

Standardisierung der Einnahmen einer Arztpraxis

Methoden der Honorarumrechnung auf Einnahmen einer "Normpraxis", die ausschließlich EBM-Leistungen (für GKV Patienten) in Vollzeit erbringt

Prof. Dr. Peter Michael von der Lippe

IBES DISKUSSIONSBEITRAG

Nr. 191

November 2011

Standardisierung der Einnahmen einer Arztpraxis

Methoden der Honorarumrechnung auf Einnahmen einer "Normpraxis", die ausschließlich EBM-Leistungen (für GKV Patienten) in Vollzeit erbringt

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

Zusammenfassung	4
1. Problemstellung, Struktur der Ausführungen und die wichtigsten Ergebnisse	5
2. Die η Methode der Standardisierung.....	9
2.1. Die nur bei Geltung bestimmter Annahmen unbedenkliche Art, von der Norm abweichende Arbeitszeiten mit κ zu berücksichtigen.....	9
2.2. Versichertenstruktur (Definition des Koeffizienten η)	11
3. Basismodell und Definitionsgleichungen.....	12
3.1. Herleitung des Koeffizienten λ statt η	12
3.2. Zahlenbeispiel zum Basismodell und zum Unterschied zwischen η und λ	14
3.3. Patientenanteil p oder Umsatzanteil u bestimmend für die Umsätze (Einnahmen)?	17
3.4. Durchführung der λ -Methode: Schätzung von λ_i und α_i aus Daten über p_i und u_i ..	19
3.5. Unterschied zwischen Standardisierung mit η und mit λ am Zahlenbeispiel.....	22
3.6. Eine mögliche Überlegung hinter der η Methode	23
4. Die hinter dem Koeffizienten (Standardisierungsquotienten) η und λ stehende Logik	25
5. Standardisierung sowohl bezüglich der Patientenstruktur als auch der Arbeitszeit	31
6. Schlussbemerkung	31
Anhänge.....	34
Anhang 1: Wann führt η und λ zum gleichen Ergebnis?	34
Anhang 2: Der Aufschlagfaktor nach Wasem und α gem. Gl. (10) und (16).....	35

Zusammenfassung

Es gibt einen Bedarf an Zahlen zur Kosten- und Erlössituation, die für solche Arztpraxen gelten würden, die in einer jährlichen Arbeitszeit von $A^* = 140.148$ Minuten ausschließlich Leistungen für GKV-Patienten erbringen. Zu diesem Zweck werden erhobene Daten tatsächlich bestehender Arztpraxen in Einnahmen (Umsätze) und Reinerträge einer solchen fiktiven "Normpraxis" umgerechnet ("standardisiert"). Eine bei der Standardisierung bezüglich der Struktur (GKV/PKV) der Patienten bisher verbreitet angewandte Methode, besteht in der Division der Einnahmen E durch einen Faktor η , der definiert ist als $\eta = u/p$. Hierin ist u der Anteil der PKV-Einnahmen an den gesamten Einnahmen und p der Anteil der PKV-Patienten an den Gesamtzahl der Patienten einer Praxis.

Der Beitrag zeigt, dass diese " η Methode" erhebliche Mängel hat und nicht zu rechtfertigen ist. Die Größe η ist nicht nur in den Grenzfällen $p = 0$ (reine Privatpraxis) und $p = 1$ (nur "Kassenpatienten") offensichtlich unsinnig, sie kann auch in den zwischen den Extremen liegenden Fällen in die falsche Richtung weisen. Es ist davon auszugehen, dass ein Arzt wegen der Vergütungsunterschiede zwischen PKV und GKV im Durchschnitt pro PKV-Patient ein höheres Honorar erhält als pro GKV Patient. Das Verhältnis dieser beiden Pro-Kopf-Einnahmen (der "Aufschlagfaktor" α) wird also in der Regel größer als 1 sein, mit der Folge, dass sich die Einnahmen einer Praxis mit zunehmendem Privatpatientenanteil p immer weiter nach oben entfernen von den Einnahmen, die eine "Nur-GKV-Praxis" (als Norm) hätte. Der Koeffizient, durch den bei der Standardisierung dividiert werden muss, um von den erhobenen (tatsächlichen) Einnahmen zu den (fiktiven) Standardeinnahmen zu gelangen sollte also (sofern $\alpha > 1$ ist) mit wachsendem p zunehmen. Das ist bei η nicht gesichert, η kann sogar mit zunehmenden p abnehmen (weil u weniger als p zunimmt) und in diesem Sinne – wie gesagt – genau in die falsche Richtung weisen.

Die Arbeit verwirft die η Methode und plädiert für die " λ Methode" mit einem allein aus Definitionsgleichungen hergeleiteten Koeffizienten λ (statt η). Die Zusammenhänge zwischen η , α und λ sowie die zur Diskussion der Eigenschaften der beiden Methoden entwickelten Gleichungen erscheinen auf dem ersten Blick etwas verwickelt. Man erhält aber im Endeffekt folgenden einfachen Zusammenhang

$\lambda_i = \frac{1-p_i}{1-u_i}$ im Unterschied zu $\eta_i = \frac{u_i}{p_i}$. Hat man für eine Praxis i (mit $i = 1, \dots, n$) die Größen (Anteile) u_i und p_i um $\eta_i = u_i/p_i$ zu berechnen, dann hat man somit offensichtlich auch alle Daten, die nötig sind, um λ_i zu berechnen.

Die λ Methode verlangt also nicht mehr oder andere Daten als die für die abzulehnende η Methode erforderlichen Daten. Mit ihr erhält man aber quasi als Nebenprodukt auch den Aufschlagfaktor α_i der i -ten Praxis; denn λ_i ist eine Funktion von α_i . Anders als η_i hängt λ_i in einer unmittelbar plausiblen Weise von α_i und p_i ab: Bei gegebenem Wert für α_i steigt λ_i mit zunehmendem Privatpatientenanteil p_i und entsprechend steigt λ_i bei gegebenem p_i wenn α_i zunimmt.

Die Größe α_i , die zeigt, um wie viel ein Arzt (die Praxis i) im Schnitt bei einem Privatpatienten mehr verdient als bei einem Kassenpatienten ist auch als solche von Interesse. Es ist insbesondere von Interesse α_i über die n Praxen einer Gruppe von Praxen (z.B. die Gruppe der Hausärzte) zu aggregieren, und so z.B. einen Aufschlagfaktor für Hausärzte zu berechnen, der mit anderen Schätzungen (auf Basis anderer Methoden und anderer Daten) verglichen werden kann. Da es für die Aggregation verschiedene Möglichkeiten gibt und die entsprechenden Zusammenhänge nicht einfach sind, habe ich sie in einer gesonderten Ausarbeitung dargestellt. ¹

Die Größe α_i , die zeigt, um wie viel ein Arzt (die Praxis i) im Schnitt bei einem Privatpatienten mehr verdient als bei einem Kassenpatienten ist auch als solche von Interesse. Es ist insbesondere von Interesse α_i über die n Praxen einer Gruppe von Praxen (z.B. die Gruppe der Hausärzte) zu aggregieren, und so z.B. einen Aufschlagfaktor für Hausärzte zu berechnen, der mit anderen Schätzungen (auf Basis anderer Methoden und anderer Daten) verglichen werden kann. Da es für die Aggregation verschiedene Möglichkeiten gibt und die entsprechenden Zusammenhänge nicht einfach sind, habe ich sie in einer gesonderten Ausarbeitung dargestellt. ¹

¹ Die vorliegende Arbeit und auch eine darauf aufbauende Arbeit über mögliche Schätzungen des Aufschlagfaktors α (durch Aggregation der α_i) habe ich, im Auftrag des Zentralinstituts für die kassenärztliche Versorgung in Deutschland (ZI-Berlin) verfasst. Letztere ist unveröffentlicht und für interne Zwecke des ZI gedacht. Die Veröffentlichung des vorliegenden Papiers wurde vom ZI-Vorstand Ende Oktober 2011 genehmigt.

I. Problemstellung, Struktur der Ausführungen und die wichtigsten Ergebnisse

Die Nutzung von Kosten- und Erlösdaten von Arztpraxen zur Anpassung des Orientierungswertes und der EBM Bewertungsrelationen macht Umrechnungen der erhobenen Daten über Einnahmen (Umsätze) und Reinerträge erforderlich, weil nicht die tatsächlich beobachtete Arztpraxis, sondern eine fiktive Praxis als "Normpraxis" bei entsprechenden Verhandlungen zugrunde gelegt wird. Die Bestimmung der Einnahmen einer solchen fiktiven Praxis, die eine jährliche Arbeitszeit von $A^* = 140.148$ Minuten erbringt und nur GKV Patienten versorgt aus den tatsächlichen Einnahmen einer nicht dieser Norm entsprechenden Praxis ist Gegenstand der "Standardisierung".²

Wie sinnvoll eine solche Standardisierung ist, und was man sich von einer entsprechenden Umrechnung verspricht, ist nicht Gegenstand der folgenden Betrachtung. Es geht hier nur um die hierfür erforderlichen Rechengänge.

Gegenstand der folgenden Ausführungen ist die Kritik an einer offenbar bisher oft empfohlenen Berechnungsweise, die wir **η Methode** nennen wollen und die Entwicklung einer anderen Standardisierungsmethode (die im folgenden **λ Methode** heißen soll).

Es empfiehlt sich bei der Umrechnung der Einnahmen³ E_i einer Praxis i die Standardisierung bezüglich

- der Arbeitszeit (Zeit- oder Auslastungsstandardisierung) $E_i \rightarrow \hat{E}_i^Z$ und
- der Struktur der Patienten ($E_i \rightarrow \hat{E}_i^S$, [Versicherten-] Strukturstandardisierung, praktisch die Simulation einer reinen GKV-Praxis)

zu unterscheiden und die beiden Standardisierungen getrennt durchzuführen.⁴

Im *Abschnitt 2* stellen wir die bisher vorwiegend diskutierte Methode der Standardisierung dar. Die dabei für die Zeitstandardisierung verwendete Größe κ dürfte begründbar sein. Ganz anders verhält es sich jedoch mit der für die Standardisierung in Bezug auf die Patientenstruktur verwendeten Größe η , die bei einer einzelnen Praxis i definiert ist als⁵ $\eta_i = u_i/p_i$ wobei u_i der Anteil der PKV Umsätze an den Umsätzen und p_i der Anteil der PKV Patienten an den Patienten der Praxis i ist.

² Von Standardisierung spricht man in der Statistik bei der Umrechnung einer strukturabhängigen Kennzahl (z.B. die von der Altersstruktur abhängige Sterberate [Gestorbene eines Jahres dividiert durch die Wohnbevölkerung]) in eine entsprechende Kennzahl, die man bei Geltung einer Standardstruktur erhielte. In diesem Sinne spricht man von einer standardisierten Sterberate. Ein Land A kann allein deshalb eine höhere Sterberate als ein anderes Land B haben, weil es in A weniger junge und mehr alte Menschen gibt als in B. Man kann deshalb nicht die Sterberaten, sondern sinnvoll nur die standardisierten Sterberaten zweier Länder miteinander vergleichen.

³ Wir beschränken uns im Folgenden auf die Standardisierung von Einnahmen. Man könnte natürlich auch daran denken, entsprechende "Bereinigungen" (oder "Umrechnungen") hinsichtlich der Kosten oder anderer Größen vorzunehmen.

⁴ Es dürfte nicht möglich sein, beide Standardisierungen in einem Arbeitsgang durchzuführen.

⁵ siehe Gl. 9 unten

Kritische Argumente zu η werden bereits in Abschnitt 2 deutlich. Sie werden in *Abschnitt 3* vertieft und durch Hinweise auf weitere Probleme mit der η Methode ergänzt. Abschnitt 3 beginnt mit der Entwicklung "meiner" " λ Methode" der Patientenstruktur – Standardisierung aus einem einfachen, nur aus Definitionsgleichungen bestehenden "Basismodell".⁶ Die Methode besteht darin, dass man die Einnahmen E_i der Praxis i nicht durch η_i , sondern durch λ_i dividiert. Es ist vor diesem Hintergrund (nach Darstellung des Basismodells und der hieraus abgeleiteten Größe λ_i) besser möglich, meine Kritik an der η Methode deutlich zu machen, denn viele Schwächen von η_i zeigen sich erst wenn man η_i mit λ_i vergleicht.

Abschnitt 4 fasst noch einmal alle Argumente gegen die η Methode zur Strukturstandardisierung zusammen. Es werden nicht weniger als sechs Schwächen der η Methode aufgezeigt.

Das Basismodell (genauer: die Erarbeitung des Basismodells) und die sich darauf gründende λ Methode der Standardisierung nehmen Bezug auf eine Größe α , die zum Ausdruck bringt, dass der Arzt i.d.R. im Durchschnitt bei einem Privatpatient mehr einnimmt (nämlich e_p) als bei einem Kassenpatienten (wo er pro Patient nur den Betrag e_G einnimmt), denn α ist definiert als $\alpha = e_p/e_G$ und damit ist wohl ziemlich allgemein $\alpha > 1$ anzunehmen.

Die Größe α hat zu erheblichen Diskussionen geführt, insbesondere dazu,

- ob es die λ Methode erforderlich macht, auf externe Daten (für α) zurückzugreifen,
- in welcher Beziehung das α in der λ Methode zu dem "Aufschlagfaktor" nach Wasem,⁷ den wir α_w nennen wollen, steht (in beiden Fällen sind Vergütungsunterschiede bei sonst gleichen ärztlichen Leistungen entscheidend),⁸ und
- ob es Sinn macht, für α eine Größe, wie beispielsweise α_w oder eine anders geschätzte Größe dieser Art in die Formel für λ einzusetzen.

Um die vorliegende Arbeit nicht zu überfrachten gehe ich auf diese Fragen nicht hier, sondern in einem speziellen Papier ein. Nur so viel an dieser Stelle: Ich halte nicht viel davon, λ durch "Einbauen" einer anders definierten und aufgrund anderer Daten geschätzten Größe (wie etwa α_w) an die Stelle von α bestimmen zu wollen.⁹ Das ist nicht nur wenig sinnvoll,

⁶ Der Ausdruck "Basismodell" ist von mir ganz bewusst gewählt worden, weil man es beliebig verfeinern (und damit allerdings auch verkomplizieren) kann, z.B. durch zusätzlich auch unterschiedliche Kosten bei Privat- und bei Kassenpatienten. Eine Erweiterung ist auch schon hier bereits in Gestalt von (26) vorgenommen worden. Es ist ein großer Vorteil, wenn eine Methode allein aus Definitionsgleichung abgeleitet werden kann; denn solche Gleichungen können nicht falsch sein (man spricht auch von "Identitäten"), sondern allenfalls unzweckmäßig, wenn beispielsweise zu wenig (oder nach unzweckmäßigen Kriterien) differenziert wird.

⁷ Vgl. Anke Walendzik, Stefan Greß, Maral Manoujian und Jürgen Wasem, Vergütungsunterschiede im ärztlichen Bereich zwischen PKV und GKV auf Basis des standardisierten Leistungsniveaus der GKV und Modelle der Vergütungsangleichung, Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften Universität Duisburg-Essen, Campus Essen, Nr. 165, Febr. 2008.

