

Empirische Ergebnisse zur Ausgabenbelastung der Gesetzlichen Krankenversicherung durch einzelne Mitgliedergruppen

– insbesondere zur These der „Subventionierung“ der
freiwillig Versicherten durch die Pflichtmitglieder –

Some Empirical Evidence of the Expenditures Caused by Different Categories of Persons in the German Statutory Health Insurance System

Von Holger Mühlenkamp, Lüneburg

1. Problemstellung

Das Krankenversicherungssystem der Bundesrepublik Deutschland wird sowohl hinsichtlich des Ausgabenvolumens als auch in bezug auf die Versichertenzahl von der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) dominiert. Über 90% der Bevölkerung sind durch die GKV versichert¹⁾. Ein Großteil dieser Personen ist per Gesetz pflichtversichert; andere haben die Wahl zwischen gesetzlicher und privater Krankenversicherung. Aber auch die meisten Pflichtversicherten können zwischen zwei oder mehreren Kassen aus dem Bereich der sozialen Krankenversicherung wählen²⁾.

Die rechtlichen Bestimmungen haben im Zeitablauf zu sehr unterschiedlichen Zusammensetzungen der Mitgliederbestände der Kassen und Kassenarten geführt. Da mit verschiedenen Personengruppen versicherungstechnisch gesehen auch unterschiedliche Risiken verbunden sind, ist die Risikoselektion neben abweichenden Grundlöhnen eine der Haupturachen für die z.T. stark divergierenden Beitragssätze im System der sozialen Krankenversicherung. Die Beitragssatzdifferenzen beruhen kaum auf Effizienzunterschieden der Krankenversicherungen und dürften nur unwesentlich von ihnen zu beeinflussen sein. Um den Themenkomplex der Beitragssatzunterschiede entwickelte sich dementsprechend eine lang andauernde Kontroverse³⁾.

Die Diskussion um die unterschiedliche Belastung der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) durch verschiedene Bevölkerungs- bzw. Versichertengruppen

bekommt durch die beabsichtigte zweite Stufe der „Strukturreform im Gesundheitswesen“ eine zusätzliche Aktualität, da zur Schaffung gleicher Startvoraussetzungen aller Krankenkassen im Rahmen der vorgesehenen Wettbewerbsintensivierung ein sog. „Risikostrukturausgleich“ heftig debattiert wird⁴⁾. Trotz der sehr unterschiedlichen Standpunkte zu diesem Thema⁵⁾, scheint ein derartiges Ausgleichsverfahren prinzipiell als unvermeidlich⁶⁾, wenngleich verschiedene Verfahrensweisen denkbar sind⁷⁾.

Vor diesem Hintergrund sind Kenntnisse der spezifischen Einnahmen und Ausgaben der Versichertengruppen von hohem Wert. Während die Beitragseinnahmen in der GKV-Statistik recht detailliert nach Mitgliedergruppen ausgewiesen sind, werden die Ausgabenwerte zwar nach Leistungsarten, aber nicht hinsichtlich einzelner Personengruppen differenziert veröffentlicht.

Dieser Beitrag soll nun helfen, trotz der Datendefizite⁸⁾ genauere Zahlenwerte über die gruppenspezifischen Leistungsausgaben in der GKV zu gewinnen. Mittels eines regressionsanalytischen Modells werden die Leistungsausgaben pro Mitglied in Abhängigkeit von der Mitgliederstruktur und einigen noch zu erläuternden Kontrollvariablen geschätzt. Als Berechnungsgrundlage dienen die Daten aller Einzelkassen zweier Verbände – die der 269 Allgemeinen Ortskrankenkassen (AOKs) und 151 Innungskrankenkassen (IKKs). Alle Zahlen beziehen sich auf das Jahr 1986. In diesen beiden Kassensystemen waren während des genannten Zeitraumes etwa 18,1 Mio. Mitglieder versammelt, was einem Anteil von 49,67% an allen GKV-Mitgliedern entsprach⁹⁾. Mit diesem Datensatz wird ein wesentlich höherer Repräsentationsgrad als in früheren Arbeiten¹⁰⁾ mit den Daten zufällig oder willkürlich ausgewählter Krankenversicherungen erreicht.

Ein spezieller Aspekt ist die Beziehung zwischen Pflichtversicherten und freiwillig versicherten Mitgliedern. Häufig wird das Argument vorgetragen, daß freiwillig Versicherte in den gesetzlichen Kassen durch die Pflichtversicherten „subventioniert“ würden¹¹⁾, da die Wahlmöglichkeiten zu einer Risikoselektion mit dem Übertritt der „guten“ Risiken in die Private Krankenversicherung (PKV) und dem Verbleib der „schlechten“ Risiken in der GKV führten¹²⁾. Mit Hilfe der in der vorliegenden Arbeit durchgeführten Berechnungen läßt sich die Gültigkeit dieser These überprüfen.

2. Bisherige Ergebnisse

Die Analyse der Einnahmen und Ausgaben in der GKV wird außer aus der Beitragssatzperspektive zumeist aus dem verteilungspolitischen Blickwinkel geführt.

⁴⁾ Vgl. z.B. *Leber* (1987), *Hofmann/Hühne* (1988), *Neubauer* (1988b), *Wasem* (1990), *Pfaff/Wassener* (1990).

⁵⁾ Ein guter Überblick findet sich z.B. bei *Wasem* (1990), S. 56f.

⁶⁾ Vgl. z.B. *SVR* (1988, S. 75ff., 1989, S. 116ff., 1990, S. 156ff.).

⁷⁾ Vgl. *Brunkhorst* (1987).

⁸⁾ Der Sachverständigenrat zur Konzentrierten Aktion im Gesundheitswesen (SVR) spricht gar von einer „desolaten Datensituation“ für gesundheitspolitische Entscheidungsträger (SVR (1990, S. 166)).

⁹⁾ Berchnet nach BMA (o.J.).

¹⁰⁾ Vgl. z.B. *Henke/Behrens* (1989), *Zschocke* (1989).

¹¹⁾ Vgl. z.B. *Bartlingck* (1985), o.V. (1988).

¹²⁾ Vgl. *Meyel/Brenner* (1983), *Paquet* (1983), *Baumann* (1986), *Zschocke* (1989).

¹⁾ Vgl. z.B. *Neubauer* (1988a), S. 94.

²⁾ Die gesetzlichen Bestimmungen zur GKV-Mitgliedschaft und deren Auswirkungen sind ausführlich diskutiert z.B. bei *Brunkhorst* (1987), *Cassel* (1987), *Mühlenkamp* (1991).

³⁾ Vgl. z.B. *Henkel/Adam* (1982), *Henke* (1983), *Mühl* (1988), *Preiser/Weber* (1988).

Eine solche Vorgehensweise mündet in finanzwirtschaftlichen Inzidenzanalysen, in denen versucht wird, die finanzielle Be- und Entlastung verschiedener, nach soziodemographischen Merkmalen gegliederter Bevölkerungskreise zu ermitteln¹³).

Für eine ausführliche Darstellung aller bisher vorliegenden Ergebnisse ist an dieser Stelle kein Raum¹⁴), es sei lediglich darauf verwiesen, daß die Resultate kurzfristiger, zeitpunktbezogener Inzidenzanalysen des Systems der sozialen Krankenversicherung einen Familien- und Alterslasten- sowie einen Einkommensausgleich anzeigen. Ein wesentlicher Kritikpunkt an zeitpunktbezogenen Untersuchungen ist die Vernachlässigung der Tatsache, daß Personen im Laufe ihres Lebens verschiedenen soziodemographischen Gruppierungen zugeordnet werden können und daher eine Lebenszeitraumbetrachtung angemessen ist. In einem ersten Versuch, die lebenszyklischen Verteilungswirkungen zu ermitteln, zeigt sich, daß alleinstehende Männer und alle Zweiverdiener-Haushalte mit weniger als vier Kindern die Mitfinanciers der übrigen Haushaltsgruppen sind¹⁵).

Anknüpfend an die gesetzlichen Bestimmungen zur Mitgliedschaft in der GKV sind jedoch nicht nach sozio-demographischen Merkmalen gegliederte Haushaltsarten von Bedeutung; vielmehr müssen in einem derartigen Kontext Kategorien von Versicherten gebildet werden, die nach sozialversicherungsrechtlichen Kriterien gegliedert sind. Wettbewerbliche Regeländerungen betreffen nämlich die derart abgegrenzten Versicherten-(Sub-)Populationen.

Unter dieser Prämisse sind Gruppierungen wie pflichtversicherte Arbeitnehmer, Arbeitslose, Studenten, Sozialhilfeempfänger usw. zu betrachten. So gelten in der praxisorientierten Literatur Arbeitslose, Jugendliche und Behinderte und Rehabilitanten in berufsfördernden Einrichtungen ausgabenseitig als schlechte Risiken¹⁶). Freiwillig versicherte Sozialhilfeempfänger und Schwerbehinderte werden als extrem ungünstige Ausgabenrisiken beurteilt.

Von besonderem wettbewerblichen Interesse ist aber das Verhältnis zwischen pflichtversicherten und freiwillig versicherten Personen. Auf den ersten Blick spricht vieles für die Existenz eines höheren Ausgabenniveaus der freiwillig versicherten Mitglieder. Sowohl die Zahl der mitversicherten Familienangehörigen pro einhundert Versicherte (Familienlastquote) als auch einige Leistungsindikatoren liegen deutlich über den vergleichbaren Werten der Pflichtmitglieder¹⁷). Die Zahl der (ausgabenintensiven) Krankenhaustage der wahlweise Versicherten übersteigt den vergleichbaren Wert der Pflichtmitglieder deutlich. Das Volumen der Arbeitsunfähigkeit und Krankengeldtage liegt zwar darunter¹⁸), berücksichtigt man aber, daß viele freiwillige Mitglieder keinen Lohnfortzahlungs- und Krankengeldanspruch geltend machen können und folglich kein Interesse an einem Arbeitsunfähigkeitstest haben, unter-

schätzen die offiziell ausgewiesenen Zahlenwerte der Arbeitsunfähigkeits- und Krankengeldtage wahrscheinlich die tatsächliche Morbidität der freiwillig Versicherten.

