

**Birgit Schützinger, Engelbert Theurl und Hannes Winner\***

## **Krankenhausfinanzierung und Verweildauer**

### **Eine empirische Untersuchung am Beispiel der Reform der Krankenhausfinanzierung in Österreich**

*Krankenanstaltenfinanzierung; Panelökonometrie; Verweildauer*

*Der Beitrag untersucht die Wirkungen der Reform der österreichischen Krankenhausfinanzierung (LKF97) auf die Krankenhausverweildauer. Ausgehend von einer Beschreibung der institutionellen Grundlagen des österreichischen Systems der Krankenhausfinanzierung vor und nach 1997 werden Hypothesen über diesen Erklärungszusammenhang gebildet, die nachfolgend anhand von aggregierten Verweildauerdaten empirisch überprüft werden. Dazu werden Daten der neun österreichischen Bundesländer im Zeitraum 1991 bis 2000 verwendet. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass die LKF97 eine signifikante Reduktion der durchschnittlichen und diagnosespezifischen Verweildauern bewirkt hat.*

#### **I. Problemstellung**

In Österreich wurde zum 1.1.1997 ein neues System der Krankenhausfinanzierung implementiert. Die Reform beinhaltet ein umfangreiches Paket an finanzierungsbezogenen und regulativen Maßnahmen. Die Kernelemente der Reform liegen einerseits in einer Umstellung der Vergütungseinheit, andererseits in Änderungen des Grades der Prospektivität des Finanzierungssystems. Während die Finanzierung vor 1997 auf dem Pflahtag als Vergütungseinheit basierte und in hohem Maße retrospektiv erfolgte, beruht die neue „leistungsbezogene“ Krankenhausfinanzierung (im Folgenden LKF97) auf der Vergütungseinheit „diagnosebereinigter“ Krankenhausfall und ist – wenngleich bundesländerweise unterschiedlich – stärker prospektiv ausgestaltet.

Die Umstellung eines Krankenhausfinanzierungssystems macht es wissenschaftlich reizvoll, zu analysieren, welche Auswirkungen die Systemumstellung auf wichtige Kenngrößen der stationären Gesundheitsversorgung hat. Als wichtige Wirkungsdimension des Krankenhauses steht dabei meist die Krankenhausverweildauer im Zentrum der Betrachtung. Mit der Senkung der Verweildauer wird vielfach nicht nur ein Sinken der direkten (Behandlungs-)Kosten assoziiert. Es wird auch vermutet, dass sinkende Verweildauern die indirekten Kosten der Krankheitsbehandlung reduzieren (z. B. Produktionsverluste durch Abwesenheit vom Arbeitsplatz). Demgegenüber wird argumentiert,

---

\* Wir bedanken uns beim österreichischen Fonds für Wissenschaft und Forschung (FWF) für die finanzielle Unterstützung (Projektnummern P17027-G05 und P17028-G05).

dass eine Reduktion der Verweildauer – zumindest partiell – nur eine Kostenverlagerung zur Konsequenz hat und – falls nachsorgende Einrichtungen von Krankenhäusern nicht im adäquaten Ausmaß zur Verfügung stehen – auch mit einem Sinken der Versorgungsqualität einhergehen kann.

Die bisherigen empirischen Arbeiten beziehen sich vorwiegend auf die Systemumstellung in den Vereinigten Staaten, und dabei meist auf spezifische Diagnosegruppen. Frank und Lave zeigen etwa anhand von Individualdaten, dass die Umstellung der Krankenhausfinanzierung in den USA zu Beginn der 80'er Jahre zu einer signifikanten Reduktion der Verweildauern bei psychiatrischen Krankheiten geführt hat.<sup>1</sup> In einer neueren Arbeit finden Norton et al. unter Verwendung von Individualdaten aus Massachusetts, dass infolge des Systemwechsels die Verweildauer um 14% gesenkt werden konnte.<sup>2</sup> Im Gegensatz zu diesen Studien weisen Newhouse und Byrne darauf hin, dass die Verweildauern als Folge des Systemwechsels bei Diagnosen mit kurzer Aufenthaltsdauer zwar abnehmen, bei längeren Aufenthaltsdauern aber steigen, sodass insgesamt ein positiver Zusammenhang zwischen der Reform des Finanzierungssystems und der durchschnittlichen Verweildauer festzustellen ist.<sup>3</sup>

In Österreich ist die durchschnittliche Verweildauer in den letzten 20 Jahren kontinuierlich zurückgegangen. Der Einfluss der LKF97 auf diese Entwicklung wurde bislang nicht systematisch untersucht. Die bisherigen Arbeiten verwenden entweder Querschnittsdaten, aus denen die mittel- und längerfristigen Wirkungen der LKF97 naturgemäß nicht hervorgehen, oder beschäftigen sich mit anderen Aspekten des Zusammenhangs zwischen der LKF97 und der Verweildauerentwicklung. Rauner et al. testen in einem Querschnitt mit Individualdaten den Einfluss des Einweisungszeitpunktes und der einweisenden Instanz auf die Verweildauern ausgewählter Diagnosen.<sup>4</sup> Sie finden erstens, dass die Verweildauern durch beide Faktoren wesentlich beeinflusst werden. Zweitens stellen sie fest, dass diese Maßnahmen der Kapazitätssteuerung gezielt zur Erlösmaximierung eingesetzt werden. Weiters analysieren Sommersguter-Reichmann und Stepan die Produktivitäts- und Kostenwirkungen der LKF97. Unter Verwendung von Daten aus der Steiermark im Zeitraum 1994 bis 1998 zeigen sie im Rahmen einer Data Envelopment Analyse, dass sich die LKF97 positiv auf beide Größen ausgewirkt hat.<sup>5</sup>

Im vorliegenden Beitrag wird die Wirkung der LKF97 auf die Verweildauer empirisch untersucht. Wir argumentieren, dass sich ein Einfluss des Finanzierungssystems auf die Verweildauer in einem Strukturbruch in der um sonstige Einflussfaktoren bereinigten

- 
- 1 Vgl. Frank und Lave (1989); Gilman (2000), für HIV; Ellis und McGuire (1986), für eine theoretische Analyse. Daneben existieren Untersuchungen, welche die Auswirkungen eines Wechsels des Finanzierungssystems auf andere Leistungsparameter von Krankenhäusern untersuchen, z. B. auf die Kostenentwicklung (vgl. etwa Carey, 2000) oder die Anzahl der betreuten Patienten. Einen Überblick über die USA geben Hodgkin und McGuire (1994); vgl. auch Mikkola (2003), für Finnland; Kjerstad (2003) für Norwegen. Erwähnenswert ist in diesem Zusammenhang auch Ellis (1998), der zeigt, dass mit der Umstellung des Finanzierungssystems Anreize einhergehen, Patienten gezielt nach „Attraktivität“ auszuwählen („cream-skimming“). Einen Überblick über Determinanten der Krankenhausverweildauern geben Martin und Smith (1996).
  - 2 Vgl. Norton et al. (2002).
  - 3 Vgl. Newhouse und Byrne (1988).
  - 4 Vgl. Rauner et al. (2003); ähnlich Leonard et al. (2003).
  - 5 Vgl. Sommersguter-Reichmann und Stepan (2000); vgl. auch Sommersguter-Reichmann (2000), für ähnliche Evidenz aus 22 österreichischen Referenzkrankenhäusern.

Verweildauerentwicklung niederschlagen müsste. Als Datenbasis werden auf aggregierter Ebene die Verweildauern der neun österreichischen Bundesländer zwischen 1991 und 2000 herangezogen.<sup>6</sup> Die Analyse bezieht sich auf die durchschnittliche Verweildauer wie auch auf jene von 18 Diagnosegruppen (diagnosespezifische Verweildauern). Unsere Ergebnisse zeigen, dass die LKF97 eine signifikante Reduktion der durchschnittlichen und diagnosespezifischen Verweildauern ausgelöst hat. Der verweildauerreduzierende Effekt ist unabhängig von der Länge der Aufenthaltsdauern vor der Reform. Damit können wir für Österreich die oben erwähnte Hypothese von Newhouse und Byrne nicht bestätigen.<sup>7</sup>

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Abschnitt 2 skizziert die institutionellen Grundlagen der österreichischen Krankenhausfinanzierung vor und nach der LKF97. In Abschnitt 3 werden einige Hypothesen über den Zusammenhang zwischen der Krankenhausfinanzierung und der Verweildauer herausgearbeitet. In Abschnitt 4 wird die Spezifikation des empirischen Tests beschrieben, die deskriptive Statistik diskutiert und die empirischen Ergebnisse präsentiert. Abschließend werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst.

## II. Institutioneller Hintergrund

Das System der Krankenhausfinanzierung ist in Österreich dualistisch, d. h. die Finanzierung des Investitionsaufwandes ist von der Finanzierung des laufenden Betriebsaufwandes getrennt. Bis 1997 wurde der *Investitionsaufwand* aus Zuschüssen des zentralstaatlich eingerichteten Krankenanstaltenzusammenarbeitsfonds (KRAZAF) und – in Abhängigkeit von der jeweiligen landesgesetzlichen Regelung – aus Landes-, Gemeinde- und Krankenhausträgernmitteln gedeckt. Der Krankenhausträger trägt das Finanzierungsrisiko.<sup>8</sup> Die Bindung der trägerexternen Mitfinanzierung des Investitionsaufwandes (aus Mitteln des KRAZAF) an die Erfüllung zentralstaatlicher Planungsvorgaben (z. B. aus dem Bettenbedarfs- bzw. Großgeräteplan) wurde über die Zeit moderat verstärkt.

Vor 1997 wurde der *Aufwand des laufenden Betriebes* vorwiegend durch die Pflegegebühren abgedeckt. Als Bezugsgröße der Pflegegebühr dient der Pfl egetag. Für Krankenanstalten mit Öffentlichkeitsrecht werden von den zuständigen Landesregierungen amtliche Pflegegebühren (kostendeckend) festgelegt. Diese Pflegegebühren sind Pauschalgebühren und differenzieren nicht nach den unterschiedlichen Kosten von Krankheiten bzw.

