

Konzeption und beispielhafte empirische Anwendung eines Wirtschaftlichkeitsindikators für das Krankenhaus*

Entwicklung eines ökonometrischen Kostenmodells und daraus eines Wirtschaftlichkeitsindikators sowie empirische Untersuchung der relativen Bedeutung von Kosteneinflußgrößen für das Krankenhaus

Von Josef Siebig**

1 Einleitung

Die Krankenhäuser stehen seit geraumer Zeit im Brennpunkt der öffentlichen Diskussion, deren Ursprung aus der Kostenexplosion im Gesundheitswesen allgemein und im Bereich der stationären Versorgung insbesondere herrührt. Vor dem Hintergrund einer erhöhten Nachfrage nach stationären Leistungen wäre die Sorge um die Kostensteigerung unnötig, wenn davon ausgegangen werden könnte, daß erstens die Einkommensentwicklung der im Krankenhaussektor direkt und indirekt Beschäftigten verteilungspolitisch erwünscht war, zweitens für die Angebotserhöhung von Krankenhausleistungen ein dringender Bedarf bestand und drittens die Produktion des Krankenhauses mit minimalem Aufwand, d. h. wirtschaftlich erfolgt ist. Unter den genannten Bedingungen spiegelten die Explosionsraten lediglich gewünschte Umverteilungen und Veränderungen der personellen Einkommen bzw. der Konsumstruktur wider und würden somit kein ernstes gesellschaftliches Problem darstellen.

An der Richtigkeit dieser Annahmen ist allerdings zu zweifeln, da sie auf Voraussetzungen wie der Steuerungseffizienz des administrativen Entscheidungssystems und Konsumentensouveränität fußen, die offenbar in der Praxis nicht gegeben sind. Den erkannten Gründen für eine sozialökonomisch unbefriedigende Situation im Krankenhauswesen steht entgegen, daß es genaue Vorstellungen über die optimale Situation bisher in operationaler Form nicht gibt. Hier ist die Gesundheitsöko-

* Die Arbeit ist Teil des Projektes „Krankenhauseffizienz“ der Deutschen Forschungsgemeinschaft, das von Herrn Prof. Dr. M. Timmermann betreut wird.

** Universität Konstanz, Fachbereich Politische Wissenschaft, Postfach 7733, D-7750 Konstanz.

nomik über erste wohlfahrtstheoretische Ansätze noch nicht hinausgekommen. Schon eine praktikable Definition der Begriffe „Verteilungs- und Bedarfsgerechtigkeit“ läßt sich schwer finden.

Anders verhält es sich jedoch in der Frage der Wirtschaftlichkeit im Krankenhausbetrieb. Zu diesem Problemkreis liegen aus dem angelsächsischen Sprachraum eine Reihe von Untersuchungen vor, die das Kostenverhalten der Krankenhäuser analysieren (vgl. *Georgopoulos* 1975). Darin werden als bedeutendste Variablen zur Erklärung von Kostenunterschieden die Größe des Krankenhauses, der Grad der von ihm erbrachten Ausbildungsleistungen, der Bettenbelegungsgrad, die Verweildauer der Patienten, die Struktur der Patientenschaft sowie das wirtschaftliche Verhalten des Krankenhauses angesehen (vgl. *Feldstein* 1971, S. 3). Interessant an diesen Untersuchungen ist die relative Bedeutung, die dem wirtschaftlichen Verhalten als Kosteneinflußgröße zukommt; in der Einflußstärke steht es hinter Faktoren wie Patientenstruktur und Verweildauer zurück (vgl. bspw. *Diggs* 1973 und *Lave* und *Lave* 1970). Die empirischen Resultate für England und die USA können jedoch auf die institutionell anders gelagerten Verhältnisse in der Bundesrepublik (insbesondere wegen der Versicherungsstruktur) nicht einfach übertragen werden.

Ziel der vorliegenden Studie ist es deshalb, einen empirischen Beitrag zur Bestimmung des Wirtschaftlichkeitsgrades bundesdeutscher Krankenhäuser zu liefern. Zu diesem Zweck werden zunächst die wesentlichsten Aspekte einer Wirtschaftlichkeitsanalyse kurz dargelegt. Darauf aufbauend ergibt sich für eine wirtschaftliche Beurteilung des Krankenhauses die Möglichkeit, mit Hilfe eines ökonometrischen Modells den relativen Einfluß der wichtigsten Kosteneinflußfaktoren zu schätzen und anhand dieser Schätzwerte einen Wirtschaftlichkeitsindikator, den Kostspieligkeitsgrad, zu ermitteln. Die Konstruktion dieses Indikators wird am konkreten Beispiel von 80 Krankenhäusern der Bundesrepublik vorgeführt, und die errechneten Werte werden in einem Diagramm abgebildet. Aus den Ergebnissen soll schließlich abgeleitet werden, welche Wichtigkeit der an das Krankenhausmanagement gerichteten Forderung nach mehr Wirtschaftlichkeit beizumessen ist.

2 Theoretisches Konzept für die Konstruktion eines Wirtschaftlichkeitsindikators

2.1 Wesentliche Aspekte für die Beurteilung der Wirtschaftlichkeit

Die Entwicklung eines Wirtschaftlichkeitsindikators wird im folgenden unter drei verschiedenen Aspekten angestrebt, nämlich unter dem Gesichtspunkt

- a) der Relativität eines Urteils,
- b) des normativen Charakters eines Vergleichsmaßstabes,
- c) der Abgrenzung eines Analyseobjektes.

Die drei Aspekte sollen kurz skizziert werden:

a) Wirtschaftlichkeit: ein relativer Begriff

„Wirtschaftlichkeit“ (W) wird gewöhnlich als Quotient von Leistung (L) und Kosten (K) definiert, also

$$W = \frac{L}{K} .$$

Die L/K -Relation sagt allein in dieser absoluten Form über die Wirtschaftlichkeit eines Betriebes noch nichts aus. Um diese beurteilen zu können, erweist es sich als notwendig, die betrieblichen Ist-Werte der L/K -Relation mit Soll-Werten zu vergleichen, d. h. an bestimmten Normen L_n bzw. K_n zu messen. Als L_n und K_n kommen beispielsweise die Durchschnittswerte von Leistungen bzw. Kosten vergleichbarer Betriebe in Frage. Die Maßgröße relativer Wirtschaftlichkeit läßt sich dann in folgender Form schreiben:

$$\text{relative Wirtschaftlichkeit} = \frac{L/L_n}{K/K_n}$$

Dieses Doppelverhältnis ist als ein Indikator für die relative Position des Betriebes bezüglich des zugrundegelegten Beurteilungsmaßstabes zu verstehen. Dadurch, daß die Restriktion $K = K_n$ bzw. $L = L_n$ gesetzt wird, läßt sich aufgrund der Beziehungen zwischen Kosten und Leistungen dieses Doppelverhältnis entweder zu der Form L/L_n oder K_n/K verdichten, d. h. also:

- (1) $K = K_n \rightarrow$ Wirtschaftlichkeitsmaß: L/L_n
- (2) $L = L_n \rightarrow$ Wirtschaftlichkeitsmaß: K_n/K .¹

(1) und (2) entsprechen den beiden Versionen des ökonomischen Prinzips:

- (1) Maximalprinzip: Auf das gegebene Kostenniveau bezogen ist die Leistung zu maximieren.
- (2) Minimalprinzip: Auf das fixierte Leistungsniveau bezogen sind die Kosten zu minimieren.

¹ Das Verhältnis K_n/K kann unter der Restriktion $L_n = L$ quantifiziert werden, ohne daß das Problem der Leistungsmessung gelöst sein muß. Für die an anderer Stelle zu treffende Wahl des Wirtschaftlichkeitsmaßes ist dieser Vorteil ausschlaggebend (vgl. Abschn. 2.2).