Aus diesen indirekten Indikatoren auf konkrete Ausgabenwerte zu schließen, ist nicht unproblematisch. Die auf dieser Basis vorliegenden Ausgabenschätzungen¹⁹) sind daher eher skeptisch zu beurteilen. Zumal berücksichtigt werden muß, daß freiwillig Versicherte in den meisten Fällen höhere Versichertenbeiträge zahlen²⁰), läßt sich aus den Ausgabenwerten über die Nettowirkung noch nichts sagen. Zwei ausführlichere Umverteilungsanalysen kommen entgegen des ersten Eindrucks, der sich aus den Zahlenwerten der GKV-Statistik ergeben, tendenziell zu dem Ergebnis, daß freiwillig Versicherte nicht generell von Pflichtmitgliedern alimentiert werden²¹).

Im Gegenteil ermitteln Henke/Behrens (1989) sogar über fast alle Altersklassen eine – aus Ausgaben- und Einnahmegrößen gebildete – absolute und relative Netto-Mehrbelastung der freiwillig Versicherten im Vergleich zu den Pflichtmitgliedern. Zschocke (1989) kommt nach einer Differenzierung zwischen den verschiedenen GKV-Kassenarten zu dem Ergebnis, daß bei den Allgemeinen Ortskrankenkassen lediglich die freiwillig versicherten aktiven Frauen subventioniert werden, während die Männer Nettozahler sind. Bei den Ersatzkassen sind alle freiwillig Versicherten Nettozahler. Schließlich ist auch bei allen übrigen Kassenarten keine Besserstellung der freiwilligen Mitglieder feststellbar.

3. Modell- und Datenbeschreibung

Alle bislang vorliegenden Arbeiten enthalten Kostenschätzungen entweder auf der Basis von Familienlastquoten bzw. Leistungstagen oder es werden – wie bei den beiden letztgenannten Arbeiten – Ausgabenprofile verwendet, die nicht repräsentativ für das GKV-System sind.

Im Rahmen dieses Aufsatzes wird eine andere Vorgehensweise gewählt. Unter Verzicht auf fremde oder nicht repräsentative Daten wird versucht, ausschließlich aus den Informationen der GKV-Statistik die Ausgabenbelastung der gesetzlichen Krankenversicherung durch nach versicherungsrechtlichen Kriterien abgegrenzte Personenkategorien zu ermitteln. Zur Abschätzung der mitgliedergruppenspezifischen Leistungsausgaben werden in einer einfachen ökonomischen Gleichung die Leistungsausgaben pro Mitglied²²) der Kassen in linearer Beziehung zur Versichertenstruktur – gemessen durch die Anteile einzelner Mitgliedsgruppen an der Gesamtversichertenanzahl – gesetzt. Wegen der statistischen Eigenschaften der Schätzkoeffizienten lassen sich auch Signifikanztests auf Ausgabenunterschiede zwischen den einzelnen Mitgliederkreisen durchführen. Zudem lassen sich Hinweise auf die finanziellen Größenordnungen ablesen, die durch einen risiko-(gruppen-)spezifischen Finanzausgleich notwendig

¹³) Vgl. *Andel* (1975), *Ott* (1981), *Becker* (1985), *Henke/Behrens* (1989).

¹⁴) Vgl. hierzu z.B. *Mühlenkamp* (1991), S. 97ff.

¹⁵) Vgl. *Henke/Behrens* (1989), S. 75ff. und S. 121ff.

¹⁶) Vgl. z.B. *Bauer/Pick* (1988), *Bauer/Schönhofen* (1988), *Cyffka* (1988), *Pick* (1989).

¹⁷) Im Bereich der Ortskrankenkassen kamen 1986 auf 110 Pflichtmitglieder 59,84 mitversicherte Familienangehörige, während bei den freiwillig Versicherten 82,85 Personen mitversichert waren. Bei den Innungskrankenkassen betragen die Quoten 59,65 zu 100,63. Für alle Kassenarten waren im Durchschnitt Zahlenwerte von 55,75 und 104,63 beobachtbar (vgl. *BdO*, 1987, S. 5f.).

¹⁸) Vgl. *BMA* (o.J.), T. 144/1986–T. 146/1986.

¹⁹) Vgl. *Meyel/Brenner* (1983), *Baumann* (1986).

²⁰) Beschäftigte Pflichtmitglieder zahlten 1986 im Bundesdurchschnitt aller Krankenversicherungen Versichertenbeiträge in Höhe von etwa 3658,- DM, während freiwillige Mitglieder rund 4239,- DM aufwandten (berechnet nach *BMA* Tab. 1A u. Tab. 32A. (o.J.)).

²¹) Vgl. *Henke/Behrens* (1989), *Zschocke* (1989).

²²) Damit sind die Ausgaben für alle Leistungsbereiche gemeint. Eine Analyse einzelner Ausgabenbereiche überschreitet den Horizont dieser Arbeit. Entsprechende Schätzungen wurden für die Ortskrankenkassen bei *Mühlenkamp* (1991) durchgeführt.

wären²³). Schließlich besteht auch die Möglichkeit, zusätzlich zu den Mitgliedergruppen Kontrollvariablen wie z.B. Alter und Arbeitsunfähigkeit einzubeziehen.

Ausgangspunkt des hier verwendeten Modells ist die Überlegung, daß die gesamten Leistungsausgaben (LA) einer Krankenkasse identisch mit der Summe der Ausgaben aller k Mitgliedergruppen ist. Die Ausgaben einzelner Mitgliedergruppen erhält man durch Multiplikation der Zahl der Personen in den einzelnen Mitgliederkategorien (M_i) mit ihrem durchschnittlichen Leistungsverbrauch b_i . Demzufolge ist

$$LA = \sum_{i=1}^k b_i M_i \quad (1)$$

Dividiert man durch die Zahl der Mitglieder insgesamt (M), erhält man

$$\frac{LA}{M} = \sum_{i=1}^k b_i \frac{M_i}{M} \quad (2)$$

Die Gl. (2) bildet die Grundlage des ökonomischen Schätzmodells, in dem die Pro-Mitglied-Leistungsausgaben von t Krankenkassen in Abhängigkeit von ihrer Mitgliederstruktur geschätzt werden:

$$\frac{LA_t}{M_t} = \sum_{i=1}^k b_i \frac{M_{it}}{M_t} + u_t \quad (3)$$

LA_t , M_{it} und M_t sind bekannt. Die Koeffizienten b_i zeigen die geschätzten Werte der unbekanntenen Ausgaben für einzelne Bevölkerungskreise an. Die Gl. (3) läßt sich

$$\text{wegen } \sum_{i=1}^k \frac{M_{it}}{M_t} = 1 \text{ zu}$$

$$\frac{LA_t}{M_t} = b_1 \left(1 - \sum_{i=2}^k \frac{M_{it}}{M_t} \right) + \sum_{i=2}^k b_i \frac{M_{it}}{M_t} + u_t \text{ bzw.}$$

$$\frac{LA_t}{M_t} = b_1 + \sum_{i=2}^k (b_i - b_1) \frac{M_{it}}{M_t} + u_t \text{ bzw.}$$

$$\frac{LA_t}{M_t} = b_1 + \sum_{i=2}^k c_i \frac{M_{it}}{M_t} + u_t \quad (4)$$

²³ Die hier ermittelten Ausgabenwerte ließen sich als „Normkosten“ (Vgl. Hofmann/Hühne, 1988, Pfaff/Wassener, 1990) interpretieren, die bestimmte Personengruppen im Jahres- und Kassendurchschnitt verursachen. Gruppenspezifische Kostenabweichungen bei einzelnen Kassen zeigen das Ausmaß des Ausgleichsbetrages an, welchen die Kassen in einen Ausgleichsfonds zahlen müßten bzw. aus diesem Fonds erhalten müßten. Da wegen des bisher nicht stattfindenden Ausgleichsverfahrens, im Gegensatz zur Krankenversicherung der Rentner (KVdR), kein Anreiz für die Kassen bestand, die Zahlungen systematisch zu beeinflussen, dürften die hier ermittelten Werte unter diesem Blickwinkel als unverfälscht anzusehen sein.

umformen. Für alle Schätzungen wurde im Rahmen dieser Arbeit anstelle von (3) die Gl. (4) vorgezogen, da sich in diesem Fall die Schätzkoeffizienten c_i als Differenz zum Ausgabenwert einer ausgesuchten Referenzpersonengruppe interpretieren lassen.

Über die Mitgliederstruktur hinaus wird das Modell schrittweise erweitert, um den Einfluß zweier weiterer Merkmalsgruppen zu kontrollieren. Einerseits sind dies Kriterien, die näherungsweise die Morbidität der Versicherten charakterisieren, nämlich Durchschnittsalter und Krankenstand. Letzterer wird durch die Zahl der Arbeitsunfähigkeitstage pro Mitglied gemessen²⁴). Die zweite Merkmalsgruppe beinhaltet die sogenannten „Leistungsfälle“²⁵). Dabei werden die beiden wichtigsten Fallarten – die ambulanten Behandlungsfälle sowie die Krankenhausfälle – einbezogen. Die erstgenannte Variable umfaßt sowohl den ärztlichen als auch den zahnärztlichen Bereich. Bei einem Teil der hier untersuchten Kassen kann darüberhinaus auch noch die Familienlastquote berücksichtigt werden. In den erweiterten Versionen übernimmt die Konstante neben dem Ausgabenwert der Referenzgruppe b_1 noch den inhomogenen Teil der zusätzlichen Regressoren.

Als Schätzverfahren dient die einfache Methode der kleinsten Quadrate (Ordinary Least-Squares = OLS). Die folgenden drei Modelle sind geschätzt worden:

$$(1) \frac{LA_t}{M_t} = b_1 + \sum_{i=1}^k c_i \frac{M_{it}}{M_t} + b_2 DAOK_t + u_t$$

$$(2) \frac{LA_t}{M_t} = b_1 + \sum_{i=1}^k c_i \frac{M_{it}}{M_t} + b_2 DURALT_t + b_3 AUTM_t + b_4 DAOK_t + u_t$$

$$(3) \frac{LA_t}{M_t} = b_1 + \sum_{i=1}^k c_i \frac{M_{it}}{M_t} + b_2 DURALT_t + b_3 AUTM_t + b_4 KHFM_t + b_5 AMBFM_t + b_6 DAOK_t + b_7 FAMLASTQ_t^* + u_t$$

*) nur im reinen AOK-Modell

²⁴ Ein Einwand gegen die Arbeitsunfähigkeitstage (AU-Tage) kann aus der Tatsache abgeleitet werden, daß dort nur die ärztlicherseits bestätigte Morbidität berücksichtigt wird, die sich i. W. nur auf Arbeitnehmer und Arbeitslose bezieht, da andere Versichertengruppen kaum Anreize zur Erlangung eines AU-Testats besitzen. Aus diesen Gründen könnte das hier verwendete Maß die tatsächliche Morbidität unterschätzen. In Ermangelung eines besseren Indikators werden hier die AU-Tage gleichwohl verwendet. Sofern dieser Meßfehler über alle betrachteten Krankenkassen gleich verteilt ist, dürften die so hervorgerufenen Ergebnisverzerrungen in einem vertretbaren Ausmaß bleiben.