6 Die Analyse bezieht sich nur auf das stationäre Geschehen in öffentlichen Krankenanstalten, die bis 1997 Zuschüsse aus dem sog. Krankenanstaltenzusammenarbeitsfonds erhalten haben. Dies entspricht ca. 95% der Allgemeinen Krankenanstalten bzw. ca. 75% aller Krankenanstalten (gemessen an der Bettenkapazität). Des Weiteren werden nur die Finanzierungsmodalitäten der Allgemeinen Klasse und nicht jene der Sonderklasse einbezogen.

7 Vgl. Newhouse und Byrne (1988).

8 Finanzielle Belastungen der Länder- und Gemeindehaushalte können daher aus ihrer Eigenschaft als Krankenanstaltenrechtsträger und/oder aus den Verpflichtungen der Landeskrankenanstaltengesetze folgen. In Österreich sind – gemessen an der Bettenzahl – ca. 60% der Krankenanstalten mit Öffentlichkeitsrecht in der Trägerschaft der Bundesländer, 20% in der Trägerschaft von Gemeinden bzw. von Gemeindeverbänden und 12% in der Trägerschaft von Glaubensgemeinschaften bzw. Orden. Der Rest entfällt auf Versicherungen, Vereine und Privatpersonen. Diese Anteile streuen zwischen den Bundesländern.

nach den verweildauerabhängigen Kostenprofilen von Krankheiten. Die amtlich festgelegten Pflegegebühren sind aber nur für einen geringen Teil der Krankenhauspatienten relevant (Selbstzahler). Für Patienten mit Versicherungsschutz durch eine gesetzliche Krankenversicherung kommt eine ermäßigte Pflegegebühr zur Anwendung.<sup>9</sup> Diese Finanzierungsmodalitäten verursachen zwangsläufig ein Defizit im laufenden Betrieb der öffentlichen Krankenhäuser. Der Betriebsabgang wird seit der Implementierung des Krankenanstaltengesetzes 1957 aus mehreren Quellen abgedeckt: Bundeseinheitlich durch Zuschüsse nach den Regelungen dieses Gesetzes, bundesländerspezifisch durch Transfers aus den Landes- bzw. Gemeindehaushalten<sup>10</sup> und aus Mitteln des Rechtsträgers, wobei unterschiedliche Aufbringungs- und Verteilungsschlüssel angewendet werden.<sup>11</sup>

Im Jahr 1978 wurde der KRAZAF als zentrale, gesamtösterreichische Steuerungs- und Finanzierungsinstanz des Gesundheitswesens eingerichtet. Zusätzlich zu den bereits bestehenden Finanzierungsquellen werden Mittel des Bundes, der Länder, der Gemeinden und der Sozialversicherung eingebracht, die in einem ersten Schritt in Länderquoten unterteilt werden.<sup>12</sup> Die Länderquoten werden – länderintern variabel – teilweise für medizinisch-technische Großgeräte und strukturverbessernde Maßnahmen verwendet, teilweise abgangs- und aktivitätsorientiert (z. B. anhand von Pflegetagen oder Ambulanzleistungen) auf die Krankenanstalten verteilt. Diese zusätzlichen Finanzierungsquellen sind insofern gedeckelt, als deren Veränderung über die Zeit an die Entwicklung bestimmter Einnahmenquellen gebunden ist (z. B. Bindung der Bundes-, Länder-, Gemeindeanteile an die Entwicklung der Umsatzsteuer).

Die kurze Charakterisierung der bis 1997 geltenden Finanzierungsregelung zeigt, erstens, erhebliche Unterschiede in den Finanzierungsmechanismen der Bundesländer und zweitens, dass in den Bundesländern bei einer Reihe von finanzierungsbezogenen Regelungen Mischformen gewählt wurden. Sieht man von diesen bundesländerspezifischen Gegebenheiten ab, lassen sich die Einnahmen eines Krankenhausträgers ( $R$ ) verallgemeinern als

$$R = (a + b)I + \lambda pt + (d + e + f)(C - \lambda pt - X) + X, \quad (1)$$

mit

$I$  Investitionsausgaben

$a$  Finanzierungsanteil des KRAZAF

- 
- 9 Diese ermäßigte Pflegegebühr war ursprünglich Gegenstand von Verhandlungen zwischen der Sozialen Krankenversicherung (SKV) und den Rechtsträgern der Krankenanstalten. Seit 1978 ist die Steigerung des Pflegegebührenersatzes an die Einnahmensteigerungen der SKV gebunden und unterliegt damit einem Anpassungsautomatismus.
- 10 Gemeinden werden zu diesem Zwecke zu Beitragsbezirken und Krankenanstaltensprengel zusammengefasst.
- 11 Als Lastverteilungsschlüssel auf Gemeindeebene finden u. a. die Finanzkraft der Gemeinden (nach unterschiedlichen Abgrenzungen), die Volkszahl, die Zahl der Patienten, etc. sowie Kombinationen dieser Aufbringungs-schlüssel Anwendung.
- 12 Die Festlegung der Länderquoten ist Ergebnis von Verhandlungen zwischen den Bundesländern. Dabei geht der Status Quo der Mittelverteilung mit einem relativ hohen Gewicht ein. Bedarfsorientierte Kriterien spielen bei der Festlegung der Länderquoten eine untergeordnete Rolle.

- b* Finanzierungsanteil der sonstigen Finanziers (z. B. Land, Gemeinden, ohne Rechtsträger)
- t* Zahl der Pflagetage
- p* amtliche Pflegegebühr (im Allgemeinen ex ante kostendeckend ermittelt)
- λ* Finanzierungsanteil der SKV an der amtlichen Pflegegebühr
- C* Kosten des laufenden Betriebes
- X* Sonstige Einnahmen (z. B. Vermietung und Verpachtung, Spenden)
- d* Abgangsdeckungsanteil des Bundes gem. Krankenanstaltengesetz 1957
- e* Abgangsdeckungsanteile des KRAZAF (seit 1978)
- f* Abgangsdeckungsanteile der sonstigen Finanziers (z. B. Land, Gemeinden, ohne Rechtsträger)

Im Rahmen der LKF97 wurde der KRAZAF abgeschafft und durch Fonds auf Ebene der Bundesländer ersetzt. Die Landesfonds werden durch Beiträge des Bundes und der Länder sowie durch Beiträge der SKV (nach fixen Länderquoten) finanziert.<sup>13</sup> Am bisherigen Prinzip der dualistischen Finanzierung wird festgehalten. Die Investitionsfinanzierung bleibt damit von der Finanzierung des laufenden Betriebes getrennt. Die Landesfonds können Zuschüsse zu Investitionen geben (z. B. für Großgeräte), wenn diese den Intentionen des Krankenanstalten- und Großgeräteplanes entsprechen.<sup>14</sup> Insgesamt wurde durch die LKF97 die zentralstaatliche und regionale Koordination von Kapazitätsentscheidungen im Krankenanstaltenwesen gestärkt.

Im Bereich der Finanzierung des laufenden Betriebes besteht die wichtigste Neuerung in der Änderung der Bemessungsgrundlage des Mitteltransfers. Der pauschalierte Pflage tag wird durch eine diagnose- bzw. leistungsorientierte Fallpauschale (für Diagnosefallgruppen) ersetzt.<sup>15</sup> Der Punktwert pro Fallgruppe orientiert sich an historischen Durchschnittswerten von Fallkosten, die aus den Daten von Referenzkrankenhäusern gewonnen wurden und auf Basis der laufenden Erfahrungen jährlich angepasst werden. Die daraus ermittelten „Punkte“ werden für jede Krankenanstalt addiert und bilden die Basis für die Zahlungen. Der monetäre Wert der vom Krankenhaus erbrachten Leistungen und damit die Höhe des Zahlungsflusses kann aber erst retrospektiv ermittelt werden, da das für diese Zahlungen reservierte Fondsbudget für alle öffentlichen Krankenanstalten eines Landes ex ante fixiert wird. Der Geldwert pro Punktwert hängt damit einerseits von der Dotation und andererseits von der Zahl der erbrachten Fälle ab. Dieser Bereich der Finanzierung wird als Kernbereich bezeichnet.

13 Die Beiträge der Gebietskörperschaften ergeben sich einerseits aus fixen Geldbeträgen, andererseits aus fixen Prozentsätzen des jeweiligen Umsatzsteueraufkommens. Der Beitrag der SKV stellt einen jährlichen Pauschalbetrag dar, der den Ausgaben der SKV für Krankenhausleistungen im Jahr 1994 entspricht und im Ausmaß der Beitragseinnahmenentwicklung valorisiert wird. Die Beiträge des Bundes und der SKV in die Landesfonds sind damit gedeckelt.

14 Dem Bund kommt dabei ein Mitspracherecht zu. Auf Bundesebene wurde eine Strukturkommission eingerichtet. Dieser Kommission obliegt insbesondere die Überwachung und Weiterentwicklung der Finanzierungsreform sowie des Großgeräte- und des Krankenanstaltenplanes. Ein Teil der vom Bund geleisteten Zahlungen an die Länderfonds wird für diesen Zweck einbehalten. Bei Verstößen gegen den Krankenanstaltenplan (einschließlich des Großgeräteplanes) kann der Bund einen Teil dieser Mittel zurückhalten.