Einer Übertragung der Maximierungs- bzw. Minimierungsmaxime auf betriebliche Tatbestände stehen jedoch praktische Schwierigkeiten entgegen. Die sogenannte Minimalkosten- bzw. optimale Faktorkombination ist empirisch kaum zu bestimmen, womit ein konkreter Bezugspunkt fehlt, um von relativen Unwirtschaftlichkeiten als Abweichungen von einem Optimum sprechen zu können. In dieser Situation erscheint es in praktischer Hinsicht unausweichlich, nach anderen wirtschaftlichen Beurteilungsmaßstäben als den theoretischen Optimum-Bedingungen zu suchen.

b) Die Bestimmung der Norm

Die Gesamtheit aller wirtschaftlichen Beurteilungsmaßstäbe läßt sich in folgende drei Gruppen unterteilen:

Maßstäbe, abgeleitet aus Aktivitäten, die

- (1) sich *zeitlich* vom Analyseobjekt unterscheiden,
- (2) sich *betrieblich* vom Analyseobjekt unterscheiden und
- (3) *fiktiver Natur* (d. h. theoretisch erdacht, aber empirisch nicht existent) sind.

Es ist durchaus möglich, verschiedene Vergleichsmaßstäbe zu kombinieren oder jeweils nacheinander an ein und dasselbe Analyseobjekt anzulegen, wodurch eine Reihe von Einzelurteilen gewonnen werden kann. Jedes Einzelurteil besitzt für sich genommen eine, wenn auch nur beschränkte, so doch spezifische Aussagekraft. Offensichtlich hängt ein Beurteilungsergebnis stark von dem zur Norm erhobenen Vergleichsmaßstab ab. Unter diesem Aspekt bleibt ein Urteil unvollständig, wenn aus ihm der zugrundeliegende Vergleichsmaßstab nicht hervorgeht. Allerdings gibt es bisher noch keine methodisch sauberen Verfahren für die Bestimmung des Vergleichsmaßstabes, der zur Norm erhoben werden soll. Diese Entscheidung bedingt letztlich ein Werturteil über die Höhe der Ansprüche an die Leistungsfähigkeit des Betriebes. Werden beispielsweise Durchschnittsgrößen zur Norm erhoben, dann folgt daraus, daß von diesem Anspruchsniveau erwartungsgemäß die Hälfte aller Betriebe nach unten abweicht.

c) Die Abgrenzung des Analyseobjektes

Neben der Festlegung der Norm ist es notwendig, das Analyseobjekt sowohl sachlich als auch zeitlich eindeutig zu bestimmen. Im Hinblick auf die zu beurteilenden Aktivitäten des Krankenhauses leuchtet ein: Je enger eine solche Abgrenzung erfolgt, desto eingeschränkter ist auch der zur Diskussion stehende Aktionsspielraum des Betriebes, desto we-

niger realisierbare günstigere Alternativen sind wahrscheinlich. Unter diesem dritten Aspekt ergibt sich eine Aufteilung der Kostenbestimmungsfaktoren eines Betriebes in zwei Gruppen (vgl. Heinen 1970, S. 497):

- (1) Aktionsparameter (sie werden durch diejenigen Kosteneinflußgrößen gebildet, die dem Betrieb unter den betrachteten Umständen zur Disposition stehen) und
- (2) exogene Daten (Kosteneinflußgrößen, die entweder außerhalb des betrieblichen, d. h. des zur Analyse anstehenden Entscheidungsfeldes liegen oder zeitlich eine andere Dimension aufweisen als das Analyseobjekt, d. h. in einem nicht zu untersuchenden Zeitraum in langfristiger Weise festgelegt worden sind)².

Dieser Unterteilung entsprechend gilt es, die Kostenwirkungen der exogenen Daten von jenen der Aktionsparameter zu isolieren, wie folgendes Schaubild verdeutlichen soll:

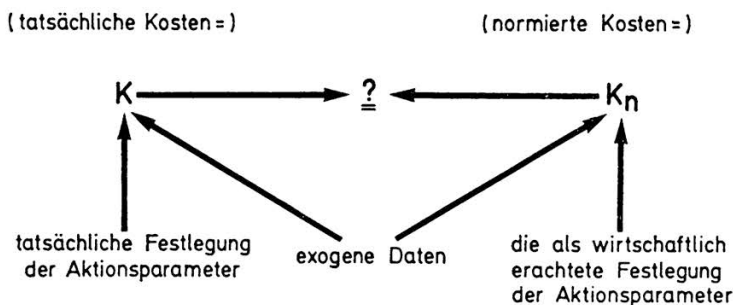


Abb. 1: Wirtschaftlichkeitsvergleich

Die für einen Betrieb gegebene Konstellation der exogenen Daten determiniert sein Kostenniveau. Der Betrieb ist selbstverständlich in der Lage, dieses Niveau durch eigene Aktionen zu beeinflussen. So gesehen lenken die betrieblichen Aktionen die Kostenwirkungen der exogenen Daten und üben somit einen störenden Einfluß auf die Beziehungen zwischen Kostenhöhe und exogenen Daten aus, weshalb die Aktionsparameter bei dieser Betrachtungsweise auch als Störkomponenten bezeichnet werden können.

² Die exogenen Daten entsprechen *nicht* den fixen Kosten. Zu den exogenen Daten zählen zwar konstante, teilweise aber auch variable Kosteneinflußgrößen, die für den Betrieb selbst (zumindest kurzfristig) als nicht beeinflussbar gelten, sondern einer Fremdbestimmung unterliegen.

2.2 Methodischer Ansatz

Unter Berücksichtigung der dargelegten Aspekte soll nun versucht werden, die Entwicklung eines Wirtschaftlichkeitsindikators an einem empirischen Beispiel zu demonstrieren. Als Analyseobjekt sei ein Krankenhausbetrieb vorgegeben. Die drei genannten Aspekte können dann beispielsweise wie folgt konkretisiert werden:

- a) **Relativität:** Wahl des Kostspieligkeitsgrades ($= K/K_n =$ inverser Ausdruck der relativen Wirtschaftlichkeit unter der Outputrestriktion $L = L_n$) als Wirtschaftlichkeitsmaß.
- b) **Norm:** Wahl des Durchschnittsprinzips auf der Basis des Betriebsvergleiches (d. h.: relative Abweichungen von den durchschnittlichen Kosten der in den Vergleich einbezogenen Betriebe werden als wirtschaftlich bzw. unwirtschaftlich gewertet, sofern sie nicht durch exogene Daten bedingt sind).
- c) **Analyseobjekt:** Wahl der über den Pflegesatz abzurechnenden Leistungen einer Rechnungsperiode (d. h.: Entscheidungen vorheriger Perioden gelten für den betrieblichen Aktionsspielraum der analysierten Periode als Daten, ebenso — dem dualistischen System der Krankenhausfinanzierung entsprechend — Entscheidungen im Investitionsbereich sowie im Bereich betriebsfremder Aktivitäten).

Im folgenden soll von dieser beispielhaften Fixierung ausgegangen werden. Ziel ist es, die tatsächlichen Kosten eines Krankenhauses den theoretischen (= normierten) Kosten gegenüberzustellen, die sich ergeben müßten, wenn das analysierte Krankenhaus seinen Aktionsspielraum ebenso kostengünstig ausnützen würde wie die in den Vergleich einbezogenen Betriebe im Durchschnitt.

Die Ermittlung der normierten Kosten basiert auf einem ökonometrischen Modell, das im wesentlichen zwei Annahmen enthält:

- (1) Das Kostenniveau des Krankenhauses wird von den exogenen Daten determiniert. Die Kostenwirkungen der exogenen Daten werden jedoch von dem Einfluß der Aktionsparameter überlagert, aus deren Variation sich keine eindeutig vorhersehbaren, sondern mehr oder weniger von zufälligen Umständen abhängige kostenmäßige Konsequenzen ergeben. Die Aktionsparameter werden somit als Zufallsvariablen aufgefaßt, die keinen systematischen Einfluß auf das Kostenniveau ausüben, deren Mittelwert also gleich Null ist.

- (2) Zwischen Kostenniveau und den exogenen Daten besteht eine annähernd lineare Beziehung. Diese zweite Annahme besagt, daß sich die Abhängigkeit der Kosten von den exogenen Daten durch einen linearen Funktionstyp in vereinfachender Weise darstellen läßt. Wenn auch die „wahre“ Funktionsform unbekannt ist, so kommen die bisher publizierten Kostenuntersuchungen für das Krankenhaus doch zu Ergebnissen, die für die Richtigkeit der Linearitätshypothese sprechen (vgl. bspw. *Feldstein* 1967).

