambda_2 = 70\lambda_2$ auch K/λ_2 mit 70 konstant ist, ist der Saldo $\hat{S}_2$ bei allen Werten von β und damit auch von λ_2 konstant 13,33 > 0. Die zur Sicherstellung von $\hat{S}_1 > 0$ geforderte Bedingung $\lambda_2/\lambda_1 > K/E$ ist also stets erfüllt. Im Beispiel ist $\hat{S}_1 = 0$ bei dem Wert λ_2/λ_1, bei dem $E/\lambda_1 = 100/1{,}2 = Nk_G\lambda_2 = 70\lambda_2$ ist, also bei

(8b) $$\lambda_2 \leq \frac{E/\lambda_1}{Nk_G} = \frac{\hat{E}}{\hat{K}} = \frac{100/1{,}2}{70} = 1{,}1905$$

und $\beta = (\lambda_2 - 1)/p + 1$ = 1,9524. Bedenkt man, dass gilt $K = Nk_G\lambda_2$, dann ist diese Bedingung (8b) für $\hat{S}_1 \geq 0$ gleichbedeutend mit (8).

Wir kommen damit zu den oben als 3. und 4. Bedingung genannten Forderungen an λ_2.

Damit K_P nicht größer wird als E_P

Der Wert für β bei dem $E_P = K_P$ ist errechnet sich mit $\beta = 33{,}33/14 = 2{,}38095$. Das ergibt sich aus $E_P == \frac{Ne_G\lambda_1}{\lambda_1}\alpha p = \frac{E}{\lambda_1}\alpha p = \frac{100}{1{,}2} \cdot 2 \cdot 0{,}2 = 33{,}33 \geq 14\beta$, denn $K_P = \frac{Nk_G\lambda_2}{\lambda_2}\beta p = Nk_G p\beta = 70 \cdot 0{,}2 \cdot \beta = 14\beta$ und daraus errechnet sich $\lambda_2 = 1{,}2762$. Wie man sieht kann λ_2 mit 1,2762 sehr wohl größer sein als $\lambda_1 = 1{,}2$. Für die Obergrenze von β damit $E_P \geq K_P$ ist gilt mithin

(9) $$\beta \leq \frac{E\alpha\lambda_2}{\lambda_1 Nk_G} = \frac{100 \cdot 2}{1{,}2 \cdot 10 \cdot 7} = \frac{200}{84} = 2{,}38$$ woraus man λ_2 erhält mit $1+(\beta-1)p$.

Der in der Tabelle 5 angegebene Wert 1,428 = 10/7 für λ_2 ergibt sich aus der oben genannten Bedingung von Gl. 8a.

Dass β mit 2,389 durchaus größer sein kann als α mit $\alpha = 2$ (und auch $\lambda_2 = 1{,}2762$ größer als $\lambda_1 = 1{,}2$) mag überraschen. Es ist dabei aber zu beachten, dass α und β relative Größen sind (wie viel *mehr* verdient die Praxis am einzelnen [durchschnittlichen] Privatpatienten, bzw. wie viel *mehr* kostet der Privatpatient). Erst im Zusammenhang mit e_G bzw. k_G erhält man die absoluten Größen $e_P = \alpha e_G$ und $k_P = \beta k_G$. Im Rechenbeispiel ist $e_G = 8{,}33$ und $k_G = 7$ und β mit 2,389 ergibt sich aus

(9a) $$\beta = \frac{e_G\alpha}{k_G} = \frac{e_P}{k_G} = \frac{8{,}333 \cdot 2}{7} = 2{,}38095,$$[7]

was der Wert ist, bei dem die Praxis mit einem Privatpatientenanteil von 20% wegen der hohen Kosten $k_P = \beta k_G$ netto keinen Verdienst mehr machen kann.

Somit kann β bei gegebenen Werten für α, e_G und k_G keinen größeren Wert annehmen als den in (9a) angegebenen Wert. Für λ_2 erhält man mit dem β von (9a) den Wert $\beta = (\lambda_2 - 1)/p + 1$ = 1,27619.

Damit schließlich K nicht E überschreitet

also der beobachtete, nicht standardisierte Saldo S nicht negativ wird, muss wegen $K = Nk_G\lambda_2$

[7] Da $E/\lambda_1 = Ne_G$ laufen (9) und (9a) auf dasselbe hinaus. Da β definiert ist als k_P/k_G kann man (9a) auch so interpretieren: k_P darf nicht größer sein als e_P. Gl. 9a besagt ja nichts anderes als $k_P/k_G = e_P/k_G$, also $k_P = k_G$.

(10) $\lambda_2 \leq E/Nk_G = 10/7 = 1{,}428$ gelten,

dem ein $\beta = (\lambda_2 - 1)/p + 1 = (1{,}428 - 1)/0{,}2 + 1 = 3{,}1428$ entspricht. In Tab. 6 ist mit β = 3,25 3 ein Beispiel für einen Negativsaldo $K = 70\lambda_2 = 70 \cdot 1{,}45 = 101{,}5 > E/\lambda_1 = 83{,}33$ gegeben.