⁸ Damit besteht eine Ähnlichkeit zwischen dem α in λ und α_w . Allerdings wird "mein" α auch davon beeinflusst, dass der Arzt bei PKV Patienten evtl. andere Behandlungen [Leistungen] erbringt als bei GKV bei Patienten. Dies spiegelt m. W. der Aufschlagfaktor α_w von Wasem nicht wider. Ich gehe darauf in Anhang 2 weiter ein. Es ist also nicht zu erwarten, dass α und α_w (oder ein anders definiertes α) im Ergebnis übereinstimmen.

⁹ Dass die Division der Einnahmen E_i einer Praxis i durch λ_i (als einer Funktion von α und dem Anteil p_i der Privatpatienten) die gewünschte Standardeinnahme liefert, dürfte nur dann gelten, wenn man auch genau das α

sondern auch gar nicht notwendig, denn man kann zeigen (wie ich allerdings auch erst mit der Zeit erkannt habe),

1. dass man das α des Basismodells, das Bestandteil der Größe λ ist, komplett aus den übrigen vorliegenden Daten für die Bestimmung der tatsächlichen und standardisierten Einnahmen einer Praxis berechnen kann (die damit verbundenen Aggregationsprobleme sind Gegenstand der erwähnten gesonderten Arbeit); man braucht also gar nicht auf externe Schätzungen von α für die Berechnung von λ zurückzugreifen, und – was wohl noch grundlegender ist – man kann sogar zeigen,
2. dass man λ_i auch ganz ohne überhaupt auf das α_i der Praxis i Bezug nehmen zu müssen definieren und mithin schätzen kann, nämlich als

$$\lambda_i = \frac{1 - p_i}{1 - u_i} \cdot^{10}$$

Hat man u_i und p_i um $\eta_i = u_i/p_i$ zu berechnen, dann hat man offensichtlich auch alle Daten, um λ_i zu berechnen, und zwar ohne den Umweg über α_i gehen zu müssen.

Mit anderen Worten: *man braucht α nicht um λ zu bestimmen. Aber man kann nicht nur λ , sondern auch α aus den Daten bestimmen.*¹¹

Der Umweg über α_i ist aus zwei Gründen gleichwohl nicht umsonst, denn

- man kann wohl mit Bezugnahme auf α die Argumente gegen η und für λ wesentlich besser verstehen als ohne α ins Spiel zu bringen,¹² und
- es ist anzunehmen, dass α für eine mehr oder weniger (vorzugsweise "mehr") homogene Gruppe (etwa für eine ärztliche Fachgruppe) als Konstante zu betrachten ist,¹³ weil sie sehr stark durch rechtliche Vorgaben (Vergütungsunterschiede) bestimmt ist, die für alle Ärzte der betreffenden Gruppe gelten, und es kann deshalb auch interessant sein, ein durchschnittliches α aus den Daten p_i und u_i zu schätzen und das Ergebnis mit anders ermittelten Aufschlagfaktoren zu vergleichen.

Letzteres wirft, wie gesagt, Aggregationsprobleme auf, die eine gesonderte Darstellung erfordern. Wir beschränken uns hier auf die Kritik der η Methode und entwickeln als Alterna-

nimmt, das wie λ aus dem Basismodell entwickelt wurde. Es wäre ja auch nicht sinnvoll, für das p_i in der Formel für λ_i einen anderen Privatpatientenanteil einzusetzen als den tatsächlichen Wert p_i .

¹⁰ Sie Gl. 17 unten.

¹¹ Es zeigt sich jedoch, dass durchaus schwierige Aggregationsprobleme mit der Schätzung eines "mittleren", für eine Gruppe von n Praxen gemeinsames α verbunden sind (auf die, wie gesagt, in einem gesonderten Papier eingegangen wird), so dass es schon vorteilhaft ist, dass man bei der λ Methode α bestimmen *kann*, es aber nicht *muss*.

¹² Beim Basismodell bin ich auch in der Tat zunächst davon ausgegangen, man habe ein (konstantes, vorgegebenes) α und erklärt damit die PKV Einnahmen (Umsätze). Dies anzunehmen ist aber nicht nötig, sondern nur vereinfachend.

¹³ Ob das der Fall ist, kann natürlich durch Betrachtung der Verteilung der α_i (Mittelwert, Streuung, Gestalt der Verteilung) geprüft werden.

tive dazu die λ Methode. Die Frage ist deshalb im folgenden Abschnitt zunächst: wie geht man bei der traditionellen η Methode vor?

In *Abschnitt 5* stellen wir abschließend einige Zusammenhänge zwischen der Strukturstandardisierung mit λ und der Auslastungsstandardisierung mit κ dar. Es zeigt sich, dass man unter recht plausiblen Bedingungen beide Operationen nacheinander ausführen kann.

2. Die η Methode der Standardisierung

Die gewünschte Umrechnung verlangt die Berücksichtigung sowohl einer evtl. vorhandenen Mehrarbeitszeit (Abschn. 2.1) als auch eines positiven Privatpatientenanteils $p > 0$ (Abschn. 2.2) einer realen Praxis $i = 1, 2, \dots, n$ gegenüber der fiktiven oder "Norm-" Praxis (ohne Mehrarbeitszeit und mit $p = 0$).

2.1. Die nur bei Geltung bestimmter Annahmen unbedenkliche Art, von der Norm abweichende Arbeitszeiten mit κ zu berücksichtigen

Die Umrechnung auf eine Normpraxis im Sinne eines jährlichen Arbeitseinsatzes in Höhe von $A^* = 140148$ Minuten erfolgt durch Division der Einnahmen durch einen Koeffizienten κ_i , der das Verhältnis der tatsächlichen Arbeitszeit A_i (Jahresarbeitszeit in Minuten) einer Praxis i zur "Standardarbeitszeit" von $A^* = 140.148$ Minuten darstellt. Es gilt

$$(1) \quad \kappa_i = \frac{A_i}{A^*}.$$

Wir bezeichnen mit Großbuchstaben absolute Größen und mit kleinen lateinischen Buchstaben relative Größen (z.B. "Pro-Kopf" Einnahmen) und Modellparameter. Für letztere sowie für zur Standardisierung genutzte Kennzahlen verwenden wir auch griechische Buchstaben. Um deutlich zu machen, dass wir zunächst in Definitionsgleichungen nur Größen verwenden die sich auf Daten konkreter Praxen beziehen verwenden wir auch einen Laufindex (Subskript i für eine einzelne Praxis $i = 1, \dots, n$ oder $j = 1, \dots, N_i$ für einen einzelnen Patient in der i -ten Praxis).

Die gesamten Einnahmen einer Praxis setzen sich zusammen aus Honoraren für die Behandlung von GKV versicherten Patienten (E_{Gi}) und Einnahmen aus der Behandlung von PKV versicherten Patienten (E_{Pi}) sowie aus sonstigen Einnahmen S_i (etwa Honorare für Gutachten, nicht von Kassen vergütete Leistungen etc., einschließlich nichtärztliche Leistungen). Im Folgenden betrachten wir mit E_i nur die um S_i bereinigten Einnahmen der Praxis i

$$(2) \quad E_i = E_{Gi} + E_{Pi}.$$

Dies ist eine *erste Annahme* und (2) ist die darauf aufbauende Definitionsgleichung: Wir nehmen danach an, dass es zwei Arten von Einnahmen gibt.

Als *zweite Annahme* führen wir ein, dass diese beiden Einnahmearten mit zwei Arten von Patienten korrespondieren¹⁴

$$(2a) \quad N_i = N_{Gi} + N_{Pi}.$$

Die N_i Patienten der Praxis i setzen sich zusammen aus N_{Gi} GKV- Patienten und N_{Pi} PKV- Patienten, so dass gilt

$$(2b) \quad p_i = N_{Pi}/N_i \text{ und } 1 - p_i = N_{Gi}/N_i.$$

¹⁴ N betrifft im Folgenden eine Anzahl von Patienten, n dagegen eine Anzahl von Praxen.

Die Standardisierung bezüglich der Arbeitszeit soll erfolgen, indem man E_i durch κ_i dividiert, so dass die Honorareinnahmen einer Praxis mit einer über dem Standard (unter dem Standard) liegenden Arbeitszeit $A_i > A^*$ (bzw. $A_i < A^*$) nach unten (oben) zu einer standardisierten Einnahme korrigiert werden

$$(3) \quad \hat{E}_i^Z = \frac{E_i}{\kappa_i} \quad \underline{\text{Zeitstandardisierung.}}$$

Diese Operation lässt sich begründen. Ihr liegt offenbar ein linearer Zusammenhang zwischen den (Honorar-) Einnahmen E_i und der Arbeitszeit A_i und den Parametern γ_z und β_z zugrunde. Eine solche "Produktionsfunktion" mit konstanten Skalenerträgen, wobei dann deshalb E linear von der Arbeitszeit A –und allein von A – abhängt erscheint nicht unplausibel.¹⁵ Es gilt also

$$(4) \quad E_i = \gamma_z + \beta_z \cdot A_i$$

mit einem Ordinatenabschnitt von $\gamma_z = 0$ (bei einem Arbeitseinsatz von Null ist auch die Einnahme E Null) und einer Steigung β_z . Man erhält dann für die nach der Zeit standardisierte Einnahme, die nach Definition $\beta_z A^*$ sein muss auch in der Tat eine Konstante, nämlich

$$(5) \quad \hat{E}_i^Z = \frac{E_i}{\kappa_i} = \frac{\beta_z A_i}{\frac{A_i}{A^*}} = \beta_z A^* .$$

Die Division durch κ scheint also problemlos und wohl begründet zu sein. Es ist aber wichtig, sich klar zu machen, dass hinter (4) und damit auch (5) eine Annahme steht (wie gesagt, die Annahme einer entsprechenden Produktionsfunktion, die dazu führt, dass E linear abhängt von A), die von ganz anderer Qualität ist als die beiden oben genannten Annahmen (Gl. 2 und 2a). Sie ist nicht einfach eine Frage der Definition, sondern eine empirisch zu prüfende Aussage, die evtl. auch nicht haltbar sein kann. Wenn sie gelten soll müsste γ_z in der Regressionsfunktion

$$(4a) \quad E_i = \gamma_z + \beta_z \cdot A_i + \varepsilon_i$$

Null sein (nicht signifikant von Null verschieden sein, was natürlich empirisch zutreffend sein kann oder auch nicht) und die Störgröße ε_i sollte die üblichen Voraussetzungen der Regressionsrechnung erfüllen und insbesondere nicht mit dem Regressor A_i korreliert sein¹⁶ und der Zusammenhang muss in der Grundgesamtheit linear sein.¹⁷ Es sollten auch keine relevan-

¹⁵ Dies wäre eine weitere (dritte) Annahme speziell für die Zeitstandardisierung.

¹⁶ Das ist keineswegs sicher, denn ε_i ist Ausdruck aller sonstiger Einflüsse, die auf die Umsätze E_i einwirken und die nicht explizit in der Gleichung erscheinen, wie z.B. Größe und Lage der Praxis (und damit evtl. auch die Struktur der Patientenschaft), Geräteausstattung, Personalstärke etc. Hinzu kommt, dass A_i von diesen Einflüssen unabhängig sein sollte, also "exogen" sein sollte. Das alles ist keineswegs selbstverständlich.

¹⁷ Das setzt, wie gesagt, eine bestimmte Produktionsfunktion voraus, die keineswegs notwendig gegeben sein muss. Warum kann z.B. der Ertrag E nicht mit zunehmendem A abnehmen, so dass ein Ansatz von E in Abhängigkeit von A und A^2 angebracht wäre?

ten Regressoren (Einflussgrößen für E_i neben dem hier allein betrachteten Einfluss von A_i) fälschlicherweise vergessen worden sein (omitted variables). Es gilt festzuhalten

Ob man (4a), bzw. $\hat{E}_i = \beta_Z A_i$, was als Rechtfertigung für die Zeitstandardisierung mit κ anzunehmen ist auch tatsächlich annehmen darf, kann und sollte man empirisch überprüfen.¹⁸

Es ist wichtig zu sehen, dass die hinter (4) und damit auch (5) stehende Annahme von anderer Qualität ist als die beiden Annahmen hinter (2) und (2a). Angenommen (4a) und (5) ist unbedenklich, dann kann man allerdings auch, wie später gezeigt wird, eine Zeitstandardisierung *nach* einer Standardisierung nach der Versichertenstruktur vertreten (quasi als zweite Stufe), wenn sich die Arbeitszeiten $A_1 = A^*$, also die Normal- und $A_2 = A - A^*$, die Mehrarbeitszeit zueinander verhalten wie die Patientenzahlen N_1 und N_2 , und dabei dann jeweils die Struktur bezüglich GKV oder PKV gleich ist, also der Privatpatientenanteil p_1 bei den N_1 Patienten in der Normalarbeitszeit gleich dem Privatpatientenanteil p_2 bei den N_2 Patienten in der Mehrarbeitszeit ist (also $p_1 = p_2$).¹⁹ Wenn das alles der Fall ist (und auch nur dann) dürfte die Zeitstandardisierung mit κ unproblematisch sein.

2.2. Versichertenstruktur (Definition des Koeffizienten η)

Ganz anders verhält es sich mit der Standardisierung bezüglich der Struktur der Patienten hinsichtlich der Art ihrer Krankenversicherung (GKV oder PKV) mit einer Größe η , die keineswegs unproblematisch ist. In der η "Methode" ist der Umsatz E_i durch die Größe η_i zu dividieren, die wie folgt als Verhältnis von zwei Anteilen definiert ist²⁰

$$(6) \quad \tilde{E}_i^S = \frac{E_i}{\eta_i} = \frac{E_i}{u_i/p_i} = \frac{E_i \cdot p_i}{u_i} \text{ so dass } \eta_i = \frac{u_i}{p_i} \text{ ([Versicherten-] Strukturstandardisierung)}$$

(diese Größe ist von der eigentlich zu berechnenden Größe \hat{E}_i^S verschieden, weshalb wir sie mit \tilde{E}_i^S bezeichnen wollen) wobei u_i der Anteil der Einnahmen aus PKV Abrechnungen (am gesamten Honorarumsatz) ist und p_i der Anteil der Privatpatienten an der Gesamtzahl der Patienten einer Praxis und die beiden Größen natürlich miteinander zusammenhängen. Es ist

$$(6a) \quad u_i = E_{pi}/E_i,$$

so dass man in Verbindung mit (6) erhält

$$(7) \quad \tilde{E}_i^S = \frac{E_i}{u_i/p_i} = \frac{E_i p_i}{E_{pi}/E_i} = \frac{E_i^2 p_i}{E_{pi}},$$

was nicht sehr viel Sinn ergeben und deshalb schwer zu interpretieren sein dürfte.

¹⁸ Wenn das Urteil hier negativ ausfällt könnte man durchaus auch andere Regressionsfunktionen versuchen.

¹⁹ Auch das sind Annahmen, die zutreffend sein können oder aber auch sich als empirisch nicht haltbar herausstellen können. Wenn man mit einer so schlichten Methode der Zeitstandardisierung, wie es die Division durch κ darstellt, vor Kritikern bestehen möchte, sollte man dies unbedingt versuchen zu klären.

²⁰ Das ist als solches schon ein Problem, weil der Anteil im Nenner Null sein kann.