15 Zu den näheren Details dieser Finanzierungsform siehe Bundesministerium für Gesundheit und Frauen (2004).

Neben dem Kernbereich sieht die LKF97 einen l nderweise differenziert gestalteten Steuerungsbereich vor. Darin werden einerseits gesundheitspolitische Schwerpunkte finanziert, andererseits werden zus tzliche Einflussgr  en auf die Krankenhauskosten ber cksichtigt, z. B. der Spitalstyp, die Auslastung, die personelle und apparative Ausstattung, die Bausubstanz oder die Hotelkomponente. Die Dotierung von Kern- und Steuerungsbereich unterscheidet sich in den einzelnen Bundesl ndern relativ stark. So werden in Nieder- und Ober sterreich fast 100% der Fondsmittel im Kernbereich vergeben, w hrend es in Salzburg lediglich 56% sind.<sup>16</sup> In einigen Bundesl ndern werden die im Kernbereich erzielten Fallpunkte mit einem Faktor multipliziert, der prospektiv den Krankenhaustyp oder unterschiedliche Kosten von Krankenanstalten (z. B. Pensionslasten, Schulen, Personalwohnungen) abbilden soll.

Die  ber die Krankenanstaltenfonds der Bundesl nder verteilten Finanzmittel bzw. die sonstigen Einnahmen der Krankenanstalten reichen auch nach der Finanzierungsreform nicht aus, um die gesamten Aufwendungen des laufenden Betriebes abzudecken. Das daraus resultierende Betriebsdefizit wird – l nderweise nach unterschiedlichen Regeln – auf L nder und Gemeinden bzw. auf die Rechtstr ger der Krankenanstalten verteilt. Die Bundesgesetzgebung normiert lediglich, dass die Anteile der Tr ger, des Beitragsbezirkes und des Krankenanstaltensprengels gemeinsam mindestens 50% des Betriebsabgangs ausmachen m ssen. Diese Abgangsdeckung erfolgt teilweise innerhalb der Landesfonds (Burgenland, Nieder sterreich, Tirol), teilweise getrennt von der Landesfondsfinanzierung (restliche Bundesl nder). Vereinfacht entsprechen die Einnahmen des Krankenhaus-tr gers ( $R$ ) nach der Reform

$$R = gI + \frac{D}{\sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^K n_j^k} \left( \sum_{k=1}^K n_j^k \right) + h \left( C - \frac{D}{\sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^K n_j^k} \sum_{k=1}^K n_j^k - X \right) + X \quad (2)$$

mit

$I$  Investitionsausgaben

$g$  Finanzierungsanteil des Landesfonds

$D$  Budget des Landesfonds

$n_j$  Zahl der F lle pro Diagnosefallgruppe  $j \quad \forall j = 1 \dots M$

$h$  Finanzierungsanteil des Landesfonds bzw. (inklusive aller tr gerexterner Institutionen) am Betriebsdefizit des Krankenhauses

$C$  Kosten des laufenden Betriebes

$X$  Sonstige Einnahmen (z. B. Vermietung und Verpachtung, Spenden)

In der Gleichung (2) steht  $k$  f r die Anzahl der Krankenh user (mit  $k = 1 \dots K$ ). Die Gegen berstellung von Gleichung (1) und (2) zeigt, dass (i) die Finanzierung des Investitionsaufwandes nahezu unver ndert geblieben ist, w hrend (ii) die Finanzierung des laufenden Aufwandes v llig neu gestaltet wurde. Aus Gleichung (2) ist ersichtlich, dass die

<sup>16</sup> Vgl. Hofmarcher und Riedel (2001).

Abrechnung nunmehr fallorientiert erfolgt (im Gegensatz zu Pauschalen vorher). Mit der Umstellung der Finanzierungsbasis wurde ferner der Grad an Prospektivität/Retrospektivität im Finanzierungssystem und damit das Finanzierungsrisiko des Rechtsträgers verändert. Die Parameter  $d$  und  $e$  wurden vor der Reform ex ante fixiert,  $f$  wurde de facto ex post bestimmt. Im Ergebnis ergibt sich  $d + e + f = 1$ . Insgesamt ist damit das Finanzierungssystem vor der Reform als retrospektiv zu bezeichnen und beinhaltet praktisch kein Restrisiko für den Krankenhausträger. Im Rahmen der LKF97 ist  $h < 1$  (vgl. Gleichung (2)). Die Finanzierung beinhaltet damit prospektive Elemente.

### III. Erklärungszusammenhänge und Hypothesen

Eine empirisch beobachtete Entwicklung der Verweildauer im Krankenhaus lässt sich aus der Interaktion der Zielsysteme der relevanten Akteure, dem institutionellen Design des Krankenhaus- und Gesundheitswesens, dem Stand der Produktionstechnologie, den relativen Preisen der Faktorinputs bzw. Behandlungstechnologien und den Charakteristiken der Patienten modellieren.<sup>17</sup> Daraus leitet sich in einer verallgemeinerten Form die folgende Verweildauerfunktion ab:<sup>18</sup>

*Verweildauer* =  $f$ (Eigenschaften der Patienten, Verfügbarkeit von Krankenhauskapazitäten, Kosten der Versorgung mit Krankenhausleistungen, Ausgestaltung des Finanzierungssystems)<sup>19</sup>

Hinsichtlich der Eigenschaften der Patienten werden die Art der Erkrankung, das Lebensalter und das Geschlecht betrachtet. Die Art der Erkrankung wird über die Diagnosegruppen berücksichtigt (vgl. ausführlich Abschnitt 4). Aus medizinischen Theorien über das Altern lässt sich ableiten, dass die Verweildauer c. p. positiv vom Lebensalter beeinflusst ist.<sup>20</sup> Allerdings können Effekte auftreten, die in die Gegenrichtung wirken. So könnte beispielsweise der Zugang zu krankenhausentlastenden bzw. -nachsorgenden Einrichtungen positiv mit dem Lebensalter korreliert sein. Jener Teil der Verweildauer, der durch das Fehlen von Nachsorgeinstitutionen bedingt ist, würde demnach mit dem steigenden Lebensalter sinken. Das Geschlecht der Patienten könnte in mehrfacher Hinsicht auf die Verweildauer wirken. Die Wirkungsrichtung ist dabei nicht eindeutig. Geschlechtsspezifische Differenzen in der Verweildauer können durch unterschiedliche Krankheitsspektren bzw. verschiedenartige medizinisch-biologische Reaktionen auf Krankheiten bedingt sein. Zudem könnten sich in der Behandlung von Krankheiten ge-

17 Vgl. Hodgkin und McGuire (1994); Bech (2000); Boadway, Marchand und Sato (2004) zu einer entsprechenden mikroökonomischen Formulierung.

18 Vgl. auch Martin und Smith (1996).

19 Für die empirische Analyse wird eine Spezifikation gewählt, die es erlaubt, neben diesen Variablen auf Größen zu kontrollieren, die sich im Zeitablauf nicht verändern (sog. "fixe" Effekte; siehe unten). Dies könnte beispielsweise auf die (bundesländerspezifisch unterschiedliche) Rechtsträgerstruktur des Krankenhaussektors oder auf die Eigentümerstruktur zutreffen.

20 Z. B. aufgrund von längeren Regenerationszeiten; vgl. Webb (1996); Jørgensen et al. (1999).

schlechtsspezifische Einstellungen der Leistungserbringer niederschlagen. Des Weiteren können die privaten Opportunitätskosten des Krankenhausaufenthaltes zwischen Männern und Frauen divergieren.

Die Verfügbarkeit von Krankenhauskapazitäten dürften c. p. einen verlängernden Effekt auf die Verweildauer haben. Für diese These spricht, dass die Größe bzw. Verfügbarkeit von Gesundheitseinrichtungen positiv in die Nutzenfunktion der relevanten Akteure eingehen kann.<sup>21</sup> Die Kosten der Versorgung mit Krankenhausleistungen sind ein Signal für den finanziellen Druck, dem ein Krankenhausträger ausgesetzt ist. Sie dürften damit c. p. einen reduzierenden Effekt auf die Verweildauer haben.

Im Zentrum der Untersuchung steht die Frage, welchen Einfluss die LKF97 auf die Verweildauer hat. Methodisch konsistent ist diese Frage nur unter expliziter Formulierung eines Krankenhauszielsystems zu beantworten. Aus einer Gegenüberstellung der Einnahmegleichungen (1) und (2) lassen sich die folgenden Wirkungshypothesen ableiten. Zunächst ist in Bezug auf die Finanzierung von Investitionen der Einfluss der LKF97 auf die Verweildauer unwesentlich.<sup>22</sup> Der Übergang vom pauschalierten Pflgetag zur diagnoseorientierten Fallpauschale eröffnet mehrere Möglichkeiten für Effekte, welche die Verweildauer verändern können. Die Finanzierungsumstellung tangiert in einem ersten Schritt direkt den Grenzerlös einer Verlängerung der Verweildauer. In einem Finanzierungsregime des pauschalierten Pflgetages entspricht der Grenzerlös der Pflgetagespauschale, während die Fallpauschale einen Grenzerlös von Null generiert. Daraus entsteht ein die Verweildauer senkender Anreiz der Finanzierungsumstellung. Diese Wirkung kann aber aus zwei Gründen abgeschwächt werden. Erstens gilt die Fallpauschale nur innerhalb ex ante definierter Verweildauergrenzen. Weicht die Verweildauer von diesem Intervall ab, können degressive Zu- bzw. Abschläge mit der Konsequenz eines positiven Grenzerlöses verrechnet werden. Zudem ist zu berücksichtigen, dass die Zuordnung eines Patienten zu einer bestimmten Fallpauschalkategorie nicht auf einer ex ante Diagnose beruht und damit nicht ausschließlich prospektiv ist.<sup>23</sup> Vielmehr beruht diese zum Teil auf den erbrachten Leistungen und liegt damit in der Gestion der Leistungserbringer.<sup>24</sup> Im Ergebnis kann damit ein positiver Grenzerlös aus einer Verlängerung der Verweildauer erzielt werden.