8. Standardisierung des Überschusses in einem Schritt

(ein Koeffizient als Funktion von λ_1 und λ_2)

Man kann die Koeffizienten λ_1 und λ_2 auch in einem Koeffizienten miteinander kombinieren und erhält, wenn man $\frac{E-K}{\sigma_2} = \frac{E}{\lambda_1} - \frac{K}{\lambda_2} = \hat{S}_2$ nach σ_2 auflöst

$$(11) \qquad \sigma_2 = \lambda_1 \cdot \left(\frac{\lambda_2 E}{\lambda_2 E - \lambda_1 K} \right) + \lambda_2 \cdot \left(\frac{-\lambda_1 K}{\lambda_2 E - \lambda_1 K} \right) = \lambda_1 \theta + \lambda_2 (1 - \theta).$$

Dabei ist σ_2 nicht einfach ein arithmetisches Mittel aus λ_1 und λ_2 weil die Gewichte θ und 1-θ nicht zwischen 0 und 1 liegen, sondern i.d.R. größer als 1 und negativ sein können (wenn θ > 1 ist natürlich (1-θ) < 0). Dividiert man den erhobenen Saldo S = E – K durch σ_2 erhält man den standardisierten Saldo $\hat{S}_2$. Für die Berechnung von σ_2 mag

$$(11a) \qquad \sigma_2 = \frac{\lambda_1 \lambda_2 (E - \lambda_1 K)}{\lambda_2 E - \lambda_1 K}$$

übersichtlicher erscheinen als (11), was mehr der Interpretation dienen soll.

Dividiert man S = E – K durch σ_1 erhält man $\hat{S}_1$, dabei ist σ_1 gegeben mit

$$(12) \qquad \sigma_1 = \lambda_1 \cdot \left(\frac{E}{E - \lambda_1 K} \right) + 1 \cdot \left(\frac{-\lambda_1 K}{E - \lambda_1 K} \right),$$

was offensichtlich der Spezialfall $\lambda_2 = 1$ von σ_2 ist.

Zahlenbeispiel: E = 100, K = 70 (damit ist der Saldo S = 30), $\lambda_1 = 1{,}2$ und $\lambda_2 = 1{,}05$. Das ist der Fall von Fußnote b in Tab 2, wo $\hat{S}_1 = 13{,}33$ und $\hat{S}_2 = 16{,}67$ war.

Das Gewicht θ ist jetzt 5, so dass man nach Gl. 11 erhält

$\sigma_2 = 1{,}2 \cdot 5 + 1{,}05 \cdot (-4) = 6 - 4{,}2 = 1{,}8$.

Entsprechend errechnet sich σ_1 mit $\sigma_1 = 1{,}2 \cdot 6{,}25 + 1 \cdot (-5{,}25) = 2{,}25$ was offensichtlich kein Mittelwert ist aus $\lambda_1 = 1{,}2$ und $\lambda_2 = 1{,}05$. Dividiert man S = 100 – 70 = 30 durch 1,8 erhält man $\hat{S}_2 = 16{,}67$ und $\hat{S}_1 = 30/2{,}25 = 13{,}33$.

9. Aggregationsprobleme

Wie die praxisindividuellen Erlös- und Kostenrelationen α_i und β_i zu durchschnittlichen (z.B. über eine Fachgruppe aggregierten) Relationen α und β zusammengefasst ("aggregiert") werden können ist aus zwei Gründen von großer Bedeutung

1. es gibt sehr unterschiedliche Möglichkeiten, α bzw. β zu definieren, was jeweils darauf hinausläuft, gewogene Mittelwerte der α_i und β_i zu bilden, weil sehr unterschiedliche Wägungsschemen denkbar sind, die dann jeweils ganz andere Interpretationen der so gewonnenen Koeffizienten α bzw. β implizieren,[8] und
2. weil wegen der Schwierigkeit, praxisindividuelle Größen α_i und β_i empirisch zu ermitteln eine Neigung besteht, die Standardisierung mit extern vorgegebenen Koeffizienten (z.B. dem "Aufschlagsfaktor" nach Wasem als Ersatz für die α_i) vorzunehmen, wobei dann jedoch der funktionale Zusammenhang zwischen einem solchen aggregierten Koeffizienten und den unbekannten aber für eine Standardisierung an sich erforderlichen praxisindividuellen Koeffizienten nicht weiter thematisiert wird und vielleicht auch gar nicht so leicht festzustellen wäre.

Im Folgenden betrachten wir nur zwei Möglichkeiten, ein aggregiertes β zu bestimmen, dass dann in Verbindung mit p_i zu λ_{2i} "verarbeitet" werden könnte. Es wären natürlich viele andere Arten der Aggregation der β_i zu einem "Gesamt" β denkbar.

Erster Ansatz $\overline{\beta}_1$

Da β_i definieret ist als das Verhältnis von zwei pro-Kopf-Kosten k_{Pi} und k_{Gi} liegt es nahe über diese Kosten zu aggregieren und die Größen $\overline{k}_P$ und $\overline{k}_G$ zu bilden und dann daraus $\overline{\beta}_1$ zu berechnen Man erhält[9]

$$\overline{k}_P = \sum k_{Pi} \frac{N_{Pi}}{\sum N_{Pi}} = \sum \frac{K_{Pi}}{N_{Pi}} \frac{N_{Pi}}{\sum N_{Pi}} = \frac{\sum K_{Pi}}{\sum N_{Pi}} = \frac{K_P}{N_P}$$

indem man einfach alle von Privatpatienten verursachten Kosten K_P dividiert durch die Gesamtzahl der Privatpatienten N_P. Entsprechend gilt für $\overline{k}_G$

$$\overline{k}_G = \sum k_{Gi} \frac{N_{Gi}}{\sum N_{Gi}} = \sum \frac{K_{Gi}}{N_{Gi}} \frac{N_{Gi}}{\sum N_{Gi}} = \frac{\sum K_{Gi}}{\sum N_{Gi}} = \frac{K_G}{N_G},$$

und der gesuchte aggregierte Wert $\overline{\beta}_1$ ist dann einfach der Quotient

[8] Hinsichtlich der Aggregation der α_i zu einem α habe ich entsprechende Überlegungen in der unveröffentlichten Arbeit "Methoden zur Schätzung des Aufschlagfaktors α" für das ZI angestellt.
[9] Die Summe wird stets über i = 1, 2, …, n Praxen gebildet.