Es ist unmittelbar einleuchtend, dass eine Standardisierung mit η in den beiden Grenzfällen bzgl. p grob unsinnige Ergebnisse erzeugt:

- Bei einem Privatpatientenanteil einer Praxis i in Höhe von $p_i = 0$ muss die Einnahme der Praxis $E_i = E_{Gi}$ sein (und damit ist dann auch $E_{pi} = 0$ und $u_i = 0$), denn eine solche Praxis ist ja die "reine GKV Praxis", die als Normpraxis postuliert wird und deshalb auch keiner Standardisierung bedarf. Es müsste folglich eigentlich $\eta_i = 1$ sein, damit $\tilde{E}_i^S = E_i$. Aber η_i ist nicht 1 sondern 0/0.
- Bei einer reinen Privatpraxis ist $p_i = u_i = 1$ und damit auch $\eta_i = 1$, was bedeuten würde, dass keine Reduktion der Einnahmen (Umsätze) E_i durch eine Standardisierung erfolgt. Dabei ist gerade diese Arztpraxis von der "reinen GKV-Praxis" so weit entfernt, wie nur irgend möglich.

Auf zahlreiche weitere paradoxe Implikationen bei der Verwendung von η (nicht nur in diesen beiden Grenzsituationen) wird an späterer Stelle hingewiesen. Was man sich bei η gedacht hat ist mir nicht bekannt. Ich kenne weder schriftlich noch mündlich eine Begründung für die Wahl dieser Größe zum Zwecke die Standardisierung.

Im Folgenden versuche ich zu zeigen, dass es hierfür m.E. auch keine vernünftige Begründung geben kann. Um dies zu tun und um die – wie ich meine – einzig richtige Art der Standardisierung aufzuzeigen ist es nötig, ein System von reinen Definitionsgleichungen vorzustellen, was wir "Basismodell" nennen wollen.

Die Darstellung des Basismodells ist deshalb so wichtig, weil hierauf die λ Methode basiert. Weil aber dieses Modell nur auf Definitionsgleichungen beruht, wüsste ich nicht, was gegen das Modell und damit gegen λ einzuwenden wäre. Umgekehrt kenne ich kein Modell, auf dem die η Methode basiert und gegen η sind zahlreiche Einwände möglich.

3. Basismodell und Definitionsgleichungen

3.1. Herleitung des Koeffizienten λ statt η

Man kann dem Ergebnis von \tilde{E}^S nach (7) folgende Interpretation geben

$$(7a) \quad \tilde{E}_i^S = E_i \cdot \frac{E_i/N_i}{E_{pi}/N_{pi}} = E_i \cdot \frac{e_i}{e_{pi}}$$

wobei e die Durchschnittseinnahme je Patient *insgesamt* ist, also $e_i = E_i/N_i$ und e_{pi} die Durchschnittseinnahme je Privatpatient also E_{pi}/N_{pi} . Aus der Definition folgt mit e_{Gi} als durchschnittliche Einnahme je GKV Patient. Für die pro Kopf Einnahme insgesamt (gerechnet über alle Patienten) gilt also

$$(8) \quad e_i = e_{Gi}(1-p_i) + p_i e_{pi},$$

so dass der Faktor $e_i/e_{p_i} < 1$ ist und damit $\tilde{E}_i^S < E_i$, wenn - wie wohl generell anzunehmen ist - die Honorareinnahme je Privatpatient größer ist als je GKV Patient (also $e_{p_i} > e_{G_i}$). Aus (7a) ergibt sich auch eine interessante Interpretation der Größe η_i , denn es gilt danach

$$(9) \quad \eta_i = \frac{u_i}{p_i} = \frac{E_{p_i}}{E_i p_i} = \frac{E_{p_i}}{e_i N_i p_i} = \frac{E_{p_i}/N_{p_i}}{e_i} = \frac{e_{p_i}}{e_i}.$$

Wir nehmen an, dass ein Arzt pro GKV Patient im Durchschnitt den Betrag e_{G_i} erhält, und pro Privatpatient den Betrag e_{p_i} , dann erhält man mit

$$(10) \quad \alpha_i = \frac{e_{p_i}}{e_{G_i}}$$

eine für die weitere Betrachtung zentrale Größe.²¹ Es gilt dann nach den Definitionen und (8)

$$(11) \quad E_i = N_i e_{G_i} [(1-p_i) + p_i \alpha_i] = N_i e_{G_i} [1 + (\alpha_i - 1)p_i] = N_i e_{G_i} \lambda_i$$

denn für die $N_{G_i} = (1-p_i)N_i$ GKV Patienten erhält die Praxis (der Arzt) den Betrag $(1-p_i)N_i e_{G_i} = N_{G_i} e_{G_i} = E_{G_i}$ und für die $N_{p_i} = N_i p_i$ Privatpatienten den Betrag $E_{p_i} = N_i p_i e_{p_i} = N_i p_i \alpha_i e_{G_i}$.

Hätte die Praxis nur GKV Patienten, dann wäre der Umsatz

$$(12) \quad \hat{E}_i^S = N_i e_{G_i}.$$

Zu diesem Betrag muss man auch mit einer entsprechenden Standardisierung kommen und man erhält diesen Betrag in der Tat auch, indem man E_i durch

$$(13) \quad \lambda_i = 1 + (\alpha_i - 1)p_i$$

statt durch η_i dividiert, so dass gilt

$$(14) \quad \hat{E}_i^S = \frac{E_i}{\lambda_i} \quad \text{statt (6)} \quad \tilde{E}_i^S = \frac{E_i}{\eta_i}$$

Zwei weitere Anmerkungen zu (13) und (14):

- Anfänglich ging ich davon aus, dass es für eine Gruppe von Ärzten (etwa eine Fachgruppe) ein gemeinsames gleiches α gibt,²² so dass man standardisiert indem man E_i dividiert durch

²¹ In einer früheren Fassung dieser Betrachtung bin ich davon ausgegangen, dass α eine von außen vorzugebende Größe ist, wobei ich an den "Aufschlagsfaktor" dachte, der mir aus einer Arbeit von Wasem und seinen Mitarbeitern (vgl. Fußnote 7) bekannt war.

Meine damalige Darstellung erlaubte den kritischen Einwand, dass meine Methode im Unterschied zu der des Koeffizienten η den Nachteil hat, dass man auf externe Schätzungen angewiesen ist. Inzwischen ist mir klar geworden, dass das nicht der Fall ist und meine Größe α nicht mit dem "Aufschlagsfaktor" von Wasem identisch ist (vgl. dazu auch Anhang 2 in diesem hier vorliegenden Papier) und auch durchaus aus den Daten u_i und p_i zu schätzen ist (vgl. Gl. 16)

²² Auch das folgende Zahlenbeispiel ist so konstruiert, dass bei jeder Praxis das α mit $\alpha = 2,2$ gleich groß ist.

$$(13a) \quad \lambda(p) = 1 + (\alpha - 1)p_i$$

(eine Schreibweise, die andeutet, dass nur noch p variabel ist und λ eine Funktion von p ist [linear in p]), was manche Betrachtungen (insbes. bei Aggregationen über die Praxen) erleichtern würde. Es ist aber für die Standardisierung der Umsätze E_i einer konkreten Praxis ($E_i \rightarrow \hat{E}_i^S$) nicht nötig, ein praxisübergreifendes gemeinsames α anzunehmen. Man kann bei jeder Praxis mit der für sie spezifischen Größe α_i rechnen und so das "ihr" spezielle λ_i bestimmen.

- (14) zeigt erneut, dass η (gerade im Vergleich zu λ) wenig Sinn macht. Bei einer reinen GKV-Praxis ist – wie gesagt - wegen $p_i = u_i = 0$ η_i eigentlich nicht definiert, während $\lambda_i = 1$ ist, so dass $\hat{E}_i^S = E_i$, und damit praktisch keine Umrechnung der Umsätze erforderlich ist, weil die Praxis, mit $p_i = 0$ ja schon die gewünschte "nur-GKV" Praxis darstellt. Man beachte, dass dies unabhängig davon ist, wie groß α_i ist.²³

Bevor wir in der formalen Betrachtung fortfahren, mag es sinnvoll sein, ein Zahlenbeispiel zu betrachten und zwei einfache Folgerungen aus den Definitionsgleichungen des Basismodells zu ziehen, die u_i und α_i betreffen, und die man leicht mit den Zahlen des folgenden Zahlenbeispiels verifizieren kann. Es gilt nach (6a)

$$(6b) \quad u_i = \frac{E_{p_i}}{E_i} = \frac{e_{p_i} N_i p_i}{N_i e_i} = \frac{e_{p_i} p_i}{e_i} = \frac{e_{p_i} p_i}{e_{G_i}(1-p_i) + e_{p_i} p_i} = \frac{e_{G_i} \alpha_i p_i}{e_{G_i} \lambda_i}$$

Division von Zähler und Nenner durch e_{G_i} liefert

$$(15) \quad u_i = \frac{\alpha_i p_i}{1 + (\alpha_i - 1)p_i} = \frac{\alpha_i p_i}{\lambda_i} \quad \text{und daraus erhält man}^{24}$$

$$(16) \quad \alpha_i = \frac{u_i}{p_i} \cdot \frac{1-p_i}{1-u_i} = \eta_i \cdot \frac{1-u_i}{1-p_i}$$

Wenn man u_i und p_i und damit auch η_i bestimmen kann, dann kann man folglich auch α_i berechnen und man ist nicht auf die Übernahme fremder Schätzungen angewiesen.²⁵

3.2. Zahlenbeispiel zum Basismodell und zum Unterschied zwischen η und λ

Im Folgenden betrachten wir drei Praxen mit unterschiedlichem Privatpatientenanteil p_i , aber zwecks Vereinfachung mit gleicher Größe (gemessen an der Patientenzahl) $N_1 = N_2 = N_3 = N = 10$ Patienten, gleichem $e_G = 10$ und einheitlichem $\alpha = 2,2$. Damit ist $\lambda_i = 1 + 1,2p_i$ und die einzige variierte Größe ist p_i . Die richtig standardisierten Einnahmen sollten bei jeder Praxis $Ne_G = 100$ betragen.

²³ Eine Situation, in der man sowohl mit λ , als auch mit η zum allein sinnvollen Ergebnis gelangt ist $\alpha = 1$ (gleiche Honorareinnahmen bei GKV- und PKV Patient), denn dann ist $\lambda = 1$ und auch $\eta = \alpha/\lambda = 1$.

²⁴ Man kann die Formel für α leicht mit dem folgenden Zahlenbeispiel verifizieren (sowohl bei $p = 0,2$ und $u = 44/124$, als auch bei $p = 0,8$ und $u = 176/196$ erhält man $\alpha = 2,2$).

²⁵ Man beachte jedoch, dass sich der mit (16) definierte Wert α auch inhaltlich von dem Aufschlagfaktor von Wasem et al. unterscheidet (vgl. Anhang 2).

$$p_1 = 0,2$$

Patienten		Einnahmen	u_1	$\eta_1 = u_1/p_1$	λ_1
PKV	2	2·22 = 44	44/124 =	110/62 = 0,3548/0,2	1+0,2·1,2 =
GKV	8	8·10 = 80	0,3548	= 1,774	1,24
Summe	10	124			

Dividiert man E_1 durch λ_1 so erhält man den korrekt standardisierten Wert $\hat{E}_1 = 100$, den eine Praxis einnimmt, die 10 GKV Patienten und keine Privatpatienten unter ihren Patienten hätte. Die λ Methode, d.h. Division von $E_1 = 124$ durch $\lambda_1 = 1,24$ führt auch genau zu diesem Wert. Division von E_1 durch $\eta_1 = 1,774$ führt dagegen zu 69,89 was zu klein ist verglichen mit dem korrekten Wert von 100. Für die zweite Praxis gilt

$$p_2 = 0,4$$

Patienten		Einnahmen	u_2	$\eta_2 = u_2/p_2$	λ_2
PKV	4	4·22 = 88	88/148 =	880/592 = 1,4865	1+0,4·1,2 =
GKV	6	6·10 = 60	0,5946		1,48
Summe	10	148			

Dividiert man $E_2 = 148$ durch λ_2 so erhält man wieder den korrekt standardisierten Wert 100. Division durch $\eta_2 = 1,4865$ führt dagegen zu 99,5636 was nur geringfügig zu klein ist verglichen mit dem korrekten Wert $\hat{E}_i = N_i e_{Gi} = 100$ (für $i = 1, 2, 3$). Für Praxis 3 gilt

$$p_3 = 0,8$$

Patienten		Einnahmen	u_3	$\eta_3 = u_3/p_3$	λ_3
PKV	8	8·22 = 176	176/196	1760/1568 =	1+0,8·1,2 =
GKV	2	2·10 = 20	= 0,898	1,1224	1,96
Summe	10	196			

Der mit η_3 standardisierte Wert ist jetzt mit $196/1,1224 = 174,6$ deutlich zu groß und mit $\lambda_3 = 1,96$ erhält man wieder den korrekten Wert von 100.

Ergebnis: Die tatsächlichen Einnahmen einer Praxis sind ceteris paribus umso größer, je größer der Anteil p der Privatpatienten ist. E_i ist unter den Voraussetzungen (N , e_G und α gleich) linear abhängig von p . Das wird auch deutlich mit λ , weil λ ja auch mit zunehmendem p zunimmt. Die entsprechenden Funktionen sind (was man mit den Zahlen leicht überprüfen kann)²⁶: $\lambda_i = 1 + 1,2p_i$ (weil $\alpha - 1 = 1,2$) und $E_i = 100\lambda_i$.

Anders dagegen die Größe η , die nicht bei gegebenem α von p abhängt, sondern von u im Verhältnis zu p . Bei großem (kleinem) Anteil p führt die Standardisierung nach Art des ZI zu Werten, die zu groß (zu klein) sind. Für das Zahlenbeispiel erhält man für die Quotienten, λ und η , mit denen standardisiert wird die folgenden Werte der Tabelle I:

Tabelle I: Parameter η und λ in Abhängigkeit von p ($\alpha = 2,2$)

²⁶ gelb markierte Zeilen für $p_1 = 0,2$ $p_2 = 0,4$ und $p_3 = 0,8$.