Neben diesem marginalen Effekt sind Struktureffekte zu berücksichtigen. Dem pauschalierten Pflgetag ist eine starke Quersubventionierung zwischen den einzelnen Diagnosegruppen immanent. Der Umstieg auf die Fallpauschale beseitigt diese Quersubventionierung. Dies wiederum kann Auswirkungen auf die Patientenstruktur eines Krankenhauses

21 Einerseits direkt, wenn die Größe von Institutionen selbst ein Argument in der Nutzenfunktion der Akteure ist, andererseits indirekt, wenn die Einkommensmöglichkeiten der Leistungsanbieter an die Kapazitätsgröße geknüpft sind. Vgl. etwa Carey (2000).

22 Erstens bestimmen diese Ausgaben die Verweildauer erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung. Zweitens ist zu erwarten, dass das Ausmaß der trägerexternen Finanzierung von Investitionen auf das Niveau und die Struktur der Investitionen einen Einfluss hat. Über dieses Ausmaß liegen im gewählten Untersuchungsdesign keine Informationen vor. Zusätzlich ist zu berücksichtigen, dass neben der Finanzierungsträgerschaft auch der Einfluss von kapazitätsregulierenden Maßnahmen zu berücksichtigen ist.

23 Vgl. McClellan (1997).

24 Darüber hinaus besteht die Möglichkeit der Manipulation der Leistungscodierung zum Zwecke der Einnahmenmaximierung.



haben und eine Verlängerung der Verweildauer zur Folge haben.<sup>25</sup> Langfristig ist zu berücksichtigen, dass die Finanzierungsumstellung Wirkungen auf die Struktur des medizinisch-technischen Fortschritts hat. Der pauschalisierte Pflgeetag pönalisiert einen verweildauerreduzierenden und damit fallkostensenkenden medizinisch-technischen Fortschritt. Aus der stärkeren Prospektivität der Krankenhausfinanzierung kann schließlich ein Anreiz zur Verweildauersenkung abgeleitet werden (siehe oben). Der Grad der Prospektivität wird weiters erhöht, indem die Mittel, die für das Krankenhaussystem eines Landes zur Verfügung stehen, prospektiv fixiert werden, während vor der LKF97 die ex post Kostenerstattung wesentlich stärker ausgeprägt war.

## IV. Empirische Analyse

### 1. Spezifikation und Schätzung

Um den Einfluss der LKF97 auf die Verweildauer in den österreichischen Krankenanstalten zu isolieren, verwenden wir ein Zweiweg-Panelmodell mit fixen Interaktionseffekten<sup>26</sup>

$$y_{ij,t} = \gamma d_{ij,t} + \mathbf{x}'_{ij,t} \beta + \alpha_i + \delta_j + (\alpha\delta)_{ij} + \varepsilon_{ij,t}. \quad (3)$$

$i, j$  und  $t$  bezeichnen den Länder-, Diagnosegruppen- und Zeitindex.  $y$  steht für die Verweildauer in Tagen.  $d$  ist eine Dummyvariable mit dem Eintrag 1 (0) für die Jahre nach (vor) 1997.  $\mathbf{x}$  ist ein Vektor mit den im vorhergehenden Abschnitt diskutierten Kontrollvariablen:<sup>27</sup> (i) Kosten pro Behandlungstag, (ii) Bettenkapazität (Betten pro 1000 Einwohner), (iii) Anteil der männlichen Patienten, sowie (iv) Altenanteil (Anteil der Patienten mit einem Alter über 65 Jahren).  $\alpha_i$  und  $\delta_j$  umfassen zeitinvariante diagnosegruppen- und länderspezifische Einflussgrößen, z. B. die Organisations- und Eigentümerstruktur des Krankensektors (öffentlich budgetierte Anstalten oder ausgegliederte Sondergesellschaften, Dominanz der Länder in der Rechtsträgerschaft) oder die interne Mittelverteilung im jeweiligen Krankenhaus.  $(\alpha\delta)_{ij}$  ist ein Interaktionsterm zwischen  $\alpha_i$  und  $\delta_j$  und bildet einen wechselseitigen Einfluss der beiden Haupteffekte auf die Verweildauer ab.<sup>28</sup>  $\varepsilon$  ist der Fehlerterm mit  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ .

25 Wichtige Regulierungsbestimmungen sind in diesem Zusammenhang die Kontraktspflicht und der Gemeinnützigkeitsstatus eines Krankenhauses.

26 Vgl. etwa Baltagi (2005).

27 Vgl. auch Martin und Smith (1996).

28 Zur Schätzung von Gleichung (3) bieten sich grundsätzlich die Möglichkeiten, (i) Ländereffekte ( $\alpha_i$ ) und/oder (ii) Diagnoseeffekte ( $\delta_j$ ) und/oder (iii) Interaktionsterme zwischen Länder- und Diagnoseeffekten ( $(\alpha\delta)_{ij}$ ) zu verwenden. Für das vorliegende Sample kann im Rahmen einer Varianzanalyse (ANOVA) gezeigt werden, dass alle drei Effekte ( $\alpha_i$ ,  $\delta_j$  sowie  $(\alpha\delta)_{ij}$ ) signifikant in Bezug auf die Erklärung der Variation der abhängigen Variable sind. Den fixen Effekten liegen die folgenden Restriktionen zugrunde; vgl. etwa Sahai und Ageel (2000), S. 181.

$$\sum_i \alpha_i = \sum_j \delta_j = \sum_i (\alpha\delta)_{ij} = \sum_j (\alpha\delta)_{ij} = 0$$

Der Effekt der LKF97 auf die *durchschnittliche* Verweildauer wird anhand von zwei Samples geschätzt: Erstens für den gesamten Datensatz (1620 Beobachtungen; siehe unten) mit 162 fixen Effekten: 18 Diagnosegruppeneffekte, 9 Ländereffekte und 137 Interaktionsterme ( $= (18 - 1) \times (9 - 1)$ ). Alternativ dazu werden, zweitens, für jedes Bundesland die Verweildauern und die Kontrollvariablen der Diagnosegruppen zu Durchschnittsgrößen aggregiert.<sup>29</sup> Der daraus resultierende Datensatz enthält 90 Beobachtungen (9 Länder, 10 Jahre). Zur Schätzung von Gleichung (3) werden nur die fixen Ländereffekte ( $\alpha_i$ ) verwendet.

In Bezug auf die *diagnosespezifischen* Verweildauern wird Gleichung (3) für jede Diagnosegruppe geschätzt, wobei wiederum fixe Ländereffekte auf zeitinvariante Einflussgrößen der Verweildauern kontrollieren. Da die Aufenthaltsdauern zwischen den Diagnosegruppen stark streuen, lässt sich durch diese Vorgangsweise analysieren, ob die LKF97 unterschiedlich auf die Aufenthaltsdauer gewirkt hat, was wiederum eine Überprüfung der eingangs formulierten Hypothese von Newhouse und Byrne zulässt.<sup>30</sup>

Alle Variablen (außer  $d$ ,  $\alpha$ ,  $\delta$  und  $\varepsilon$ ) werden logarithmiert,<sup>31</sup> die Punktschätzer des Vektors  $\beta$  sind daher als Elastizitäten zu interpretieren.  $\gamma$  ist demgegenüber nicht direkt interpretierbar. Um trotzdem einen prozentuellen Effekt der LKF97 auf die Verweildauer anzugeben, verwenden wir eine Anpassung gemäß van Garderen und Shah.<sup>32</sup> In allen Regressionen werden robuste Standardfehler ausgewiesen und – da im einfachen linearen Zweiweg-Modell mit fixen Interaktionseffekten die Nullhypothese eines über die Zeit unkorrelierten Störterms abgelehnt wird<sup>33</sup> – eine Korrektur um Autokorrelation erster Ordnung (AR(1)) vorgenommen.<sup>34</sup>

## 2. Daten und deskriptive Statistik

Der Datensatz weist für die durchschnittliche Verweildauer und jener von 18 Diagnosegruppen 90 Beobachtungen auf (neun Bundesländer zwischen 1991 und 2000). Dies entspricht im gesamten Sample 1620 Beobachtungen. Bei den Kontrollvariablen fehlen keine Beobachtungen, das Panel ist also vollständig. Die Daten für die Verweildauern und die Kontrollvariablen sind den Gesundheitsstatistiken der Statistik Austria und des Bundesministeriums für Gesundheit und Frauen entnommen.<sup>35</sup>

29 Die durchschnittliche Verweildauer (und analog die Kontrollvariablen) errechnet sich aus

$$y_{i\cdot} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M y_{ij}$$

30 Vgl. Newhouse und Byrne (1988).

31 Die log-lineare Spezifikation findet in den meisten Verweildaueranalysen Anwendung; vgl. etwa Martin und Smith (1996). Außerdem folgt sie für das vorliegende Sample aus einem PE-Test nach Davidson und MacKinnon (1993).

32 Vgl. van Garderen und Shah (2002).

33 Vgl. Wooldridge (2002) für den entsprechenden Test mit Paneldaten.

34 Vgl. Baltagi (2005), S. 84 ff. Aufgrund der geringen Beobachtungszahl erfolgt im Falle des aggregierten Samples wie auch für die diagnosespezifischen Verweildauern keine AR(1)-Anpassung.

35 Alle Daten beziehen sich auf Fallgruppen nach Einteilung der (älteren) ICD 9 (International Classification of Disease), die mit dem Jahr 2000 endet. Die mittlerweile erschienenen (neueren) Daten nach ICD 10 sind nicht für alle Erklärungsvariablen verfügbar.