(13) $\quad \bar{\beta}_1 = \frac{\bar{k}_P}{\bar{k}_G} = \frac{K_P N_G}{N_P K_G}$, ganz analog zu $\beta_i = \frac{k_{Pi}}{k_{Gi}}$.

Das Problem dieser Art von Aggregation ist aber , dass die k_{Pi} mit anderen Gewichten gemittelt werden als die k_{Gi}, was erhebliche Konsequenzen hat:

1. $\bar{\beta}_1$ kann die Mittelwerteigenschaften verletzten[10]
2. $\bar{\beta}_1$ ist nicht darstellbar als gewogenes arithmetisches Mittel der β_i[11] und
3. weil nicht der An<u>teil</u> (p bzw. 1-p), sondern die absolute An<u>zahl</u> entsprechender Patienten (also N_P und N_G) eine Rolle spielen, hat damit auch die Praxisgröße, gemessen an der Anzahl N_i der Patienten $N_i = N_{Pi} + N_{Gi} = Np_i + N(1-p_i)$ einen Einfluss.

Wir demonstrieren alle diese Nachteile wieder anhand eines Zahlenbeispiels.

Die im Folgenden dargestellte zweite Möglichkeit, über die β_i verschiedener Praxen (i = 1, 2, …, n) zu einer Größe $\bar{\beta}_2$ zu aggregieren hat diese Nachteile nicht. [12]

<u>Zweiter Ansatz $\bar{\beta}_2$</u>

Ausgehend von der Definition von $\beta_i = \frac{\lambda_{2i} - 1}{p_i} + 1$ über den Standardisierungskoeffizienten λ_{2i} könnte man wie folgt ein mit Privatpatientenanteilen gewogenes Mittel der β_i bilden

(14) $\quad \bar{\beta}_2 = \frac{\sum \beta_i p_i}{\sum p_i} = \frac{\sum \lambda_{2i}}{\sum p_i} + 1 - \frac{n}{\sum p_i}$.

Dabei kann der letzte Ausdruck $n/\Sigma p_i$ als ein reziprokes mittleres p (also als reziprokes $\bar{p}$) aufgefasst werden. Es gilt dann

(14a) $\quad \bar{\beta}_2 = \frac{\sum \beta_i p_i}{\sum p_i} = \frac{\frac{1}{n}\sum \lambda_{2i} - 1}{\frac{1}{n}\sum p_i} + 1 = \frac{\bar{\lambda}_2 - 1}{\bar{p}} + 1$,

ganz analog zu $\beta_i = \frac{\lambda_{2i} - 1}{p_i} + 1$. Dabei sind dann die Mittelwerte $\bar{p}$ und $\bar{\lambda}$ ungewogene Mittel, $\bar{\beta}_2$ ist aber ein mit Anteilen p_i *gewogenes* Mittel. Davon abgesehen folgt aber $\bar{\lambda}_2$ dem Konstruktionsprinzip von λ_{2i} denn $\bar{\lambda}_2 = 1 + (\bar{\beta}_2 - 1)\bar{p}$ genauso wie $\lambda_{2i} = 1+(\beta_i - 1)p_i$.

---

[10] Zu nennen wären vor allem zwei Eigenschaften: 1. ein Mittelwert M (etwa aus β–Werten) sollte zwischen dem kleinsten und größten Einzelwert liegen, also $\beta_{min} \leq M \leq \beta_{max}$ und 2. ein Mittelwert aus lauter gleichen Zahlen, etwa $\beta_1 = 1{,}1$ und $\beta_2 = 1{,}1$ muss auch wieder 1,1 betragen (Identität).

[11] Das hat auch die Konsequenz, dass die Gleichung 16 (siehe unten) nicht für diesen ersten, sondern nur für den zweiten Ansatz gilt. Eine Größenbeziehung zwischen zwei aggregierten Koeffizienten, wie Gl. 16 (in Abhängigkeit von einer Kovarianz) aufzustellen ist in jedem Fall ein Vorteil. Wenn ein externes aggregiertes α oder β verwendet wird macht es schon einen großen Unterschied aus, ob diese Größe als gewogenes Mittel der einzelnen α_i bzw. β_i aufgefasst werden kann oder nicht.

[12] Der zweite Ansatz entspricht der zweiten von insgesamt sechs in meiner Arbeit "Methoden zur Schätzung des Aufschlagfaktors α" untersuchten Möglichkeiten, ein aggregiertes α zu bestimmen

Man kann leicht sehen, dass $\overline{\beta}_2$ ein besserer Ansatz ist als $\overline{\beta}_1$. Auch das versuchen wir wieder an einem Zahlenbeispiel zu demonstrieren.