²⁵ An anderer Stelle (vgl. Düttmann, 1978, S. 70ff.) werden die Behandlungsfälle als Indikator für Morbidität verwendet. Wir wollen uns dieser Bezeichnung jedoch nicht anschließen, da die Zahl der Fälle in einem erheblichen Ausmaß von seiten der Anbieter gesteuert werden kann und daher gleichzeitig patienten- und angebotsinduzierte Nachfrage widerspiegelt. Zum Problem der Angebotsinduzierung vgl. z.B. Adam (1983), Breyer (1984) und Reinhardt (1985).

Die Anteile der Mitgliedergruppen M_i sind im einzelnen:

APFLIWOR	= Anteil der pflichtversicherten Frauen mit Krankengeldanspruch
AARBLMOR	= Anteil der männlichen Arbeitslosen
AARBLWOR	= Anteil der arbeitslosen Frauen
ASONSTOR	= Anteil der sonstigen Gruppierungen
AFREIMOR	= Anteil der freiwillig versicherten Männer ²⁶⁾
AFREIWOR	= Anteil der freiwillig versicherten Frauen ²⁶⁾

Zur genaueren Differenzierung des Personenkreises der freiwillig Versicherten ist alternativ zur Einteilung in Männer (AFREIMA) und Frauen (AFREIWE) eine weitere Unterteilung der freiwillig Versicherten in Personen mit Krankengeldanspruch (AFRMKGAM und AFRMKGAW) und solche ohne einen derartigen Anspruch (AFROKAM und AFROKAW) vorgenommen worden²⁷⁾, wobei

AFRMKGAM	= Anteil der freiwillig versicherten Männer mit Krankengeldanspruch
AFRMKGAW	= Anteil der freiwillig versicherten Frauen mit Krankengeldanspruch
AFROKAM	= Anteil der freiwillig versicherten Männer ohne Krankengeldanspruch
AFROKAW	= Anteil der freiwillig versicherten Frauen ohne Krankengeldanspruch

gilt. Die weiteren Variablen sind:

DURALT	= Durchschnittsalter der Versicherten
AUTM	= Zahl der Arbeitsunfähigkeitstage je Versicherten
KHFM	= Zahl der Krankenhausfälle je Versicherten

²⁶⁾ In diesen Personenkategorien sind fast alle freiwillig Versicherten zusammengefaßt, lediglich die zahlenmäßig unbedeutenden freiwillig versicherten Studenten und Vorruhestandsgeldempfänger sind den sonstigen Gruppierungen (ASONSTOR) zugerechnet.

²⁷⁾ Leider erlaubt eine Unterscheidung zwischen krankengeld- und nichtkrankengeldanspruchsberechtigten Wahlversicherten keine hundertprozentig homogene Gruppenbildung: Voraussetzung für den Empfang von Krankengeld ist grundsätzlich die Erzielung von Arbeitsentgelt (bei unselbständig Beschäftigten) oder Arbeitseinkommen (bei Selbständigen). Prinzipiell – dieses dürfte aber eher die Ausnahme sein – konnten sich aber freiwillige Mitglieder mit Krankengeld versichern, wenn sie nicht Arbeitnehmer und damit jedoch auch nicht zwangsläufig selbständig waren (vgl. Töns, 1986, S. 457).

Viele Kassen schlossen jedoch aufgrund des „alten“ § 215 RVO bei freiwilligen Mitgliedern den Krankengeldanspruch aus, wenn sie nicht im Falle der Arbeitsunfähigkeit ihr laufendes Einkommen verloren (vgl. Töns, 1986, S. 461).

Summa Summarum dürfte sich daher die Gruppe der freiwillig GKV-Versicherten, die einen Krankengeldanspruch besaß, nahezu vollständig aus Arbeitnehmern und Selbständigen – also im weitesten Sinne beruflich Tätigen – zusammensetzen. Umgekehrt umfaßt der Kreis der freiwilligen Mitglieder ohne einen derartigen Leistungsanspruch die nicht beruflich Tätigen, also weiterversicherte ehemalige Familienangehörige, Rentner, Prüfungskandidaten, Schwerbehinderte usw.

AMBFM	= ambulante ärztliche und zahnärztliche Behandlungsfälle je Versicherten
DAOK	= Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn die betrachtete Kasse eine AOK ist. Ansonsten ist sie gleich 0.
FAMLASTQ	= Zahl der mitversicherten Familienangehörigen pro Mitglied (nur AOK)

Das Durchschnittsalter der Versicherten DURALT ist ein Risikoindikator, da mit zunehmendem Alter die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen steigt. Der ausgewiesene Schätzkoeffizient zeigt an, in welchem Maße die durchschnittlichen Leistungsausgaben expandieren, wenn sich das durchschnittliche Lebensalter der Versicherten um ein Jahr erhöht. Die Zahl der Arbeitsunfähigkeitstage pro Mitglied AUTM dient als Maß für das Morbiditätsrisiko der Versichertengemeinschaften, eine hohe Arbeitsunfähigkeitsrate dürfte auch Leistungsausgaben auf hohem Niveau erwarten lassen. Der Koeffizient von AUTM spiegelt die zusätzlichen Kosten eines Tages der Abwesenheit vom Arbeitsplatz wider. Die ausgewiesenen Schätzwerte von KHFM und AMBFM zeigen, in welchem Ausmaß die Ausgaben der Kassen steigen, wenn jeder Versicherte einen Krankenhaus- bzw. ambulanten Behandlungsfall pro Jahr zusätzlich über den bisherigen Umfang hinaus verursacht. Für den AOK-Bereich kann die Familienlast kontrolliert werden; der Schätzwert für FAMLASTQ zeigt an, um wieviel die Ausgaben ceteris paribus steigen, falls ein Familienangehöriger pro Versicherten zusätzlich in die Versichertengemeinschaft aufgenommen wird.

Die vorliegende Untersuchung beschränkt sich dabei aus zwei Gründen auf die allgemeine Krankenversicherung (AKV), in der die Rentner unberücksichtigt bleiben: Erstens sind für die Mitglieder insgesamt (inkl. Rentner) die Maße für Arbeitsunfähigkeit und Familienlastquote ungeeignet, da für Rentner in der Regel keine Arbeitsunfähigkeitsbescheinigungen ausgeschrieben werden bzw. die Zahlen der mitversicherten Familienangehörigen nicht präzise genug vorliegen. Zweitens bildet die AKV die homogenere Versichertengruppe, für die im Kontext der Reformbestrebungen ein neu einzuführender Finanzausgleich diskutiert wird (ein Finanzausgleich für Rentner existiert bereits).

Aus der im Anhang aufgeführten Tab. 2 können die für die ökonomische Schätzung verwendeten Variablen, deren genaue Bezeichnung und die statistischen Kennziffern „Mittelwerte“ und „Standardabweichungen“ sowie die jeweiligen Minimal- und Maximalwerte ersehen werden. Als Datenquellen sind die Jahresstatistiken der Bundesverbände der Orts- und Innungskrankenkassen zu nennen.

4. Ergebnisse des ökonomischen Schätzmodells

Die mit dem im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen Modell erzielten Ergebnisse²⁸⁾ sind in den Tabn. 1, 3, 3a und 4 dargestellt. Die Tab. 1 enthält die Resultate des gepoolten Datensatzes von AOK und IKK, so daß dort 420 Kassen (Beobachtungen) vorliegen. Auch nach den beiden Kassenverbänden getrennte Berechnungen wurden durchgeführt, deren Ergebnistabellen 3, 3a und 4 aus Platzgründen in den Anhang verlegt worden sind. Daher konzentrieren sich die nachfolgenden Ausführungen mit

²⁸⁾ Die Berechnungen wurden auf PC mit dem Programm-Paket „RATS“ Version 3.02 durchgeführt.

Ausnahme der Familienlastwirkungen auf die gemeinsamen Ergebnisse beider Kassenarten (Tab. 1).

Die stufenweise Vorgehensweise bei den Berechnungen und der Aufbau aller Tabellen stimmt überein. Als Referenzpersonengruppe wurden die männlichen Pflichtversicherten ausgewählt, deren Ausgabenwert durch die Konstante (b_1) reflektiert wird. In einem ersten Schritt werden lediglich die Anteile der gegeneinander abgegrenzten Mitgliedergruppen als unabhängige (exogene) Variablen eingesetzt. Auf diese Weise „übernehmen“ die ausgewiesenen Schätzer die Effekte des Alters, der Arbeitsfähigkeit und des Behandlungsvolumens der einzelnen Personenarten. Anders formuliert: Die genannten gruppenspezifischen Charakteristika sind explizit in den Schätzwerten enthalten. Allerdings verursacht das „Auslassen“ wichtiger Variablen zur Erklärung eines Modells eine Verzerrung der Schätzer – den sog. „Variable-omission-bias“ – der berücksichtigten Größen, so daß im zweiten Schritt die Kontrollvariablen „Alter“ und „Krankenstand“ eingeführt werden. Auf einer dritten Stufe kommen noch die Behandlungsfallzahlen in der stationären und ambulanten Versorgung hinzu²⁹). Mit zunehmender Vervollständigung des Schätzmodells läßt sich nun sehr gut die Veränderung der Mitgliedergruppen-Koeffizienten erkennen. Inhaltlich ergibt sich durch Einfügung der Zusatzvariablen die Möglichkeit von „Ceteris-Paribus-Aussagen“, d.h. die Koeffizienten für die einzelnen Mitgliedergruppen gelten unter sonst gleichen Umständen – also unter der Annahme einer konstanten Alters-, Arbeitsfähigkeits- und Fallstruktur der untersuchten Kassen. Damit erfassen die Mitgliederkoeffizienten auf den Modellstufen zwei und drei nur die Ausgabenunterschiede, die nicht durch die eben erwähnten Kontrollgrößen verursacht werden. Die drei beschriebenen Modellformen sind dabei jeweils mit den alternativen Abgrenzungen der freiwillig Versicherten gerechnet worden.