Die Linearität stellt im allgemeinen gerade bei Kostenfunktionen eine sehr gute Annäherung an die „Wirklichkeit“ dar. Ein näherungsweise gültiger Ansatz sollte der vorzunehmenden Modellanalyse genügen, zumal sie lediglich auf eine beispielhafte Approximation der Wirtschaftlichkeit abzielt.

Unter diesen Annahmen läßt sich der Modellansatz durch folgende Gleichung darstellen:

$$K = A + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \dots + \beta_n D_n + U .$$

Darin bedeutet (jeweils bezogen auf die analysierte Periode):

- K = die Fallkosten,
 A = das Absolutglied,
 D = eine Kosteneinflußgröße, die den exogenen Daten zugerechnet wird,
 U = eine Zufallsvariable, die als Restgröße den in der Gleichung nicht explizit berücksichtigten Kosteneinfluß der Aktionsparameter darstellt,
 β = ein Koeffizient der exogenen Daten, der deren Einfluß auf die Kosten mißt.

Um die Kostenfunktion mit empirischem Beobachtungsmaterial zu verknüpfen, bietet sich das Verfahren der Regressionsanalyse an. Die vorauszusetzenden Bedingungen des allgemeinen linearen Regressionsmodells (vgl. bspw. *Johnston* 1972, S. 121) ermöglichen, die aufgezeigte Funktion empirisch zu überprüfen, den Einfluß der exogenen Daten auf die Kosten mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadratsumme zu schätzen und anhand dieser Schätzwerte (A und b_i , $i = 1, \dots, n$) die theoretischen (= normierten) Kosten zu errechnen, die einem Betrieb aufgrund der für ihn gegebenen exogenen Daten entstanden wären, wenn sein Kostenverhalten dem Durchschnitt entsprochen hätte.

Methodisch wird also so vorgegangen, daß die tatsächlich angefallenen Kosten um den Einfluß bereinigt werden, der aus der betriebsindividuellen Festlegung der Aktionsparameter resultiert. Relative Abweichungen einzelner Krankenhäuser vom durchschnittlichen Kostenverhalten drücken sich dann in der Relation der tatsächlichen Kosten zu den bereinigten (= normierten) Kosten aus.

3 Empirische Anwendung des Modells

3.1 Die Spezifizierung der Modellvariablen

Damit ein empirisches Anwendungsbeispiel des aufgezeigten Konzepts eines Wirtschaftlichkeitsindikators, nämlich des Kostspieligkeitsgrades, vorgeführt werden kann, ist noch zu klären, welche Kosteneinflußgrößen den exogenen Daten zugeordnet werden müssen. Von der Abgrenzung des Analyseobjektes ausgehend, wie sie weiter oben beispielhaft getroffen wurde, sind vor allem folgende Variablen als exogene Größen zu spezifizieren:

- a) geographischer Standort (standortabhängige Preise),
- b) Alter und Struktur des Betriebsgebäudes (technischer Stand des Krankenhauses),
- c) Rechtsform (unterschiedliche Belastungen verschiedener Rechtsformen),
- d) Betriebsgröße (Skalenerträge),
- e) Beschäftigung (Degressionseffekt der fixen Kosten),
- f) Behandlungsintensität (Leistungsumfang je Behandlungsfall) und
- g) andere als die in b) bis f) genannten Komponenten des Leistungsprogramms (Komponenten des Versorgungsniveaus sowie strukturelle Parameter).

Die Auswahl dieser exogenen Kosteneinflußgrößen erscheint nicht unproblematisch, da ihre eindeutige Unterscheidung von den unter den gegebenen Umständen als Aktionsparameter zu erachtenden Variablen schwierig ist (vgl. *Heinen* 1970, S. 502).

Das Hauptproblem der empirischen Anwendung liegt jedoch weniger in der Auswahl als vielmehr in der Quantifizierung der relevanten Größen. Zum einen stellt sich die Frage nach dem empirischen Bezugspunkt bestimmter Kosteneinflußgrößen: Qualitative Komponenten von Faktoren wie Behandlungsintensität oder Versorgungsniveau müssen in meßbare Variablen transformiert werden. Zum anderen ist das zur Quantifizierung notwendige statistische Material nicht immer verfügbar: Die erforderlichen Daten werden zwar größtenteils statistisch erhoben, sind aber nicht zugänglich.

3.2 Die Auswahl der Maßgrößen

Aufgrund von Informationsproblemen bezüglich

- a) regional divergierender Inputpreise (insbesondere Wassergebühren, Energiepreise),

- b) des Termins der Krankenhausinbetriebnahme und
- c) des statistischen Materials einer größeren Anzahl von Krankenhäuser gleicher Rechtsform

konnten die entsprechenden exogenen Daten in der vorliegenden empirischen Untersuchung nicht berücksichtigt werden. Beispielsweise wäre es bei weniger schwieriger Datenbeschaffung möglich gewesen, ausschließlich Krankenhäuser gleicher Rechtsform in die empirische Analyse einzubeziehen und dadurch die Rechtsform als Störungsfaktor auszuschalten.

Von den untersuchten Kosteneinflußgrößen ließen sich nur Betriebsgröße und Beschäftigung direkt messen, nämlich durch *Bettenzahl* und den *Bettenbelegungsgrad*³. Zur Quantifizierung der anderen exogenen Daten, die qualitative Merkmale aufweisen (f und g), mußte — mangels Kenntnis ihres direkten empirischen Bezugspunktes — jeweils eine geeignete Ersatzgröße gefunden werden. Als solche kommt im Falle der Behandlungsintensität die *Verweildauer* in Frage.

Die Wahl dieses Indikators wirft zwei Probleme auf. Erstens gibt es über die Beziehung zwischen Behandlungsintensität und Verweildauer des Patienten keine exakten Kenntnisse. Dieser Einwand betrifft den unbefriedigenden Stand der Meßtheorie, was die Quantifizierung qualitativer Komponenten anbelangt, und kann nur mit der Begründung zurückgewiesen werden, daß andere denkbare, statistisch verfügbare Maßgrößen aufgrund theoretischer Erwägungen als Indikator für die Behandlungsintensität weniger plausibel sind. Beispielsweise ließe sich die Behandlungsintensität durch den Personal- und Kapitalaufwand je Fall ausdrücken. Eine Quantifizierung des Kapitalaufwandes sowie seine Gewichtung im Verhältnis zum Personaleinsatz bereiten allerdings große, zum Teil ungelöste Schwierigkeiten. Davon ausgehend, daß der Personal- und Kapitalaufwand je Fall in starker Abhängigkeit von der Aufenthaltsdauer des Patienten im Krankenhaus steht, erscheint die Verweildauer aber als Indikator für die Behandlungsintensität annehmbar.

Davon abgesehen könnte zweitens aufgrund einer kurzfristigen Beeinflußbarkeit nicht sofort einsichtig sein, weshalb die Verweildauer unter den betrachteten Umständen den exogenen Daten des Betriebes

³ Eine Verwendung dieser Maßgrößen wird in der Literatur allerdings teilweise abgelehnt. Der Bettenbelegungsgrad (= Fallzahl pro Bett \times Verweildauer/Zeitkonstante) ist mit dem Nutzungsgrad des Krankenhauses nicht voll identisch, wie insbesondere *Dowling* (1976) in einer empirischen Analyse der Kapazitätsauslastung des Krankenhauses zu verstehen gibt. Kritik an der (nicht adjustierten) Bettenzahl als Indikator für die Betriebsgröße übt u. a. *Sorkin* (1976, S. 80 f.).

zugeordnet wurde. Folgende Erklärung sei deswegen angeführt: Die Verweildauer spiegelt ein wesentliches Merkmal des Leistungsprogrammes im Krankenhaus wider und stellt somit eine Kosteneinflußgröße dar, deren Gestaltung gemäß den sich kurzfristig wohl kaum ändernden Zielvorstellungen des Krankenhauses fixiert ist (diese Festlegung kann auch in Abhängigkeit von anderen Größen erfolgen, so daß die Verweildauer z. B. in einem festgesetzten Verhältnis zu dem Bettenbelegungsgrad steht). Da entsprechend dem vorliegenden Ansatz ausschließlich die relative Kostspieligkeit der vom Krankenhaus tatsächlich erbrachten Leistung⁴, zu deren Merkmalen die Verweildauer zählt, untersucht werden soll, müssen hier die aus der betriebsspezifischen Höhe der Verweildauer resultierenden Kostenwirkungen den exogenen Daten zugerechnet werden.