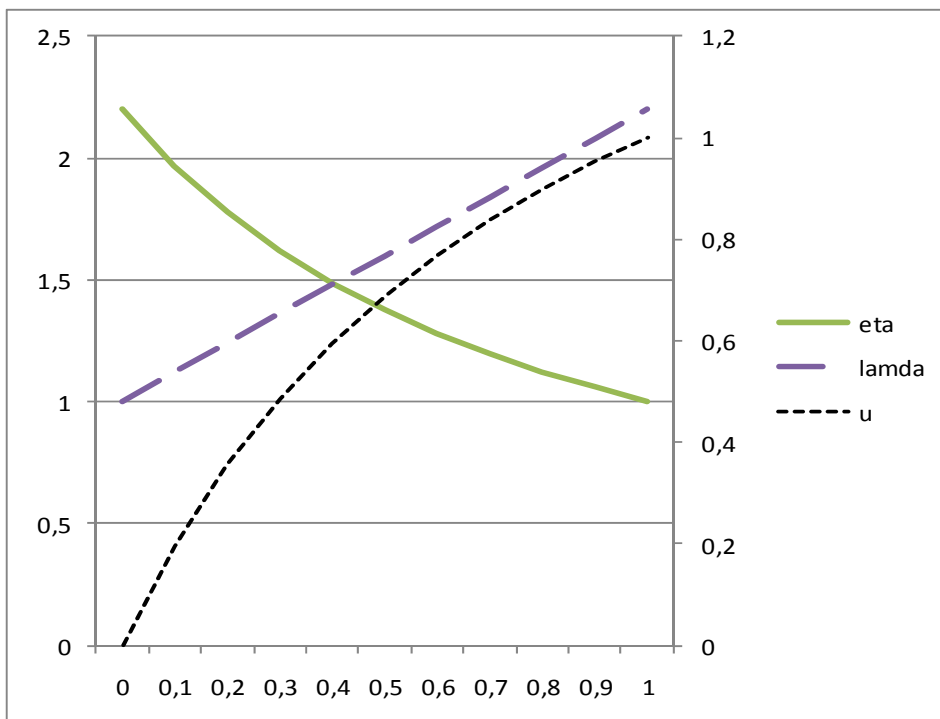
p	u	η	λ
0	0	$\alpha = 2,2^*$	1
0,1	0,1964	1,9643	1,12
0,2	0,3548	1,7742	1,24
0,3	0,4853	1,6177	1,36
0,4	0,5946	1,4865	1,48
0,4027	$\eta = \lambda = 1,48324$		

p	u	η	λ
0,5	0,6875	1,3750	1,6
0,6	0,7674	1,2791	1,72
0,7	0,8370	1,1957	1,84
0,8	0,8980	1,1224	1,96
0,9	0,9519	1,0577	2,08
1,0	1	1**	$\alpha = 2,2$

zu $p = 0,42027$ vgl. Text unten und Anhang I

- * ein offensichtlich unsinniges Ergebnis: hat die Praxis überhaupt keine Privatpatienten $p = 0$, dann ist sie bereits die Normpraxis und es macht keinen Sinn, ihre Einnahmen durch 2,2 zu dividieren.
- ** ebenfalls unsinnig: danach müssten die Einnahmen einer Praxis, die ausschließlich Privatpatienten hat nicht standardisiert werden, während λ_i korrekt den Wert 2,2 angibt, durch den dividiert werden muss. Hat eine Praxis nur Privatpatienten und erhält der Arzt bei jedem Patienten das 2,2 fache dessen, was er bei einem Kassenpatienten erhält müssen die Einnahmen auch durch $\lambda_i = \alpha = 2,2$ dividiert werden.

Abbildung 1



Die Abbildung I (mit der Abszisse p_i) der Zahlen von Tab. I zeigt deutlich, dass sich eta (η) und lambda (λ) gegenläufig entwickeln. λ steigt mit zunehmendem p , während η abnimmt. Es besteht auch kein linearer Zusammenhang zwischen u und p .

Tab. I und die Graphik legen auch den Gedanken nahe, dass es einen Wert für p gibt (nämlich 0,4027 in Tab. I), bei dem beide Standardisierungsverfahren zum gleichen Ergebnis führen. Wir gehen diesem Gedanken im Anhang I dieses Papiers weiter nach.

Es ist nicht leicht zu sehen, warum η im Fall von $p = u = 0$ zu $\eta = \alpha = 2,2$ strebt, obgleich nach (6) in diesem Fall $\eta = 0/0$ ist. Hierfür mag die folgende Tabelle nützlich sein, in der η für sehr kleine p -Werte berechnet wurde.

Tabelle 2

p_i	u_i	η_i	λ_i
0,1	0,19642	1,9643	1,12
0,01	0,02174	2,1739	1,012
0,001	0,00220	2,1974	1,0012
0,0001	0,00022	2,1997	≈ 1

Die Rechnung zeigt, dass η gegen $\alpha = 2,2$ strebt

3.3. Patientenanteil p oder Umsatzanteil u bestimmend für die Umsätze (Einnahmen)?

Der η Methode liegt offenbar die Vorstellung zugrunde, dass der PKV-Umsatzanteil u_i einer Praxis in einer bestimmten Relation zu E_i stehen muss. Wie man bei Tabelle 1 und Abb. 1 leicht sieht, sind die Einnahmen linear abhängig von p_i ,²⁷ aber nicht von u_i und η_i . Es ist auch u_i bei gegebenem α nicht einfach eine lineare Funktion von p_i . Vielmehr gilt nach (15) bei $\alpha_i =$

$\alpha = 2,2$ für alle i $u_i = \frac{\alpha_i p_i}{1 + (\alpha_i - 1)p_i} = \frac{2,2 p_i}{1 + 1,2 p_i}$ und man erhält nach Auflösung nach p_i

$$(15a) \quad p_i = \frac{u_i}{\alpha_i - (\alpha_i - 1)u_i} = \frac{u_i}{2,2 - 1,2u_i}.$$

Die folgende Tabelle 3 (s. unten) zeigt die Zusammenhänge, wenn man die Zahlen in Prozent ausdrückt (also p_i und u_i mit 100 multipliziert) für $\alpha = 2,2$ und für $\alpha = 4$ ²⁸ und um einen Zusammenhang mit E_i darstellen zu können, rechnen wir wieder mit $Ne_G = 100$, so dass man $E_i = 100\lambda_i$ erhält mit $\lambda_i = 1 + (\alpha_i - 1)p_i$.

²⁷ E_i ist nach (11) linear abhängig von λ_i und damit bei gegebenem α auch von p_i .

²⁸ Bei $\alpha = 4$ gilt entsprechend nach (15a) $p_i = u_i / (4 - 3u_i)$.

Abbildung 2

Die nebenstehende Abb.2 basiert auf den Zahlen der Tabelle 3 und sie zeigt deutlich, dass zwischen u (Abszisse) und den Umsätzen E kein linearer Zusammenhang besteht. Bei $\alpha = 4$ steigen die Umsätze mit zunehmendem u noch stärker nicht-linear an (gestrichelte Linie $E(4)$) als bei $\alpha = 2,2$ (Linie $E(2,2)$). E_i ist also keine lineare Funktion von u_i (wohl aber von p_i). Je größer α_i ist, desto steiler steigt nicht nur E_i , sondern auch p_i mit zunehmendem u_i an. Zudem ist der Zusammenhang auch zwischen u_i und p_i kein linearer (was schon bei Abb. 1 zu sehen war). Nur bei $\alpha_i = 1$ (und nur dann) gilt $p_i = u_i$ auch dann wenn p_i (und damit auch u_i) nicht 0 oder 1 ist.

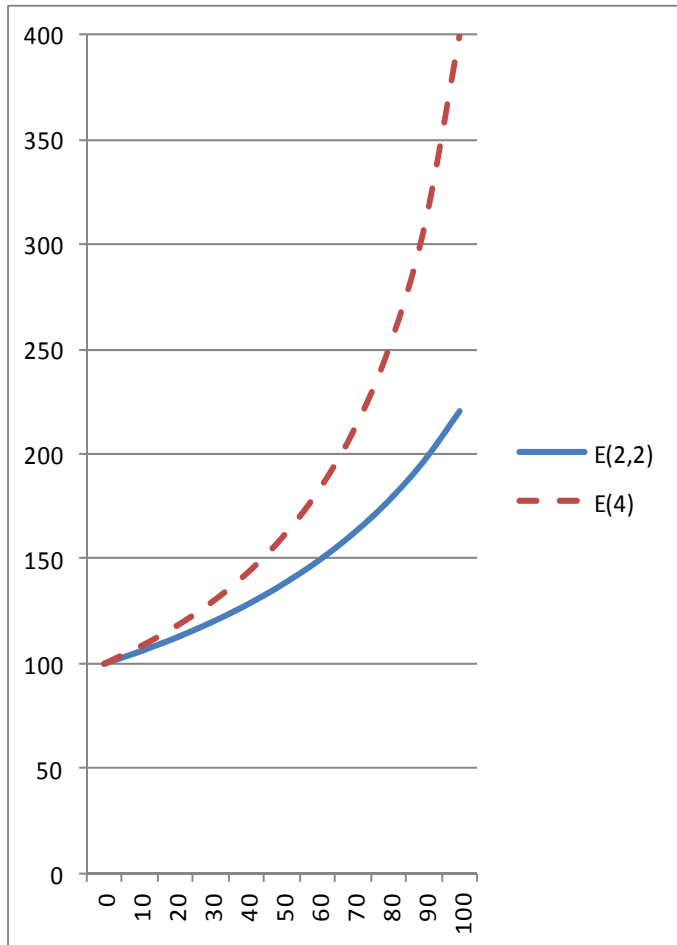


Tabelle 3: Zusammenhänge zwischen u und p einerseits und Umsätzen E andererseits nach Gl. (15a) und $N_i e_{Gi} = 100$

$\alpha = 2,2$ (Gl. 15a)			$\alpha = 4$	
u_i 100	p_i 100	E_i	p_i 100	E_i
10 %	4,808 %	105,77	2,703 %	108,11
20	10,204	112,25	5,882	117,65
30	16,304	119,56	9,677	129,03
40	23,256	127,91	14,286	142,86
50	31,250	137,50	20	160
60	40,541	148,65	27,273	181,81
70	51,471	161,76	36,842	210,53
80	64,452	177,42	50	250
90	80,357	196,43	69,231	307,69
100	100	220*	100	400*

* = 100α

Bei gegebenem α und $N_i e_{Gi} = \hat{E}^S$ ist E_i nach (11) und (12) eine lineare Funktion von p_i

$$(11a) \quad E_i = N_i e_{Gi} \lambda_i = (N_i e_{Gi}) + N_i e_{Gi} (\alpha_i - 1) p_i = \gamma_S + \beta_S p_i \quad \text{bzw.}$$

$$(11b) \quad E_i = \hat{E}^S + \beta_S p_i \text{ mit } \beta_S = \hat{E}^S(\alpha - 1),$$

was analog zu (4) zu lesen ist.²⁹ Danach ist die Einnahme E_i einer Praxis linear abhängig vom Privatpatientenanteil p_i und der Ordinatenabschnitt (intercept) ist $\gamma_S = N_i e_{Gi} = \hat{E}^S$, was auch genau die standardisierte Einnahme ist (es ist die Einnahme, die man hat, wenn man keine Privatpatienten hat wenn also $N_{p_i} = p_i = 0$) und die Steigung ist $\beta_S = N_i e_{Gi}(\alpha_i - 1) = N_i(e_{p_i} - e_{Gi})$, womit sie maßgeblich von der Differenz $e_{p_i} - e_{Gi}$ bestimmt wird.³⁰

Bei gegebenem α ist also E_i linear abhängig vom Privatpatientenanteil p_i , aber E_i ist unter diesen Voraussetzungen des Basismodells keine lineare Funktion von u_i .³¹ Vielmehr gilt dann nach (15a)

$$(15b) \quad E_i = \hat{E}^S + \frac{\hat{E}^S(\alpha - 1)u_i}{\alpha - (\alpha - 1)u_i} = \frac{\hat{E}^S \alpha}{\alpha - (\alpha - 1)u_i}.$$

Man kann dies leicht mit Tab. 3 verifizieren. Bei $\alpha = 2,2$ und $\hat{E}^S = N_i e_{Gi} = 100$ wird $\hat{E}^S \alpha = 220$ durch einen mit zunehmendem u_i immer größeren Betrag $\alpha + (\alpha - 1)u_i = 2,2 + 1,2u_i$ dividiert um zu E_i zu gelangen.

Als Fazit kann man festhalten, dass es keinen Sinn machen kann, E_i in Abhängigkeit von u_i zu modellieren, wenn E_i linear abhängt von p_i , was ja bei Geltung des Basismodells der Fall ist. Davon ist aber auszugehen, denn es gibt keine Gründe, weshalb das Basismodell nicht gelten sollte, weil es nur auf zwei Definitionsgleichungen aufbaut, nämlich

1. es gibt zwei Arten von Einnahmen, E_p von der PKV und E_G von der GKV, weil es
2. zwei Arten von Patienten gibt, N_p PKV-Patienten für die der Arzt im Durchschnitt $e_p = E_p/N_p$ erhält und N_G GKV-Patienten für die der Arzt im Durchschnitt $e_G = E_G/N_G$ erhält.

Zur Vereinfachung der Darstellung kann man für das Verhältnis e_{p_i}/e_{G_i} das Symbol α_i verwenden. Dann ist die Größe λ_i mit der die Einnahmen (Umsätze) standardisiert werden eine Funktion von α_i und $p_i = N_{p_i}/N_i$. Man kann aber auch λ_i ganz ohne Bezugnahme auf α_i definieren und berechnen. Mehr wird nicht vorausgesetzt. Die Einnahmen E_i hängen dann linear ab von λ_i , aber sie sind offensichtlich keine einfache Funktion von u_i oder η_i .

3.4. Durchführung der λ -Methode:

Schätzung von λ_i und α_i aus Daten über p_i und u_i

An (15) wird auch folgender Zusammenhang zwischen η und λ deutlich

²⁹ Das zeigt, dass man der Standardisierung mit λ ein Modell zugrunde legen kann, das analog dem der Standardisierung in Bezug auf die Zeit ist, also mit κ gem. Gl. 4 vergleichbar ist.

³⁰ Für die positive Steigung ist also entscheidend, dass die "Pro-Kopf-Einnahme" bei den Privatpatienten e_p größer ist als die bei den GKV Patienten (e_G). Bei $\alpha = 1$ ist $\beta_S = 0$.

³¹ Was natürlich nicht heißt, dass man nicht eine lineare Regression von E_i und den Regressor u_i bestimmen kann und dafür vielleicht sogar eine ganz gute Anpassung erhalten kann.

$$(15b) \quad \eta_i = \frac{\alpha_i}{\lambda_i},$$

was sich leicht mit den Zahlen von Tab. 1 und 2 verifizieren lässt. Man kann ferner aus Daten über u_i und p_i mit (16) die interessante Größe α_i bestimmen.

$$\alpha_i = \frac{u_i}{p_i} \cdot \frac{1-p_i}{1-u_i} = \frac{u_i/(1-u_i)}{p_i/(1-p_i)}$$

Das Problem ist nicht, für die Praxis i die Größe α_i zu bestimmen, sondern ob es Sinn macht, für eine Gruppe von Praxen ein ihnen allen gemeinsames und damit für sie als exogene Konstante vorgegebenes α zu bestimmen, und wenn man dies will, um es z.B. mit anderen Schätzungen eines Aufschlagfaktors zu vergleichen, ist die Frage, wie dann das aggregierte α zu bestimmen ist; denn es gibt hier verschiedene Möglichkeiten, die darauf hinauslaufen, verschieden gewogene Mittel³² der α_i zu verwenden, die sich dann jeweils als Funktionen von mittleren Größen, wie \bar{p} , \bar{u} oder $\bar{\lambda}$ darstellen lassen.³³ Es ist nicht einfach zu sagen, welches "mittlere α " das korrekte "aggregierte α " ist.