Zahlenbeispiel

Wir unterscheiden vier Praxen und aggregieren zu Demonstrationszwecken (und um die Berechnungen einfach mit dem Taschenrechner nachvollziehbar zu halten) jeweils über nur zwei Praxen. Die Annahmen und einige unmittelbar daraus folgende Konsequenzen sind in Tab. 7 und 8 zusammengestellt.

Tab. 7

i	p_i	N_i	β_i	k_{Gi}
1	0,2	10	1,1	2
2	0,25	12	1,15	2
3	0,25	12	1,1	2
4	0,25	12	1,1	3

λ_{2i}	k_{Pi}	K_{Pi}	K_{Gi}	N_{Pi}	N_{Gi}
1,02	2,2	4,4	16	2	8
1,0375	2,3	6,9	18	3	9
1,025	2,2	6,6	18	3	9
1,025	3,3	9,9	27	3	9

Tab. 8*

	Formel	Praxen 1 und 2	Praxen 1 und 3	Praxen 1 und 4
$\overline{\beta}_1$	$\frac{K_P N_G}{N_P K_G}$	$K_P = 11{,}3$ $K_G = 34$ $N_P = 5$ $N_G = 17$ $\overline{k}_P = 2{,}26$ $\overline{k}_G = 2$ $\overline{\beta}_1 = 1{,}13$	$K_P = 11$ $K_G = 34$ $N_P = 5$ $N_G = 17$ $\overline{k}_P = 2{,}2$ $\overline{k}_G = 2$ $\overline{\beta}_1 = 1{,}1$	$K_P = 14{,}3$ $K_G = 43$ $N_P = 5$ $N_G = 17$ $\overline{k}_P = 2{,}86$ $\overline{k}_G = 2{,}529$ $\overline{\beta}_1 = 1{,}1307$
$\overline{\beta}_2$	$\frac{\overline{\lambda}_2 - 1}{\overline{p}} + 1$	$\overline{\lambda}_2 = 1{,}02875$ $\overline{p} = 0{,}225$ $\overline{\beta}_2 = 1{,}12778$	$\overline{\lambda}_2 = 1{,}0225$ $\overline{p} = 0{,}225$ $\overline{\beta}_2 = 1{,}1$	$\overline{\lambda}_2 = 1{,}0225$ $\overline{p} = 0{,}225$ $\overline{\beta}_2 = 1{,}1$

* Im Text wird auch Bezug genommen auf die anderen Möglichkeiten, über je zwei Praxen zu aggregieren

Wir kommen nun zu den Eigenschaften von $\overline{\beta}_1$ und $\overline{\beta}_2$.

a) <u>Mittelwerteigenschaften</u> sind bei $\overline{\beta}_1$ verletzt

<u>Identität</u>

Nimmt man die Praxen 1 und 4 zusammen, so ist $\overline{\beta}_1 = 1{,}1307 > 1{,}1$ obgleich β bei beiden Praxen 1,1 beträgt (also $\beta_1 = \beta_4 = 1{,}1$).[13] Anders ist die Situation bei den Aggregationen über die Praxen 1 und 3 und 3 und 4, weil hier $\overline{\beta}_1$ durchaus die Identität erfüllt.

Tab. 9 zeigt die Gründe für die Unterschiedlichkeit dieser Situationen.

[13] Anders gesagt: es ist die Mittelwerteigenschaft "Identität" verletzt, wonach

Tab. 9

Praxen i und j	eingehende Werte β_i und β_j	Gewichte bei Mittelung der k_{Pi} zu $\bar{k}_P$	Gewichte bei Mittelung der k_{Gi} zu $\bar{k}_G$	absolute Werte k_{Gi} und k_{Gj}	$\bar{\beta}_1$
1 und 4	$\beta_1 = \beta_4 = 1{,}1$	ungleich a)	ungleich b)	ungleich $k_{G1} = 2$, $k_{G4} = 3$	1,1307
1 und 3	$\beta_1 = \beta_3 = 1{,}1$	ungleich	ungleich	gleich $k_{G1} = k_{G4} = 2$,	1,1
3 und 4	$\beta_3 = \beta_4 = 1{,}1$	gleich (½, ½)	gleich (½, ½)	ungleich $k_{G1} = 2$, $k_{G4} = 3$	1,1

a) $N_{P1}/(N_{P1} + N_{P4}) = 2/5$ und $N_{P4}/(N_{P1} + N_{P4}) = 3/5$ die Gewichte sind also ungleich, 2/5 und 3/5
b) $N_{G1}/(N_{G1} + N_{G4}) = 8/17$ und $N_{G4}/(N_{G1} + N_{G4}) = 9/17$

Beim Aggregieren über die Praxen 1 und 4 sind sowohl die Wägungsschemen als auch die absoluten Werte (z.B. in € gemessen) k_G unterschiedlich. Bei gleichen Wert von β_i (also $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta$) errechnet sich $\bar{k}_P$ wie folgt

$$\bar{k}_P = \sum k_{Pi} \frac{N_{Pi}}{\sum N_{Pi}} = \beta \sum k_{Gi} \frac{N_{Pi}}{\sum N_{Pi}} \text{ im Unterschied zu } \bar{k}_G = \sum k_{Gi} \frac{N_{Gi}}{\sum N_{Gi}}.$$