Die Aussagekraft der durch die OLS-Methode ermittelten Schätzwerte hängt in starkem Maße von der Erfüllung der zugrundeliegenden Modellannahmen ab³⁰). Obwohl es sich hier um eine Querschnittsanalyse mit Durchschnittswerten handelt, kann a priori nicht ausgeschlossen werden, daß die Störgrößen (Residuen) möglicherweise nicht die gleiche Varianz aufweisen. In einem solchen Fall von Heteroskedastie wäre die über die Kovarianz-Matrix errechneten Standardfehler der Schätzkoeffizienten unzuverlässig. Deshalb wurde mittels eines Breusch-Pagan-Testes³¹) unter Einbeziehung aller exogenen Variablen die Null-Hypothese homoskedastischer Residuen geprüft. Der Vorteil der genannten Teststatistik liegt in der Nichtnotwendigkeit irgendwelcher Annahmen über die Art der Heteroskedastie. Da die von Breusch und Pagan entwickelte Teststatistik asymptotisch χ^2 -verteilt ist, zeigt das Überschreiten des jeweils kritischen χ^2 -Wertes die Ablehnung der Null-Hypothese an. Tatsächlich wurde nach Testdurchführung für einige Gleichungen diese notwendige OLS-Annahme verworfen. In den Ergebnistabellen sind daher bei Ablehnung der Null-Hypothese auf dem 95%-Niveau neben den OLS-Standardfehlern auch die auf der Basis eines von White³²) vorgeschlagenen Verfahrens errechneten „korrigierten“ Standardfehler ausgewiesen.

²⁹) Bei den AOKs wurde in einem vierten Schritt auch noch die Familienlast hinzugefügt.

³⁰) Nur bei Erfüllung der an das Modell der einfachen Methode der kleinsten gestellten Anforderungen sind die Schätzer „best-linear-unbiased = blu“. Sehr gute Darstellungen dieses Themas finden sich z.B. bei Johnston (1984) oder Judge u.a. (1985).

³¹) Vgl. Judge u.a. (1985), S. 446f.

³²) Vgl. White (1980).

Tabelle 1: Schätzung der Leistungsausgaben pro Mitglied (inkl. Familienangehörige) in der Allgemeinen Krankenversicherung (AOK und IKK = 420 Beobachtungen)

unabh. Variablen:	abhängige Variable: LBISTMOR					
	(1)	(2)	(3)	(1a)	(2a)	(3a)
Konstante	2767,84** (67,90) 68,53##	825,90** (150,10) 171,45##	-367,89* (151,85) 183,32#	2766,95** (67,93)	762,90** (164,09) 187,52##	-384,06* (159,96) 186,46#
APFLIWOR	-2162,12** (174,82)	-1678,10** (127,80)	-855,48** (121,84)	-2130,18** (178,09)	-1683,04** (131,95)	-865,15** (124,98)
Anteil der pflichtvers. Frauen m. KG-Anspruch	175,87##	133,17##	142,21##		138,48##	151,15##
AARBLMOR	-2871,04** (434,38)	-398,81 (335,50)	-52,38 (299,31)	-2927,69** (428,80)	-352,06 (339,34)	-34,34 (282,56)
Anteil der arbeitslosen Männer	439,52##	343,95	345,67		352,46	342,66
AARBLWOR	6281,32** (1432,11)	1873,08 (1050,22)	233,09 (878,54)	7000,79** (1424,51)	1628,97 (1082,08)	166,30 (904,05)
Anteil der arbeitslosen Frauen	1665,27##	1183,87	1204,28		1261,91	1230,14
ASONSTOR	9858,25** (1529,15)	3927,16** (1164,94)	1516,57 (990,64)	9888,48** (1507,05)	3739,02** (1182,69)	1464,76 (1003,92)
Anteil der sonstigen Gruppierungen	1496,96##	1110,03##	1001,10		1143,50##	1011,94
AFREIMOR	-3535,82** (582,38)	-1576,17** (459,49)	-1114,14** (398,69)	-	-	-
Anteil der freiwillig versicherten Männer	605,49##	439,94##	371,51##			
AFREIWOR	4248,03** (1226,40)	1801,18* (890,70)	883,25 (757,99)	-	-	-
Anteil der freiwillig versicherten Frauen	1288,96##	977,01	818,54			
AFRMKGAM	-	-	-	-1925,75* (773,41)	-1948,95** (622,35)	-1278,94* (531,48)
Ant. d. freiw. vers. Männer m. KG-Anspruch					619,69##	520,97#
AFRMKGAW	-	-	-	-3030,87 (5766,03)	3689,89 (4235,67)	2345,67 (3525,53)
Ant. d. freiw. vers. Frauen m. KG-Anspruch					4123,52	3832,72
AFROKAM	-	-	-	-5780,55** (846,13)	-1143,39 (660,63)	-1012,35 (562,09)
Ant. d. freiw. vers. Männer o. KG-Anspruch					661,13	539,62
AFROKAW	-	-	-	6154,16** (1339,14)	1372,05 (1003,93)	703,48 (848,80)
Ant. d. freiw. vers. Frauen o. KG-Anspruch					1058,49	887,98
DURALT	-	39,84** (4,93)	43,31** (4,12)	-	41,88** (5,37)	43,93** (4,47)
Durchschnittsalter aller Versicherten		5,37##	4,33##		5,73##	4,64##
AUTM	-	27,83** (2,23)	19,24** (1,97)	-	27,75** (2,20)	19,23** (1,97)
Zahl der Arbeitsunfähig- keitstage je Mitglied		2,21##	2,75##		2,20##	2,07##
KHFM	-	-	1456,39** (210,75)	-	-	1453,36** (211,35)
Zahl der Krankenhaus- fälle je Mitglied			222,47##			222,66##
AMBFM	-	-	96,90** (10,86)	-	-	96,85** (10,91)
Zahl der ambulanten Be- handlungsfälle je Mitglied			15,16##			15,10##
DAOK	314,94** (29,60)	138,04** (26,48)	-8,22 (24,44)	286,65** (30,54)	137,29** (26,80)	-7,40 (24,68)
Dummy für AOK	30,35##	28,68##	26,07		28,92##	26,29
R ² in %	73,70	86,64	90,87	74,59	86,67	90,88
\bar{R}^2 in %	73,25	86,34	90,62	74,03	86,31	90,58
F	164,93	295,36	369,20	133,72	241,11	311,04
χ^2	14,12	24,71	38,54	16,27	25,28	37,58

* 95% Signifikanzniveau (OLS-Kovarianz-Matrix)

95% Signifikanzniveau ("White-Kovarianz-Matrix")

** 99% Signifikanzniveau

99% Signifikanzniveau

Quelle: eigene Berechnungen

Dem unteren Teil der Tabellen sind der Prozentsatz der vom Modell erklärten Gesamtvarianz (R^2)³³), die jeweiligen F-Werte und die durch den Breusch-Pagan-Test ermittelten χ^2 -Statistiken entnehmbar.

Betrachten wir nun die Ergebnisse des ökonomischen Modells. Die erste Version des Schätzmodells, in der die freiwillig Versicherten lediglich nach dem Geschlecht differenziert sind (Spalten 1, 2 und 3 in Tab. 1), zeigt für den gemeinsamen Datensatz, beginnend mit der Ausgangsschätzung, einen von 74% auf knapp 91% steigenden Erklärungswert, gemessen am R^2 . Diese Werte sind sehr zufriedenstellend; allein die Daten der Kassen, ohne explizite Berücksichtigung der Angebotsdichte, „erklären“ die durchschnittlichen Ausgaben pro Kassenmitglied nahezu vollständig. Allerdings dürften die Leistungsfälle implizit einen Teil der Angebotswirkungen beinhalten, da nicht anzunehmen ist, daß die Zahl der Behandlungsfälle von Menge und Struktur der Anbieter unbeeinflusst bleibt.

Ohne Beachtung von Alter, Krankenstand und Fallvolumen wird für die größte Gruppe aller Versicherten – die männlichen Pflichtmitglieder mit Anspruch auf Krankengeld – ein jährliches Ausgabenvolumen von etwa 2770,- DM ermittelt (Spalte 1). Die Schätzkoeffizienten der übrigen Mitgliedergruppen zeigen durchweg an, daß deren Ausgaben signifikant von der hier gewählten Referenzgruppe abweichen. Für drei Versichertenkategorien werden darunterliegende Ausgabenwerte ermittelt und für weitere drei Personengruppen ergeben sich höhere Ausgaben. Zur erstgenannten Gruppierung gehören die Frauen mit versicherungsrechtlich gleichen Merkmalen wie die Personen der Bezugsgruppe, die arbeitslosen Männer sowie die freiwillig versicherten Männer³⁴). Dem letztgenannten Kreis gehören die arbeitslosen und freiwillig versicherten Frauen und die unter der Rubrik „sonstige Versicherte“ zusammengefaßten Personen.

Aus diesen ersten Ergebnissen geht hervor, daß zwischen ansonsten vergleichbaren Gruppen erhebliche geschlechtsspezifische Differenzen vorliegen. Demzufolge wären nicht Arbeitslose und freiwillig Versicherte grundsätzlich schlechte Risiken, sondern lediglich die diesen Gruppen angehörenden Frauen stellen schlechte Ausgabenrisiken dar. Männer mit dem entsprechenden versicherungsrechtlichen Status wären dagegen relativ gute Risiken. Die nicht in den Hauptgruppen erfaßten sonstigen Personen sind unter Ausgabengesichtspunkten die schlechtesten Risiken. Im weiteren Verlauf wird auf eine ausführliche Diskussion der Schätzwerte dieses Personenkreises jedoch verzichtet, weil die dort zusammengefaßten Mitglieder zu heterogene Merkmale aufweisen. Die Dummy-Variable zeigt für Ortskrankenkassen ein signifikant höheres Niveau der mitgliedsbezogenen Ausgaben, das etwa 315,- DM beträgt. Führt man das Alter und die Arbeitsunfähigkeit ein (Spalte 2), erweisen sich beide Schätzer als

³³) Im Gegensatz zum R^2 , das aufgrund der Berechnungsweise immer einhergehend mit einer zunehmenden Zahl von Regressoren unabhängig von deren Signifikanzniveau steigt, kann das um die Zahl der exogenen Variablen korrigierte R^2 (= \bar{R}^2) auch kleiner werden. Es ist unter Berücksichtigung der Zahl der Regressoren ein besseres Maß für die Anpassungsgüte (goodness of fit) eines Modells.