Bei getrennter Registrierung von Verweildauer und Bettenbelegungsgrad sind jedoch infolge der gegenseitigen Beziehung die relativen Kostenwirkungen schwer bestimmbar. Deshalb bietet sich alternativ an, die beiden Einflußgrößen in einer Relativzahl, der *Fallzahl pro Bett* (= Zeitkonstante \times Bettenbelegungsgrad/Verweildauer), zu verdichten, wodurch der Gesamteffekt von Verweildauer und Bettenbelegungsgrad erfaßt und zugleich die Möglichkeit der Multikollinearität in der Regressionsgleichung eingeschränkt wird.

Das Problem der Multikollinearität tritt insbesondere bei der Indikatorenwahl für die Struktur der Patientenschaft und das Versorgungsniveau des Krankenhauses auf. Nach *Diggs* schlagen sich Unterschiede zwischen den Krankenhäusern im Versorgungsniveau (level of health care) und in der Struktur der Patientenschaft (patient mix) gleichermaßen im relativen Anteil der auf der Intensivstation behandelten Patienten nieder, besteht zwischen Versorgungsniveau und Patientenstruktur also ein enger Zusammenhang (vgl. *Diggs* 1973, S. 15 ff.).

Während die Struktur der Patientenschaft in der *relativen Fallzahl der Intensivpatienten* (= Zahl der Intensivpatienten/Zahl der Patienten insgesamt) zum Ausdruck kommt, spricht folgende Überlegung aber für die *Absolutzahl* als Indikator des Versorgungsniveaus. Schwerkranke Patienten werden in der Regel in ganz bestimmte Krankenhäuser eingewiesen, die personell und technisch relativ aufwendig ausgestattet sind (Krankenhäuser der Zentral- und Maximalversorgung). Die Aufnahme von Leichtkranken — und damit die Zusammensetzung der Patientenschaft — hängt kaum vom Versorgungsniveau dieser Häuser, sondern vornehmlich von anderen Faktoren, wie Betriebsgröße einer-

⁴ Die Nachfragegerechtigkeit und Verteilungswirkungen dieser Leistungen bleiben in dem skizzierten Konzept der relativen Kostspieligkeit außer Betracht.

seits und Bevölkerungsdichte, Größe und Morbidität der zu versorgenden Region andererseits, ab. Insofern scheint die absolute Fallzahl der Intensivpatienten als Indikator für das Versorgungsniveau aussagekräftiger. Sollte die mittels der Korrelationsanalyse zu untersuchende empirische Beziehung zwischen absoluter und relativer Fallzahl der Intensivpatienten jedoch sehr eng sein, verbietet sich aus Gründen der Multikollinearität eine Aufnahme beider Indikatoren in die Regressionsgleichung. Unter dieser Voraussetzung empfiehlt es sich, die Wahl der Maßgröße anhand der Regressionsergebnisse zu treffen, da beide Indikatoren a priori die gleiche Plausibilität besitzen.

Zusammenfassend ergeben sich für den Regressionsansatz mit den Fallkosten (= FK) als zu erklärender Variablen (neben dem Absolutglied = A) folgende Kosteneinflußgrößen:

- (1) B = Zahl der tatsächlich aufgestellten Betten,
- (2) aa) N = Bettenbelegungsgrad,
 ab) V = Verweildauer,
 b) RF = Fallzahl pro Bett,
- (3) a) I = absolute Fallzahl der Intensivpatienten und
 b) RI = relative Fallzahl der Intensivpatienten,

wobei N und V einerseits und RF andererseits sowie bei Vorliegen hoher Korrelation I und RI jeweils als alternative Maßgrößen anzusehen sind.

3.3 Die Hypothese

Durch eine empirische Anwendung des aufgezeigten Modells soll die Gültigkeit folgender Hypothese geprüft werden.

Unterschiede in den Fallkosten zwischen den Krankenhäusern sind nur zum geringen Teil durch relative Unwirtschaftlichkeiten bedingt. Starken Einfluß auf die Krankenhauskosten üben dagegen Faktoren wie Patientenstruktur, Behandlungsintensität und Betriebsgröße aus. Dieser — wie eingangs erwähnt — für die USA und England schon empirisch belegte Zusammenhang läßt sich auch für die Bundesrepublik nachweisen.

Für die Gesundheitspolitik würde aus der Richtigkeit dieser Hypothese folgen, daß Kostendämpfungsmaßnahmen, wenn sie unter allen Umständen in größerem Umfang erfolgen sollen, in erster Linie auf den Abbau von Krankenhausleistungen gerichtet werden müßten. Selbstverständlich würde es sich zusätzlich lohnen, in Krankenhäusern mit relativ hohem Kostspieligkeitsgrad besonders kritisch zu prüfen, wo

Einsparungen möglich sind, ohne den erreichten Leistungsstandard zu gefährden. Derartige echte Einsparungen könnten aber nur in geringem Ausmaß erzielt werden, so daß für eine rigorose Politik der Kostendämpfung die Gefahr bestünde, die Leistungen unwirtschaftlicher wie wirtschaftlicher Bereiche gleichermaßen zu beschneiden.

Wenn allein die Tatsache einer Kostendämpfung als politischer Erfolg gewertet würde, wäre für den Politiker die Versuchung groß, auf eine pauschale, d. h. vom Wirtschaftlichkeitsgrad unabhängige Kürzung der Krankenhauskosten hinzuarbeiten. Diese Gefahr ist aber offensichtlich um so mehr gegeben, als aussagekräftige Indikatoren für die Wirtschaftlichkeit des Krankenhauses bisher gefehlt haben.

4 Ergebnisse der empirischen Anwendung

4.1 Kennzeichnung des Datenmaterials

Ursprünglich war angestrebt, sämtliche Krankenhäuser der Bundesrepublik, die bestimmten Auswahlkriterien genügen, in die empirische Analyse einzubeziehen. Die maßgeblichen Organisationen im Krankenhausbereich standen der gewünschten wissenschaftlichen Verwertung ihrer Daten aber meist ablehnend gegenüber. Doch schließlich konnte durch mühsamen persönlichen Kontakt zu einzelnen Verwaltungen der Zugang zu den Daten von 80 Krankenhäusern aus dem Rechnungsjahr 1975 gesichert werden⁵. Dieses statistische Material erstreckt sich ausschließlich auf Allgemeine Krankenhäuser mit abgegrenzten Fachabteilungen, deren Gesamtzahl in dem Untersuchungsjahr 1335 betrug (Statistisches Bundesamt 1977, S. 107*). Daraus errechnet sich ein Repräsentationsgrad der Stichprobe von 6,0 %, gemessen an der Zahl von Betten sogar von 11,9 %. Die tatsächliche Repräsentation der Stichprobe dürfte jedoch noch höher liegen, da sich die Untersuchung auf Krankenhäuser mit 7 bis 11 Fachabteilungen (unter dieser Klassifizierung fallen 71 der 80 Krankenhäuser) konzentriert und lediglich 2 Krankenhäuser mit weniger als 7 Fachabteilungen sowie 7 Krankenhäuser mit mehr als 11 Fachabteilungen (darunter keine Universitätskliniken) in die Stichprobe einbezogen wurden, um die strukturelle Empfindlichkeit der aufgestellten Kostenfunktion zu testen (vgl. Tabelle 6).

Die 80 Krankenhäuser verteilen sich auf das gesamte Bundesgebiet ohne Bayern, jedoch einschließlich Berlins. Diese Stichprobe ist durch die statistischen Parameter der Tabelle 1 gekennzeichnet.

⁵ Das statistische Material konnte teilweise direkt von einzelnen Krankenhäusern, teils von einem Ministerium und teils auch von einer Krankenkasse bezogen werden, wobei in erster Linie die Herren *Wiest*, *Maas* und *Ruff* behilflich waren.