Wie man sieht kommt es auf die Gewichte $N_{Pi}/\Sigma N_{Pi}$ bzw. $N_{Gi}/\Sigma N_{Gi}$ *und* auf die Größen k_Gi an. Die Unterschiedlichkeit der Gewichte spielt dann keine Rolle wenn (wie beim Vergleich der Praxen 1 und 3) die k_{Gi} gleich sind ($k_{G1} = k_{G3} = 2$). Beim Vergleich der Praxen 1 und 4 haben wir aber

$$\bar{k}_P = \beta\left(2 \cdot \frac{2}{5} + 3 \cdot \frac{3}{5}\right) = \beta \cdot \frac{13}{5} = 2{,}6\beta \text{ und } \bar{k}_G = 2 \cdot \frac{8}{17} + 3 \cdot \frac{9}{17} = \frac{43}{17} = 2{,}529 \text{ und damit}$$

$\bar{\beta}_1 = \dfrac{\beta(13/5)}{43/17}$, was 1,1307 ergibt wenn man $\beta = 1{,}1$ einsetzt.

Ein entsprechendes Problem tritt bei $\bar{\beta}_2$ nicht auf, weil dies ein gewogener Mittelwert der β_i ist. $\bar{\beta}_2$ ist also in allen drei in Tab. 9 unterschiedenen Fällen gleich und zwar $\bar{\beta}_2 = 1{,}1$.

Das aggregierte β liegt nicht stets zwischen β_{min} und β_{max}

Obgleich $\bar{\beta}_1$ kein gewogener Mittelwert ist kann diese Mittelwerteigenschaft durchaus erfüllt sein. Bei der Aggregation über die Praxen 1 und 2 liegt $\bar{\beta}_1$ mit 1,13 zwischen 1,1 und 1,15 (vgl. Tab. 8). Das gilt aber auch bei der Aggregation über die Praxen 2 und 3 bzw. 2 und 4 (wir kommen darauf zurück; vgl. Tab. 11).

Man kann sich aber auch vorstellen, dass $\bar{\beta}_1$ nicht zwischen dem kleinsten und dem größten β-Wert liegt. Das wäre der Fall, wenn über die Praxen 1 und 2* aggregiert wird, Praxen, für die die Angaben von Tab. 10 gelten mögen.

Tab. 10

Praxis		β	k_G	k_P	N_G	N_P	K_G	K_P	K	λ_2	K/λ_2
1		1,1	2	2,2	8	2	16	4,4	20,4	1,02	20
2*		1,2	3	3,6	2	8	6	28,8	34,8	1,16	30
Summe (bzw. ungewog. arithm. Mittel)			(2,5)	(2,9)	10	10	22	33,2	55,2	(1,09)	50

Es ist $K = K_G + K_P$, $\overline{K} = K/\lambda_2 = N \cdot k_G$ und $\overline{p}$=(0,2+0,8)/2 = 0,5

Mit diesen Angaben erhält man: $\overline{\beta}_1 = \frac{K_P N_G}{N_P K_G} = \overline{k}_P / \overline{k}_G$ = 1,50909, was offensichtlich $\overline{\beta}_1$ außerhalb des Bereichs von β_{min} = 1,1 und β_{max} = 1,2 liegt, weil es größer ist als β_{max}. Das gilt dagegen nicht für $\overline{\beta}_2 = \frac{\sum \beta_i p_i}{\sum p_i} = 1{,}18$, bzw. $\overline{\beta}_2 = \frac{\overline{\lambda}_2 - 1}{\overline{p}} + 1 = \frac{0{,}09}{0{,}5} + 1$ = 1,18.

Die $\overline{\beta}_1$ zugrundeliegenden Größen $\overline{k}_G$=2,2 und $\overline{k}_P$ = 3,32 sind übrigens nicht gleich den entsprechenden ungewogenen Mittelwerten, die - wie Tab. 10 zeigt - 2,5 und 2,9 betragen.

Es sei noch einmal betont, dass $\overline{\beta}_1$ kleiner als β_{min} = oder auch größer als β_{max} sein *kann*, aber *nicht* sein *muss*. Bei der Aggregation über die Praxen 1 und 2, 2 und 3, aber auch 2 und 4 liegt $\overline{\beta}_1$ durchaus (aus verschiedenen Gründen) zwischen β_{min} und β_{max}, aber bei der Aggregation über die Praxen 1 und 2* ist $\overline{\beta}_1$ = 1,509 größer als β_{max} = 1,2.

Im Abschnitt 10 kommen wir noch einmal auf die Größen $\overline{\beta}_1$ = 1,50909 und $\overline{\beta}_2$= 1,18 von Tab. 10 zurück (siehe dort Tab: 13).

b) <u>Wenn das aggregierte β ein Mittelwert ist: gewogene und ungewogene Mittelwerte</u>

Weil $\overline{\beta}_2$ anders als $\overline{\beta}_1$ ein "echter" Mittelwert ist, liegt $\overline{\beta}_2$ stets zwischen β_{min} und β_{max}. Dabei ist $\overline{\beta}_2$ ein Mittelwert weil sowohl $\overline{\lambda}_2$ als auch $\overline{p}$ ein (ungewogenes) Mittel ist und

(15) $\overline{\lambda}_2 = \frac{1}{n}\sum \lambda_{2i} = 1 - \overline{p} + \frac{1}{n}\sum \beta_i p_i$

gilt, woraus leicht (13a) folgt, weil $\frac{1}{n}\sum \beta_i p_i / \overline{p} = \overline{\beta}_2$ ist.