³⁴) Da die Schätzkoeffizienten für AARBLMOR und AFREIMOR betragsmäßig höhere Werte annehmen als die Konstante, ergibt sich anhand der ausgewiesenen Schätzer ein negativer Gesamtwert für beide Personenkategorien. Berücksichtigt man allerdings die Konfidenzintervalle der Koeffizienten, können sich die Gesamtwerte sehr wohl im positiven Bereich befinden. Dennoch sind die Schätzwerte vor allem in Gl. (1) und (1a) wegen des „Omission-bias“ mit etwas Vorsicht zu interpretieren.

signifikant von null verschieden, wobei eine Erhöhung des Altersdurchschnitts um ein Jahr eine Steigerung der Pro-Kopf-Ausgaben von ungefähr 40,- DM zur Folge hätte. Ein zusätzlicher Arbeitsunfähigkeitstag würde etwa 28,- DM mehr kosten.

Da nunmehr die Schätzkoeffizienten für die Ausgabenabweichung von arbeitslosen Männern und Frauen nicht mehr statistisch gegen null gesichert sind, dürften die ursprünglich ermittelten Ausgabenunterschiede in bezug auf die Vergleichsgruppe überwiegend auf eine abweichende Altersstruktur und einen unterschiedlichen Krankenstand zurückzuführen sein.

Bei Kontrolle der gesamten Einflußfaktoren bleiben die jeweiligen Differenzen des gruppenspezifischen Ausgabenniveaus zwischen den pflichtversicherten männlichen Mitgliedern mit Anspruch auf Krankengeldzahlung und den entsprechend einzuteilenden Frauen bzw. den freiwilligen Mitgliedern bestehen. Weiterhin erweisen sich die unter den Kürzeln APFLIWOR und AFREIMOR subsumierten Personen als verhältnismäßig gute Risiken, während die freiwillig versicherten Frauen tendenziell eine ungünstige Risikomischung darstellen. Die Ausgabenunterschiede zwischen Kassenarten bleiben auf dieser Modellstufe ebenfalls bestehen, wie der noch signifikante Koeffizient von DAOK anzeigt.

Nun wird das Leistungsvolumen – gemessen durch die Variablen KHFM und AMBFM – eingeführt (Spalte 3). Beide Zusatzgrößen tragen signifikant zur Verbesserung der „erklärten“ Modellvarianz bei; ein zusätzlicher Krankenhausfall pro Mitglied würde demzufolge mitgliedsbezogene Mehrausgaben von 1456,- DM verursachen, während eine ambulante Mehrbehandlung das Ausgabenniveau um rund 97,- DM steigern würde.

Der Schätzer für das durchschnittliche Alter bewegt sich weiter bei etwa 40,- DM. Für einen AU-Tag reduziert sich die Kostenerhöhung auf knapp 20,- DM, was plausibel ist, da ein Teil des Mehrbetrages jetzt durch die damit ebenfalls gesteigerten Fallzahlen übernommen wird.

Wendet man sich den Mitgliedergruppen zu, weichen selbst nach expliziter Berücksichtigung von vier wichtigen Kontrollgrößen noch die Ausgabenwerte zweier Personenkreise von der Referenzgruppe ab. Es handelt sich um die Kategorien APFLIWOR und AFREIMOR. Dies bedeutet, daß selbst bei durchschnittlich gleichem Alter, gleicher Arbeitsfähigkeit, gleicher Zahl ambulanter Behandlungs- und Krankenhaufälle die weiblichen Pflichtversicherten, welche einen Anspruch auf Krankengeld besitzen, und die männlichen Wahlversicherten unterdurchschnittliche Ausgaben beanspruchen. Die Differenzen zwischen der Vergleichsgruppe und den übrigen Versicherten können dagegen statistisch auf Unterschiede bei den kontrollierten Merkmalen zurückgeführt werden. Gleiches gilt übrigens auch für die kassenverbandsbezogenen Ausgabedifferenzen, die nun ebenfalls nicht mehr nachweisbar sind.

Eine weitergehende Differenzierung der freiwilligen GKV-Mitglieder nach dem Kriterium des Krankengeldanspruches kann genauere Hinweise auf die Kostenverursachung dieser Populationen geben. Auf die Güte des Modells und die Koeffizienten hat das Ersetzen von AFREIMOR durch AFRMKGAM und AFROKAM sowie von AFREIWOR durch AFRMKGAW und AFRKOGAW jedoch keinen bedeutsamen Einfluß, wie durch die Gegenüberstellung der entsprechenden Ergebnisspalten ersichtlich ist. Daher brauchen nur die relevanten Schätzer der eben genannten Variablen genauer betrachtet werden.

Auf der ersten Modellstufe (Spalte 1a) erweisen sich freiwillig versicherte Männer durchweg – unabhängig von Krankengeldanspruch – als relativ gute Risiken, da die beiden einschlägigen Schätzwerte signifikant negativ sind. Allerdings wird für die

Männer ohne einen Anspruch auf Lohnausfallkompensation ein deutlich höherer negativer Wert ausgewiesen als für die vergleichbare Versichertenkategorie mit Kompensationsanspruch. Dieses Resultat ist etwas überraschend. Eventuell kann es darauf zurückgeführt werden, daß der erstgenannten Gruppe viele gute Risiken angehören, die wegen ihres geringen Risikos auf den Krankengeldanspruch verzichten. Wahrscheinlich handelt es sich jedoch um einen Bias, der durch das Weglassen relevanter Variablen entsteht. Bei den freiwillig versicherten Frauen ergibt sich ein anderes Bild. Hier scheinen lediglich die Gruppenmitglieder ohne Krankengeldanspruch aufgrund ihres hohen Ausgabenwertes schlechte Risiken darzustellen, während für die weiblichen freiwilligen Mitglieder mit Lohnausfallausgleich kein von der Referenzgruppe abweichender Kostenwert ermittelt werden kann. Die mutmaßlichen Nichtberufstätigen bilden also das schlechte Risiko.

Nach Einführung der beiden ersten Kontrollgrößen (Spalte 2a) ergibt sich eine andere Situation: Nur die freiwillig versicherten männlichen Personen mit Krankengeldanspruch würden bei Alters- und Arbeitsunfähigkeitskontrolle weniger Krankenversicherungsausgaben verursachen als die Bezugsgruppe. Aus diesem Effekt läßt sich schlußfolgern, daß die auf der vorhergehenden Rechenstufe ermittelten Kostenabweichungen der freiwilligen Personen ohne Lohnausgleich eindeutig auf Alters- und Morbiditätseffekte zurückgeführt werden können. Diese Aussage wird durch die Ergebnisse des dritten und letzten Rechenschrittes (Spalte 3a) bekräftigt, denn es sind durch die weitergehende Berücksichtigung des Fallvolumens keine Änderungen mehr beobachtbar.

Bezüglich der „Freiwilligen“ lassen sich die Ergebnisse wie folgt zusammenfassen: Freiwillig versicherte Männer, deren Leistungsanspruch einen Einkommensausgleich beinhaltet, sind von der Ausgabenseite gesehen relativ gute Risiken in den beiden hier untersuchten RVO-Kassen. Diese Erkenntnis wird nicht durch die explizite Berücksichtigung der vier hier gewählten Kontrollvariablen beeinträchtigt. Die wahlweisen Mitglieder, deren Versicherung einen solchen Anspruch nicht umfaßt, erweisen sich solange als von der Vergleichsgruppe abweichende Risiken, solange keine weiteren Charakteristika betrachtet werden. Männer aus diesem Personenkreis verursachen nach den Ergebnissen des hier präsentierten Schätzmodells stark unterdurchschnittliche Kosten. Die nach versicherungsrechtlichen Kriterien vergleichbaren Frauen beanspruchen dagegen stark erhöhte Leistungen. Es zeigt sich dabei, daß Alter und Arbeitsunfähigkeit diese signifikanten Ausgabenunterschiede aufheben, d.h. diese beiden Größen offensichtlich maßgeblich zur Erklärung der beobachtbaren Ausgabenunterschiede beitragen.

Zur Erörterung der Subventionierungsthese der freiwilligen Mitglieder müssen Ausgaben und Einnahmen gegenübergestellt werden. Leider ist die Einnahmenstatistik der GKV nicht nach Männern und Frauen getrennt, so daß nur recht grobe Beitragssummen errechnet werden können. Im Durchschnitt über alle Orts- und Innungskrankenkassen leisteten die beschäftigten Pflichtmitglieder jährliche Beitragssummen in Höhe von 3691,99 DM, während freiwillige Mitglieder 3405,79 DM einzahlten³⁵). Diese Differenz von etwa 200,- DM liegt deutlich unter den mittels des vorgestellten Modells errechneten Minderausgaben für freiwillig versicherte Männer insg. bzw. freiwillig versicherte Männer mit Krankengeldanspruch; zumal vermutet werden darf, daß die männlichen Mitglieder höhere Zahlungen als weibliche Versi-

cherte leisten. Infolgedessen darf die generelle Gültigkeit der Subventionierungsthese bezweifelt werden³⁶).

In den bisher diskutierten Regressionsgleichungen konnte ein wesentlicher Bestimmungsgrad der Leistungsausgaben – die Zahl der mitversicherten Familienangehörigen – nicht berücksichtigt werden, da für die Zwecke dieser Arbeit nur bei den Ortskrankenkassen bis auf die Ebene der einzelnen Krankenversicherungen disaggregiertes Zahlenmaterial vorlag. Aus diesem Grunde muß sich die Analyse der von den mitversicherten Familienangehörigen ausgehenden Ausgabewirkungen auf diesen Kassenverband beschränken. Aus Tab. 3a im Anhang können die Ergebniswerte entnommen werden.

Das Resultat ist überraschend: Obwohl die Quote der anspruchsberechtigten Familienmitglieder von Kasse zu Kasse und von Mitgliedsgruppe zu Mitgliedsgruppe starken Schwankungen unterworfen ist, hat die Einführung der Mitversichertenquote kaum Einfluß auf die übrigen Schätzkoeffizienten. Die ohne Berücksichtigung der Mitversicherten zu beobachtenden gruppenspezifischen Ausgabenunterschiede bleiben auch nach Einbeziehung der Familienlast bestehen. Demzufolge werden die Ausgabenunterschiede zwischen den einzelnen Mitgliederkreisen auf Kassenebene nicht systematisch von der Zahl der jeweils mitversicherten Familienangehörigen mitbestimmt.