Tabelle 1

Statistische Parameter der Beobachtungswerte

Stat. Parameter	FK	B	V	N	I	RI	RF
Mittelwert	2.440,6 DM	618,9 Betten	15,8 Tage	82,4 ‰	161,8 Fälle	1,4 ‰	19,4 Fälle/Bett
Standardabweichung	668,6 DM	333,9 Betten	3,2 Tage	4,3 ‰	132,6 Fälle	1,0 ‰	3,0 Fälle/Bett

4.2 Darstellung alternativer Regressionsergebnisse

Insgesamt wurden 63 Gleichungen (Kombinationen 1. bis 6. Ordnung von 6 Variablen) auf ihre Eignung zur Erklärung der Fallkosten untersucht⁶. Daraus mußte als Ausgangsgleichung für die Ermittlung des Kostspieligkeitsgrades die „beste“ Funktion bestimmt werden. Eine Vorauswahl erfolgte anhand von 5 Kriterien:

- (1) ökonomische Plausibilität des Vorzeichens,
- (2) Multikollinearität (vgl. Korrelationsmatrix),
- (3) Signifikanz der einzelnen Regressionsparameter (*t*-Wert),
- (4) Signifikanz der Gesamtregression (*F*-Wert) und
- (5) (bereinigter) Bestimmtheitskoeffizient (R^2 -Wert).

Aufgrund dieser Tests erwiesen sich die zwei Regressionsfunktionen, deren geschätzte Parameter Tabelle 2 zeigt, als die besten.

Tabelle 2

Geschätzte Koeffizienten ausgewählter Regressionsfunktionen

Nr. der Gleichung	A	B	RI	V	RF
1	3 680,23 (337,06)	1,12 (0,14)	93,56 (46,83)		– 106,56 (15,12)
2	– 378,83 (188,86)	0,87 (0,11)	105,34 (36,63)	134,74 (11,88)	

Die Zahlen in Klammern geben die Standardabweichungen der Regressionsparameter an.

⁶ Die Berechnungen wurden im Rechenzentrum der Universität Konstanz mit einem von G. Kirchgäßner und N. Läufer aufgestellten Regressionsprogramm durchgeführt. Eine Einführung in das Programm sowie wertvolle Anregungen während der Bearbeitung erfolgten durch Herrn Ronning.

Die in Gleichung 1 (2) erklärenden Variablen sind im ungünstigsten Fall, durch die Beziehung zwischen B und RF (B und V), miteinander 0,1894 (0,3403) hoch korreliert, wie aus der Tabelle 3 hervorgeht.

Tabelle 3
Korrelationsmatrix

	1: FK	2: B	3: V	4: N	5: I	6: RI	7: RF
1: FK	1,0000	0,6320	0,7829	0,0223	0,2188	0,0868	- 0,5967
2: B	0,6320	1,0000	0,3403	- 0,0515	0,4524	- 0,1249	- 0,1894
3: V	0,7829	0,3403	1,0000	0,0584	- 0,1202	- 0,0193	- 0,8399
4: N	0,0223	- 0,0515	0,0584	1,0000	0,1040	0,1205	0,2699
5: I	0,2188	0,4524	- 0,1202	0,1040	1,0000	0,6658	0,1451
6: RI	0,0868	- 0,1249	- 0,0193	0,1205	0,6658	1,0000	- 0,0416
7: RF	- 0,5967	- 0,1894	- 0,8399	0,2699	0,1451	- 0,0416	1,0000

In beiden Gleichungen liegen die Sicherheitswahrscheinlichkeiten für die Regressionsparameter über 95 % und für die Gesamtregression über 99,9 % (vgl. Tabelle 4). Bezüglich des R^2 -Wertes schneidet Gleichung 2 besser ab, durch die 77,6 % der Kostenunterschiede erklärt werden können.

Tabelle 4
Statistische Kriterien zur Beurteilung der ausgewählten Funktionen

Nr. der Gleichung	R^2 -Wert bereinigt	Signifikanzniveau des am schwächsten gesicherten Parameters (t -Test)*	Signifikanzniveau der Gesamtregression (F -Test)
1	0,635	95 % (RI)	99,9 %
2	0,776	95 % (A)	99,9 %

*) t -Test bei zweiseitiger Fragestellung; die am schwächsten gesicherte Variable steht in Klammern.

Zur endgültigen Entscheidung für eine der beiden Gleichungen wurden noch zwei weitere Auswahlkriterien, nämlich

(1) ein Test auf Heteroskedastie sowie

(2) die statische Sicherung der Schätzwerte bei unterschiedlichen Teilstichproben

herangezogen.

Zu (1):

Heteroskedastie liegt vor, wenn die Streuung der Zufallsvariablen nicht konstant ist, d. h. wenn die sich aus der Regressionsrechnung ergebenden Abweichungen von tatsächlichen und theoretischen (= normierten) Kosten, wie sie in der Zufallsvariablen zum Ausdruck kommen, der Streuung der Grundgesamtheit nicht folgen. Diese Bedingung widerspricht den Annahmen des allgemeinen linearen Regressionsmodells. Um diese Annahmeverletzung auszuschließen, wurden die beiden ausgewählten Regressionsgleichungen einem entsprechenden *F*-Test⁷ unterzogen, und zwar bezüglich der endogenen als auch jeder einzelnen exogenen Variablen. Gleichung 1 konnte den *F*-Test jeweils bestehen, für Gleichung 2 wurde dagegen kein befriedigendes Ergebnis erreicht, da deren Residuen mit großer Wahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Variablen *RI* stehen (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5

F-Test auf Heteroskedastie

Nr. der Gleichung	Variable, nach der die Beobachtungswerte sortiert wurden	tatsächlicher <i>F</i> -Wert	Bestätigung (+) bzw. Ablehnung (-) der Annahme von Homoskedastie bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit = 1 % (Freiheitsgrade: $v_1 = v_2 = 26$, kritischer <i>F</i> -Wert = 2,57)
1	<i>FK</i> *)	2,043	+
	<i>B</i>	1,272	+
	<i>RI</i>	1,091	+
	<i>RF</i>	1,806	+
2	<i>FK</i> *)	1,977	+
	<i>B</i>	1,079	+
	<i>RI</i>	2,849	-
	<i>V</i>	1,427	+

*) = Sortierung erfolgte entsprechend der Größe der *theoretischen* Fallkosten.

⁷ Dieser Test wird für den genannten Zweck von *Johnston* (1972, S. 218 ff.) vorgeschlagen. Damit eine Annahmeverletzung zurückgewiesen werden kann, sollte der zu ermittelnde *F*-Wert möglichst nahe bei 1 liegen.

Zu (2):

Um zu prüfen, ob sich die einzelnen Regressionsgleichungen bei unterschiedlicher Struktur des Datenmaterials bewähren, wurden aus der Gesamtheit der Beobachtungswerte verschiedene Teilstichproben gebildet und für diese die alternativen Funktionen (Gleichung 1 und 2) berechnet. Die Ergebnisse, die in Tabelle 6 festgehalten sind, zeigen für die Anpassungsgüte der untersuchten Gleichungen einen enormen Schwankungsbereich auf. Während die Gesamtregression statistisch jeweils hoch gesichert werden konnte (niedrigster F -Wert = 12), fiel die Prüfung der Signifikanz der Koeffizienten mit Hilfe des t -Tests (90 %/

Tabelle 6

Regressionsergebnisse verschiedener Teilstichproben

Nr. der Teilstichprobe	Merkmal der einbezogenen Krankenhäuser	Größe der Teilstichprobe	R^2 -Wert	nicht gesicherte Koeffizienten		F -Wert der Gesamtregression	Nr. der Gleichung
				95 %-Niveau	90 %-Niveau		
1	mehr als 7 Fachabteilungen	78	0,641	—	—	48	1
			0,785	—	—	96	2
2	weniger als 12 Fachabteilungen	73	0,706	RI	—	60	1
			0,810	A	—	105	2
3	mehr als 7 aber weniger als 12 Fachabteilungen	71	0,713	RI	—	60	1
			0,820	—	—	109	2
4	mit Intensivstation	69	0,496	—	—	42	1
			0,573	A	A	83	2
5	mehr als 304 Betten (= die 70 „größten“)	70	0,634	—	—	42	1
			0,778	—	—	83	2
6	weniger als 969 Betten (= die 70 „kleinsten“)	70	0,375	—	—	15	1
			0,458	A	A	21	2
7	mehr als 271 und weniger als 1 186 Betten (= die 70 „mittleren“)	70	0,499	—	—	25	1
			0,570	A	A	32	2
8	mehr als 589 Betten (= die 40 „größten“)	40	0,674	RI	RI	29	1
			0,815	RI, A	RI, A	60	2
9	weniger als 575 Betten (= die 40 „kleinsten“)	40	0,435	—	—	12	1
			0,550	A, B	A, B	18	2

Niveau) bei Gleichung 1 einmal und bei Gleichung 2 in 7 (von jeweils 36 insgesamt möglichen) Fällen negativ aus.