Für den Unterschied zwischen $\overline{\beta}_2$ und $\overline{\beta}$, dem ungewogene arithmetische Mittel der β Werte ist die Kovarianz

(16) $\operatorname{cov}(\beta, p) = \frac{1}{n}\sum (\beta_i - \overline{\beta})(p_i - \overline{p}) = \frac{1}{n}\sum \beta_i p_i - \overline{\beta} \cdot \overline{p} = (\overline{\beta}_2 - \overline{\beta}) \cdot \overline{p}$

verantwortlich. Bei positiver Kovarianz (ein höherer Privatpatientenanteil ist auch mit relativ - verglichen mit Kassenpatienten - höheren Kosten verbunden) ist $\overline{\beta}_2 > \overline{\beta}$ und bei negativer

Kovarianz ist $\overline{\beta}_2 < \overline{\beta}$. Eine verschwindende Kovarianz und damit auch $\overline{\beta}_2 = \overline{\beta}$ ist auch gegeben, wenn alle β_i gleich groß sind; anders gesagt: $\overline{\beta}_2$ erfüllt die Identität, und $\overline{\beta}_1$ nicht.

Im Zahlenbeispiel haben wir, wie gesagt, auch einen Fall von $\overline{\beta}_2 = \overline{\beta}$ bei der Aggregation über die Praxen 2 und 3. Die Kovarianz cov(β,p) = 0, weil hier die p_i alle gleich sind, und damit in (16) die beiden Differenzen $p_i - \overline{p} = 0$ sind. Das gilt auch für die Aggregation über die Praxen 2 und 4. Die folgende kleine Tabelle 11 zeigt, dass im zweiten Fall jedoch $\overline{\beta}_1$ von $\overline{\beta} = \overline{\beta}_2$ abweicht, weil zwar $p_2 = p_4 = 0{,}25$ gilt, nicht aber auch $k_{G2} = k_{G4}$. Wegen $p_2 = p_4$ gilt ist $\overline{\beta}_1$ speziell hier praktisch ein mit 2/5 und 3/5 gewogenes Mittel aus $\beta_2 = 1{,}15$ und β_4 1,1.

Tab. 11

Praxen	β_i Werte	$\overline{\beta}$	$\overline{\beta}_2$	$\overline{\beta}_1 = \overline{k}_P / \overline{k}_G$	$\overline{k}_P$	$\overline{k}_G$
2 und 3	$\beta_2 = 1{,}15$	1,125	1,125	1,125 = 2,25/2	½($2\beta_2+2\beta_3$)	½(2+2)
2 und 4	$\beta_3 = \beta_4 = 1{,}1$	1,125	1,125	1,12 = 2,8/2,5	½($2\beta_2+3\beta_4$)	½(2+3)

c) <u>Praxisgröße und</u> $\overline{\beta}_1$

Ein weiterer Nachteil von $\overline{\beta}_1$ ist, dass dieser Koeffizient von der Größe der Praxen (also N_i), die jeweils aggregiert werden abhängt. Man kann das schnell sehen, wenn man statt aus Praxis 1 und Praxis 2 ein Aggregat aus Praxis 1* (mit N = 25 statt N = 10) und Praxis 2 bildet.[14] Die Berechnung von $\overline{k}_G = 2$ bleibt davon unberührt, weil $k_{G1} = k_{G2} = 2$ und auch $k_{G1*} = k_{G1}$ ist. Allerdings erhält man für $\overline{k}_P$ jetzt 17,9/8 = 2,2375 statt 11,3/5 = 2,26. Somit ist $\overline{\beta}_1$ entsprechend kleiner 2,2375/2 = 1,11875. Bei gleichen β–Werten (1,1 und 1,15) ist $\overline{\beta}_1$ also einmal 1,13 und einmal 1,11875, während $\overline{\beta}_2$ in beiden Fällen gleich ist (1,12778 vgl. Tab. 8).

Allgemein gilt: bei isolierter Erhöhung von N_2 um den Faktor γ erhält man

$$\overline{k}_P = \frac{N_1 p_1 k_{P1}}{N_1 p_1 + \gamma N_2 p_2} + \frac{\gamma N_2 p_2 k_{P2}}{N_1 p_1 + \gamma N_2 p_2} \text{ statt } \frac{N_1 p_1 k_{P1}}{N_1 p_1 + N_2 p_2} + \frac{N_2 p_2 k_{P2}}{N_1 p_1 + N_2 p_2}$$ und ein entsprechender Zusammenhang gilt auch für $\overline{k}_G$, es sei denn alle k_{Gi} sind gleich groß.[15] Dagegen ist $\overline{\beta}_2$ nicht abhängig von den Praxisgrößen, ausgedrückt durch die Patientenzahlen N_1, N_2, …

10. Verwendung externer Werte für ein aggregiertes β bzw. λ_2

Man kann sich vorstellen, dass *theoretisch* aus bestimmten Untersuchungen (mit einer evtl. ganz anderen Datenbasis und einem anders definierten β) plausible Werte für ein aggregiertes β entnommen werden können (so wie man z.B. Wasems Aufschlagsfaktor α in einem ganz anders konzipierten Rechenzusammenhang als ein aggregiertes α einführt). Praktisch gesehen scheint eine Erhebung, die dies leisten kann nicht in Sicht zu sein.