Dazu bleiben zwei mögliche Erklärungen. Entweder schwanken die Familienlastquoten zwar systematisch zwischen den verschiedenen Kassenregionen, jedoch nicht zwischen den Personengruppen innerhalb der Kassen. Oder die unterschiedliche Familienbelastung einzelner Kohorten wird nicht ausgabenwirksam. Einhergehend mit den Mitversichertenquoten ist eine vermehrte Zahl ambulanter Fälle zu ersehen (dies wird durch die quantitative Reduktion des Koeffizienten für die ambulanten Behandlungsfälle nach Einführung von FAMLASTQ deutlich). Es ist aber denkbar, daß Familienangehörige unterproportionale Fallausgaben verursachen und auch in anderen, hier außerhalb der Betrachtung bleibenden, Versorgungsbereichen (z.B. der Versorgung mit Heil- und Hilfsmitteln) geringe Kosten beanspruchen.

Da die hier erzielten Ergebnisse für die beitragsberechtigten Mitglieder in den unterschiedlichen Abgrenzungen gelten, kann zumindest für den Bereich der Ortskrankenkassen keine statistisch signifikante Mehrkostenbelastung im Vergleich zu den übrigen Mitgliedern bestätigt werden, die von deren mitversicherten Familienangehörigen ausgeht. Wollte man den zusätzlichen Jahresbeitrag bestimmen, der zur Kostendeckung eines zusätzlichen Mitversicherten notwendig wäre, müßte man c.p. etwa 265,- DM ansetzen³⁷).

³⁶) Die Beitragseinnahmen der Ortskrankenkassen für beschäftigte Pflicht- bzw. Wahlmitglieder betragen 3790,51 DM bzw. 3319,37 DM. Die entsprechenden Werte der Innungskrankenkassen beliefen sich auf 3036,82 DM und 3940,49 DM. Diese divergierenden Einzelwerte ändern unter Beachtung der nach Kassenverbänden getrennten Berechnungen in Tab. 3 u. 4 nichts an der Infragestellung der generellen Subventionierungsthese. Sie weisen aber darauf hin, daß sich die Alimentierung bestimmter Personenkreise durch andere Personengruppen je nach Kassenart unterschiedlich verhalten kann.

³⁷) Unter Verwendung der Ergebnisse von Spalte 4 in Tab. 3a ergibt sich für die Referenzgruppe ein Jahresausgabenbetrag von 2981,76 DM ($45,07 \text{ DM} \times 37,68 + 23,35 \text{ DM} \times 19,45 + 1228,26 \text{ DM} \times 0,24 + 58,81 \text{ DM} \times 9,09$), wobei die Schätzkoeffizienten mit den AOK-bezogenen Durchschnittswerten multipliziert wurden.

³⁵) berechnet nach BMA (o.J.), Tab. 1A u. Tab. 32A.

5. Schlußfolgerungen

Die Ergebnisse des hier präsentierten ökonomischen Schätzmodells stehen teilweise im Widerspruch zu den Aussagen der unter den Stichworten „besondere Risikogruppen“ und „Subventionierung der freiwillig Versicherten“ geführten Diskussion. Es zeigt sich im Rahmen des Modells, daß Arbeitslose gemessen an ihren Leistungsausgaben generell nicht als schlechte Risiken bezeichnet werden können; vielmehr dürfte diese Aussage nur für arbeitslose Frauen gelten. Zweitens werden die freiwilligen GKV-Mitglieder der hier untersuchten Kassenverbände ebenfalls nicht grundsätzlich von den übrigen Personengruppen alimentiert. Freiwillig versicherte Männer stellen sogar ein überdurchschnittlich gutes Ausgabenrisiko dar. Eine genauere Differenzierung der freiwillig Versicherten mit dem Unterscheidungskriterium „Krankengeldanspruch“ zeigt, daß vor allem wahlweise versicherte Männer mit einem solchen Leistungsanspruch mit großer Sicherheit ein unterdurchschnittliches Leistungsvolumen beanspruchen und auch nicht von den Pflichtversicherten „subventioniert“ werden. Pflichtversicherte Frauen schließlich, die ebenfalls eine Lohnausfallkompensation beanspruchen können, sind gleichfalls gute Ausgabenrisiken.

Aus diesen Resultaten ergeben sich für die ordnungspolitische Gestaltung des Systems der sozialen Krankenversicherung erhebliche Konsequenzen: Das Argument der Risikoselektion, wonach sich „gute Risiken“ mit den entsprechenden Wahlmöglichkeiten überwiegend der privaten Krankenversicherung anschließen, während die ungünstigen Risiken in der GKV verbleiben, gilt offensichtlich so pauschal nicht – jedenfalls nicht für Orts- und Innungskrankenkassen. Denkbar wäre allerdings, daß die besonders guten Risiken andere Versicherungsträger wählen und die verbleibenden freiwilligen Mitglieder eine immer noch günstigere Risikostruktur aufweisen als das Gros der Pflichtmitglieder. Auf jeden Fall scheinen große Personenkohorten aus der freiwilligen Versicherung einen Beitrag zur Finanzierung der Pflichtversicherung zu leisten. Die freiwillig versicherten weiblichen Mitglieder, die hohe Ausgaben verursachen, werden dagegen i. d. R. tatsächlich subventioniert. Sollten sie überwiegend genau den Personengruppen angehören, denen der Gesetzgeber wegen ihrer sozialen Situation ausdrücklich eine Zutrittsberechtigung zur gesetzlichen Krankenversicherung verschaffen wollte – wie z. B. geschiedenen oder verwitweten Frauen – wäre dies wohl als Erfüllung eines Solidarziels im GKV-System anzusehen. Dieser Sachverhalt wäre aber noch näher zu untersuchen.

In der Tendenz entsprechen die hier vorgestellten Ergebnisse damit denen neuerer Untersuchungen von Henke/Behrens (1989) und Zschocke (1989). Eine Beschränkung des freiwilligen Beitritts zur gesetzlichen Krankenversicherung von gut verdienenden Männern – wie er von seiten der PKV gefordert wird – könnte also statt einer Entlastung der Pflichtversicherten das Gegenteil bewirken. Allerdings wäre zu prüfen, inwieweit die hier gewonnenen Aussagen auf andere große Träger der GKV, wie die Betriebs- und Ersatzkassen, übertragbar sind.

Für eine zweite Stufe der Strukturreform im Gesundheitswesen drängt sich der Gedanke auf, ob nicht die Zutrittsbeschränkungen zu den einzelnen Kassen vollständig aufgehoben werden sollten, da das Leistungsangebot der GKV auch für bisher nicht zutrittsberechtigte Personen interessant sein könnte, die unter Solidargesichtspunkten sogar einen Beitrag zur Finanzierung der Pflichtversicherung leisten könnten.

Als Anhaltspunkte für die dann notwendigen risikoorientierten Finanzausgleichsbeträge lassen sich im Rahmen des hier verwendeten Modells z. B. folgende Werte ansetzen: Abweichungen vom Durchschnittsalter der Versicherten aller Kassen müßten

mit etwa 40,- DM pro Jahr und Mitglied kompensiert werden, während ein überdurchschnittlicher Krankenstand mit etwa 20,- DM pro Jahr und Kopf ausgeglichen werden könnte.

Anhang

Tabelle 2: Datensatzbeschreibung*)

Variable	Mittelwert		Standardfehler		Minimum		Maximum	
	AOK	IKK	AOK	IKK	AOK	IKK	AOK	IKK
LEISTMOR Leistungsausgaben je Mitglied in DM	2628,40	2175,40	214,08	195,42	2081,20	1629,60	3126,60	2552,80
APFLWOR Anteil der pflichtversicherten Frauen mit Krankengeldanspruch	27,37	21,08	5,18	7,92	15,26	8,69	42,82	46,70
AARBLMÖR Anteil der männlichen Arbeitslosen	6,88	5,61	3,52	3,11	1,01	0,59	20,42	16,23
AARBLWOR Anteil der arbeitslosen Frauen	2,98	1,25	1,00	0,07	1,02	0,17	6,41	5,03
ASONSTOR Anteil der sonstigen Gruppierungen	2,09	1,25	0,60	0,48	0,73	0,00	4,13	2,60
AFREIMÖR Anteil der freiwillig versicherten Männer	5,67	8,02	1,49	1,86	2,75	4,00	12,15	14,11
AFREIWOR Anteil der freiwillig versicherten Frauen	3,35	2,51	0,81	0,75	1,91	0,88	7,51	5,38
AFRMKGAM Anteil der freiwillig versicherten Männer mit Krankengeldanspruch	2,32	4,05	1,18	1,82	0,12	0,00	7,64	9,39
AFRMKGAW Anteil der freiwillig versicherten Frauen mit Krankengeldanspruch	0,26	0,39	0,15	0,25	0,00	0,00	0,92	1,52
AFROKGM Anteil der freiwillig versicherten Männer ohne Krankengeldanspruch	3,34	3,97	0,93	1,29	1,67	1,70	9,00	11,06
AFROKGAW Anteil der freiwillig versicherten Frauen ohne Krankengeldanspruch	3,09	2,11	0,80	0,64	1,33	0,76	6,96	4,85
DURALT Durchschnittsalter der Versicherten	37,68	33,04	1,20	1,60	33,29	28,37	40,49	36,29
AUTM Zahl der Arbeitsunfähigkeitstage je Mitglied	19,45	15,04	3,31	2,70	11,56	8,60	30,42	21,97
KHFM Zahl der Krankenhausfälle je Mitglied	0,24	0,19	0,03	0,03	0,17	0,11	0,33	0,26
AMBFM ambulante ärztl. und zahnärztliche Behandlungsfälle je Mitglied	9,09	8,06	0,59	0,58	6,78	6,10	10,62	9,42
FAMLASTQ Zahl der mitversicherten Familienangehörigen je Mitglied	0,63	---	0,12	---	0,30	---	1,25	---