4.3 Auswahl der besten Funktion

Die Entscheidung zwischen den beiden Funktionen 1 und 2 wird aufgrund der letztgenannten Ergebnisse erleichtert. Lediglich der höhere R^2 -Wert scheint für die zweite Gleichung zu sprechen. Aber gerade diese unerwartet hohe Erklärungsfähigkeit (77,6 %) stimmt skeptisch, da wichtige Erklärungsvariablen — wie Alter und Struktur des Betriebsgebäudes — in den Gleichungen fehlen. In den geschätzten Regressionsgleichungen schlägt sich der Einfluß dieser Variablen in der Zufallsvariablen nieder, deren statistische Verteilung in Abhängigkeit von den in der Gleichung explizit ausgewiesenen Variablen negativ beeinflusst werden kann, so daß der R^2 -Wert möglicherweise überschätzt wird. Diese Vermutung ließ sich für Gleichung 2 insofern bestätigen, als sie einen Test auf Homoskedastie nicht bestand, trifft indes kaum für Gleichung 1 zu.

Die Entscheidung zugunsten von Gleichung 1 fiel auch aufgrund der Schätzergebnisse aus den gebildeten Teilstichproben. Obwohl hier Gleichung 2 regelmäßig einen höheren R^2 -Wert aufwies (höchster R^2 -Wert: 0,82), zeigt sich Gleichung 1 weniger strukturanfällig. Im Gegensatz zu Nr. 2 konnten die Koeffizienten von Nr. 1 (auf dem 90 %-Niveau) in fast allen Teilstichproben statistisch gesichert werden. Da der R^2 -Wert einzelner Regressionen verschiedener Teilstichproben enormen Schwankungen unterlag, ist bei der Interpretation der Erklärungsfähigkeit der Funktion allerdings Vorsicht geboten. Denn die recht unterschiedlichen Ergebnisse sind nicht unbedingt zufälliger Natur, sondern resultieren möglicherweise aus einem Strukturbruch im Beobachtungsmaterial (für einzelne Teilstichproben bestehen verschiedene Regressionsbeziehungen) oder einer Fehlspezifikation der Gleichung (wesentliche erklärende Variablen wurden nicht berücksichtigt und/oder die gewählte Funktionsform ist falsch) — zwei Vermutungen, deren Richtigkeit im Rahmen der vorliegenden Ausführungen nicht ausreichend überprüft werden konnte.

4.4 Ermittlung des Kostspieligkeitsgrades

Wie die Diskussion verschiedener Kriterien gezeigt hat, vermag Gleichung 1 den gestellten Anforderungen relativ am besten zu genügen. Aus dieser Gleichung errechnen sich die normierten Kostengrößen, die sich theoretisch ergeben müßten, wenn keine anderen systematischen Einflüsse als die spezifizierten wirksam wären.

Beispiel:

Für ein Krankenhaus seien folgende Beobachtungswerte (bezogen auf ein Rechnungsjahr) gegeben:

Fallkosten (in bezug auf die über den allg. Pflegesatz abzurechnenden Leistungen)	DM 3 000,—
Zahl der tatsächlich aufgestellten Betten	400
Bettenbelegungsgrad	80 %
Verweildauer	16 Tage
Fallzahl der Intensivstation ⁸	300

Die Variablenwerte zur Berechnung der normierten Fallkosten sind nach diesem Zahlenbeispiel:

$$B = 400$$

$$RF = \frac{\text{Bettenbelegungsgrad}}{\text{Verweildauer}} \times 365 = 18,25$$

$$RI = \frac{\text{Fallzahl der Intensivstation}}{\text{Fallzahl insgesamt}} \times 100 = 4,1$$

Die normierten Fallkosten in DM belaufen sich dann auf

$$K_n = 3\,680,23 + 1,12 \times 400 - 106,56 \times 18,25 + 93,56 \times 4,1 = 2\,567,11$$

und das Verhältnis der normierten zu den tatsächlichen Fallkosten beträgt:

$$\frac{K_n}{K} = \frac{2\,567,11}{3\,000,00} = 0,86$$

bzw.

$$\frac{K}{K_n} = \frac{3\,000,00}{2\,567,11} = 1,17$$

Letzterer Ausdruck wird als *Kostspieligkeitsgrad* bezeichnet. Liegt dieser Indikator wie in dem Zahlenbeispiel *über Eins*, so deutet dies auf relativ *unwirtschaftliches* Kostenverhalten des untersuchten Krankenhauses hin (et vice versa).

⁸ Um bei der Ermittlung von Fallzahlen Doppelzählungen zu vermeiden, dürfen die auf einer Durchgangsstation wie der Intensivabteilung behandelten Fälle dieser nicht voll zugerechnet werden. Es empfiehlt sich daher, den Patientendurchgang der Intensivstation mit dem Verhältnis

$$\frac{\phi \text{ Verweildauer auf der Intensivstation}}{\phi \text{ Verweildauer sämtlicher Patienten}}$$

zu gewichten.

Die Abbildung 2 zeigt nunmehr die Schätzwerte für den Kostspieligkeitsgrad der untersuchten 80 Krankenhäuser (Durchschnittsniveau = 100). Der Darstellung liegt eine Regression des Kostspieligkeitsgrades auf die relativen Fallkosten (= tatsächliche Fallkosten eines Krankenhauses/durchschnittliche Fallkosten sämtlicher untersuchten Krankenhäuser) zugrunde⁹. Aus ihr wird keine Beziehung erkennbar, da die Punkte des Diagramms stark streuen und in Einzelfällen von der eingezeichneten Regressionsgeraden enorm abweichen. Eine Berücksichtigung des Einflusses vernachlässigter Faktoren dürfte daran nichts ändern.

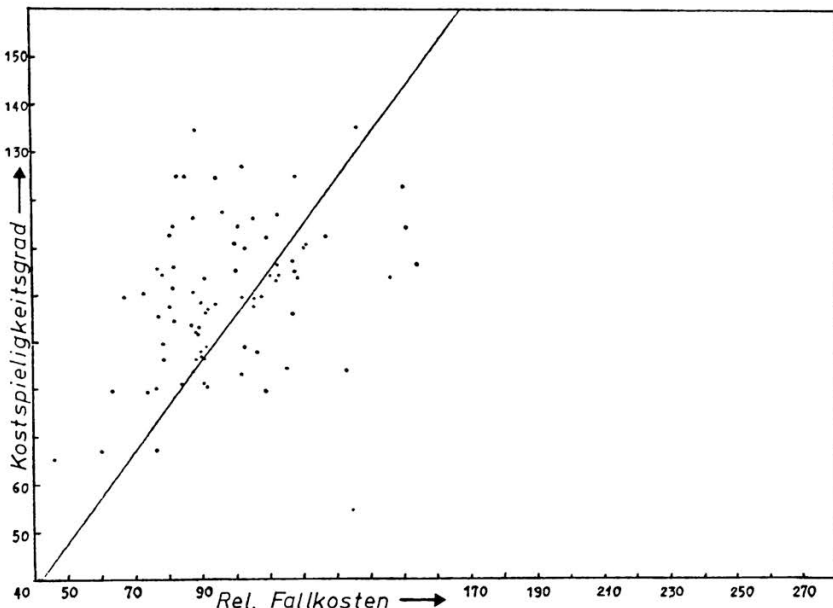


Abb. 2: Kostspieligkeitsgrad
und relative Fallkosten der untersuchten Krankenhäuser

4.5 Interpretation der Regressionsergebnisse

4.5.1 Zu den Kostenwirkungen einzelner Variablen

a) Absolute und relative Fallzahlen der Intensivpatienten

Mit der ausgewählten Gleichung zur Berechnung der normierten Kosten erwies sich die relative Fallzahl gegenüber der Absolutzahl als die bessere Maßgröße. Eine Aufnahme beider Variablen in die Gleichung