Abbildung 1 beschreibt für den Untersuchungszeitraum den Verlauf der durchschnittlichen Verweildauer sowie jener von Frauen und Männern. Zwei Entwicklungen sind auffällig: Erstens nimmt die Verweildauer in den 90'er Jahren deutlich ab. Sie sinkt von 12.3 Tagen im Jahr 1991 auf 9.1 Tage im Jahr 2000. Lediglich 1996 ist ein Anstieg erkennbar (von 11.2 auf 11.6 Tagen),<sup>36</sup> ehe ab 1997 eine starke Abnahme zu verzeichnen ist. Der Strukturbruch zwischen 1996 und 1997 stellt zunächst ein deskriptives Muster dar und muss nicht unbedingt mit der 1997 erfolgten Umstellung der Krankenanstaltenfinanzierung zusammenhängen. Erst die nachfolgende Regressionsanalyse ermöglicht es, einen kausalen Einfluss der LKF97 auf die Verweildauer offen zu legen. Zweitens ist aus Abbildung 1 ersichtlich, dass sich die Verweildauern von Frauen und Männern nach 1997 stark auseinander entwickeln. Beträgt 1991 die Differenz zwischen den Geschlechtern noch 0,14 Tage, wächst sie 2000 auf 0.67 Tage. Die höchste Differenz wird 1997 mit 0.78 Tagen erreicht.

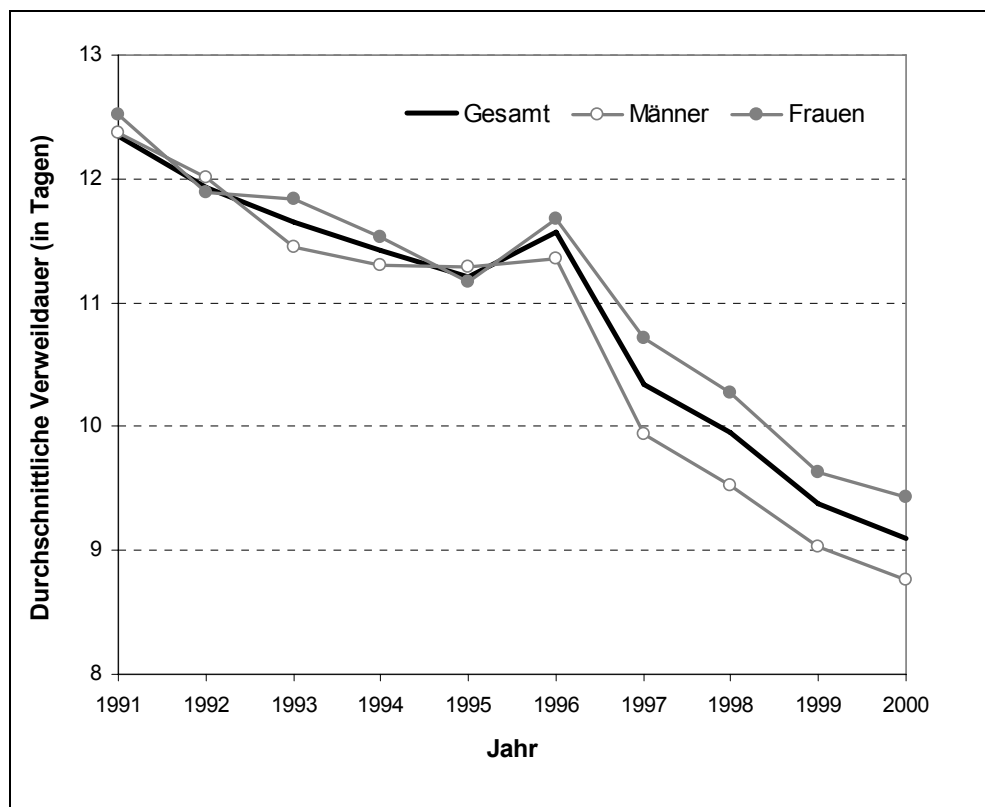


Abb. 1: Durchschnittliche Verweildauer in Österreich, 1991 – 2000

Quelle: Eigene Berechnungen

In Abbildung 2 wird – aufbauend aus dem in Abbildung 1 hervorgehenden Strukturbruch – für die Perioden vor und nach 1997 die durchschnittliche Verweildauer nach Bundes-

<sup>36</sup> Die Zunahme zwischen 1995 und 1996 geht fast ausschließlich auf Wien zurück, wo für die Hälfte der Diagnosgruppen ein starker Anstieg der Verweildauern, teilweise von mehr als 50% auftritt (z. B. bei Blutkrankheiten von 7.6 auf 15.1 Tage oder bei Krankheiten des Kreislaufsystems von 15.2 auf 33.5 Tage). Dieser Anstieg findet sich auch in den Daten nach ICD 10 und geht damit nicht auf einen Kodierungsfehler in den ICD 9 zurück. Unter Ausklammerung von Wien bleibt für 1997 ein markanter Strukturbruch erhalten.

ländern ausgewiesen.<sup>37</sup> Zwischen den beiden Zeiträumen beträgt der bundesweite Unterschied in den Verweildauern 2 Tage (11.7 Tage vor 1997 und 9.7 Tage nachher). Auf Bundesländerebene tritt mit Ausnahme von Wien überall ein starker Rückgang in den Verweildauern ein. Am stärksten sind diese in Vorarlberg (3.2 Tage), Tirol (3.1) und Oberösterreich (2.7). Ferner sind zwischen den Bundesländern nicht nur Abweichungen in den Veränderungen, sondern auch in den Niveaus der Verweildauern bemerkenswert. So beträgt die Differenz zwischen dem Bundesland mit der höchsten und mit der geringsten (durchschnittlichen) Verweildauer vor 1997 3.9 Tage (Differenz aus Burgenland und Steiermark) und 4.7 Tage nachher (Differenz aus Tirol und Wien). Diese Unterschiede belegen nicht zuletzt den in Abschnitt 2 beschriebenen Umstand, dass die LKF97 in den Bundesländern in ihrer Intensität und im Zeitpunkt nicht einheitlich umgesetzt wurde.

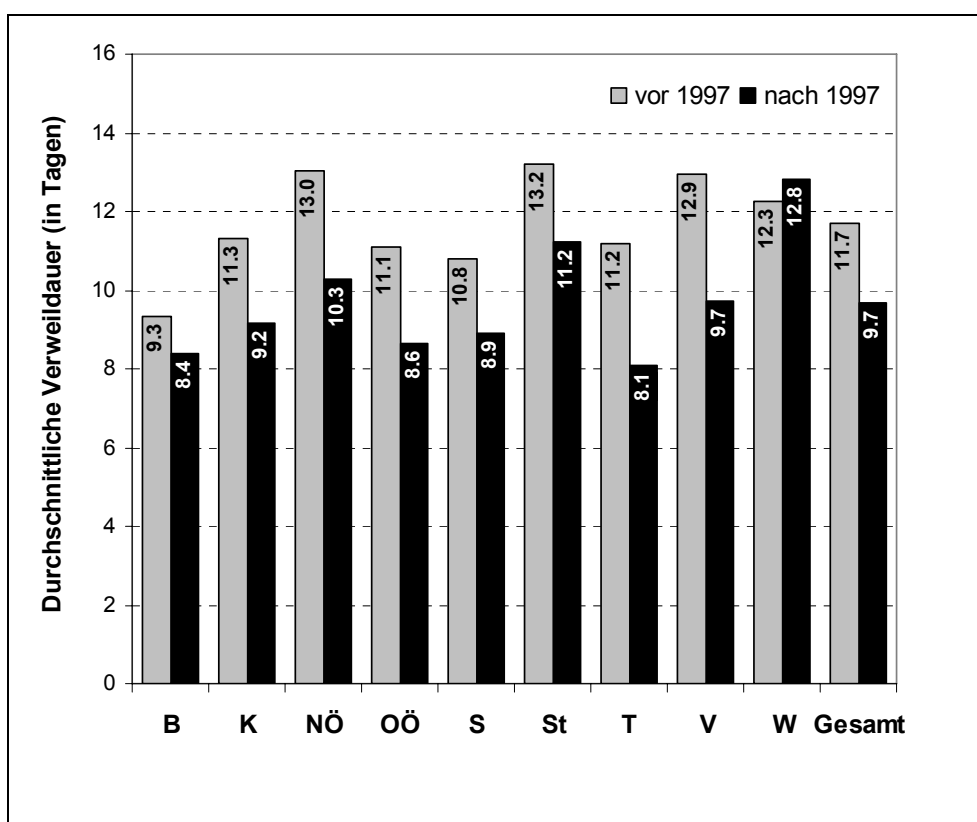


Abb. 2: Verweildauern in den österreichischen Bundesländern vor und nach 1997

Quelle: Eigene Berechnungen

In Tabelle 1 sind die durchschnittlichen Verweildauern nach Diagnosegruppen zusammengefasst. Demnach beträgt die durchschnittliche Verweildauer bundesweit 10.9 Tage. Zwischen den Diagnosegruppen sind starke Abweichungen auffällig. Die Spannweite reicht von 3.7 (sonstige Diagnosen) und 6.4 Tagen (Entbindungen und Komplikationen in Gravidität) bis 15.1 (Krankheiten des Kreislaufsystems) und 33.4 Tagen (psychiatrische Krankheiten).

<sup>37</sup> Dabei werden für die Jahre vor und nach 1997 jeweils Durchschnitte in den Verweildauern gebildet.