* 269 Ortskrankenkassen, 151 Innungskrankenkassen
Mitgliederanteile in %

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3: Schätzung der Leistungsausgaben pro Mitglied (inkl. Familienangehörige) in der Allgemeinen Krankenversicherung (AOK), n = 269

unabh. Variablen:	abhängige Variable: LEISTMOR					
	(1)	(2)	(3)	(1a)	(2a)	(3a)
Konstante	3370,44** (233,07) -	1022,45** (233,07) 274,70##	-141,18 (243,15) 302,03	3364,74** (91,40) -	1039,79** (238,07) 285,18##	-138,89 (244,48) 295,85
APFLIWOR Anteil der pflichtvers. Frauen mit Krankengeld	-2723,74** (230,44) -	-2379,79** (165,89) 165,93##	-1414,98** (181,79) 219,27##	-2795,96** (236,71) -	-2393,94** (170,69) 173,78##	-1410,14** (183,46) 210,45##
AARBLMOR Anteil der arbeitslosen Männer	-3489,56** (532,38) -	-584,59 (398,57) 444,62	-235,52 (353,87) 497,56	-3522,69** (530,19) -	553,80 (404,36) 416,26	-131,88 (356,19) 417,71
AARBLWOR Anteil der arbeitslosen Frauen	6761,99** (1717,80) -	854,15 (1243,21) 1514,82	66,51 (1097,86) 1766,35	6811,58** (1704,50) -	847,68 (1250,28) 1439,73	18,97 (1095,24) 1525,78
ASONSTOR Anteil der sonstigen Gruppierungen	9373,55** (1617,79) -	4407,83** (1151,59) 1145,68##	2074,74 (1065,95) 1115,79	9789,22** (1614,00) -	4407,06** (1169,93) 1175,65##	1862,40 (1080,19) 1128,67
AFREIMOR Anteil der freiwillig versicherten Männer	-4448,32** (859,88) -	-1790,49** (612,01) 611,12##	-1055,40 (579,79) 362,99	-	-	-
AFREIWOR Anteil der freiwillig versicherten Frauen	2939,41* (1475,86) -	79,78 (1019,35) 1408,47	-46,72 (932,25) 1211,10	-	-	-
AFRMKGAM Ant. d. freiw. vers. Männer m. KG-Anspruch	-	-	-	-1865,09 (1404,70) -	-2057,83* (967,68) 852,40#	-2060,15* (897,72) 837,33#
AFRMKGAW Ant. d. freiw. vers. Frauen m. KG-Anspruch	-	-	-	-10997,51 (9992,92) -	4150,67 (6992,11) 7073,78	12845,22* (6301,27) 7479,97
AFROKAM Ant. d. freiw. vers. Männer o. KG-Anspruch	-	-	-	-6736,68** (1333,16) -	-1869,44 (961,36) 1102,32	-1133,55 (857,91) 888,06
AFROKAW Ant. d. freiw. vers. Frauen o. KG-Anspruch	-	-	-	5225,87** (1729,24) -	-42,36 (1230,26) 1644,38	504,41 (1089,65) 1377,58
DURALT Durchschnittsalter aller Versicherten	-	47,45** (7,29) 7,96##	47,15** (6,55) 7,17##	-	46,95** (7,40) 8,18##	45,39** (6,61) 7,35##
AUTM Zahl der Arbeitsunfähig- keitstage je Mitglied	-	25,23** (2,54) 2,67##	20,02** (2,32) 2,59##	-	25,50** (2,59) 2,64##	20,62** (2,33) 2,50##
KHFM Zahl der Krankenhaus- fälle je Mitglied	-	-	1424,41** (271,75) 276,36##	-	-	1401,64** (271,01) 276,66##
AMBFBM Zahl der ambulanten Be- handlungsfälle je Mitglied	-	-	74,88** (14,30) 20,13##	-	-	81,66** (14,61) 19,17##
R ² in %	53,36	78,59	83,61	54,46	78,62	83,89
\bar{R}^2 in %	52,29	77,93	82,97	53,04	77,79	83,14
F	49,95	119,28	131,61	38,87	94,86	111,11
χ^2	5,47	24,32	43,22	8,76	22,70	34,06

* 95% Signifikanzniveau (OLS-Kovarianz-Matrix)
** 99% Signifikanzniveau# 95% Signifikanzniveau ("White"-Kovarianz-Matrix)
99% Signifikanzniveau

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3a: Schätzung der Leistungsausgaben pro Mitglied (inkl. Familienangehörige) unter Einbeziehung der Mitversichertenquote in der Allgemeinen Krankenversicherung (AOK), n = 269

unabh. Variablen	abhängige Variable: LEISTMOR					
	(1)	(2)	(3)	(1a)	(2a)	(3a)
Konstante	3206,89** (130,38) -	659,74** (223,62) 243,89##	-153,27 (236,94) 285,07	3200,15** (130,50) -	673,56** (228,11) 249,65##	-153,81 (238,38) 278,37
APFLIWOR Anteil der Pflichtvers. Frauen mit KG-Anspruch	-2541,96** (252,30) -	-1855,25** (173,99) 212,94##	-1276,29** (180,77) 238,67##	-2610,39** (257,68) -	-1864,28** (178,02) 213,79##	-1271,69** (182,55) 226,77##
AARBLMOR Anteil der arbeitslosen Männer	-3713,84** (545,87) -	-925,54* (374,01) 495,43	-490,32 (351,11) 512,19	-3744,23** (543,38) -	-878,02* (378,66) 442,77#	-386,12 (353,67) 427,84##
AARBLWOR Anteil der arbeitslosen Männer	6865,67** (1712,31) -	993,06 (1155,26) 1806,21	269,42 (1071,00) 1890,42	6900,77** (1698,91) -	969,17 (1160,97) 1669,87	216,49 (1069,01) 1645,45
ASONSTOR Anteil der sonstigen Gruppierungen	8726,54** (1654,11) -	2689,81* (1102,13) 1114,27#	1521,82 (1048,53) 1103,38	9134,97** (1649,06) -	2641,24* (1119,38) 1145,89	1317,43 (1062,84) 1119,90
AFREIMOR Anteil der freiwillig versicherten Männer	-4460,28** (856,63) -	-1536,71** (569,95) 531,92##	-984,74 (565,21) 547,12	-	-	-
AFREIWOR Anteil der freiwillig versicherten Frauen	3667,92* (1529,00) -	1752,63 (981,46) 1199,05	900,70 (941,21) 1143,29	-	-	-
AFRMKGAM Ant. d. freiw. vers. Männer m. KG-Anspruch	-	-	-	-1874,88 (1398,78) -	-2012,83* (898,37) 896,43#	-1970,89* (875,49) 854,86#
AFRMKGAW Ant. d. freiw. vers. Frauen m. KG-Anspruch	-	-	-	-10428,44 (9956,43) -	7676,27 (6513,74) 7871,61	13152,95* (6143,58) 7752,85
AFROKAM Ant. d. freiw. vers. Männer o. KG-Anspruch	-	-	-	-6764,70** (1328,43) -	-1486,53 (895,29) 922,25	-1006,72 (837,03) 856,76
AFROKAW Ant. d. freiw. vers. Frauen o. KG-Anspruch	-	-	-	5978,62** (1772,67) -	1461,82 (1166,05) 1417,68	408,29 (1089,26) 1322,25
DURALT Durchschnittsalter aller Versicherten	-	43,26** (6,81) 7,23##	45,07** (6,41) 6,91##	-	42,73** (6,90) 7,44##	43,50** (6,46) 7,08##
AUTM Zahl der Arbeitsunfähig- keitstage je Mitglied	-	29,19** (2,44) 2,83##	23,35** (2,42) 2,84##	-	29,63** (2,49) 2,71##	23,87** (2,43) 2,75##
KHFM Zahl der Krankenhaus- fälle je Mitglied	-	-	1228,26** (269,66) 265,33##	-	-	1209,49** (269,03) 262,21##
AMBFBM Zahl der ambulanten Be- handlungsfälle je Mitglied	-	-	58,81** (14,55) 19,08##	-	-	65,54** (14,87) 18,11##
FAMLASTQ Zahl der mitversicherten Fam.-Ang. je Mitglied	183,47 (105,65) -	450,43** (69,33) 80,96##	266,49** (69,35) 74,28##	183,96 (104,78) -	453,02** (69,58) 79,00##	261,89** (69,12) 73,01##
R ²	53,89	81,59	84,50	55,00	81,65	84,75
\bar{R}^2	52,65	80,95	83,84	53,43	80,86	83,97
F	43,58	127,52	127,37	35,17	103,92	109,02
χ^2	6,68	39,91	51,33	9,24	36,29	42,52

* 95% Signifikanzniveau (OLS-Kovarianz-Matrix)
** 99% Signifikanzniveau# 95% Signifikanzniveau ("White"-Kovarianz-Matrix)
99% Signifikanzniveau

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 4: Schätzung der Leistungsausgaben pro Mitglied (inkl. Familienangehörige) in der Allgemeinen Krankenversicherung (IKK), n = 151

unabh. Variablen:	abhängige Variable: LEISTMOR					
	(1)	(2)	(3)	(1a)	(2a)	(3a)
Konstante	2382,75** (112,95)	352,56 (224,86)	-621,19** (218,46)	2370,41** (111,78)	287,69 (251,31)	-613,51** (231,97)
APFLIWOR	-1540,08** (319,14)	-1141,09** (241,28)	-434,49* (215,60)	-1475,78** (310,18)	-1098,93** (243,09)	-385,70 (216,37)
Anteil der pflichtvers. Frauen m. KG-Anspruch	-	236,17##	-	-	233,97##	-
AARBLMOR	-1713,28* (730,96)	226,29 (558,46)	328,76 (458,74)	-1930,35** (708,54)	287,77 (571,79)	302,48 (467,81)
Anteil der arbeitslosen Männer	-	590,58	-	611,48	-	-
AARBLWOR	2658,61 (2814,50)	1119,32 (2059,37)	-629,47 (1703,41)	6192,28* (2939,19)	471,36 (2271,23)	-622,96 (1861,72)
Anteil der arbeitslosen Frauen	-	2012,51	-	2321,23	-	-
ASONSTOR	14348,33** (3758,10)	3324,31 (3132,02)	2345,78 (2574,20)	14258,77** (3628,60)	3071,07 (3210,82)	2587,13 (2626,42)
Anteil der sonstigen Gruppierungen	-	3378,51	-	3477,64	-	-
AFREIMOR	-2268,90** (804,45)	-1150,78 (730,98)	-1047,94 (611,89)	-	-	-
Anteil der freiwillig versicherten Männer	-	769,93	-	-	-	-
AFREIWOR	7312,21** (2651,61)	2502,22 (2048,29)	647,90 (1725,57)	-	-	-
Anteil der freiwillig versicherten Frauen	-	2126,45	-	-	-	-
AFRMKGAM	-	-	-	-213,10 (990,39)	-929,72 (918,22)	-489,49 (760,10)
Ant. d. freiw. vers. Männer m. KG-Anspruch	-	-	-	896,69	-	-
AFRMKGAW	-	-	-	-6722,01 (7212,06)	-3427,23 (5563,52)	-6821,30 (4569,97)
Ant. d. freiw. vers. Frauen m. KG-Anspruch	-	-	-	4605,72	-	-
AFROKAM	-	-	-	-4846,10** (1142,61)	-623,32 (991,31)	-984,59 (820,61)
Ant. d. freiw. vers. Männer o. KG-Anspruch	-	-	-	1025,58	-	-
AFROKAW	-	-	-	9291,94** (2796,01)	3436,00 (2214,22)	1849,84 (1852,27)
Ant. d. freiw. vers. Frauen o. KG-Anspruch	-	-	-	2282,16	-	-
DURALT	-	50,09** (8,05)	48,29** (6,63)	-	51,00** (8,80)	46,65** (7,23)
Durchschnittsalter aller Versicherten	-	7,44##	-	-	7,46##	-
AUTM	-	24,62** (4,73)	15,75** (4,03)	-	25,11** (4,74)	16,08** (4,02)
Zahl der Arbeitsunfähig- keitstage je Mitglied	-	4,77##	-	-	4,81##	-
KHFM	-	-	1197,49** (343,12)	-	-	1185,36** (341,95)
Zahl der Krankenhaus- fälle je Mitglied	-	-	-	-	-	-
AMBFM	-	-	106,89 (17,26)	-	-	108,21** (17,25)
Zahl der ambulanten Be- handlungsfälle je Mitglied	-	-	-	-	-	-
R ² in %	37,32	67,55	78,44	42,39	68,03	78,93
R ² in %	34,71	65,72	76,90	39,15	65,75	77,10
F	14,29	36,95	50,94	13,06	29,97	43,08
χ ²	4,57	18,10	12,16	6,55	21,87	15,75