⁹ Vgl. zur Darstellungsweise *Feldstein* (1967, S. 42); *Feldsteins* „Costliness-Index“ unterscheidet sich von dem hier dargestellten Wirtschaftlichkeitsindikator in erster Linie durch eine andere Spezifizierung der Kosteneinflussgrößen.

kam wegen der hohen Interkorrelation zwischen absoluter und relativer Fallzahl ($r_{IR} = 0,6658$) nicht in Frage. Für die Wahl der relativen Fallzahl war der R^2 -Wert das ausschlaggebende Kriterium, da — sieht man von der beträchtlichen Korrelation zwischen Bettenzahl und absoluter Fallzahl der Intensivpatienten ($r_{BI} = 0,4524$) ab — zwischen absoluter und relativer Fallzahl bezüglich der anderen Kriterien kein bedeutender Unterschied bestand. Hinsichtlich der Erklärungsfähigkeit der Funktion zeigte sich die Kombination der relativen Fallzahl mit den übrigen Variablen im Vergleich zu einer Heranziehung der Absolutzahl als effektiver.

b) Bettenzahl

Die Bettenzahl erwies sich in der Einfachregression und in sämtlichen Gleichungen, in der sie kombiniert mit anderen Variablen auftrat (31 Fälle), als statistisch hoch gesicherte Einflußvariable (99,9 %-Niveau). Das jeweils positive Vorzeichen des Regressionskoeffizienten stellt ein Indiz für abnehmende Skalenerträge im Krankenhaus dar. Die Betriebsgröße ist jedoch mit anderen Kosteneinflußgrößen korreliert, wie beispielsweise $r_{BI} = 0,4524$ bewies. Von daher ist es nicht auszuschließen, daß die Kostenelastizität korrelierender Einflußgrößen (vor allem Versorgungsniveau) die eigentliche Ursache für die Betriebsprogressionen bildet.

c) Fallzahl pro Bett

Aufgrund der Regressionsergebnisse stellte sich die Fallzahl pro Bett gegenüber einer gesonderten Erfassung von V und N als bessere Indikatorvariable heraus. Tendenziell wirkt sich eine kurze (hohe) Verweildauer in einer Steigerung (Reduzierung) der Fallzahl pro Bett und in einer Reduzierung (Steigerung) der Kosten aus. Interessant ist, daß ein analoger Wirkungszusammenhang bezüglich des Bettenbelegungsgrades empirisch keine Bestätigung fand. Eine hohe (niedrige) Fallzahl pro Bett ergab sich weitgehend unabhängig vom Bettenbelegungsgrad und deutete auf eine kurze (lange) Verweildauer hin. Die negative Kostenelastizität der Fallzahl pro Bett ist deshalb in erster Linie auf die Kostenwirkungen der Verweildauer zurückzuführen.

d) Bettenbelegungsgrad und Verweildauer (gesonderte Erfassung)

Während die positive Kostenelastizität der Verweildauer in den 63 geschätzten Gleichungen jeweils hochsignifikant (über 99 % Sicherheitswahrscheinlichkeit) in Erscheinung trat, konnte die Kostenwirksamkeit des Bettenbelegungsgrades dagegen statistisch überhaupt nicht gesichert werden. In 3 von 4 Fällen (die 4 Fälle stellen genau diejenigen Kombinationen von V und N mit den übrigen Regressoren dar, deren höchste Interkollinearität unter $r = 0,6658$ lag), wies der Einfluß des Betten-

belegungsgrades zwar ein negatives Vorzeichen auf, war aber in keinem Fall signifikant. Der unter den 4 Fällen statistisch noch am ehesten gesicherte, negative Regressionskoeffizient ist nur mit hoher, ca. 35 %iger Wahrscheinlichkeit von Null verschieden.

Dieses Ergebnis überrascht, obwohl beispielsweise in einer amerikanischen Untersuchung ein geringer Einfluß des Bettenbelegungsgrades auf die Fallkosten schon empirisch belegt wurde (vgl. *Lave/Lave* 1970). Denn bei einem hohen Prozentsatz fallfixer Kosten, von dem im allgemeinen ausgegangen wird, müßte der Bettenbelegungsgrad eine kostenwirksamere Rolle spielen. Für das gegenteilige Resultat bietet sich folgende Erklärung an: Der Bettenbelegungsgrad ist mit einer anderen, nicht explizit erfaßten Kosteneinflußgröße derart korreliert, daß positiver und negativer Einfluß (Kostenelastizität) der jeweiligen Variablen sich gegenseitig ausschalten und somit in der Regressionsgleichung nicht zur Geltung kommen. Allerdings ist eine derartige Variable konkret nicht bekannt, wenn auch die Vermutung naheliegt, daß es sich dabei um eine Kostendeterminante aus dem Bereich der qualitativen Komponenten des Leistungsprogramms handelt.

Ein hoher Korrelationskoeffizient zwischen V und N wäre theoretisch insofern zu erwarten gewesen, als das Verhältnis der beiden Größen bei Variationen unter der *Ceteris-paribus*-Klausel konstant bleibt. Der empirische Korrelationskoeffizient liegt jedoch sehr niedrig, was aus dem geschilderten Zusammenhang zwischen RF und V einerseits sowie N andererseits bereits hervorging. Diese Beziehung — ein Trade-off zwischen Verweildauer und Bettenbelegungsgrad — begünstigte die Dominanz der Verweildauer als Kosteneinflußgröße: bei relativ hoher (niedriger) Verweildauer bewegte sich der Bettenbelegungsgrad bevorzugt nicht in die gleiche Richtung, wodurch sich die Kostenwirkungen der Verweildauer — ohne durch einen Degressionseffekt (bzw. bei niedriger Verweildauer: Fixkostenbelastungen) beeinträchtigt zu werden — voll durchsetzen konnten.

Die relativ beste Gleichung mit der Verweildauer als gesondert erfaßter Variablen mußte aber aus den weiter oben erläuterten Gründen zurückgewiesen werden. Zusätzlich ist zur Einzelwirkung der Verweildauer in dieser Gleichung zu bemerken, daß eine Erhöhung der Verweildauer um einen Tag laut Schätzung eine Kostensteigerung pro Fall von DM 134,74 — bei einer Standardabweichung von DM 11,88 — verursachte (vgl. Tabelle 2), während der kostenechte Pflegesatz¹⁰ der 80

¹⁰ Der kostenechte Pflegesatz errechnet sich aus dem Verhältnis der um die nicht pflegesatzrelevanten Kosten bereinigten Gesamtkosten und den kostengleichen Berechnungstagen. Er wird im Selbstkostenblatt der Krankenhäuser direkt nicht ausgewiesen.

untersuchten Krankenhäuser DM 143,40 betrug. Dies heißt mit anderen Worten: der Anteil der fallfixen Kosten wurde mit dieser Gleichung auf nur ca. 6 % geschätzt. Da die Kosten der Aufnahme und Entlassung sowie der je Fall einmalig entstehenden Leistungen (bspw. Operationskosten), also die von ihrer Art her fixen Fallkosten mit Sicherheit 6 % der Gesamtkosten bei weitem übersteigen, wird der Kosteneinfluß der Verweildauer durch andere, in der Gleichung nicht spezifizierte Variablen verstärkt, die sich parallel zur Verweildauer bewegen. Durch die vermuteten Korrelationen erscheint die Kostenwirksamkeit der Verweildauer (im Gegensatz zum Bettenbelegungsgrad) größer, als sie in Wirklichkeit ist.

4.5.2 Zum Kostspieligkeitsgrad

Da die Kostenwirkungen der Leistungsqualität bei der Berechnung der normierten Kosten vernachlässigt wurden, spiegelt der ermittelte Kostspieligkeitsgrad nicht allein das wirtschaftliche Verhalten, sondern auch die Kostenwirksamkeit qualitativer Leistungskomponenten des betreffenden Krankenhauses wider. Angesichts mangelnder Kenntnis der Leistungsqualität und ihrer Kostenwirksamkeit kann der Zusammenhang zwischen Qualitätsvariablen und Kostspieligkeitsgrad nicht eindeutig beschrieben werden.

Dennoch erscheint der vorgeführte Indikator informativ: seine empirische Anwendung bringt die Größenordnung der Kostenwirkung nicht erfaßter Qualitätsvariablen und relativ kostengünstiger Verhaltensweisen *insgesamt* zum Ausdruck. Aufgrund des Bestimmtheitskoeffizienten der Regressionsanalyse läßt sich nämlich die Einflußstärke der beiden Faktoren abschätzen. Die durchgeführte Analyse ergibt, daß ca. $\frac{2}{3}$ der Kostenunterschiede zwischen den untersuchten Krankenhäusern allein in den Variablen *B*, *RF* und *RI* seine Erklärung findet, womit die Einflußstärke außer acht gelassener Variablen bekannt ist. Bei einem konformen wirtschaftlichen Verhalten der untersuchten Krankenhäuser wäre $\frac{1}{3}$ der Kostenstreuung auf jeweilige Qualitätsunterschiede im Leistungsprogramm zurückzuführen. Im anderen unwahrscheinlichen Extremfall (nicht kostenwirksamer Qualitätsunterschiede) wäre $\frac{1}{3}$ der Varianz in den Fallkosten durch relativ (un-)wirtschaftliche Verhaltensweisen bedingt, wobei diese Verhältniszahl in Wirklichkeit wesentlich kleiner ist, wenn man dem Gedanken kostenwirksamer Qualitätsvariablen Raum gibt.

Die verhältnismäßig geringe Bedeutung der Wirtschaftlichkeit als Kosteneinflußgröße wird durch die Regression des Kostspieligkeitsgrades auf die relativen Fallkosten ersichtlich. Wie Abb. 2 zeigt, tritt ein hoher (niedriger) Kostspieligkeitsgrad *nicht* vornehmlich mit einer be-

stimmten Höhe der Fallkosten auf. Zwischen den Beobachtungswerten der beiden Variablen scheint also kein funktionaler Zusammenhang zu bestehen.

Dieses Ergebnis unterstützt die Hypothese, daß aus der relativen Höhe der Fallkosten auf die Kostspieligkeit und damit Wirtschaftlichkeit des Krankenhauses *nicht* zu schließen ist. Denn wie empirisch belegt werden konnte, spielen unter den Kosteneinflußgrößen des Krankenhauses die Komponenten des Leistungsprogramms, die exogenen Daten *B*, *RF* und *RI*, die dominierende Rolle, so daß die Kostenhöhe in erster Linie deren Einfluß reflektiert.

In der Einschätzung des Wirtschaftlichkeitsgrades als Kostenfaktor stimmt die vorliegende Studie mit den empirischen Resultaten von Untersuchungen aus dem angelsächsischen Sprachraum überein: Bestrebungen, durch Steigerung der Wirtschaftlichkeit die Kostenentwicklung im Krankenhausbereich zu dämpfen, sind enge Grenzen gesetzt (vgl. *Feldstein* 1971). In größerem Umfang kann das Kostenniveau nur gesenkt werden, wenn sich das Leistungsangebot des Krankenhauses bzw. die Einkommenshöhe seiner Bediensteten reduzieren läßt. In Konsequenz heißt das, daß nicht nur das Kostenverhalten, sondern vor allem auch die Entwicklung des Leistungsangebotes und der personellen Einkommen des Krankenhauses überprüft werden müssen, um dem Ziel einer Kosteneindämmung näher zu kommen.

5 Symbolverzeichnis

Die verwendeten Symbole sind nachstehend in alphabetischer Ordnung zusammengefaßt. Sämtliche Variablen beziehen sich auf ein und dieselbe Zeitperiode. Das Suffix $i = 1, \dots, n$ bezeichnet die n einzelnen exogenen Daten.

<i>A</i>	=	Absolutglied
β_i bzw. β_i	=	empirischer bzw. theoretischer Koeffizient i der exogenen Daten
<i>B</i>	=	Zahl der tatsächlich aufgestellten Betten
D_i	=	exogene Kosteneinflußgröße i
<i>FK</i>	=	Fallkosten
<i>I</i>	=	absolute Fallzahl der Intensivpatienten
$K_{(n)}$	=	(normierte) Kosten
$L_{(n)}$	=	(normierte) Leistungen
<i>N</i>	=	Bettenbelegungsgrad
<i>RF</i>	=	Fallzahl pro Bett
<i>RI</i>	=	Relative Fallzahl der Intensivpatienten
<i>U</i>	=	Zufallsvariable
<i>V</i>	=	Verweildauer

Zusammenfassung

Zur Effizienzbeurteilung von Krankenhäusern ist eine operable Definition der Wirtschaftlichkeit erforderlich. Hierfür kommen verschiedene Varianten des betrieblichen Kosten/Leistungs-Verhältnisses in Frage. Eine beispielhafte als Kostspieligkeitsgrad bezeichnete Variante läßt sich mit Hilfe eines ökonomischen Kostenmodells gewinnen. Die auf 80 Krankenhäuser angewandte empirische Analyse des Modells zeigt, daß zwischen dem Kostspieligkeitsgrad und den Fallkosten der Krankenhäuser kein systematischer Zusammenhang besteht: relative Ineffizienzen unter den Krankenhäusern spielen anscheinend als Kosteneinflußgröße keine dominante Rolle. Unterschiede in den Fallkosten verschiedener Krankenhäuser werden in erster Linie durch die Betriebsgröße, die Patientenstruktur, die Fallzahl pro Bett und vermutlich auch vom qualitativen Leistungsniveau der Krankenhäuser erklärt.

Summary

Economic analysis of hospital performance requires an operative definition of efficiency. Out of several possibilities an input/output-relation called "costliness" is chosen as an example. This indicator of efficiency is defined by an econometric model. The empirical analysis of the model, which is applied to 80 hospitals, leads to the conclusion that there is no significant relation between "costliness" and the case costs of these hospitals. Relative differences in efficiency between the hospitals do little to explain variance in case costs. The main factors of the case costs are hospital-size, patient-mix, case-number per bed and — probably — the quality of patient care.

Literatur

- Chester, T. E. und J. H. Babson (1971), Development of Efficiency Methods in the Hospital Service: An International Survey. *Acta Hospitalia*, 11, S. 9 - 24.
- Diggs, W. W. (1973), Patient Mix: The Missing Ingredient in Understanding Hospital Costs. *Hospital Topics*, 51, S. 15 - 17.
- Dowling, W. L. (1976), *Hospital Production*, Lexington u. a.
- Eichhorn, S. (1975), Möglichkeiten und Grenzen wirtschaftlichen Verhaltens. *Berichte des Deutschen Krankenhausinstituts* Nr. 68, Düsseldorf.
- Feldstein, M. S. (1967), *Economic Analysis for Health Service Efficiency*, Amsterdam.
- (1971), *The Rising Cost of Hospital Care*, Washington.
- Georgopoulos, B. S. (1975), *Hospital Organisation Research: Review and Source Book*, Philadelphia.
- Heinen, E. (1970), *Betriebswirtschaftliche Kostenlehre*, 3. Aufl., Wiesbaden.
- Johnston, J. (1972), *Econometric Methods*, 2. Aufl., Tokio u. a.
- Lave, J. R. and L. B. Lave (1970), Hospital Cost Functions, *American Economic Review*, 60, S. 379 - 395.
- Leffson, U. (1977), *Wirtschaftsprüfung*, Wiesbaden.
- Schnettler, A. (1951), *Der Betriebsvergleich*, 2. Aufl., Stuttgart.

- Siebig, J.* (1978), Ein Wirtschaftlichkeitsindikator für das Krankenhaus — Konzeption und empirische Analyse. Krankenhaus-Umschau 47, S. 728 bis 731.
- Sorkin, A. L.* (1976), Health Economics, 2. Aufl., Lexington u. a.
- Statistisches Bundesamt* (1977), Wirtschaft und Statistik, Heft 2.
- Timmermann, M.* (Hrsg.), (1977), Management in der öffentlichen Verwaltung, München (Loseblattsammlung).
- (1978), Die Effizienz des öffentlichen Sektors im Lichte verschiedener Ansätze. Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 114, S. 269 - 286.
- v. *Wysocki, K.* (1977), Grundlagen des betriebswirtschaftlichen Prüfungswesens, 2. Aufl., München.