Man sollte aber sehen, dass ein aggregiertes α für die λ Methode gar nicht notwendig ist und dass λ_i auch ganz ohne Bezugnahme auf α_i direkt aus u_i und p_i zu bestimmen ist. Denn es gilt nach den Definitionen

$$(17) \quad \lambda_i = \frac{1-p_i}{1-u_i} = \frac{\text{Anteil GKV - Patienten}}{\text{Umsatzant. GKV}},$$

$$\text{im Unterschied zu } \eta_i = \frac{u_i}{p_i} = \frac{\text{Umsatzant. PKV}}{\text{Anteil PKV - Patienten}},$$

Es ist unmittelbar einsichtig, dass

$$(13) \quad \lambda_i = 1 + (\alpha_i - 1)p_i \quad \text{oder auch} \quad \lambda(p) = 1 + (\alpha - 1)p_i$$

durch Bezugnahme auf α Vorteile hat, weil es die Interpretation von λ erleichtert und zeigt, dass eine tatsächliche Praxis (mit $p > 0$) wegen p und $\alpha > 1$ höhere Einnahmen hat als die "nur-GKV" Praxis, während (17) an p und u als die entscheidenden Einflussfaktoren denken lässt (wobei – wie in Abschn. 3.3 gezeigt – bei gegebenem α die Größen p und u in einem etwas komplexen Zusammenhang stehen und nicht wirklich zwei unabhängige Einflussfaktoren darstellen). Gl. (13) erleichtert damit die Kommunikation der λ Methode (und ihrer Überlegenheit).³⁴

³² Gewichte können z.B. Patientenzahlen N_i (Praxisgröße) oder Privatpatientenanteile p_i sein etc.

³³ Auch bei Mittelwerten der p_i , u_i und λ_i sind verschiedene Gewichtungen möglich. Die Darstellung des aggregierten α als Funktion dieser Größen ist für die Interpretation von α nicht unwichtig. So zeigt sich z.B. dass ein ungewogenes arithmetisches Mittel der α_i keine sonderlich interpretationsfähige Größe sein kann.

³⁴ Andererseits provoziert dies Diskussionen über die Unterschiede zu anders definierten α -Größen oder deren Verwendung in der Formel für λ oder es fließt das ganze Problem eines aggregierten α mit in die Diskussi-

Auf der anderen Seite kann es für die praktische Arbeit auch sinnvoll sein, Diskussionen über α zu meiden und λ_i direkt über (17) zu bestimmen. Man könnte also sagen (13) ist für die Kommunikation besser und (17) für die praktische (rechnerische) Implementierung der λ Methode besser und man kann festhalten: wenn eine Standardisierung mit η möglich ist, dann müssen Größen wie u und p aus den Daten zu schätzen sein. Und das ist auch ausreichend, um α und λ aus den Daten zu schätzen, also die λ Methode anzuwenden.

Für die Implementierung der λ Methode in der Praxis ist es wichtig, dass man die Standardisierung der Praxiseinheiten E_i mit dem für diese Praxis i individuellen λ_i durchführt. Es sollte unbedingt beachtet werden, dass man nicht von E_i zu \hat{E}_i^S gelangt, wenn man nicht λ_i sondern einen Mittelwert $\bar{\lambda}$ verwendet. Hinzu kommt, dass es sehr verschiedene Möglichkeiten für einen Mittelwert gibt, die sich nicht nur dadurch unterscheiden, dass sie über eine größere oder kleinere Gruppe von Praxen gebildet werden. Wenn ein Mittelwert über eine Größe gebildet wird, die aus verschiedenen Variablen besteht oder ein Quotient darstellt sind hier erhebliche Unterschiede zu beachten. Bei der η Methode könnte man z.B. über eine Fachgruppe f mit n_f Praxen mitteln, indem man wie folgt über die n_f Praxen i (mit $i = 1, 2, \dots, n_f$) aggregiert $\bar{\eta}_f = \frac{1}{n_f} \sum_{i=1}^{n_f} \eta_{fi}$. Es ist klar, dass dies verschieden ist von $\bar{\eta}_f^* = \frac{\bar{u}}{\bar{p}}$ in Analogie zu $\eta_i = \frac{u_i}{p_i}$. Man kann $\bar{\eta}_f^*$ als ein mit den Anteilen p_{fi} an der Summe aller p_{fi} gewogenes arithmetisches Mittel der u_{fi} darstellen;³⁵ denn $\bar{\eta}_f^* = \sum_i \frac{u_{fi}}{p_{fi}} \cdot \frac{p_{fi}}{\sum_i p_{fi}} = \frac{\sum_i u_{fi}}{\sum_i p_{fi}} = \frac{\bar{u}}{\bar{p}}$. In $\bar{\eta}_{fi}^*$ fällt das η von Praxen mit einem großen Privatpatientenanteil stärker ins Gewicht als das η von Praxen mit einem kleinen Privatpatientenanteil, während in $\bar{\eta}_{fi}$ jede Praxis das gleiche Gewicht erhält.

Entsprechend kann man auch nicht einfach ausgehend von (17) mit $\bar{\lambda} = \frac{1-\bar{p}}{1-\bar{u}}$ ein mittleres λ über eine Fachgruppe oder ein größeres Aggregat bilden. Es wäre zumindest nur eine von mehreren Möglichkeiten, $\bar{\lambda}$ zu definieren. Auch $\bar{\lambda} = (1-\alpha)\bar{p}$ in Analogie zu (13) wäre nur zulässig, wenn alle α_i gleich wären, also $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha$.

Ob eine derartige Aggregation überhaupt gerechtfertigt ist, sollte unbedingt zunächst empirische überprüft werden. In jedem Fall wird $E_i/\bar{\eta}_f$ oder $E_i/\bar{\lambda}_f$ in der Regel nicht das gleiche Ergebnis liefern wie $\tilde{E}_i^S = E_i/\eta_i$, bzw. $\hat{E}_i^S = E_i/\lambda_i$, und zwar egal, wie die fachgruppeneinheitlichen Koeffizienten $\bar{\eta}_f$, bzw. $\bar{\lambda}_f$ definiert sind. Es ist deshalb sehr wichtig, dass

on über die richtige Methode der Standardisierung ein. Dabei ist eine solche Diskussion für die praktische Durchführung der λ -Methode (wie (17) zeigt) überhaupt nicht nötig, sondern eher verwirrend und erschwerend für das Verständnis der λ -Methode.

³⁵ oder ein mit den Anteilen u_{fi} an der Summe aller u_{fi} gewogenes harmonisches Mittel der p_{fi} .

- zuerst die \hat{E}_i^S mit den *praxisspezifischen* Größen $\lambda_i = 1 + (\alpha_i - 1)p_i$ berechnet werden und erst dann, wenn daran Interesse besteht (und die Gruppen hinreichend homogen sind),
- geeignet (gewogen oder ungewogen) über die n_f Größen \hat{E}_i^S , λ_i oder auch α_i ($i = 1, \dots, n_f$) gemittelt wird, um zu entsprechenden *praxisübergreifenden*, für ganze Fachgruppen oder ähnliche Gesamtheiten geltende Koeffizienten $\bar{\lambda}_f$ oder auch $\bar{\alpha}_f$ zu gelangen.

Es gilt also: *zuerst Standardisierung und erst dann Aggregation*. Nur dann ist man auch im Einklang mit dem Basismodell.

3.5. Unterschied zwischen Standardisierung mit η und mit λ am Zahlenbeispiel

Aus (15b) und (17) ergibt sich auch, dass folgender Zusammenhang besteht

$$(18) \quad \frac{\tilde{E}^S}{\hat{E}^S} = \frac{E/\eta}{E/\lambda} = \frac{\lambda}{\eta} = \frac{\lambda^2}{\alpha} \text{ oder}$$

$$(19) \quad \hat{E}^S = \tilde{E}^S \cdot \frac{u}{p} \cdot \frac{1-u}{1-p} = \tilde{E}^S \cdot \frac{\eta}{\lambda}$$

Wir können diesen Zusammenhang leicht an unserem Zahlenbeispiel von Abschn. 3.2) verifizieren. Der Wert für α ist konstant 2,2 und λ nimmt zu mit zunehmendem p . Der Ausdruck λ^2/α nimmt danach folgende Werte an

p	λ^2/α
0,2	0,699 \approx 0,7
0,4	0,9956 \approx 1
0,8	1,746

Dementsprechend erhält man mit η standardisierte Einnahmen, die zunächst (bei kleinem p) kleiner und später (bei großem p) größer sind als die (korrekt) mit λ standardisierten Werte. Da der korrekte Wert $\hat{E}^S = 100$ ist, erkennt man aus obigen Werten schnell die jeweils 100 fachen Werte für \tilde{E}^S im Zahlenbeispiel wieder.

Nach (18) ist $\hat{E}^S < \tilde{E}^S$ wenn $\eta < \lambda$ und entsprechend $\hat{E}^S > \tilde{E}^S$ wenn $\eta > \lambda$. Man kann jedoch zahlreiche weitere äquivalente Formeln für die beiden Situationen finden (vgl. Tab. 4).

Das wirft auch die Frage auf, wann beide Arten der Standardisierung zum gleichen Ergebnis führen. Nach (18) setzt das voraus $\alpha = \lambda^2$ und da λ eine Funktion von p ist erhält man als Bedingung die quadratische Gleichung (vgl. Anhang I)

$$(20) \quad Q = p^2(\alpha-1) + 2p - 1 = 0 \quad \alpha \neq 0$$

mit der Lösung $p = \frac{1}{\sqrt{\alpha} + 1} = (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$.³⁶ Ist beispielsweise $\alpha = 2,2$ so ist $p = (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1} = 0,4027$ (vgl. Tab. 1). Ist der Privatpatientenanteil p größer (kleiner) als 40,27% dann ist das Ergebnis einer Standardisierung mit η zu groß (zu klein)

Tabelle 4: Größenvergleich der Standardisierung mit η und mit λ

\tilde{E}^S (Standardisierung mit η) zu klein		\tilde{E}^S (Standardisierung mit η) zu groß	
$\hat{E}^S > \tilde{E}^S$	$p = 0,2 \quad \tilde{E}^S = 69,89$ ^(a)	$\hat{E}^S < \tilde{E}^S$	$p = 0,8 \quad \tilde{E}^S = 174,6$ *
$\eta > \lambda$	$1,774 > 1,24$	$\eta < \lambda$	$1,224 < 1,96$
$\lambda^2 < \alpha$	$\lambda^2 = 1,5376 < \alpha = 2,2$	$\lambda^2 > \alpha$	$\lambda^2 = 3,8442 > \alpha = 2,2$
$\alpha e_G^2 > e^2$ ^(b)	$220 > 153,76$	$\alpha e_G^2 < e^2$	$220 < 384$
$Q < 0$	$Q = -0,552$	$Q > 0$	$Q = 2,368$
$p < 0,4027$ ^(c)	$p = 0,2$	$p > 0,4027$	$p = 0,8$

a) im Zahlenbeispiel ist einheitlich $\hat{E}^S = 100$

b) gleichbedeutend ist $e_p e_G = \alpha e_G^2 >$ oder $< e^2$

c) allgemein $p < (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$ oder $p > (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$

Tabelle 4 stellt die gleichwertigen Formeln für entsprechenden Situationen $\hat{E}^S < \tilde{E}^S$ und $\hat{E}^S > \tilde{E}^S$ dar, und um dies besser mit dem Zahlenbeispiel vergleichen zu können sind jeweils die entsprechenden Werte des Zahlenbeispiel angegeben. Das soll Hinweise geben um besser zu verstehen und inhaltlich zu interpretieren worin sich die Standardisierung mit η und die mit λ unterscheiden.

Man kann festhalten: die Standardisierung mit η ist aus vielen Gründen falsch, aber sie kann bei einer (und nur einer) bestimmten Konstellation bezüglich α und p zum gleichen Ergebnis wie die λ Methode führen.

3.6. Eine mögliche Überlegung hinter der η Methode

Mir ist - wie gesagt - nicht bekannt, welche Überlegung hinter der Entscheidung für die Größe η als Koeffizient für die Standardisierung steht. Ich kann hier nur Vermutungen aussprechen. Es kann sein, dass dem Koeffizienten η die Überlegung zugrunde liegt: je größer α desto größer η ,³⁷ oder wenn der Arzt für einen Privatpatient das Doppelte³⁸ bekommt wie für einen GKV-Patienten, dann müsste auch der Umsatzanteil der Privatpatienten doppelt so groß sein wie der Patientenanteil,³⁹ so dass dann $u/p = 2$ ist.

³⁶ Eine Gleichheit $\eta = \lambda$ erhält man auch für jedes p (nicht nur für $p = 0,4027$) wenn $\alpha = 1$ ist.

³⁷ Tatsächlich ist aber bei gegebenem p das Gegenteil der Fall, wie dies Tab. 6 zeigen wird.

³⁸ Damit wird praktisch angenommen dass $\alpha = 2$ ist

³⁹ Also bei einem Privatpatientenanteil von 10% ($p = 0,1$), müsste der PKV-Umsatzanteil 20% sein, also $u = 0,2$. Man versprach sich von u/p offenbar eine Größe ähnlicher Art, wie sie hier α genannt wird.

Das ist aber nicht der Fall. Der private Umsatzanteil ist nicht $2p$, also doppelt so groß wie der private Patientenanteil p , sondern nach (15)⁴⁰

$$u = \frac{2p}{(1-p)+2p} = \frac{2p}{1+p} \neq 2p \text{ und es gilt } \eta = \frac{2}{1+p} \neq 2.$$

Offenbar glaubt man mit η eine ähnliche Größe zu haben wie $\alpha = e_p/e_G$. Aber η ist nach (15a) gleich α/λ und nicht gleich α . Bei $\alpha = 2$ ist $\lambda = 1 + p$, was genau das obige Ergebnis erklärt.

Der Umsatzanteil ist also bei $\alpha = 2$ nur annähernd doppelt so groß (und η auch nur annähernd 2), und das gilt auch nur, wenn p sehr klein ist. η ist aber bei $p > 0$ mit zunehmendem p viel kleiner als 2 und strebt gegen 1 statt gegen α , was allein richtig wäre, denn annahm gemäß verdient die Praxis bei PKV Patienten im Schnitt das α -fache von dem, was sie bei einem GKV Patienten verdient, also muss eine Praxis, die nur PKV Patienten hat auch das α -fache Honoraraufkommen haben wie eine Praxis, die nur GKV Patienten hat.⁴¹

Tabelle 5: Vergleich η und λ bei $\alpha = 2$ (ähnlich Tab. 1)

p	u	η	λ	\tilde{E}^s	\hat{E}^s
0,1	0,1818	1,818	1,1	55	90,9
0,2	0,3333	1,666	1,2	60	83,3
0,4	0,5714	1,428	1,4	70	71,4
0,6	0,7500	1,25	1,6	80	62,5
0,8	0,8888	1,111	1,8	90	55,6
0,9	0,9474	1,053	1,9	95	52,6

Tab. 5 zeigt: Es lohnt sich bei $\alpha = 2$ und $E = 100$ ein paar Werte für u , η und λ (bei $\alpha = 2$ einfach $\lambda = 1 + p$) und den sich daraus ergebenden standardisierten Einnahmen und $\tilde{E}^s = E/\eta$ sowie $\hat{E}^s = E/\lambda$ anzusehen um zu erkennen, dass obige Überlegung zu Rechtfertigung von η falsch ist und – schlimmer noch – man mit Division durch η auch genau in die falsche Richtung läuft.

Es ist unmittelbar einleuchtend, dass bei gegebenem $\alpha = e_p/e_G$ die PKV-Einnahmen mit zunehmendem p steigen, so dass mit einer zunehmenden Korrekturgröße immer mehr von E abzuziehen ist um zu einer standardisierten Einnahme einer fiktiven reinen GKV-Praxis zu kommen. Mit λ ist genau das der Fall. λ steigt mit p und die Differenz $E - \hat{E}^s$ wird immer größer. Bei der Standardisierung mit η ist aber genau das Gegenteil der Fall. Hier läuft also die Standardisierung glatt in die falsche Richtung.