* 95% Signifikanzniveau (OLS-Kovarianz-Matrix)

95% Signifikanzniveau (*White-Kovarianz-Matrix)

** 99% Signifikanzniveau

99% Signifikanzniveau

Quelle: eigene Berechnungen

Literatur

- Adam, H. (1983), *Ambulante ärztliche Leistungen und Ärztedichte*. Berlin.
- Andel, N. (1975), *Verteilungswirkungen der Sozialversicherung am Beispiel der gesetzlichen Krankenversicherung der Bundesrepublik Deutschland*. In: Dreißig, W. (Hrsg.), *Finanzpolitik und Verteilung*. Berlin, 39–81.
- Barttingck, H. (1985), *Pflichtmitglieder zahlen für Freiwillige*. In: *Arbeit und Sozialpolitik*, 2, 50.
- Bauer, G., Pick, P. (1988), *Besondere Risikogruppen in der GKV*. In: *Die Ortskrankenkasse*, 5, 145–149.
- Bauer, G., Schönhofen, F. (1988), *Risikostrukturen und Beitragssatzunterschiede in der GKV*. In: *Die Ortskrankenkasse*, 22, 649–655.
- Baumann, M. (1986), *Familienstruktur und Beitragsbelastungsunterschiede in der gesetzlichen Krankenversicherung*. In: *Sozialer Fortschritt*, 8, 1986, 180–185.
- Becker, I. (1985), *Einkommensumverteilungen im Rahmen der gesetzlichen Krankenversicherung*. In: Schmähl, W. (Hrsg.), *Versicherungsprinzip und Soziale Sicherung*. Tübingen, 98–119.
- Breyer, F. (1984), *Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen*. Berlin u.a.
- Brunkhorst, J. (1987), *Zur Problematik unterschiedlicher Risikostruktur und ihres Ausgleichs in der Sozialversicherung*. Berlin.
- BMA (o.J.) – Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.), *Die gesetzliche Krankenversicherung im Jahre 1986*. Bonn.
- BdO (o.J.), *Bundesverband der Ortskrankenkassen (Hrsg.), Die Statistik der Ortskrankenkassen 1986*. Bonn.
- BdO (Hrsg.), 1987, *Anspruchsberechtigte Familienangehörige der Mitglieder, AOK- und GKV-Ergebnisse*, 1. Oktober 1986. Bonn.
- Bundesverband der Innungskrankenkassen (Hrsg.) (o.J.), *Jahresrechnungsergebnisse 1986 der Innungskrankenkassen*. Bergisch-Gladbach.
- Cassel, D. (1987), *Möglichkeiten und Grenzen des Wettbewerbs im System der Gesetzlichen Krankenversicherung*, Gutachten im Auftrag des Bundesministers für Arbeit und Sozialordnung.
- Cyffka, J. (1988), *Zur Belastung von Krankenkassen durch die Folgen der Arbeitslosigkeit*. In: *Die Ortskrankenkasse*, 13, 400–404.
- Düttmann, R. (1978), *Die Finanzierung der gesetzlichen Krankenversicherung*. Baden-Baden.
- Henke, K.-D. (1983), *Beitragssatzunterschiede in der gesetzlichen Krankenversicherung aus allokativer und distributiver Sicht*. In: Hansmeyer, K.-H. (Hrsg.): *Staatsfinanzierung im Wandel*, 463–481, Berlin.
- Henke, K.-D., Adam, H. (1982), *Beitragssatzdifferenzen: Abbau oder Ausbau?* In: *Wirtschaftsdienst*, 11, 549–553.
- Henke, K.-D., Behrens, C. (1989), *Umverteilungswirkungen der gesetzlichen Krankenversicherung: Eine empirische Analyse der differentiellen Einnahmewirkungen*. Bayreuth.
- Hofmann, J., Hühne, P. (1988), *GKV-Solidarprinzip, Wettbewerb und Finanzierungsverfahren*. In: *Arbeit und Sozialpolitik*, 8, 238–246.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, 3rd. Ed. New York u.a.
- Judge, G. G., Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lütkepohl, H., Lee, T.-C. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*.
- Leber, W. (1987), *Finanzausgleich als Voraussetzung für funktionsfähigen Wettbewerb in der gesetzlichen Krankenversicherung*. In: *Arbeit und Sozialpolitik*, 10, 266–272.
- Meye, M. R., Brenner, G. (1983), *Allgemeine Ortskrankenkassen: Werden die freiwillig Versicherten aus den Pflichtbeiträgen subventioniert?* In: *Medizin, Mensch, Gesellschaft*, 26–31.
- Mühlenkamp, H. (1991), *Die Ausgaben in der Gesetzlichen Krankenversicherung*. Berlin.
- Mühl, H. (1988), *Risikostrukturen und Beitragssatz-Unterschiede in der GKV*. In: *Die Ersatzkasse*, 68. Jg., Sept., 349–364.

- Neubauer, G. (1988a), Staat, Verwaltung und Verbände – Entwicklung der Ordnungs- und Steuerungsstrukturen in der gesetzlichen Krankenversicherung. In: Gäfgen, G. (Hrsg.), Neokorporatismus und Gesundheitswesen, 91–111, Baden-Baden.
- Neubauer, G. (1988b), Verfahren des Finanzausgleichs in der gesetzlichen Krankenversicherung zur Angleichung der Wettbewerbssituation. In: Die Betriebskrankenkasse, 10, 281–285.
- Ott, G. (1981), Einkommensumverteilungen in der gesetzlichen Krankenversicherung. Frankfurt und Bern.
- o.V. (1988), Subventionierung der „Freiwilligen“ verstärkt. In: PKV-Publik, 9, 99.
- Paquet, R. (1983), Umverteilungswirkungen und dezentrale Handlungsmöglichkeiten in der gegliederten Krankenversicherung. In: Sozialer Fortschritt, 1, 15–21.
- Pfaff, M., Wassener, D. (1990), Der Risikostrukturausgleich als Element der GKV-Organisationsreform. In: Sozialer Fortschritt, 39. Jg., 3/4, 59–66.
- Pick, P. (1989), Risikostrukturen in der Krankenversicherung. In: Die Ortskrankenkasse, 15/16, 491–495.
- Preiser, K., Weber, A. (1988), Beitragssatzunterschiede in der GKV – Ursachen und Konsequenzen. In: Arbeit und Sozialpolitik, 2, 38–46.
- Reinhardt, U. E. (1985), The Theory of Physician-induced Demand: Reflections After a Decade. In: Journal of Health Economics, 4, 187–193.
- SVR – Sachverständigenrat zur konzertierten Aktion im Gesundheitswesen (1988), Jahresgutachten 1988 – Medizinische und ökonomische Orientierung. Baden-Baden.
- SVR – Sachverständigenrat zur konzertierten Aktion im Gesundheitswesen (1989), Jahresgutachten 1989 – Qualität, Wirtschaftlichkeit und Perspektiven der Gesundheitsversorgung. Baden-Baden.
- SVR – Sachverständigenrat zur konzertierten Aktion im Gesundheitswesen (1990), Jahresgutachten 1990 – Herausforderungen und Perspektiven der Gesundheitsversorgung. Baden-Baden.
- Töns, H. (1986), Grundausbildung im Krankenkassendienst. St. Augustin.
- Wasem, J. (1990), Die Probleme der Versicherten- und Kassenstruktur und ihre Reform – Ein Überblick. In: Sozialer Fortschritt, 39. Jg., 3/4, 53–59.
- White, H. (1980), A Heteroscedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. In: Econometrica, 48, 817–838.
- Zschocke, A. (1989), Zur These der Subventionierung der freiwilligen Mitglieder in der gesetzlichen Krankenversicherung. Idstein.

Zusammenfassung

Die standardmäßig erhobenen Daten der Gesetzlichen Krankenversicherung lassen keine befriedigend differenzierten Aussagen über die Leistungsausgaben verschiedener Mitgliedergruppen zu. In diesem Aufsatz werden unter Zuhilfenahme eines regressionsanalytischen Modells die mitgliedergruppenspezifischen Leistungsausgaben geschätzt. Eine Gegenüberstellung der Beitragseinnahmen und der hier geschätzten Ausgabenwerte zeigt insbesondere, daß die häufig geäußerte Vermutung, freiwillig Versicherte würden durch Pflichtmitglieder „subventioniert“ nicht grundsätzlich zutreffend ist. Den Ergebnissen zufolge sind freiwillig versicherte Männer im Durchschnitt Nettozahler, während freiwillig versicherte Frauen Nettoempfänger sind.

Summary

Taking common statistical data of the German statutory health care system it is not possible to make exact assertions about the health care expenditures of different member groups. Using a regression model, here are presented several estimates of the group specific expenditures. It is often stated that the voluntary members are cross-subsidized by the compulsory members. The econometric results do not generally support that statement. Comparing premiums and expenditures it seems that only voluntary insured women are subsidized.