[14] Die Praxen 1 und 2 unterscheiden sich nur durch N. Alle übrigen Größen bleiben gleich.
[15] Wie dies z..B. im Rechenbeispiel gerade eben angenommen wurde.

Es ist wichtig zu sehen, dass die Standardisierung der Kosten nicht allein mit bei einem "extern bezogenen" Koeffizienten erfolgen kann, denn K_i muss durch λ_{2i} dividiert werden, was auch von dem aus den Daten errechneten praxisindividuellen p_i abhängt: Nur bei einer Praxis i mit $p_i = 1$ könnte man durch ein externes aggregiertes β dividieren, weil dann ja $\lambda_2 = \beta$ ist.

Generell gilt $\lambda_{2i} = 1+(\beta_i - 1)p_i$ (für die Praxen i = 1, 2, …, n) und man kann hierin β_i ersetzen durch einen nicht nach der Praxis differenzierten Wert β, etwa durch

$\bar{\beta}_1$ in $\lambda_{2(1)i} = 1+(\bar{\beta}_1 - 1)p_i$ oder

$\bar{\beta}_2$ in $\lambda_{2(2)i} = 1+(\bar{\beta}_2 - 1)p_i$,

aber es macht wenig Sinn, auch noch die n Größen p_i durch einen festen Wert $\bar{p}$ ersetzen zu wollen, also zu rechnen mit $\lambda_{2(3)} = 1+(\bar{\beta} - 1)\bar{p}$ selbst dann nicht wenn alle β_i gleich groß und damit gleich $\bar{\beta}$ wären. Das wird in Tab. 12 deutlich, wo $\lambda_{2(3)} = 1{,}125$ beträgt weil β_i einheitlich 1,25 und $\bar{p} = 0{,}5$ ist (einheitlich ist auch N = 10 und $k_G = 2$, $k_P = 2{,}5$, so dass die standardisierten Kosten stets $Nk_G = 20$ betragen):

Tab. 12

p_i	0,2 < 0,5	0,4 < 0,5	0,6 > 0,5	0,8 > 0,5
K_i	21	22	23	24
$K_i/\lambda_{2(3)}$ *	18,67 < 20	19,55 < 20	20,44 > 20	21,33 > 20

* also $K_i/1{,}125$

Abschließend mag es nützlich sein, zu sehen, was man bei Verwendung der oben definierten λ_2 Werte $\lambda_{2(1)i}$ bei Verwendung von $\bar{\beta}_1 = 1{,}509$ bzw. $\lambda_{2(2)i}$ bei Verwendung von $\bar{\beta}_2 = 1{,}18$ und $\lambda_{2(3)}$ (bei Verwendung von $\bar{\beta}$ und $\bar{p}$ statt der individuellen Werte p_i) im Falle der Praxen 1 und 2* erhält.

Tab. 12
(Daten gem. Tab. 10)

	K_i	p_i [(a)]	λ_{2i}	K_i/λ_{2i} [(b)]	$\lambda_{2(1)i}$	$K_i/\lambda_{2(1)i}$	$\lambda_{2(2)i}$	$K_i/\lambda_{2(2)i}$	$\lambda_{2(3)}$	$K_i/\lambda_{2(3)}$
1	20,4	0,2	1,02	20	1,1018	18,51	1,036	19,69	1,075	18,98
2*	34,8	0,8	1,16	30	1,4072	24,73	1,144	30,42	1,075	32,37
	55,2	0,5		50		43,24		50,11		51,35

(a) N ist jeweils 10

(b) Verwendung des tatsächlichen (praxisindividuellen) Werts von λ_2 (vgl. Tab. 10)

Wie man sieht würde man deutlich zu geringe Kosten einer reinen GKV Praxis erhalten mit $\lambda_{2(1)i}$ auf der Basis von $\bar{\beta}_1$ (nämlich 43,24 statt 50) oder mit $\lambda_{2(3)} = 1+(\bar{\beta}-1)\bar{p} = .\ 1+0{,}15\cdot 0{,}5 = 1{,}075$. Die Ergebnisse spiegeln den Umstand wieder, dass im Falle von Praxis 1 $\lambda_{2(3)} = 1{,}075 > \lambda_{2i} = 1{,}02$ und im Falle von Praxis 2* ist $\lambda_{2(3)}$ kleiner als $\lambda_{2i} = 1{,}16$.

Selbst wenn es gelingt, einen weitgehend richtigen festen Standardisierungskoeffizient λ_2 aufgrund eines mittleren aggregierten Wert β, etwa $\overline{\beta}$ und eines mittleren Privatpatientenanteil p_i, etwa $\overline{p}$ zu schätzen wird die Struktur der standardisierten Kosten $\hat{K}_i$ innerhalb des Aggregats vermutlich nicht richtig wiedergegeben.

Ein Maß für die Güte eines externen konstanten Koeffizienten λ_2 auf Basis eines einheitlichen β könnte die Varianz $\frac{1}{n}\sum_i \left(\frac{K_i}{\lambda_{2i}} - \frac{K_i}{\lambda_2} \right)^2$ sein. Ist sie klein, wird die Struktur der standardisierten Kosten die mit einem konstanten λ_2 ähnlich der Struktur der effektiven standardisierten Kosten $\hat{K}_i = K_i / \lambda_{2i}$ sein. Für die (standardisieren) Erträge $\hat{E}_i$ gelten natürlich die entsprechenden Überlegungen hinsichtlich α_i und λ_{1i}, bzw. α und λ_1.