⁴⁰ Wir lassen hier und im Abschnitt 4 zur Vereinfachung das Subskript i weg.

⁴¹ Dass mit zunehmendem p η gegen 1 strebt (λ dagegen gegen α) sollte als schwerer Mangel erkannt werden. Mit $p = 1$ haben wir nämlich eine reine Privatpraxis. Nichts "bereinigen" weil ja $\eta = 1$ ist macht keinen Sinn, denn die vergleichbare reine GKV Praxis würde bei $\alpha = 2$ nicht gleich viel, sondern genau die Hälfte erlösen. Dass offenbar η ganz anders als λ von p abhängt und damit zu grob widersinnigen Ergebnissen führen kann wird im Folgenden immer wieder und vor allem zusammenfassend noch einmal in Abschn. 4 thematisiert.

Auch die folgende Überlegung zeigt, dass λ intuitiv überzeugend ist und man demgegenüber der Größe η kaum eine sinnvolle Interpretation abgewinnen kann: Es fällt bei der Spalte \tilde{E}^S in Tab. 5 auf, dass die Standardisierung mit η , die zu \tilde{E}^S führt, eine steigende⁴² Gerade ergibt. Die dazu gehörende Gleichung lässt sich aus den bisherigen Überlegungen leicht herleiten. Sie lautet $\tilde{E}^S = \frac{E}{\alpha} + \frac{E(\alpha-1)}{\alpha} \cdot p$ und im Fall von $\alpha = 2$ ist das $50 + 50p$.⁴³ Wie man sieht steigt \tilde{E}^S mit wachsendem p linear an (umso mehr je größer α ist), und das, obgleich sich die Praxis immer mehr in Richtung Privatpraxis entwickelt und mit zunehmendem p immer mehr von der reinen GKV-Praxis entfernt. Man sieht deutlich - wie schon in Tab. 1 - wie sich η und λ und damit auch \tilde{E}^S und \hat{E}^S genau gegenläufig entwickeln.

In der folgenden Tab. 6 sind noch einmal die für die Zahlen der Tab. 5 relevanten Formeln zusammengestellt. Rechnet man dann mit $N = 10$ und $e_G = 10$ also $Ne_G = 100$, so erhält man genau die Werte der Tab. 5.

Tabelle 6: Die für Tab. 5 relevanten Größen in Abhängigkeit von p

	allgemein	speziell bei $\alpha = 2$
λ	$1 + (\alpha - 1)p$	$1 + p$
η	$\frac{\alpha}{1 + (\alpha - 1)p} = \frac{\alpha}{\lambda}$	$\frac{2}{1 + p}$
$1/\eta$	$\frac{1}{\alpha} + \frac{\alpha - 1}{\alpha} \cdot p$	$\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot p$
$\hat{E}^S = E/\lambda$	$\frac{E}{1 + (\alpha - 1)p}$	$\frac{100}{1 + p}$
$\tilde{E}^S = E/\eta$	$\frac{E}{\alpha} + E \left(\frac{\alpha - 1}{\alpha} \right) p$	$50(1 + p)$

Man kann leicht verifizieren, dass die speziellen Formeln im Falle von $\alpha = 2$ zu den Ergebnissen der Tab. 5 führen. Man beachte auch, dass nach (13) λ offenbar eine lineare Funktion von p ist mit positiver Steigung⁴⁴ denn $\lambda = 1 + (\alpha - 1)p$. Aber nicht η , sondern $1/\eta = \eta^{-1}$ ist linear in p . Entsprechend ist E/λ eine Größe, die mit zunehmendem p abnimmt während E/η zunimmt.

4. Die hinter dem Koeffizienten (Standardisierungsquotienten) η und λ stehende Logik

Wir können jetzt unsere Überlegungen zu einer Kritik an η zusammenfassen. Dabei wird im Folgenden auf sechs Mängel hingewiesen, die nach ihrer Aufzählung kommentiert werden:

⁴² E/η ist eine Größe, die mit zunehmenden p zunimmt, weil η abnimmt (was paradox ist).

⁴³ Siehe auch die letzte Zeile von Tab. 6. Bei $\alpha = 4$ ist es entsprechend $25 + 75p$.

⁴⁴ was auch logisch ist, denn man muss ja die Einnahmen auf das geringere Niveau der "Kassenpatienten" "herunterrechnen".

1. Der Vergleich von u und p im Koeffizienten η beschreibt keine sinnvolle Beziehung aus der allgemeingültige Schlüsse gezogen werden können.
2. Die Standardisierung der Honorare mit η führt bei extremen Werten für p (nämlich $p = 0$ und $p = 1$) zu unsinnigen Ergebnissen.
3. Auch bei nicht extremen Werten von p also $0 < p < 1$ erhält man mit η keine sinnvollen Ergebnisse, weil E/η nicht mit wachsenden p zunimmt (wie λ bei gegebenem α), sondern abnimmt (η weist in die falsche Richtung und ist gegenüber λ gegenläufig, was wiederholt gezeigt wurde).
4. Eine gute Interpretation für den Sinn einer Division durch λ (und den Unsinn einer Division durch η) erhält man auch, wenn man den Zusammenhang zwischen λ und η einerseits und den "pro-Kopf" Einnahmen e , e_G und e_P andererseits betrachtet.
5. Man kann dieses Ergebnis auch bekräftigen indem man die Wirkung einer Verdoppelung des Privatpatientenanteils auf λ und η betrachtet (vgl. auch Abschn. 3.6). Und schließlich gilt:
6. Die Art, wie λ von den für das Problem maßgeblichen Größen α und p abhängt ist unmittelbar einleuchtend. Der Zusammenhang zwischen η und diesen Größen ist dagegen verwickelt und kaum sinnvoll zu interpretieren.

Dass (mindestens) sechs Überlegungen existieren, mit denen eine Überlegenheit der Standardisierung mit λ statt mit η plausibel gemacht werden kann, dürfte die Entscheidung für λ und gegen η eigentlich leicht machen. Wichtig ist auch: λ ist begründbar (mit dem Basismodell), η dagegen nicht.

Dem steht nicht entgegen, dass man mit η bei bestimmten Konstellationen von α und p ähnliche Ergebnisse erzielen kann wie mit λ , also bei bestimmten Werten von α und p auch $\eta = \lambda$.

Zu 1: Sind für eine Praxis (bzw. eine Fachgruppe f) der Umsatzanteil privater Einnahmen u_i und der PKV-Patientenanteil p_i (bei $p_i > 0$) gleich groß, so dass $\eta_i = u_i/p_i = 1$ ist (bzw. die durchschnittlichen Anteile gleich sind, so dass für die Fachgruppe $\eta_f = 1$ gilt) so liegt der Gedanke nahe, dass sich die Behandlung von Privat- und Kassenpatienten gleich auf den Umsatz auswirkt und eine Standardisierung daher nicht erforderlich ist, was zunächst sehr logisch zu sein scheint. Mit diesem Argument gewinnt man jedoch nichts für ein Plädoyer zugunsten von η , denn in dieser Situation ($u = p$) ist, wenn das Basismodell gilt, wegen Gl. 15a auch $\alpha = \lambda$ und das wiederum ist wegen $\lambda = 1 + (\alpha - 1)p$ nur möglich, wenn $\alpha = 1$ wäre. In dieser Situation liegt aber keine Besserbezahlung durch die PKV (gegenüber der GKV) vor und es wäre dann auch ohnehin bei jedem p keine Standardisierung nötig.

Interessant wird die Betrachtung erst, wenn angenommen wird, dass der Umsatzanteil u nicht gleich dem Patientenanteil p ist, wenn er beispielsweise doppelt so groß ist wie p . In diesem Fall ist $\eta = 2$ und man müsste die Einnahmen im Zuge der Standardisierung mit η

halbieren.⁴⁵ Es fragt sich, ob dann eine Halbierung der Einnahmen gerechtfertigt ist, um zu einer mit einer reinen GKV Praxis vergleichbaren Einnahmen zu kommen.

Um das zu beantworten frage man sich zunächst, was gegeben sein muss, damit $\eta = 2$ tatsächlich eintritt und wann eine Division der Einnahmen durch 2 gerechtfertigt ist. Wir wollen zeigen, dass $\eta = 2$ durchaus möglich ist, dann aber die Division der Einnahmen durch 2 nur bei einer ganz bestimmten Konstellation der Größen α und p gerechtfertigt ist.

Nach (15a) bedeutet $\eta = 2$ so viel wie $\alpha = 2\lambda$. Andererseits sind die Einnahmen E mit $E = Ne_G[(1-p) + \alpha p] = Ne_G\lambda$ gegeben. Eine Division von E durch 2 kann nur gerechtfertigt sein, wenn dann das Ergebnis Ne_G ist, was nach Definition die Einnahmen einer reinen GKV Praxis wären. Also muss nicht nur η , sondern auch $(1-p) + \alpha p = \lambda = 2$ sein. Wir haben somit zwei Gleichungen $\alpha = 2\lambda = 4$ und $(1-p) + \alpha p = \lambda = 2$ womit die beiden Unbekannten α und p *eindeutig* bestimmt sind, nämlich mit $\alpha = 4$ und $p = 1/3$. Für alle anderen Kombinationen von α und p wäre eine Halbierung der Einnahmen nicht gerechtfertigt, also $\tilde{E}^S \neq \hat{E}^S$.

Man kann das auch wieder leicht mit einem Zahlenbeispiel sehen. Wir rechnen mit $\alpha = 4$ (andere Werte für α würden nicht zu $\lambda = \eta = 2$ führen) und stets mit $Ne_G = 100$, was auch das allein sinnvolle Ergebnis einer Standardisierung sein kann. Man sieht, dass man genau zu diesem Ergebnis nur bei $p = 1/3$ kommt. Wegen $E = Ne_G\lambda = 100\lambda$ gilt

p	1/4	1/3	2/3	3/4
$[(1-p) + \alpha p] = \lambda$	1,75 *	$2/3 + 4 \cdot 1/3 = 2$	$1/3 + 4 \cdot 2/3 = 3$	$1/4 + 4 \cdot 3/4 = 3,25$
$\eta = \alpha/\lambda$	2,286	2	$4/3 = 1,33$	1,2307
$E = Ne_G\lambda = 100$	175	200	300	325

* = $3/4 + 4 \cdot 1/4$ Bei $p = 1/4$ wäre die Gesamteinnahme 175. Division durch 2 ergäbe mit 87,5 weniger als $Ne_G = 100$, was die Normpraxis einnehmen würde. Bei $p = 2/3$ ergäbe die Division durch 2 einen zu großen Wert, nämlich 150 statt 100.

In allen Fällen ist der PKV Umsatzanteil u doppelt so groß wie der PKV Patientenanteil p und damit $\eta = 2$, aber nur in einem Fall ist Division durch 2 gerechtfertigt (nur dann ergibt E/η auch 100), nämlich wenn $p = 1/3$ und damit auch $\lambda = \eta = 2$ ist.

Fazit: Überlegungen der Art von "ein x mal so großer Umsatzanteil wie Patientenanteil verlangt dass die Einnahmen durch x dividiert werden" sind nur schlüssig bei einer ganz bestimmten Kombination von α und p und sie sind nicht gültig bei beliebigem α und p .

Zu 2: Darauf, dass man mit η unsinnige Ergebnisse erhält, wenn $p = 0$ ist haben wir bereits an verschiedenen Stellen hingewiesen. Ist $p = 1$ dann ist mit (15) auch $u = \alpha/\alpha = 1$ und somit $\eta = 1$, was bedeuten würde, dass E bereits die zutreffend standardisierten Einnahmen darstellen, denn E wird durch η geteilt und η ist gleich 1. In Wirklichkeit ist aber in diesem Fall eine Standardisierung sehr wohl – oder gerade – nötig (sofern $\alpha \neq 1$ ist), denn diese Praxis hat nur Privatpatienten und ist praktisch das Gegenteil von dem, worauf unsere Betrachtung

⁴⁵ Derartige Überlegungen haben wir bereits in Abschn. 3.6 kritisiert.

abzielt, nämlich die Praxis nur mit GKV-Patienten. Eine korrekt standardisierte Einnahmen erhält man aber genau dann, wenn man mit λ arbeitet, denn λ ist hier gleich α und die zutreffende Ergebnis kann allein E/α sein.⁴⁶

Zu 3: Man könnte nun argumentieren, dass eine Standardisierung mit η bei den extremen Werten $p = 0$ und $p = 1$ versagt, aber gleichwohl bei nicht so extremen Werten sinnvoll sei. Das ist aber nicht der Fall und das wurde im Prinzip bereits in Abschn. 3.6 (und auch mit verschiedenen Zahlenbeispielen und entsprechenden Tabellen) gezeigt.

Zu 4: Aus den obigen Gleichungen ergibt sich

$$(21) \quad \eta = \frac{u}{p} = \frac{e_p}{e} \quad \text{folgt aus (8) und (6b), sowie}$$

$$(22) \quad \lambda = 1 + \left(\frac{e_p}{e_G} - 1 \right) p = \frac{e}{e_G} \quad \text{folgt aus (10) und (13).⁴⁷}$$

Man verifiziert leicht, dass in der Tat (15a) gilt. Argumentiert man mit Pro-Kopf (besser pro-Patient) Einnahmen, so zeigt sich, dass wegen $E = Ne$ gilt

$$(23) \quad \hat{E}^S = \frac{E}{\lambda} = \frac{Ne}{e/e_G} = Ne_G,$$

was das allein zutreffende Ergebnis für eine "nur-GKV" Praxis ist. Dagegen ist

$$(24) \quad \tilde{E}^S = \frac{E}{\eta} = \frac{Ne}{e_p/e} = \frac{Ne^2}{e_p}.$$

Es ist schwer, dem Verhältnis von pro-Kopf Einnahmen e^2/e_p einen Sinn abzugewinnen. Die Größe e^2/e_p ist außerdem wegen e abhängig von p , während e_p und e_G dies nicht sind. Aus (24) und (23) folgt auch die bekannte Bedingung $\alpha e_G^2 = e_G e_p = e^2$ für $\tilde{E}^S = \hat{E}^S$ (vgl. Tab. 4).

Zu 5: Es ist sehr interessant, einmal zu betrachten, wie sich eine Verdoppelung des Privatpatientenanteils p auswirkt, wenn man λ , und wenn man η der Standardisierung zugrunde legt. Für die Einnahmen der Praxis 2 mit einem Anteil $p_2 = 2p_1$ gilt $E_2 = Ne_G[1+2p_1(\alpha-1)] = Ne_G\lambda_2$ im Vergleich zu $E_1 = Ne_G[1+p_1(\alpha-1)] = Ne_G\lambda_1$. Auffallend ist nun

⁴⁶ Eine Praxis, die nur PKV Patienten hat verdient ja auch annahmegemäß genau das α -fache einer Praxis, die nur GKV Patienten hat.

⁴⁷ λ ist das Verhältnis der Pro-Kopf-Einnahmen e einer Praxis (mit beiden Arten von Patienten) zu den Pro-Kopf-Einnahmen e_G für GKV-Patienten (also den Pro-Kopf-Einnahmen einer Praxis, die nur GKV-Patienten hat). Dagegen ist η die Relation e_p/e , was auch den gegenläufigen Verlauf von η und λ erklärt. Es würde Sinn machen E mit η zu *multiplizieren* (statt durch zu *dividieren*). Man bekäme dann die fiktive Einnahme einer reinen PKV-Praxis, also in gewisser Weise das Gegenteil dessen was beabsichtigt ist, nämlich die fiktive Einnahme einer reinen GKV-Praxis.