Beob- achtg.	Gesamt						Männer			Frauen					
	Mittelwert			Stabw.	Min.	Max.	Mittelw.	Stabw.	Min.	Max.	Mittelw.	Stabw.	Min.	Max.	
	1991- 2000	vor 1997	nach 1997												
Gesamt	90	10.9	11.5	9.5	1.8	7.1	15.3	10.7	1.8	6.9	15.4	11.1	2.0	7.4	17.3
Infektiöse und parasitäre Krankheiten	90	9.2	9.7	7.9	1.8	6.2	16.2	9.6	2.4	6.0	19.9	8.7	1.6	6.3	12.9
Neoplasien	90	8.9	9.6	7.2	1.8	5.8	13.8	8.8	1.9	5.5	13.4	8.9	1.8	5.8	14.4
Endokrinopathien, Stoffwechsel- und Immunstörungen	90	12.6	13.5	10.4	4.3	7.6	30.3	11.9	5.1	7.2	52.6	13.0	5.2	7.8	38.9
Krankheiten des Blutes	90	9.1	9.9	7.2	2.7	5.5	20.3	7.9	2.6	4.1	27.1	10.1	3.8	5.7	28.3
Psychiatrische Krankheiten	90	33.4	38.6	21.3	20.6	6.5	95.7	34.0	23.7	6.2	113.6	32.8	19.0	6.8	91.9
Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane	90	9.1	9.8	7.4	2.2	5.4	14.0	8.9	2.0	5.5	13.6	9.3	2.6	5.4	17.6
Krankheiten des Kreislaufsystems	90	15.1	15.6	13.9	5.0	8.7	33.5	13.4	2.4	8.1	18.8	17.0	8.2	9.3	47.6
Krankheiten der Atmungsorgane	90	9.2	9.4	8.8	2.3	6.6	18.4	8.9	2.4	6.5	25.4	9.6	3.0	6.4	21.8
Krankheiten der Verdauungsorgane	90	8.8	9.3	7.7	1.3	6.5	12.0	8.5	1.3	6.1	11.4	9.2	1.4	6.8	13.0
Krankheiten der Urogenitalorgane	90	6.9	7.2	6.0	1.1	5.1	14.0	6.8	1.0	4.7	9.4	6.9	1.4	5.0	17.4
Entbindungen und Komplikationen in Gravidität	90	6.4	6.6	5.8	0.7	5.0	8.0	–	–	–	–	6.4	0.7	5.0	8.0
Krankheiten der Haut und des Unterhautzellgewebes	90	8.3	8.6	7.5	1.2	5.4	12.2	7.9	1.1	5.7	10.3	8.7	1.4	5.1	14.4
Krankheiten des Skeletts, Muskeln und Bindegewebe	90	12.5	13.1	11.2	2.0	7.9	16.3	11.4	2.2	6.8	15.4	13.3	2.2	8.9	20.3
Kongenitale Missbildungen	90	8.6	9.0	7.7	2.9	4.4	20.5	8.2	2.9	4.0	20.4	9.0	3.8	4.5	30.1
Perinatale Affektionen	90	11.8	12.2	10.9	3.1	5.6	20.6	11.4	3.0	5.6	20.0	12.3	3.4	5.5	21.2
Symptome und Schlecht bez. Affektionen	90	7.3	7.4	7.2	2.7	4.5	17.5	6.4	1.7	4.2	12.3	8.0	3.8	4.7	23.6
Verletzungen und Vergiftungen	90	8.7	9.0	8.0	1.1	6.9	12.7	7.8	0.9	6.1	10.1	9.8	1.5	7.6	16.1
Verschiedene Anlässe zur Spitalsbehandlung	90	3.7	4.1	2.8	1.2	2.0	9.1	5.1	9.5	1.5	91.5	3.5	0.8	1.9	6.3

Tab. 1. Deskriptive Statistik – Durchschnittliche und spezifische Verweildauern, 1991-2000

Quelle: Eigene Berechnungen

Auch innerhalb einer Diagnosegruppe treten deutliche Unterschiede zutage. So liegt beispielsweise bei Erkrankungen des Kreislaufsystems der Minimalwert bei 8.7 Tagen (für Tirol im Jahr 2000), während die höchste Verweildauer mit 33.5 Tagen (für Wien 1996) zu verzeichnen ist. Eine Gegenüberstellung der durchschnittlichen Verweildauern vor und nach 1997 (Spalte 3 und 4 in Tabelle 1) zeigt für alle Diagnosegruppen eine Senkung der Verweildauern. Am stärksten ist der Rückgang bei psychiatrischen Krankheiten (-44.9%) sowie bei den sonstigen Diagnosen (-30.9%), relativ schwach bei Erkrankungen der Atmungsorgane (-5.4%) sowie bei Symptomen und schlecht bezeichneten Affektionen (-2.9%). Schließlich bestätigt Tabelle 1 in Bezug auf Geschlechterunterschiede den Befund aus Abbildung 1, wonach Frauen im Durchschnitt längere Verweildauern als Männer in Kauf zu nehmen haben. Ausnahmen bilden lediglich infektiöse und parasitäre Krankheiten, psychiatrische Krankheiten und die sonstigen Diagnosen.

### 3. Empirische Ergebnisse

Die empirischen Resultate werden in den Tabellen 2 bis 4 präsentiert. Tabelle 2 bezieht sich auf die durchschnittliche Verweildauer, wobei im linken Tabellenteil das gesamte Sample verwendet wird. Es werden die Ergebnisse von drei Modellen ausgewiesen. In Modell A wird ein Zweiwegmodell mit fixen Diagnoseeffekten und fixen Ländereffekten geschätzt. Modell B nimmt zusätzlich einen Interaktionsterm zwischen den Diagnosegruppen- und Ländereffekten auf (vgl. auch Fußnote 28). Die Gegenüberstellung der beiden Modelle zeigt, dass Wechselwirkungen zwischen den Diagnosegruppen- und Ländereffekten die Erklärungskraft des Modells signifikant erhöhen (vgl. Wald-Test des Interaktionsterms). Ferner ist die Güte der Regression in Modell B höher als in Modell A, sodass Modell B gegenüber Modell A zu bevorzugen ist. In Modell B weist der Test auf AR(1) darauf hin, dass serielle Korrelation vorliegt. In Modell C erfolgt daher eine Transformation nach Prais-Winsten. Erwartungsgemäß verändern sich dadurch die Punktschätzer kaum, lediglich die Standardfehler steigen tendenziell an.

Für den über die Diagnosegruppen aggregierten Datensatz (im rechten Tabellenteil) lehnt der Hausman-Test auf zufällige Ländereffekte nicht ab, was angesichts der geringen Beobachtungszahl wenig überrascht. Dies spricht für die Verwendung eines Modell mit zufälligen Ländereffekten.<sup>38</sup>

38 Random-Effects Modell; vgl. Baltagi (2005), S. 14 ff.

abhängige Variable: Verweildauer (in log)	Within			Aggregiert	
	Modell A	Modell B	Modell C	Modell D	Modell E
Unabhängige Variablen					
Kosten pro Behandlungstag (in log)	-0.387 *** (0.062)	-0.331 *** (0.046)	-0.361 *** (0.052)	-0.224 *** (0.085)	-0.215 ** (0.085)
Betten pro 1000 Einwohner (in log)	0.105 (0.247)	0.061 (0.189)	0.078 (0.221)	0.381 ** (0.168)	0.303 * (0.180)
Anteil männlicher Patienten (in log)	0.001 (0.027)	-0.171 ** (0.084)	-0.129 * (0.071)	0.254 (0.221)	0.355 # (0.229)
Anteil Patienten über 65 Jahre (in log)	0.039 ** (0.018)	0.015 (0.042)	-0.004 (0.038)	-0.187 (0.194)	-0.265 (0.200)
LKF97	-0.100 *** (0.018)	-0.085 *** (0.012)	-0.062 *** (0.014)	-0.102 *** (0.028)	-0.074 ** (0.032)
LKF97 * Dummy für zentrale/dezentrale Struktur	–	–	–	–	-0.068 * (0.040)
Beobachtungen	1620	1620	1620	90	90
(Within) $R^2$	0.7785	0.9122	0.8951	0.6150	0.6284
Hausman Test: $\chi^2$ (5)		81.17 ***	56.11 ***	3.84	1.03
AR(1): F (1.8) <sup>a)</sup>		35.29 *** (1,161)			
Wald Tests: <sup>b)</sup>					
Diagnosegruppeneffekte: F(17,df)	201.68 ***	210.19 ***	135.02 ***		
Ländereffekte: F(8,df)	15.49 ***	33.98 ***	17.44 ***		
Diagnosegruppen-/Ländereffekte: F(136,df)	–	43.09 ***	22.50 ***		
LKF97 - Effekt in % <sup>c)</sup>	-10.315 *** (1.597)	-8.645 *** (1.076)	-6.672 *** (1.272)	-10.900 *** (2.505)	-8.621 *** (2.939)

Anmerkungen: Robuste Standardfehler nach White (1980) in Klammer. <sup>a)</sup> Test auf Autokorrelation nach Wooldridge (2002) im (Standard-)FE Modell. <sup>b)</sup> df = 1589 in Modell A; df = 1453 in Modell B und C. <sup>c)</sup> Prozentuelle Veränderungen nach van Garderen und Shah (2002). \*\*\* signifikant mit 1%, \*\* signifikant mit 5%, \* signifikant mit 10%, # signifikant mit 15%.

Tab. 2: Auswirkungen der LKF 1997 auf die durchschnittliche Verweildauer

Quelle: Eigene Berechnungen

Für die LKF97 zeigen die Regressionen aus Tabelle 2 einen signifikant negativen Einfluss auf die durchschnittlichen Verweildauern. Dieser Effekt ist robust, unabhängig vom verwendeten Modelltyp. In der bevorzugten Modellvariante beträgt der Effekt -6.7% (vgl. Modell C, letzte Zeile), was – bezogen auf die durchschnittliche Verweildauer von 10.89 aus Tabelle 1 – einer Senkung von 0.73 Tagen entspricht. Der Punktschätzer im aggregierten Sample liegt bei -10.9% (oder -1.2 Tagen). In Bezug auf die Kontrollvariablen erhalten wir signifikante Parameterschätzer mit den erwarteten Vorzeichen: Die Verweildauern stehen in einem klar negativen Zusammenhang zu den Kosten je Behandlungstag und werden tendenziell positiv von der Bettenkapazität (gemessen in Betten pro 1000 Einwohner) beeinflusst, wobei die Punktschätzer im gesamten Datensatz insignifikant sind. Dies liegt darin begründet, dass diese Variable nur auf aggregierter Ebene, d. h. nicht auf Ebene der Diagnosegruppen, vorliegt und damit keine Variation zwischen den Diagnosegruppen aufweist. Gemischte Evidenz erhalten wir für den Altenanteil (Patienten über 65 Jahre) und den Anteil der männlichen Patienten, was die in Abschnitt 3 beschriebenen verweildauersenkenden und -steigernden Gegeneffekte bei beiden Variablen wiederzugeben scheint.