Einige Schlussfolgerungen

1. Es wurden die Größen β und λ_2 in Analogie zu α und λ_1 (was bisher einfach λ genannt wurde) eingeführt. Es ist zu beachten, dass β keine absolute (in € gemessene) Größe ist, wie etwa e_P oder k_P, sondern eine dimensionslose Relation k_P/k_G. Deshalb ist es auch nicht notwendig, dass $\beta = k_P/k_G < \alpha = e_P/e_G$ sein muss. β kann sogar deutlich größer sein als α wenn die absoluten Kosten k_G im Verhältnis zu e_P gering sind.

2. Sobald $\beta_i > 1$ ist, wird ein positiver Überschuss *mit* standardisierten Kosten $\hat{K}_i = K_i / \lambda_{2i}$ (also der Saldo $\hat{S}_2$) stets größer sein als der bisher vom ZI berechnete Saldo $\hat{S}_1$, bei dem evtl. existierende höhere Kosten pro Patient bei Privatpatienten nicht berücksichtigt werden. Wie Tab. 6 zeigt, kann $\hat{S}_2$ auch dann noch positiv (13,33) sein, wenn (was in der Realität unwahrscheinlich ist) $\hat{S}_1$ negativ ist und die Behandlung eines PKV Patienten dreimal so teuer ist wie die eines GKV Patienten. Die Forderung $\hat{S}_2$ statt $\hat{S}_1$ empirisch zu bestimmten (wenn das denn überhaupt machbar ist) wird also in jedem Fall zu höheren standardisierten Überschüssen führen (sofern $\beta > 1$ ist).

3. Es zeigt sich, dass es praktisch kaum möglich ist, eine Obergrenze für β anzugeben, die von β aus allgemeinen Überlegungen heraus (z.B. damit bestimmte Salden nicht negativ werden) nicht überschritten werden darf. Man kann deshalb auch kaum, ganz ohne (inhaltliche) Kenntnisse der tatsächlichen Verhältnisse, allein mit formalen Betrachtungen einen Wertebereich angeben, in dem allein sich β bewegen könnte.

4 Aussagen über β_i können also nur empirisch gewonnen werden, was allerdings sehr schwierig sein dürfte. Nur mit formalen Überlegungen lässt sich wenig über mögliche Werte von β_i aussagen.

5. Andererseits gilt: für die standardisierten Kosten ist λ_{2i} relevant, und λ_{2i} hängt nicht nur von β_i, sondern auch vom konkreten Privatpatientenanteil p_i ab. Wenn diese Anteile p_i bei

den Vertragsärzten im Schnitt nicht sehr beträchtlich sind, würde selbst ein relativ großer Wert von β_i nicht zu großen Unterschieden zwischen den Salden $\hat{S}_1$ und $\hat{S}_2$ führen. Weil λ_{2i} zwischen 1 (bei $p_i = 0$) und β_i (bei $p_i = 1$) liegt gilt bei $p_i \rightarrow 0$ auch $\hat{S}_2 \rightarrow \hat{S}_1$, ganz unabhängig davon, wie groß β_i ist.

6. Wenn keine konkreten praxisindividuellen empirischen Werte β_i gewonnen werden können mag es naheliegen, das für die Berechnung von $\hat{K}_i = K_i/\lambda_{2i}$ erforderliche λ_{2i} mit einer exogen vorgegebenen Konstanten β zu bestimmen. Es sei dahingestellt, ob eine solche empirisch fundierte Größe existiert, bzw. falls dies nicht der Fall ist, wie sie gegeben falls gewonnen werden könnte.

7. Wie dann aber eine Standardisierung der konkreten Kosten K_i aufgrund eines solchen Werts für λ_{2i} zu interpretieren ist hängt davon ab, wie der Zusammenhang zwischen dem exogenen β und den tatsächlichen Werten β_i ist. Dabei ist zu beachten, dass es viele verschiedene Möglichkeiten gibt die n individuellen Werte zu einem Wert β (z.B. zu einem [unterschiedlich gewogenen] Mittelwert der β_i) zu aggregieren.

8. Von den Möglichkeiten der Aggregation wurden nur zwei untersucht, aber es wurden auch Kriterien angegeben, um die Güte einer solchen Aggregation zu beurteilen. Damit konnte gezeigt werden, dass eine der beiden Arten der Aggregation (nämlich $\overline{\beta}_1$ im Unterschied zu $\overline{\beta}_2$) nicht sehr brauchbar sein dürfte, die andere, $\overline{\beta}_2 = \frac{\overline{\lambda}_2 - 1}{\overline{p}} + 1$ dagegen sinnvoll sein dürfte, obgleich hier eine gewisse Asymmetrie besteht, insofern dass hierin $\overline{\beta}_2$ ein (mit Privatpatientenanteilen p_i) gewogenes arithmetisches Mittel ist, $\overline{\lambda}_2$ und $\overline{p}$ aber ungewogene Mittel sind.

IBES

FAKULTÄT
WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN

UNIVERSITÄT
DUISBURG
ESSEN

ISSN-Nr. 2192-5208 (Print)
ISSN-Nr. 2192-5216 (Online)