- Man sieht sehr schön, dass λ_2/λ_1 auch genau Ausdruck der durch die Veränderung der Patientenstruktur gestiegenen Einnahmen ist; denn offensichtlich ist $\lambda_2/\lambda_1 = E_2/E_1$. Wegen $p_2 > p_1$ sind auch die Einnahmen $E_2 > E_1$ und entsprechend ist auch $\lambda_2 > \lambda_1$.
- Ganz anders verhält es sich dagegen mit η . Man kann zeigen, dass trotz Verdoppelung des Privatpatientenanteils $p_2 = 2p_1$ und entsprechend gestiegener Einnahmen η sogar abnimmt. Das gilt deshalb, weil u nach (15) notwendig weniger steigt als p .

Um das anschaulicher zu machen betrachten wir wieder das Zahlenbeispiel von Abschn. 3.2:

Es sei $p_1 = 0,2$ (folglich $p_2 = 0,4$) und wieder $N = 10$, $e_G = 10$, $\alpha = 2,2$. Man erhält jetzt $\lambda_1 = 1,24$ und $\lambda_2 = 1,48$ folglich ist λ wegen $\lambda_2/\lambda_1 = 1,1935$ um 19,35% gestiegen. Genauso ist auch E_2 um 19,35% größer als E_1 .

Für die privaten Anteile am Umsatz gilt dagegen $u_1 = 0,3548$ und damit $\eta_1 = 1,774224$. Entsprechend ist $u_2 = 0,5946$ und $\eta_2 = 1,4865$. Obgleich die Einnahmen gestiegen sind (um 19,35%) wird der Koeffizient η kleiner (statt größer, wie im Fall von λ) und zwar einfach deshalb, weil der Umsatzanteil (der PKV-Einnahmen) um weniger gestiegen ist (von 35,5% auf 59,5% also um 67,57%) als der Anteil der Privatpatienten, der um 100% gestiegen ist (von 20% auf 40%).⁴⁸

Der dahinterstehende Zusammenhang⁴⁹ ist, dass sich nach (15) u_w (bei w_p statt p) zu u wie folgt verhält

$$(25) \quad \frac{u_w}{u} = w \cdot \frac{1 + (\alpha - 1)p}{1 + (\alpha - 1)wp} = w \cdot f,$$

verhält. Offenbar ist u_w/u kleiner als w , denn der Faktor f ist bei $w > 1$ stets kleiner als 1. Der Faktor f ist übrigens die reziproke Zunahme von λ , also $f = \lambda/\lambda_w$. Somit erhält man bei einem Wachstumsfaktor von $w = 2$ (p steigt beispielsweise von $p = 0,2$ auf $p = 0,4$) und $\alpha = 2,2$ genau die oben erwähnten Wert 1,6757 also eine Zunahme von 67,57% beim Umsatzanteil aus PKV. Und η muss in jedem Fall abnehmen (was widersinnig ist, denn λ nimmt zu) weil u weniger steigt als p .

Ein weiteres Beispiel, das leicht mit (25) nachzuvollziehen ist:

Nimmt der Anteil der Privatpatienten von $p = 0,2$ um 50% zu (auf 0,3), dann nimmt bei $\alpha = 2,2$ nach (25) der Umsatzanteil u nicht um 50% sondern nur um 12,05% zu, während λ um etwa 1/3 steigt, nämlich von 1,24 zu 1,66. Wie man leicht sieht erhält man bei (25) die Zahlen $1,125 = 1,5 \cdot (1,24/1,66)$.

Man kann also festhalten:

⁴⁸ Interessant mag auch folgende Überlegung sein: Division durch $\eta_2 = 1,4865$ kürzt die Einnahmen zum Zweck der Standardisierung weniger als die Division durch $\eta_1 = 1,7742$ und das, obgleich die Praxis 2 sich im Vergleich mit Praxis 1 hinsichtlich ihrer Patientenstruktur (mit $p_2 = 0,4$ statt $p_1 = 0,2$) weiter von der Normpraxis ($p = 0$) entfernt hat. η nimmt ab, und das obgleich p , E , λ und auch u zugenommen haben.

⁴⁹ Er wurde auch im Abschn. 3.6 mit $\alpha = 2$ benutzt.

Mit zunehmendem p steigt u um weniger als p und damit nimmt $\eta = u/p$ ab, während λ richtigerweise zunimmt. Das ergibt sich aus (25).

Das zeigt erneut deutlich, dass eine Standardisierung mit η , bei der die Anteile u und p in Relation gesetzt werden, wenig Sinn macht. Offenbar wurde von den Befürwortern der η Methode diese Implikation der Relation u/p nicht korrekt zu Ende gedacht.

Zu 6: Ähnlich wie bereits bei Überlegung Nr. 3 sei noch einmal festgestellt: Was eine beobachtete Praxis mit Privatpatienten von einer reinen GKV Praxis unterscheidet ist

- der Privatpatientenanteil p , der allerdings nur dann relevant ist, wenn
- die mit α bezeichnete Relation der pro-Patient Einnahmen bei privat und gesetzlich Versicherten, also $e_p/e_G = \alpha$ größer als 1 ist.

Die Größe $\lambda = 1 + (\alpha - 1)p$ trägt diesen beiden (im Basismodell sind es die beiden einzigen) Einflussfaktoren α und p hervorragend Rechnung. Ist α gegeben, nimmt $E/E_G = \lambda$ mit zunehmenden p zu (lineare Abhängigkeit). Ist p konstant hängt λ linear von α ab, was auch logisch ist (ein höherer Aufschlagsfaktor erhöht die Einnahmen einer Praxis, die nicht nur GKV Patienten hat). Mehr noch, die Ableitung $\frac{d\lambda}{dp} = \alpha - 1$ zeigt, dass der Einfluss eines zunehmenden

Privatpatientenanteils konstant ist und dass dieser Einfluss allein abhängig von α ist und auch dann verschwindet, wenn $\alpha = 1$ ist.

Im Fall von λ haben wir also sehr plausible Implikationen. Was ist nun im Falle von η in dieser Hinsicht anders?

Aus $\eta = \frac{\alpha}{1 + (\alpha - 1)p}$ folgt, dass η bei gegebenem α abnimmt, wenn p zunimmt und der Einfluss von p auf η ist etwas komplex, denn $\frac{d\eta}{dp} = \frac{\alpha[1 + (\alpha - 1)(p - 1)]}{[1 + (\alpha - 1)p]^2}$, was zu interpretieren wohl nicht ganz einfach sein dürfte.

Fazit: Versuche, den Koeffizienten η zu begründen sind m. E. alle verfehlt. Es zeigt sich, was vorher auch schon mit Beispielen demonstriert wurde, dass der Koeffizient λ sinnvoll sein dürfte, der mehr oder weniger gegenläufige Koeffizient η dürfte dies dagegen wohl auf gar keinen Fall sein.

Dem konzeptionellen Mangel von η steht nicht entgegen, dass es Konstellationen von α und p gibt (nämlich $p \equiv (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$),⁵⁰ in denen man das gleiche Ergebnis erhält, was dann jedoch nicht zum Schluss verführen sollte, dass η nicht schlechter sei als λ .⁵¹ Trotz evtl. ähnlicher

⁵⁰ Mehr dazu in Anhang I. Vgl. auch Abschn. 3.5.

⁵¹ Wie ein Beispiel im Anhang I zeigt, sind ähnliche Ergebnisse der η und λ Methode bei durchaus plausiblen Werten für α und p gar nicht so unwahrscheinlich.

Ergebnisse gilt: ein Rechnen mit η ist methodisch nicht zu rechtfertigen und daher – unabhängig von den Ergebnissen – leicht und überzeugend angreifbar.

5. Standardisierung sowohl bezüglich der Patientenstruktur als auch der Arbeitszeit

Dass ein bereits mit λ standardisiertes (faktisch reduziertes) Honoraraufkommen durch Division durch $\kappa > 1$ nochmals reduziert wird, hatte ich anfänglich "gefühlsmäßig" für problematisch gehalten. Man kann aber ein Hintereinanderschalten von zwei Standardisierungsoperationen durchaus rechtfertigen.

Wie in Abschn. 2.1 bereits gesagt, kann man eine Zeitstandardisierung nach einer Standardisierung nach der Versichertenstruktur vertreten, wenn sich die Arbeitszeiten A^* und $(A - A^*)$, also Normal- und Mehrarbeitszeit zueinander verhalten wie die Patientenzahlen N_1 und N_2 , bei denen dann jeweils die Struktur bezüglich GKV oder PKV gleich ist, also der Privatpatientenanteil p_1 bei den N_1 Patienten in der Normalarbeitszeit gleich dem Privatpatientenanteil p_1 (also $p_1 = p_2$) bei den N_2 Patienten in der Mehrarbeitszeit verhält. Das sind m. E. keine restriktiven Annahmen zumal ja (4) auch davon ausgeht, dass E linear von A abhängt, also die Leistung (und damit auch die Vergütung) des Arztes im Schnitt in jeder Minute seiner Tätigkeit die gleiche ist. Die Leistung ist also im zeitlichen Sinne "homogen" (teil- und vermehrbar bei gleicher Qualität), jede Minute zählt gleich, egal ob sie vormittags oder nachmittags, innerhalb oder außerhalb der Normzeit erbracht wird. Das Basismodell lautet dann entsprechend bei N_p^1 bzw. N_p^2 Privatpatienten in der Normzeit (Superskript 1) bzw. Über-Zeit (Superskript 2) und von der Zeit der Leistungserbringung unabhängigen (konstanten) Größen e_G und e_p

$$(26) \quad E = N_p^1 e_p + N_G^1 e_G + N_p^2 e_p + N_G^2 e_G = N^1 (e_p p + e_G (1-p)) + N^2 (e_p p + e_G (1-p))$$

Die ersten zwei Summanden ergeben die Einnahmen in der Normalarbeitszeit, die nächsten beiden in der darüber hinausgehenden Zeit. Für die Patienten gilt dabei

$N^1 = N_p^1 + N_G^1$ und $N^2 = N_p^2 + N_G^2$, so dass (30) auch geschrieben werden kann als

$$(27) \quad E = (N^1 + N^2) e_G \lambda.$$

Division durch λ ergibt $E/\lambda = (N^1 + N^2) e_G$. Wenn jetzt annahmegemäß gilt $\kappa = A/A^* = N^1/(N^1 + N^2)$ und dann erhält man nach erneuter Division (jetzt durch κ)

$$(28) \quad \hat{E}^{SZ} = \frac{\hat{E}^S}{\kappa} = \frac{E}{\kappa \lambda} = N^1 e_G,$$

was (unter den gemachten Annahmen) ein vernünftiges Ergebnis ist, denn dies ist genau die Einnahme, die in der Normalarbeitszeit durch ausschließliche Behandlung von GKV Patienten zu erzielen ist.

6. Schlussbemerkung

1. Es mag überraschend sein, dass die Division der Umsätze E_i einer Praxis i durch die beiden auf den gleichen Daten, u_i und p_i beruhenden Größen $\eta_i = \frac{u_i}{p_i}$ oder $\lambda_i = \frac{1-p_i}{1-u_i}$ von so sehr unterschiedlicher Qualität ist.

Nach den obigen Ausführungen sollte aber klar sein, dass die η Methode gravierende Mängel gegenüber der λ Methode hat und schwer zu begründen sein dürfte.

2. Hinzu kommt, was mir besonders wichtig ist: Der Parameter λ lässt sich aus einem Modell herleiten, während es mir bei der η Methode nicht möglich war, ein dahinterstehendes "theoretisches" Konzept zu erkennen. Das Modell ist bei der λ Methode das ausschließlich auf Definitionsgleichungen aufbauende "Basismodell".⁵² Es ist demgegenüber sehr fraglich ob sich der entsprechende Parameter η überhaupt aus einem Modell herleiten lässt und ob man daraus stichhaltige Argumente zu seiner Begründung finden kann.

3. Die Bezugnahme auf ein Modell mit Definitionen und Annahmen halte ich bei jeder Messmethode (egal, was es zu messen gilt) für fundamental. Man kann sich die verschiedensten Koeffizienten ausdenken oder diverse Regressionsfunktionen schätzen. Das allein kann es nicht sein, schon allein deshalb nicht, weil aus dieser Vorgehensweise keine Kriterien dafür zu gewinnen sind, welche Koeffizienten man aus dem prinzipiell beliebig großen Angebot an verschiedenen Koeffizienten auswählen soll. Solche Kriterien können nur aus einem Begründungszusammenhang gewonnen werden. Plausibilität der Ergebnisse empirischer Anwendungen ist für sich genommen kein ausreichendes Kriterium.

4. Hinsichtlich der Bezugnahme auf ein Modell gibt es große Unterschiede. Die Modellvorstellung, die hinter der Struktur-Standardisierung mit der Größe λ steht baut allein auf Definitionsgleichungen auf. Bei der Zeit-Standardisierung mit der Größe κ ist das anders. Hier wird implizit eine Produktionsfunktion (Verhaltens- statt Definitionsgleichungen) unterstellt, was sich auch als nicht gerechtfertigt herausstellen kann.⁵³ Es ist nicht selbstverständlich, dass E_i allein von der Arbeitszeit A_i bestimmt wird und der Zusammenhang (also die Funktion $E_i = f(A_i)$) linear ist. Es ist auch nicht selbstverständlich, dass die Art Tätigkeit des Arztes unabhängig von der Zeit der Behandlung und der Höhe der Arbeitszeit ist, also die Wahrscheinlichkeit P der Behandlung eines Privatpatienten (Ereignis Π) in der Normalarbeitszeit A^* und in der Mehrarbeitszeit A^+ gleich ist: $P(\Pi | A^*) = P(\Pi | A^+)$.

Andererseits haben diese Art von Annahmen (in Gestalt von Verhaltensgleichungen) auch Vorteile: man kann sie mit einer Regressionsanalyse empirisch überprüfen (und sollte dies

⁵² Der Begriff soll andeuten, dass die Annahmen noch durch mehr Differenzierungsmöglichkeiten hinsichtlich der Einnahmen, Patienten und evtl. Behandlungen und Kosten gelockert werden könnten, was dann jedoch größere Anforderungen an Daten und eine komplizierte Standardisierung implizieren würde

⁵³ Es mag außerdem auch das folgende Problem zu beachten sein: bei der Strukturstandardisierung mit λ war E (bei gegebenem α) eine lineare Funktion von p und es fragt sich, ob es dann auch zulässig ist, E im Rahmen der Zeitstandardisierung als lineare Funktion von A , der Arbeitszeit zu betrachten. Ich neige dazu, die mit (26) erweiterte Fassung der Gleichung $E = Np e_p + N(1-p)e_G$, die dem Basismodell zugrunde liegt für ausreichend zu halten, um diesem Bedenken Rechnung zu tragen.

auch tun). Dabei kommen weitere, durch die Schätzung bedingte Annahmen hinzu,⁵⁴ insbesondere Annahmen über die Störgröße ε in der Regressionsgleichung,⁵⁵ die ebenfalls überprüft werden sollten (Spezifikationstests i.w.S.).