Gleichung (3) wird für das aggregierte Sample in einer zweiten Spezifikation geschätzt (vgl. letzte Spalte in Tabelle 2; Modell E). Dabei werden Informationen über die Rechtsträger- und Organisationsstruktur der Krankenhäuser in den Bundesländern verwendet und eine Dummyvariable gebildet, die einen Wert von 0 für zentralisierte, auf Landesebene organisierte Systeme annimmt und in allen anderen Fällen auf 1 gestellt wird (auf Landes- und Gemeindeebene organisiert sowie Systeme mit Glaubensgemeinschaften bzw. Orden als Rechtsträger). Um die Frage zu beantworten, ob der Effekt der LKF97 für zentrale oder dezentrale Systeme stärker ausfällt, bilden wir einen Interaktionsterm zwischen der Dummyvariable der LKF97 und jener der Rechtsträgerstruktur.<sup>39</sup> Aus Tabelle 2 geht hervor, dass der Interaktionseffekt signifikant negativ ist. Dies deutet darauf hin, dass der Effekt der LKF97 bei dezentral organisierten Krankenhaussystemen stärker ausfällt, als bei Systemen mit dominantem Landeseinfluss. Modell E zeigt weiters, dass die Aufnahme des Interaktionseffekts wenig Änderungen bei den restlichen Variablen bewirkt und auch die Güte der Regression nur unwesentlich verbessert. Den folgenden Analysen werden daher die Modelle C (in Bezug auf das gesamte Sample) und D (aggregiertes Sample) zugrunde gelegt.

In Tabelle 3 werden die Schätzergebnisse für Männer und Frauen ausgewiesen. Während im gesamten Datensatz der Effekt der LKF97 auf die Verweildauer mit -8.0% bis -7.4% etwa gleich stark ausfällt,<sup>40</sup> weisen Frauen im aggregierten Datensatz einen höheren Effekt von fast 3 Prozentpunkten auf (-7.1% bzw. -0.77 Tage bei Männern und -10% bzw. 1.1 Tage bei Frauen). Die Vorzeichen der Kontrollvariablen bleiben im Wesentlichen unverändert, mit der Ausnahme, dass im aggregierten Datensatz bei beiden Geschlechtsgruppen die Punktschätzer des Altenanteils signifikant negativ sind.

39 Diese Variable streut nur über die Länder und nicht über die Diagnosen. Bei einer entsprechenden Berücksichtigung im gesamten Sample ist der Interaktionsterm daher insignifikant.

40 Das 95%-Konfidenzintervall der Punktschätzer ist in beiden Gruppen nahezu identisch: -0.098 bis -0.041 (Frauen) bzw. -0.105 bis -0.045 (Männer).



abhängige Variable: Verweildauer (in log)				
Unabhängige Variablen	Within (Modell C)		Aggregiert (Modell D)	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Kosten pro Behandlungstag (in log)	-0.349 *** (0.061)	-0.337 *** (0.056)	-0.024 (0.126)	-0.144 # (0.095)
Betten pro 1000 Einwohner (in log)	0.118 (0.283)	0.138 (0.227)	0.674 * (0.393)	0.422 ** (0.187)
Anteil männlicher Patienten (in log)	-0.152 * (0.091)	-0.132 * (0.069)	-0.179 (0.327)	0.409 * (0.248)
Anteil Patienten über 65 Jahre (in log)	-0.016 (0.052)	0.030 (0.036)	-0.348 * (0.208)	-0.329 # (0.218)
LKF97	-0.075 (0.015)	-0.069 *** (0.015)	-0.058 * (0.031)	-0.090 *** (0.032)
Beobachtungen	1531	1620	90	90
(Within) R <sup>2</sup>	0.8590	0.8766	0.7217	0.5099
Hausman Test: $\chi^2$ (5)	57.59 ***	44.39 ***	11.77 **	0.88
AR(1): F (df1,df2)	5.36 ** (1,152)	43.13 *** (1,161)		
Wald Tests: <sup>a)</sup>				
Diagnosegruppeneffekte: F(17,df)	108.81 ***	124.85 ***		
Ländereffekte: F(8,df)	13.38 ***	17.28 ***	9.32 ***	
Diagnosegruppen-/Ländereffekte: F(136,df)	28.45 ***	17.88 ***		
LKF97 - Effekt in %	-7.966 *** (1.424)	-7.363 *** (1.361)	-7.125 *** (2.952)	-10.015 *** (2.879)
Anmerkungen: Vgl. Tabelle 2. <sup>a)</sup> df = 1372 (1453) für Männer (Frauen); df = 76 bei Männern im aggregierten Sample. *** signifikant mit 1%, ** signifikant mit 5%, * signifikant mit 10%, # signifikant mit 15%.				

Tab. 3: Auswirkungen der LKF 1997 auf die durchschnittliche Verweildauer – Geschlechtsspezifischer Effekt

Quelle: Eigene Berechnungen

In Bezug auf die einzelnen Diagnosegruppen bestätigt Tabelle 4 die bisherigen Ergebnisse. Lediglich für drei Diagnosegruppen (Infektiöse und parasitäre Krankheiten, kongenitale Missbildungen und perinatale Infektionen) finden wir insignifikante Ergebnisse. Von diesen Ausnahmen abgesehen ist der Einfluss der LKF97 auf die Verweildauern durchwegs signifikant negativ. Dabei treten relativ starke Streuungen in den verweildauersenkenden Einflüssen des Systemwechsels zu Tage. Am stärksten sind diese Effekte – abgesehen von den sonstigen Diagnosen (letzte Zeile von Tabelle 4) – bei psychiatrischen Krankheiten (-24.5% bzw. -7.8 Tage bezogen auf den in Tabelle 1 ausgewiesenen Mittelwert) und bei Blutkrankheiten (-18% bzw. -1.6 Tage). Weiters ist aus dem Vergleich der durchschnittlichen Verweildauern von Tabelle 1 mit den in Tabelle 4 geschätzten Effekten nicht erkennbar, dass bei den längeren Aufenthaltsdauern der verweildauersenkende Effekt der LKF97 abgeschwächt oder gar positiv ist. So liegt beispielsweise die Verweildauer bei Krankheiten des Kreislaufsystems (bei sonstigen Diagnosen) vor 1997 über (unter) dem Durchschnitt von 11.5 Tagen (vgl. Tabelle 1). Der Effekt der LKF97 liegt allerdings mit -9.2% (-16.9%) unter (über) dem durchschnittlichen Effekt von -10.9% aus Tabelle 2. Damit kann für den vorliegenden Datensatz die Hypothese von Newhouse und Byrne verworfen werden.<sup>41</sup>

---

41 Vgl. Newhouse und Byrne (1988).

abhängige Variable: Verweildauer (in log)		Gesamt		Männer		Frauen	
		Punktschätzer	Effekt in %	Punktschätzer	Effekt in %	Punktschätzer	Effekt in %
Unabhängige Variable: LKF97 <sup>a)</sup>							
Infektiöse und parasitäre Krankheiten		0.001 (0.031)	-1.450 (3.143)	0.007 (0.046)	-1.597 (4.597)	-0.009 (0.034)	-2.550 (3.395)
Neoplasien		-0.039 * (0.022)	-4.917 ** (2.145)	-0.030 (0.027)	-4.228 * (2.630)	-0.053 * (0.029)	-6.512 *** (2.738)
Endokrinopathien, Stoffwechsel- und Immunstörungen		-0.117 ** (0.056)	-13.531 *** (4.965)	-0.079 * (0.043)	-9.565 *** (3.942)	-0.145 * (0.074)	-16.644 *** (6.382)
Krankheiten des Blutes		-0.165 ** (0.067)	-17.986 *** (5.640)	-0.209 ** (0.090)	-22.461 *** (7.249)	-0.144 * (0.077)	-16.646 *** (6.648)
Psychiatrische Krankheiten		-0.220 ** (0.095)	-23.477 *** (7.577)	-0.251 ** (0.107)	-26.255 *** (8.217)	-0.217 ** (0.098)	-23.356 *** (7.817)
Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane		-0.026 (0.036)	-4.258 # (3.459)	0.032 (0.042)	1.116 (4.329)	-0.092 ** (0.044)	-10.752 *** (3.969)
Krankheiten des Kreislaufsystems		-0.069 (0.056)	-9.241 ** (5.229)	-0.052 (0.040)	-6.951 ** (3.754)	-0.089 (0.064)	-11.406 ** (5.819)
Krankheiten der Atmungsorgane		-0.036 (0.041)	-5.526 * (3.945)	-0.020 (0.032)	-3.506 # (3.106)	-0.050 (0.052)	-7.351 * (4.931)
Krankheiten der Verdauungsorgane		-0.041 ** (0.017)	-4.851 *** (1.591)	-0.062 *** (0.016)	-6.757 *** (1.539)	-0.044 ** (0.020)	-5.273 *** (1.873)
Krankheiten der Urogenitalorgane		-0.041 * (0.023)	-5.159 ** (2.204)	-0.051 *** (0.018)	-5.797 *** (1.685)	-0.037 (0.029)	-5.040 ** (2.813)
Entbindungen und Komplikationen in Gravidität		—		—		-0.038 ** (0.015)	-4.414 *** (1.472)
Krankheiten der Haut und des Unterhautzellgewebes		-0.036 # (0.024)	-4.678 ** (2.319)	-0.036 # (0.024)	-4.690 ** (2.281)	-0.049 # (0.032)	-6.294 ** (3.066)
Krankheiten des Skeletts, Muskeln und Bindegewebe		-0.075 ** (0.038)	-8.983 *** (3.510)	-0.047 * (0.029)	-5.947 ** (2.750)	-0.078 ** (0.045)	-9.600 ** (4.196)
Kongenitale Missbildungen		0.002 (0.087)	-4.042 (8.619)	-0.020 (0.083)	-5.980 (8.049)	0.016 (0.110)	-3.770 (11.039)
Perinatale Affektionen		0.007 (0.028)	-0.686 (2.850)	0.014 (0.032)	-0.207 (3.255)	-0.007 (0.037)	-2.527 (3.695)
Symptome und Schlecht bez. Affektionen		-0.049 (0.070)	-8.105 # (6.681)	-0.071 (0.055)	-9.433 ** (5.154)	-0.035 (0.088)	-7.558 (8.412)
Verletzungen und Vergiftungen		-0.020 (0.021)	-2.980 * (2.065)	-0.012 (0.020)	-2.149 # (1.946)	-0.039 (0.030)	-5.197 ** (2.852)
Verschiedene Anlässe zur Spitalbehandlung		-0.153 ** (0.064)	-16.902 *** (5.472)	-0.300 ** (0.144)	-31.050 *** (10.519)	-0.101 ** (0.048)	-11.701 *** (4.310)