Die Zeit-Standardisierung mit der Größe κ kann sich also als sehr viel angreifbarer herausstellen (obgleich mir κ durchaus plausibel zu sein scheint) als die λ Methode. κ kann mit empirischen Argumenten angegriffen werden, λ nicht.

5. Beim unter Nr. 3 erwähnten Begründungszusammenhang für die λ Methode war zunächst die Existenz eines (evtl. auch praxisübergreifenden) Aufschlagfaktors α nach Art des Wasemschen Aufschlagfaktors der Ausgangspunkt meiner Überlegung. Erst später realisierte ich, dass man das *praxisindividuelle* α_i auch direkt aus den Daten u_i und p_i bestimmen kann,

und zwar mit $\alpha_i = \frac{u_i}{p_i} \cdot \frac{1-u_i}{1-p_i}$.⁵⁶

Weil die Größe α auch als solche von großem Interesse ist, ergeben sich drei Fragen, die schon auf S. 2 anklagen:

1. wie kann man mit den praxisindividuellen Größen $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ ein praxisübergreifendes (für eine Gruppe von n Praxen gemeinsames) α schätzen, und
2. wie hängt dies mit anderen Schätzungen von α zusammen, und schließlich
3. macht es Sinn, ein λ zu benutzen, in welches auf ein extern vorgegebenes α Bezogenommen wird, z.B. auf α_w von Wasem oder auf ein anders bestimmtes, etwa mit einem Regressionsansatz berechnetes α ?

Die erste Frage ist schwieriger als man dies vielleicht zunächst denken mag. Sie soll deshalb in einem gesonderten Papier behandelt werden. Wie immer über die n Praxen aggregiert wird, man sollte zunächst empirisch prüfen, wie stark die n Werte⁵⁷ α_i streuen. Bei einer großen Streuung dürfte es wenig Sinn machen, mit einem mittleren α zu arbeiten. Dann wird man ein wie immer aus den α_i bestimmtes $\bar{\alpha}$ auch kaum für eine Einflussgröße halten können, die auch für eine konkrete Praxis i (und damit für jede Praxis) maßgeblich ist.

Frage 2 hängt mit 1 zusammen und soweit der Aufschlagfaktor von Wasem betroffen ist, wird in Anhang 2 versucht, ein paar Hinweise zu geben.

Bei Frage 3 ist Skepsis geboten. Es gibt natürlich verschiedene Möglichkeiten ein α zu messen (auf Basis der λ Methode ist nur eine von ihnen) und man könnte sich auch noch viele weite-

⁵⁴ Neben den Annahmen über die Einflussgrößen (Regressoren) und die Funktionsform.

⁵⁵ ε sollte als Inbegriff aller weiterer Einflüsse auf E , wie etwa Größe und Lage der Praxis (und damit evtl. der Struktur der Patientenschaft), Geräteausstattung etc. unabhängig von A sein, eine konstante Varianz haben und nicht autokorreliert sein usw. Ferner sollte die Arbeitszeit A "exogen" sein. Das alles ist nicht selbstverständlich. Mein Gegenstand hier sind nur allgemeine *konzeptionelle* Fragen einer Methodik. Ob jeweils im konkreten Fall bei empirischen Betrachtungen die *statistischen* Voraussetzungen beachtet wurden und erfüllt sind, kann nicht mein Thema sein.

⁵⁶ Entsprechendes gilt auch für das ebenfalls praxisindividuelle λ_i , so dass man – wie hier mehrfach betont – für die λ Methode den "Umweg" über α eigentlich gar nicht zu gehen braucht.

⁵⁷ oder n_f Werte, wenn die Mittelung sich auf eine Fachgruppe f bezieht.

re vorstellen. Es ist aber wichtig, sich klar zu machen, was mit einem, wie immer definierten α gemessen wird und dass man die λ Methode nicht mit irgendwelchen Schätzungen eines Faktors α kombinieren kann, bei dessen Herleitung kein Zusammenhang mehr mit dem Basismodell oder mit der Aufgabe der Strukturstandardisierung erkennbar ist.

Zwar ist α nur ein Nebenprodukt der λ Methode, und man kann diese Methode auch anwenden, ohne auf externe Daten oder Schätzungen (etwa für α) zurückgreifen zu müssen (und sogar auch ohne α überhaupt explizit ins Spiel bringen zu müssen), aber das heißt auch nicht, dass Aufschlagfaktor (α) und Standardisierung zwei völlig verschiedene Themen sind. Es ist m.E. sehr problematisch, eine Methode zur Messung von α zu konzipieren, bei der Annahmen erforderlich sind, die nicht mit den Annahmen bei κ oder λ harmonieren oder mit denen man widersprüchliche Standardisierung durchführen könnte.

Anhänge

Anhang I: Wann führt η und λ zum gleichen Ergebnis?

Tabelle I legt den Gedanken nahe, dass es einen (und *nur einen*) Wert für p gibt, bei dem beide Standardisierungsverfahren zum gleichen Ergebnis führen. Gleichsetzung von η nach (15a) und λ nach (13) liefert die quadratische Gleichung (vgl. auch (20))

$$p^2(\alpha - 1)^2 + 2p(\alpha - 1) - (\alpha - 1) = p^2(\alpha - 1) + 2p - 1 = 0$$

mit den beiden Lösungen $p = \frac{-1 \pm \sqrt{\alpha}}{\alpha - 1}$, von denen offensichtlich nur $p = \frac{\sqrt{\alpha} - 1}{\alpha - 1} = \frac{1}{\sqrt{\alpha} + 1}$ in

Frage kommt, weil der Anteil der Privatpatienten ja nicht negativ sein kann.

In unserem Zahlenbeispiel (mit $\alpha = 2,2$) erhält man $p = 0,4027$ und damit $\eta = \lambda = 1,48324$:

Man kann also festhalten, dass die Standardisierung mit η zu kleine (zu große) standardisierte Einnahmen liefert wenn der Privatpatientenanteil in einer ärztlichen Fachgruppe kleiner (größer) ist als $(\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$. Ist $p < (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$, dann ist $\eta > \lambda$ und $\tilde{E}^S = \hat{E}^{ZI} < \hat{E}^S$ und umgekehrt, ist $p_i > (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$, dann sind die tatsächlichen Einnahmen E_i (wegen des hohen Privatpatientenanteils) relativ groß und ein relativ (verglichen mit λ) zu kleiner Wert η (jetzt ist $\eta < \lambda$) korrigiert die Einnahmen zu wenig nach unten (vgl. auch Tab. 4).

Die Funktion $p = (\sqrt{\alpha} + 1)^{-1}$ zeigt deutlich, dass bei einem größeren Aufschlagfaktor ein kleinerer Privatpatientenanteil p ausreicht um zu einer Gleichheit des Ergebnisses der beiden Standardisierungsmethoden⁵⁸ zu gelangen. Hierzu einige Beispiele

α	1,5	2	2,5	3
p	0,4495	0,4142	0,3874	0,3660

Das bedeutet: ist der Aufschlagfaktor 1,5 dann führt ein Privatpatientenanteil von etwa 45% zu einem etwa gleich großen Ergebnis, wenn man mit η statt mit λ rechnet. Bei einem größeren Privatpatientenanteil ist das Ergebnis mit λ kleiner als mit η (die bisher übliche Art der

⁵⁸ Lehnt man die η Methode ab, so ist die Frage der Gleichheit des Ergebnisses der beiden Standardisierungsmethoden natürlich wenig interessant. Wir wollen deshalb auch die Funktion nicht weiter analysieren.

Standardisierung \tilde{E}^s führt dann also zu einem zu großen Ergebnis). Da in der Realität p und α nicht unbedingt dieser Funktion folgen müssen, kann es schon einen erheblichen Unterschied ausmachen, ob man mit η oder λ rechnet. Das Ausmaß der Unterschiedlichkeit dürfte v.a. für die einzelnen Fachgruppen sehr verschieden sein.

Anhang 2: Der Aufschlagfaktor nach Wasem und α gem. Gl. (10) und (16)

Es wird meist von Wasems Aufschlag(s)faktor⁵⁹ gesprochen (so auch hier der Kürze halber), obgleich die Arbeit⁶⁰ (im Folgenden kurz "WGMW" nach den Initialen der Autoren) von zwei Professoren (Greß und Wasem) und zwei wiss. Mitarbeitern (von Wasem) verfasst wurde. Wir versuchen "unseren" Aufschlagfaktor α gem. (10) und (16) mit α_w von Wasem zu vergleichen.

Was α gem. (10) und (16) betrifft, so sind wir davon ausgegangen, dass er auf Befragungsdaten (etwa die des ZiPP) beruht, in denen Praxen nach Daten gefragt wurden, die es erlauben Patienten und Umsätze entsprechend zu differenzieren, so dass N_p , N_G , E_p und E_G bestimmt werden kann und daraus dann auch die Größen $e_G = E_G/N_G$ sowie $e_p = E_p/N_p$ und somit auch α ; denn α ist ja definiert als e_p/e_G . Was α damit praktisch beinhaltet hängt davon ab, welche Einnahmen unter E_p und E_G fallen. Entscheidend für e_p (im Verhältnis zu e_G) sind nicht nur Vergütungsunterschiede für vergleichbare Abrechnungspositionen (nach EBM und GOÄ), die zu quantifizieren das primäre Ziel von WGMW war,⁶¹ sondern auch von PKV und GKV geleistete Zahlungen, die nicht zum sog. "standardisierten Leistungsniveau" (d.h. den vergleichbaren Leistungen) gehören, oder die auch von den entsprechenden Patienten selbst und nicht von ihrer Versicherung bezahlt wurden. Da e_G und e_p aus Umsätzen (Produkt von Preis und Menge) hergeleitet wird, ist auch die Mengenkomponekte entscheidend, während es WGMW vor allem darum ging, die reine Preiskomponekte (quasi für einen einheitlichen Warenkorb) herauszuarbeiten. Danach ist α auch davon bestimmt, wie oft bzw. selten Privatpatienten im Vergleich zu Kassenpatienten zum Arzt gehen und dass sie dabei evtl. andere abrechnungsfähige Behandlungen erfahren.⁶² Beim Vergleich $\alpha_1 \neq \alpha_2$ kann auch die Struktur der (PKV und GKV) Patienten hinsichtlich Alter und Krankheitsstatus in Praxis 1 anders sein als in Praxis 2.

In WGMW werden drei Methoden zur Bestimmung des Aufschlagfaktors unterschieden,⁶³ wobei die verwendete Datenquelle eine große Rolle spielt,

1. Ausgabenprofile (für Patienten nach Alter, Geschlecht usw.) von GKV vs. PVK, basierend auf Daten (RSA, Kopfschadenstatistiken der PKV) die es nicht erlauben "Vergütungsunterschiede für gleiche Leistungen" zu ermitteln und die Ausgaben für Heil- und Hilfsmittel sowie Arzneimittel enthalten.
2. Vergleich einzelner Gebührenpositionen gewichtet mit Frequenzstatistiken, ein Weg, der wegen der großen Unterschiedlichkeit von EBM und GOÄ⁶⁴ und der sehr schwer zu beschreiten ist.

⁵⁹ In der Originalarbeit, auf die wir uns hier beziehen kommen beide Versionen des Worts, mit und ohne s, vor.

⁶⁰ zitiert in Fußnote 7.

⁶¹ Ein anderes Ziel, auf das hier nicht eingegangen wird, war die Feststellung der finanziellen Folgen (für die Kassen und die Beiträge) einer möglichen Angleichung der Vergütungen.

⁶² Es kann auch sein, dass der Arzt bei gleicher Indikation bei PKV Patienten evtl. andere Behandlungen [Leistungen] erbringt als bei GKV Patienten. Solche Unterschiede kann der Aufschlagfaktor α_w von Wasem nicht widerspiegeln. Es gibt also viele Gründe dafür, dass nicht zu erwarten ist, dass α und α_w (oder ein anders definiertes α) im Ergebnis übereinstimmen.

⁶³ S. 24ff

3. Die bei WGMW gewählte Methode:⁶⁵ Ermittlung der Vergütungsunterschiede bei Leistungen des sog. standardisierten Leistungsniveaus (SLN)⁶⁶ mit Daten einer Versicherung, in der GKV-Patienten Kostenerstattung (nach Art von PKV-Patienten) wählen konnten, und die wegen der (starken) Nutzung der Wahlmöglichkeit ein großes Interesse an Umrechnungsprogrammen zur Bestimmung vergleichbarer Erstattungen hatte.

Die Befragung von Arztpraxen als Datenbasis für die Bestimmung von α , an die in der vorliegenden Arbeit primär gedacht wurde, wird in WGMW gar nicht als eine methodische Möglichkeit erwähnt.

Auf methodischen Einzelheiten der Berechnung von α_w kann hier nicht eingegangen werden. Man findet sie in WGMW, S. 30 – 38 beschrieben (allerdings in einer Weise, die es nicht in Abrechnungs- und Erstattungsproblemen Eingeweihten nicht einfach macht, sie zu verstehen).⁶⁷ Es sollen deshalb abschließend nur einige Ergebnisse aus WGMW, S. 38 zitiert werden. Die Aufschlagfaktoren α_w schwanken danach nicht unerheblich zwischen 1,46 (Chirurgen) und 2,99 (Radiologen).

Aufschlagfaktoren α_f nach Fachgruppen $f = 1, \dots, F$

Facharztgruppe	Aufschlagfaktor
Augenärzte	1,52
Chirurgen	1,46
Frauenärzte	2,13
Hausärzte	2,64
Hautärzte	1,69
Hals-Nasen-Ohren-Ärzte	1,73
Fachärzte für innere Medizin	2,40
Kinderärzte	2,45
Labormediziner	1,97
Orthopäden	1,92
Psychiater	2,29
Radiologen	2,99
Urologen	2,10
Alle	2,28

Quelle: Walenzik, Greß, Manougian und Wasem, Vergütungsunterschiede ..., a.a.O., S. 38

⁶⁴ Probleme sind u.a. zunehmende Pauschalierung im EBM, "Steigerungsfaktoren" ("der ...fache Satz") bei der GOÄ (die übrigens nach meiner Erfahrung gerne – auch bei Ärzten – mit dem verwechselt werden, was hier mit dem "Aufschlagfaktor" gemeint ist), 10 € Praxisgebühr, evtl. Deckungsregelungen etc.

⁶⁵ Das methodische Problem wird deutlich durch die recht treffende Beschreibung des Ziels: "Wir wollen also wissen, wie hoch die Vergütung derjenigen ambulanten Leistungen für PKV-Patienten ist, die auch GKV-Patienten erhalten würden" (S. 24).

⁶⁶ Das SLN umfasst – ausgehend von GKV-Erstattungsregelungen – nur solche Leistungen, die sowohl von GKV als auch PKV vergütet werden. Die Berechnung von α_w umfasst also nicht Leistungen, die von GKV Patienten durch Zusatzversicherungen abgedeckt werden müssen, aber bei PKV Versicherten mitversichert sind (S. 7). Entsprechende Zahlungen fließen natürlich (wie auch IGeL) in die Umsätze EG, EP ein und beeinflussen α , aber nicht α_w .

⁶⁷ Abgesehen vom Verstehen einiger Korrekturen von Verzerrungen und entsprechenden Korrekturfaktoren ist mir insbesondere nicht ganz klar, wie man von Aufschlagfaktoren für spezielle Leistungen zu Aufschlagfaktoren von ganzen (Fach)Arztgruppen gelangt.

IBES



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