Anmerkungen: vgl. Tabelle 2. <sup>a)</sup> Schätzergebnisse der Kontrollvariablen sind nicht ausgewiesen. \*\*\* signifikant mit 1%, \*\* signifikant mit 5%, \* signifikant mit 10%, # signifikant mit 15%.

Tab. 4: Auswirkungen der LKF97 auf die Verweildauer in einzelnen Diagnosegruppen

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 4 bestätigt schließlich, dass die Wirkungen der LKF97 auf die Verweildauern bei Frauen tendenziell stärker als bei Männern ins Gewicht fallen.

## V. Zusammenfassung

Die 1997 erfolgte Reform der österreichischen Krankenhausfinanzierung (LKF97) brachte als wesentliches Element eine Umstellung der Vergütungseinheit vom Pfllegetag hin zu einer fallbezogenen Pauschale. Außerdem wurde die Ausfallfinanzierung von Betriebsabgängen durch die Gebietskörperschaften stark eingeschränkt und damit das Finanzierungsrisiko der Krankenanstalten erhöht. Beide Maßnahmen waren darauf ausgerichtet, in das Finanzierungssystem des Krankenhaussektors effizienzfördernde Elemente zu implementieren. Aus gesundheitspolitischer Sicht stellt sich die Frage, ob sich durch die Reform die zentralen Output- und Zielgrößen des Gesundheitswesens positiv verändert haben.

Ein wichtiger Indikator der Leistungserstellung eines Krankenhauses ist die Krankenhausverweildauer. In der vorliegenden Arbeit wird die Auswirkung der LKF97 auf die Verweildauer untersucht. Dazu werden (auf aggregierter Ebene) Daten der neun österreichischen Bundesländer im Zeitraum 1991 bis 2000 verwendet. Empirisch wird ein Panelmodell (mit fixen Diagnosegruppen-/Ländereffekten) geschätzt, und zwar für die durchschnittliche und die diagnosespezifischen Verweildauern.

Die ökonometrischen Ergebnisse zeigen, dass die 1997 erfolgte Umstellung der Krankenhausfinanzierung sich klar positiv auf eine Senkung der Verweildauern ausgewirkt hat. Der Gesamteffekt liegt in einer Größenordnung von 7% bis 11%, wobei für einzelne Diagnosen teilweise starke Abweichungen nach oben wie auch nach unten feststellbar sind. Ein systematisches Muster des Einflusses der LKF97 in Bezug auf die Länge der Verweildauern ist hingegen nicht feststellbar.

Es gibt deutliche empirische Evidenz dafür, dass mit der Senkung der Verweildauer auch eine Dämpfung des Anstiegs der Krankenhauskosten einhergeht. Trotzdem wäre es vorzuziehen die Senkung der Verweildauer mit einer Steigerung der Effizienz gleichzusetzen. Dazu ist es notwendig, auf Veränderungen in der Versorgungsqualität und in der Arbeitsteilung zwischen ambulantem und stationärem Sektor zu kontrollieren. Es gibt Hinweise darauf, dass nach der Einführung der LKF1997 die Hospitalisierungsrate in Österreich angestiegen ist. Diese Entwicklung berührt damit auch einen offenen Punkt der Finanzierungsreform. Die bestehenden Fehlanreize an den Nahtstellen von ambulanter und stationärer Versorgung bleiben weitgehend unangetastet. Erst in den Gesundheitsreformen der Jahre 2005/06 wird das Hauptaugenmerk auf diese Defizite gerichtet.

## Abstract

*Birgit Schützinger, Engelbert Theurl and Hannes Winner, The Impact of Hospital Funding on the Length of Stay. Empirical Evidence from Austria*

*Panel Econometrics; Hospital Funding; Hospital Length of Stay*

*In 1997 Austria has changed the hospital financing system. The most important change was a change from a per diem-based payment scheme to a per case-based one. This paper analyzes whether this reform has influenced the hospital length of stay. We use data for 20 diagnostic groups from the nine Austrian provinces (Bundesländer) between 1989 and 2000. Our findings indicate that the change of the hospital financing system has induced a systematic decrease in the average hospital length of stay.*

## Literaturverzeichnis

- Baltagi, Badi H. (2005), *Econometrics of Panel Data*, 3. Aufl., Chichester
- Bech, Michael (2000), Review and Evaluation of Economic Models of Hospitals Addressing Reimbursement Questions, Paper präsentiert am 21. Nordic Health Economist Study Group Meeting in Lund, August 2000
- Boadway, Robin, Maurice Marchand und Motohiro Sato (2004), An optimal contract approach to hospital financing, *Journal of Health Economics* 23, S. 85-110
- Bundesministerium für Gesundheit und Frauen (2004), Die Funktionsweise des österreichischen LKF-Systems, Wien
- Carey, Kathleen (2000), Hospital cost containment and length of stay: An Econometric analysis, *Southern Economic Journal* 67, S. 363-380
- Davidson, Russel und James MacKinnon (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford
- Ellis, Randall P. (1998), Creaming, skimping and dumping: Provider competition on the intensive and extensive margins, *Journal of Health Economics* 17, S. 537-555
- Ellis, Randall P. und Thomas G. McGuire (1996), Hospital response to prospective payment: Moral hazard, selection, and practice-style effects, *Journal of Health Economics* 15, S. 257-277
- Frank, Richard G. und Judith R. Lave (1989), A comparison of hospital responses to reimbursement policies for Medicaid psychiatric patients, *Rand Journal of Economics* 20, S. 588-600
- Gilman, Body H. (2000), Hospital response to DRG refinements: The impact of multiple reimbursement incentives on inpatient length of stay, *Health Economics* 9, S. 277-294
- Hodgkin, Dominic und Thomas G. McGuire (1994), Payment levels and hospital response to prospective payment, *Journal of Health Economics* 13, S. 1-29
- Hofmarcher, Maria und Monika Riedel (2001), Schwerpunktthema: Das österreichische Krankenanstaltenwesen – eines oder neun Systeme?, *Health System Watch*, 1/Frühjahr 2001, Institut für Höhere Studien, Wien
- Jørgensen, Henrik S. et al. (1999), What determines good recovery in patients with the most severe strokes?, *Stroke* 30, S. 2008-2012
- Kjerstad, Egil (2003), Prospective funding of general hospitals in Norway – Incentives for higher production?, *International Journal of Health Care Finance & Economics* 3, S. 231-252
- Leonard, Kevin J. et al. (2003), The effect of funding policy on day of week admissions and discharges in hospitals: the cases of Austria and Canada, *Health Policy* 63, S. 239-257
- McClellan, Mark (1997), Hospital reimbursement incentives: An empirical analysis, *Journal of Economics & Management Strategy* 6, S. 91-128
- Martin, Stephen und Peter Smith (1996), Explaining variations in inpatient length of stay in the national health service, *Journal of Health Economics* 15, S. 279-304
- Mikkola, Hennamari (2003), Hospital pricing reform in the public health care system – An empirical case study for Finland, *International Journal of Health Care Finance & Economics* 3, S. 267-286
- Newhouse, Joseph P. (1996), Reimbursing health plans and health providers: Efficiency in production versus selection, *Journal of Economic Literature* 34, S. 1236-1263
- Newhouse, Joseph P. und Daniel J. Byrne (1988), Did medicare's prospective payment system cause length of stay to fall, *Journal of Health Economics* 7, S. 413-416

- Norton, Edward C. et al. (2002), Does prospective payment reduce inpatient length of stay?, *Health Economics* 11, S. 377-387
- Rauner, Marion S. et al. (2003), Modelling the effects of the Austrian inpatient reimbursement system on the length-of-stay distributions, *OR Spectrum* 25, S. 183-206
- Sahai, Hardeo und Mohammed I. Ageel (2000), *The analysis of variance*, Boston et al.
- Sommersguter-Reichmann, Margit (2000), The impact of the Austrian hospital financing reform on hospital productivity: empirical evidence on efficiency and technology changes using a non-parametric input-based Malmquist approach, *Health Care Management Science* 3, S. 309-321
- Sommersguter-Reichmann, Margit und Adolf Stepan (2000), Evaluating the New Activity-Based hospital financing system in Austria. In: E.J. Dockner et al. (Hrsg.), *Optimization, Dynamics and Economic Analysis*, Heidelberg, S. 49-63
- van Garderen, Kees J. und Chandra Shah (2002), Exact interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations, *Econometrics Journal* 5, S. 149-159
- Webb, C. et al. (1996), Age and recovery from brain injury: clinical opinions and experimental evidence, *Brain Injury* 10, S. 303-310
- White, Halbert (1980), A heteroskedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48, S. 817-838
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge